



Università degli Studi di Milano Bicocca

Facoltà di Scienze Statistiche

Dottorato di Ricerca in Statistica

XX ciclo

Metodi statistici per lo studio della povertà.

Applicazioni e analisi della realtà milanese.

Candidata

**Arianna Carra**

Relatore

**Prof. Gian Carlo Blangiardo**



## *Indice*

	<i>pag.</i>
Capitolo 1. Introduzione	
1.1. Concetto e definizione di “povertà”	1
Capitolo 2. La povertà <i>assoluta</i>	
2.1 Il concetto di povertà <i>assoluta</i>	8
2.2 Prime metodologie per la misurazione della povertà assoluta	11
2.3 La linea di povertà assoluta dell’Istat	17
Capitolo 3. La povertà <i>relativa</i>	
3.1 La linea di povertà <i>relativa</i>	34
3.2 Le scale di equivalenza	40
3.3 Scale di equivalenza econometriche	44
3.3.1. <i>La scala di equivalenza di Engel</i>	45
3.3.2. <i>La scala Carbonaro</i>	47
3.3.3. <i>La scala di equivalenza di Rothbarth</i>	53

3.3.4. <i>Le scale di equivalenza costruite sulla base della           “teoria dell’utilità”</i>	54
3.4 Scale di equivalenza <i>pragmatiche</i> e “implicite nei programmi di assistenza sociale”	56
3.5 L’indagine sui consumi delle famiglie e la linea di povertà relativa dell’Istat	60
 Capitolo 4. I principali indici di povertà	
4.1 Gli assiomi alla base delle misure di povertà	74
4.2 L’indice di diffusione ( <i>headcount ratio</i> ) e l’indice di intensità ( <i>income gap ratio</i> )	78
4.3 L’indice di <i>Sen</i>	88
4.4 La classe di indici “decomponibili” $P_\alpha$	91
 Capitolo 5. Soglie specifiche per sottogruppi di popolazione	
5.1 “Quali” e “quante” linee di povertà?	96
5.2 Soglie di povertà specifiche per sottogruppi	106
 Capitolo 6. La percezione multidimensionale della povertà e la <i>Fuzzy Sets Theory</i>	
6.1 Il concetto di povertà multidimensionale e la teoria degli insiemi “sfocati”	125
6.2 Dall’approccio “sfocato” al metodo “Totally Fuzzy and Relative”	134
6.3 Scelta degli indicatori e possibili impieghi dei metodi sfocati di analisi	138
6.3.1 <i>Scelta delle variabili</i>	138
6.3.2 <i>Alcuni casi di impiego delle tecniche di analisi                 sfocate nell’ambito degli studi sulla povertà</i>	140

Capitolo 7. L'analisi longitudinale ed i <i>panels</i> europei sulle condizioni di vita e sui redditi delle famiglie	
7.1 La ricerca <i>diacronica</i> e la dimensione temporale della povertà	146
7.2 L' <i>European community household panel</i> ed <i>Eu-silc</i>	155
Capitolo 8. I dati di origine	
8.1 L'indagine sui consumi delle famiglie milanesi – obiettivi e primi trattamenti dei dati raccolti	162
8.2 L'indagine sui consumi delle famiglie milanesi – i questionari e gli “ambiti di interesse”	167
8.3 I dati pervenuti: prime analisi e verifiche svolte	170
8.3.1 <i>La verifica sui pesi di riproporzionamento</i>	173
8.3.2 <i>La valutazione della “scala Carbonaro”</i>	177
8.3.3 <i>Gli esiti di altri studi “specifici” sulle situazioni lombarda e milanese</i>	180
Capitolo 9. L'analisi dei dati	
9.1 L'incidenza della povertà <i>relativa</i> a Milano	185
9.2 L'incidenza della povertà <i>assoluta</i> a Milano	192
9.3 La stima dell'incidenza della povertà a Milano calcolata in base alla spesa per consumi “mediana”	197
Capitolo 10. I profili della “deprivazione economica” a Milano	
10.1 L'universo di riferimento	206
10.2 Le famiglie “relativamente povere”	221

10.3 Le famiglie “assolutamente povere”	233
10.4 Le famiglie <i>relativamente</i> povere in relazione alle linee definite sulla spesa mediana	240
10.5 Concludendo...	245
<i>Bibliografia</i>	256

# Capitolo 1

## Introduzione

### 1.1 Concetto e definizione di “povertà”

La prima domanda da porsi, nell’ambito di uno studio relativo al fenomeno della povertà, è proprio cosa sia da intendersi per “povertà”. In letteratura, difatti, non esiste una definizione universalmente accettata di “povertà” e tanto meno esiste una dimensione direttamente misurabile<sup>1</sup> tramite la quale identificare i poveri e ricavare una qualche misura del fenomeno in oggetto di esame.

