Fabio Rossera

La distribuzione dei redditi e la loro imposizione fiscale : analisi dei dati fiscali svizzeri

Quaderno N. 03-07

Decanato della Facoltà di Scienze economiche
Via G. Buffi, 13 CH-6900 Lugano

La distribuzione dei redditi

e la loro imposizione fiscale

Analisi dei dati fiscali svizzeri

Fabio Rossera
Istituto di ricerche economiche
Università di Lugano

Febbraio 2003

Sommario

I dati fiscali pubblicati dall'Amministrazione federale delle contribuzioni vengono utilizzati per porre in evidenza le caratteristiche più salienti della distribuzione dei redditi. Si evidenzia dapprima come, a livello di tutto il paese, le disparità siano andate aumentando nel ventennio dal 1975/76 al 1995/96. La concentrazione verso l'alto è avvenuta a seguito di un peggioramento delle condizioni delle fasce di popolazione meno abbienti. L'esame della situazione nei singoli Cantoni mette in rilievo il fatto che esistono delle caratteristiche generali nelle loro distribuzioni che consentono di classificarle in un numero ristretto di categorie. Dal lato tributario, appare evidente la forte progressività dell'imposizione diretta a livello federale. È però altrettanto chiaro come, tenuto conto del tasso ridotto d'imposizione, il suo impatto sulla redistribuzione dei redditi sia alquanto limitato.

Indice

1 Introduzione *3*

2 Definizioni e fonti *4*

2.1 Definizioni di reddito 4

2.2 Valutazione dei dati disponibili 5

3 Analisi a livello nazionale *7*

3.1 Quadro generale 7

3.2 Evoluzione della disparità 9

3.3 Analisi dei quantili 11

4 Situazione nei Cantoni *14*

4.1 Disparità e reddito cantonale 14

4.2 Confronto delle curve di Lorenz 16

5 Incisività della progressività fiscale *26*

5.1 Effetto di progressività 27

5.2 Effetto di ridistribuzione 30

6 Conclusioni *32*

7 Appendice 1 Funzione d'aggiustamento *33*

7.1 Funzione di distribuzione e di densità 33

7.2 Caratterizzazione dei parametri 37

7.3 Statistiche di rilievo nelle valutazioni 39

7.4 Stima dei parametri e qualità dell'aggiustamento 42

8 Appendice 2 Criteri di confronto *45*

8.1 Curve di Lorenz e teoria del benessere 45

8.2 Indici di progressività e di ridistribuzione 50

Bibliografia *52*

1 Introduzione

A differenza del problema della distribuzione funzionale dei redditi, quello della sua distribuzione personale ha goduto in generale di scarsa attenzione fra gli economisti. Più di recente, negli ultimi decenni, si è però prodotta una notevole fioritura di nuovi sviluppi teorici in questo campo. Essa è stata in parte favorita dalle notevoli estensioni della base informativa messa a disposizione dei ricercatori nei vari paesi.

La Svizzera è anche su questa tematica piuttosto assente. Di nuove pubblicazioni che si conoscano v'è solo uno studio Ecoplan, commissionato dal Segretariato di Stato dell'Economia (Seco)(Müller, et al., 2002)[1]. Ritengo quindi utile un'entrata in materia, cercando di trarre il massimo consentito da una fonte disponibile da lunga data e articolata secondo i vari livelli amministrativi: le statistiche fiscali dell'Amministrazione federale delle contribuzioni.

Nel quadro di una prima esplorazione, i problemi che mi sono sembrati di maggior interesse sono di tre tipi: temporale, territoriale e fiscale.

Analisi temporale. Il problema temporale si rivolge all'evoluzione verificatasi nell'ultimo quarto di secolo. Ovviamente, la domanda che viene più spontanea è quella di sapere se si siano prodotti degli sconvolgimenti nella gerarchia socio-economica e chi siano i vincitori o i perdenti. L'esame di questo problema sarà effettuato nel capitolo 3.

Analisi spaziale. La Svizzera essendo uno stato federale, interessa sapere che grado di omogeneità abbiano raggiunto le sue componenti. Il capitolo 4 è dedicato all'esame della situazione nei vari Cantoni e si conclude con una classificazione dei risultati messi in evidenza dai confronti effettuati fra di essi.

Analisi fiscale. La statistica della distribuzione dei redditi è uno strumento d'eccellenza per varie valutazioni di natura fiscale. Nel presente contesto interessa in primo luogo la questione dell'efficacia dell'azione realizzata tramite l'introduzione di aliquote progressive nella tassazione. Il capitolo 5 è dedicato all'esame di questo problema.

Prima di entrare nel merito di questi problemi è utile soffermarsi, al capitolo 2, sul valore informativo offerto dalla base statistica utilizzata.

[1] Lo studio esamina in termini molto ampi i possibili effetti della globalizzazione dei mercati.

I calcoli effettuati sui dati statistici e l'uso dei risultati per confronti di valutazione richiedono la soluzione di svariati problemi metodologici. In genere, le discussioni su queste problematiche sono disseminate in varie fonti, soprattutto riviste specialistiche, e la conoscenza dei concetti fondamentali non è sempre presente nel bagaglio di conoscenze usuali dell'economista. Ritengo quindi indispensabile portarle all'attenzione del lettore. Per non intralciare il filo logico dell'esposizione tutte queste problematiche vengono però rinviate in due appendici, ai capitoli 7 e 8. La prima riguarda l'aggiustamento di funzioni parametriche, che consentono un calcolo agevole di indicatori sintetici, e delle inter- o estrapolazioni laddove i dati sono troppo sommari. La seconda ricapitola le condizioni in base alle quali dei confronti fra curve di Lorenz possono essere ritenute equivalenti a delle valutazioni sulla base di una funzione di benessere sociale.

2 Definizioni e fonti

2.1 Definizioni di reddito

Definizioni correnti.

Consideriamo a questo riguardo le definizioni presentate in uno studio dell'OCSE, che utilizzava la banca dati dello "Studio lussemburghese sui redditi" (LIS), attualmente il progetto di ricerca più autorevole su base transnazionale[2].

1. Reddito primario. È il reddito da attività, dipendente e indipendente, e il reddito delle varie forme di proprietà.

2. Reddito di mercato. Si ottiene aggiungendo al reddito primario i versamenti non vincolati ad attività economica, in sede di regime privato: pensioni di vecchiaia, pensioni alimentari ecc.

3. Reddito lordo. Si consegue prendendo in considerazione anche i versamenti a carattere sociale: pensioni e allocazioni varie.

4. Reddito disponibile. È la categoria di maggior interesse. Si deriva dal reddito lordo deducendo le imposte dirette e i contributi sociali, le cosiddette imposizioni obbligatorie.

Definizioni dell'Amministrazione federale delle contribuzioni.

[2] Atkinson et al., OCDE, 1995

I dati che ho utilizzato per questo studio si riferiscono alle pubblicazioni bi-annuali dell'Amministrazione federale delle contribuzioni (AFC). Esse diventeranno annuali con la generalizzazione a tutti i Cantoni del sistema postnumerando di tassazione.

1. Reddito netto. Grosso modo si tratta del reddito lordo menzionato sopra. Esso non viene però derivato dal reddito di mercato, aggiungendo i versamenti al singolo a carattere sociale, bensì dal reddito fiscale imponibile, aggiungendo però ad esso non solo i contributi versati dal singolo soggetto fiscale ma anche le deduzioni a carattere sociale concessegli in sede fiscale: figli, coniuge, persone a carico ecc. Quest'ultimo correttivo distorce parzialmente il reddito netto della AFC da quello lordo secondo definizione OCSE. Infatti, nell'ambito degli studi sul reddito si tiene di solito conto di queste condizioni particolari utilizzando delle scale d'equivalenza quale correttivo.

2. Reddito imponibile. Si tratta del reddito su cui vengono calcolate le imposte. È una via di mezzo fra il reddito lordo OCSE e il reddito disponibile. Esso prevede infatti una deduzione degli oneri contributivi ma non quella dell'imposizione fiscale diretta. Quest'ultima è un'operazione difficilmente realizzabile sul reddito imponibile. Non si dispone infatti dei dati sul cumulo delle imposte ai vari livelli e per le singole classi di reddito.

Nel presente studio utilizzerò in prevalenza i dati riguardanti il reddito imponibile. E ciò anche se la definizione del reddito netto sembrerebbe più pertinente. Il motivo è principalmente rappresentato dal fatto che le informazioni a questo riguardo sono più limitate.

2.2 Valutazione dei dati disponibili

L'utilità dei dati fiscali per l'analisi delle disparità dei redditi è abbastanza evidente. Soprattutto per il fatto che si tratta di dati facilmente accessibili e regolarmente aggiornati. Essi comportano però non poche limitazioni per le interpretazioni che se ne possono derivare.

Limitazioni dei rilievi. Le statistiche fiscali hanno due difetti principali. In primo luogo esse sono incomplete. Ai due estremi della distribuzione dei redditi sono presenti delle lacune. Nella parte inferiore mancano o sono lacunose le indicazioni riguardo agli effettivi delle persone esenti da imposte. Il reddito minimo registrato è definito – arbitrariamente da un punto di vista della ricerca – dall'Amministrazione fiscale e varia da periodo a periodo. Nella parte superiore sono invece singole fonti di reddito che sfuggono ad un rilievo statistico completo, in primo luogo alcune categorie di redditi del patrimonio (introiti di capitale non sottoposti a tassazione, interessi e dividendi non dichiarati). Queste imperfezioni – soprattutto le seconde riguardanti i redditi alti – sono però comuni anche all'altra fonte su cui si basano abitualmente gli studi di distribuzione dei redditi, le inchieste campionarie – in Svizzera l'inchiesta dell'Ufficio federale di statistica sui redditi e i consumi.

Soggetto fiscale quale unità del rilievo. La situazione è invece molto diversa per quanto concerne la seconda grossa carenza delle statistiche fiscali, la limitata utilità dell'unità statistica utilizzata: il soggetto fiscale. Può trattarsi di persona singola (adulto celibe, divorziato o separato, minorenne con fonte di reddito) o di una famiglia (coniugati, con figli o senza, con ev. persone bisognose a carico). La mancanza di omogeneità risulta evidente. È questa la ragione per cui si preferisce vieppiù utilizzare delle analisi campionarie, che consentono di associare ai dati finanziari anche caratteristiche socio-demografiche rilevate nelle inchieste[3].

Punti di forza. Queste considerazioni limitative sono necessarie perché impongono l'uso di una certa cautela nell'interpretazione dei risultati ottenuti. Questo vale soprattutto nel caso in cui queste interpretazioni si riferiscano a valutazioni riguardo a categorie sociali sfavorite e, più specificamente, in tema di povertà. Le capacità informative dei dati fiscali riprendono però la loro piena potenzialità qualora l'interesse delle analisi concerna gli effetti redistributivi delle politiche fiscali. E questo è uno dei problemi di maggior interesse nella presente analisi. In termini di opportunità aggiungerei inoltre che questa è l'unica fonte in base alla quale si dispone di rilevazioni con categorie di reddito omogenee sul lungo periodo e ai vari livelli territoriali.

Prima di entrare nel vivo delle varie problematiche ancora una precisazione riguardo ai dati. La AFC effettua una distinzione fra i casi definiti normali (domiciliati in Svizzera, senza reddito all'estero) e quelli speciali (tassazione intermedia, tassazione forfettaria, reddito all'estero, ecc.). In questo studio ho considerato solo i casi normali, anche perché sono gli unici per cui esistono dati completi sui vari periodi.

[3] Le potenzialità dei dati fiscali aumentano fortemente se i dati elaborati dall'amministrazione fiscale vengono associati, con adeguate campionature, alle rilevazioni raccolte in altre indagini, come effettuato in Francia dall'INSEE con la statistica dell'impiego (Hourriez e Roux, 2001).

3 Analisi a livello nazionale

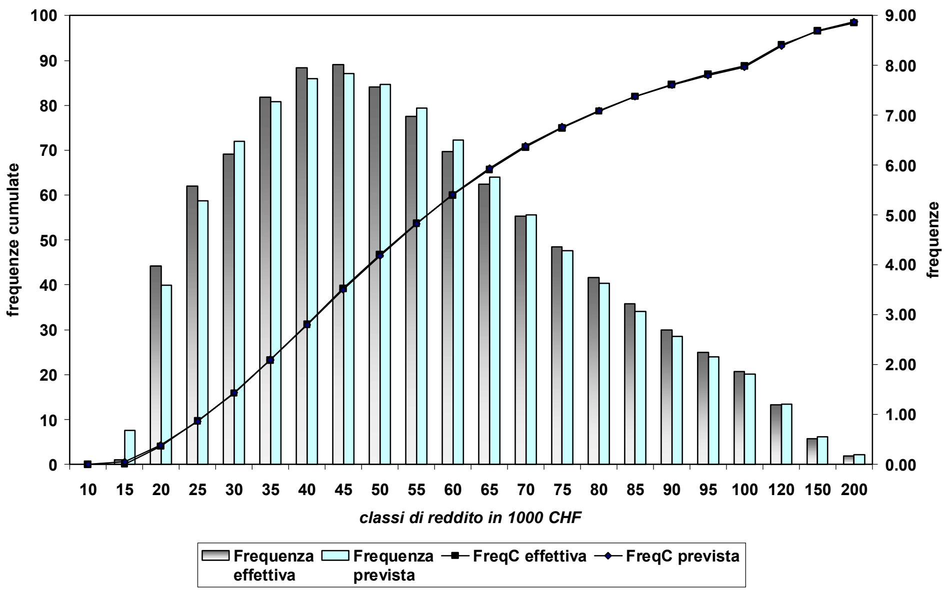
3.1 Quadro generale

L'ultimo periodo per cui si dispone di dati sufficienti per la valutazione di tutti i problemi d'interesse in questo contesto è per ora il periodo fiscale 1995/96. Si può inoltre risalire all'indietro ai periodi precedenti. Per l'identificazione dei trend d'evoluzione sono partito dal periodo 1975/76.

GRAFICO 1

Distribuzione dei redditi in Svizzera

Reddito fiscale netto, valori nominali, casi normali, periodo 1995/96



Reddito medio: 63'446 — Varianza: 2151.33×10^3

Reddito mediano: 52'397 — Indice di Gini in %: 31,80

Reddito modale: 41'467

Fonte dei dati: Amministrazione federale delle contribuzioni (AFC).

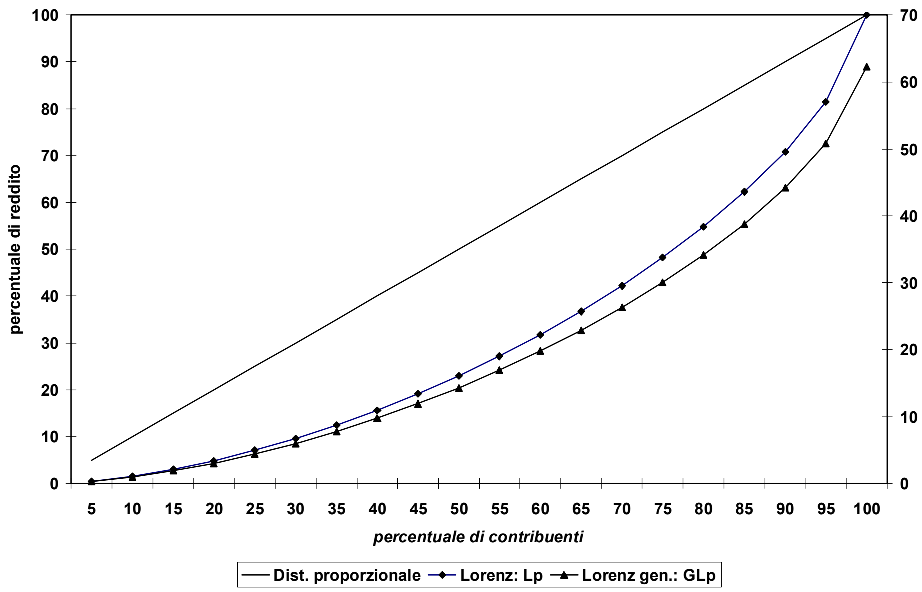
Nel grafico 1 sono presentate le caratteristiche rilevate nel periodo fiscale 1995/96, a livello svizzero. Le curve derivate dai dati ufficiali sono poste a confronto con quelle calcolate con l'ausilio di una funzione analitica d'aggiustamento, le cui caratteristiche sono presentate nell'appendice 1 al capitolo 7.

Le categorie di reddito riproducono quelle indicate nelle statistiche. Esse presentano una lacuna ai livelli iniziali (mancata indicazione degli effettivi delle persone esenti, classificazione troppo sommaria dei redditi più bassi) e nelle fasce alte dei redditi, troncati già a partire da 200'000 CHF.

Le due funzioni di distribuzione cumulate (codificate "FreqC") sono presentate con linee continue. L'aggiustamento prodotto dalla funzione è praticamente perfetto, di modo che sul grafico le due curve risultano sovrapposte.

GRAFICO 2

Curve di Lorenz
Redditi in Svizzera, casi normali, periodo 1995/96



Fonte dei dati: AFC.

Le frequenze sono presentate in forma di barre di istogramma (denominate "Frequenze"). La scala dei valori è indicata nella parte destra del grafico. A questo livello l'aggiustamento presenta maggiori imperfezioni. Questo è un inconveniente di rilievo qualora si volesse derivare dalle funzioni d'aggiustamento una valutazione dell'imposta incassata. Questa richiederebbe infatti dei correttivi supplementari. La funzione riscontra le difficoltà maggiori nei valori più bassi di reddito. Nella classe da 0 a 15'000 CHF è prevista una quota di 0,69% di contribuenti quando in realtà essa è limitata a 0,09%. Molto meno rilevanti sono invece le divergenze all'altra estremità della distribuzione. In questo caso, la funzione d'aggiustamento può quindi essere utilizzata per estrapolare i valori dei redditi non indicati nelle statistiche ufficiali.

