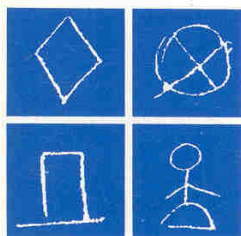


**SOCIETÀ E ISTITUZIONI**

# **LE MISURE DELLA POVERTÀ IN ITALIA: SCALE DI EQUIVALENZA E ASPETTI DEMOGRAFICI**



**Commissione di  
indagine  
sulla povertà  
e sull'emarginazione**



**PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI  
DIPARTIMENTO PER L'INFORMAZIONE E L'EDITORIA**

**SOCIETÀ E ISTITUZIONI**

**LE MISURE DELLA POVERTÀ  
IN ITALIA: SCALE DI EQUIVALENZA  
E ASPETTI DEMOGRAFICI**

**Commissione di indagine  
sulla povertà e sull'emarginazione**

**PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI  
DIPARTIMENTO PER L'INFORMAZIONE E L'EDITORIA**

*Testo elaborato dal Prof. Gustavo De Santis su  
richiesta della Commissione di indagine sulla  
povertà e sull'emarginazione*

PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI  
DIPARTIMENTO PER GLI AFFARI SOCIALI

COMMISSIONE DI INDAGINE SULLA POVERTÀ  
E SULL'EMARGINAZIONE

*Presidente*  
Pierre Camiti

*Membri*  
Andrea Brandolini, Giuliano Cazzola, Mario Colombo,  
Luigi Di Liegro, Paolo Garonna, Massimo Livi Bacci,  
Giovanni Moro, Armando Sanguini, Chiara Saraceno,  
Ugo Trivellato

*Segreteria*  
Antonella Buono

*Collaborano*  
Guido Bolaffi, Viviana Egidi, Maurizio Manente, Mauro  
Maselli, Mario Marazziti, Carlo Trevisan

## SOMMARIO

### LA MISURA DELLA POVERTÀ IN ITALIA: SCALE DI EQUIVALENZA E ASPETTI DEMOGRAFICI<sup>(\*)</sup>

<b>Introduzione</b>	5
<b>1. Definizione della povertà</b>	7
<b>2. Coefficienti e scale di equivalenza</b>	9
2.1. Alcuni richiami teorici	9
2.2. Criteri di costruzione delle scale di equivalenza	10
<b>3. Indicatori del benessere e della povertà</b>	13
<b>4. Quali e quante linee di povertà?</b>	17
<b>5. Misure della povertà</b>	21
5.1. Alcuni esempi di calcolo degli indici di povertà	23
<b>6. Fonti dei dati per lo studio della povertà</b>	29
<b>7. La povertà in Italia nell'approccio classico</b>	31
7.1 Introduzione	31
7.2 Alcune verifiche preliminari	31
7.3 Il modello della Commissione Povertà	33
7.4 Una correzione: costanza del punto di riferimento	34
<b>8. La costruzione della scale di equivalenza</b>	45
8.1 Introduzione	45
8.2 Un'analisi preliminare	45
8.3 L'introduzione delle caratteristiche familiari	47
<b>9. Nuove misure della povertà in Italia nel 1993</b>	55
<b>Riassunto e conclusioni</b>	67
<b>Bibliografia</b>	69

(\*) Ringrazio il prof. Massimo Livi Bacci e il dott. Andrea Brandolini, che hanno letto una versione preliminare di questo lavoro, evidenziando numerosi errori e fornendo preziosi suggerimenti. La responsabilità di quanto qui scritto è interamente mia, e non coinvolge in alcun modo né l'Università di Messina, né la *Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione sociale* che mi ha affidato un incarico di studio, di cui questo lavoro costituisce la sintesi finale.



## INTRODUZIONE

Questo lavoro, che costituisce la sintesi di un rapporto prodotto per la *Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione sociale* (o, più brevemente, *Commissione povertà*), si articola in tre parti.

La prima è di natura teorica: dopo aver rapidamente definito che cosa si intende per povertà in questo studio (par. 1), si discute dei coefficienti e delle scale di equivalenza (par. 2), degli indicatori di povertà (par. 3), delle linee di povertà (par. 4) e delle misure (par. 5).

La seconda parte riguarda le fonti, e in particolare la fonte concretamente utilizzata per la parte empirica di questo lavoro, ovvero l'Indagine *sui Bilanci di Famiglia* dell'Istat, per gli anni dal 1987 al 1993 (par. 6).

Nella terza parte, infine, sviluppata nei paragrafi da 7 a 9, si procede al calcolo di alcune misure di diffusione e intensità della povertà in Italia negli anni, appunto, dal 1987 al 1993. In questa fase, i risultati precedentemente raggiunti dalla stessa *Commissione povertà*, recentemente rielaborati dall'Istat, sono posti a confronto con quelli che si otterrebbero introducendo alcune variazioni nella procedura di calcolo. Tali variazioni non riguardano l'indicatore, che è costituito anche qui dal Livello della spesa pro capite aggiustata per la dimensione familiare, né il criterio per la costruzione delle scale di equivalenza, basato anche qui sulla quota di spesa alimentare. Esse riguardano invece:

a) il periodo da prendere in esame nella costruzione della scala di equivalenza: abitualmente si utilizza una scala fissa, originariamente proposta per l'anno 1985, mentre qui si suggerisce l'opportunità di utilizzare una scala valida per il periodo in esame (par. 7);

b) il periodo da prendere in esame nella definizione della linea di povertà: abitualmente la si calcola anno per anno, mentre qui si suggerisce l'opportunità di far riferimento a una linea di povertà comune a tutto il periodo di studio per rendere più significativi i confronti diacronici, soprattutto se il periodo è relativamente breve, come i 7 anni qui considerati (par. 7);

c) le variabili da prendere in esame nella costruzione della scala di equivalenza, che è abitualmente fondata sul solo numero di componenti la famiglia, mentre qui si suggerisce l'opportunità di considerare anche altre variabili, tra cui il reddito e la distribuzione per sesso e per età dei componenti, distinguendo, inoltre, tra variabili indicatrici dei *bisogni* della famiglia e variabili indicatrici invece soltanto di un suo particolare *stile di vita* (par. 8);

d) le misure della povertà, frequentemente ridotte al solo indice di diffusione, mentre qui si suggerisce l'opportunità di fornire una batteria di indicatori più ampia, per misurare, oltre alla *diffusione*, l'intensità, l'effetto congiunto di *intensità e diffusione*, e la *gravità* (par. 5, 7 e 9).



## 1. DEFINIZIONE DELLA POVERTÀ

In questo lavoro, la povertà verrà intesa come una situazione di scarso benessere (1), in cui i bisogni non riescono a essere soddisfatti a sufficienza (Hagenaars 1986). In termini molto generali, si potrebbe pensare che tra benessere, bisogni, risorse e capacità di far buon uso delle risorse a disposizione esista una relazione come la seguente

$$Benessere = f\left(\frac{Risorse}{Bisogni} \times Uso\right) \quad [1.1]$$

dove  $f$  è una funzione di utilità monotona crescente, che, per semplicità, si può supporre concava e uguale per tutti, benché di forma ignota.

Tuttavia, data l'impossibilità pratica di misurare, sia pure solo approssimativamente, la capacità di fare buon uso delle risorse, la relazione cui si farà ideal-mente riferimento è in realtà più semplice

$$Benessere = f\left(\frac{Risorse}{Bisogni}\right) \quad [1.2]$$

Per risorse si intenderanno semplicemente le spese sostenute per beni di consumo (v. par. 3); mentre i bisogni saranno stimati sulla base delle caratteristiche familiari, e tradotti in opportuni coefficienti di equivalenza (par. 2). In breve, come si vede, si tratta qui di un concetto di povertà *oggettivo* (2) e eminentemente *economico*, colto, inoltre, dalla sola dimensione della spesa per consumi (3).

Si considererà inoltre la povertà in senso *relativo*, in rapporto cioè a una qualche media del periodo considerato (da definire meglio più avanti), e non *assoluto*, come si avrebbe se si facesse invece riferimento a un qualche minimo di risorse necessario per sopravvivere. Si noti, comunque, che il riferimento a una povertà relativa non implica necessariamente che la soglia di povertà debba variare anno

(1) In questo lavoro, i termini benessere, utilità, tenore e livello di vita verranno usati indifferentemente.

(2) Perché basato su comportamenti di spesa effettivamente osservati. A questa definizione si contrappone quella di povertà *soggettiva*, basata sulla percezione che il rispondente ha della propria posizione nella scala sociale (cfr. Hagenaars 1986). Si noti, però, che sono oggettivi gli indicatori utilizzati (la spesa per consumi e la quota di spesa per consumi alimentari), ma non la relazione tra questi e il benessere, che è imposta soggettivamente dal ricercatore (Coulter, Cowell e Jenkins 1994).

(3) Naturalmente, «... nessun Autore seriamente sostiene che l'approccio unidimensionale sia preferibile a quello multidimensionale (Lemmi e Pannuzi 1995, p. 212). Si tratta semplicemente di una scelta di ripiego, determinata sia dalla natura delle fonti disponibili (par. 6) sia dall'interesse a seguire il più fedelmente possibile l'approccio tradizionale della Commissione povertà, per meglio valutare gli effetti delle modifiche che si proporranno in seguito.

per anno, né che debba variare con la stessa velocità con cui varia il reddito medio della collettività. Ai fini dei confronti diacronici, infatti, si pone il problema di come rendere conto sia della crescita del reddito medio reale della collettività (con tendenziale riduzione della povertà), sia della distribuzione del reddito in ogni singolo anno (che, indipendentemente dalla crescita o diminuzione, può evolvere in senso più o meno egualitario). Tradizionalmente, negli studi sulla povertà relativa ci si è concentrati sul secondo aspetto (la distribuzione del reddito in ogni singolo anno), ma può essere invece opportuno cercare di mettere in luce anche il primo aspetto (la crescita del reddito reale della collettività), come si farà nel par. 7.

Infine, si tenga presente che non sono ancora possibili, in Italia, studi dinamici della povertà, in cui cioè si segue un *panel* di individui nel corso della loro vita (4): le indagini relative ai vari anni di cui si dispone sono invece indipendenti tra di loro, e consentono quindi solamente valutazioni di statica comparata, tra la situazione di povertà di un anno o un altro.

(4) Ne esiste uno recentemente predisposto dalla Banca d'Italia, ma le elaborazioni ad esso relativo non sono ancora disponibili. E' comunque in corso di ultimazione un lavoro in questo senso effettuato da Francesco Pattarin su incarico della *Commissione Povertà*.

## 2. COEFFICIENTI E SCALE DI EQUIVALENZA

### 2.1. Alcuni richiami teorici

Come schematizzato nell'eq. [1.2], per confrontare il benessere tra due o più famiglie occorre conoscere, oltre alle risorse a loro disposizione, anche i loro bisogni. Ciò appare impossibile in senso assoluto, ma concettualmente difendibile in senso relativo, sia pure con qualche sforzo e qualche approssimazione, definendo cioè un coefficiente di equivalenza che indichi, rispetto a una famiglia presa come standard di riferimento, di quanto abbisogna una famiglia con caratteristiche diverse (per numero di componenti, sesso, età, ecc.) per godere dello stesso tenore di vita.

Questo equivale a riconoscere che 100 lire di spesa possono non assumere lo stesso valore per due famiglie diverse (non produrre la stessa utilità), perché sono diversi i bisogni intrinsecamente connessi alle loro condizioni. Per esempio, si può pensare che una famiglia di tre membri (diciamo una coppia con un figlio) abbia più bisogni di una famiglia di due soli membri (diciamo due adulti) e che, quindi, si troverebbe in condizioni di minor benessere se potesse spendere solo la stessa quantità di denaro. Si può allora presumere che esista un livello di spesa, maggiore di 100, che garantisce alla coppia con bambino lo stesso tenore di vita che 100 lire assicurano alla coppia. Ammettiamo di averla individuata in 130: si dirà che è indifferente (equivalente), in termini di utilità generata, spendere 130 lire se la famiglia si compone di 3 membri o spenderne 100 se si compone di due. Tra la coppia, presa qui come standard di riferimento, e la famiglia di 3 membri esiste quindi un coefficiente di equivalenza  $k_3$  pari a  $130/100=1,3$ .

I coefficienti di equivalenza, una volta individuati, servono anche per effettuare l'operazione inversa, di confronto tra la spesa equivalente di famiglie diverse, cui si associa, secondo la [1.2] un diverso tenore di vita. In questo esempio, si può dire che la spesa equivalente di una coppia che spende 2 milioni al mese (pari a  $2/k_2=2/1=2$  milioni) è superiore alla spesa equivalente di una coppia con bambino che spende ogni mese 2 milioni e mezzo (in questo caso, infatti, la spesa equivalente risulta  $2,5/k_3=2,5/1,3\approx 1,92$  milioni).

In generale, una scala di equivalenza costruita solo in funzione della numerosità  $n$  della famiglia risulterà formata da una serie di coefficienti  $k_N = f(N)$  (5). *Un esempio è quello della scala costruita e utilizzata dalla Commissione povertà (1985)*

$$k = [60, 100, 133, 163, 190, 216, 240] \quad [2.1]$$

che si può anche scrivere nella forma

$$k = [100, 167, 223, 273, 318, 361, 401] \quad [2.2]$$

(5) Si tenga presente che questa è una forte semplificazione della realtà, perché, in questo caso, si è scelto di ignorare una lunga serie di altri possibili fattori rilevanti, come le caratteristiche dei componenti (sesso, età, ecc.), il reddito della famiglia, il luogo di residenza, il sistema dei prezzi relativi, ecc.

Le due espressioni sono perfettamente equivalenti, dato che i coefficienti di equivalenza sono numeri relativi, da interpretare solo in relazione l'uno all'altro: nella [2.1] il punto di riferimento è la famiglia di composta da due persone; nella [2.2] è invece la famiglia unipersonale. Si noti, inoltre, che queste scale di equivalenza sono state costruite ipotizzando costanza di elasticità e della spesa (compensativa) per consumi C rispetto alla numerosità familiare N, pari nella fattispecie al 67%, cioè

$$\frac{\delta C}{C} / \frac{\delta N}{N} = \varepsilon = 67\% \quad [2.3]$$

Concretamente questo significa che, quando la famiglia passa da 1 a 2 membri (+100%) la spesa che si suppone adeguata a garantire lo stesso tenore di vita sale da 100 a 167 (+67%). Proseguendo, nel passaggio da 2 a 3 membri (+ 50%), la spesa corrispondente deve aumentare da 167 a 222 (+33%). Ma il rapporto tra tali crescite (33/50), a parte alcune approssimazioni dovute agli arrotondamenti, è ancora pari al 67%, e lo stesso avviene per qualunque altra variazione della numerosità familiare e della spesa corrispondente.

Il passaggio inverso, dall'elasticità (costante) ai coefficienti di equivalenza, si effettua ponendo  $k_1=100$  e ricavando i successivi con la formula

$$k_{N+1} = k_N \left( 1 + \frac{\varepsilon}{N} \right) \quad [2.3]$$

## 2.2. Criteri di costruzione delle scale di equivalenza

Le scale di equivalenza costituiscono uno strumento molto delicato da utilizzare perché variazioni anche relativamente modeste dei coefficienti possono produrre risultati molto diversi in termini di (apparente) distribuzione del reddito e della povertà (Anand e Morduch 1995). In questo senso, appare un po' scoraggiante il fatto che le scale di equivalenza, pur se riferite a uno stesso indicatore del benessere siano così numerose (cfr., ad esempio, Ekert-Jaffè, 1494), come anche il fatto che vengano spesso utilizzate senza uno studio specifico del paese in esame, adottando quelle utilizzate in contesti simili, o quelle più note internazionalmente (6).

Occorre in generale tenere presente che, come si è detto sopra, una scala di equivalenza definisce implicitamente un reddito «compensativo», ovvero di quanto dovrebbe disporre in più la famiglia B rispetto alla famiglia A, visto che ne differisce per una o più caratteristiche considerate di per sé «peggiorative» sotto il profilo del benessere. Ammettiamo che questa caratteristica differenziale sia la presenza di un membro aggiuntivo: l'idea è quindi che una famiglia di  $N+1$  persone abbia bisogno di qualche lira in più per essere riportata al livello di benessere che aveva prima dell'aggiunta dell'ultimo componente (7) (o che avrebbe potuto avere senza l'ultimo componente).

(6) Come ad esempio quella dell'OECD, che prevede 1 per il primo adulto, 0,7 per ogni adulto aggiuntivo e 0,4 per ogni giovane fino a 18 anni.

(7) In senso stretto, un'analisi del genere è possibile solo con rilevazioni longitudinali.

Capita però abbastanza spesso che due famiglie si differenzino per la presenza di figli, nati in un contesto di fecondità controllata quasi perfettamente e quindi generalmente desiderati (8). In questo caso ci si trova in una situazione paradossale: da una parte la famiglia ha liberamente deciso di mettere al mondo un figlio, presumibilmente reputando che in questo modo il suo benessere sarebbe aumentato; dall'altra, l'indicatore prescelto (v. oltre) segnalerà probabilmente la necessità di «compensare» la famiglia dell'aggiunta del figlio, dandole qualche lira di reddito in più.

A questa obiezione si possono fornire due tipi di risposte. Il primo tipo, che ha un carattere piuttosto «difensivo», ammette che il benessere della famiglia sia effettivamente peggiorato. Per evitare di giungere alla conclusione che i genitori siano irrazionali (avrebbero liberamente effettuato una scelta che ha peggiorato il loro benessere), si aggiungono una serie di giustificazioni, come ad esempio il fatto che il controllo della fecondità potrebbe non essere perfetto (avere figli non sarebbe quindi del tutto una libera scelta), o il fatto che mettere al mondo un figlio implica un impegno a lungo termine. cosa che, in un contesto di non perfetta previsione del futuro, può portare a conseguenze impreviste e sfavorevoli sul proprio benessere, ecc.

Queste argomentazioni, benché abbiano una loro validità, appaiono però un po' troppo particolari per giustificare un uso sistematico delle scale di equivalenza. Se invece se ne vuoi difendere l'uso sul piano non solo pratico, ma anche teorico, conviene proporre qualche argomentazione di carattere più generale. Una potrebbe essere la seguente. Ipotizziamo di poter scindere l'aspetto *monetario* da quello *non monetario* del benessere familiare derivante da particolari scelte procreative: in questo caso, benché a seguito della nascita di un figlio il benessere complessivo di una famiglia normalmente aumenti (perché, soprattutto se il figlio è voluto, subentrano aspetti emozionali legati alla compagnia, all'affetto, al senso di continuità, ecc.), il suo tenore *materiale* di vita può ben essersi ridotto. Un'opportuna osservazione del comportamento di spesa della famiglia, che risenta principalmente del suo benessere materiale reale (cioè del rapporto tra risorse e bisogni), è quindi teoricamente in grado di dire qualcosa su come la composizione familiare influenza i bisogni, e cioè su come essa concorre a determinare una particolare scala di equivalenza (9).

Nella costruzione delle scale di equivalenza gli elementi che si potrebbero tenere in considerazione, in linea di principio, sono talmente tanti e interrelati tra di loro che è spesso necessario, o almeno appare opportuno, partire da qualche assunto a priori, come, ad esempio., imporre che le scale siano indipendenti dal livello di reddito della famiglia, o dal sistema dei prezzi prevalente in quel momento nella collettività, o dalle caratteristiche del componente marginale (la sua età, il suo sesso, ecc.).

(8) Il problema si pone, in generale, in tutti i casi in cui il membro marginale è stato liberamente accolto all'interno della famiglia: un partner, un genitore anziano, un amico, ecc. E' solo che, in questi casi, risulta spesso impossibile accertare il grado di desiderabilità del nuovo componente.

(9) Si tenga presente che le risorse sono normalmente osservabili (eventualmente prendendone un opportuno indicatore, come la spesa per consumi), come pure le caratteristiche familiari: quello che è ignoto è come le caratteristiche familiari si traducano in bisogni (cfr. eq. 1.2): da qui deriva la necessità di determinare le scale di equivalenza.

In questo lavoro, come illustrato più in dettaglio nel prosieguo, i criteri ritenuti per la costruzione delle scale di equivalenza sono stati i seguenti:

a) si è ipotizzato che due famiglie di composizione diversa godessero dello stesso tenore di vita a parità di quota di spesa per beni alimentari sul totale dei consumi;

b) si è ipotizzato che tale quota variasse in funzione del numero dei componenti la famiglia e del totale della spesa (par. 7);

c) si sono poi analizzate le influenze esercitate, su questo rapporto, anche dalla composizione per sesso e per età dei membri della famiglia, e dall'interazione tra la numerosità familiare e il totale della spesa (par. 8).

I punti a) e b) rientrano nel solco tradizionale di studio del fenomeno della povertà in Italia, mentre il punto c) costituisce una parziale novità, i cui effetti sono discussi nel par. 8.

### 3. INDICATORI DEL BENESSERE E DELLA POVERTÀ

La scelta degli indicatori su cui concretamente appoggiarsi per definire benessere e povertà è un'operazione molto delicata e per la quale mancano, a tutt'oggi, guide sicure.

Vi è, innanzi tutto, un problema generale, legato al fatto che, in queste pagine, si parlerà di benessere familiare, ipotizzando che tutti i membri di una stessa famiglia godano dello stesso tenore di vita. Si tratta però di una questione controversa: dal punto di vista teorico, alcuni dubitano persino che si possa parlare di benessere familiare (ad es., Chiappori 1994), mentre, dal punto di vista empirico, i pochi dati empirici di cui si dispone non sempre confortano l'ipotesi di una perfetta eguaglianza tra membri di una stessa famiglia (cfr. ad es., in contesti diversi, Basu 1992 e Del Boca 1995).

In questo lavoro, tuttavia, l'ipotesi verrà mantenuta, per diverse ragioni. In primo luogo perché, con i dati a disposizione, relativi ai consumi familiari, non è possibile sottoporla ad alcuna verifica, e, d'altra parte, non adottarla impedirebbe di svolgere qualunque tipo di analisi. In secondo luogo perché su questa fonte e questa ipotesi si sono finora svolte le analisi di povertà in Italia, che, come si è ricordato più volte, si vorrebbero ripercorrere qui criticamente. In terzo luogo, e soprattutto, perché l'ipotesi appare nel complesso difendibile, soprattutto se ciò che si ipotizza essere (almeno approssimativamente) uguale all'interno della famiglia è il solo benessere *materiale* dei singoli membri (v. oltre). Poiché questi, al minimo, godono tutti dei servizi resi dai beni collettivi domestici (i servizi igienici, il riscaldamento, ecc.), e poiché, più in generale, viviamo in una società in cui la convivenza è sempre più basata sulla libera scelta e sempre meno imposta da vincoli economici o sociali, l'ipotesi che vi sia una (forte) sperequazione nel tenore di vita tra membri di una stessa famiglia appare nel complesso poco verosimile.

Un secondo problema, anch'esso generale, è che il benessere non è osservabile e la validità dell'indicatore prescelto (la spesa equivalente, v. oltre) non può mai essere verificata. Tale indicatore, inoltre, tipicamente risentirà del fatto che altre scelte importanti sono già state effettuate in precedenza, in particolare quelle sulla composizione familiare, al punto che, secondo alcuni, l'ammontare e la composizione delle spese di una famiglia di composizione data non forniscono alcuna indicazione riguardo al suo livello di benessere (Pollak e Wales 1979; Cigno 1994; Ruiz Castillo 1994).

Come accennato, l'indicatore di benessere che verrà utilizzato in queste pagine è la spesa equivalente pro-capite, data dal rapporto tra la spesa della famiglia e un indice dei suoi bisogni. Operativamente, dato che né la spesa equivalente né i bisogni della famiglia sono direttamente osservabili, si è ipotizzata l'esistenza di una relazione inversa tra la spesa equivalente (non osservabile) e la quota di spesa per beni alimentari (osservabile): quanto maggiore è questa, tanto minore si suppone essere quella.