Molti sforzi sono stati compiuti negli ultimi decenni allo scopo di risolvere i problemi in questione e di ideare e realizzare indici sintetici per il fenomeno della povertà, così come è stato inteso negli studi di volta in volta presentati. Si può notare, infatti, come il concetto stesso di povertà si sia in qualche modo “evoluto” attraverso i decenni del XX secolo, passando dalla valutazione della sfera prettamente economica dei soggetti alla considerazione di molti altri aspetti – quantitativi e qualitativi<sup>2</sup> - della vita degli individui connessi al concetto in questione.

Al solo scopo di offrire qualche spunto in merito all’argomento, si può constatare come, all’inizio del XX secolo, B.S. Rowntree (si veda PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI 1985, p. 121) definisse “povere” quelle famiglie i cui redditi si dimostravano inadeguati per garantire la “sopravvivenza fisica” degli individui e come, quindi, si dimostrasse orientato verso una definizione “assoluta” di povertà<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> MENDOLA 2002, p. 11.

<sup>2</sup> Detti aspetti possono consistere, ad esempio, nel disagio economico, nella marginalità sociale, nella preclusione all’accesso di beni e servizi, nell’inappagamento per la propria posizione nella società, in un’abitazione inadeguata, in un livello di istruzione scarso, e via dicendo (MENDOLA 2002, p. 11).

<sup>3</sup> Vedi oltre, in particolare cap. 2.

D'altro canto, che la povertà fosse un fenomeno multidimensionale e correlato con molte variabili, sia qualitative che quantitative, appariva chiaro anche agli studiosi che condussero un'indagine<sup>4</sup> sulla miseria a Milano su dati riferentesi all'anno 1948. Per quest'ultima analisi, infatti, nella scheda predisposta per la raccolta di informazioni comparivano due parti destinate, specificamente, alle condizioni sanitarie ed al livello di istruzione dei membri delle famiglie osservate. Ciò in quanto, rispettivamente, si ricercavano “quelle deficienze fisiche capaci di costituire causa di disoccupazione”<sup>5</sup> e si voleva stabilire se le carenze nell'istruzione potessero essere considerate in qualità di circostanze “direttamente causa di disoccupazione ed indirettamente di povertà”<sup>6</sup>. Ancora, l'indubbia correlazione del fenomeno in questione con tante variabili può comportare, talvolta, un'erronea interpretazione delle stesse – in qualità di cause ed effetti dello stato di povertà - e della realtà. Un livello di istruzione “basso”, ad esempio<sup>7</sup>, può essere la conseguenza dell'insufficienza di mezzi a disposizione di un individuo come pure un impedimento ai fini di un collocamento in un'occupazione “buona” ed economicamente vantaggiosa e capace, quindi, di riscattare dalla povertà. Analogamente, ci si potrebbe domandare se, in realtà, un individuo sia povero in quanto, versando in cattive condizioni di salute, si trovi impossibilitato a lavorare e quindi ad affrancarsi dallo stato di miseria o se, essendo povero “in origine”, sia maggiormente esposto al rischio di ammalarsi in quanto non dispone dei mezzi per sottrarsi alla morbilità.

In questa breve introduzione al presente lavoro, si ritiene interessante prestare attenzione al modo originale in cui Amartya Sen ha affrontato e inquadrato il tema della povertà nell'argomento più ampio dell'analisi della “diseguaglianza” fra gli individui.

Per dirla con Sen, infatti, “la teoria della valutazione della diseguaglianza è strettamente legata a quella della valutazione della povertà” (SEN 1994, p. 25).

---

<sup>4</sup> BRAMBILLA e PAGANI [s.d.].