Le caratteristiche della distribuzione sono presentate in modo più pregnante con l'ausilio delle curve di Lorenz, che consentono anche di effettuare un confronto fra le varie distribuzioni. Nel grafico 2 sono presentati due tipi di curve di Lorenz, oltre alla bisettrice, che indica la curva di equi-distribuzione, presa a riferimento per il calcolo dell'indice di Gini. Ambedue sono calcolate usando la funzione d'aggiustamento.

La curva di Lorenz L_p indica la percentuale di reddito globale (asse y) cumulata dalla percentuale p di contribuenti (asse x), classificati per ordine crescente di reddito. Dalla curva di Lorenz si deriva la curva generalizzata di Lorenz GL_p , moltiplicando i singoli valori per il reddito medio della popolazione (inteso sempre come reddito medio dedotto dalle medesime statistiche fiscali). Sull'asse y (nel grafico, a destra) sono perciò indicati i valori del reddito medio raggiunto da un determinato percentile p di contribuenti. All'estremità della curva si raggiunge il reddito medio di tutta la popolazione, in questo caso 63'446 CHF. L'utilità di questa seconda curva è data dal fatto che essa consente dei confronti non solo in termini di equità (come le curve di Lorenz) ma anche, in forma più generale, in termini di benessere, come esposto più avanti.

3.2 Evoluzione della disparità

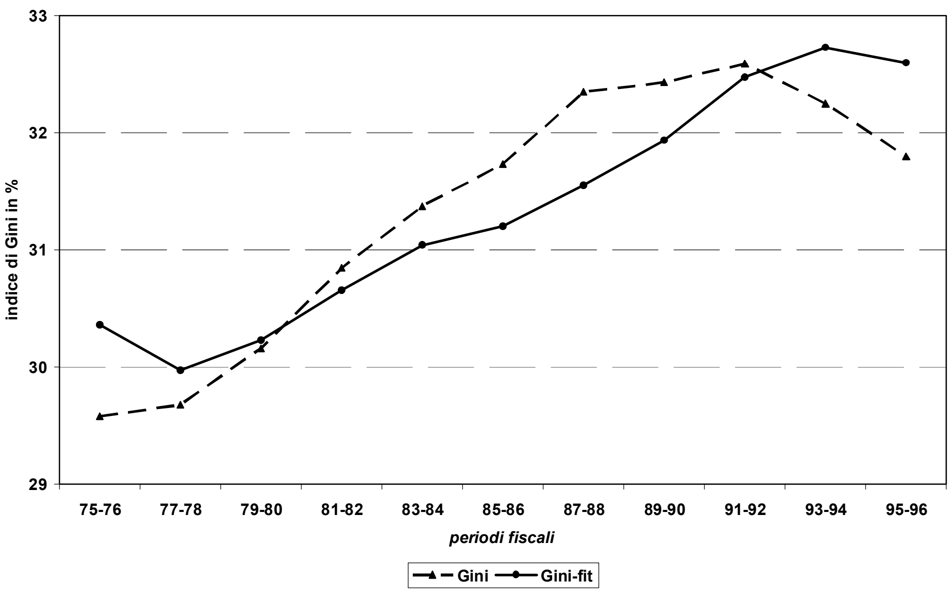
Quale prima analisi esplorativa valga l'esame dell'evoluzione registrata su un periodo ventennale, dal 1975/76 al 1995/96. Concentrandosi unicamente sull'indice di Gini, si rileva come la dispersione dei redditi sia andata aumentando – 7,5% di variazione dell'indice – in particolare negli anni che vanno dal primo shock petrolifero all'inizio degli anni novanta. Durante quest'ultimi l'evoluzione sembra essersi arrestata. Non si hanno però dati per valutare l'andamento successivo.

Quest'evoluzione è documentata dal Grafico 3. V'è riprodotto in esso l'andamento dell'indice di Gini: quello effettivo e quello che si sarebbe verificato se l'indice fosse stato strettamente correlato al reddito. L'esistenza di una relazione di questo tipo è infatti un interrogativo che si pone abbastanza spontaneo. Per valutare l'intensità di questa potenziale relazione ho eseguito una semplice regressione in forma logaritmica dell'indice sul reddito disponibile pro capite (reale). L'elasticità stimata è di 0.35%, la precisione è di R^2= 0.75, e la curva tracciata sul grafico conferma la presenza di un certo parallelismo. Un periodo di espansione economica tenderebbe quindi ad estendere la disparità nella distribuzione dei redditi. Ovviamente, si tratta di un'affermazione piuttosto generica, che necessita di precisazioni e approfondimenti.

GRAFICO 3

Variazione della disparità sul periodo 1975/76-1995/96

Indice di Gini e reddito pro capite



Gini-fit (log) = 2.26 + 0.35 reddito/c (log) R^2 = 0.749
t-Student: *(10.60)* *(5.55)*

Fonte dei dati: AFC; UFS per il reddito disponibile delle economie domestiche, deflazionato con l'indice implicito del Pil (fornitura particolare).

Questi risultati sono in sintonia con quanto messo in evidenza da varie ricerche a livello internazionale. Sul periodo qui in esame si è registrata, per quanto riguarda un gran numero di paesi dell'OCSE, una chiara tendenza all'incremento della disparità. Il tutto sembra inserirsi in un'evoluzione di lungo periodo contraddistinta da una lunga fase di riduzione degli indici di disparità dopo la seconda guerra mondiale, seguita da una chiara tendenza al rialzo nell'epoca successiva. La data di questa inversione varia però da un paese all'altro (Gottschalk e Smeeding, 1997 e 2000; Atkinson et al., 1995)

3.3 Analisi dei quantili

L'indice di Gini è un indicatore utile ma troppo sintetico per valutare appieno le disparità esistenti. È necessario a questo proposito dettagliare le divergenze presenti ai vari livelli e, disponendo di dati, prolungarle nel tempo.

TABELLA 1

Valutazione della stazionarietà dei ventili.
Regressioni semilogaritmiche sul periodo 75/76 – 95/96
In linea: risultati delle singole regressioni.

Quantili	Tasso	Student-t	Signif
Ventile 0-5	-0.024	-4.718	0.002
Ventile 5-10	-0.018	-3.614	0.007
Ventile 10-15	-0.014	-3.139	0.014
Ventile 15-20	-0.012	-2.877	0.021
Ventile 20-25	-0.010	-2.706	0.027
Ventile 25-30	-0.009	-2.574	0.033
Ventile 30-35	-0.008	-2.454	0.040
Ventile 35-40	-0.007	-2.334	0.048
Ventile 40-45	-0.006	-2.203	0.059
Ventile 45-50	-0.005	-2.058	0.074
Ventile 50-55	-0.005	-1.896	0.095
Ventile 55-60	-0.004	-1.716	0.125
Ventile 60-65	-0.004	-1.518	0.168
Ventile 65-70	-0.003	-1.300	0.230
Ventile 70-85	-0.002	-1.060	0.320
Ventile 75-80	-0.002	-0.795	0.449
Ventile 80-85	-0.001	-0.494	0.635
Ventile 85-90	0.000	-0.143	0.890
Ventile 90-95	0.000	0.270	0.795
Percentile 95-99	0.001	0.408	0.694
Percentile 99-99.9	-0.001	-0.268	0.795

Fonte dei dati: AFC, persone fisiche, casi normali, reddito netto reale

Se esaminiamo la distribuzione suddivisa in ventili possiamo considerare il reddito individuale acquisito dai singoli quozienti di contribuenti e una prima valutazione può riferirsi all'evoluzione di questi valori nel tempo. Qualora quest'ultima rivelasse una certa regolarità, un semplice modello potrebbe anche in questo caso metterne in evidenza le caratteristiche. Utilizzo a questo proposito un modello esponenziale con il tempo come variabile esplicativa in modo da valutare il tasso di crescita. Se uno di questi ventili si è modificato regolarmente questo dovrebbe apparire nella stima del parametro abbinato al tempo.

Nella tabella 1 sono riportati i risultati delle stime riguardanti i singoli ventili: il tasso di crescita e un indicatore per la misura della significatività statistica di queste stime: il test di Student con il suo livello di significatività. Tutti i calcoli sono stati eseguiti sui valori di reddito reali, utilizzando quale deflatore l'indice riferentesi al prodotto interno lordo. Ai ventili ho aggiunto le indicazioni per due percentili sulla coda della distribuzione che danno un'idea della struttura dei redditi molto alti. Questi dati non sono riportati dalle statistiche ma sono calcolati dalla funzione di aggiustamento qui utilizzata.

Il quadro che ne deriva è quello di una sorprendente regolarità nello spostamento verso il basso dei livelli (assoluti) di reddito raggiunto, in concomitanza con uno spostamento della curva di Lorenz verso destra. In effetti le evoluzioni significative sussistono solo all'estremità inferiore della distribuzione e il tasso di riduzione del livello di reddito è tanto più importante quanto più bassa è la classe di reddito considerata. Così il ventile più basso registra una riduzione annua del 1,2%, l'unità di tempo essendo in questo caso il biennio. Fino all'ottavo ventile, cioè per quanto concerne il 40% dei contribuenti con il reddito più basso, quest'evoluzione può considerarsi come statisticamente significativa con 5% d'errore, fino al 55% dei contribuenti se si considera la possibilità di un 10% d'errore.

Diversa è la situazione per quanto riguarda le altre classi di reddito. In questo caso l'evoluzione si va gradualmente stabilizzando più si sale nella graduatoria dei redditi. Al disopra della mediana non si sono praticamente registrate modifiche di rilievo.

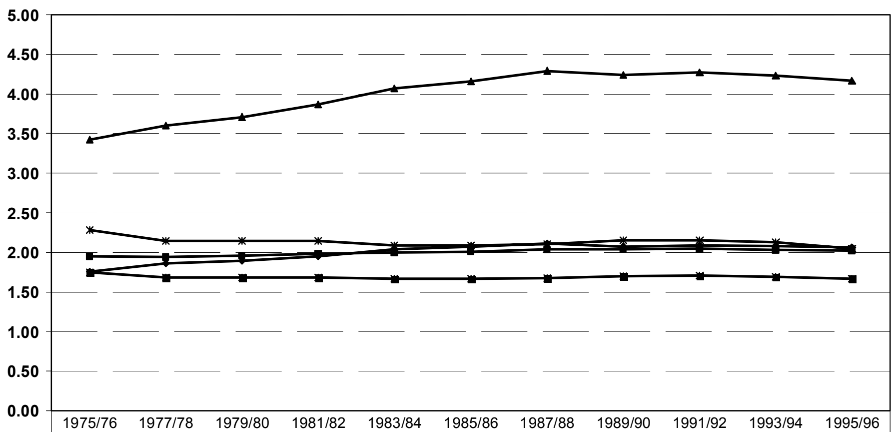
Volendo però fornire un quadro completo dell'evoluzione è opportuno usare una certa prudenza nelle conclusioni. In termini reali, il reddito medio (per tutta la popolazione dei contribuenti) derivato da queste statistiche è rimasto più o meno stabile su tutto il periodo, quando si sa che il reddito domestico disponibile è aumentato di più del 20%. Praticamente ogni periodo fiscale ha conosciuto una revisione della legge tributaria, come testimoniano le stesse pubblicazioni statistiche. In linea teorica, solo delle variazioni riguardanti i limiti di assoggettamento dovrebbero esplicare delle ripercussioni sul reddito lordo (netto, nella terminologia dell'AFC) registrato. Tenuto conto però che quest'ultimo viene derivato dal reddito imponibile (come menzionato in precedenza), modifiche in quest'ultimo potrebbero anch'esse ripercuotersi sul reddito netto. Ci si rende quindi conto che, per quanto riguarda le categorie all'estremità superiore, questi dati fiscali potrebbero raccontare solo una parte della storia.

Le modifiche nelle situazioni delle diverse categorie possono essere viste sotto una differente angolatura, come mostrato dal grafico 4. Ho calcolato in questo caso il rapporto esistente fra il reddito dei quantili più significativi.

GRAFICO 4

Rapporti interquantili

Redditi in Svizzera, casi normali, periodo 1995/96



	1975/76	1977/78	1979/80	1981/82	1983/84	1985/86	1987/88	1989/90	1991/92	1993/94	1995/96
Q50/Q10	1.76	1.86	1.89	1.95	2.04	2.07	2.11	2.08	2.09	2.08	2.06
Q90/Q50	1.95	1.94	1.96	1.98	2.00	2.01	2.04	2.04	2.05	2.03	2.02
Q90/Q10	3.42	3.60	3.71	3.87	4.07	4.16	4.30	4.24	4.27	4.23	4.17
Q99/Q95	1.75	1.68	1.68	1.69	1.66	1.67	1.68	1.70	1.70	1.69	1.67
Q999/Q99	2.28	2.14	2.14	2.14	2.09	2.09	2.10	2.15	2.15	2.13	2.05

Periodi fiscali

Fonte dei dati: AFC.

I punti salienti di questo confronto possono essere così riassunti. Il rapporto fra la mediana e il limite superiore dei primi due ventili – *Q50/Q10* – è evoluto a vantaggio del primo valore di un buon 17%, che ripropone quanto già messo in evidenza sopra: si è registrato un chiaro scollamento verso il basso nella retribuzione delle categorie meno abbienti. La curva di Lorenz si è spostata a destra, le disparità si sono accresciute. Questo movimento è meno pronunciato se si considerano gli spostamenti della periferia superiore della distribuzione rispetto al centro – *Q90/Q50* – che registrano un lieve aumento del 3,5%. In tutto, il rapporto fra i due estremi – *Q90/Q10* – è aumentato di quasi un quarto. Tenuto conto che nel contempo il reddito reale registrato al limite del 90.mo quantile non ha subito modifiche, risulta evidente il peggioramento in assoluto delle condizioni ai livelli inferiori.

Cosa sia accaduto nell'ultimo ventile della distribuzione è di difficile interpretazione. I dati indicano una chiara contrazione dei redditi – dell'ultimo centile come dell'ultimo millile - verso il basso, in evidente contraddizione con quanto prospettato dalle analisi economiche prodotte in questi ultimi tempi. È molto probabile che i dati qui offerti risultino inadeguati all'analisi di queste categorie. Va anche aggiunto che le valutazioni che presento non si basano su dati pubblicati ma valori estrapolati dalla funzione di aggiustamento. Il fatto che le registrazioni pubblicate si fermino a 200'000 CHF potrebbe aver generato delle distorsioni a questo riguardo. O, semplicemente, che la funzione utilizzata non è particolarmente adeguata a queste categorie, per cui si usa normalmente una funzione di Pareto.

Lo spostamento verso il basso dei redditi iniziali è comunque chiaramente confermato anche dalle variazioni nei parametri della funzione, problema che sarà approfondito nell'appendice 1.

4 Situazione nei Cantoni

4.1 Disparità e reddito cantonale

I dati pubblicati dall'Amministrazione federale delle contribuzioni forniscono indicazioni anche riguardo ai singoli Cantoni. Le statistiche si riferiscono però unicamente alle imposte federali percepite. Per una prima caratterizzazione della situazione nei vari Cantoni mi limiterò a degli aggiustamenti su di un solo periodo fiscale, anche in questo caso l'ultimo disponibile, il 1995/96.

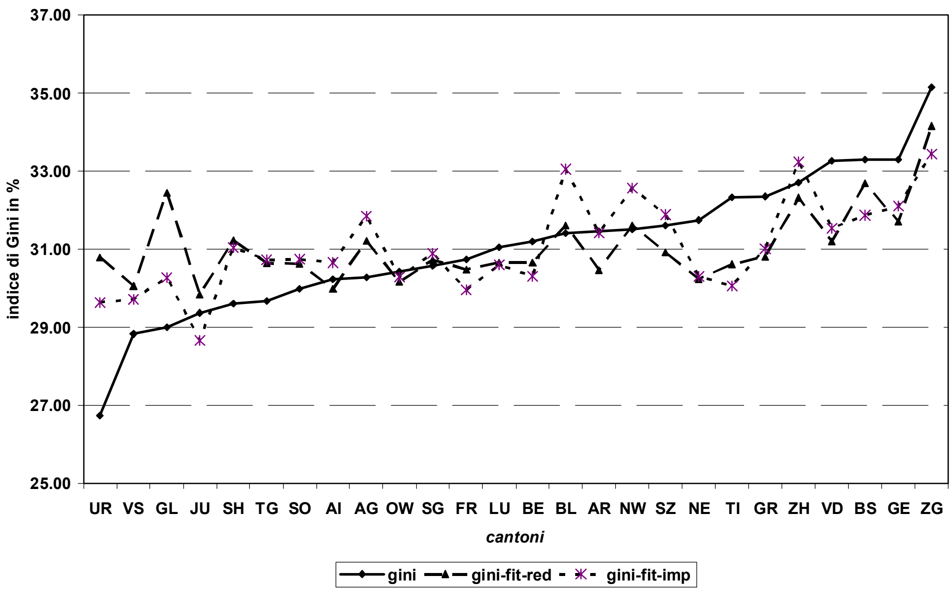
Un primo interrogativo può essere quello riguardo ad un eventuale legame fra disparità e ricchezza, misurate in base all'indice di Gini e al reddito cantonale pro capite (valori nominali). Il grafico 5 sintetizza i risultati della valutazione. È lo stesso tipo d'analisi di quello presentato al paragrafo 3.2.