Questo è il metodo di Engel, proposto alla fine del secolo scorso, la cui idea fondamentale è che nell'acquisto dei beni di prima necessità non si eserciti molta

libertà di scelta: si compra più o meno quello che è necessario per vivere, destinando eventualmente ad altro ciò che avanza del reddito familiare. In parte, tale principio ispiratore si è venuto progressivamente indebolendo a causa della trasformazione del sistema economico e, come accennato, del concetto stesso di povertà, che non è più una povertà assoluta, ma una povertà relativa, e lascia quindi spazio alla dimensione della scelta (che si sovrappone a quella della necessità, e la confonde). Una delle conseguenze è che dall'indicatore composito originario si è presto rivelato preferibile escludere le voci relative all'abbigliamento e all'abitazione (10), l'indicatore si è quindi ridotto alla considerazione della sola quota di spesa per beni alimentari rispetto alla spesa totale (analizzata in dettaglio nel par. 7).

Quali sono le alternative? L'elenco delle proposte è molto lungo, e non ci si può limitare qui che ad alcune di quelle apparentemente più interessanti. Se si sceglie un indicatore unico (11), soprattutto in indagini trasversali, la spesa, e in particolare la spesa per beni non durevoli, sembra la miglior *proxy* della capacità di medio-lungo periodo di accesso alle risorse, sotto alcune ipotesi, nel complesso ragionevoli, quali quella di una preferenza dei consumatori per un profilo dei consumi relativamente costante nell'arco della vita e di una loro (certa) capacità di previsione del futuro (Modigliani e Brumberg 1954; Ando e Modigliani 1963) (12).

Per il vero, questa considerazione militerebbe in favore della scelta della spesa totale, o magari di quella per consumi alimentari piuttosto che della *quota* di spesa per consumi alimentari, come indicatore del benessere (Anand e Harris 1990; 1994). Tuttavia scegliere l'ammontare assoluto delle spese (totali o per alimenti) presenta il grave inconveniente di non consentire contemporaneamente il calcolo di scale di equivalenza coerenti con l'indicatore prescelto, perché normalmente la spesa aumenta non solo all'aumentare del benessere (a parità di struttura demografica), ma anche all'aumentare del numero dei componenti la famiglia. La spesa totale, inoltre, presenta l'inconveniente aggiuntivo di comprendere anche la spesa per beni durevoli, che varia molto strettamente con il reddito corrente, e che, pertanto, se rilevata su di un ristretto periodo di tempo, non sembra costituire un buon indicatore della capacità di accesso alle risorse di medio-lungo periodo.

In breve, non sembrano disponibili, al momento, indicatori sintetici di tenore di vita complessivamente più convincenti della quota di spesa alimentare. Diverso è invece il discorso per gli indicatori complessi, tra i quali si possono distinguere almeno due approcci. Da una parte vi sono quelli derivati dai sistemi completi di domanda, in cui cioè si cerca di stimare contemporaneamente l'effetto prodotto sulla domanda di tutti i beni e servizi dal reddito disponibile, dalla struttura relativa dei prezzi e dalle caratteristiche demografiche della famiglia.

(10) Tecnicamente, perché le loro quote di spesa non variano inversamente con la spesa totale e direttamente con la numerosità della famiglia (o almeno, non con sufficiente regolarità); in senso più generale, la ragione è probabilmente da ricercare nel fatto che, su queste voci di spesa, l'aspetto della libera scelta appare ormai prevalente rispetto a quello della necessità.

(11) Che, come nel caso di Engel, può anche essere costruito per aggregazione di spese elementari: ad esempio, le spese alimentari possono essere pensate come la somma di spese per il pane, la carne, ecc.

(12) Per critiche e integrazioni a questa impostazione cfr. Borsch-Supan e Stahl (1991), Ando, Guiso e Terlizzese (1992) e Deaton (1992).

Questo approccio che sotto certi profili può apparire più convincente di quelli che si basano su un unico indicatore del benessere (come, ad esempio, la quota di spesa alimentare), soffre tuttavia di alcuni inconvenienti. In primo luogo, è molto complesso e proprio la sua complessità costringe a introdurre numerose ipotesi semplificatrici, i cui effetti sul risultato finale possono essere molto rilevanti (il particolare modo di aggregare le spese, di introdurre la dimensione familiare, ecc.). Non a caso, scelte diverse portano a risultati anche profondamente discordanti: le scale di equivalenza che si ottengono sono talvolta solo lievemente inferiori a quelle ottenute con il metodo di Engel (Bollino e Rossi 1985; 1986 e 1988; Bollino 1986; van Imhoff e Odink 1994), talaltra, invece, esse sono largamente inferiori (Ray 1986). In secondo luogo, anche a cause della complessità tecnica, in questo approccio tende a restare in ombra il quesito fondamentale, che è: in presenza di quali condizioni possiamo ritenere (almeno approssimativamente) uguale il tenore materiale di vita di due famiglie di diversa composizione? La risposta che si dà con il metodo di Engel è chiara: occorre una identica quota di spesa per beni alimentari; la risposta che si dà utilizzando sistemi completi di domanda è invece molto più sfumata (13), ma in entrambi i casi si tratta di assunti non verificabili che devono quindi essere accettati o respinti, in ultima analisi, sulla base di valutazioni soggettive.

Infine, anche in ragione della sua relativa semplicità (14), il metodo di Engel è stato sin qui adottato dalla *Commissione povertà*. Poiché in questo lavoro si indagano essenzialmente gli effetti prodotti dalle caratteristiche demografiche delle famiglie sulla povertà e sulle scale di equivalenza, è sembrato opportuno introdurre la questione in un contesto in cui il numero di tali caratteristiche non fosse troppo vincolato dai limiti imposti dal modello e in cui, inoltre, gli effetti da esse dispiegati potessero essere valutati in termini comparativi, rispetto cioè a quanto precedentemente emerso nei lavori della *Commissione povertà*.

Per queste ragioni, dell'approccio relativo ai sistemi completi di domanda non si tratterà nelle pagine che seguono.

Un po' diverso è il caso in cui la misura finale del benessere risulti da un'opportuna media ponderata di un complesso di indicatori, tra i quali possono rientrare (anche in funzione della fonte disponibile) il possesso di beni durevoli, la condizione lavorativa, lo stato di salute, ecc. (Cheli et alii 1994; Lenirci e Pannuzi 1995). In questo caso, però, si pone il problema della scelta della scala di equivalenza, che deve essere imposta dall'esterno e non può essere derivata dall'osserva-

(13) Talvolta perché, sui parametri, si impongono restrizioni apparentemente neutre ma dagli effetti in realtà molto rilevanti (Both e Glaude 1983; Glaude e Moutardier 1994; van Imhoff e Odink 1994); talaltra perché si ammette una certa sostituibilità tra beni, implicitamente supponendo che tale sostituzione lasci invariato il tenore materiale di vita. Più in generale, si può notare che tali sistemi pongono sullo stesso piano tutte le voci di spesa, attribuendo quindi una notevole rilevanza anche alla dimensione dello stile di vita (in opposizione al livello) che non è quello che le scale di equivalenza sono intese a misurare. Indubbiamente, l'aspetto dello stile di vita entra anche nelle decisioni relative alla quota di spesa alimentare, ma si può forse supporre, anche alla luce dei risultati delle analisi esposti nel par. 7.1, che per la spesa alimentare ciò avvenga in misura minore di quanto non si verifichi invece per le altre voci di spesa.

(14) Questo della semplicità (e quindi della comprensibilità anche per un pubblico composto non di soli specialisti) è, a mio avviso, un aspetto fondamentale in un campo in cui le conclusioni raggiunte hanno una forte rilevanza politica.

zione empirica sullo stesso set di dati (come avviene invece con il metodo di Engel o con opportuni sistemi completi di domanda). Si pone inoltre il problema della sintesi dei risultati ottenuti con i vari indicatori: la soluzione generalmente proposta (dare un peso inversamente proporzionale alla diffusione del fenomeno) (15), che pure ha il pregio di sfruttare ciò che emerge dall'osservazione empirica, non appare però del tutto soddisfacente, sia perché trasforma arbitrariamente queste frequenze relative (considerandone il logaritmo), sia e soprattutto perché dà per scontato che la mancanza di un bene diffuso, come ad esempio l'automobile, possa essere considerata come una forte indicazione di povertà (determinata cioè da uno stato di incapacità di procurarsi il bene in esame), mentre, al contrario, potrebbe trattarsi di una libera *scelta* della famiglia, determinata da un suo diverso stile di vita. Del resto, le misure che emergono in questo tipo di analisi (ad esempio, con un indicatore di tipo *TFR*, cioè *totally fuzzy and relative*, ovvero totalmente sfocato e relativo), potrebbero risultare pari a zero solo nel caso in cui tutti gli individui considerati fossero perfettamente identici nelle loro scelte, per cui ogni bene che entra nell'indice dovrebbe essere posseduto da tutti o da nessuno. In tutti gli altri casi l'indice assumerebbe comunque un valore positivo, anche se, al limite, la povertà fosse del tutto assente dalla popolazione in esame e, più grave ancora, se l'unico elemento di differenziazione tra gli individui e le famiglie fosse costituito non dal tenore, ma dallo stile di vita.

(15) In questo modo, la mancanza di un certo bene risulta grave se tutti o quasi tutti lo hanno (ad esempio, l'automobile), mentre risulta poco o per nulla rilevante se si tratta di un bene raro (ad esempio, una pelliccia).

#### 4. QUALI E QUANTE LINEE DI POVERTÀ?

La scelta di una particolare linea di povertà, cioè di una soglia di reddito che discrimini tra chi è povero (sia pure in varia misura) e chi non lo è, costituisce chiaramente un'operazione arbitraria. Per sottrarsi alla soggettività implicita in questa scelta, si possono seguire essenzialmente due strade.

La prima consiste nel non definire a priori una linea di povertà. Nell'approccio *TFR* di cui si è detto sopra, ad esempio, per il complesso della collettività e per ognuno dei suoi elementi costitutivi (individui, famiglie, gruppi, o quant'altro), si viene a determinare un punteggio (16) compreso tra 0 (totale assenza di sintomi di povertà) e 1 (totale presenza di sintomi di povertà), che non colloca automaticamente l'interessato in nessuna «classe di benessere» (poveri, semi-poveri, non poveri, ecc.). Tuttavia, questa soluzione non appare del tutto soddisfacente: non solo per le ragioni ricordate nel paragrafo precedente, ma anche perché, per ogni possibile fine pratico di un'indagine sulla povertà, e in particolare per eventuali interventi decisi in sede politica, sarà comunque necessario individuare in qualche modo i poveri, e normalmente lo si farà scegliendo un valore soglia per l'indice sintetico, al di sopra del quale gli individui saranno considerati poveri. La scelta è quindi solo rinviata dal ricercatore al lettore e al «politico».

La seconda possibilità per evitare di dividere troppo drasticamente il mondo in poveri e non poveri consiste nell'individuare diverse linee di povertà, ad esempio una, più alta, di indigenza, e una, più bassa, di vera e propria miseria (Sarpellon 1982 e 1983). Qui, naturalmente, sono possibili le scelte più disparate, per numero e per livello (17).

Tuttavia, in qualunque modo la si individui, la linea di povertà costituisce sempre l'introduzione arbitraria di una discontinuità all'interno di una distribuzione (in questo caso, secondo la spesa mensile sostenuta) che costituisce invece un *continuum*. Tale scelta riflette dunque, in buona parte, il sistema di valori di un individuo o di un gruppo di individui. In alcune proposte (Kapteyn e van Praag 1976; Hagenars 1986), questo gruppo dovrebbe coincidere con quello degli intervistati: si tratta di un'idea interessante, sviluppata però all'interno di un approccio soggettivo, che, come si è detto, appare per altri versi poco soddisfacente.

L'alternativa è che a contare, ai fini della scelta di una linea di povertà, siano le opinioni del ricercatore. In questo ambito, le proposte per l'individuazione di una o più linee di povertà sono state numerose (per una rassegna, cfr. Hagenars 1986; Stanghellini 1994), ma in questo lavoro ci si riferirà al principio più diffuso, quello dell'*International Standard of Poverty Line (ISPL)*, secondo il quale occorre procedere come segue (cfr. anche *Commissione di indagine sulla povertà e l'emarginazione sociale* 1985, 1992 e 1994):

(16) Per la collettività nel suo complesso tale indicatore si chiama anche cardinalità del sistema.

(17) Una possibilità, ad esempio, consiste nel riferirsi a quei valori che staccano decili (centili, ecc.) successivi di popolazione classificata in base al proprio reddito equivalente (es. Carbonaro 1991).

- a) si sceglie come indicatore di benessere la spesa, come rilevata dall'Indagine Istat sui bilanci di famiglia;
- b) si calcola il valor medio nazionale pro-capite (totale della spesa/numero di persone);
- c) si pone il valor medio calcolato in (b) come valore soglia della povertà per la famiglia composta di due persone ( $s_2$ );
- d) si calcola il valore soglia per te famiglie composte di 1, 3, 4, ..., N persone moltiplicando  $s_2$  per opportuni coefficienti di equivalenza (con base la famiglia di due persone) (18).

Tuttavia, innovando rispetto ai calcoli tradizionali, come parzialmente anticipato, per il vero, in un comunicato stampa della *Commissione povertà* del 1994, si determineranno anche linee di povertà, e misure di povertà, costruite in maniera coerente con il tipo di utilizzo che se ne vuole fare. In particolare, come si è anticipato, quando si vogliono effettuare confronti su periodi diversi utilizzando però indici di povertà relativi, occorre precisare rispetto a cosa è definita la relatività. Considerare ogni volta alla media dell'anno in corso, come si è generalmente fatto sin in precedenza, è una scelta legittima, ma non è l'unica possibile. Un'alternativa consiste nel mantenere costante in termini reali, il punto di riferimento, e calcolare rispetto a questo le misure di povertà. Operativamente occorre:

- 1) rendere omogenei i dati a disposizione. In particolare, se si dispone di dati relativi a valori monetari riferiti a periodi diversi, occorrerà procedere a una loro omogeneizzazione ricorrendo a un opportuno indice dei prezzi;

(18) Benché, come si è visto sopra, la scelta di una particolare linea di povertà sia in ultima analisi un'operazione soggettiva e in buona parte arbitraria, nella procedura descritta nei punti da (a) a (d) emerge un'incoerenza, in quanto al punto (b) si procede come se ogni individuo contasse 1, indipendentemente dalle caratteristiche della sua famiglia di appartenenza, mentre al punto (d) si riconosce invece che ogni individuo assume un valore diverso, e generalmente minore di 1, in funzione dell'ampiezza della famiglia. Appare quindi formalmente più coerente procedere invece come segue: 1) determinare in primo luogo opportuni coefficienti di equivalenza; 2) calcolare poi il valore della spesa equivalente pro capite, tenuto conto dell'ampiezza familiare e delle altre caratteristiche che si segnaleranno nel prosieguo; 3) moltiplicare questa spesa equivalente per il numero di individui all'interno di ciascuna famiglia e sommare per il numero di famiglie, al fine di calcolare la spesa equivalente complessiva; 4) dividere il risultato così ottenuto per il totale degli individui, ottenendo quindi una spesa equivalente pro-capite media generale; 5) porre il valore trovato al punto (4) come soglia di povertà per la famiglia di due persone, rispetto alla quale calcolare le varie misure di povertà (v. paragrafo seguente).

Tale operazione e tutte le misure di povertà che ne derivavano, erano presenti nella versione completa del rapporto alla *Commissione povertà*, ma, per esigenze di spazio, sono state omesse in questa sintesi finale. Vale però la pena ricordare che la linea di povertà che si ottiene per questa seconda via è più alta di quella calcolata nel modo «tradizionale»: la ragione consiste nel fatto che, nel calcolo tradizionale, ogni spesa familiare viene ridotta su base *pro-capite* dividendo per il numero dei componenti  $N$ , mentre nel calcolo qui proposto la riduzione su base *pro-capite* avviene dividendo per il coefficiente di equivalenza  $k_N$ . Poiché, come si è visto  $k_N < N$ , il reddito medio «reale» (tenuto conto delle economie di scala) calcolato secondo la proposta del testo risulta superiore a quello calcolato dividendo semplicemente per il numero di membri della famiglia (cfr. anche Cannan e Franco 1995). Di conseguenza, tutte le misure di povertà risultano maggiori di quelle presentate nel par. 9, ma la posizione relativa dei vari gruppi rimane invariata.

Si noti che, in questo contesto, la variazione dei coefficienti (ipotizzando, per semplicità che evolvano tutti nello stesso senso) ha effetti univoci sulla distribuzione della povertà tra famiglie di diversa ampiezza (più alti sono i coefficienti maggiori sono i bisogni delle famiglie numerose e, data la spesa, maggiore è la loro povertà), ma ha effetti invece ambigui sulla diffusione globale della povertà, sia perché la redistribuisce, come si è detto, sia perché modifica il livello della soglia di povertà (cfr. Coulter, Cowell e Jenkins 1994).

2) fondere tutte le informazioni in un'unica base dati, come se, appunto, si trattasse di valori campionari relativi a uno stesso aggregato (nella fattispecie, l'Italia del periodo in esame);

3) calcolare sulla base di questi dati aggregati una linea di povertà unica e comune a tutto il periodo;

4) calcolare poi, separatamente per ciascuno degli anni del periodo, le misure di povertà ritenute più adatte (v. par. seguente).

Il vantaggio di questo modo di procedere è che si confrontano situazioni «oggettivamente» comparabili, in cui cioè il potere d'acquisto della moneta è mantenuto costante e in cui si apprezzano gli effetti di una crescita della spesa reale media, con tendenziale riduzione nel tempo della povertà. D'altra parte non sono invece costanti né la situazione relativa né, probabilmente, la soddisfazione soggettivamente associata a una data situazione, perché se il benessere reale cresce, potersi permettere l'acquisto sempre dello stesso paniere di beni comporta, in effetti, un peggioramento della propria posizione nella scala sociale.



## 5. MISURE DELLA POVERTÀ

I possibili modi di misurare diffusione e intensità della povertà, come accennato, sono molto numerosi. Non è probabilmente questa la sede per ricordarli tutti, e del resto esistono già numerose rassegne sufficientemente esaustive (ad esempio, Hagenaars 1986; Rodgers 1991; Sen 1992; Stanghellini 1994) (19).

Fondamentalmente, si possono seguire due strade diverse, pur se ognuna di esse con numerose ulteriori diramazioni. Da una parte si può considerare la distribuzione della spesa (20) di tutta la collettività, cosa che qui si farà, a titolo di confronto, con il solo indice di Gini. Dall'altra, ed è la strada percorsa qui, si può prestare particolare attenzione agli indici specificamente concepiti per misurare la povertà, concentrati quindi sulla coda sinistra della distribuzione delle spese.

Tra questi i più noti sono gli indici di diffusione (o incidenza) (21) e di intensità della povertà. L'incidenza, che si misura con l'indice  $H$  (dall'inglese *headcount ratio*), è semplicemente una frequenza relativa dei poveri  $P$  sul totale della popolazione  $N$

$$H = \frac{P}{N} \quad [5.1]$$

L'incidenza, tuttavia, benché sia tutt'oggi l'indice sintetico più frequentemente utilizzato dalla stampa non specializzata, *non* descrive adeguatamente il fenomeno povertà in un paese, perché non dice se i poveri  $P$  sono mediamente molto o poco al di sotto della linea di povertà.

Si può allora costruire un indice di intensità della povertà, considerando, per la sola sottopopolazione dei poveri  $P$ , il divario di povertà  $g_p$  (*o poverty gap*), cioè la distanza intercorrente tra la soglia di povertà  $s$  e il reddito dell'individuo povero  $y_p$ . La media di tutti divari costituisce, appunto, l'intensità, che può però essere rapportata o alla linea di povertà  $s$ , come generalmente si fa

$$i = \frac{\sum_{p=1}^P g_p}{Ps} = \frac{\bar{g}}{s} \quad [5.2]$$

(19) Per un approccio diverso, che si appoggia a una *funzione* di benessere sociale, cfr. Atkinson (1970), Hagenaars (1986), Rizzi e Rossi (1990).

(20) Si parla qui solo di spesa, per semplicità, ma ci si può anche riferire a qualche altro indicatore della capacità di controllo sulle risorse, come ad esempio, il reddito.

(21) Negli studi di tipo epidemiologico, il termine *incidenza* è riservato al numero (relativo) di nuovi casi osservati in un certo intervallo di tempo, mentre la frequenza di persone affette da un certo sintomo sul totale rilevata in un determinato istante di tempo di definisce come *prevalenza*. *Qui*, tuttavia, si è cercato di mantenersi il più vicino possibile all'uso comune dei termini: l'incidenza è dunque la frequenza relativa dei poveri rilevata in un determinato istante e la *prevalenza* di una certa condizione indica semplicemente che quella condizione si rileva più frequentemente di altre (ad esempio, avere un reddito vicino alla media). Le fonti disponibili in Italia, non consentono per il momento di misurare la frequenza relativa di nuovi casi per unità di tempo.

o al reddito medio della popolazione  $y$  (Anand 1977)

$$I = \frac{\sum_{p=1}^P g_p}{Py} = \frac{\bar{g}}{y} \quad [5.3]$$

L'indice di intensità, simmetricamente all'indice di diffusione, dice quanto è mediamente grave la povertà per ogni indigente, ma non quanto lo è per la collettività, perché non considera il numero dei poveri. Si possono però combinare i due indici per costruire il cd. indice di povertà normalizzato, che è dato semplicemente dal prodotto di  $H$  con  $I$  (o  $i$ ).

L'unico inconveniente di  $HI$  (o  $Hi$ ) è quello di non registrare variazioni se vi è una redistribuzione di reddito all'interno del gruppo dei poveri, una proprietà che appare invece in linea di principio desiderabile in un indice. E' per questo che Sen (1976) ha proposto una sua misura

$$S = H [i + (1-i) G_p] \quad [5.4]$$

dove  $G_p$  è l'indice di Gini calcolato sulla sola popolazione povera. In questo caso, se tutti i poveri disponessero esattamente dello stesso reddito, si avrebbe che  $G_p = 0$ , e quindi  $S=Hi$ .

Più interessante sembra però la proposta di Foster, Greer e Thorbecke (1984), che non soltanto è anch'essa in grado di superare il limite sopra evidenziato a proposito dell'indice  $i$  (o  $I$ ), ma anche sufficientemente generale da riuscire a ricomprendere in sé sia  $H$  che  $i$  (o  $I$ ) come casi particolari. Nella proposta originaria, gli indici  $FGT$  assumono la forma

$${}_i FGT = \frac{1}{N} \sum_{p=1}^P \left( \frac{g_p}{s} \right)^a \quad [5.5]$$

che, analogamente a quel che si era visto per gli indici  $i$  e  $I$ , si potrebbe comunque trasformare leggermente come segue

$${}_i FGT = \frac{1}{N} \sum_{p=1}^P \left( \frac{g_p}{s} \right)^a \quad [5.6]$$

Il parametro  $a$  ( $>_0$ ), che può essere interpretato come un parametro di avversione alla povertà, potrebbe in linea di principio assumere qualunque valore non negativo, tuttavia tre valori risultano particolarmente significativi:

1) se  $a = 0$ ,  $FGT=H$ .

2) se  $a=1$ ,  $FGT=Hi$  ( $e_1 FGT=HI$ )

3) se  $a= 2$ ,  $FGT$  diventa un indice di «gravità» della povertà e risente soprattutto della distribuzione del reddito tra i più poveri, perché attribuisce maggior peso ai divari maggiori (cioè, in pratica, alle persone più povere).