<sup>5</sup> BRAMBILLA e PAGANI [s.d.], p. 35.

<sup>6</sup> BRAMBILLA e PAGANI [s.d.], p. 37.

<sup>7</sup> GIUDICI 2003, p.11, MENDOLA 2002, pp. 13-14 e CHELI e LEMMI 1995, pp. 128-129.

Senza pretesa di esporre integralmente le sue riflessioni, ci si limita a considerarne e a riportarne alcuni aspetti<sup>8</sup>.

E' innegabile che gli esseri umani siano differenti<sup>9</sup> tra loro per "natura" (gli individui si contraddistinguono per età, sesso, predisposizione alle malattie, capacità mentali e fisiche e via dicendo) e per "caratteristiche esterne" (quali, ad esempio, gli ambienti sociale e naturale in cui si vive). Pertanto occorre necessariamente, anche in una valutazione dell'eguaglianza, "scendere a patti con l'esistenza di una diffusa diversità umana" (SEN 1994, p. 15).

Tralasciando per brevità in questa sede, seppure rilevanti, le riflessioni relative alla ricerca dell'eguaglianza da parte delle teorie etiche degli assetti sociali, ma accettando e condividendo il fatto che, innanzitutto, occorra stabilire "di che cosa" o in quali ambiti si desideri l'uguaglianza, ci si trova nella condizione in cui, per poter giudicare l'equità in un certo spazio è necessario definire quali caratteristiche<sup>10</sup> delle persone sono da confrontare: reddito, ricchezza, felicità, libertà, diritti, appagamento dei bisogni, e così via<sup>11</sup>.

Riconoscendo, inoltre, che le "significative eterogeneità umane ... fanno sì che l'eguaglianza in uno spazio diverga dall'eguaglianza in un altro" (SEN 10994, p. 19), occorre prendere atto che, pur limitando l'osservazione ad un certo numero di variabili, l'eguaglianza fra alcune di esse può non coincidere con la parità di altre. Ad esempio, come suggerisce lo stesso Sen: "redditi eguali possono andare assieme a significative differenze nella ricchezza [e] ricchezze eguali possono coesistere con felicità molto diseguali [ed] eguali felicità possono andare assieme ad appagamenti dei bisogni molto differenziati" (SEN 1994, p. 17), e così via<sup>12</sup>.

---

<sup>8</sup> Per una lettura completa dell'argomento, si rimanda a: SEN 1994.

<sup>9</sup> Cfr. SEN 1994, p. 15.

<sup>10</sup> La scelta di queste dipenderà dall'ambito dello "spazio" in cui si vuole valutare la diseguaglianza (cfr. SEN 1994, pp. 16-17).

<sup>11</sup> Cfr. SEN 1994, p. 16.

<sup>12</sup> Il richiamo agli argomenti della *felicità* e dell'*appagamento dei bisogni* è quivi espressamente voluto, in quanto nelle società *avanzate* come quella in cui viviamo attualmente, dove non vi sono carenze nell'alimentazione e problemi di abbigliamento e analfabetismo – se non ridotti ad un residuo demografico – e dove, in genere, il diritto alla salute è garantito a tutti (al "netto" di eventuali deficienze delle istituzioni), si avvertono maggiormente i problemi legati all'*esclusione sociale* e della povertà *relativa* (vedi anche GIUDICI 2003, pp. 5 e 9) rispetto al tema della povertà *assoluta* (vedi oltre, capitoli 2 e 3).

L'approccio valutativo di Sen all'eguaglianza si contraddistingue dalle teorie "più tradizionali" – come la *welfarista*, ad esempio – accogliendo una prospettiva basata<sup>13</sup>, sostanzialmente, su ciò che l'autore chiama "funzionamenti" e "capacità" di acquisire i funzionamenti in questione.

Secondo la teoria di Sen, al fine di valutare il *well-being* di un individuo, che si può interpretare<sup>14</sup> come "qualità di «star bene» dell'essere di quella persona", occorre considerarne i *funzionamenti*, elementi costitutivi del *well-being* medesimo e che consistono sia di cose basilari, come "essere adeguatamente nutriti, essere in buona salute, sfuggire alla morbilità prevenibile e alla morte prematura, ecc." (SEN 1994, p. 63), sia di "acquisizioni più complesse come essere felice, avere rispetto di sé, prendere parte alla vita della comunità, e così via" (SEN 1994, p. 63).