Una prima curva (tratto continuo) indica gli indici della distribuzione effettiva registrata nei singoli cantoni, che sono ordinati lungo l'asse orizzontale per valori crescenti degli stessi. Le disparità sono alquanto pronunciate – 31,5% fra le due estremità per rapporto ad un indice medio di 31.07– che si riducono quasi di metà se si tralasciano i due valori estremi, di Uri e Zugo.

GRAFICO 5

Variazione della disparità nei Cantoni

Indice di Gini, reddito pro capite e reddito fiscale individuale



Gini-fit-red = 26.71 + 0.109 reddito cantonale/c $R^2 = 0.28$
t-Student: *(19.65)* *(3.28)*
Gini-fit-imp = 16.57 + 0.234 reddito fiscale/c $R^2 = 0.43$
t-Student: *(5.07)* *(4.46)*

Fonte dei dati: UFS reddito cantonale nominale
AFC dati fiscali

Senza questi due valori l'andamento dell'indice di Gini è abbastanza regolare. Un certo adeguamento all'ordine crescente dei redditi è confermato dai valori statistici espressi. La curva tratteggiata – con dicitura gini-fit-red - indica quali dovrebbero essere gli indici se fossero determinati dal livello di reddito pro capite dei vari Cantoni. I parametri dell'aggiustamento sono indicati in calce al grafico. Il legame è però alquanto blando, vi sono numerosi casi di *"outlyers"*. In linea di massima sembrerebbe che il legame con il reddito sia più o meno confermato nelle fasce più alte ma che per contro, fra i Cantoni all'altra estremità, vi siano delle disparità nelle distribuzioni dei redditi che poco hanno a che fare con la ricchezza prodotta.

Una terza curva, punteggiata – con dicitura gini-fit-imp – mostra l'evoluzione dell'indice prospettata in base al valore medio del reddito riportato dalle statistiche fiscali. L'aggiustamento è un po' migliore, come si deduce dai valori indicati in calce. Nemmeno in questo caso si tratta però di un aggiustamento soddisfacente. Malgrado questi risultati limitati, vedremo nel paragrafo seguente che esiste una certa relazione fra disparità e livello di reddito, che risulta più evidente nel confronto fra curve di Lorenz e che serve per determinare la posizione dei vari Cantoni.

4.2 Confronto delle curve di Lorenz

Le curve di Lorenz calcolate per i singoli Cantoni presentano un ventaglio di valori abbastanza ampio, tale da consentire il conseguimento di risultati abbastanza chiari. Esemplificherò dapprima una casistica di possibili risultati, per procedere in seguito ad una classificazione delle situazioni riscontrate nei singoli Cantoni.

Curve di Lorenz separate. Un primo caso è quello raffigurato nel grafico 6a, dove le curve di Zurigo e Berna sono poste a confronto.

Le due curve non si discostano di molto. Zurigo, in tratteggiato, presenta comunque su tutta l'estensione una disparità maggiore. Per ogni ventile indicato sull'ascissa la quota di reddito globale conseguita è inferiore a quella di Berna.

Curve di Lorenz incrociate. Un'altra possibilità è che le curve s'incrocino, come raffigurato nel grafico 6b, dove la distribuzione di Zurigo è posta a confronto con quella di Basilea città.

All'altezza della mediana le due curve s'incrociano, anche se a occhio questo non è facilmente rilevabile. Quella di Zurigo, che parte da un valore più basso, termina in posizione superiore alla curva di Basilea. In chiaro ciò significa che al livello della mediana la massa dei redditi è ripartita in modo analogo nei due Cantoni, circa un 32% del valore a beneficio dei redditi più bassi.

GRAFICO 6a

Curve di Lorenz, confronto Zurigo-Berna

Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96

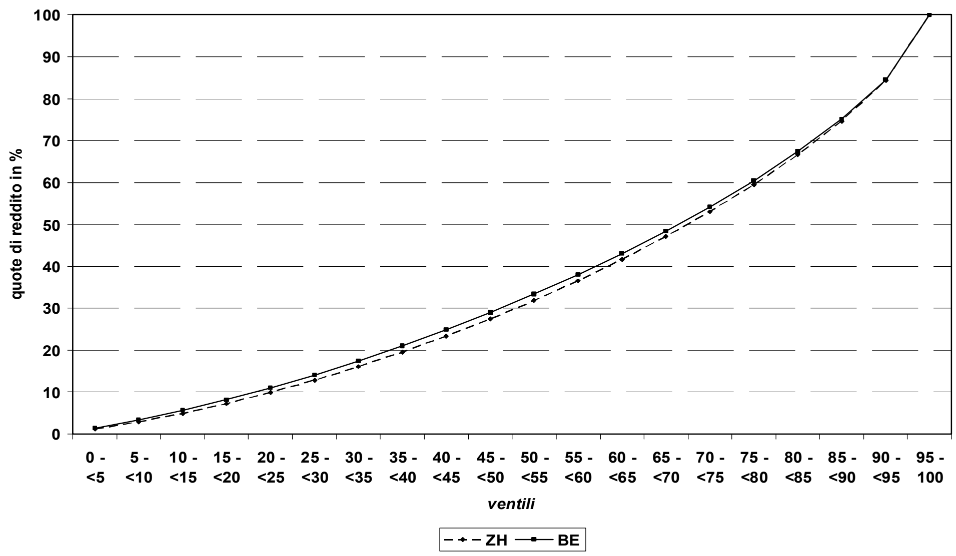
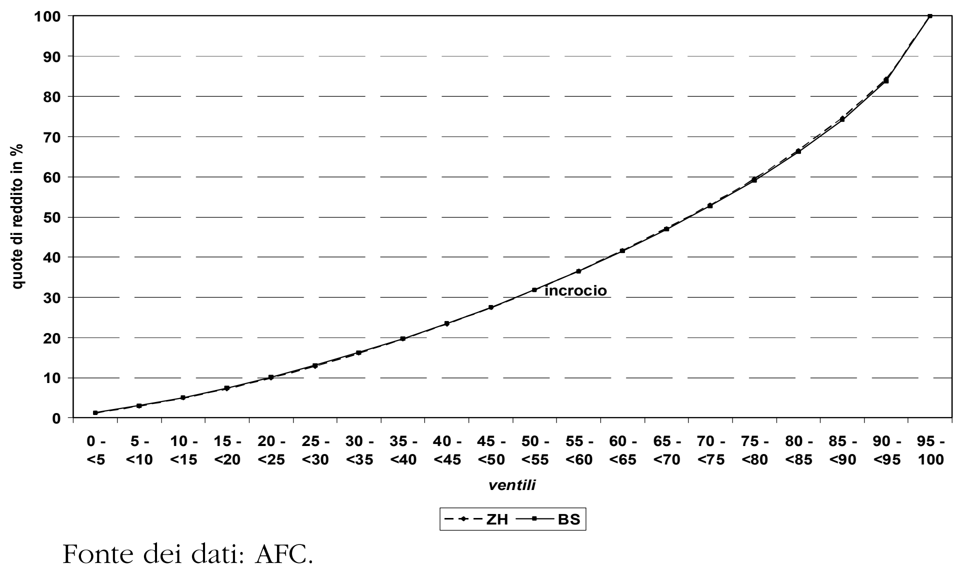


GRAFICO 6b

Curve di Lorenz, confronto Zurigo-Basilea città

Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96



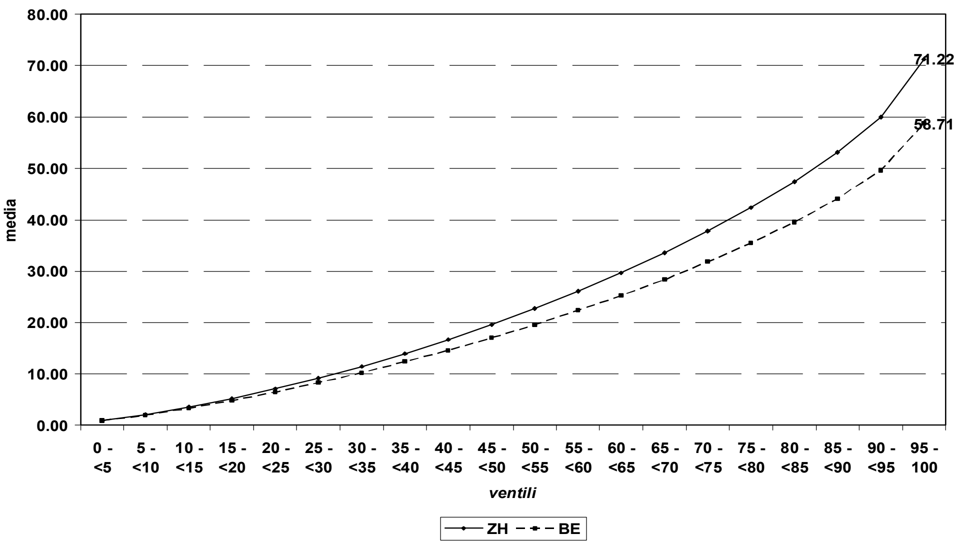
Fonte dei dati: AFC.

Man mano che si sale nella distribuzione il vantaggio di Zurigo si fa sempre più evidente – se si attribuisce maggior preferenza ad una distribuzione più equa. Nell'ultimo ventile, associato al 5% di popolazione con i redditi più alti, è concentrato un 15,75% del totale, per rapporto a 16,25% nel caso di Basilea.

Curve di Lorenz separate, reddito medio invertito. Ritornando al confronto fra Zurigo e Berna, risoltosi con un vantaggio su tutta la linea per questo secondo cantone, il problema è che Zurigo presenta un reddito medio di 71'220 CHF contro un 58'710 CHF nel caso di Berna. È il solito problema di sapere se una torta più grande sia preferibile ad una spartita più equamente.

GRAFICO 6C

Curve di Lorenz generalizzate, confronto Zurigo-Berna
Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96

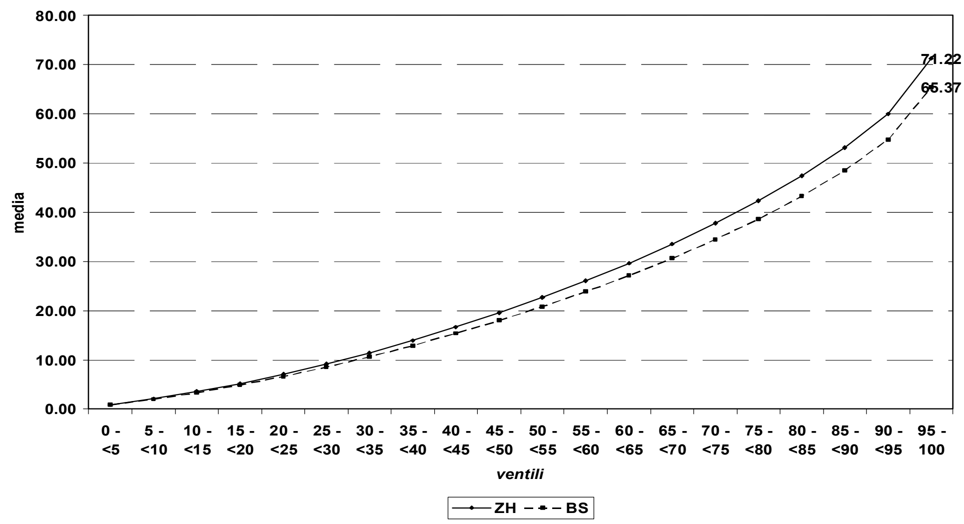


Nella teoria economica si è cercato di risolvere questo problema definendo un nuovo indicatore che consenta di conciliare questi due criteri. Si passa con ciò da una valutazione in base alle semplici disparità presenti nelle distribuzioni ad un giudizio più complesso, in termini di funzioni di benessere sociale. La distribuzione che avrà a questo proposito un indicatore con valori uniformemente superiori ad un'altra potrà essere ritenuta come generante un grado superiore di benessere. Quali siano i criteri usati e come vengano motivati sarà esposto nell'Appendice 2, sezione 8.1. In questo contesto interessa solo presentare l'indicatore usato per i confronti. Si tratta di una funzione di Lorenz ottenuta moltiplicando i valori originari per il reddito medio dei contribuenti, definita curva di Lorenz generalizzata. Una sua prima presentazione è stata data nel grafico 1.

Riprendiamo ora il confronto fra Zurigo e Berna, utilizzando le curve di Lorenz generalizzate quale strumento di valutazione. Il grafico 6c pone chiaramente in evidenza come la situazione si sia capovolta rispetto a quanto illustrato nel grafico 6a e la superiorità del Canton Zurigo sia ora confermata su tutta la linea.

GRAFICO 6d

Curve di Lorenz generalizzate, confronto Zurigo-Basilea
Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96



Fonte dei dati: AFC.

Curve di Lorenz incrociate, curve generalizzate distinte. In termini più generali è ovvio che una preminenza in termini di disparità associata ad una preminenza in termine di ricchezza misurata dal valore medio del reddito non può che dare una preminenza in termini di benessere generale. In questo caso la trasformazione di una curva di Lorenz in una di Lorenz generalizzata è superflua, il risultato indicato dalla prima essendo sufficiente per la valutazione. Che succede però se le due curve di Lorenz s'incrociano? Riprendiamo a questo proposito il confronto fra Zurigo e Basilea città usando le curve dei valori generalizzati. Il grafico 6d ci presenta la risposta.

Il nodo s'è sciolto, la curva di Zurigo è dominante su tutto il dominio di definizione. Diverso il caso di Svitto, se posto a confronto con Zurigo.

GRAFICO 6e

Curve di Lorenz, confronto Zurigo-Svitto
Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96

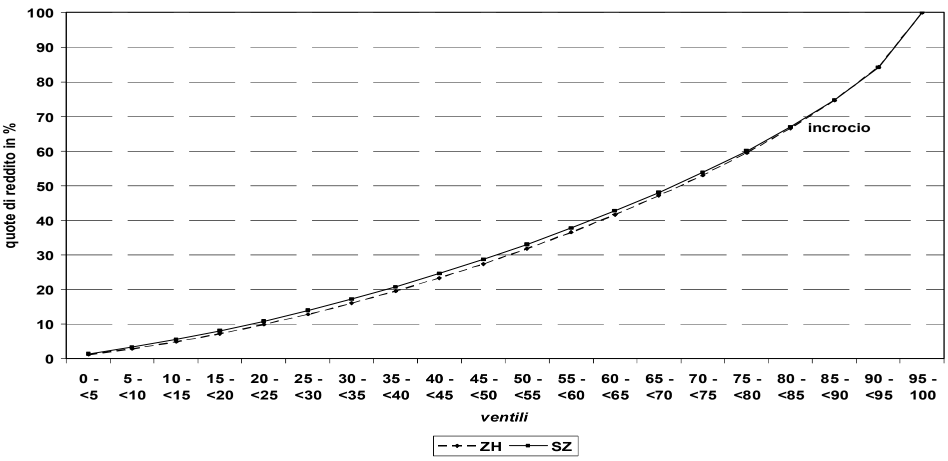
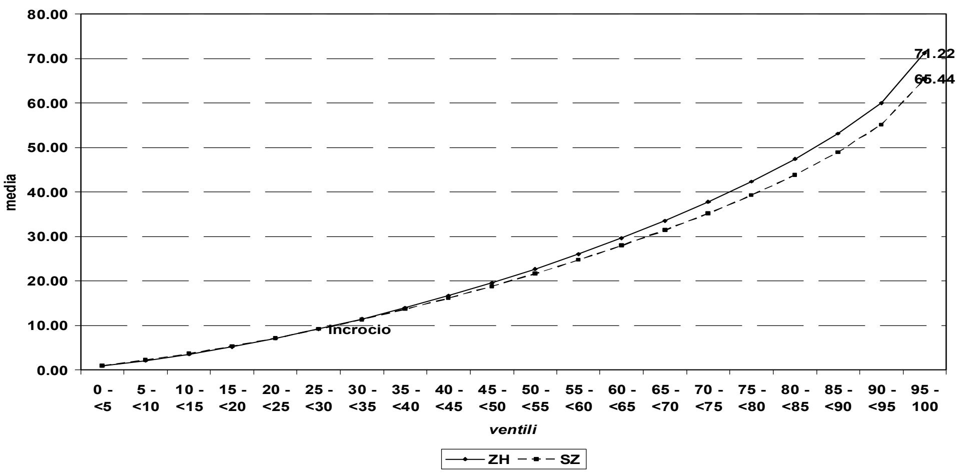


GRAFICO 6f

Curve di Lorenz generalizzate, confronto Zurigo-Svitto
Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96



Fonte dei dati: AFC.

Curve di Lorenz e Lorenz generalizzate incrociate. Al livello di curve di Lorenz semplici l'intersezione avviene all'altezza del 18.mo ventile (Grafico 6e). Con le curve di Lorenz generalizzate l'intersezione persiste, anche se si abbassa al livello del sesto ventile (Grafico 6f). Svitto presenta nella sua distribuzione una maggior equità nelle classi inferiori di reddito. Ciò gli vale un apprezzamento superiore anche in termini di benessere. Esso perde però questo vantaggio allorché la maggior ricchezza di Zurigo inizia a far sentire i suoi effetti.