Prima di chiudere questo paragrafo si può ancora ricordare che, secondo Hagenaaers (1986), l'indice  $FGT$  è, dal punto di vista teorico, uno dei più soddisfacenti tra quelli proposti in letteratura e presenta inoltre il vantaggio di permettere

la costruzione di indici di povertà per sottogruppi omogenei di popolazione (ad esempio, per ampiezza della famiglia di appartenenza), che risultano coerenti con l'indice generale, possono cioè essere ricondotti a questo tramite applicazione di una semplice media ponderata, con pesi dati dalla numerosità  $N_j$  dei sottogruppi in esame.

$$FGT = \sum \frac{N_j}{N} FGT_j \quad [5.7]$$

Dal punto di vista pratico, invece, Rodgers (1991) ha verificato che tutti gli indici della povertà di tipo «moderno» (come  $S$ ,  $FGT$ , e molti altri) sono sostanzialmente equivalenti tra di loro, portano cioè alle stesse conclusioni nel confronto tra situazioni diverse. Non solo, lo stesso studio ha anche evidenziato come sostanzialmente alle stesse conclusioni porti anche l'uso del semplice indice normalizzato di povertà ( $HI$  o  $Hi$ ), e che solo gli indicatori più semplici (cioè  $H$  e, soprattutto,  $I$ ) rischiano, in alcune circostanze, di fornire un'immagine veramente distorta della povertà e della sua evoluzione nel tempo e nello spazio.

### 5.1. Alcuni esempi di calcolo degli indici di povertà

Per apprezzare meglio il funzionamento e la sensibilità di questi indici, si può forse seguire la semplice simulazione illustrata nelle fig. 5.1-5.4 e nella tab. 5.1 La popolazione di riferimento è formata da  $N$  individui, viventi tutti in famiglie unipersonali (per evitare di dover affrontare in questa sede il calcolo delle scale di equivalenza) e differenziati soltanto in base al reddito, che cresce linearmente dal più povero (in 0) al più ricco (in  $N$ ; fig. 5.1). Il reddito totale della collettività  $Y$  è pari all'area del triangolo  $ONM$ ; il reddito medio è  $y$  e è pari a  $NM/2$ , e la linea di povertà  $s$  è pari a  $y/2$  ( $=NM/4$ ). I valori degli indici di povertà che si vogliono esaminare sono riportati nella tab. 5.1: ogni povero dispone, mediamente, solo di  $1/4$  del reddito medio della collettività ( $I=25\%$ ); è povero un quarto della popolazione ( $FGT_0=H=25\%$ ); per eliminarla totalmente occorrerebbe trasferire almeno (22)  $1/16$  del reddito complessivo ( $FGT_1=HI=6,25\%$ ), e l'indice di gravità  $FGT_2$  assume un valore pari quasi al  $2\%$ .

Per alleviare la povertà dell'aggregato sono possibili diversi interventi di tipo redistributivo, variabili sia per ammontare delle risorse spostate, sia per tipo di redistribuzione operata (a chi si toglie e a chi si dà). Qui, per semplicità, si è ipotizzata la redistribuzione di un ammontare fisso di risorse, pari, nella fattispecie, a  $1/64$  ( $1,56\%$ ) del reddito totale. Con il primo di questi interventi, denominato  $A$ , si prende questo ammontare dall'ottavo più ricco della collettività e lo si trasferisce all'ottavo più povero (fig. 5.2) (23).. Si tratta dell'intervento più drastico che si

(22) Cioè, in caso di perfetta efficienza dell'intervento.

(23) Per l'aspetto impositivo, tale politica equivale a stabilire un tetto per il reddito individuale, ad esempio tramite l'introduzione di un sistema di prelievo fortemente progressivo; per l'aspetto redistributivo, invece, tale politica equivale a fissare un livello di reddito minimo, pari a  $s/2$ . Si può qui ricordare che in Italia, al momento, un reddito minimo è garantito solo agli anziani con la pensione sociale, ma che l'introduzione di un reddito «di ingresso» è stata recentemente proposta anche dalla *Commissione Povertà*.

possa concepire, e che porta infatti a una diminuzione della povertà rispetto a quasi tutti gli indici proposti (tab. 5.1). Non proprio rispetto a tutti, però, perché la semplice «conta» dei poveri, non ne risulta influenzata: i poveri erano e sono ancora il 25% del totale. Si ha qui un'indicazione, sia pur estremamente semplificata, dell'importanza di scegliere un indicatore adeguato, soprattutto quando ci si rivolge a un pubblico di non specialisti e/o quando di vuole valutare l'impatto di politiche redistributive: l'intervento A, benché sia il più radicale possibile, dato l'ammontare di risorse che si è deciso di impegnare (e che si suppone di poter redistribuire senza costi), sulla base dell'indicatore più semplice e, in pratica, più diffuso sembrerebbe non aver sortito alcun risultato!

Più efficace appare invece, rispetto all'indice *H*, l'intervento *B*, analogo al precedente, salvo che le risorse raccolte vengono in questo caso indirizzate verso la metà dei poveri relativamente più fortunata, in modo tale da elevarli tutti, sia pure di un minimo, al di sopra della soglia della povertà (fig. 5.3) (24). Il risultato è un dimezzamento del numero dei poveri (tab. 5.1). L'indice *FGT*<sub>1</sub>, tuttavia, assume qui esattamente lo stesso valore che aveva in precedenza (a suggerire che l'intervento di tipo A era sotto questo profilo altrettanto efficace), mentre l'indice *FGT*<sub>2</sub> segnala, correttamente, che si è trattato invece di un intervento meno efficace (25).

Il terzo intervento (C), consiste in una redistribuzione generalizzata dei redditi, in modo da far ruotare la curva attorno al suo punto medio, e, in definitiva, dare a chi è sotto la media togliendo a chi è sopra, con un intervento la cui forza è proporzionale alla distanza di ciascun individuo dalla media (fig. 5.4) (26). Si noti che, se concepito in funzione esclusivamente antipovertà, questo intervento non è efficiente come i precedenti, perché «disperde» parte delle risorse raccolte (quelle nel triangolo *HBR*) a favore di persone che o non erano povere neanche prima dell'intervento (*KBR*), oppure lo erano, ma sarebbero uscite dalla povertà anche con un intervento più modesto e più mirato (*HBK*). I risultati dell'intervento C rispetto agli indici *FGT*, da leggere nella tab. 5.1 e da comparare ai precedenti, vanno valutati con una certa attenzione. Intensità e diffusione della povertà si sono ridotte: questo è un buon risultato, ma, come si è visto, questi due indicatori, considerati separatamente, sono poco affidabili. Il peso del divario di povertà sul reddito nazionale è calato (*HI*), ma meno rispetto agli interventi A e B, proprio perché, come segnalato, vi è stata in questo caso una minore efficienza. Tuttavia, in termini

(24) Per l'aspetto redistributivo, una politica del genere potrebbe equivalere alla fornitura gratuita di certi beni o servizi che, seppur idealmente previsti a vantaggio di tutti i poveri, finissero però con l'essere sfruttati solo dalla parte meno sfavorita di essi. Ad esempio, subordinare a limiti di reddito la concessione a un affitto «politico» di abitazioni popolari, o abbattere, in questi stessi casi, le tasse di iscrizione all'università, costituiscono misure a favore dei poveri, che comportano però, comunque, una spesa da parte di questi (il pagamento di un sia pur modesto affitto, la rinuncia a svolgere un lavoro, ecc.) e questa circostanza potrebbe escludere dai benefici proprio l'area della povertà più estrema.

(25) L'indice della sola intensità media della povertà è invece peggiorato, a suggerire che la politica attuata sarebbe stata addirittura dannosa!

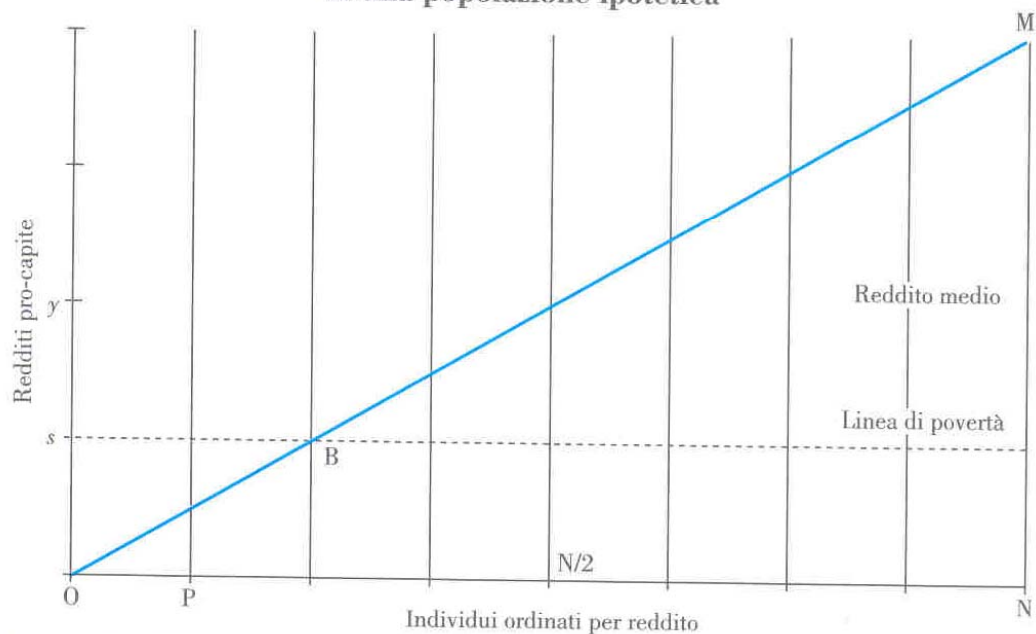
(26) Come illustra la fig. 5.4a (in cui gli effetti sono amplificati per facilitare la lettura), un intervento del genere, che potrebbe apparire puramente teorico, equivale a una manovra economica articolata in due fasi: prima imporre universalmente una tassa proporzionale al reddito (pari a 1/16 nella fig. 5.4 e a 1/4 nella fig. 5.4a) e poi redistribuire le somme così raccolte in maniera perfettamente identica tra tutti i cittadini, ad esempio sovvenzionando la produzione di certi generi di prima necessità, come il pane e la pasta.

di «gravità» della povertà l'indice  $FGT_2$  segnala in questo caso una situazione intermedia tra quella post intervento A (il massimo dell'efficacia) e quella post intervento B (con efficacia dunque minima tra i tre visti, rispetto a questo indice). Rispetto all'intervento B, quindi, l'intervento C ha, sì, disperso parte della sua azione verso individui non indigenti, ma è anche riuscito a far arrivare risorse al segmento più povero della popolazione, che ne aveva quindi presumibilmente più bisogno (almeno, secondo l'indice  $FGT_2$ ).

Nella tab. 5.1. è riportato anche il valore che assume, in ognuno dei casi esaminati, l'indice di Gini. Le indicazioni che esso fornisce vanno approssimativamente nella direzione attesa (27), ma, come anticipato, non appaiono perfettamente «calibrate» per lo studio della povertà perché risentono di mutamenti nella distribuzione del reddito anche tra i non poveri.

(27) E questo corrobora le ricordate conclusioni raggiunte da Rodgers (1991), secondo cui sono abbastanza rari i casi in cui «buoni» indici forniscono risultati diversi: quando ciò avviene, si tratta in generale di scostamenti di non grande importanza e, comunque, che riflettono sempre situazioni in cui, dal punto di vista della distribuzione del reddito e rispetto all'alternativa, vi sono aspetti sia migliori che peggiori, e in cui dunque è inevitabile introdurre un qualche giudizio soggettivo di preferibilità (da cui nessun indice, per quanto oggettivo e sofisticato possa essere, riesce a prescindere totalmente).

**Fig. 5.1. - Reddito medio, linea di povertà e redditi individuali in una popolazione ipotetica**

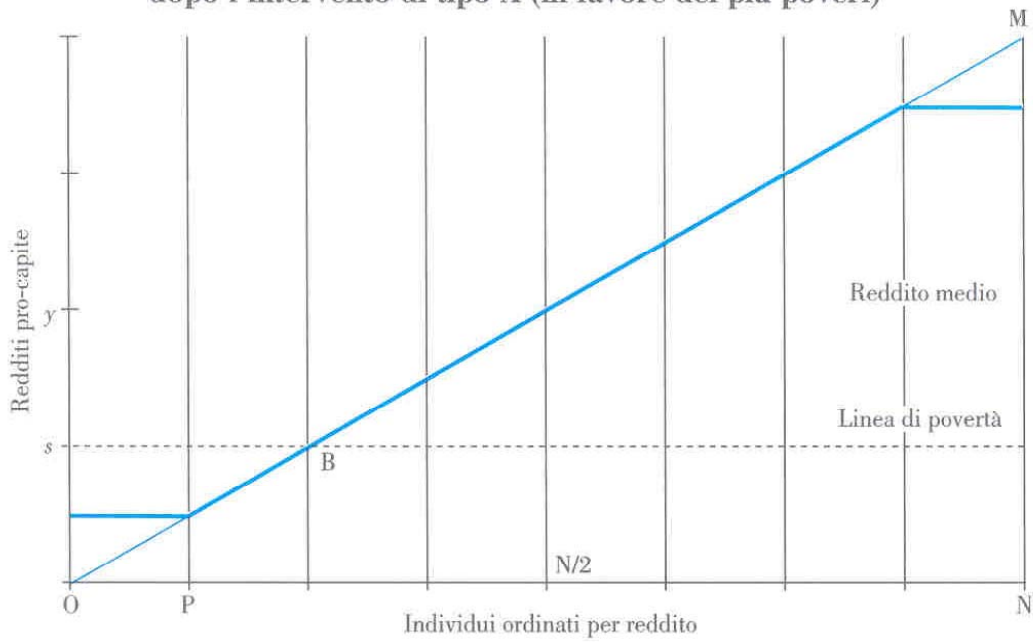


**Tab. 5.1. - Risultati sintetici delle simulazioni condotte**

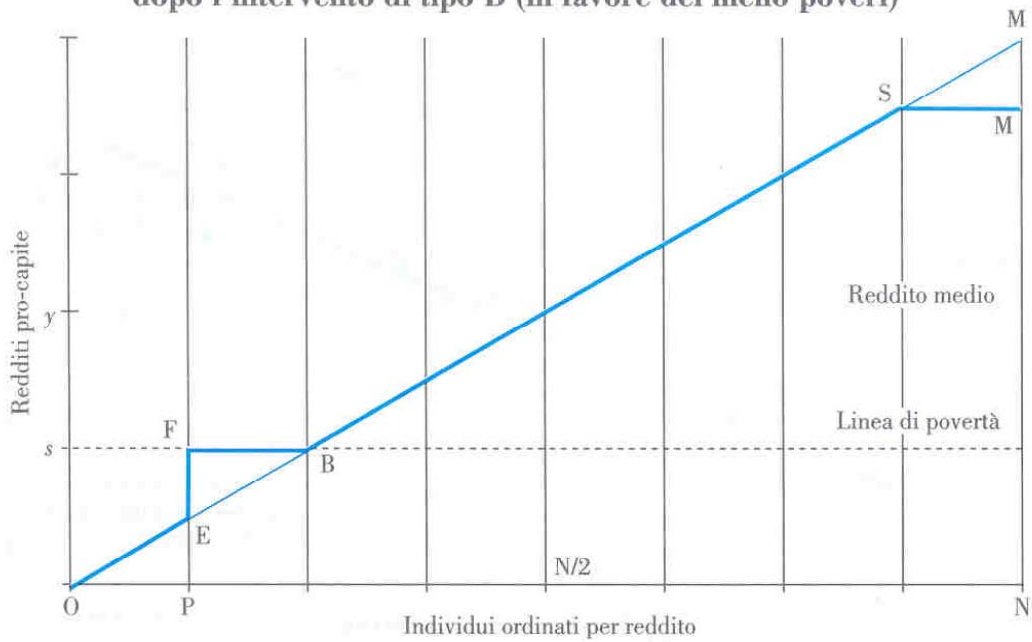
Intervento a favore di:	Distribuzione originaria dei redditi	Interventi redistributivi (a parità di Y)		
		A	B	C
	nessuno	poveri estremi	poveri non estremi	pop. con y sotto la media
Indice di Gini	33,8%	30,7%	31,1%	31,7%
FGT (0)	I 25,0%	18,8%	37,5%	22,6%
FGT (1)	H 25,0%	25,0%	12,5%	23,4%
FGT (2)	HI 6,3%	4,7%	4,7%	5,3%
		1,9%	1,7%	1,6%

Fonte: Simulazioni dell'autore.

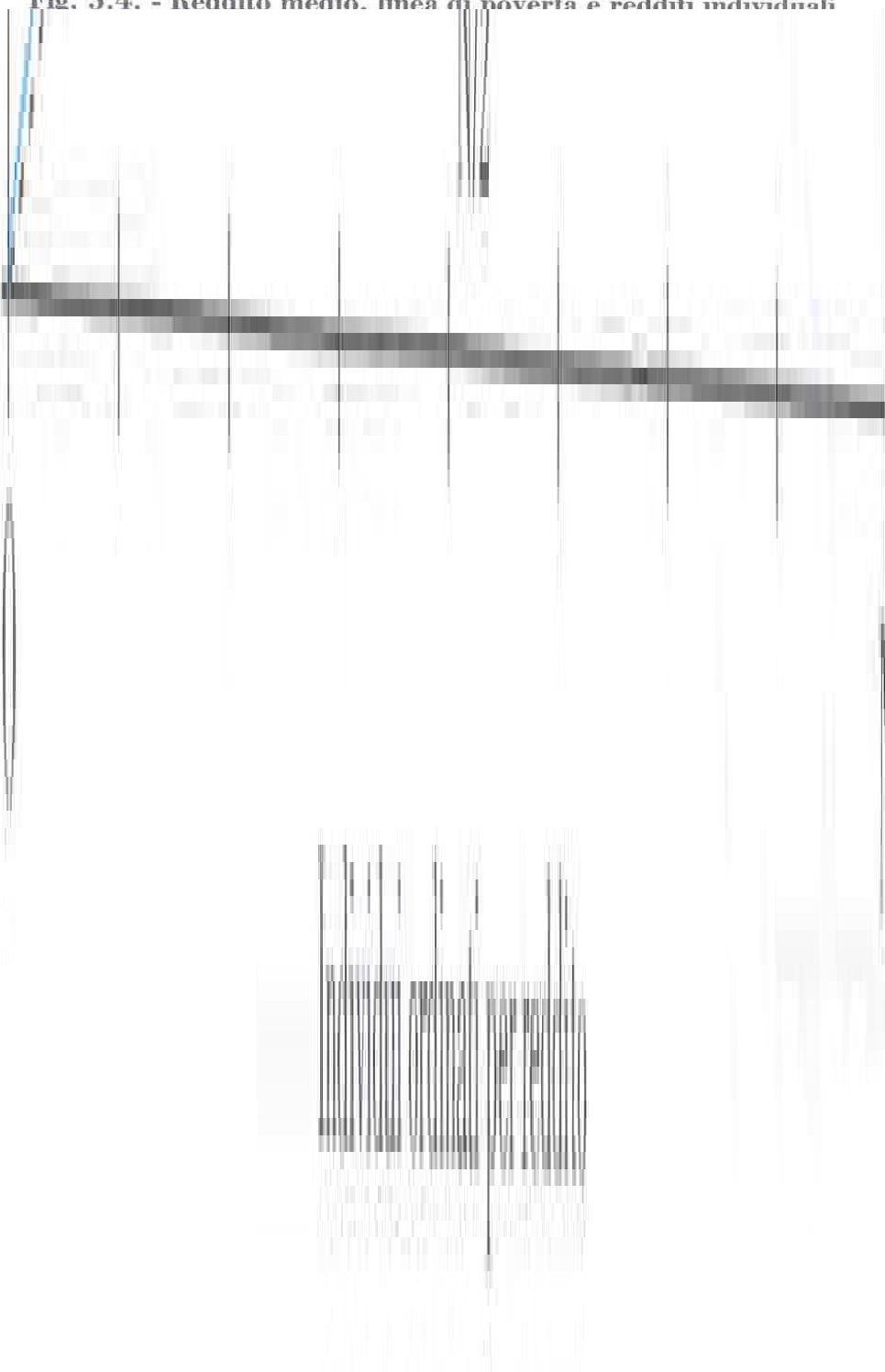
**Fig. 5.2. - Reddito medio, linea di povertà e redditi individuali dopo l'intervento di tipo A (in favore dei più poveri)**



**Fig. 5.3. - Reddito medio, linea di povertà e redditi individuali dopo l'intervento di tipo B (in favore dei meno poveri)**



**Fig. 5.4. - Reddito medio, linea di povertà e redditi individuali**



## 6. FONTI DEI DATI PER LO STUDIO DELLA POVERTÀ

Le principali fonti disponibili in Italia per lo studio della povertà sono, al momento, due: l'indagine Istat e l'indagine della Banca d'Italia, aventi entrambe per oggetto i bilanci delle famiglie italiane. Non appare questa la sede per una disamina approfondita delle caratteristiche di tali indagini, peraltro in gran parte note: ci si limiterà quindi a due sole considerazioni. La prima, come si è già accennato, è che nessuna delle due fonti consente uno studio longitudinale della povertà (28), cosa che limita le possibilità di approfondimento, perché la povertà misurata su una sola indagine trasversale appare normalmente più grave di quella che emerge da un'osservazione continua, data la relativamente elevata mobilità economica e sociale degli individui intorno alla linea di povertà, soprattutto al di fuori degli Stati Uniti (Burkhauser e Duncan 1991; Duncan et alii 1993; Jansson 1992).

La seconda è che, anche a prescindere da questo problema, le due fonti non appaiono adeguate per studiare la povertà, o almeno la povertà estrema. Per l'indagine Istat, in particolare, i principali motivi di riserva sono i seguenti:

1) vi è una non trascurabile «caduta» delle famiglie che, in teoria, dovrebbero rispondere all'indagine: al 1993, per esempio, si è trattato di oltre il 7% delle famiglie contattate, ma con punte particolarmente elevate nel Mezzogiorno dove, secondo tutte le rilevazioni, il problema della povertà risulta più grave. Il rifiuto e l'irreperibilità sono le due ragioni che spiegano la maggior parte delle cadute (oltre il 70%), e entrambe fanno pensare all'azione di processi di selezione che potrebbero portare a escludere proprio gli individui in condizioni di maggior povertà (come ad esempio gli analfabeti, i senza fissa dimora, ecc.). Oltre ai problemi legati al rapporto Istat-famiglie vi sono poi quelli legati al rapporto tra l'Istat e i comuni, che possono portare o al mancato svolgimento della rilevazione, o al suo svolgimento con modalità ritenute poi insoddisfacenti, che portano alla perdita di un ulteriore sostanziale numero di famiglie;

2) non tutti gli intervistati rispondono a tutte le domande: nel 1984, ad esempio, un'indagine apposita ha rivelato che solo il 33% dei «libretti» utilizzati dall'Istat era sufficientemente compilato, che il 59% necessitava di integrazioni più o meno consistenti e che un ulteriore 7% era del tutto privo di risposte (cosa che comportava poi la necessità di sostituzione delle famiglie mancanti) (Istat 1993);

3) la popolazione indagata è solo quella residente, e con esclusione dei membri delle convivenze, che pesano per circa l'1% del totale e che sono probabilmente colpiti dalla povertà in misura maggiore rispetto alla media (si pensi ai carcerati, ai ricoverati lungo degenze, ecc.)