Comprensibilmente, il concetto di *capacità* di funzionare risulta fortemente connesso a quello di *funzionamento*, esprimendo, appunto, la varietà di funzionamenti che una persona può acquisire e riflettendo "la libertà di un individuo di condurre un certo tipo di vita piuttosto che un altro" (SEN 1994, p. 64). Infine, in ogni caso, non solo non si potrà prescindere, nella valutazione del *well-being*, dai funzionamenti realmente acquisiti<sup>15</sup>, ma sarà anche necessario<sup>16</sup> ricorrere ad essi in quanto non è possibile procedere all'osservazione diretta dell'insieme delle capacità degli individui.

Nell'ottica di Sen, dunque, per valutare<sup>17</sup> la povertà occorre innanzitutto individuare i funzionamenti rilevanti alle finalità dell'analisi corrispettiva e, quindi, considerare le capacità di acquisizione dei funzionamenti determinati. L'autore, pur riconoscendo e rimarcando che "quel che si intende per terribile deprivazione varia da società a società" (SEN 1994, p. 153), insiste anche sul fatto che esistano "tratti che vincolano la natura del concetto" (SEN 1994, p. 151), e che quindi non si possa caratterizzare la povertà in totale discrezionalità, e

---

<sup>13</sup> Cfr. SEN 1994, p. 21.

<sup>14</sup> Cfr. SEN 1994, p. 63.

<sup>15</sup> SEN 1994, pp. 77-78.

<sup>16</sup> SEN 1994, p. 80.

<sup>17</sup> Cfr. SEN 1994, p. 155.

ritiene<sup>18</sup> che, ad un livello generale, sia possibile trovarsi concordi sull'importanza di certi funzionamenti, sia elementari (come<sup>19</sup> l'essere ben nutriti, vestiti in modo appropriato, etc.) sia consistenti in acquisizioni sociali più articolate (come<sup>20</sup> l'essere compartecipi della vita della comunità, presentarsi in pubblico senza imbarazzo, e così via), qualunque sia la società di appartenenza.

Un'attenzione particolare nell'ambito della caratterizzazione della povertà, infine, viene dedicata allo *spazio del reddito*. Sen, difatti, osserva<sup>21</sup> quanto sia ampiamente condiviso il nesso tra il concetto di povertà e la deprivazione di tipo economico e riconosce che, tradizionalmente, per individuare la povertà si ricorre ad una “linea di povertà” - ossia ad un oggetto finalizzato alla suddivisione delle unità osservate nei due gruppi dei “poveri” e dei “non poveri” - determinata in base al reddito<sup>22</sup>. Ricorrendo alla linea di povertà definita in base a criteri puramente economici, vi è l'indiscutibile vantaggio di essere in grado di generare misure precise e di semplice interpretazione<sup>23</sup> per il fenomeno in esame, ma l'analisi risulta estremamente riduttiva se non si considerano anche le caratteristiche individuali dei soggetti<sup>24</sup>. Sen ritiene che in un'analisi della povertà basata sul reddito sia fondamentale tener presenti le “effettive possibilità di «conversione» dei redditi ... in capacità di funzionare” (SEN 1994, p. 156), e tale conversione è influenzata<sup>25</sup> da vari parametri, fra cui caratteristiche individuali, fattori biologici (come il sesso e l'età delle persone), sociali, il luogo ove si vive, e via dicendo. A conclusione dell'esposizione delle teorie di Sen, può essere utile illustrare quest'ultima affermazione con un esempio<sup>26</sup> ripreso dallo stesso autore: una persona contraddistinta da un elevato metabolismo basale è costretta ad impiegare, rispetto ad un altro individuo privo del medesimo “problema”, una maggiore quantità di risorse al fine di soddisfare le proprie

---

<sup>18</sup> SEN 1994, p. 153 e p. 155.

<sup>19</sup> Cfr. SEN 1994, p. 153 e p. 155.

<sup>20</sup> Cfr. SEN 1994, p. 153 e p. 155.

<sup>21</sup> SEN 1994, p. 155.