Nel caso che l'intersezione persista anche a livello di curve di Lorenz generalizzate non è possibile trovare un ordinamento univoco fra le due curve. È però possibile restringere il confronto, facendo ricorso ad un insieme più ristretto di funzioni d'utilità. Personalmente ritengo che questi esercizi abbiano più che altro un valore accademico. Il fatto d'identificare gli intervalli in cui una curva possa dominare l'altra mi sembra già rivestire particolare interesse. Nel paragrafo 8.1.3 farò comunque dei rapidi accenni a questa problematica.

Classificazione delle distribuzioni

Cerchiamo ora di definire dei criteri generali di classificazione derivati dai confronti fra tutti i Cantoni. I dati riguardanti 26 Cantoni si prestano ad effettuare 325 confronti. Inizio con una premessa.

	Gini < media	**Gini > media**
reddito < media	LU,UR,OW, GL,FR,SO, SH,AI,SG, TG,VS,JU	BE,GR,TI, NE
reddito > media	AG	ZH,SZ,NW, ZG,BS,BL, AR,VD,GE

La tabella sopra riporta una classificazione dei Cantoni in quattro gruppi, utilizzando quali criteri l'indice di Gini come indicatore di disparità e il reddito medio del contribuente come indicatore di ricchezza. Mi limito ad elencare quali sono sotto e quali sopra la media in base ad ambedue gli indicatori.

TABELLA 2

Analisi di dominanza delle curve di Lorenz

Dati cantonali del periodo 95/96
Suddivisione delle 325 combinazioni possibili.

L2>L1 e m2>m1	G alto m alto	G basso m alto	G alto m basso	G basso m basso	Totale casi
G alto; m alto	7	0	8	1	
G basso; m alto	2	0	4	1	
G alto; m basso	0	0	0	0	
G basso; m basso	0	0	16	17	56
L2>L1 e m1>m2; GL1(2)>GL2(1)	G alto m alto	G basso m alto	G alto m basso	G basso m basso	
G alto; m alto	6	1	18	67	
G basso; m alto	2	0	0	6	
G alto; m basso	0	0	1	8	
G basso; m basso	1	1	10	25	146
L2<>L1 e m1(2)>m2(1); GL1(2)>GL2(1)	G alto m alto	G basso m alto	G alto m basso	G basso m basso	
G alto; m alto	11	0	7	4	
G basso; m alto	0	0	0	4	
G alto; m basso	0	0	1	0	
G basso; m basso	0	0	4	12	43
L2>L1 e m1>m2; GL1<>GL2	G alto m alto	G basso m alto	G alto m basso	G basso m basso	
G alto; m alto	7	-	-	-	
G basso; m alto	3	0	-	-	
G alto; m basso	5	0	1	-	
G basso; m basso	36	0	9	10	71
L2<>L1 e m1>m2; GL1<>GL2	G alto m alto	G basso m alto	G alto m basso	G basso m basso	
G alto; m alto	6	-	-	-	
G basso; m alto	0	0	-	-	
G alto; m basso	0	0	2	-	
G basso; m basso	0	0	0	0	8
Totale					325

Legenda: L: curva di Lorenz — m: reddito medio
GL: curva di Lorenz generalizzata — G: indice di Gini
L2>L1: curva di Lorenz di 2 è superiore a quella di 1 per tutti gli x
Analogamente nel caso di GL2>GL1
L2<>L1: le due curve s'incrociano.

Si nota che i due indicatori sono fortemente correlati. I Cantoni con i redditi più bassi registrano, quasi a titolo di compensazione, le disparità minori. Si tratta dei Cantoni della Svizzera centro-orientale e della periferia romanda. I Cantoni ad elevato sviluppo economico o alla periferia dei centri metropolitani ma con regimi fiscali concorrenziali, figurano all'altra estremità della tabella. In posizione di eccezione troviamo ad un estremo solo AG, cantone ricco ma con limitata dispersione nei redditi, e all'altro estremo tre Cantoni alpini con forte sviluppo turistico, fra cui il Ticino, e Neuchâtel. Questi ultimi rivelano un livello di disparità nella distribuzione dei redditi superiore a quanto il loro livello di reddito lascerebbe supporre. Queste caratteristiche generano delle particolari configurazioni quando si passa all'esame delle loro curve di Lorenz.

Confronto fra classi: classificazione dei risultati.

I confronti fra coppie di Cantoni fanno emergere delle particolarità che possono essere poste in relazione alle categorie a cui ognuno di essi appartiene. La tabella 2 serve di riferimento per le precisazioni che seguono. In essa i casi sono dapprima suddivisi in cinque classi, che si riferiscono al tipo di dominanza identificato o, in caso negativo, che è risultato impossibile da definire. Ad es. nella prima classe sono elencati i casi in cui i risultati dei confronti definiscono una relazione di dominanza del seguente tipo: un Cantone domina un altro Cantone, e quindi presenta una curva di Lorenz generalizzata uniformemente superiore, se presenta una curva di Lorenz uniformemente dominante abbinata ad un reddito medio superiore. Ho identificato 56 di questi casi. All'interno di questa classe interessa conoscere l'orientamento di questa dominanza a seconda del livello dell'indice di Gini e del reddito che ognuno dei Cantoni presenta. Più concretamente interessa rispondere a quesiti di questo tipo: se un Cantone presenta un indice al disopra della media e un reddito al disotto quale probabilità esiste che consegua un rapporto di dominanza con un Cantone con le caratteristiche inverse, e cioè con un indice al disotto e un reddito al disopra della media? La risposta la fornisce la tabella, che si legge: categoria in linea domina categoria in colonna. In questo caso: riga tre, colonna due: nessun caso riscontrato.

Passo ora in rassegna ognuna delle cinque categorie.

1. L2>L1 e m2>m1. In questo caso il Cantone con la curva di Lorenz uniformemente dominante è anche quello con il reddito medio superiore. È questo un risultato che si ottiene nei confronti fra Cantoni con caratteristiche analoghe, limitatamente però alle combinazioni estreme quali

quelle con indice alto e reddito alto fra di loro o quelle con indice basso e reddito basso fra di loro. Quali esempi delle prime menziono: Svitto - Basilea città, Basilea campagna - Vaud e Ginevra; fra le seconde: Soletta – Lucerna e Soletta – Friborgo[4]. È anche possibile una combinazione di due Cantoni a reddito basso, l'uno con un indice basso e l'altro con un indice alto, ad es: Soletta – Berna e Soletta – Ticino. Da notare che in questi ultimi casi è sempre il Cantone con l'indice inferiore a rivelare una dominanza integrale, in questo caso Soletta. Il che è abbastanza logico: a parità di un fattore è l'orientamento del secondo che determina la relazione e nell'ordine dei valori l'equità è preferibile alla disparità.

2. L2>L1 e m1>m2; GL1>GL2 o GL2>GL1. Le cose si complicano quando i due indicatori si orientano in senso inverso, la regione con la distribuzione più equa ha nel contempo il reddito più basso. In questo caso il ricorso alle curve di Lorenz generalizzate – notate GL – diviene inevitabile. La contraddizione può sciogliersi, nel senso che in termini di valori generalizzati una curva può rivelarsi uniformemente superiore all'altra. Nel problema qui all'esame quest'eventualità si rivela come quella che registra il maggior numero di casi. Le caratteristiche di queste combinazioni sono però decisamente diverse dalle precedenti. Esse sono fortemente orientate, i Cantoni con indice e reddito alto dominano quelli con i valori in senso inverso. Come esempi si possono citare le combinazioni Basilea città – Friborgo o Zugo – Lucerna. Bisogna rendersi conto che le differenze registrate fra i valori delle curve di Lorenz sono piuttosto limitate anche nei casi più estremi, come si è potuto rilevare nei grafici precedenti. Al contrario dei redditi, che mostrano una dispersione ben più consistente. Quando la disparità dei redditi medi oltrepassa una certa differenza la predominanza di un Cantone in termini di equità si capovolge in una dominanza dell'altro in termini globali di benessere.

3. L2<>L1 e m1 o m2>m2 o m1; GL1 o GL2>GL2 o GL1. In questa categoria le curve di Lorenz s'incrociano, a livello di curve di Lorenz generalizzate la relazione si chiarisce e uno dei Cantoni domina interamente l'altro. Esempi: Zurigo – Basilea città o Zurigo – Ginevra, Vallese – Obvaldo o Giura - Turgovia. In ambedue queste coppie di casi la situazione, che è contradditoria a livello di equità, si risolve in termini di benessere. Nella tabella si nota come questi casi, che non sono eccessivamente

[4] Per tutti questi casi – e per tutti i casi situati sulle diagonali – la tabella non può dare l'orientamento del rapporto di dominanza, che deve essere rilevato caso per caso.

numerosi, si presentano soprattutto fra regioni simili, all'una come all'altra estremità della scala.

4. L2>L1 e m1>m2; GL1<>GL2. Con questa classe si entra nella categoria di casi che non consentono un giudizio univoco. Le curve generalizzate di Lorenz s'incrociano, un Cantone domina fino ad un certo livello, in seguito l'altro prende la rileva. Questa classe è da mettere in relazione con la seconda. In effetti, quando le disparità di reddito non sono sufficientemente importanti, la contraddizione fra indicatore di equità e indicatore di efficienza non può essere risolta. Questa particolarità è visibile anche nella collocazione dei casi più numerosi nelle celle della tabella, che si situano all'estremo opposto di quelle della seconda classe. Esempi: Sangallo, Sciaffusa, Turgovia con Ginevra e Vaud. In genere i Cantoni romandi sono molto numerosi in questi casi. Essi presentano in generale una disparità maggiore e nel contempo redditi non sufficientemente elevati per ribaltare la situazione.

Siccome le curve di Lorenz generalizzate s'intersecano, non è possibile designare una regione come dominante. Il significato della collocazione nella tabella deve essere riveduto. Dovendo operare una scelta, ho posto in linea le regioni che presentano condizioni di reddito relativamente migliori per le categorie più svantaggiate. In questo caso una collocazione diviene possibile solo nella parte sinistra sulla e al disotto della diagonale della tabella.

5. L2<>L1 e m1>m2; GL1<>GL2. Questa classe è molto ridotta, solo otto casi. È il caso speculare alla terza classe, quando le intersezioni al livello di curve di Lorenz non possono essere risolte nemmeno a livello superiore. Si tratta di casi che riguardano soprattutto le metropoli e i Cantoni più ricchi, quattro di essi il Canton Zurigo: con Svitto, Basilea città, Zugo e Vaud.

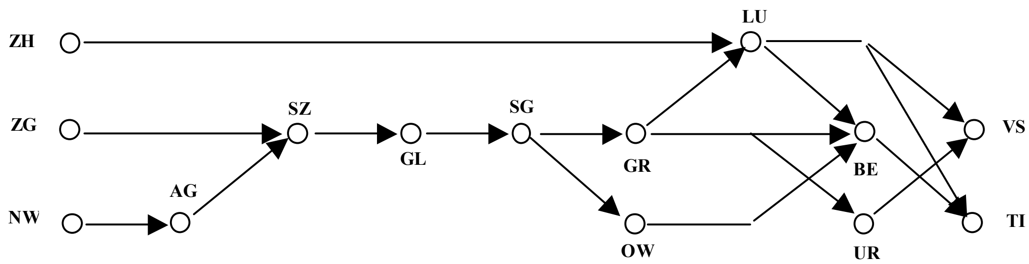
In totale abbiamo 79 casi su 325 per i quali non troviamo una classificazione univoca su tutti i valori delle due curve.

Esempio di ordinamento. Concludo questo paragrafo con un esempio concreto di ordinamento.

Nel grafico 7 sono schematizzate le relazioni appurate fra Cantoni in un segmento verticale di territorio nella zona centrale del paese, considerata da nord a sud. Una freccia indica che il Cantone all'origine presenta condizioni, giudicate in termine della funzione sociale di benessere, superiori al Cantone alla punta della freccia.

GRAFICO 7

Rapporti di dominanza fra alcuni Cantoni svizzeri,
Redditi netti, casi normali, periodo 1995/96



Fonte dei dati: AFC.

I Cantoni sulla sinistra del grafico presentano in termini di distribuzione condizioni meno eque, evidenziate da curve di Lorenz meno favorevoli. Le disparità di reddito sono però di ordine molto superiore agli scarti registrati in queste curve. La sintesi dei due indicatori presenta perciò un capovolgimento della situazione. Per questo motivo nel grafico 7 regioni metropolitane o loro periferie con condizioni fiscali favorevoli dominano quelle sulla destra rappresentate da zone più periferiche. Il Ticino, con una posizione economica superiore al Vallese, si vede relegato al livello di quest'ultimo a causa della situazione poco favorevole nella distribuzione dei redditi. Un indice di Gini di 32,3% (reddito netto) è chiaramente nella fascia alta della graduatoria che va da un 26,7 di Uri a un 35,2 di Zugo.

5 Incisività della progressività fiscale

Uno strumento di eccellenza per moderare l'eccessiva dispersione dei redditi è rappresentato dalla progressività inserita nel tariffario fiscale. Il principio è ormai universalmente riconosciuto, differenze cospicue persistono nell'estensione della sua applicazione. Due temi sono di particolare interesse. In primo luogo quello della dis-proporzione del gravame imposto sulle varie categorie di reddito, messa in atto dalla differenza delle aliquote previste. In secondo luogo interessa misurare l'incisività della ridistribuzione di reddito conseguita da queste misure. Questi due problemi sono esaminati nella sezione 5.1 risp. nella 5.2.

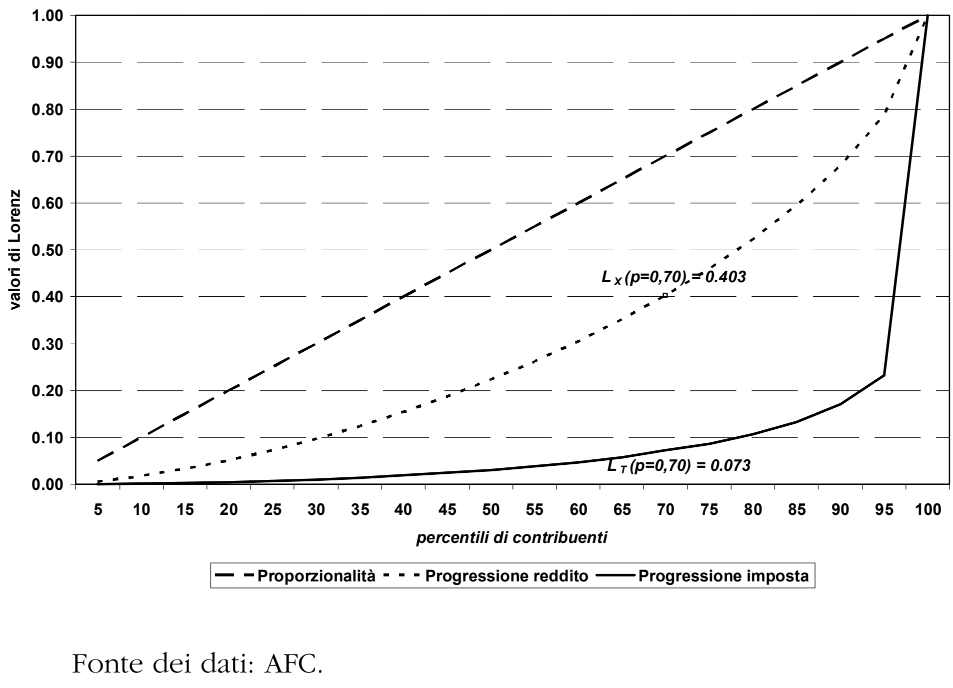
5.1 Effetto di progressività

Per misurare questi effetti si fa uso anche in questo caso delle curve di Lorenz. La loro applicazione necessita però di adattamenti particolari. Una nuova serie di indicatori globali è stata sviluppata negli ultimi anni. I dettagli metodologici sono rinviati al paragrafo 8.2.1.

I dati che qui utilizzo si riferiscono unicamente all'imposta federale. Vi è però la possibilità di estendere l'analisi anche alla realtà cantonale se, partendo dalla stessa base fiscale, si applica il tariffario vigente in questa sede. Utilizzando quale base unitaria il reddito imponibile nel Canton Ticino, valuterò l'introito fiscale sia a livello federale che a livello cantonale, applicando le relative aliquote.

GRAFICO 8a

Imposta federale diretta percepita in Ticino. 1995/96
Misura della progressività con la proporzionalità come riferimento
Contribuenti coniugati



Fonte dei dati: AFC.

Tenuto conto delle notevoli disparità poste dalla legge nella tassazione delle persone singole per rapporto a quelle coniugate, risulta opportuno separare l'analisi di queste due categorie, visto che non si dispone di dati strutturali per comporne l'effetto. Per evitare inutili ripetizioni mi limiterò a presentare i risultati concernenti le sole persone coniugate.