4) quando si ha, come in questo caso, necessità di operare confronti diacronici, l'Istat stesso avverte che l'operazione «va eseguita con cautela (soprattutto ove si considerino dati molto analitici) non solo per le inevitabili approssimazioni

(28) Nonostante i ricordati primi passi mossi in tal senso dalla Banca d'Italia.

insite nei risultati di indagini campionarie, ma anche perché l'indagine sui Bilanci di famiglia ha una sua dinamica particolare per i continui affinamenti operativi operati» (Istat 1993, p. 31). Tra questi affinamenti, la modifica delle domande, dei modelli di rilevazione, del trattamento dei casi «problematici» (risposte mancanti o palesemente errate, incongruenze, ecc.), la modifica del disegno campionario e la modifica del sistema di ponderazione per il riporto all'universo dei dati riferiti a famiglie di diversa ampiezza, la cui numerosità relativa varia continuamente nel tempo (29);

5) infine, vi sono discrepanze non trascurabili tra il valore dei consumi come risulta nelle stime di contabilità nazionale e il valore che risulta invece dalle rilevazioni campionarie Istat, che appare sottostimato di circa un quarto, e non necessariamente con equidistribuzione della sottostima tra tutte le famiglie rispondenti.

Problemi analoghi, ma per molti versi ancora più pronunciati, sconta l'Indagine della Banca d'Italia, dove il tasso di caduta sfiora il 50%, dove l'attendibilità delle risposte appare sistematicamente meno buona in corrispondenza delle famiglie a maggior rischio di povertà (nel Mezzogiorno, con basso reddito, ecc.), dove il possesso di alcune attività finanziarie, come ad esempio i titoli di stato, risulta decisamente sottostimato, ecc.

Queste osservazioni inducono a ritenere che, al di là degli affinamenti metodologici e degli approfondimenti sui risultati conseguiti, in senso sia statico che dinamico, le fonti dei dati a disposizione possano essere adeguate a rappresentare ciò che avviene in media per le famiglie italiane, ma siano invece poco adatte per lo studio delle code della distribuzione. In breve, sia dei ricchi (che tendono a sottrarsi o a mentire alle rilevazioni per timore di possibili ripercussioni fiscali), sia dei poveri (che lo fanno per tutt'altra ragione), è possibile che i dati disponibili non forniscano un'immagine completamente adeguata.

(29) Dell'ampiezza familiare in Italia, per il vero, si hanno dati (relativamente) certi solo in occasione dei censimenti demografici. Dal 1986, tuttavia, l'Istat rivede continuamente il sistema di ponderazione per il riporto all'universo basandosi sulle risultanze dell'Indagine *sulle Forze di lavoro*, cosa che introduce qualche problema di comparabilità anche tra ogni singolo anno. Ancora più gravi saranno i problemi di comparabilità con la rilevazione del 1994 (al momento non ancora pubblicata e quindi non utilizzata per questo lavoro): qui i coefficienti di riporto all'universo sono stati costruiti sulle risultanze del Censimento del 1991, e la differenza dai precedenti risulterà quindi particolarmente sensibile. Secondo Innocenzi (1994), tuttavia, le variazioni dei coefficienti di riporto all'universo non hanno una grande influenza sulla stima della povertà aggregata: molto maggior peso ha avuto, a metà del 1990, l'introduzione di una più rigida procedura di annullamento dei questionari ritenuti non validi, relativi principalmente a famiglie (che apparivano) particolarmente povere. Questa pratica non è probabilmente estranea all'apparente caduta della povertà che si è registrata in Italia nel 1990: cfr. par. 7 e anche la ricostruzione di una serie omogenea di indici di povertà a partire dal 1980 recentemente predisposta dall'Istat su incarico della *Commissione povertà*.

## 7. LA POVERTÀ IN ITALIA NELL'APPROCCIO CLASSICO

### 7.1. Introduzione

Per i motivi illustrati in precedenza (comparabilità con i risultati ottenuti in precedenza nei lavori della Commissione, preferibilità teorica e maggior affidabilità pratica del riferimento alla spesa familiare piuttosto che al reddito familiare, ecc.), l'analisi empirica della povertà in Italia è stata qui condotta con riferimento ai soli dati relativi all'*Indagine Istat sui Bilanci di Famiglia*. Tuttavia, si è fatto riferimento talvolta ai dati pubblicati (30) relativi al periodo 1987-1993, talaltra ai dati pubblicati ma relativi a un solo anno (il 1993), valutato quindi in maggiore profondità, e in altri casi ancora ai dati individuali, resi anonimi, relativi anche in questo caso all'anno 1993.

Inoltre, pur nell'ambito generale del metodo di Engel (per cui la quota di consumi alimentari sarebbe da considerare un buon indicatore del benessere materiale della famiglia), si sono adottati approcci lievemente diversi, per valutare l'eventuale rilevanza di alcune caratteristiche familiari.

Per semplificare la presentazione di questo materiale, non del tutto omogeneo, si è diviso il paragrafo in sottoparagrafi, corrispondenti, approssimativamente, al grado di approfondimento dell'analisi.

### 7.2. Alcune verifiche preliminari

Come accennato, per tutta la parte empirica di questo lavoro si farà riferimento alla quota di spesa per beni alimentari sul totale della spesa (d'ora in poi semplicemente quota di consumi alimentari  $C_a$  o, nei casi non ambigui,  $c$ ) quale indicatore di benessere. Tale indicatore è stato però preliminarmente sottoposto ad alcuni controlli, che hanno consentito di pervenire alle seguenti conclusioni:

1) a parità di struttura familiare, il consumo alimentare cresce al crescere della spesa totale, non solo nel suo complesso, ma anche per tutti i sottogruppi considerati (31). Per tutti, il coefficiente  $b$  della regressione  $\ln(C_a) = a + b \ln(C)$  è risultato positivo e altamente significativo (32);

(30) Nei volumi Istat *I consumi delle famiglie*, dove i risultati delle varie indagini annuali sono resi noti sia sinteticamente, sia disaggregati per classi (es. di ampiezza familiare, di spesa totale, di zona di residenza, ecc.).

(31) La sottoclassificazione tradizionalmente adottata dall'Istat comprende: 1) Pane e cereali; 2) Carne; 3) Pesce; 4) Oli e grassi; 5) Latte, formaggi e uova; 6) Patate, frutta e ortaggi; 7) Zucchero, caffè, tè, cacao e altri generi; 8) Bevande.

(32)  $C_a$  rappresenta la spesa per consumi alimentari (o per un particolare tipo di consumi alimentari), mentre  $C$  è la spesa totale per consumi. Sia in questo caso che nel successivo, relativo alla quota di spesa per beni alimentari, le stime sono state condotte separatamente per 6 ampiezze familiari (1 componente, 2, 3, ..., 6+), e i risultati non sono stati riportati per economia di spazio.

2) a parità di struttura familiare, la *quota* di consumo alimentare diminuisce al crescere della spesa totale, per tutte le ampiezze familiari e per tutti i beni. Interpolando la retta  $c_a = a + b \ln(C)$  dove  $c_a$  è appunto la quota di consumo alimentare sul totale dei consumi, si verifica che il coefficiente  $b$  è sempre negativo e quasi sempre altamente significativo (in 51 casi su 54). Questo significa che non solo la quota di consumo alimentare globalmente intesa, ma anche ognuno dei suoi costituenti (pane, carne, ecc.) si comporta come atteso a priori, e cioè diminuisce all'aumentare della spesa totale.

3) i pasti fuori casa non possono essere assimilati al resto della spesa alimentare perché si comportano in maniera opposta: a parità di struttura familiare, al crescere della spesa totale crescono non solo in valore assoluto, ma anche in quota, rivelando così il loro carattere di beni di lusso e non di prima necessità (33).

In breve, la quota di consumo alimentare, considerando i soli pasti consumati in casa, appare un buon indicatore del tenore di vita rispetto ai dati risultanti dall'indagine Istat sui *Bilanci di famiglia* nel 1993 (e, presumibilmente, degli anni immediatamente precedenti), che costituiscono la base empirica del presente lavoro.

Sfruttando tale circostanza, e ipotizzando, per il momento, costanza di elasticità nella determinazione delle scale di equivalenza (cfr. eq. 2.4), si è poi passati a individuare il valore di tale elasticità per ognuno degli anni del periodo considerato, dal 1987 al 1993. Per far questo, erano disponibili due alternative. Tradizionalmente, il modello di regressione utilizzato per i lavori della Commissione è stato

XXXXX

[7.1 (34)]

Tuttavia, più recentemente, Carbonaro (1991) ha proposto anche il modello seguente

XXXXXXXXX

[7.2]

apparentemente equivalente, ma, in realtà, tale da portare a una stima dell'elasticità  $s (= -c/b)$  lievemente inferiore (mediamente, del 3%), come mostrano le stime della tab: 7.1 (35).

Dopo attenta riflessione, si è deciso di procedere con il modello dell'eq. [7.2] perché:

a) è concettualmente più convincente, dato che ciò che si ipotizza uguale, in famiglie con uguale tenore di vita, è la quota di spesa alimentare, che solo in un secondo momento si traduce in uguaglianza di logaritmi di tale quota; e

b) il valore stimato per il 1985 (67,7%) è praticamente identico a quello utilizzato dalla *Commissione povertà per i suoi lavori* dal 1985 in poi.

(33) Niente vieta di costruire scale di equivalenza basandosi su beni di lusso anziché su beni di prima necessità, salvo questioni di opportunità legate all'eventuale influenza prevalente dello stile di vita rispetto al livello. Bisogna però evitare accuratamente di mettere insieme i due tipi di consumo, che, in quota proporzionale, tendono a creare una variabile insensibile a variazioni di benessere.

(34) In questo modo, si ha uguaglianza di (logaritmo di) quota di spesa alimentare quando  $b \delta \ln C = -c \delta \ln N$ .

Da questo, ricordando che vale la relazione XXXXX si ricava XXXX

(35) Ringrazio il dott. Brandolini per aver richiamato la mia attenzione su questa particolarità.

Come mostrano i dati della tab. 7.1, tuttavia, l'elasticità e, di conseguenza, le scale di equivalenza non si mantengono costanti nel tempo. Ad esempio, con riferimento a un periodo più lungo, e utilizzando stime ottenute con l'eq. [7.1], si ottengono i risultati della tab. 7.2 e della fig. 7.1, che evidenziano come, nel corso degli ultimi 20 anni, vi sia stata una tendenziale diminuzione dell'elasticità, in ragione di circa 4 millesimi di punto all'anno.

In conseguenza di ciò si pone, in linea di principio, il problema di quale scala di equivalenza adottare, se una variabile di anno in anno, costruita sulla base dei valori dell'elasticità precedentemente trovati (tab. 7.3) o se invece una fissa, ad esempio quella tradizionalmente adottata dalla *Commissione povertà*, anch'essa riportata nella tab. 7.3. Le differenze, come si è avuto modo di verificare empiricamente in calcoli qui non riportati per economia di spazio, non sono empiricamente molto rilevanti, data la relativa brevità del periodo. Ma, da un punto di vista teorico, in un contesto in cui tutto è definito sulla base dei dati del solo anno di indagine (la linea di povertà, il numero di poveri, il divario di povertà, ecc.), appare concettualmente preferibile utilizzare anche scale di equivalenza calibrate su quell'anno particolare. Questo è quel che si farà nel prosieguo del lavoro.

### 7.3. 11 modello della Commissione Povertà

Per la determinazione della linea di povertà secondo l'approccio tradizionale, come si è detto, occorre considerare l'ammontare della spesa per consumi medio pro-capite e considerarlo come minimo per una famiglia di due componenti (tab. 7.4, valori in neretto). Per famiglie di diversa ampiezza, occorre prendere tale valore e riproporlo sulla base dei coefficienti della scala di equivalenza (in questo caso, della scala di equivalenza considerata valida per quell'anno particolare). Il risultato di questa operazione è mostrato nella tab. 7.4, nella quale si noterà che la linea di povertà, benché generalmente cresciuta nel tempo, è invece diminuita nel 1993 (anno di recessione) rispetto al 1992, una circostanza sulla quale si avrà modo di tornare in seguito.

Con queste informazioni, è possibile calcolare la quota di famiglie povere all'interno delle varie classi di ampiezza e di spesa totale (36) e, quindi, il numero e la percentuale di individui poveri nei vari anni, per classi di ampiezza familiare (tab. 7.5; fig. 7.2 e 7.3).

(36) In questa fase, come precisato, si sta lavorando sui dati pubblicati nel volume Istat, *I consumi delle famiglie*. Poiché i dati sono pubblicati per ampiezza della famiglia e per classi di spesa, è necessario procedere ad alcune semplificazioni. In alcuni casi il calcolo è elementare: ad esempio, per le famiglie unipersonali nel 1993, il fatto che la soglia di povertà si situi a 621 mila lire circa, fa sì che debba essere considerato povero il 100% delle famiglie nelle classi di spesa fino a 600 mila lire, e lo 0% di quelle da 800 mila lire in su. Per quelle della classe 600-800 mila lire, invece, si può procedere tramite una interpolazione lineare: si ipotizza, in breve, che le famiglie povere all'interno della classe siano  $(621-600)/(800-600)=11\%$  di quelle nella classe. Analogamente si procede per le famiglie di diversa ampiezza. Noto poi il totale delle famiglie (e degli individui, data l'ampiezza) per ogni classe, si può procedere al calcolo dei valori assoluti. Si noti che la diffusione della povertà indicata nella tab. 7.5 non coincide esattamente con quella calcolata dalla *Commissione povertà*, (1.994), né con le serie che l'Istat ha ricostruito per conto della *Commissione* stessa. Le ragioni di questa discrepanza sono due: il fatto che qui non si sono utilizzati dati individuali, ma raggruppati in classi di reddito e di ampiezza familiare, e il fatto che sono lievemente diverse le scale di equivalenza (cfr. tab. 7.3).

La diffusione della povertà, come si vede, è venuta diminuendo nel tempo, anche se vanno qui ricordate le riserve già espresse sulle variazioni della rilevazione Istat sui bilanci di famiglia, e in particolare quelle relative ai criteri di accettabilità dei questionari introdotte a partire dal 1990 (Innocenzi 1994). Nel 1993, comunque, l'anno più recente per il quale si dispone di informazioni, risultavano poveri circa 2,2 milioni di famiglie e 6,3 milioni di individui (un po' meno dell'11% del totale in entrambi i casi). Questi dati confermano la nota forma a J della distribuzione dei poveri per ampiezza familiare: in posizione intermedia quanto a rischio di povertà risultano le famiglie di piccola dimensione (con una quota di poveri pari a circa 11-12% nel 1993), mentre le più fortunate appaiono le famiglie medie (con 3-4 componenti, solo l'8-9% è povero), e le più sfortunate quelle di maggiori dimensioni (con oltre 5 componenti, la quota di poveri sfiora il 24%).

Come si è detto, tuttavia, la sola diffusione risulta essere un indicatore un po' troppo grossolano della povertà in un paese, perché non dice *quanto* poveri sono i poveri individuati: conviene dunque far anche riferimento a una misura dell'intensità. La tab. 7.6 riporta, per il periodo 1987-1993, i dati che servono: nel 1993, ad esempio, il divario di povertà ammontava, complessivamente, a circa 510 miliardi (di spesa mensile), pari a circa il 9% della spesa mensile complessiva. A ognuno dei 6,3 milioni di poveri mancava, mediamente, un ammontare di spesa mensile pari a 81 mila lire.

Una visione di sintesi del periodo, con gli indicatori che si sono individuati come preferibili, è fornita nella tab. 7.7. Si conferma la netta cesura dei dati in corrispondenza del 1990, anno in cui, come ricordato, l'Istat ha introdotto alcune modifiche che rendono difficile la comparazione tra i periodi precedenti e successivi. La povertà sembra comunque fortemente calata nel passaggio dal primo al secondo sottoperiodo, rimanendo invece sostanzialmente stazionaria all'interno di ciascun sottoperiodo.

#### **7.4. Una correzione: costanza del punto di riferimento**

A parte l'adozione di una scala di equivalenza variabile di anno in anno, cosa che su un breve intervallo di tempo assume comunque poca rilevanza pratica, si è sin qui proceduto lungo le linee tradizionalmente adottate dalla *Commissione Povertà*. Come accennato, tuttavia, questo modo di calcolare diffusione e intensità della povertà non risulta del tutto soddisfacente quando si vogliono effettuare confronti nel tempo, perché non riesce a rendere conto del fatto che, per ognuno degli anni in esame, cambia implicitamente il termine di paragone (è sempre il valor medio della spesa *in quell'anno*), e cambia quindi anche, in corrispondenza, il significato della misura.

Un modo per superare questo limite consiste nello scegliere, come termine di paragone, uno standard comune a tutti gli anni in esame (37), in questo caso, a tutti gli anni del periodo 1987-1993. A questo fine, per omogeneizzare i dati in lire a disposizione, occorre in primo luogo, operare una trasformazione del metro monetario, per tener conto dell'inflazione, che si è qui misurata con l'indice dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e di impiegati (tab. 7.8).

(37) Se si lavora separatamente anno per anno si intende, implicitamente, che ognuno nel valutare la propria situazione faccia riferimento alla situazione media solo di quell'anno (ipotizzando che la conosca, che la sappia valutare, ecc.), dimenticando completamente e immediatamente il passato. Nel sistema proposto, il riferimento alla media di più anni intende, implicitamente, che ognuno sia informato della situazione dell'anno corrente e degli anni precedenti, e che tutte queste informazioni abbiano uguale peso nella valutazione della propria situazione corrente. Sono naturalmente pos-

Dopo aver riportato tutti i valori a lire 1993 e aver creato un'unica base dati comprendente i valori per tutti gli anni esaminati, si possono svolgere nuovamente i calcoli già visti in precedenza, e cioè

1) calcolare un nuovo valore per l'elasticità dei consumi che risulta pari al 64% (tab. 7.1, ultima riga, metodo B) e una nuova scala di equivalenza in funzione dell'ampiezza della famiglia (tab. 7.3, ultima riga)

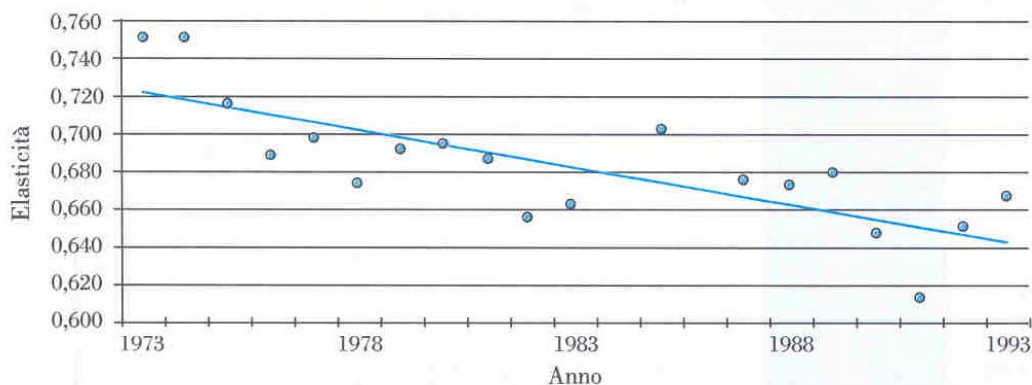
2) calcolare una nuova soglia di povertà, per le famiglie di 2 persone, pari alla media della spesa mensile pro capite (in lire 1993) per tutte le famiglie di tutti i campioni annuali (tab. 7.4, ultima riga);

3) calcolare i valori soglia della povertà per tutte le ampiezze familiari (tab. 7.4, ultima riga);

4) calcolare il numero e la percentuale sul totale delle famiglie e quindi degli individui poveri, per ampiezza familiare e in complesso (tab. 7.9). Come mostra anche la fig. 7.4, l'evoluzione della diffusione della povertà appare ora molto diversa da prima: in senso «reale», cioè tenendo costante il punto di riferimento nel periodo 1987-93, la povertà è diminuita molto sensibilmente fino al 1991, per poi riaumentare sia nel 1992 che nel 1993. Nella valutazione delle tendenze del periodo, conviene ricordare che i due approcci rispondono a domande lievemente ma significativamente diverse: la povertà intesa come quota di persone in ogni singolo anno relativamente lontane dal benessere medio di quell'anno è calata relativamente poco (dal 15 all'11%), mentre la povertà intesa come quota di persone relativamente lontane da un benessere medio del periodo esaminato è calata in maniera più netta (dal 18 all'11%). La forma della curva rispetto all'ampiezza familiare, peraltro, è rimasta sostanzialmente invariata, a J, con miglioramento, quindi, della situazione per tutte le ampiezze familiari (fig. 7.5).

5) calcolare il divario di povertà e tutti i consueti indici di sintesi (tabb. 7.10 e 7.11). Si vede ora che la tendenza è stata, per tutti e quattro gli indici proposti, verso una diminuzione fino al 1991 e verso un aumento, invece, nel 1992 e nel 1993.

**Fig. 7.1. - Elasticità spesa totale/individui (Italia, 1973-1993)**



sibili anche soluzioni intermedie, in cui il peso attribuito agli anni precedenti diminuisca secondo una certa funzione (ad esempio, come avviene nella teoria del reddito permanente di Friedman). Pare tuttavia che, nel valutare il proprio benessere, gli individui attribuiscono più peso al proprio passato (che conoscono bene) che non all'esperienza altrui, presente o passata (Kapteyn, van de Geer e van de Stadt 1985): in questo senso, introdurre il passato nella funzione di valutazione del reddito medio appare senz'altro un progresso rispetto alla procedura classica, che considera solo l'anno corrente.

Tab. 7.1. - Risultati delle regressioni condotte sui dati pubblicati Istat, 1985-1993.

Periodo	Eq. [7.1] $\ln(C\%e) = a + b \ln(X) + c \ln(N) + \mu$				Eq. [7.2] $C\% = a + b \ln(X) + c \ln(N) + \mu$				Rapporto tra elasticità [7.1]/[7.2] %	
	Stima dei parametri		R quadro corretto	Elasticità ( $=c/b$ )	Stima dei parametri		R quadro corretto	Elasticità ( $=c/b$ )		
	a	b	c	a	b	c				
1985	5.9549	-0.5293 (-35.86)	0.3721 (20.01)	93.5%	70.3%	2.4324	0.1057 (29.84)	97.2%	67.7%	103.8%
1987	6.4019	-0.5464 (-40.45)	0.3694 (20.83)	94.8%	67.6%	2.4178	0.0986 (31.01)	97.8%	65.4%	103.3%
1988	6.5327	-0.5572 (-39.95)	0.3752 (20.27)	94.7%	67.3%	2.3880	0.0969 (31.07)	97.8%	65.0%	103.6%
1989	6.8421	-0.5815 (-45.99)	0.3957 (24.14)	96.0%	68.1%	2.3791	0.1001 (33.20)	97.9%	67.2%	101.3%
1990	6.9067	-0.5827 (-50.82)	0.3774 (26.52)	96.8%	64.8%	2.4245	0.0957 (31.86)	97.9%	63.1%	102.6%
1991	6.6813	-0.5668 (-58.47)	0.3482 (29.30)	97.6%	61.4%	2.3315	0.0850 (33.42)	98.3%	58.6%	104.8%
1992	6.7579	-0.5757 (-55.39)	0.3749 (29.56)	97.3%	65.1%	2.3057	0.0898 (33.70)	98.1%	62.3%	104.5%
1993	6.4537	-0.5565 (-57.67)	0.3713 (32.72)	97.5%	66.7%	2.2590	0.0920 (29.06)	97.1%	65.0%	102.6%
1987-93 (*)	6.6885	-0.5692 (-116.48)	0.3754 (60.88)	95.7%	65.9%	2.3772	0.0951 (68.03)	96.7%	64.0%	103.1%

(\*) Previa rivalutazione dei valori monetari ai prezzi 1993.

\*Legenda: C%=quota di spesa alimentare; X=Spesa totale; N=Numerosità della famiglia. Tra parentesi, i valori del test t.