<sup>22</sup> Vedi SEN 1994, p. 141. Si ricorda, a scanso di equivoci, che spesso le linee di povertà sono definite attraverso il livello dei *consumi* (vedi capitoli seguenti del presente lavoro).

<sup>23</sup> Cfr. SEN 1994, p. 141.

<sup>24</sup> Vedi SEN 1994, p. 157.

<sup>25</sup> Cfr. SEN 1994, pp. 156-159.

<sup>26</sup> Vedi SEN 1994, p. 156.

esigenze nutrizionali “minime” e pertanto è possibile che, pur disponendo entrambi di un equivalente ammontare di reddito, il primo soggetto si trovi in maggior difficoltà nell’acquisizione di un funzionamento elementare come quello di sfamarsi.

In ogni modo, giova rammentare in quest’ambito che la caratterizzazione economica<sup>27</sup> del fenomeno della povertà, avallata anteriormente alla diffusione delle teorie di Sen e comunque mai del tutto rinnegata, ha conferito alle dimensioni del reddito e del livello dei consumi delle famiglie una particolare rilevanza negli studi volti a demarcare il “confine” tra i poveri ed i non poveri.

Non è indifferente ricorrere alla prima o alla seconda misura. Difatti, a livello concettuale, impiegare, come indicatore, i consumi od il reddito “significa definire la povertà rispettivamente come *possibilità* manifesta di accesso alle risorse economiche o come *capacità* potenziale di controllo delle stesse” (MENDOLA 2002, p. 12). A livello interpretativo, inoltre, entrambe le variabili possono condurre a conclusioni errate, dal momento che valutare il grado di ricchezza-povertà in base al reddito può portare, ad esempio, a considerare “ricco” un soggetto con introiti elevati anche se costretto ad impiegare tutte le sue entrate in spese mediche per curarsi, e parimenti esprimere un giudizio ricorrendo al solo livello dei consumi prescindendo dalla destinazione delle spese può spingere a definire preferibile la condizione di chi spende di più, anche se, ad esempio, nello specifico può trattarsi di un disabile che, per soddisfare i medesimi bisogni di una persona priva di *handicap*, si vede obbligato ad un maggior esborso di denaro rispetto a quest’ultima<sup>28</sup>.

Ciononostante<sup>29</sup>, e ribadito ancora una volta che nessuna delle due dimensioni si dimostra esaustiva ai fini della costruzione di una misura del fenomeno della povertà, rispetto all’informazione ottenuta tramite la rilevazione dei redditi, quella desunta dall’analisi dei consumi delle famiglie pare preferibile, dal momento che questi ultimi indicano le possibilità di spesa delle unità (famiglie o individui) osservate, inglobano la struttura delle preferenze delle

---

<sup>27</sup> MENDOLA 2002, p. 12.

<sup>28</sup> MENDOLA 2002, p. 13.

<sup>29</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 12.

persone e risultano correlati al ciclo di vita degli individui (in quanto, generalmente, la tipologia delle spese e la capacità di risparmio variano in base all'età dei soggetti). Non da ultimo, infine, vi è da osservare che i dati relativi ai consumi sono - sempre rispetto a quelli riferiti ai redditi - meno affetti da fenomeni di reticenza da parte dei soggetti intervistati e maggiormente stabili nella serie, dal momento che “piccole fluttuazioni del reddito corrente non sempre corrispondono ad effettive variazioni del tenore di vita dei soggetti, ed infatti sono spesso collegate alla stazionarietà dei consumi”<sup>30</sup>.

---

<sup>30</sup> MENDOLA 2002, p. 13.

## Capitolo 2

### La povertà *assoluta*

#### 2.1. Il concetto di povertà *assoluta*

Come si è appreso nel corso del capitolo precedente<sup>1</sup>, le analisi – specie in senso economico – delle condizioni di povertà e di disuguaglianza presentano molti aspetti comuni. Ciononostante, il tema della misura della povertà si distingue da quello della valutazione della disuguaglianza per il fatto di presupporre “l’identificazione dei soggetti da considerare poveri” (BALDINI e TOSO 2004, p. 90) ed usualmente, al fine di operare tale discriminazione, si utilizza una soglia – espressa in termini monetari – designata con l’espressione “linea di povertà”<sup>2</sup>.