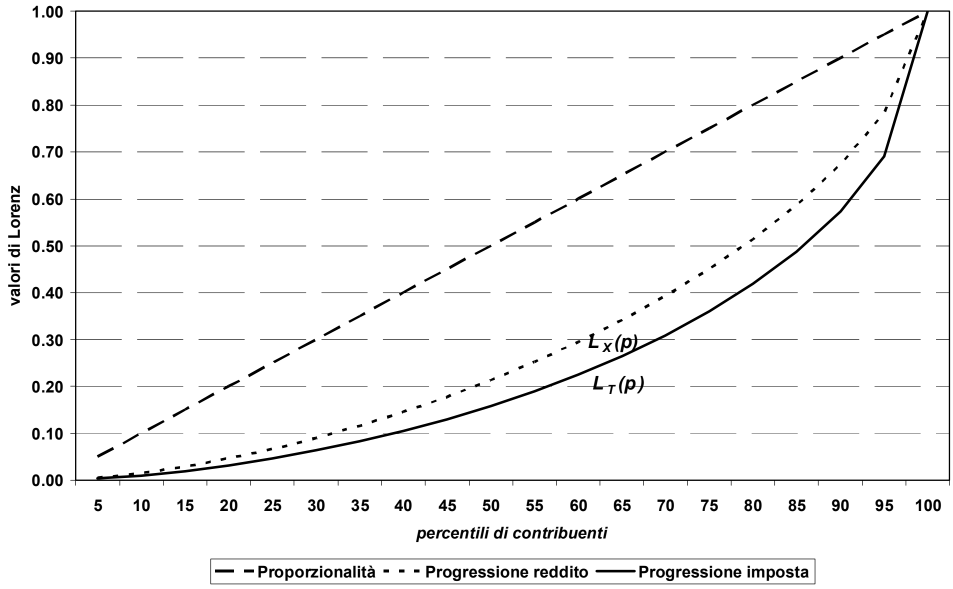
Imposta federale diretta. Nel grafico 8a sono raffigurate due curve, oltre alla bisettrice che indica il caso di perfetta equità (tutti hanno lo stesso reddito e, nel caso della tassazione, pagano la stessa imposta). La prima – denominata "progressione reddito" – è una curva di Lorenz che valuta la dispersione del reddito imponibile: ad ogni percentuale di contribuenti associa il quoziente di reddito globale raggiunto. La seconda – denominata progressione imposta – valuta invece la dispersione dell'imposta sugli stessi quantili di contribuenti. Si nota la forte deviazione della seconda curva per rapporto alla prima. Se l'imposizione prevedesse una sola aliquota e non delle aliquote progressive le due curve – reddito e imposta - coinciderebbero. L'imposta federale è quindi fortemente progressiva, l'indice di Gini è in questo caso di 87,54 % - valori mai raggiunti da nessuna distribuzione di reddito in nessuna nazione – contro 30,13% per il reddito imponibile dei coniugati. Esiste anche un indicatore globale analogo all'indice di Gini, presentato nell'appendice 8.2.1, che misura l'area del grafico sottesa fra le due curve del reddito e dell'imposta (Kakwani, 1977). In questo caso abbiamo un valore di 0,57, su di un estremo di variazione consentito di 0,7. Rappresenta quindi una conferma che la progressività è molto alta.

Un modo più parlante di esaminare questa realtà consiste nel misurare la differenza dei valori fra le due curve in singoli punti specifici. Nel grafico sono indicati i punti sulle due curve corrispondenti al 70° percentile. Questa differenza – in termini concreti 0,403-0,073=0,330 – indica la frazione del gettito fiscale spostata dalle categorie inferiori verso quelle superiori di reddito, per effetto della progressività: in questo caso redditi inferiori al 70° percentile smistano un terzo del loro carico fiscale verso quelli al disopra di questo limite. È questo l'effetto denominato di progressività.

Imposta cantonale sul reddito. Se spostiamo l'attenzione al caso delle imposte cantonali notiamo delle differenze alquanto pronunciate rispetto alle imposte federali (Grafico 8b). La progressività è molto più ridotta, le due curve in oggetto sono più ravvicinate. Al 70° percentile il valore trasferito verso l'alto è dell'8,4%, l'indice di Gini per la curva delle imposte è di 53,97 in percento, l'indicatore di Kakwani si è ridotto a 0,238 sempre con limite teorico di massima disparità a 0,7.

GRAFICO 8b

Imposta cantonale diretta in Ticino. 1995/96
Misura della progressività con la proporzionalità come riferimento
Contribuenti coniugati

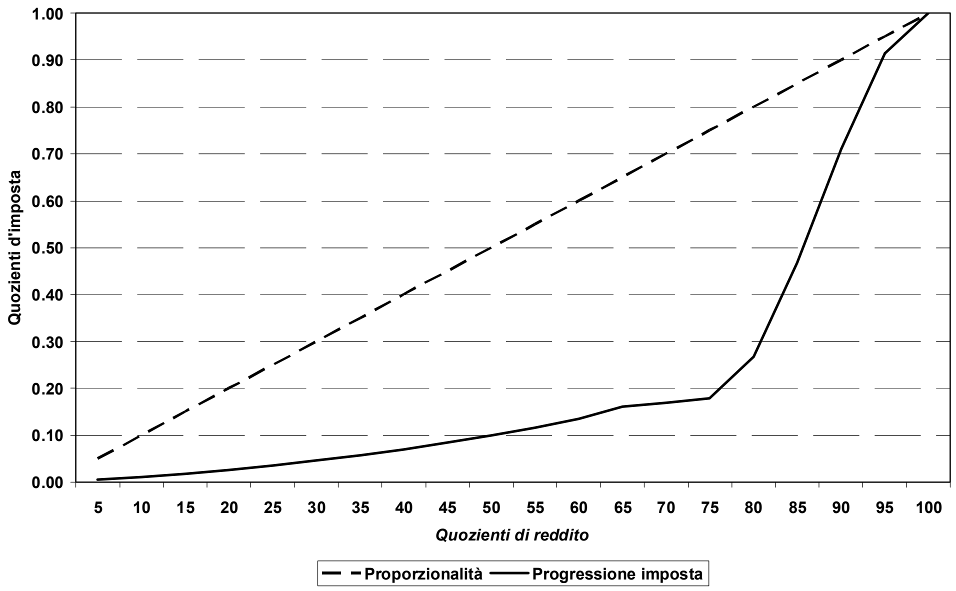


Fonte dei dati: AFC. Per le aliquote: Divisione delle contribuzioni.

Una variante per l'esame di questa problematica è stata proposta da Suits (1977), v. sempre il paragrafo 8.2.1. Viene esaminata solo la curva di Lorenz corrispondente alle imposte versate e come riferimento si prende la curva del reddito normalizzata. Più precisamente: la curva delle imposte misura direttamente la deviazione delle imposte effettive da una curva d'imposizione puramente proporzionale, rappresentata dalla bisettrice. Il grafico 8c presenta una curva di questo tipo riferita all'imposta federale. Da questa curva di Lorenz si può derivare un indicatore di progressività di più agevole interpretazione del precedente. In caso di progressività esso può variare da 0, proporzionalità, a 1, completa progressività (tutta l'imposta è pagata dalla categoria più alta di reddito). Nel caso presente giungiamo ad un indice di 0,588, ovviamente dello stesso ordine di grandezza di quello del grafico 8a.

GRAFICO 8c

Imposta federale diretta percepita in Ticino. 1995/96
Misura della progressività con il reddito come riferimento
Contribuenti coniugati



Fonte dei dati: AFC.

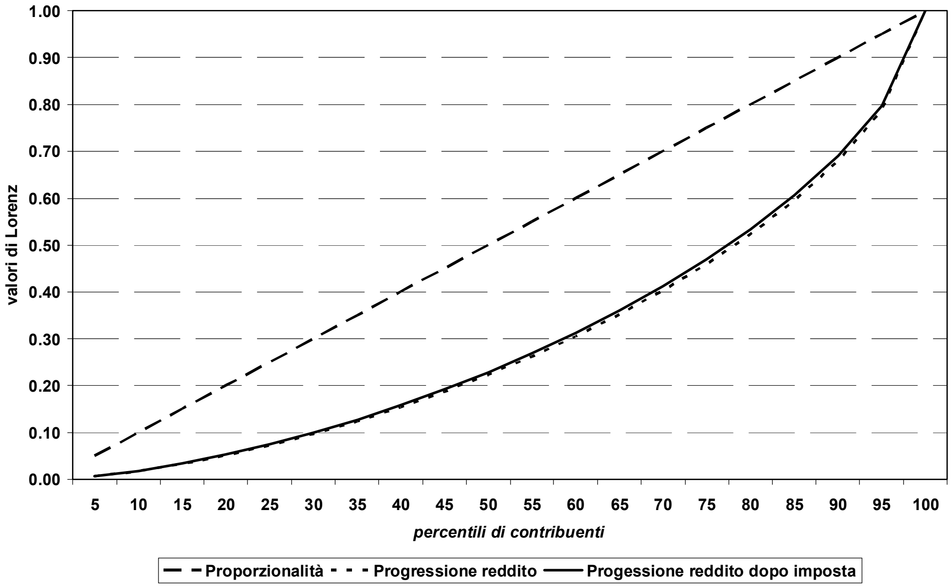
5.2 *Effetto di ridistribuzione*

Se la progressione fiscale genera un movimento virtuale di imposte dal basso verso l'alto, nel senso che, a gettito globale fisso, parte dell'onere fiscale viene trasferito sempre verso l'alto, in senso inverso essa crea un flusso virtuale di reddito dalle classi agiate a quelle meno benestanti. Si tratta di un effetto denominato di redistribuzione. È un elemento essenziale del quadro finora presentato. Infatti, non interessa solo sapere in che misura le imposte siano fissate in modo progressivo ma anche, se non di più, che effetti abbiano queste misure sulle disparità di reddito misurate in partenza.

Il grafico 9a è analogo al 8a, solo che in questo caso la curva del reddito imponibile viene paragonata a quella dello stesso reddito corretto delle imposte, invece che con quella delle imposte stesse. Possiamo con ciò valutare cosa resti al contribuente una volta versate le tasse dovute. A occhio si vede come la separazione fra le due curve è minima. Perciò l'effetto di una imposizione pur altamente progressiva si riduce ai minimi termini se riferito alla massa del reddito. Anche in questo caso esiste un indice per la misura dell'effetto globale (Reynolds e Smolensky, 1977). Esso si situa su di un valore di 0,02 e si legge come l'indice di Kakwani di cui possiede lo stesso intervallo di oscillazione.

GRAFICO 9a

Imposta federale diretta percepita in Ticino. 1995/96
Misura della redistribuzione con la proporzionalità come riferimento
Contribuenti coniugati

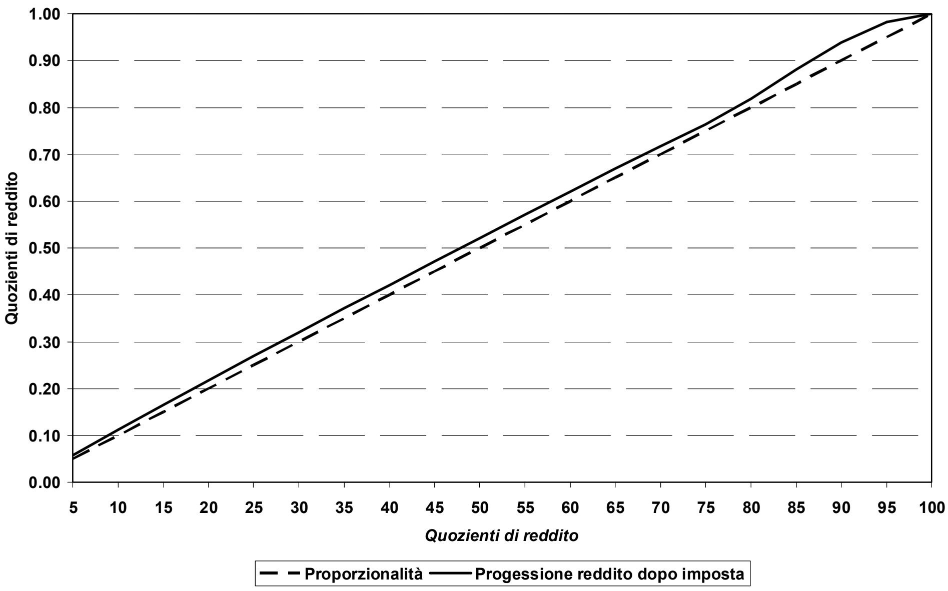


Fonte dei dati: AFC.

L'effetto prodotto a livello cantonale è più consistente. Ne dò una rappresentazione grafica nel grafico 9b, analogo al 8c, in cui si prendeva come riferimento sulla bisettrice non il reddito equidistribuito ma quello effettivo. Se si toglie dal reddito l'importo pagato per le imposte dove si situerà la curva di Lorenz rispetto a quella del reddito netto, rappresentato lungo la bisettrice? Evidentemente al disopra, visto che la progressività genera dei flussi (virtuali) di reddito dai più ricchi ai meno ricchi. Per analogia a quanto riferito al grafico 7a, dirò che il 30 percento dei redditi più elevati trasferisce un 1,7% (risulta dal calcolo) del proprio reddito verso quelli al disotto del 70° percentile. In totale l'effetto di correzione è valutato dall'indicatore globale in 0,038, sempre con intervallo di oscillazione in caso di progressività da 0 a 1 (Pfähler, 1983). Queste forti riduzioni nell'incisività riscontrate passando da un tipo d'analisi all'altro si spiegano con il fatto che la progressività fiscale è solo un lato del problema, l'altro essendo costituito dal livello d'imposizione. Se si tenesse conto simultaneamente di tutte le contribuzioni che il cittadino versa allo Stato, questa divergenza risulterebbe parzialmente ridotta.

GRAFICO 9b

Imposta cantonale diretta in Ticino. 1995/96
Misura della regressività con il reddito come riferimento
Contribuenti coniugati



Fonte dei dati: AFC. Per le aliquote: Divisione delle contribuzioni.

6 Conclusioni

Le conclusioni che si possono trarre da questo studio sono di natura piuttosto generale. Le sintetizzo.

- La disparità presente nella distribuzione è aumentata nell'ultimo ventennio fino a metà anni novanta e quest'evoluzione è probabilmente continuata negli anni più recenti. Sono stati gli strati meno favoriti a subire il peso di questo riassetto. E il quadro che esce da queste cifre sarebbe quasi certamente peggiorato se si tenessero in considerazione anche le persone o le famiglie che non figurano nei dati fiscali, perché irreperibili o esenti da imposte.

- A livello cantonale, la disuguaglianza nella ripartizione si accoppia abitualmente con un livello di sviluppo economico più elevato, e quindi con maggiore ricchezza. Le disparità nel reddito per abitante sono sovente tali per cui i vantaggi della maggior efficienza fanno più che compensare quelli di una maggior equità.
- L'incisività della progressività fiscale a livello confederale, quale strumento di politica sociale redistributiva, è assai ridotta, tenuto conto delle sue limitate competenze fiscali. La valutazione di questa politica dovrebbe tener conto di tutte le imposizioni a carico del contribuente. Una prima visione a questo proposito la fornisce l'imposizione fiscale cantonale, in questo caso quella ticinese, che modera fortemente le intenzioni correttive dell'Autorità federale.

Quest'analisi aveva prima di tutto un intento esplorativo. I tre punti che ho appena esposto danno un'idea dei risultati raggiunti. Lo studio vuole però servire anche quale punto d'appoggio per ricerche che si avvicinino maggiormente a problematiche d'attualità, che necessitano sempre più di analisi di questo genere. Per far ciò è necessario estendere la base di informazione che ho qui utilizzato almeno in due direzioni. Da un punto di vista più limitato è necessario collocare le informazioni derivate da queste statistiche fiscali nel contesto più ampio di una contabilità nazionale. È cioè necessario conoscere fino a che punto esse possano essere considerate come sufficientemente esaustive. In una cornice più ampia, il problema di fondo è quello che studi di questo tipo devono essere inseriti in un quadro socio-economico più articolato. Vista la grande eterogeneità delle situazioni personali, non è possibile giungere a livelli di conoscenza soddisfacente senza prendere in considerazione separatamente le condizioni delle diverse categorie sociali. Questo richiede un orientamento verso le inchieste periodiche sul reddito e l'impiego.

7 Appendice 1 Funzione d'aggiustamento

7.1 Funzione di distribuzione e di densità

In quest'analisi vengono utilizzati dei dati fiscali. In questo caso l'assoggettamento a imposta ha luogo solo a partire da una determinata soglia di reddito, poniamo x_0. Parte dei soggetti fiscali, quelli al disotto di questo limite, sono quindi esclusi, la distribuzione è troncata. Si richiede quindi una funzione definita sull'intervallo $[x_0, \infty)$ e con $f(x_0) = F(x_0) \geq 0$, e non su $[0, \infty)$ come abitualmente avviene nell'analisi delle curve di distribuzione. f e F rappresentano le funzioni di densità risp. di distribuzione.

La costruzione della funzione di distribuzione non presenta difficoltà. A questo scopo si potrebbero usare direttamente le frequenze derivate dai dati. Diverso è il caso delle funzioni di densità, perché esse non possono essere legate direttamente a dei dati osservabili.

Sostanzialmente, esistono due tipi di soluzione, l'interpolazione e la stima di una funzione parametrica. La prima s'impone logicamente, visto il carattere raggruppato dei dati. È però onerosa e richiede dei bricolages non sempre trasparenti. Inoltre, non essendo legata a parametri, è di difficile interpretazione.

Ad essa ho preferito una funzione parametrica di aggiustamento, anche perché mi è stato possibile identificarne una particolarmente adeguata. In termine di risultati essa si è rivelata più soddisfacente di un'interpolazione, come verrà dimostrato in seguito.

La funzione di distribuzione adottata appartiene ad una famiglia di funzioni proposta da Dagum (1980)[5].

Partiamo dalla funzione di distribuzione. Essa è, nella sua forma più generale, a quattro parametri, la seguente:

$$F(x) = \alpha + \frac{1-\alpha}{\left(1+\lambda \cdot x^{-\delta}\right)^{\beta}} \qquad x \geq x_0 \geq 0 \qquad [7.1]$$

$$\alpha < 1, \quad \beta > 0, \quad \delta > 0.$$

con x_0 il reddito minimo.