**Tab. 7.2. - Elasticità, rispetto alla spesa totale, di ogni persona aggiuntiva in famiglia. (Italia, 1973-1993)**

Anno	Elasticità	Fonte	R quadro
A	$\epsilon$		
1973	0.753	Carbonaro (1986)	>0.95
1974	0.752	"	>0.95
1975	0.716	"	>0.95
1976	0.689	"	>0.95
1977	0.698	"	>0.95
1978	0.674	"	>0.95
1979	0.692	"	>0.95
1980	0.695	"	>0.95
1981	0.687	"	0.940
1982	0.656	Carbonaro (1985)	0.979
1983	0.663	"	0.978
1985	0.703	Cfr. tab. 7.1 (A)	0.935
1987	0.676	"	0.948
1988	0.673	"	0.947
1989	0.681	"	0.960
1990	0.648	"	0.968
1991	0.614	"	0.976
1992	0.651	"	0.973
1993	0.667	"	0.975

Regressione

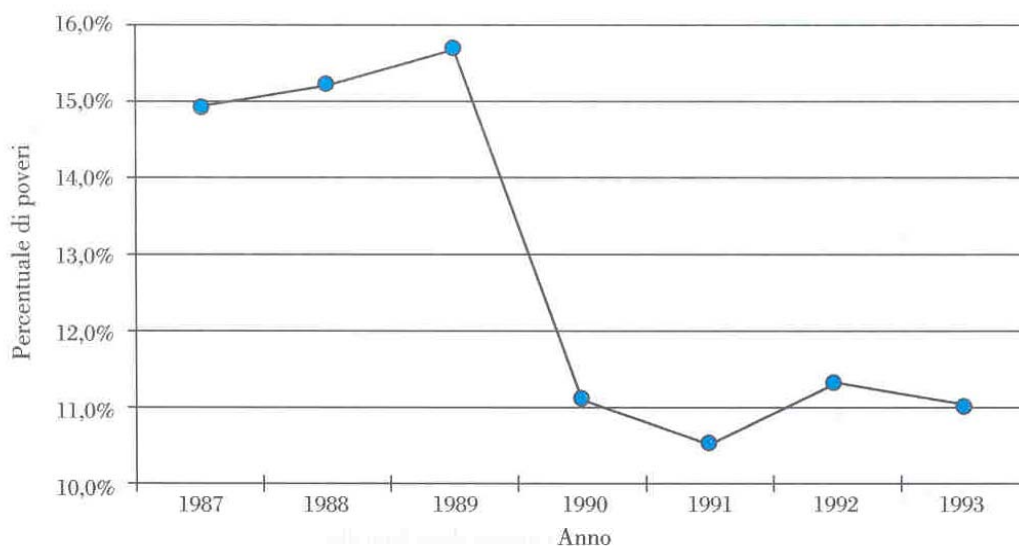
$$\epsilon = 8.558 - 0.004 A$$

(5.40)    -(4.96)

R quadro    0.592  
(tra parentesi i valori di t)

Nota. Metodo di Engel (quota della spesa per cibo) per la valutazione del benessere. Regressione stimata e calcolo dell'elasticità: v. tab. 7.1, mod. A.

**Fig. 7.2. - Percentuale di individui poveri (Italia, 1987-1993)**



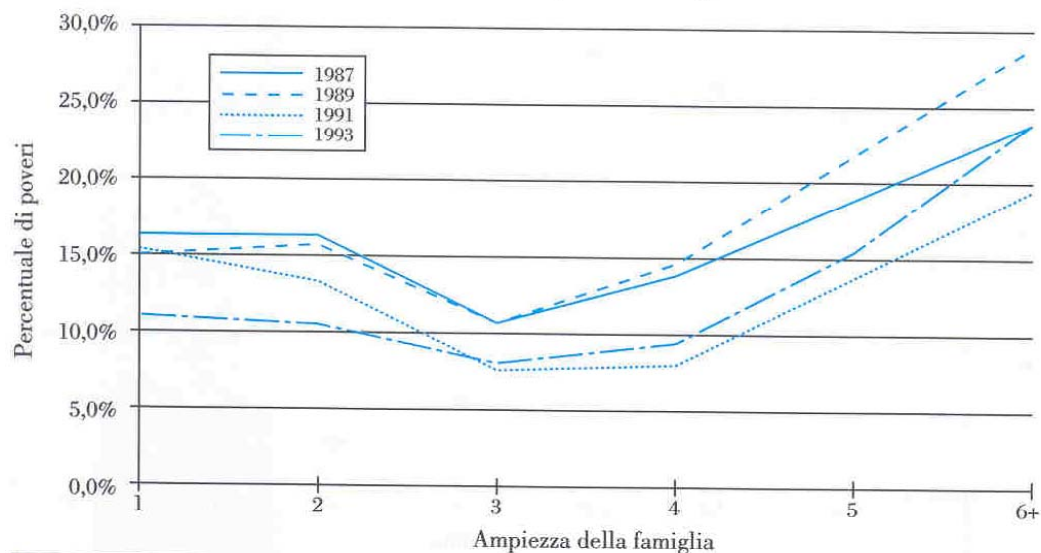
**Tab. 7.3. - Scale di equivalenza, Italia, vari anni  
(base: famiglia di 2 componenti)**

Anno	Numero di componenti						
	1	2	3	4	5	6	7
1985 (^)	100,0	167,0	222,9	272,7	318,4	361,1	401,4
1987	100,0	165,4	219,6	267,4	311,2	351,9	390,3
1988	100,0	165,0	218,7	266,0	309,3	349,5	387,4
1989	100,0	167,2	223,3	273,2	319,1	362,0	402,5
1990	100,0	163,1	214,6	259,8	300,8	338,8	374,4
1991	100,0	158,6	205,1	245,1	281,0	314,0	344,6
1992	100,0	162,3	212,8	257,0	297,0	334,0	368,7
1993	100,0	165,0	218,6	266,0	309,2	349,4	387,3
1987-93 (*)	100,0	164,0	216,4	262,6	304,6	343,6	380,2

Note: (^) Scala Carbonaro.

Calcoli effettuati separatamente sui singoli anni, tranne che in (\*).

**Fig. 7.3. - Percentuale di individui poveri per ampiezza familiare  
(Italia, '87, '89, '91 e '93)**



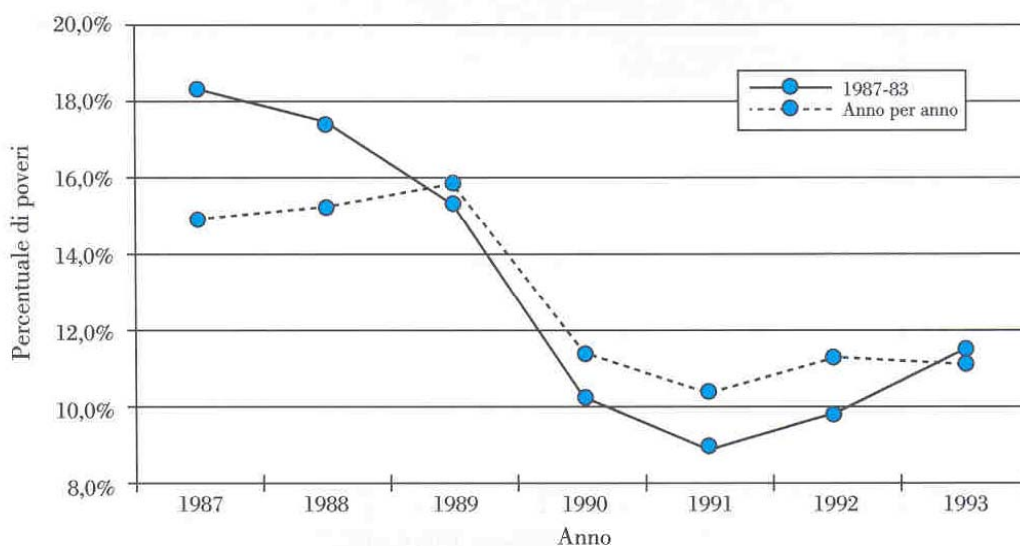
**Tab. 7.4. - Valori delle soglie di povertà per diverse ampiezze familiari, nei vari anni (in lire correnti)**

Anno	Numero di componenti					
	1	2	3	4	5	6
1987	415.500	687.365	912.239	1.111.200	1.292.966	1.462.165
1988	452.351	746.445	989.094	1.203.447	1.399.051	1.580.969
1989	498.701	833.579	1.113.454	1.362.682	1.591.443	1.805.174
1990	560.443	914.266	1.202.867	1.456.002	1.685.805	1.898.665
1991	637.048	1.010.336	1.306.347	1.561.505	1.790.252	2.000.057
1992	641.864	1.041.649	1.366.045	1.649.659	1.906.532	2.144.029
1993	621.188	1.024.973	1.358.100	1.652.364	1.920.881	2.170.603
1987-93 (*)	632.424	1.037.055	1.368.814	1.660.740	1.926.379	2.172.882

(\*) In lire 1993.

Nota: Calcoli effettuati separatamente sui singoli anni, tranne che in (\*).

**Fig. 7.4. - Percentuale di individui poveri (Italia, 1987-1993; dati anno per anno e raggruppati)**

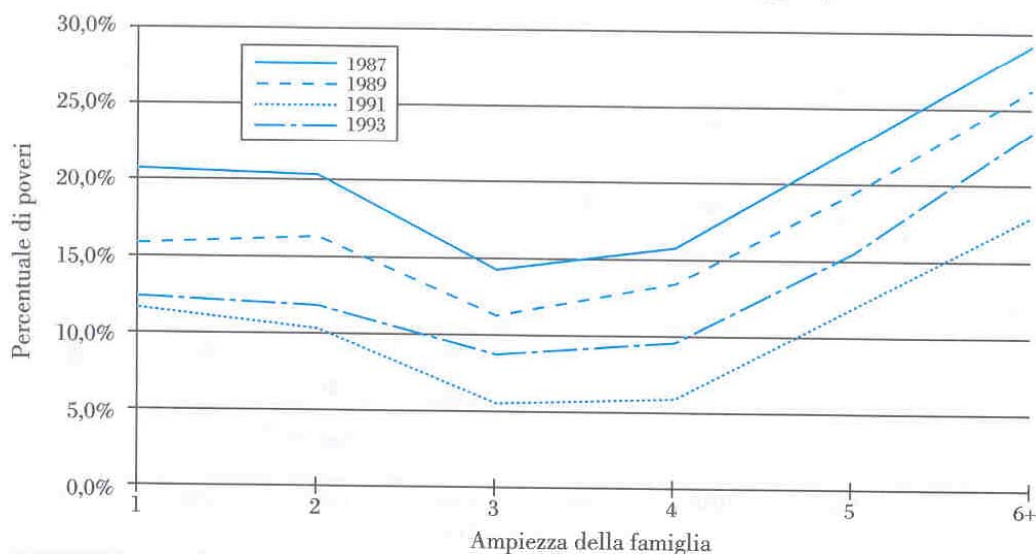


**Tab. 7.5. - Numero e percentuale di individui poveri per ampiezza familiare e in complesso, vari anni**

Anno	Numero componenti della famiglia						totale
	1	2	3	4	5	6+	
Numero di individui poveri							
1987	713.949	1.645.003	1.494.419	2.324.819	1.372.868	938.431	8.489.489
1988	758.835	1.615.087	1.482.979	2.403.219	1.386.695	1.012.047	8.658.862
1989	644.247	1.571.345	1.517.526	2.505.950	1.552.187	1.155.410	8.946.665
1990	678.175	1.388.499	981.400	1.558.929	992.425	742.527	6.341.955
1991	720.116	1.342.052	1.010.972	1.385.177	972.762	582.744	6.013.823
1992	636.676	1.391.804	1.082.725	1.572.370	1.082.318	717.346	6.483.238
1993	542.325	1.128.085	1.083.278	1.676.458	1.149.198	715.203	6.294.547
Percentuale di individui poveri							
1987	16,7%	16,9%	11,1%	13,0%	18,5%	23,2%	14,9%
1988	17,7%	16,5%	11,0%	13,4%	18,7%	25,1%	15,2%
1989	15,0%	16,1%	11,2%	14,0%	20,8%	28,3%	15,7%
1990	15,2%	13,9%	7,2%	8,6%	13,5%	20,7%	11,1%
1991	15,4%	13,2%	7,3%	7,6%	13,4%	19,1%	10,5%
1992	13,6%	13,6%	7,8%	8,6%	15,0%	23,2%	11,3%
1993	11,6%	11,1%	7,9%	9,2%	15,9%	23,5%	11,0%

Nota: Calcoli effettuati separatamente sui singoli anni.

**Fig. 7.5. - Percentuale di individui poveri per ampiezza familiare (Italia, '87, '89, '91 e '93; dati raggruppati)**



**Tab. 7.6. - Divario di povertà per ampiezza della famiglia e in totale**

Anno	Numero componenti della famiglia						totale
	1	2	3	4	5	6+	
<i>Pro-capite (in migliaia di lire correnti)</i>							
1987	104.4	85.3	66.5	59.6	61.5	56.6	69.6
1988	114.5	90.3	70.3	66.0	61.1	71.6	75.4
1989	114.0	96.2	74.1	68.2	74.0	80.3	80.0
1990	120.4	91.3	67.4	61.4	59.4	59.3	74.6
1991	142.0	100.4	71.9	58.8	56.8	64.4	80.5
1992	133.2	101.9	77.0	60.3	63.3	72.2	81.0
1993	119.7	99.3	76.7	67.6	74.9	70.3	81.0
<i>Totale (in miliardi di lire correnti)</i>							
1987	74.5	140.4	99.4	138.7	84.4	53.1	590.5
1988	86.9	145.8	104.3	158.7	84.7	72.5	652.8
1989	73.4	151.1	112.5	171.0	114.9	92.8	715.7
1990	81.6	126.8	66.1	95.8	58.9	44.0	473.2
1991	102.3	134.8	72.7	81.4	55.2	37.5	483.9
1992	84.8	141.8	83.3	94.8	68.6	51.8	525.1
1993	64.9	112.1	83.1	113.3	86.1	50.3	509.7

Nota: Calcoli effettuati separatamente sui singoli anni.

**Tab. 7.7. - Indicatori sintetici di povertà in Italia nel 1987-1993**

Anni	Intensità	Diffusione	Ind. std.	Gravità
	I	FGT (0) H	FGT (1) HI	FGT (2) (*)
1987	10,1%	14,9%	1,51%	24,7
1988	10,1%	15,2%	1,54%	25,8
1989	9,6%	15,7%	1,50%	26,2
1990	8,2%	11,1%	0,91%	12,2
1991	8,0%	10,5%	0,84%	10,4
1992	7,8%	11,3%	0,88%	11,6
1993	7,9%	11,0%	0,87%	12,7

(\*) per 10.000; costruito sul reddito familiare e ignorando la varianza interna delle classi.  
Calcoli effettuati separatamente sui singoli anni.

**Tab. 7.8. - Numeri indici dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e di impiegati**

Anno	Indici
1987	0,721
1988	0,757
1989	0,807
1990	0,856
1991	0,907
1992	0,960
1993	1,000

**Tab. 7.9. - Numero e percentuale di individui poveri per ampiezza familiare e in complesso (Italia, 1957-1993)**

Anno	Numero componenti della famiglia						totale
	1	2	3	4	5	6+	
Numero di individui poveri							
1987	891.649	1.994.679	1.844.437	2.828.711	1.637.664	1.175.658	10.372.798
1988	867.577	1.825.040	1.699.056	2.755.401	1.561.002	1.086.459	9.794.535
1989	682.244	1.590.197	1.479.044	2.374.359	1.467.707	1.087.351	8.680.903
1990	623.158	1.274.038	896.175	1.386.441	908.198	698.535	5.786.543
1991	545.223	1.075.449	807.176	1.171.131	882.230	546.498	5.027.706
1992	529.896	1.206.090	930.296	1.296.136	973.668	692.884	5.628.969
1993	576.072	1.181.419	1.114.286	1.717.476	1.161.306	716.280	6.466.841
Percentuale di individui poveri							
1987	20,8%	20,4%	13,7%	15,8%	22,1%	29,1%	18,2%
1988	20,3%	18,7%	12,6%	15,4%	21,0%	26,9%	17,2%
1989	15,9%	16,3%	10,9%	13,2%	19,7%	26,6%	15,2%
1990	13,9%	12,8%	6,5%	7,7%	12,4%	19,5%	10,1%
1991	11,7%	10,5%	5,8%	6,4%	12,2%	17,9%	8,8%
1992	11,4%	11,8%	6,7%	7,1%	13,5%	22,4%	9,8%
1993	12,3%	11,6%	8,1%	9,5%	16,1%	23,6%	11,3%

Nota: Calcoli effettuati sull'insieme del periodo 1987-1993.

**Tab. 7.10. - Divario di povertà per ampiezza della famiglia e in totale (Italia, 1987-1993, in lire 1993)**

Anno	Numero componenti della famiglia						totale
	1	2	3	4	5	6+	
<i>Pro-capite (in migliaia di lire correnti)</i>							
1987	166,7	136,0	106,1	95,3	96,1	83,8	110,0
1988	165,0	129,6	99,3	92,7	87,0	101,3	107,2
1989	147,5	119,9	90,6	82,1	87,7	94,1	98,1
1990	130,9	101,0	77,6	70,8	67,5	66,8	84,0
1991	140,7	98,2	72,2	59,9	58,9	71,3	79,9
1992	126,7	98,4	73,6	62,2	60,7	68,5	78,4
1993	123,6	100,8	78,1	68,0	75,2	70,4	82,2
<i>Totale (in milioni di lire 1993)</i>							
1987	148.624	271.188	195.778	269.714	157.380	98.486	1.141.169
1988	143.190	236.555	168.694	255.511	135.788	110.031	1.049.770
1989	100.631	190.601	134.028	195.033	128.697	102.342	851.333
1990	81.600	128.721	69.529	98.143	61.286	46.649	485.928
1991	76.686	105.614	58.316	70.093	51.922	38.991	401.623
1992	67.138	118.715	68.496	80.587	59.061	47.453	441.449
1993	71.191	119.047	87.002	116.825	87.326	50.421	531.811

Nota: Calcoli effettuati sull'insieme del periodo 1987-1993.

**Tab. 7.11. - Indicatori sintetici di povertà in Italia nel 1987-1993 (valutata in lire 1993, con riferimento alla media 1987-93)**

Anni	Intensità	Diffusione	Ind. std.	Gravità
	I	FGT (0) II	FGT (1) III	FGT (2) (*)
1987	10,6%	18,2%	1,94%	38,6
1988	10,3%	17,2%	1,78%	33,4
1989	9,5%	15,2%	1,44%	24,0
1990	8,1%	10,1%	0,82%	10,4
1991	7,7%	8,8%	0,68%	7,5
1992	7,6%	9,8%	0,74%	9,0
1993	7,9%	11,3%	0,90%	13,2

(\*) per 10.000; costruito sul reddito familiare e ignorando la varianza interna delle classi.

Nota: Calcoli effettuati sull'insieme del periodo 1987-1993.

## 8. LA COSTRUZIONE DELLA SCALA DI EQUIVALENZA

### 8.1. Introduzione

Nel paragrafo precedente, si sono considerate misure di povertà per l'Italia che ricalcano sostanzialmente l'approccio seguito sin qui dalla *Commissione Povertà*, sia pur, in un secondo momento, introducendo il concetto che, in fase di confronti intertemporali, è opportuno presentare (anche) misure costruite tenendo invariato il punto di riferimento per definire la linea di povertà, ovvero il reddito reale medio della collettività nel periodo esaminato.

Facciamo ora un passo avanti, e domandiamoci se oltre alla linea di povertà, non sia opportuno ripensare anche alle scale di equivalenza. Si analizzeranno in questa sede, in particolare, due possibilità:

a) che la spesa compensativa non debba necessariamente crescere con elasticità costante al variare del numero dei componenti, ma possa invece evidenziare eventuali discontinuità (per esempio, aumenti a partire da una certa dimensione familiare, in corrispondenza del raggiungimento di certi livelli di soglia);

b) che la spesa compensativa dipenda, oltre che dal numero dei componenti, anche da altri aspetti, tra cui in particolare l'età dei componenti, il loro sesso e il livello di benessere della famiglia.

In tutti i casi, si continuerà comunque a utilizzare come indicatore di benessere la quota di consumo per beni alimentari (metodo di Engel).

### 8.2. Un'analisi preliminare

La tab. 8.1 presenta i risultati di alcune elaborazioni preliminari, sintetizzate in 5 modelli di regressione. Il caso A, riportato per confronto, è quello visto in precedenza (tab. 7.1. mod. B, anno 1993): il calcolo delle scale di equivalenza è stato effettuato sui dati di un solo anno (il 1993), sfruttando il materiale pubblicato e disponibile quindi per classi di reddito e per ampiezza familiare, e sotto l'ipotesi che l'elasticità e del reddito necessario a mantenere un certo benessere al variare del numero di componenti la famiglia fosse costante.

Il caso B è analogo al caso A, ma applicato sui dati individuali (e non su quelli pubblicati, per classi di reddito). L'elasticità è quasi la stessa (65,7% contro 65,0%), ma diminuisce nettamente la quota di varianza spiegata ( $R^2$  scende dal 98 al 38%). Vi è quindi una forte variabilità all'interno di ciascuna classe, cosa che è compatibile con due interpretazioni diverse. Da una parte si può pensare che il modello avrebbe bisogno di essere molto affinato (38); dall'altra, in maniera più conciliante, si può ritenere che la variabilità interna alle classi rifletta soprattutto

(38) L'affinamento del modello è appunto lo scopo dello studio di questo paragrafo, ma, come vedremo, la bontà dell'adattamento misurata in termini di  $R^2$  resterà comunque bassa.

gli elementi legati allo stile di vita, che non si vogliono cogliere, e che si può pensare tendano, in media, ad annullarsi. A conforto di questa interpretazione depone, oltre allo studio preliminare sull'attendibilità dell'indicatore (par. 7.2), anche l'elevatissima significatività, qui e altrove, dei coefficienti di regressione.

Il modello C è identico al modello B, ma è diversa la popolazione di riferimento, che è in questo caso ristretta alle sole coppie con 0-5 figli (39). Se fosse vera l'ipotesi implicitamente adottata sin qui che le caratteristiche del membro aggiuntivo non sono rilevanti (in questo caso, essere una persona qualunque o essere necessariamente un bambino) i coefficienti dovrebbero risultare sostanzialmente analoghi al caso precedente. Tuttavia così non è: l'elasticità reddito/ampiezza familiare sale, in questo caso, oltre l'80%. Conviene dunque approfondire questo aspetto (v. oltre).

Il caso D è simile al caso B: è applicato ai dati individuali e riguarda tutte le famiglie (fino a 7 componenti), ma non introduce a priori l'ipotesi che l'elasticità debba essere costante per ogni membro aggiuntivo della famiglia. In effetti il modello applicato è, in questo caso,

$$c = a + b \ln C + \sum_{N=2}^7 d_N D_N + u \quad [8.1]$$

in cui  $c$  è la quota di consumo alimentare (omettendo, per semplicità di scrittura, il deponente  $a$ ),  $N$  ( $=1, 2, \dots, 7$ ) rappresenta il numero di componenti la famiglia (40) e  $D$  (*dummy*) è una variabile dicotomica, che assume solo i valori 0 e 1. Ad esempio, per la famiglia di 3 componenti si avrà  $D_3 = 1$ , e  $D_1 = D_2 = D_4 = \dots = 0$ . Poiché una famiglia di  $N$  membri gode dello stesso livello di benessere di un individuo singolo quando spende la stessa quota per consumi alimentari ( $c_i = c_N$ ), si avrà uguaglianza di benessere quando  $a + b \ln C_1 = a + b \ln C_{N+d_N}$ . Dopo alcune trasformazioni, si può quindi ottenere la scala di equivalenza tramite i soli parametri  $b$  e  $d_N$ , come segue

$$\frac{C_N}{C_1} = \exp\left(-\frac{d_N}{b}\right) \quad [8.2]$$

In questo caso, come si vede, l'effetto di ogni componente marginale sulla quota di spesa alimentare è indipendente dall'effetto esercitato dai membri di ordine diverso, e si dovrebbero poter cogliere, per questa via, le eventuali discontinuità di cui si diceva sopra. Nella tab. 8.1 (caso  $D$ ) risulta, per l'appunto, che il - costo marginale (cioè, il costo dell'ultimo componente) comincia a crescere già a partire dal 4° membro, e che i costi medi crescono a partire dal 7°, come non emergeva (né poteva emergere) dal modello a effetti di scala costanti.