Dalla letteratura e dai diversi studi compiuti sul fenomeno della povertà si coglie<sup>3</sup>, inoltre, come le differenti metodologie vengano approntate anche e soprattutto in relazione alla natura, individuale o sociale, recepita per il fenomeno in oggetto. Detto in altri termini, si deve definire “povero” un individuo, rispettivamente, considerando unicamente la sua condizione personale oppure operando un confronto della sua condizione con determinate caratteristiche della società in cui vive? In base alla risposta per la quale si opta, si possono individuare due approcci<sup>4</sup> generali alla definizione della “povertà”:

---

<sup>1</sup> Cfr. pag. 2 e vedi anche BALDINI e TOSO 2004, p. 93.

<sup>2</sup> Vedi, ad esempio, BALDINI e TOSO 2004, p. 94 e SEN 1976, p. 219.

<sup>3</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 14.

<sup>4</sup> Vedi MENDOLA 2002, pp. 14-20 e BALDINI e TOSO 2004, pp. 94-104. Esiste, in realtà, un terzo approccio, quello *sogettivo*, che si può considerare “trasversale” rispetto a quelli *assoluto* e *relativo*. Secondo il metodo *sogettivo*, sono povere quelle unità – famiglie o individui – che si ritengono tali confrontando il proprio livello di benessere (un livello “percepito”, dunque) con quello attribuito al resto della società in cui vivono (vedi sempre, per cenni sull’argomento, MENDOLA 2002, pp. 19-20 e BALDINI e TOSO 2004, p. 104). Pur trattandosi di un modo indubbiamente interessante e significativo, oltre che originale, di sviluppare e articolare gli studi relativi al fenomeno della povertà, nella presente trattazione viene richiamato solo in nota dal momento che si è scelto di procedere, anche per il tipo di dati a disposizione, ad un’analisi di stampo più “classico”.

1. l'*assoluto*, per il quale lo stato di povertà equivale al mancato soddisfacimento di bisogni "primari" o "di base" e quindi detto stato è inteso alla stregua di una caratteristica dell'individuo;
2. il *relativo*, secondo cui è povero colui che "gode di risorse significativamente inferiori ad una qualche misura media delle risorse disponibili tra i membri della società in cui vive" (MENDOLA 2002, p. 18), e quindi la povertà è recepita in qualità di fenomeno avente natura sociale.

Intendendo la povertà *assoluta* nel modo suddetto, ossia come uno stato di grave deprivazione, al fine determinare chi e quanti siano coloro che versano in condizioni di povertà, occorre<sup>5</sup>, innanzitutto, individuare un paniere di beni e servizi ritenuti essenziali, capaci di soddisfare bisogni "insopprimibili". Il mancato accesso al suddetto paniere segnalerà, dunque, lo stato di povertà. Al fine di poter rilevare la capacità degli individui di reperire queste risorse ritenute indispensabili, tradizionalmente si procede con la traduzione in termini monetari dei beni e servizi presenti nel paniere.

Prima di procedere con l'esposizione dei metodi impiegati per la definizione della linea di povertà assoluta, si ritiene doveroso esprimere ancora qualche osservazione.

Innanzitutto, nonostante il concetto di povertà assoluta sia orientato a richiamare, per definizione, una condizione vicina all'indigenza, sarebbe irrealistico sganciare totalmente la composizione del paniere di beni e servizi "essenziali" dal tempo e dalle caratteristiche della società oggetto di studio. Se agli inizi del XX secolo si definiva povero<sup>6</sup> colui a cui mancavano le risorse per affrontare le spese essenziali per nutrirsi, vestirsi e per l'alloggio, e le medesime considerazioni possono valere anche ai tempi odierni nelle economie in via di sviluppo, in una società come quella in cui viviamo le persone<sup>7</sup> devono essere in grado di soddisfare anche molte altre esigenze – sorte anche in seguito ai benefici apportati dai progressi tecnologici e dai miglioramenti generalizzati delle

---

<sup>5</sup> MENDOLA 2002, p. 15 e BALDINI e TOSO 2004, p. 94.

<sup>6</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 15.

<sup>7</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 95.

condizioni di vita - affinché si possa affermare che esse godono di un tenore di vita decoroso.