Questa specificazione è derivata da un'ipotesi riguardo ad una caratteristica della relazione esistente fra la distribuzione del reddito e il livello del reddito stesso, messa in evidenza nelle analisi empiriche. Generalmente l'elasticità di F per rapporto al reddito – $\varepsilon(F,x)$ - risulta in effetti monotonicamente decrescente. Più si sale nelle fasce di reddito considerate più è limitato l'aumento del numero relativo di contribuenti. Ed è proprio dalla particolare definizione di quest'elasticità che si deducono le caratteristiche della funzione F, da essa derivata. Nel presente contesto non è necessario entrare nel merito di questa derivazione, per cui si rimanda al testo citato. Le particolarità di questa derivazione spiegano però l'esistenza

[5] Per una presentazione generale delle funzioni più utilizzate vedasi Dagum, 1983; McDonald, 1979 e 1984.

di alcune restrizioni poste sui parametri, che qui vengono unicamente ricapitolate (Dagum, 1977, 422). Esse sono indicate unitamente alla funzione [7.1].

Ad esse si aggiunge inoltre $\beta\delta>1$ se la funzione è unimodale, come è abitualmente il caso in questo contesto, se si considerano tutti i redditi e non solo quelli a partire da una certa soglia, come è il caso nella distribuzione di Pareto.

Il parametro α ha una funzione molto importante perché consente di distinguere tre casistiche che consentono di definire con molta chiarezza i problemi cui mi vedo confrontato in questa sede. A differenza di altri modelli esse sono considerate esplicitamente nella funzione di Dagum. Si distinguono tre casi possibili:

a) $\alpha = 0$. In questo caso $x_0 = 0$ e $F(0) = 0$, la curva parte dall'origine, il reddito iniziale considerato essendo il reddito zero. La funzione è a tre parametri.

[7.1a]
$$\begin{aligned} F(x) &= \left(1+\lambda x^{-\delta}\right)^{-\beta} && x>0 \\ &= 0 && x \le 0 \end{aligned}$$

b) $1 > \alpha > 0$. La funzione F interseca l'ordinata ad un valore α. Quest'ultimo rivela che esiste un certo numero di persone, espresso come quoziente, con reddito zero o addirittura negativo. Una quota uguale ad α, appunto. Abbiamo con ciò: $F(0) = \alpha$. Si comprende anche come, logicamente, si abbia $\alpha < 1$. Analiticamente la funzione è espressa nel seguente modo

[7.1b]
$$\begin{aligned} F(x) &= 0 && x<0 \\ &= \alpha && x=0 \\ &= \alpha+(1-\alpha)\cdot\left(1+\lambda x^{-\delta}\right)^{-\beta} && x>0 \end{aligned}$$

c) $\alpha < 0$. In questo caso il reddito minimo è positivo: $x_0 > 0$, $F(x_0) = 0$ e $F(0) = \alpha < 0$. Quest'ultimo valore è di poca importanza, serve solo ad inquadrare il problema, visto che F interessa solo nell'intervallo $[x_0,\infty)$. Analiticamente si ha per la funzione di distribuzione:

[7.1c]
$$\begin{aligned} F(x) &= 0 && x \le x_0 \\ &= \alpha+(1-\alpha)\cdot\left(1+\lambda x^{-\delta}\right)^{-\beta} && x > x_0 \end{aligned}$$

Questa formulazione può essere ricondotta a quella a tre parametri, sub a), con la traslazione dell'origine in x_0, effettuando il cambio di variabile $y = x - x_0$, che corrisponde a porre $\alpha = 0$. Si ha:

[7.1d]
$$F(y) = 0 \qquad x \le x_0$$
$$= \left(1 + \lambda \cdot (x - x_0)^{-\delta}\right)^{-\beta} \qquad x > x_0$$

Ovviamente in questo caso i calcoli risultano semplificati. Nella scelta delle alternative entrano però in gioco altre considerazioni d'ordine pratico, come si vedrà in seguito.

Il terzo caso è quello che interessa nel presente contesto, visto che la legge fiscale prevede sempre che la tassazione abbia avvio solo a partire da un minimo di reddito. Non tutte le difficoltà sono però superate. Normalmente, in x_0 la curva non parte con valore zero. V'è un numero di contribuenti che presenta un reddito di quest'entità. La funzione di distribuzione dovrebbe essere troncata. Una funzione log-normale non presenterebbe nessuna difficoltà a questo proposito (Green, 2000, 900). Essendo però una funzione a due parametri essa presenta degli inconvenienti. Il più grave è quello di non consentire un incrocio fra due curve di Lorenz (Dagum, 1977, 420). Con l'uso di funzioni a più di due parametri – quattro nel caso attuale – trovare un'espressione analitica per una funzione con troncatura diventa impresa ardua. Si preferisce risolvere il problema in modo non del tutto rigoroso. Si suppone cioè che il valore $F(x_0)$ sia praticamente trascurabile, in modo che la stima di una funzione F definita su $[x_{00}, \infty)$, con $0 < x_{00} \le x_0$ e x_{00} non troppo discosto da x_0 possa costituire una ricostruzione abbastanza precisa della curva. Si vedrà in seguito che quest'approssimazione è del tutto accettabile.

Un altro problema di rilievo riguarda l'aggiustamento all'altra estremità della curva. L'ultimo intervallo resta aperto, visto che non si conosce l'entità dei redditi più alti. Questo inconveniente costituisce un problema soprattutto nel caso di un aggiustamento per interpolazione: la curva non può essere lasciata tronca ad un valore relativamente basso – nel mio caso 200'000 CHF. Non resta che o scegliere una funzione più o meno arbitraria per completare la curva o fissare arbitrariamente un valore massimo e effettuare un'interpolazione di complemento.

Nel presente contesto ho bisogno di un reddito massimo per effettuare valutazioni sulle curve di Lorenz (paragrafo 8.1.3). La soluzione adottata è la seguente. Stabilisco arbitrariamente un effettivo di contribuenti che raggiunge il massimo di reddito: nel 1995/96 un quoziente di 1 a 100'000 porta ad un effettivo di una trentina di contribuenti. Successivamente, utilizzando la funzione d'aggiustamento con il quantile corrispondente arrivo a stimare un reddito pari a circa 2 milioni di CHF.

La funzione di densità che si deriva da [7.1] è:

[7.2] $f(x) = (1-\alpha) \cdot \beta \cdot \lambda \cdot \delta \cdot x^{-\delta-1} \cdot \left(1+\lambda \cdot x^{-\delta}\right)^{-\beta-1}, \quad x \geq x_0 > 0$

Nel caso in cui $\alpha = 0$ essa si riduce a:

[7.2a] $$f(x) = \beta \cdot \lambda \cdot \delta \cdot x^{-\delta-1}\left(1+\lambda \cdot x^{-\delta}\right)^{-\beta-1} \quad x > 0$$

7.2 Caratterizzazione dei parametri

Il fatto che si abbia (Dagum, 1977, 424):

$$\frac{\partial G}{\partial \alpha} > 0, \quad \frac{\partial G}{\partial \beta} < 0, \quad \frac{\partial G}{\partial \delta} < 0 \text{ per } \alpha < 0 \quad \beta > 0 \quad e \quad \delta > 0$$

dove G sta per il coefficiente di Gini, consente di dare un'interpretazione in termini di indicatori di disparità di reddito a questi parametri. In questo caso la ripartizione sarà tanto più equa: quanto più basso sarà il coefficiente di Gini e il coefficiente α (nella presente analisi quanto più negativo sarà questo secondo parametro) e quanto più alti saranno β e δ, e viceversa.

Queste particolarità sono messe in evidenza nel grafico A1, in cui sono mostrati gli spostamenti della curva di Lorenz a seguito delle modifiche dei singoli parametri.

Nell'intento di visualizzare gli effetti particolari prodotti dai singoli parametri, in ognuno dei grafici un parametro è fatto variare a turno, gli altri due sono mantenuti costanti. Per evidenziare chiaramente gli impatti, le variazioni imposte ai parametri sono molto pronunciate, più di quanto si verifichi in realtà, se si confrontasse una distribuzione con un'altra.

Le frecce indicate nei grafici indicano l'orientamento dello spostamento della curva a seguito della modifica di un parametro. In tutti i casi la modifica avviene nel senso di una diminuzione dell'equità della distribuzione.

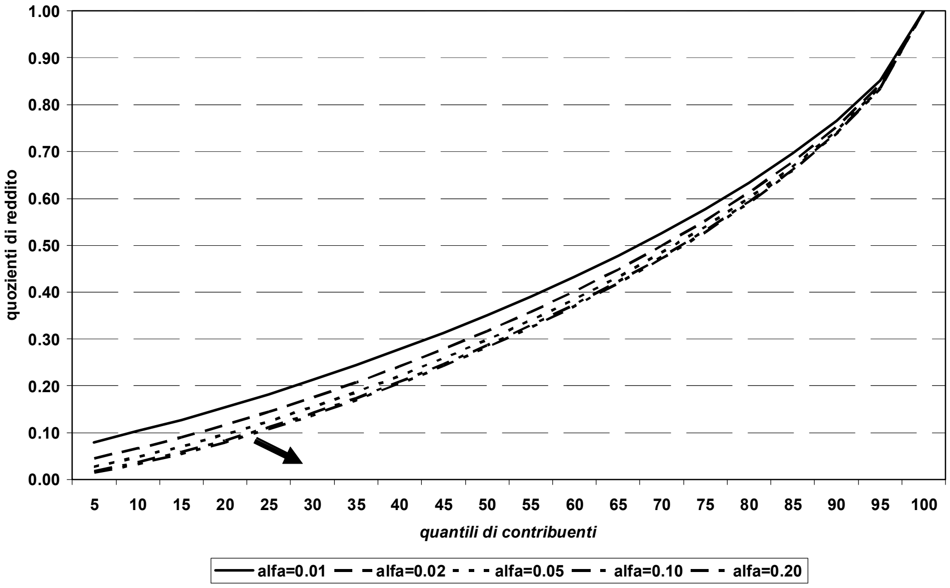
Bisogna pure tener presente che uno spostamento del parametro α comporta anche uno spostamento del limite sinistro della curva di distribuzione F (non sulla curva di Lorenz!). L'ancoraggio all'asse delle ordinate di questa funzione segue i valori di α, in aumento, sempre nel caso di un incremento della concentrazione. Parallelamente, il reddito minimo x_0 diminuisce.

GRAFICO A1

Parametri della funzione di Dagum

Interpretazione degli effetti sulla curva di Lorenz

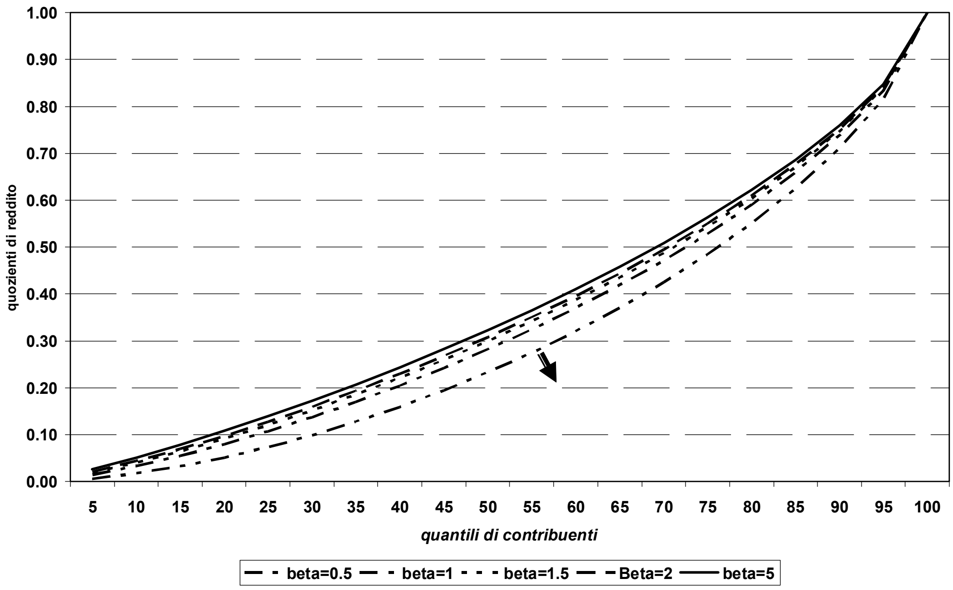
Parametro alfa



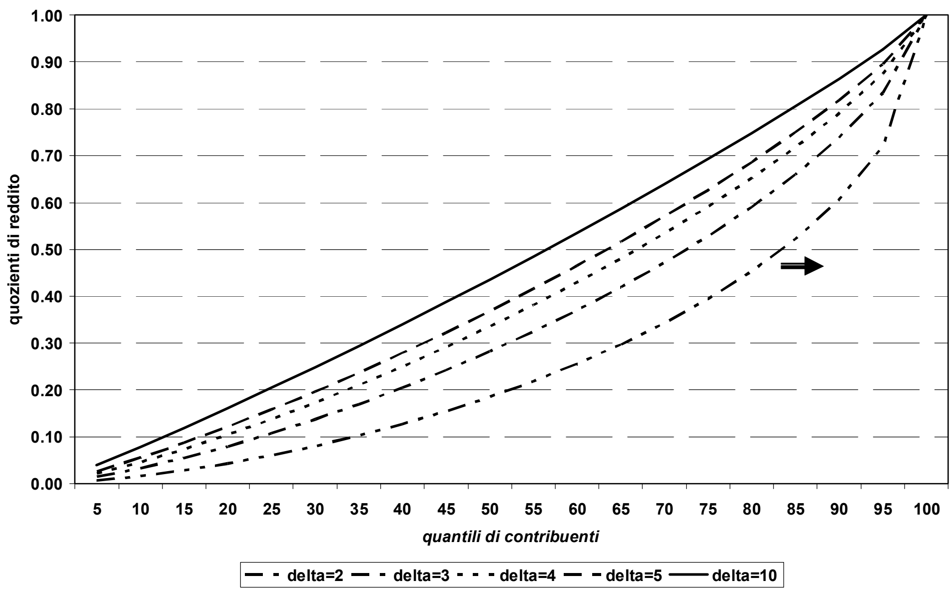
Il parametro β diminuisce se la disparità della distribuzione aumenta. La curva di Lorenz si gonfia verso il basso in misura piuttosto uniforme. Al contrario le deviazioni prodotte dal parametro δ - anch'esso in diminuzione quando l'indice di Gini aumenta - si concentrano soprattutto sull'estremità alta della curva.

Un'interpretazione in base a questi parametri può essere data all'evoluzione delle distribuzioni a livello svizzero, sull'arco di tempo dal 1975/76 al 1995/96. Fino al 1987/88 la disparità aumenta soprattutto in seguito ad uno spostamento generato dal parametro β – da 0,66 a 0,45. Il parametro δ è in questo periodo piuttosto stabile. Nell'ultimo periodo lo spostamento dei due parametri è parallelo e fa scendere l'indice di Gini.

Parametro beta



Parametro delta



7.3 Statistiche di rilievo nelle valutazioni

Le statistiche di rilievo nel presente contesto, cui si farà riferimento nel corpo del testo, sono:

7.3.1 Media μ.

Mi limito a riportare le formule, senza commento.

Nel caso in cui $\alpha = 0$ si ha:

$$[7.3a] \qquad \mu = \beta \cdot \lambda^{1/\delta} \cdot B[1 - 1/\delta, \beta + 1/\delta]$$

B[.,.] essendo la funzione beta di Eulero $B[a,b] = \int_0^1 t^{a-1}(1-t)^{b-1}\,dt$.

Qualora si abbia $0 < \alpha < 1$:

$$[7.3b] \qquad \mu = (1-\alpha)\beta\lambda^{1/\delta} \cdot B[1 - 1/\delta, \beta + 1/\delta]$$

Lo stesso vale nel caso $\alpha < 0$, se non si effettua la trasformazione $x \mapsto y$. Se si usa la variabile y si avrà invece

$$E(y \mid \alpha < 0) = x_0 + E(y \mid \alpha = 0)$$

7.3.2 Quantili q.

I contribuenti essendo posti secondo l'ordine crescente dei loro redditi, si possono valutare i livelli di reddito raggiunti dalle varie frazioni degli effettivi totali, i quantili appunto. Analiticamente:

$Q(F;q) = \inf(x \mid F(x) \geq q) = x_q$

Il quinto decile indica ad esempio il reddito raggiunto dalla prima metà dei contribuenti. Si tratta nel contempo della mediana della distribuzione. Da [7.1] si deriva che il q-esimo quantile può essere espresso dalla formula

$$[7.4] \qquad x_q = \lambda^{1/\delta} \cdot \left[\left(\frac{1-\alpha}{p-\alpha} \right)^{1/\beta} - 1 \right]^{-1/\delta}$$

Si ha come caso particolare che $x_0 = \lambda^{1/\delta} \cdot \left[\left(\frac{\alpha-1}{\alpha} \right)^{1/\beta} - 1 \right]^{-1/\delta}$, che è il valore d'intersezione della curva di distribuzione con l'asse x, prossimo al valore minimo tassabile, nel senso esposto sopra.

7.3.3 Curva di Lorenz.

Essa associa le percentuali di contribuenti alle quote della somma totale dei redditi acquisiti. È monotonicamente crescente e convessa, un esempio è presentato nell'aggiustamento riportato nel grafico 2 nella sezione 3.1. In generale, partendo da $p = F(x)$, la probabilità cumulata corrispondente ad un percentile p, si ha:

$$L(p) = \int_0^p \frac{y \cdot f(y)\,dy}{\mu}$$, con μ il reddito medio.