Su questi risultati pesa però il sospetto di una possibile distorsione determinata dall'influenza delle variabili che non sono tenute sotto controllo (problema della eterogeneità non osservata). Si sa, per esempio, che le famiglie di dimensioni

(39) È per questo che il primo coefficiente di equivalenza è tra parentesi: è stato ripreso dal modello B, e non poteva essere stimato in questo caso, perché la famiglia più piccola che si può osservare è formata da una coppia (uomo + donna, sposati o conviventi *more uxorio*).

(40) In realtà, per problemi di stima econometrica, occorre omettere una delle  $D_N$ . In questo caso, come d'abitudine, si è omesso  $D_7$ : tutti i risultati che si ottengono vanno quindi interpretati come situazione relativa della famiglia di  $j$  membri rispetto alla famiglia tipo unipersonale.

maggiori si trovano soprattutto nel Mezzogiorno, mentre quelle di uno o due componenti sono concentrate in particolare nel Nord del paese. Sorge quindi la domanda: le variazioni dei costi di cui parla il modello D dipendono dal fatto che stiamo aggiungendo qualche componente (come sembra) o dal fatto che stiamo implicitamente spostando il centro dell'osservazione da Nord verso Sud?

Le possibili fonti di eterogeneità, ovviamente, sono molto numerose, ed è praticamente impossibile tenerle tutte sotto controllo: si può però cercare di muovere qualche passo in questa direzione ampliando il modello descritto dalla [8.1] nel modo seguente

XXXX

[8.3]

e facendo rientrare nei termini K (sempre in forma dicotomica) alcune variabili ritenute rilevanti, tra cui la circoscrizione di residenza, il fatto di risiedere o meno in ambiente urbano, la professione del capofamiglia e l'eventuale lavoro della donna (De Santis 1985). Ebbene, con tutte queste potenziali fonti di eterogeneità tenute sotto controllo, i risultati del modello E non differiscono molto da quelli del precedente modello D. Si ha ancora un'evoluzione a U dei costi sia marginali (con risalita, in questo caso, a partire dal 5° membro) che medi (a partire dal 7° componente).

La questione, tuttavia, merita un approfondimento, cui è dedicato il paragrafo seguente.

### 8.3. L'introduzione delle caratteristiche familiari

Il tentativo di integrare la [8.1] per introdurre anche, esplicitamente, le caratteristiche familiari supposte rilevanti (oltre alla numerosità), è limitato solo dalle variabili disponibili nell'indagine Istat sui bilanci di famiglia, e potrebbe quindi essere spinto in molte direzioni. In questo lavoro, dopo un'attenta riflessione e varie prove, si è deciso di utilizzare il modello seguente:

XXXXXX

[8.4]

in cui

1)  $D_N$  è, come sopra, la variabile *dummy* indicatrice del numero dei componenti.

2) E è l'età media di tutti i componenti la famiglia, meno 40. Lo scarto da quaranta serve, come di consueto, per valutare gli effetti in termini relativi (rispetto cioè a una famiglia la cui età media sia esattamente di 40). L'ipotesi è che i bisogni crescano con l'età fino a un massimo, per poi diminuire (disegnando quindi una parabola con la concavità rivolta verso il basso, ovvero una curva di secondo grado). Per maggior sicurezza, tuttavia, nell'eq. [8.5] si sono introdotti termini fino al terzo grado (41). L'introduzione della variabile età in questa forma inconsueta ha

(41) E anche fino al 4°: il parametro relativo risulta significativo, ma la forma della curva rimane pressoché inalterata nella fascia di età rilevante (da 10 a 80 anni, cfr. fig. 8.3). Per questo motivo, si è deciso di utilizzare il modello più semplice della [8.4] e della [8.5].

lo scopo di cercare di cogliere in un unico parametro, una caratteristica «familiare», strettamente legata al ciclo di vita della famiglia, che risulta altrimenti spezzettata in molte osservazioni (42). Si tratta comunque di una variabile da interpretare in connessione con la seguente.

3)  $V$  è la varianza delle età dei membri della famiglia (posta pari a 0 nelle famiglie unipersonali). L'ipotesi è che la presenza di membri con età molto lontane tra di loro faccia aumentare i costi perché rende più difficili le economie di scala (a età molto diverse si tendono a consumare generi molto diversi).

4)  $F$  è il coefficiente di «femminilità» (donne/componenti). Non vi è nessuna ipotesi a priori riguardo al suo effetto sulle spese della famiglia, anche se vi è chi sostiene che le donne tendono a utilizzare meglio le risorse disponibili, e riescono quindi a conseguire maggiori economie di scala.

Nel modello si noterà anche la presenza di un insieme di variabili di interazione tra la spesa della famiglia ( $\ln C$ ) e la sua dimensione (tramite le variabili dummy  $D_N$ ), la cui influenza è colta dai parametri  $i_N$ . L'ipotesi è, appunto, che la spesa effettuata e la dimensione familiare interagiscano, rendendo più critica di quanto non apparirebbe altrimenti la situazione dei nuclei familiari che sono, al tempo stesso, poveri e numerosi.

Si è tuttavia verificato empiricamente che né il parametro  $f$  né il parametro  $v$  risultano significativamente diversi da zero, cosa che lascia supporre che né la variabilità delle età dei componenti, né la loro composizione per sesso esercitino una chiara influenza sull'apparente benessere della famiglia. Il modello stimato si è quindi ridotto al seguente

XXXX

che, applicato all'indagine Istat sui bilanci di famiglia del 1993 (dati individuali anonimi) ha prodotto i risultati della tab. 8.2.

Nell'interpretazione di questi risultati, occorre innanzi tutto tenere presente che la scala di equivalenza risulta qui un po' più complicata della [8.2], vista sopra, in quanto essa risulta ora funzione anche del tenore 414 vita al quale si effettuano le osservazioni (43), come indica la [8.6]

XXXX

Poiché tutti i parametri di tipo  $i_N$  sono significativamente diversi da zero, adottare questo approccio comporta una notevole modificazione nella prospettiva di stu-

(42) Come avviene quando si utilizzano variabili dummy indicatrici della classe di età del capofamiglia, della classe di età dei figli, o anche della tipologia familiare (coppia di adulti; adulti e bambini, ecc.).

(43) Devo al dott. Brandolini l'elegante soluzione della [8.5] e della relativa scala di equivalenza [8.6]: la formulazione cui avevo originariamente pensato richiedeva una soluzione numerica. Nella [8.6] si ipotizza di confrontare famiglie con la stessa età media o, in alternativa, che la variabile età media non sia rilevante (v. oltre).

dio della scale di equivalenza e, di conseguenza, della povertà. In primo luogo, si può notare che le scale di equivalenza mutano sensibilmente al variare del tenore di vita preso in esame. Approssimando i risultati ottenuti con una scala a elasticità fissa, cosa che si riesce a fare con pochissima perdita di precisione (fig. 8.1), e considerando come punti di riferimento famiglie unipersonali che nel corso del 1993 spendevano, rispettivamente, 1, 2 e 3 milioni di lire al mese, si vede che l'elasticità diminuisce dall'84% al 69%. Si conferma quindi l'ipotesi a priori che si era formulata, e cioè che le famiglie più povere godono di economie di scala comparativa- - mente minori, e che per esse l'aggiunta di un membro risulta particolarmente gravosa, soprattutto per membri di ordine elevato (a partire dal quinto componente i costi marginali ricominciano a crescere - cfr. tab. 8.2). Di conseguenza, l'apparente aumento dei costi marginali già a partire dal 5° componente, che emergeva con l'eq. 8.1 (e che emerge anche tenendo sotto controllo l'età media della famiglia - cfr. fig. 8.2), risulta ora essere un effetto composito, determinato da un effettivo aumento dei costi per le famiglie comparativamente più povere (e, a queste numerosità relativamente numerose) e da una lieve diminuzione, invece, per le famiglie più ricche.

La seconda osservazione è che l'elasticità della scala di equivalenza coerente con l'uso del metodo di Engel non è del 65%, ma ben superiore: come si è detto, è difficile fornire un valore numerico esatto, perché la scala varia con il tenore di vita, ma si può stimare che per una famiglia media l'elasticità si situi in prossimità dell'80% (44).

La terza osservazione importante è che la differenza tra i risultati ottenuti qui e i risultati che tradizionalmente emergono nello studio delle scale di equivalenza dipende per la maggior parte dal fattore età. Il punto fondamentale è che quando il numero di componenti della famiglia passa da  $N$  a  $N+1$ , varia contemporaneamente (ma implicitamente) l'età media dell'aggregato sotto osservazione: ad esempio, nel passaggio da 1 a 2 componenti, l'età media si abbassa da 62 a 54 anni, scende ulteriormente a 37 per 3 componenti e si assesta intorno a 30 per 4 componenti e oltre (tab. 8.3). L'età media della famiglia, una variabile spesso trascurata, ha però un effetto tutt'altro che trascurabile sulla distribuzione delle spese familiari. Sulla base dei parametri stimati, e a parità di ogni altra circostanza, la scala di equivalenza per la famiglia unipersonale a seconda dell'età del componente evolve come indicato nella fig. 8.3 (45).

In breve ciò che risulta è che, tra i 25 e i 70 anni di età. media della famiglia, al crescere dell'età media cresce anche la quota di spesa destinata all'alimentazione e crescono, di conseguenza, i bisogni stimati, a parità di ogni altra circostanza.

(44) Per ottenere questa stima si è proceduto come segue. In primo luogo si è considerato un fattore di scala variabile in funzione non della famiglia di riferimento, ma della famiglia osservata, con  $N$  componenti e  $C_N$  di spesa per consumi. Ripartendo dalla [8.5] si trova che

XXXXX

Con questo fattore si trasformano le spese effettive delle famiglie italiane nel 1993 in spese equivalenti e se ne calcola la media, che risulta essere pari a circa 1,3 milioni (per una famiglia unipersonale media), un valore in corrispondenza del quale la scala di equivalenza ottenuta dalla [8.6] è ben approssimata da una scala a elasticità fissa e pari all'80%.

(45) Nella fig. 8.3, come anticipato, è riportata anche la curva che si ottiene utilizzando 4 parametri (considerando cioè anche il fattore  $E^4$ ), che, come si vede, nel tratto empiricamente rilevante, è praticamente indistinguibile da quella ottenuta con tre soli parametri. Con uno o due parametri, invece, la curva (non disegnata) risulta crescente per tutto il tratto 20-80 di età medie.

Questo risultato si presta a due chiavi di lettura alternative. Nel primo caso si interpreta l'età come un fattore di bisogno, al pari della numerosità familiare. Le conclusioni raggiunte precedentemente valgono ancora, ma con la precisazione che deve essere mantenuta costante l'età media delle famiglie poste a confronto. Per famiglie di età media diversa tra di loro, e diversa da 40, occorre applicare una scala di equivalenza più complessa della [8.6], data da

XXXX

i cui effetti sui bisogni familiari stimati sono esattamente quelli della fig. 8.3.

La chiave di lettura alternativa, che a me personalmente appare più convincente, è che, alla luce dei risultati ottenuti, il fattore età di per sé debba essere considerato una variabile che influenza non il tenore di vita della famiglia, ma piuttosto il suo stile. Come anticipato, infatti, a parità di ogni altra condizione, ci si sarebbe atteso di trovare un relativo minor tenore di vita (e quindi una quota relativamente più elevata di spesa alimentare), in corrispondenza delle età centrali della vita, nelle quali le esigenze di lavoro (e quindi di mobilità, di scarsità di tempo disponibile, ecc.) fanno aumentare i bisogni. Al contrario, si è invece verificato che tale apparente aumento di bisogni procederebbe quasi linearmente con le età, almeno fino a un massimo, situato però a età medie molto elevate, verso i 70 anni.

A questo si aggiunge che tutti gli studi disponibili indicano che le persone anziane passano in casa gran parte del loro tempo e che, anche in conseguenza di ciò, indirizzano una quota proporzionalmente maggiore delle loro spese totali verso il cibo (46). Ma, se così è, la variazione della quota di spesa per cibo legata all'età deve essere interpretata piuttosto come un effetto di stile che non di tenore di vita (47), ed essa non deve dunque entrare nella costruzione delle scale di equivalenza. In questa interpretazione, la scala di equivalenza corretta è data allora dalla [8.6], e non dalla [8.7].

Si potrebbe obiettare che, così facendo, la variabile prescelta (la quota di consumo alimentare) viene interpretata talvolta come indicatore di livello e talora come indicatore di stile di vita. L'obiezione è fondata, ma pecca forse di un'eccessiva rigidità: l'interpretazione proposta qui è che la quota di spesa per alimenti misuri essenzialmente il tenore di vita di una famiglia, ma rifletta anche, in parte, il suo stile. Poiché vi sono indicazioni che tale effetto di stile sia ben colto dalla

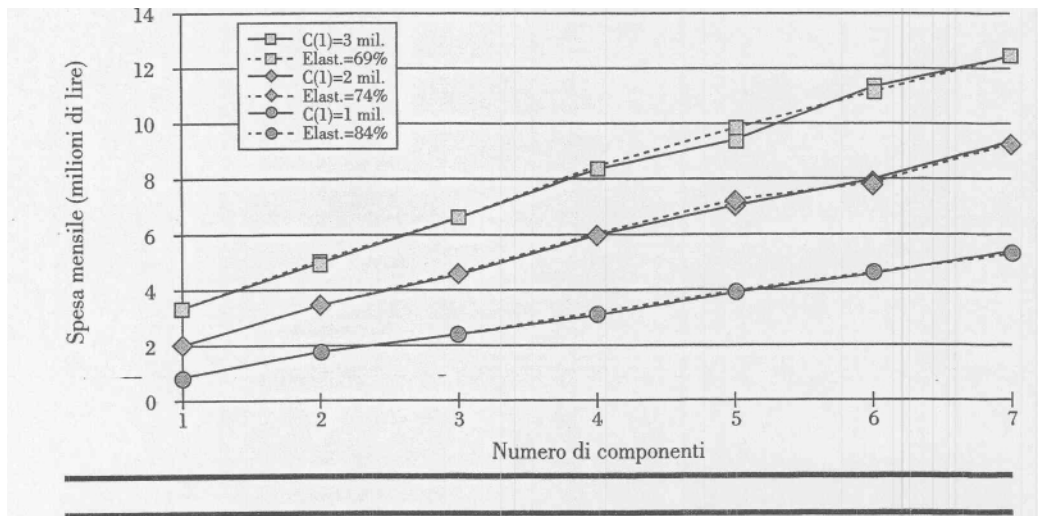
(46) Effetto dell'età avanzata, ma anche, e forse soprattutto, della generazione di appartenenza, cioè del tipo di formazione e di cultura che questi anziani hanno ricevuto in gioventù (Delbès e Gaymu 1995).

(47) Un possibile motivo di minor tenore di vita degli anziani rispetto ai giovani (a parità di reddito e di dimensioni familiari) è legato alle cattive condizioni di salute: se queste, tuttavia, si traducevano in maggiori bisogni, questo effetto si segnalerebbe principalmente attraverso un aumento della spesa in beni e servizi per la salute, che potrebbe comprimere la quota di spesa per cibo e rendere quindi tale quota, paradossalmente, un indicatore diretto (e non inverso) del grado di benessere. Questo effetto, pur con tutta la necessaria prudenza, potrebbe concorrere a determinare l'apparente diminuzione della quota di spesa alimentare per età medie superiori ai 70 anni che emerge nella fig. 8.3.

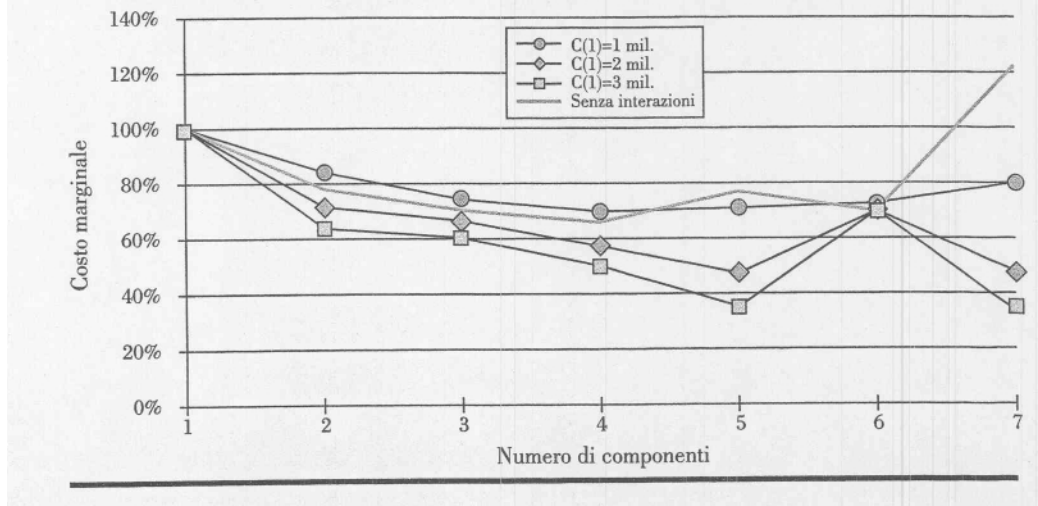
variabile età, nulla osta a che si migliori l'indicatore di tenore di vita depurandolo dagli effetti parassiti dello stile.

Naturalmente, la distinzione tra ciò che costituisce indicazione di livello o indicazione di stile è una scelta arbitraria (benché non immotivata): ma questo aspetto è inevitabile in un campo di studi in cui il termine ultimo di riferimento è il tenore di vita, ovvero una variabile che, per sua natura, non è osservabile. Ogni relazione tra questa variabile e i suoi presunti indicatori non può mai essere osservata, e può solo essere supposta e corroborata, come in questo caso, da elementi indiziari.

**Fig. 8.1. - Alcune scale di equivalenza familiare per l'Italia nel 1993  
(cfr. testo eq. [8.5])**

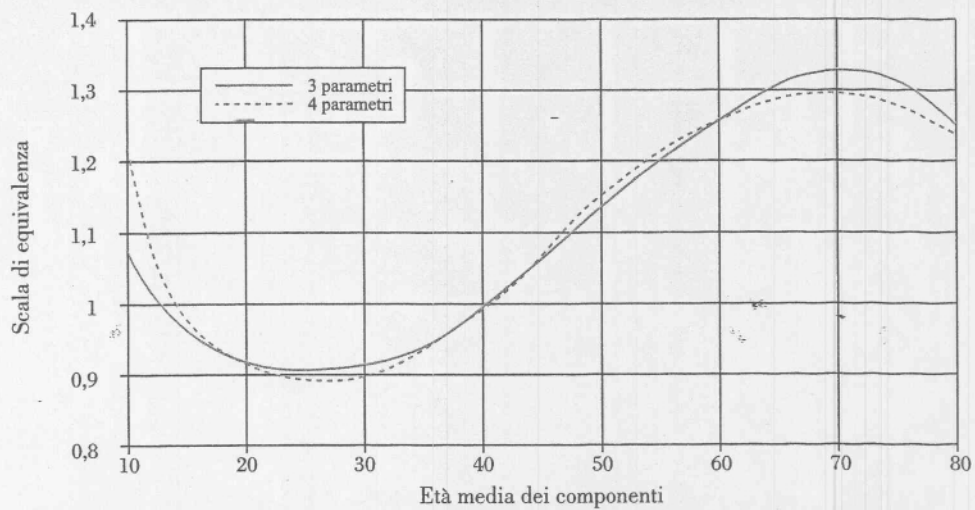


**Fig. 8.2. - Alcune scale di equivalenza familiare per l'Italia nel 1993  
con e senza effetti di interazione numerosità/spesa**





**Fig. 8.3. - Scala di equivalenza per famiglie unipersonali al variare dell'età media dei componenti (valori stimati; Italia 1993; cfr. testo)**





## 9. NUOVE MISURE DELLA POVERTÀ IN ITALIA NEL 1993

Le portate pratiche delle conclusioni raggiunte nel paragrafo precedente è molto rilevante. Per evidenziarla, si possono adottare le nuove scale di equivalenza e, con queste, effettuare nuovamente i calcoli relativi alla diffusione e all'intensità della povertà in Italia: qui si presenteranno i principali risultati relativi al solo anno 1993. Come si è precisato, una delle particolarità delle scale qui proposte è quella di variare nel continuo in funzione del tenore di vita della famiglia. Tuttavia, per non complicare eccessivamente sia i calcoli che la presentazione del materiale, si è deciso di procedere qui sulla base di una scala di equivalenza unica, con elasticità costante. Come si è anticipato, in relazione a un tenore di vita medio si può stimare che tale elasticità non sia lontana dall'80%: è dunque questo il valore che si è adottato per effettuare i calcoli di questa parte del lavoro.

La tab. 9.1 presenta, confrontandole con il caso precedente, la nuova scala di equivalenza e le nuove soglie di povertà. Per i valori aggregati, anche in termini comparativi con le analisi precedenti, ci si può riferire alla tab. 9.2. I metodi di calcolo A e B sono quelli già visti in precedenza, che, come si ricorderà, differiscono tra loro per il periodo di riferimento utilizzato per il calcolo del reddito pro-capite medio e, quindi, della soglia di povertà (rispettivamente: il solo 1993 o tutto il periodo 1987-93).

Il metodo C è analogo al metodo A: fa riferimento al solo anno 1993, ma considera un'elasticità dei consumi familiari necessari al mantenimento dello stesso livello di benessere pari all'80%, e non al 65% come supposto in precedenza. Con queste ipotesi, suggerite dall'analisi del paragrafo precedente, mentre la soglia di povertà per le famiglie di due persone rimane invariata (è sempre data dalla spesa media pro-capite), cambia invece quella per le famiglie di dimensione diversa: si abbassa la soglia di povertà per le famiglie unipersonali (da 622 a 570 mila lire di spesa mensile), mentre si alza la soglia di povertà per le famiglie di maggiori dimensioni, perché un'elasticità dell'80% implica che le possibili economie di scala sono in effetti piuttosto modeste (tab: 9.1).

L'effetto più macroscopico di queste variazioni è un aumento delle misure della povertà in Italia, secondo tutti gli indici: la percentuale dei poveri, ad esempio, passa dall'11 al 14% (indice H); la «tassa» da imporre per eliminare la povertà sale dallo 0,87% all'1,24% (indice HI), ecc. (tab. 9.2).

Con il metodo C, ai fini della stima della diffusione, diventa rilevante la differenza tra un calcolo della povertà su base individuale e uno su base familiare (48). Come si è detto, infatti, un'elasticità dell'80% implica che, rispetto a quanto generalmente supposto, le economie di scala sono minori e quindi che le famiglie numerose avrebbero in effetti bisogno di un sostanzioso ammontare di risorse aggiuntive per far fronte agli accresciuti bisogni: in breve, un certo numero di queste famiglie, non considerate

(48) In precedenza, invece, la forma a U della curva di diffusione della povertà rispetto all'ampiezza familiare (cioè con i poveri concentrati soprattutto tra le famiglie piccole e tra le famiglie grandi), faceva sì che la dimensione media familiare dei poveri fosse vicina a quella media familiare generale, sia pure con maggiore variabilità.

povere secondo le misure tradizionali, adesso risultano invece tali. Ma se la povertà diventa un fenomeno tipico soprattutto delle famiglie di maggiori dimensioni, dobbiamo aspettarci che la diffusione sia maggiore su base individuale che non su base familiare (49). Le ultime due righe della tab. 9.2 confermano questa supposizione: la diffusione della povertà calcolata su base familiare risulta un po' più contenuta, anche se pur sempre più elevata di quella che emerge dall'approccio tradizionale (con  $\epsilon=65\%$ ).