Nel caso della funzione di Dagum che ho utilizzato essa può essere espressa in forma esplicita dalle formule:

[7.5] $$L(p) = B\left(y^{1/\beta}; \beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta} \right)$$

con B la funzione beta incompleta standardizzata (la funzione di distribuzione), essendo $y^{1/\beta}$ il valore a cui la funzione è valutata, con $y = \frac{F(x) - \alpha}{1 - \alpha}$. Questa formula si riferisce direttamente al caso in cui 0 < α < 1. Se α = 0 *y* si riduce a *F(x).* Dalla funzione a tre parametri di questo secondo caso può essere derivata la funzione qualora α < 0. Formalmente:

[7.5a] $$L(p) = \frac{x_0 \cdot p}{x_0 + \mu(\alpha = 0)} + \frac{\mu(\alpha = 0)}{x_0 + \mu(\alpha = 0)} \cdot B\left[p^{1/\beta}; \beta + \frac{1}{\delta}, 1 - \frac{1}{\delta} \right]$$

La curva di Lorenz si presta per una valutazione della disparità presente nella distribuzione dei redditi. Nei confronti in termini di benessere è opportuno procedere ad una sua trasformazione, moltiplicando ogni suo valore per il valore del reddito medio. In questo modo si ha, in termini generici:

[7.6] $$GL(p) = \int_0^p y \cdot f(y)\,dy$$

Questa curva è definita come curva di Lorenz generalizzata e serve ad effettuare i confronti in termini di benessere sociale e non solo di equità, che di esso costituisce solo una componente.

7.3.4 Indice di Gini.

Il coefficiente di Gini è un indicatore sintetico del grado di concentrazione esistente in una distribuzione dei redditi. Misura l'area compresa fra la curva di Lorenz e la bisettrice a 45^0 che indica la distribuzione uniforme dei redditi (moltiplicata per due). Quest'indicatore varia da 0 a 1, più l'indice è elevato maggiore è la disparità nella distribuzione.

In linea generale si ha: $G = 1 - 2\int_0^p L(p)\,dp$. Nel presente contesto questo può essere espresso con:

[7.6] $$G(0<\alpha<1) = (2\alpha-1) + (1-\alpha)\cdot\frac{B[\beta,\beta]}{B[\beta,\beta+1/\delta]}$$

Le formule derivate per gli altri casi sono:

[7.6a] $$G(\alpha=0) = -1+\cdot\frac{B[\beta,\beta]}{B[\beta,\beta+1/\delta]}$$ e

[7.6b] $$G(\alpha<0) = \frac{\mu(\alpha=0)\cdot G(\alpha=0)}{x_0+\mu(\alpha=0)}.$$

Degli indici derivati dal coefficiente di Gini saranno esposti in seguito, in tema di regressività.

7.4 Stima dei parametri e qualità dell'aggiustamento

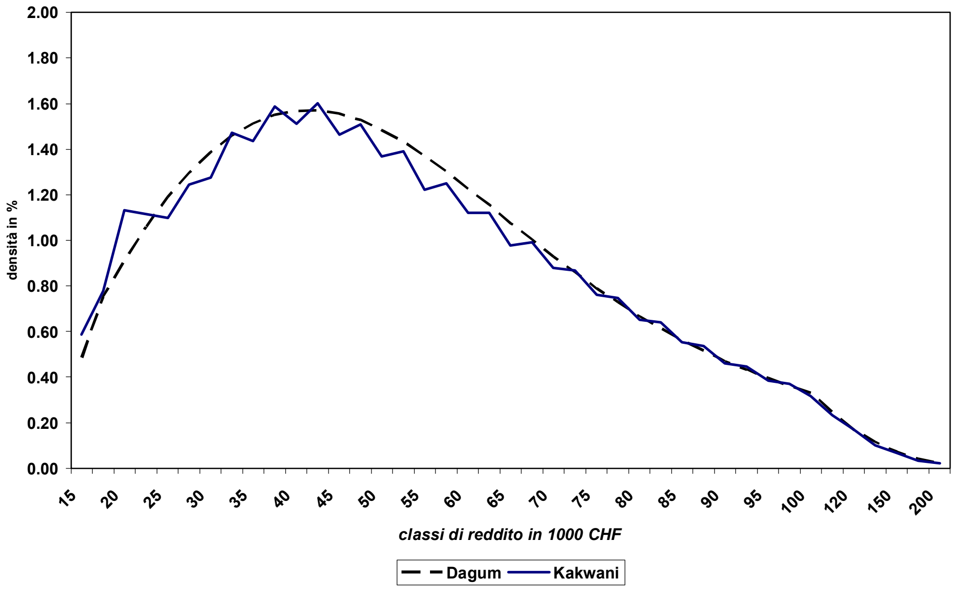
In primo luogo completo quanto esposto in precedenza riguardo alla scelta fra un aggiustamento tramite funzione parametrica e uno eseguito tramite interpolazione a partire dai dati a disposizione. Nel grafico A2 è chiaramente visualizzata la problematica che si incontra nell'aggiustamento.

L'interpolazione è stata eseguita seguendo una proposta di Kakwani (1976). L'andamento della curva è alquanto irregolare. Sarebbe possibile lisciare questa curva aumentando il grado delle funzioni interpolatrici, con conseguente aumento del rischio di ottenere punti d'inversione di dubbia fondatezza dal lato empirico. La funzione parametrica ha invece, in questo caso, un andamento regolare e ricostruisce con ottima precisione, come si vedrà in seguito, i dati statistici disponibili. Una volta individuati dei valori iniziali convenienti, si possono effettuare i calcoli utilizzando direttamente le routines di regressione non lineare dei software econometrici. La rapidità di convergenza e la stabilità dei valori raggiunti non è comunque molto sensibile alla scelta dei valori iniziali, almeno nei casi da me esaminati.

Primo aggiustamento. Riferendomi a quanto esposto nella sezione 7.1, un primo modo di procedere consiste nell'effettuare una stima preliminare, utilizzando la specificazione [7.1c]. Essa prevede un coefficiente $\alpha<0$, che corrisponde alla particolarità dei dati, che prevedono un punto d'avvio in $x_0>0$. Questo valore serve come stima del punto in cui il valore x_0 interseca l'ascissa. In esso si ha $F(x_0)=0$. Con il cambio di variabile $y=x-x_0$ si può utilizzare in seguito la funzione [7.1a], a tre parametri, visto che in questo caso si pone α=0.

GRAFICO A2

Aggiustamento per interpolazione e stima parametrica
Confronto



Fonte dei dati: Amministrazione federale delle contribuzioni (AFC).

Secondo aggiustamento. Una seconda possibilità consiste nel mantenere il cambio di variabile e usare la specificazione [7.1b] per la stima. In effetti $F(x_0)=0$ nel metodo precedente costituisce solo un'approssimazione, esattamente si avrebbe $F(x_0)=\alpha>0$, perché un certo numero di contribuenti, anche se molto esiguo, dispone del reddito minimo. Anche in questo caso la stima è in due tempi. x_0 non rappresenta però un valore stimato bensì il reddito minimo imponibile per legge.

Terzo aggiustamento. L'ultima possibilità è data dalla stima diretta in base a [1c], con α<0.

A titolo di esemplificazione dei risultati ottenuti a livello di tutta la Svizzera valgano gli aggiustamenti riguardanti il reddito netto effettuati sui dati 1995/96, riportati nella Tabella A1. La stima dei parametri di curvatura – β e δ – nella funzione di Dagum può essere eseguita con grande precisione. Maggiori sono le difficoltà nella valutazione del parametro α in relazione al reddito minimo e a λ, parametro di dimensione.

TABELLA A1

Stime dei parametri della funzione di distribuzione

Parametri e statistiche	Stime			
	Dagum 1 Eq. [1a]	Dagum 2 Eq. [1b]	Dagum 3 Eq. [1c]	Singh-Maddala
α	-	0.00633 *(1.867)*	-0.02347 *(-4.36)*	
β	0.51117 *(44.899)*	0.46566 *(32.631)*	0.7772 *(14.411)*	
δ	2.98682 *(87.864)*	2.97961 *(84.932)*	3.2291 *(48.354)*	
λ	1.69821 E+5 *(5.959)*	1.69893 E+5 *(5.571)*	4.8549 E+5 *(2.777)*	
a_1				6.4329 E-6 *(5.964)*
a_2				2.9943 *(46.989)*
a_3				1.0806 *(13.516)*
μ	62.063	61.677	62.291	62.013
*RMSE**	0.23	0.21	0.31	0.61
R2-bar	0.9999	0.9998	0.9998	0.9996
Gini	31.797	-	31.400	32.135

* errore quadratico medio ("root mean square error")

Fra parentesi: Student-t

Una funzione che presenta risultati di qualità analoga a quella proposta da Dagum è la funzione formulata da Singh e Maddala (1976), molto utilizzata. La forma analitica della loro funzione di distribuzione è la seguente:

$F(x) = 1 - \left(1 + a_1 \cdot x^{a_2}\right)^{-a_3}$. Essa è più semplice ed ha il vantaggio di limitarsi a tre parametri. Ho preferito utilizzare la formulazione di Dagum, più duttile, specialmente nella stima ai livelli di reddito più bassi e nelle utilizzazioni delle curve di Lorenz per dei confronti fra varie distribuzioni. Nella tabella ho indicato i risultati ottenuti sugli stessi dati con la funzione alternativa.

Il livello di precisione raggiunto nell'aggiustamento può essere valutato anche in base alla Tabella A2. Le tre specificazioni proposte da Dagum sono messe a confronto utilizzando come riferimenti di confronto i valori effettivamente registrati. In termini di errore totale (RMSE) le due prime funzioni sono chiaramente superiori alla terza. Da un confronto posizione per posizione la precisione della seconda sembra essere superiore a quella della prima, soprattutto nella fascia centrale, da 60 a 120 mila CHF di reddito. Non tutto, comunque, fila liscio in questa funzione. Il reddito minimo y_0=0 presenta un valore cdf molto ridotto, per cui le stime danno nel maggior numero di casi dei valori di α negativi. Con ciò il modello dovrebbe essere stimato in base a [7.1c]. Per tutte le mie valutazioni ho perciò preferito utilizzare la funzione [7.1a].

TABELLA A2

Funzioni di Dagum: valori d'aggiustamento in percento.

Reddito in 1000	Dagum 1	Dagum 2	Dagum 3	Effettivi
10	0.00	0.00	0.00	0.00
15	0.69	0.63	1.10	0.09
20	4.28	4.03	4.65	4.07
25	9.56	9.51	9.60	9.65
30	16.03	16.11	15.82	15.87
35	23.31	23.44	23.03	23.23
40	31.05	31.16	30.84	31.18
45	38.88	38.94	38.82	39.20
50	46.50	46.50	46.57	46.76
55	53.65	53.60	53.80	53.73
60	60.14	60.07	60.32	60.00
65	65.90	65.83	66.06	65.62
70	70.91	70.85	71.01	70.60
75	75.19	75.15	75.24	74.96
80	78.83	78.81	78.82	78.70
85	81.89	81.90	81.84	81.92
90	84.46	84.49	84.37	84.61
95	86.62	86.66	86.51	86.85
100	88.43	88.48	88.30	88.71
120	93.24	93.31	93.11	93.47
150	96.59	96.65	96.51	96.57
200	98.61	98.65	98.59	98.34
RMSE	0.23	0.21	0.36	

Fonte dei dati: AFC, periodo 95/96, persone fisiche

8 Appendice 2 Criteri di confronto

8.1 Curve di Lorenz e teoria del benessere

Per procedere a dei confronti fra le distribuzioni ho utilizzato le curve di Lorenz, riferendomi a dei criteri di dominanza formulati nell'ambito della teoria del benessere[6]. La problematica essendo assai complessa, mi limito a

[6] L'impostazione di questa materia fa stretto riferimento a quanto esposto in Lambert, 2001.

quanto interessa direttamente in questo contesto. Il che equivale a seguire unicamente il filo del ragionamento sviluppato per giungere alle definizioni proposte, senza entrare in alcun commento esplicativo.

Una precisazione preliminare è tuttavia necessaria. Infatti, varie teorie si contrastano nella formulazione di un concetto di benessere e nella costruzione di indicatori per una sua valutazione[7]. Quella che vien qui adottata è la concezione utilitaristica, che basa l'idea di benessere sull'utilità che l'individuo deriva dalla disponibilità di beni economici -"basket of goods" – e quindi di un reddito monetario. La valutazione del benessere collettivo – la funzione sociale di benessere – è derivata tramite addizione delle funzioni individuali, previa definizione di una serie di ipotesi – non poco restrittive (una ricapitolazione della problematica è presentata nel manuale di Lambert (2001)).

Per parte mia condivido le due critiche principali formulate nei confronti di questo paradigma di valutazione. E cioè che il benessere non va valutato solo in termini di reddito e che lo stesso concetto di utilità come percezione di una sensazione di un soddisfacimento individuale tralascia aspetti interpersonali e sociologici altrettanto determinanti in questo contesto (v. sempre Sen, op cit.).

Sta di fatto che anche chi contesta questa concezione riconosce che il reddito è uno degli elementi fondamentali nella valutazione del benessere. Inoltre, tutte le valutazioni empiriche effettuate in questo contesto palesano una convergenza di opinioni sull'uso della funzione di Lorenz generalizzata quale indicatore. Mi sembra quindi motivato di presentare una prima valutazione in questa forma. Va pure ricordato come i dati aggregati a mia disposizione, senza collegamento con le caratteristiche socio-demografiche delle economie domestiche, non consentirebbero neppure di avventurarsi oltre.

In termini di notazione si farà sempre riferimento a due funzioni di distribuzione generiche F e G e alle loro rispettive curve di Lorenz L_F e L_G risp. GL_F e GL_G, a seconda che si considerino le curve usuali o quelle generalizzate. Queste curve vengono messe a confronto, utilizzando una relazione d'ordine binaria completa e transitiva, notata $\succeq$, basata su criteri che verranno esposti in seguito.

A questo riguardo valgono le seguenti definizioni:

a) Dominanza in senso stretto:

$$F \succeq G \Leftrightarrow F \succeq G \quad e \quad G \not\succeq F$$

b) Equivalenza:

$$F \square G \Leftrightarrow F \succeq G \quad e \quad G \succeq F \,.$$

7 Per una presentazione in termini agili vedasi Sen (2000).

La aggiungo per completezza ma non ha nessun interesse in questo contesto.

c) Non-comparabilità:

$$F \perp G \Leftrightarrow F \not\succeq G \quad e \quad G \not\succeq F$$

Le definizioni si riferiscono alle funzioni di distribuzione, possono essere estese anche alle curve di Lorenz.

Il criterio in base al quale si valuta la dominanza è il livello di benessere raggiunto da una distribuzione per rapporto ad un'altra. In questo contesto il benessere è considerato solo in termine di reddito e definito come ("average utility approach"):

$$W = \int u(x) dF(x)$$

dove *u(x)* è una funzione d'utilità in base a cui viene valutato il reddito (Cowell, 2000)[8]. Si ha quindi per la dominanza di F su G:

$$F \succ G \Leftrightarrow W_F > W_G$$

Le funzioni d'utilità che sono prese in considerazione devono ora essere precisate.

Consideriamo la classe di funzioni

$$[8.1] \quad \mathsf{U} = \{u : u'(x) > 0, u''(x) < 0 \quad \forall x > 0\}$$

Si tratta più precisamente delle funzioni concave, che sono monotonicamente crescenti, in misura però decrescente. Questa formalizzazione traduce due criteri empirici che si possono considerare universalmente accettati (o quasi):

- Un maggior reddito genera maggior utilità e
- La riduzione di utilità generata se si toglie un'unità di reddito ad una persona è più che compensata dall'utilità derivante dal trasferimento di questo reddito ad una persona con un reddito inferiore.

Si noti che, introducendo nella valutazione le funzioni di utilità, si introduce contemporaneamente il reddito, che acquisisce importanza sotto due aspetti: il suo livello e le particolarità di distribuzione, dove l'apprezzamento dell'equità è derivato dalla caratteristica di concavità delle funzioni d'utilità.

Utilizzando questi criteri si propone una serie di casi.

[8] Sulla problematica dell'aggregazione delle utilità individuali risp. sulla definizione diretta di una funzione di utilità sociale, come in questo caso, vedasi Lambert, op.cit.

8.1.1 Confronto fra curve di Lorenz

Una funzione F è dominante rispetto ad una funzione G se verifica le condizioni del teorema seguente.

Teorema di Atkinson (1970).

Per $u \in \mathrm{U}$ e $\mu_F = \mu_G$:

$$L_F(p) \geq L_G(p) \quad \forall p \in [0,1] \Leftrightarrow \int u(x)dF(x) \geq \int u(x)dG(x)$$

A parità di reddito medio, designato con il simbolo μ, la dominanza di una funzione sull'altra è verificata dal fatto che i valori della sua curva di Lorenz sono interamente spostati verso la sinistra e in alto rispetto a quelli dell'altra.

Se i redditi non coincidono il principio è valido solo se $\mu_F > \mu_G$.

Nei confronti effettuati sui Cantoni nella sezione 4.2 si è constatato che 56 casi hanno potuto essere risolti in questo modo. Le due curve non sono confrontabili se la distribuzione con la curva di Lorenz dominante possiede un reddito inferiore.

8.1.2 Confronto fra curve di Lorenz generalizzate

Teorema di Shorrocks (1983).

Per $u \in \mathrm{U}$ si ha:

$$GL_F(p) \geq GL_G(p) \quad \forall p \in [0,1] \Leftrightarrow \int u(x)dF(x) \geq \int u(x)dG(x)$$

Quindi vi è dominanza di F su G se la sua curva generalizzata di Lorenz risulta spostata interamente sulla sinistra in alto. Nei confronti fra Cantoni ho potuto risolvere ben 189 casi in questo modo. Resta il fatto che in 79 casi la relazione d'ordine si è rivelata di impossibile realizzazione, visto che le curve di Lorenz generalizzate presentavano degli incroci. Soluzioni sono state proposte anche per questi casi. Vale la pena di esaminare quelle basate sempre sulla teoria del benessere in termini utilitaristici, anche se le motivazioni mi sembrano artificiose e i risultati dei calcoli eseguiti piuttosto limitati. Per questi motivi la presentazione sarà quanto mai stringata.

8.1.3 Soluzione per il caso in cui le curve s'incrociano?

La teoria del benessere propone una via d'uscita nel caso che anche le curve generalizzate di Lorenz s'incrocino (Dardanoni e Lambert, 1988). In primo luogo va preso atto del fatto che non tutte le funzioni d'utilità menzionate in precedenza offrono una possibilità di ottenere un ordinamento esauriente. La classe delle funzioni deve essere ridotta introducendo un'ulteriore restrizione, in modo che si abbia:

[8.2] $$\mathrm{U} = \{u : u'(x) > 0, u''(x) < 0, u''' > 0 \quad \forall x > 0\}$$

Vengono cioè considerate solo le funzioni che alle caratteristiche precedenti aggiungono quella di possedere una derivata di terzo ordine positiva. Anche in questo caso è possibile trovare un riscontro per questa caratteristica in un precetto della vita di tutti i giorni. Basta supporre che un trasferimento di reddito dall'alto in basso è tanto più auspicabile quanto inferiore è il livello di reddito a cui esso si produce (principio della riduzione dei trasferimenti, "principle of diminishing transfers").

Non tutte le funzioni che soddisfino a [8.2] consentono un confronto completo. Designando con $\varepsilon(u'(x),x)$ l'elasticità dell'utilità marginale per rapporto al reddito, con $q_u(x)$ il suo negativo[9], con z il valore massimo di reddito presente nelle due distribuzioni, con μ_F e μ_G i loro valori medi e con σ_F^2 e σ_G^2 le loro rispettive varianze, possono essere considerate solo quelle funzioni d'utilità le cui distribuzioni, una volta poste a confronto, soddisfino al criterio

$$q_u(x) = -\varepsilon(u'(x),x) \geq \frac{2 \cdot z \cdot (\mu_G - \mu_F)}{\left(\sigma_G^2 - \sigma_F^2\right) - (\mu_G - \mu_F) \cdot (2 \cdot z - \mu_F - \mu_G)} \text{ il}$$

che, in termini di varianze equivale a:

$$[8.3] \qquad \sigma_F^2 \leq \sigma_G^2 - \left(\mu_G - \mu_F\right) \cdot (2 \cdot z - \mu_F - \mu_G)$$

La dimostrazione di questi risultati è alquanto involuta, rinvio a chi fosse interessato ad una chiara sintesi di tutto il materiale informativo disperso in numerose pubblicazioni all'opera di Lambert, 2001.

A questo riguardo formulo due osservazioni critiche:

- Secondo il mio punto di vista il confronto di due distribuzioni di reddito dovrebbe poggiare su criteri di valutazione basati su concetti comuni di chiara interpretazione. Al comune mortale risulta già ostico capire cosa si celi dietro una funzione d'utilità. Aggiungere a questa difficoltà quella di dare un senso ad un rapporto come quello espresso in [8.3] fra le varianze di due utilità messe a confronto significa togliere la problematica dalla comune discussione economico-politica. Per conto mio, in caso di persistente incrocio fra due curve, mi accontenterei di una formulazione del tipo di quella presentata da Gottschalk e Smeeding (2000), quando nel confronto da loro effettuato fra gli Stati Uniti e gli altri paesi dell'OCSE concludono: "..Americans at the bottom of the distribution have lower absolute as well as lower relative incomes. The higher mean does not offset the higher level of inequality..".
- Nei calcoli da me eseguiti sui 79 casi ancora in sospeso nei confronti intercantonali solo 9 hanno trovato una soluzione. Mi sembra che il metodo

[9] Una denominazione più esplicita per questo parametro sarebbe "inequality aversion".

proposto abbia quindi anche scarsa conseguenza pratica. Ed è presto trovato un perché. Nella formula [8.3] v'è un elemento che causa grande instabilità. Il reddito massimo *z,* oltre che generalmente sconosciuto, è di un ordine di grandezza troppo elevato per non produrre un valore negativo nella grande maggioranza dei casi. Nei casi da me risolti le due medie erano pressoché uguali per cui il confronto si riduceva alla valutazione $\sigma_F^2 \leq \sigma_G^2$. Questo caso è però di limitato interesse.

8.2 Indici di progressività e di ridistribuzione

Le curve di Lorenz possono servire anche in tema di fiscalità. Da esse si possono derivare utili indicatori nello stile dell'indice di Gini. Le tre curve esaminate in questo contesto sono le seguenti.

$$L_x(p) = \int_0^y \frac{x \cdot f(x)dx}{\mu_x} \qquad p = F(y); 0 \leq p \leq 1$$

È la curva abituale di Lorenz, basata sulla distribuzione del reddito. Analogamente si può formulare la curva riferita alla distribuzione del carico fiscale, dove *t(x)* è l'imposta versata per un reddito *x* e *g* è l'aliquota media o meglio il carico fiscale medio, misurato come quoziente:

$$L_t(p) = \int_0^y \frac{t(x) \cdot f(x)dx}{\mu_x \cdot g} \qquad p = F(x); 0 \leq p \leq 1$$

Da ultimo definisco la curva di Lorenz riferentesi al reddito al netto d'imposta:

$$L_{x-t}(p) = \int_0^y \frac{(x-t) \cdot f(x)dx}{\mu_x \cdot (1-g)} \qquad p = F(y); 0 \leq p \leq 1.$$

8.2.1 Indici di progressività

Con l'indice definito da Kakwani (1977):

$$\Pi^K = 2 \cdot \int_0^1 [L_x(p) - L_t(p)] \cdot dp$$

si misura la (doppia) area compresa fra le curve L_x e L_t, ricavando con ciò una misura per valutare l'importanza della progressività introdotta dalla tassazione. Questo indicatore oscilla fra – (1 + G_x) – massimo di regressività e + (1 – G_x) – massimo di progressività, dove G_x sta per l'indice di Gini della distribuzione del reddito.

In questo caso il riferimento è preso per ambedue le curve a partire dalla linea di equi-distribuzione – la bisettrice nel grafico. È però possibile valutare lo scostamento della curva riferentesi alle imposte a partire dalla curva di distribuzione del reddito effettivo. Suits (1977) ha definito un secondo indice a questo proposito:

$$\Pi^{S} = 2 \cdot \int_{0}^{1} [\, q - R_t(q) \,] \cdot dq$$

Questo indicatore deriva dall'applicazione $q \mapsto R(q)$, dove q rappresenta i quozienti di reddito e R i rispettivi quozienti d'imposta raggiunti a questi livelli[10]. L'intervallo di oscillazione varia in caso di progressività da 0 a 1.

8.2.2 Indici di ridistribuzione

Misurando la superficie di separazione fra la curva del reddito e quella del reddito al netto d'imposta si può valutare l'impatto determinato da quest'ultima sul reddito. I due indicatori che seguono sono calcolati in modo analogo ai loro corrispettivi precedenti.

Indice di Reynolds e Smolensky (1977):

$$\Pi^{RS} = 2 \cdot \int_{0}^{1} [\, L_{x-t}(p) - L_x \,] \cdot dp$$

Ad esso corrisponde, in termini di deviazione del reddito netto per rapporto al reddito, l'indice proposto da Pfähler (1983):

$$\Pi^{PF} = 2 \cdot \int_{0}^{1} [\, R_{x-t}(q) - q \,] \cdot dq$$

Anche in questo caso si ha l'applicazione $q \mapsto R_{x-t}(q)$ dai quozienti di reddito ai quozienti di reddito dopo imposta.

[10] Per un confronto fra questi due indicatori è utile riferirsi a Formby, J.P.et al, 1981

Bibliografia

Administration fédérale des contributions. Impôt fédéral direct. Personnes physiques. Cantons. Berne, diverse annate.

Atkinson, A. B. (1970). "On the measurement of inequality." Journal of Economic Theory **2**: 244-263.

Atkinson, A. B., L. Rainwater, et al. (1995). La distributions des revenus dans les pays de l'OCDE. OCDE. Paris.

Cowell, F. A. (2000). Measurement of inequality. In: Handbook of income distribution. A. B. Atkinson and F. Bourguignon (ed.), Elsevier. **1:** 87-166.

Dagum, C. (1977). "A new model of personal income distribution: specification and estimation." Economie appliquée **30**(3): 413-436.

Dagum, C. (1980). "The generation and distribution of income, the Lorenz curve and the Gini ratio." Economie appliquée **33**(2): 327-367.

Dagum, C. (1983). Income distribution models. In: Encyclopedia of Statistical Sciences. S. Kotz et al. (ed.). New York, Wiley. **Vol 4:** 27-33.

Dardanoni, V. and P. J. Lambert (1988). "Welfare rankings of income distributions: a rôle for the variance and some insights for tax reform." Social Choice and Welfare **5**: 1-17.

Formby, J. P., T. G. Seaks, et al. (1981). "A comparison of two new measures of tax progressivity." Economic Journal **91**(364): 1015-1019.

Gottschalk, P. and T. Smeeding (1997). "Cross-national comparisons of earnings and income inequality." Journal of Economic Literature **35**(2): 1-78.

Gottschalk, P. and T. M. Smeeding (2000). Empirical evidence on income inequality in industrialized countries. In: Handbook of income distribution. A. B. Atkinson and F. Bourguignon (ed.), Elsevier. **1:** 261-307.

Green, W.H. (2000). Econometric analysis. Prentice Hall, New Jersey.

Hourriez, J. M. and V. Roux (2001). Une vue d'ensemble des inégalités de revenu et de patrimoine. In : Inégalités économiques. T. Atkinson, M. Glaude, L. Olier and T. Piketty (ed.). Paris, La Documentation Française**:** 269-284.

Kakwani, N. C. (1976). "On the estimation of income inequality measures from grouped observations." Review of Economic Studies **43**(3): 483-492.

Kakwani, N. C. (1977). "Measurement of tax progressivity: an international comparison." Economic Journal **87**(345): 71-80.

Lambert, P. J. (2001). The distribution and redistribution of income. Manchester and New York, Manchester University Press.

McDonald, J. B. (1984). "Some generalized functions for the size distribution of income." Econometrica **52**(3): 647-664.

McDonald, J. B. and M. R. Ransom (1979). "Functional forms, estimation techniques and the distribution of income." Econometrica **47**(6): 1513-1526.

Müller, A., M. Marti, et al. (2002). Globalisierung und die Ursachen der Umverteilung in der Schweiz. Bern, Staatssekretariat für Wirtschaft (Seco).

Pfähler, W. (1983). "Measuring redistributional effects of tax progressivity by Lorenz curves." Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik **198**: 237-249.

Reynolds, M. and E. Smolensky (1977). Public expenditures,taxes and the distribution of income: the United States 1950, 1961, 1970. New York, Academic Press.

Sen, A. (2000). Social justice and the distribution of income. In: Handbook of income distribution. A. B. Atkinson and F. Bourguignon (ed.), Elsevier. **1:** 59-85.

Shorrocks, A. F. (1983). "Ranking income distributions." Economica **50**(197): 3-17.

Singh, S. K. and G. S. Maddala (1976). "A function for size distribution of incomes." Econometrica **44**(5): 963-970.

Suits, D. B. (1977). "Measurement of tax progressivity." American Economic Review **67**(4): 747-752.

QUADERNI DELLA FACOLTÀ

I quaderni sono richiedibili (nell'edizione a stampa) alla Biblioteca universitaria di Lugano
via G. Buffi 13 CH 6900 Lugano
e-mail: biblioteca@lu.unisi.ch

The working papers (printed version) may be obtained by contacting the Biblioteca universitaria di Lugano
via G. Buffi 13 CH 6900 Lugano
e-mail: biblioteca@lu.unisi.ch

Quaderno n. 98-01
P. Balestra, *Efficient (and parsimonious) estimation of structural dynamic error component models*

Quaderno n. 99-01
M. Filippini, *Cost and scale efficiency in the nursing home sector : evidence from Switzerland*

Quaderno n. 99-02
L. Bernardi, *I sistemi tributari di oggi : da dove vengono e dove vanno*

Quaderno n. 99-03
L.L. Pasinetti, *Economic theory and technical progress*

Quaderno n. 99-04
G. Barone -Adesi, K. Giannopoulos, L. Vosper, *VaR without correlations for portfolios of derivative securities*

Quaderno n. 99-05
G. Barone-Adesi, Y. Kim, *Incomplete information and the closed-end fund discount*

Quaderno n. 99-06
G. Barone -Adesi, W. Allegretto, E. Dinenis, G. Sorwar, *Valuation of derivatives based on CKLS interest rate models*

Quaderno n. 99-07
M. Filippini, R. Maggi, J. Mägerle , *Skalenerträge und optimale Betriebsgrösse bei den schweizerische Privatbahnen*

Quaderno n. 99-08
E. Ronchetti, F. Trojani, *Robust inference with GMM estimators*

Quaderno n. 99-09
G.P. Torricelli, *I cambiamenti strutturali dello sviluppo urbano e regionale in Svizzera e nel Ticino sulla base dei dati dei censimenti federali delle aziende 1985, 1991 e 1995*

Quaderno n. 00-01
E. Barone, G. Barone-Adesi, R. Masera, *Requisiti patrimoniali, adeguatezza del capitale e gestione del rischio*

Quaderno n. 00-02
G. Barone-Adesi, *Does volatility pay?*

Quaderno n. 00-03
G. Barone-Adesi, Y. Kim, *Incomplete information and the closed-end fund discount*

Quaderno n. 00-04
R. Ineichen, *Dadi, astragali e gli inizi del calcolo delle probabilità*

Quaderno n. 00-05
W. Allegretto, G. Barone-Adesi, E. Dinenis, Y. Lin, G. Sorwar, *A new approach to check the free boundary of single factor interest rate put option*

Quaderno n. 00-06
G.D.Marangoni, *The Leontief Model and Economic Theory*

Quaderno n. 00-07
B. Antonioli, R, Fazioli, M. Filippini, *Il servizio di igiene urbana italiano tra concorrenza e monopolio*

Quaderno n. 00-08
L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati. *Dimensione ottima degli ospedali in uno Stato federale*

Quaderno n. 00-09
L. Buchli, M. Filippini, *Estimating the benefits of low flow alleviation in rivers: the case of the Ticino River*

Quaderno n. 00-10
L. Bernardi, *Fiscalità pubblica centralizzata e federale: aspetti generali e il caso italiano attuale*

Quaderno n. 00-11
M. Alderighi, R. Maggi, *Adoption and use of new information technology*

Quaderno n. 00-12
F. Rossera, *The use of log-linear models in transport economics: the problem of commuters' choice of mode*

Quaderno n. 01-01
M. Filippini, P. Prioni, *The influence of ownership on the cost of bus service provision in Switzerland. An empirical illustration*

Quaderno n. 01-02
B. Antonioli, M. Filippini, *Optimal size in the waste collection sector*

Quaderno n. 01-03
B. Schmitt, *La double charge du service de la dette extérieure*

Quaderno n. 01-04

L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati, *Regulation, ownership and efficiency in the Swiss nursing home industry*

Quaderno n. 01-05

S. Banfi, L. Buchli, M. Filippini, *Il valore ricreativo del fiume Ticino per i pescatori*

Quaderno n. 01-06

L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati, *Effizienz der Pflegeheime in der Schweiz*

Quaderno n. 02-01

B. Antonioli, M. Filippini, *The use of a variable cost function in the regulation of the Italian water industry*

Quaderno n. 02-02

B. Antonioli, S. Banfi, M. Filippini, *La deregolamentazione del mercato elettrico svizzero e implicazioni a breve termine per l'industria idroelettrica*

Quaderno n. 02-03

M. Filippini, J. Wild, M. Kuenzle, *Using stochastic frontier analysis for the access price regulation of electricity networks*

Quaderno n. 02-04

G. Cassese, *On the structure of finitely additive martingales*

Quaderno n. 03-01

M. Filippini, M. Kuenzle, *Analisi dell'efficienza di costo delle compagnie di bus italiane e svizzere*

Quaderno n. 03-02

C. Cambini, M. Filippini, *Competitive tendering and optimal size in the regional bus transportation industry*

Quaderno n. 03-03

L. Crivelli, M. Filippini, *Federalismo e sistema sanitario svizzero*

Quaderno n. 03-04

L. Crivelli, M. Filippini, I. Mosca, *Federalismo e spesa sanitaria regionale : analisi empirica per i Cantoni svizzeri*

Quaderno n. 03-05

M. Farsi, M. Filippini, *Regulation and measuring cost efficiency with panel data models : application to electricity distribution utilities*

Quaderno n. 03-06

M. Farsi, M. Filippini, *An empirical analysis of cost efficiency in non-profit and public nursing homes*

Quaderno n. 03-07

F. Rossera, *La distribuzione dei redditi e la loro imposizione fiscale : analisi dei dati fiscali svizzeri*