La tab. 9.3 approfondisce la questione, presentando gli indici di povertà separatamente per famiglie di diversa ampiezza (50). Come mostra anche la fig. 9.1, la relazione tra la dimensione familiare e la povertà (per intensità, diffusione e gravità) diventa ora chiaramente positiva, e molto stretta: a partire da una dimensione di 5 membri, il rischio povertà sale sensibilmente al di sopra del valor medio nazionale. Ed è principalmente in relazione a questo fattore (la diversa dimensione familiare), che vanno interpretati anche i risultati che verranno presentati qui di seguito, relativi alla povertà differenziale in funzione di alcune caratteristiche familiari.

Al variare dell'età media dei componenti, ad esempio, la povertà evolve secondo una curva a U: tocca un minimo verso i 60 anni, e aumenta sia prima che dopo tale soglia, superando il valor medio nazionale di povertà alle età estreme (tab. 9.4 e fig. 9.2). Si noti, tuttavia, che la povertà appare ora un fenomeno che caratterizza molto più le famiglie giovani che non quelle anziane, proprio perché mediamente giovani sono di norma le famiglie più numerose. La differenza non si manifesta tanto nella diffusione, che presenta una curva a U in funzione dell'età media della famiglia (fig. 9.2a), quanto nell'intensità, che appare monotonamente decrescente in funzione dell'età (fig. 9.2b).

Rispetto alla condizione o professione del capofamiglia (51), il quadro non si discosta di molto da quanto è generalmente noto, ma con alcune particolarità, sempre legate al diverso peso attribuito alla dimensione familiare (tab. 9.5 e fig. 9.3). I dirigenti e assimilati sono, di gran lunga, la categoria più protetta dal rischio di povertà, ma sotto media si trovano anche le famiglie degli impiegati e, contrariamente all'immagine consueta, quelle dei pensionati. Questi ultimi, inoltre, anche quando sono colpiti dalla povertà lo sono in generale in misura relativamente poco grave, come mostra il loro basso indice di intensità. Sopra la media, invece, sia per intensità che per diffusione, oltre a un'eterogenea categoria residuale (il cui capo-famiglia è disoccupato, studente, casalinga, ecc.), si trovano gli operai e assimilati.

Come da tradizione, ma ancora più accentuato che d'abitudine, è poi il contrasto in termini di rischio di povertà tra le varie circoscrizioni del paese, con il Mezzogiorno in netto svantaggio (tab. 9.6 e fig. 9.4) (52): anche in questo caso,

(49) Ammettiamo, ad esempio che ci siano due sole famiglie, una povera composta di 3 persone e una non povera, unipersonale: la povertà è diffusa al 50% tra le famiglie (1 su 2), ma al 75% tra gli individui (3 su 4).

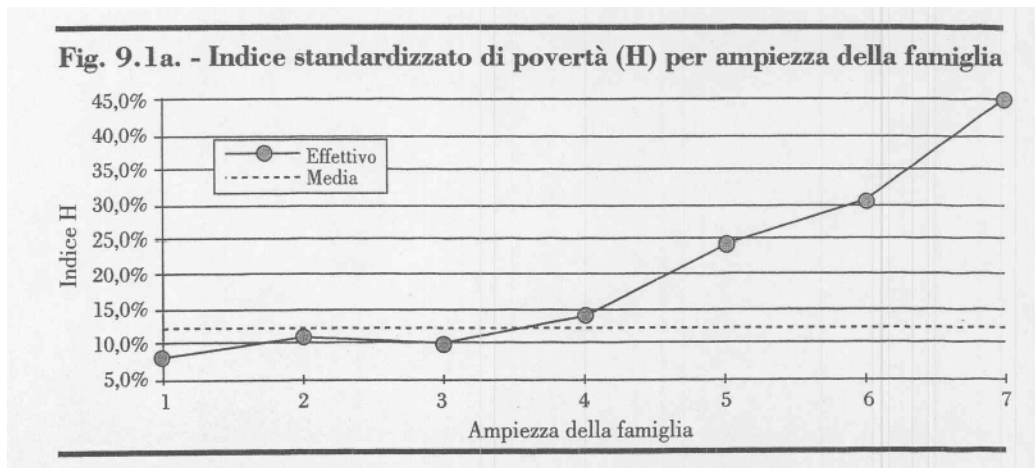
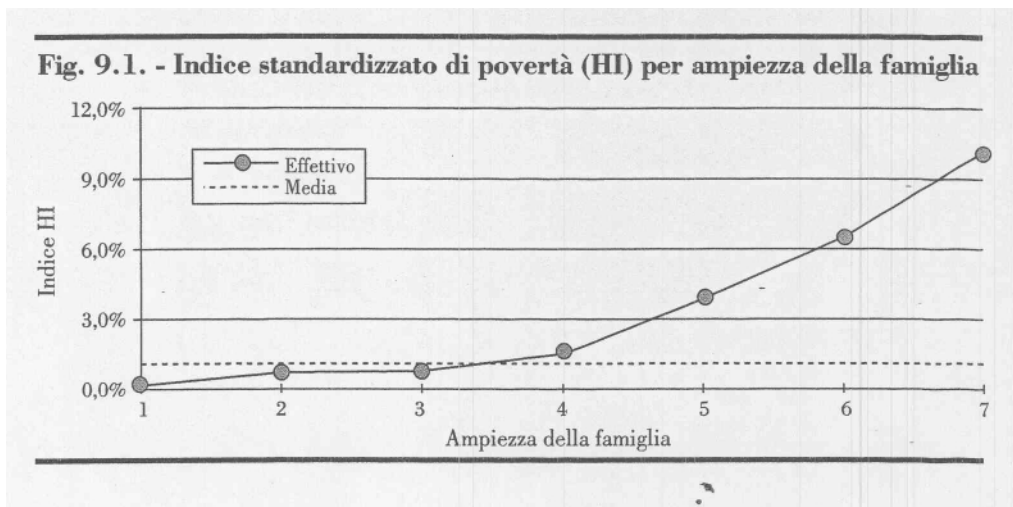
(50) Si ricorderà che le misure proposte sono tali per cui una loro media ponderata fornisce il valore totale per la collettività, riportato nell'ultima colonna di questa e delle successive tabelle.

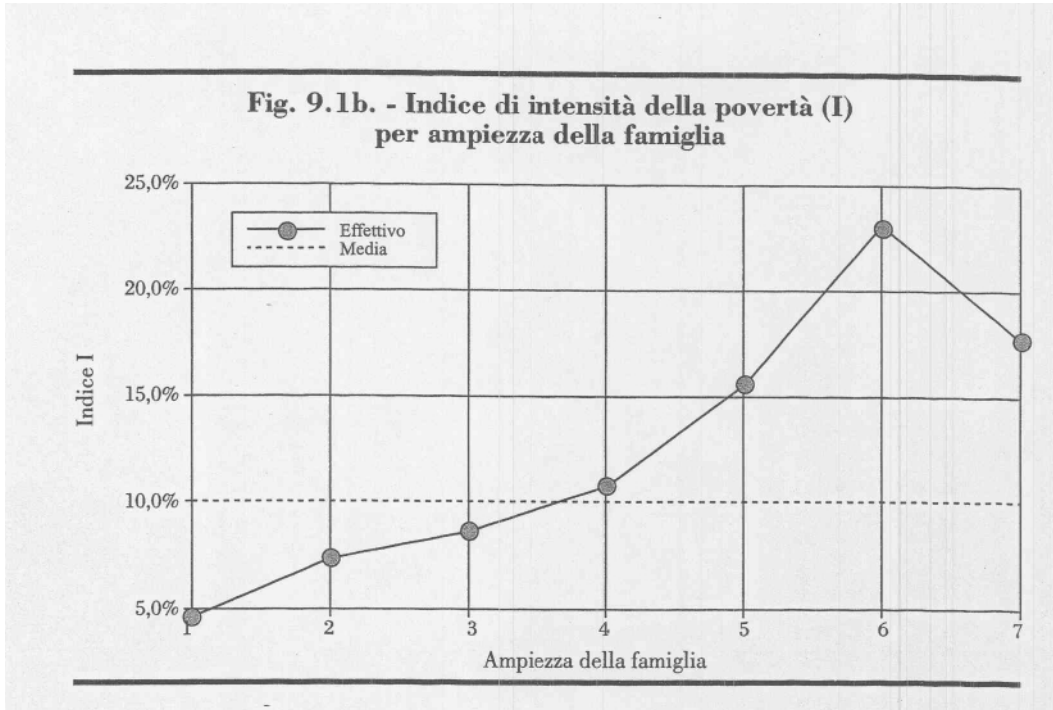
(51) Per capofamiglia si intende, in questo contesto, chi è indicato come tale in sede di Indagine Istat sui Bilanci di Famiglia, cioè, normalmente, la persona che contribuisce in misura maggiore ai guadagni della famiglia.

(52) In questo studio, come in altri analoghi, non è stato tuttavia possibile prendere in considerazione il diverso potere d'acquisto della moneta, perché non si dispone di indici dei prezzi territoriali. L'impressione generale, tuttavia, è che il costo della vita sia lievemente minore al Sud e le misure di povertà a questo riferite, di conseguenza, leggermente sovrastimate. Alcuni studi però (Cannari, 1994) sembrano indicare che questo effetto non è tale da modificare sostanzialmente il quadro che emerge usando indici dei prezzi territorialmente non corretti.

pesa la maggior dimensione media familiare delle famiglie del Sud. Per contro, la povertà non sembra molto diversa tra i comuni capoluoghi di provincia e il resto del territorio nazionale (tab. 9.7): in contesto urbano, la povertà è meno diffusa (indice H), ma la sua intensità appare un po' maggiore (indice I), risultando in misure composte sostanzialmente analoghe ( $HI$  e  $FGT_2$ ).

Le famiglie guidate da una donna risultano qui nel complesso più protette dalla povertà di quanto non lo siano quelle guidate da un uomo (tab. 9.7), un risultato che, come altri rilevati in precedenza, sembra smentire quanto generalmente noto o supposto in materia, e che dipende principalmente dal diverso modo di "pesare" la dimensione familiare (dove il capofamiglia è donna le dimensioni sono generalmente minori). Ma, come mostra la stessa tab. 9.7, anche nelle famiglie guidate da uomini, il contributo lavorativo della donna è importante per l'economia familiare e riduce sensibilmente la povertà, in termini sia di diffusione che di intensità.

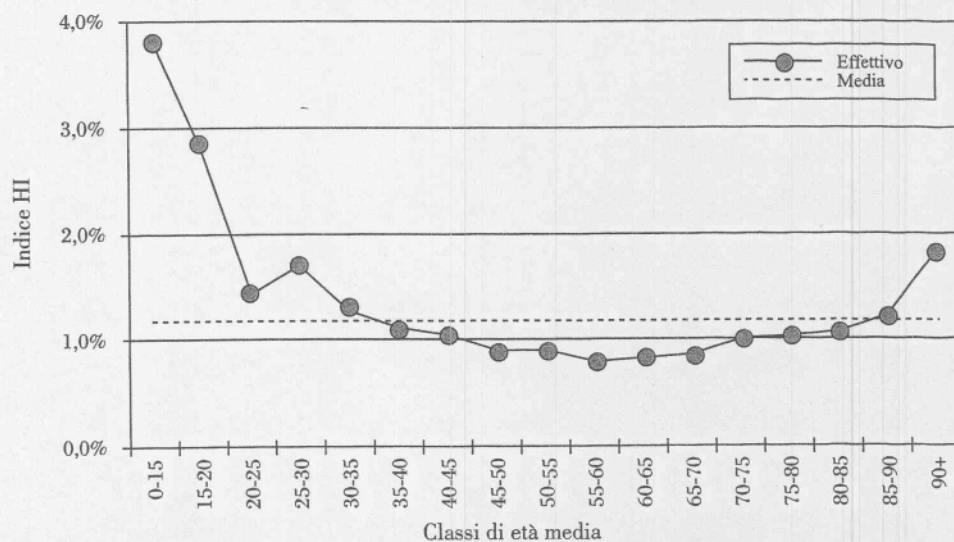




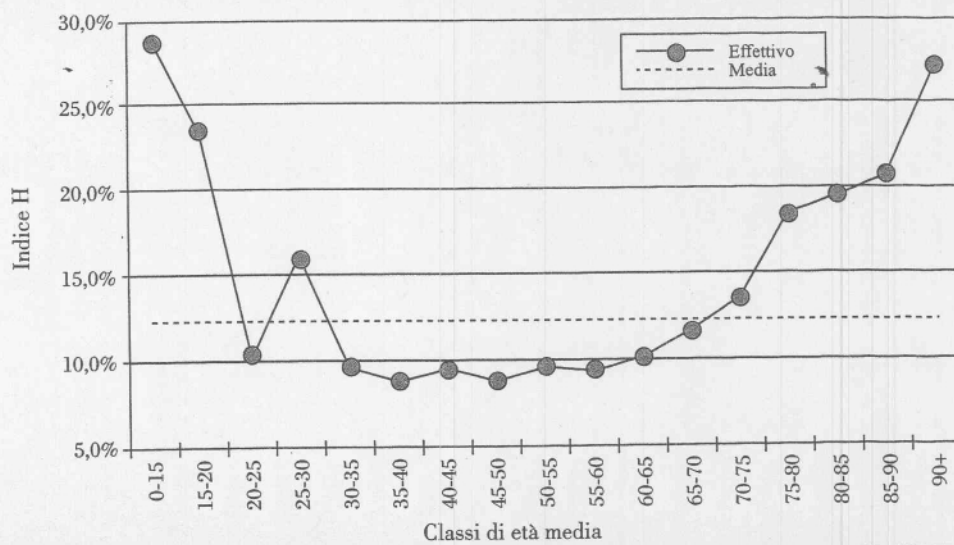
**Tab. 9.1. - Scala di equivalenza con elasticità pari all'80% (Italia, 1993)**

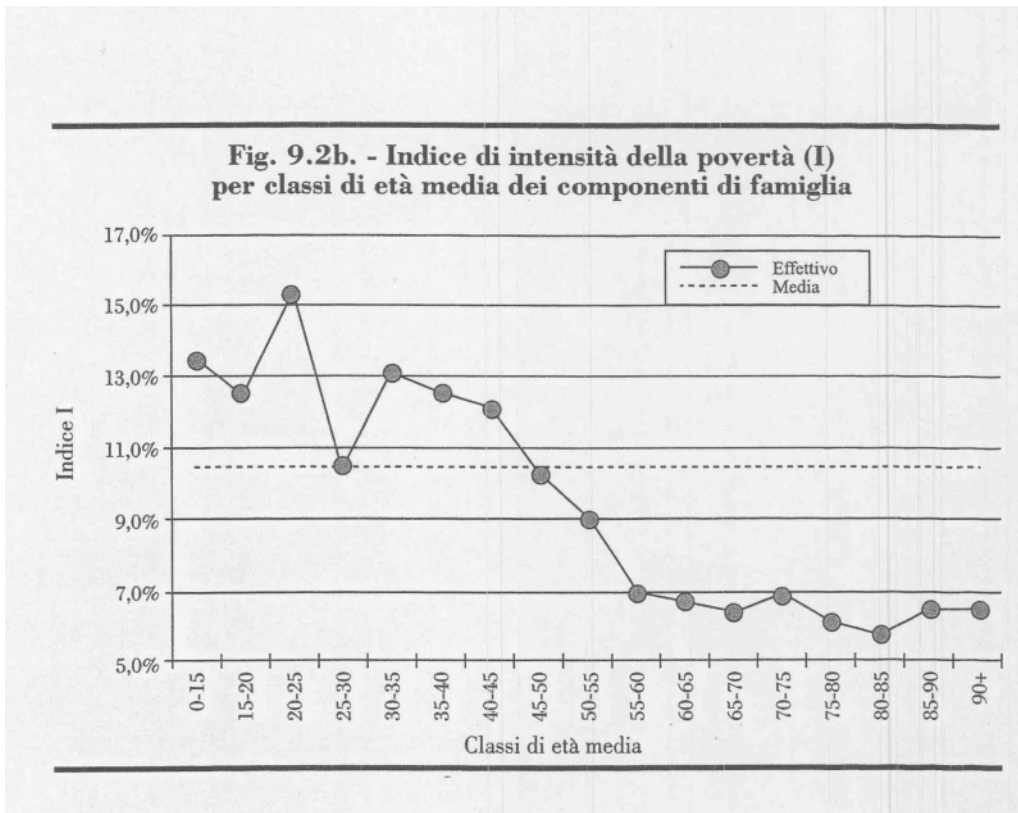
numer. di -impini. nti	il. •, il 0,	frani hl, il -	~neli di pio. •tl con Fill-ti it: l pari a (4v, 2t11_11 i	l,1111111): (C)
	(A,B)	(C)	(A)	(C)

**Fig. 9.2. - Indice standardizzato di povertà (HI) per classi di età media dei componenti della famiglia**



**Fig. 9.2a. - Indice di diffusione della povertà (H) per classi di età media dei componenti della famiglia**

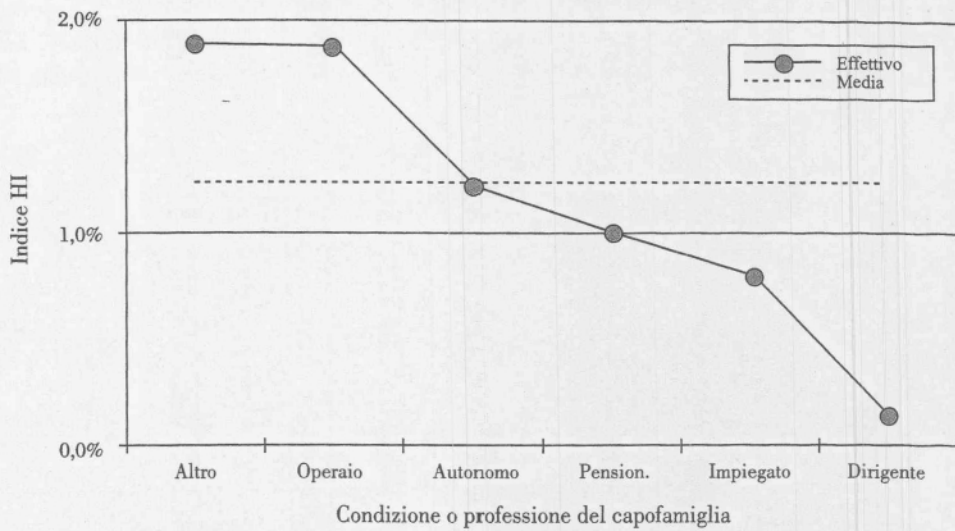




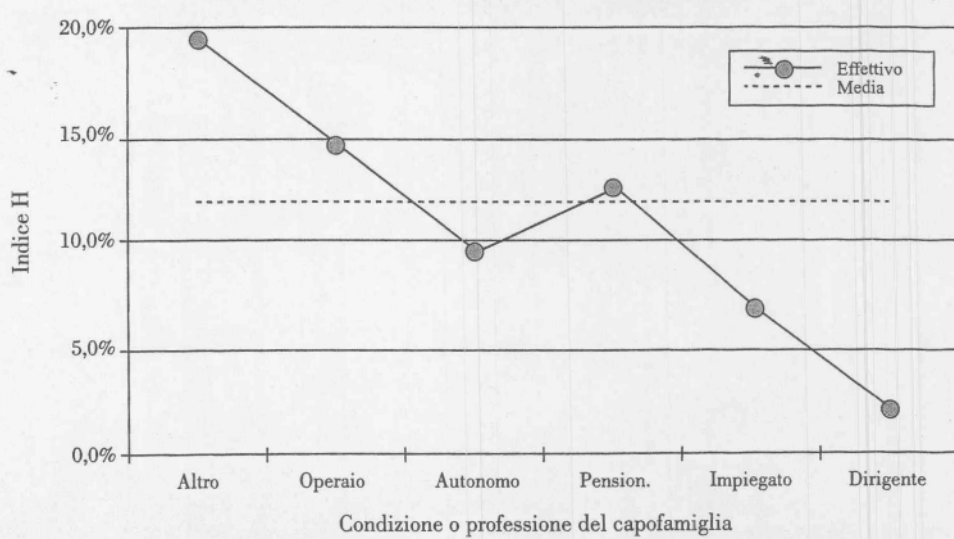
**Tab. 9.2. - Valori degli indici di povertà secondo vari metodi di calcolo (Italia, 1993)**

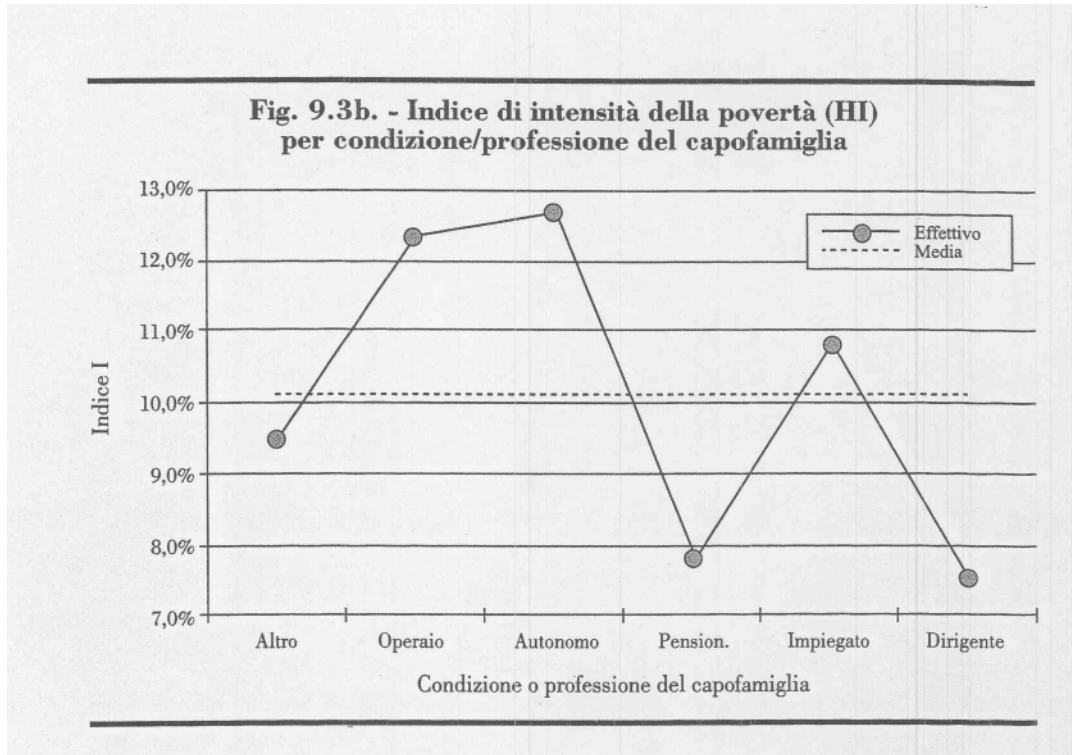
Etiche ttn	Periodo		Sistodi alc ulu		Int' oiiDill	ft,1 11	rvi,* (p s,	In I ,td. Fl,1 W t(l	(,ra~Tn l,(f 2) t v,pm.
	II<<<+tieit, rifenn	tY	ea-li i% e i	Calcoli t ie a:					
A	0.65	1993	y medio /2	individui	7.9%	11.0%	0.87%	12.7	

**Fig. 9.3. - Indice standardizzato di povertà (HI) per condizione/professione del capofamiglia**



**Fig. 9.3a. - Indice di diffusione della povertà (H) per condizione/professione del capofamiglia**



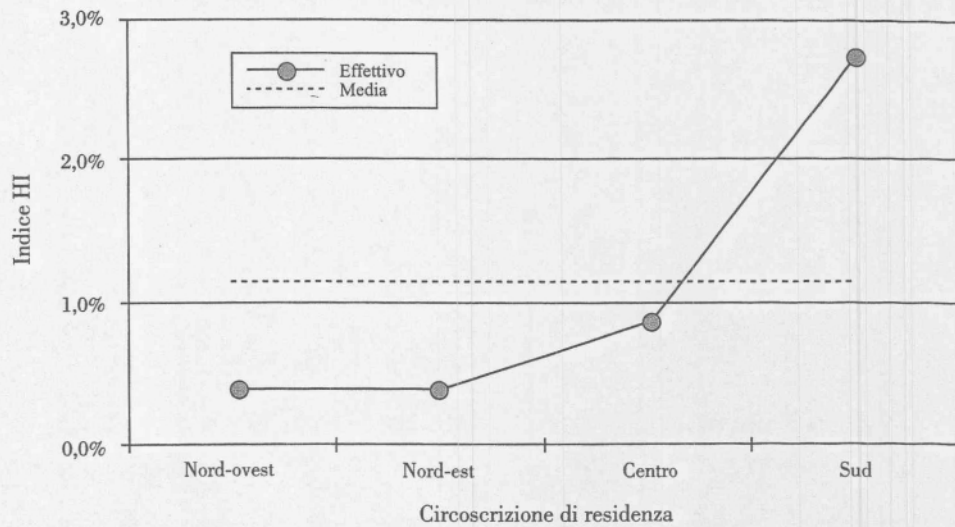


**Tab. 9.3. - Valori degli indici di povertà secondo  
l'ampiezza della famiglia (Italia, 1993)**

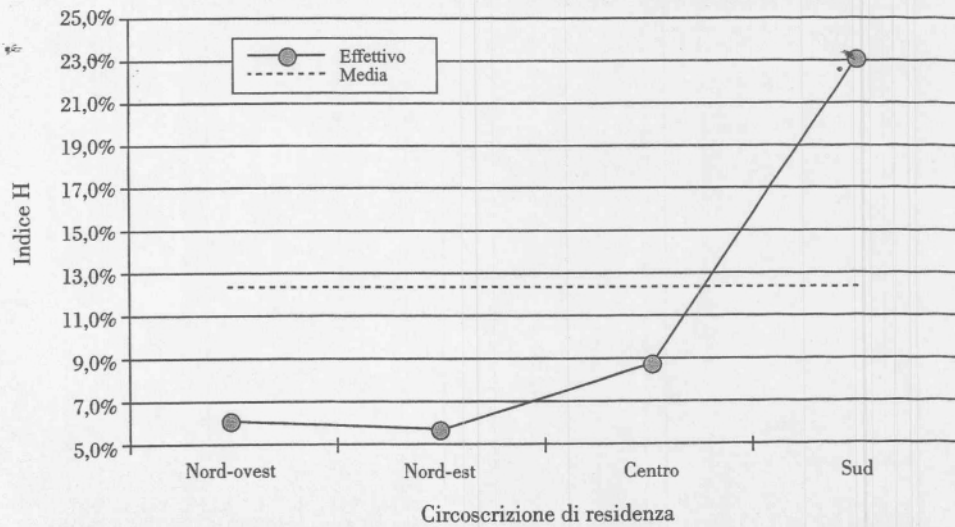
\unir, coinpun(nti dilla famialis

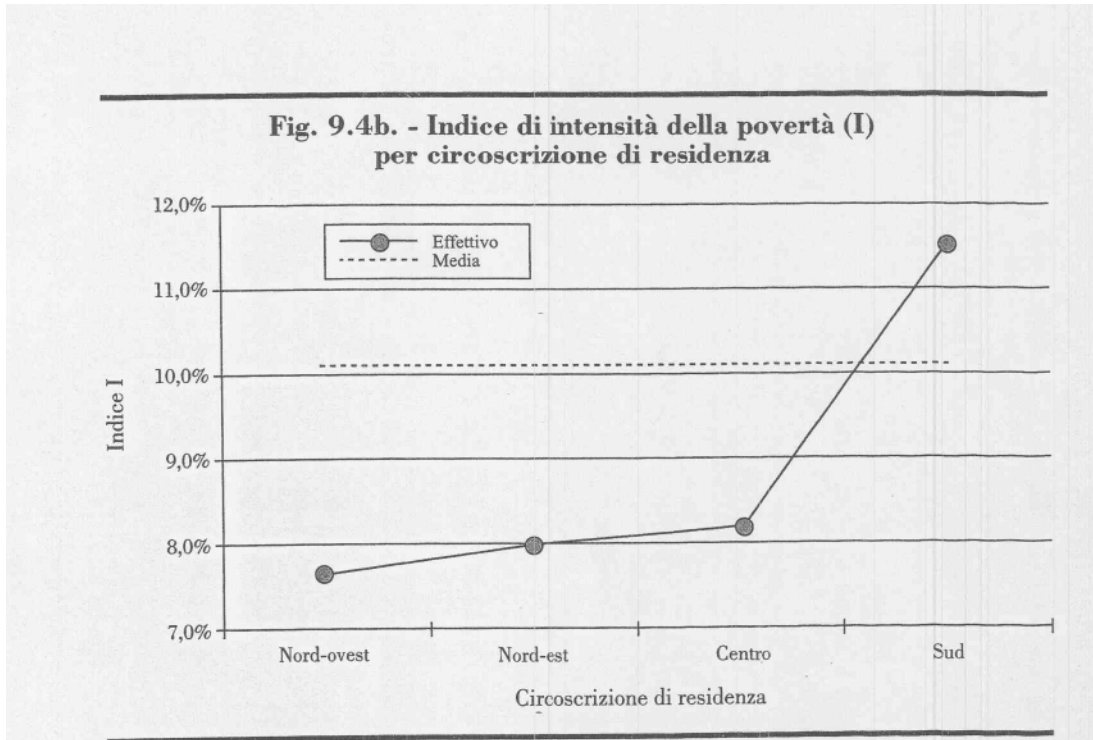
totale

**Fig. 9.4. - Indice standardizzato di povertà (HI) per circoscrizione di residenza**



**Fig. 9.4a. - Indice di diffusione della povertà (H) per circoscrizione di residenza**





**Tab. 9.4. - Valori degli indici di povertà secondo la **classedi età** media**  
(Italia, 1993)

	0-4	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85+
peso	0,555	5,6%	10,2%	12,8%	11,4%	9,6%	7,4%	5,8%	5,0%	
linea di povertà	I	13,5%	12,3%	15,2%	10,3%	13,1%	12,2%	11,6	10,0%	9,0%
	H	27,9%	22,6%	10,2%	16,3%	9,7%	9,0%	%	8,8%	9,6%
s=y/2	HI	3,8%	2,8%	1,6%	1,7%	1,3%	1,1%	9,4%	0,9%	0,9%
	FGT(2)	248,1	164,4	87,0	102,7	76,1	63,6	1,1%	38,7	32,0
	H (indiv.)	31,8%	24,4%	12,8%	19,0%	12,0%	11,2%	57,5	10,4%	11,2%
								11,4		

**Tab. 9.5. - Valori degli indici di povertà secondo la professione del capofamiglia (Italia, 1993)**

		a~^C	3,;:1w d7S,, q,r~s a~à-r.~		iKi g "y eCi"t~ér f.			
	peso	13,4%	20,5%	15,4%	30,1%	18,0%	2,7%	100,0%
linea di povertà s=y/2	I	9,5%	12,4%	12,7%	7,8%	1,0,8%	7,5%	10,2%
	H	19,2%	14,6%	9,5%	12,7%	7,0%	2,4%	12,2%
	HI	1,8%	1,8%	1,2%	1,0%	0,8%	0,2%	1,2%
	FGT(2)	93,7	102,1	68,1	39,6	38,1	6,0	62,9
	H (indiv.)	24,2%	18,0%	11,8%	13,5%	9,4%	3,0%	14,2%

(\*) Valori moltiplicati per 10.000, costruiti sulla base del reddito familiare.

**Tab. 9.6. - Valori degli indici di povertà secondo la circoscrizione di residenza (Italia, 1993)**

		a	s	4~	Csr■ 44 drJzPsC	enza		
				grd e'-t	Ves	hd s	bui	
	peso	28,6%		18,-%		19,5%	33,4%	100,0%
linea di povertà s=y/2	I	7,6%		8,0%		8,2%	11,5%	10,2%
	H	6,0%		5,6%		8,7%	23,1%	12,2%
	HI	0,4%		0,4%		0,7%	2,6%	1,2%
	FGT(2)	16,5		20,0		29,3	145,8	62,9
	H (indiv.)	6,2%		6,5%		9,5%	26,2%	14,2%

(\*) Valori moltiplicati per 10.000, costruiti sulla base del reddito familiare.

(\*) Valori moltiplicati per 10.000, costruiti sulla base del reddito familiare.



## RIASSUNTO E CONCLUSIONI

Misurare e seguire nel tempo l'evoluzione della povertà appare un compito imprescindibile in un paese moderno. Si tratta, tuttavia, di un'operazione estremamente complessa e delicata, per una serie di motivi, discussi in queste pagine, tra cui spiccano la mancanza di un vero indicatore del tenore di vita e l'arbitrarietà della linea di povertà adottata.

In questo lavoro, dopo una rassegna della letteratura sull'argomento, si è deciso di scegliere la quota di spesa per i consumi alimentari come indicatore del tenore di vita. Da tale indicatore si sono però scorporate le variazioni che sembravano legate più a modificazioni di stile che di livello di vita, in particolare, quelle connesse a variazioni dell'età media dei membri della famiglia, a parità di altre condizioni. Si è così giunti a individuare mediamente nell'80% il valore dell'elasticità della spesa che «compensa» una famiglia dell'aggiunta di un membro marginale. Si tratta però solo di un valore medio, perché il modello di regressione applicato suggerisce che l'elasticità varia in funzione del numero dei membri, del tenore di vita delle famiglie e, ancora, di un fattore di interazione tra il numero dei membri e il tenore di vita delle famiglie. In particolare, le famiglie più povere si caratterizzano per un'elasticità maggiore, cioè, in altri termini, per maggiori bisogni aggiuntivi legati all'aggiunta di un componente.

Il valor medio trovato, 80% circa, è sostanzialmente più elevato di quello abituale, vicino al 65%, e la sua adozione comporta conseguenze rilevanti in termini di immagine della povertà nel nostro paese. In particolare, tutte le famiglie di piccole dimensioni (prevalentemente residenti al centro nord, guidate da un donna, o da un anziano, o da un pensionato) risultano così meno povere di quanto generalmente ritenuto, e spesso largamente meno povere della media. Per contro, le famiglie di dimensioni maggiori, generalmente le famiglie con prole numerosa, appaiono, alla luce di questa analisi, come le più bisognose. Va tuttavia qui ribadito che, quelli presentati, sembrano i migliori risultati possibili sulla base dell'indicatore utilizzato (la quota di consumo alimentare), ma restano alcuni dubbi sulla validità di tale indicatore e sulla possibilità di distinguere, tra le sue variazioni, la parte influenzata dalla libera scelta delle famiglie e quella influenzata invece dal grado di benessere.

Mentre si è verificato che, in termini differenziali, la scelta di una particolare linea di povertà comporta in genere poche differenze, è risultata invece molto rilevante la scelta di un particolare criterio per l'individuazione di una o più linee di povertà nelle analisi diacroniche. In particolare, considerare una linea di povertà variabile anno per anno tende a creare un'immagine della povertà che varia pro-ciclicamente: nei periodi di espansione si allargano le differenze e la povertà ne risulta amplificata, perché quel che si misura è essenzialmente l'eventuale iniquità della distribuzione delle spese in quel particolare anno. Per contro, mantenere una linea di povertà costante, almeno per un periodo di tempo limitato, consente di rendere conto non solo della distribuzione del reddito in ogni particolare anno, ma anche della sua evoluzione nel tempo in termini reali, un aspetto che appare anch'esso degno di considerazione.



## BIBLIOGRAFIA

- ANAND S.: *Aspects of Poverty in Malaysia*, in *The Review of Income and Wealth*, 1977, vol. 23.
- ANAND S. e HARRIS CH.: *Food and Standard of Living: An Analysis Based on Sri Lankan Data*, in *The political Economy of Hunger*, a cura di J. Drèze e A. Sen, Oxford, Clarendon Press, 1990, pp. 297-350.
- ANAND S. e HARRIS CH.: *Choosing a Welfare Indicator*, in «*The American Economic Review*», vol. 84, n. 2, 1994, pp. 226-231.
- ANAND S. e MORDUCH J.: *Population and Poverty*, comunicazione presentata al Seminario IUSSP-UNICEF «Demography and Poverty», Firenze, 2-4 marzo 1995.
- ANDO A., GUIso L. e TERLIZZESE D.: *Young Households' Saving and the Life Cycle of Opportunities. Evidence from Japan and Italy*, in «*Temi di discussione*», Servizio Studi della Banca d'Italia, n. 164, 1992, pp. 1-37.
- ANDO A., e MODIGLIANI F.: *The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests*, in «*The American Economic Review*», vol. 53, n. 1, 1963, pp. 55-84.
- ATKINSON A.: *On the Measurement of Inequality*, in «*Journal of Economic Theory*», n. 2, 1970, pp. 244-263.
- BANCA D'ITALIA: *I bilanci delle famiglie italiane*, in «*Supplemento al Bollettino Statistico*», vari anni, Roma.
- BASU A.M.: *The Status of Women and the Quality of Life among the Poor*, in *Cambridge Journal of Economics*, vol. 16, 1992, pp. 249-267.
- BECKER G.S.: *A Treatise on the Family*, Cambridge (Mass.), Harvard Un. 1981, Press. BLOCH L. e GLAUDE M.: *Une approche du coat de l'enfant*, in «*Economie et Statistique*», n. 135, 1983, pp. 51-67.
- BOLLINO A.: *Sistemi completi di domanda e indici del costo della vita con caratteristiche demografiche*, in Banca d'Italia, «*Contributi all'analisi economica del Servizio Studi*», n. 2, dicembre, 1986 Roma,, pp. 69-91.
- BOLLINO A., e Rossi N.: *Teoria e problemi di stima di effetti demografici nell'analisi della domanda: applicazioni al caso italiano*", in Banca d'Italia, «*contributi all'analisi economica del Servizio Studi*», n. 1, dicembre, 1985 Roma, pp. 69-99.
- BOLLINO A., e Rossi N.: *The Interaction of Family Size with Prices and Expenditure in Demand Systems*, relazione presentata presentata allo «*European Meeting of the Econometric Society*», Budapest 1986.
- BOLLINO A., e Rossi N.: *Demographic Variables in Demand Systems and Related Measures of the Cost of Changing Family Size*, mimeo 1988.
- BORSCH-SUPAN A., e STAHL K.: *Life Cycle Savings and Consumption Constraints. Theory, Empirical Evidence and Fiscal Implications*, in «*Journal of Population Economics*», n. 3, 1991, pp. 233-255.
- BURKHAUSER R.V., e DUNCAN G.: *United States, Public Policy and the Elderly. The Diproportionate Risk to the Well-Being of Women*, in «*Journal of Population Economics*», n. 3, 1991, pp. 217-231.
- CANNARI L.: *Povert  e livello dei prezzi*, in Commissione di indagine sulla port  e sull'emarginazione, *Terzo rapporto sulla povert  in Italia*, pp. 271-285, 1994 Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- CANNARI L. e FRANCO D.: *La povert  tra minorenni in Italia: dimensioni caratteristiche, politiche*, relazione presentata al Seminario «*Economia della famiglia, aspetti analitici e implicazioni di policy*», 1995 Torino, Dip. di Economia.

- CARBONARO G.: «Nota sulle scale di equivalenza», in Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, *Primo rapporto sulla povertà in Italia*, 1985, pp. 153-159, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- CARBONARO G.: *L'ineguaglianza in Italia dal 1973 al 1981. Un'analisi dei consumi delle famiglie*, in *Studi in onore di Silvio Vianelli*, Istituto di Statistica, Facoltà di Economia, Palermo, 1986, vol. II, pp. 881-924.
- CARBONARO G.: *La distribuzione quantitativa del reddito*, in *Statistica economica*, a cura di G. Marbach, Torino, UTET, 1991, pp. 205-228.
- CHELI B., GHELLINI G., LEMMI A., e PANNUZI N.: *Measuring Poverty in the Countries in Transition via TFR Method: The Case of Poland in 1990-1991*, in «Statistics in Transition» vol. 1, n. 5, 1994, pp. 585-636.
- CHIAPPORI P.A.: *Modèles collectifs de comportement des ménages*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 77-88.
- CIGNO A.: *A Cost Function for Children: Theory and Some Evidence*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 89-100.
- Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione: *Primo rapporto*, Roma, 1985, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Commissione d'indagine sulla povertà e l'emarginazione: *Secondo rapporto sulla povertà in Italia*, 1992, Angeli, Milano.
- Commissione d'indagine sulla povertà e l'emarginazione: *La povertà in Italia nel 1993*, 1994, Mimeo, Roma.
- COULTER F., COWELL F.A. e JENKINS S.P.: *Equivalence Scales and Assessment of Income Distribution*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 345-365.
- DAGUM C., LEMMI A., e CANNARI L.: *Proposta di nuove misure della povertà con applicazioni al caso italiano in anni recenti*, in «Note economiche», n. 3, 1988.
- DEATON A.: *The Microeconomics and Macroeconomics of the Permanent Income Hypothesis*, in «Temi di discussione», Servizio Studi della Banca d'Italia, n. 166, 1992, pp. 1-38. DEATON A., MUELLBAUER J.: *On Measuring Child Costs: With Application to Poor Countries*, in *Journal of Political Economy*, vol. 94, n. 4, 1986, pp. 720-744.
- DELBES CH. e GAYMU J.: *Le repli des anciens sur les loisirs domestiques: effet d'âge ou de génération?*, in «Population», vol. 50, n. 3, 1995, pp. 689-720.
- DEL BOLA D.: *Intrahousehold Distribution of Resources, Labour Supply and Fertility Decisions*, comunicazione presentata al Seminario «The Cost of Being a Father, The Cost of Being a Mother», Istituto Universitario Europeo, Firenze, 24-25 marzo, 1995.
- DE SANTIS G.: *The Cost of Children in Italy: An Update*, comunicazione presentata al Seminario «The Cost of Being a Father, The Cost of Being a Mother», Istituto Universitario Europeo, Firenze, 24-25 marzo, 1995.
- DUNCAN G. et al.: *Poverty Dynamics in Eight Countries*, in «Journal of Population Economics», vol. 6, n. 3, 1993, pp. 215-234.
- EKERT-JAFFÉ O. (a cura di): *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, Paris, John Libbey Eurotext, 1994.
- FOSTER J., GREER J. e THORBECKE E.: *A Class of Decomposable Poverty Measures*, in «Econometrica», vol. 52, 1984, pp. 761-766.
- FUA G.: *Crescita economica. Le insidie delle cifre*, Bologna, 1993, Il Mulino.
- GLAUDE M. e MOUTARDIER M.: *Estimation d'échelles d'équivalence pour la France en 1979, 1985 e 1989*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 183-206.
- HAGENAARS A.J.M.: *The Perception of Poverty*, Amsterdam, 1986, Elsevier.
- INNOCENZI G.: *Appendice: Osservazioni sulle stime di povertà in base all'indagine sui consumi delle famiglie*, in Commissione di indagine sulla povertà e sull'emarginazione, *Terzo rapporto sulla povertà in Italia*, 1994, pp. 40-43, Roma, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato. ISTAT: *I consumi delle famiglie*, vari anni, Roma.

- JANSSON K.: *Low Income per Year is not Enough to Measure Poverty*, relazione presentata alla «Multidisciplinary Research Conference on Poverty and Distribution», Oslo, 16-17 novembre, 1992.
- KAPTEYN A., VAN DE GEER S., VAN DE STAD H.: *The Impact of Changes in Income and Family Composition on Subjective Measures of Well-Being*, in *Horizontal Equity, Uncertainty and Economic Well-Being*, a cura di M. David e T. Smeeding, Chicago/London, The University of Chicago Press, 1985, pp. 35-64.
- KAPTEYN A., VAN PRAAG B.: *A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scales*, in «European Economic Review», vol. 7, n. 4, 1976, pp. 313-335.
- LEMMI A., PANNUZI N.: *Fattori demografici della povertà*, in SIS, «Continuità e discontinuità nei processi demografici. L'Italia nella transizione demografica» (Atti del Convegno intermedio SIS, Arcavacata di Rende, Cosenza, 20-21 aprile 1995), Catanzaro, Rubbettino, pp. 211-228.
- MODIGLIANI F., BRUMBERG R.E.: *Utility Analysis and the Consumption Function*, in *Post-Keynesian Economics*, a cura di K.K. Kurihara, New Brunswick, Rutgers University Press, 1954.
- POLLAK R.A., e WALES T.J.: *Welfare Comparisons and Equivalence Scales*, in «The American Economic Review. Papers and Proceedings», vol. 69, n. 2, 1979, pp. 216-221.
- RAY R.: *Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: The Case of AIDS*, in «Applied Economics», vol. 18, 1986, pp. 265-278.
- Rizzi D., e ROSSI N.: *Benessere, disuguaglianza e povertà nel 'secondo miracolo economico'*, in «Politica economica», vol. 6, n. 1, aprile, 1990, pp. 77-96.
- RODGERS J.R.: *Does the Choice of Poverty Index Matter in Practice*, in «Social Indicators Research», vol. 24, n. 3, 1991, pp. 233-252.
- RUIZ-CASTILLO J.: *Difficulties in the Use of Equivalence Scales for Normative Purposes*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 61-76.
- SARPELLON G. (a cura di): *La povertà in Italia*, Milano, Angeli, 2 voll., 1982.
- SARPELLON G.: *Rapporto sulla povertà in Italia. La sintesi della grande indagine -CEE*, Milano, Angeli, 1983.
- SEN A.: *Poverty: An Ordinal Approach to Measurement*, in «Econometrica», vol. 44, n. 2, 1976, pp. 219-231.
- SEN A.: *Inequality Reexamined*, Oxford, Clarendon Press, 1992.
- STANGHELLINI L.: *Le componenti demografiche della povertà negli Stati Uniti in contesti multidimensionali statici e dinamici*, Tesi di laurea della Facoltà di Scienze economiche & bancarie, Siena, 1994.
- VAN IMHOFF E. e ODINK J.G.: *Household Equivalence Scales in the Netherlands! Comparing Different Methods of Measurement*, in *Standard of Living and Families: Observation and Analysis*, a cura di O. Ekert-Jaffé, Paris, John Libbey Eurotext, 1994, pp. 207-230.



COLLANA  
DELLA COMMISSIONE DI INDAGINE  
SULLA POVERTÀ  
E SULL'EMARGINAZIONE

— *Verso una politica di lotta alla povertà. L'assegno per i figli e il minimo vitale.*  
Luglio 1995

— *La povertà in Italia  
1980-1994.*  
Marzo 1996

— *Le politiche locali contro l'esclusione sociale.*  
Giugno 1996

— *La povertà in Italia 1995.*  
Luglio 1996

Dipartimento per gli Affari Sociali  
Via Veneto, 56 - Roma



Pubblicazione del  
Dipartimento per l'informazione e l'editoria  
Presidenza del Consiglio dei ministri

*Direttore*  
Mauro Masi

COLLANA SOCIETÀ E ISTITUZIONI

*Direttore*  
Mirella Boncompagni

*Coordinamento editoriale*  
Diana Agosti

*Realizzazione grafica*  
Ugicio grafico dell'Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato  
' presso il Dipartimento per l'informazione e l'editoria

*Stampa e dii fùsione.*  
Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato

*In copertina*

«Momenti della memoria»

Tecnica mista su tela, anno 1995,  
gentilmente concessa dall'artista Claudio Marciano.  
Ventimiglia (IM).