Pertanto alla figura del ricercatore compete il delicato onere di selezionare i bisogni di base (e le rispettive “quantità e/o qualità minime”) nel contesto temporale e sociale in cui opera. Tale compito<sup>8</sup> non solo richiede molta attenzione, affinché si eviti che il concetto di povertà assoluta degeneri verso quello di povertà relativa, ma deve anche essere riaffrontato nel tempo. Quest’ultima necessità sorge in relazione al fatto che, tradizionalmente, una volta stimata la soglia di povertà assoluta, detta soglia venga di anno in anno rivalutata in base all’incremento del costo della vita, senza tenere in considerazione le reali variazioni nei consumi. Al fine di offrire un’immagine di quanto appena asserito, si consideri il seguente passo: “Se ad esempio un economista dei primi del ‘900 avesse fissato una linea di povertà sulla base delle condizioni di vita delle famiglie italiane dell’epoca, e poi nel tempo questa linea fosse stata aggiornata solo sulla base del tasso di inflazione, è molto probabile che nessuna famiglia italiana sarebbe oggi al di sotto di questa soglia; ci sentiremmo dunque di concludere che nel nostro paese oggi non vi sono poveri? Molto probabilmente no, perché l’essere in povertà dipende non solo dalle condizioni di vita materiali del singolo, ma anche dal livello generale di benessere della collettività nella quale si vive: la povertà, comunque la si definisca, è un fenomeno socialmente condizionato” (BALDINI e TOSO 2004, p. 95).

Nonostante la linea di povertà assoluta sia solitamente impiegata, per i motivi suddetti, nei paesi in via di sviluppo, esistono comunque delle ragioni per determinarla anche nelle società umane più avanzate. Innanzitutto, sebbene nei paesi economicamente sviluppati coloro che non raggiungono uno standard di vita ritenuto minimamente accettabile rappresentino una quota esigua della popolazione, può essere rilevante individuare dette persone e conoscerne le caratteristiche proprio per offrire, a chi si occupa di politiche assistenziali, le basi necessarie per concepire strumenti capaci di contrastare le situazioni di povertà

---

<sup>8</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 95.

più disperata<sup>9</sup>. Inoltre, il ricorso a linee di povertà assoluta rende in qualche modo possibile il confronto<sup>10</sup> delle situazioni nello “spazio”, ossia tra società differenti, e nel tempo, ovvero tra epoche diverse nell’ambito del medesimo paese. E’ comunque doveroso evidenziare che, per operare detti confronti, occorre rispettare regole non proprio immediate. Difatti, in un raffronto a livello spaziale, sarebbe innanzitutto necessario appurare – o quantomeno assumere – che in tutte le società coinvolte sia identico il concetto di “bene”, siano ritenuti indispensabili gli stessi beni e servizi e che sia uguale la “capacità di convertire le risorse in *well-being*”<sup>11</sup>, quindi occorrerebbe tenere in debita considerazione le diversità nei poteri di acquisto, le differenze nelle strutture di assistenzialismo e nei sistemi fiscali e via dicendo, ossia “di tutti quegli elementi «esogeni» che concorrono a costituire l’effettivo livello di benessere di cui godono i soggetti”<sup>12</sup>. Più semplici, apparentemente, sono i paragoni sul piano temporale, in quanto le linee di povertà sono elaborate sul medesimo paniere di beni e servizi primari. Ma ciò vale solo fino a quando la composizione del paniere non viene rivista e modificata, in seguito ai cambiamenti che possono intervenire nel concetto stesso di beni *necessari*<sup>13</sup>.

## 2.2. Prime metodologie per la misurazione della povertà assoluta.

In questo paragrafo si desidera offrire una panoramica su alcune metodologie concepite per identificare “i poveri” in senso “assoluto” in una data popolazione. Ad eccezione del metodo “diretto”, gli altri criteri di cui si parlerà

---

<sup>9</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 95.

<sup>10</sup> Cfr. MENDOLA 2002, pp. 15-16.

<sup>11</sup> MENDOLA 2002, p. 16.

<sup>12</sup> MENDOLA 2002, p. 16.

<sup>13</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p.16. In proposito, valgono le osservazioni discusse in precedenza in merito al compito del ricercatore nella definizione dei beni e servizi primari e nella loro revisione in seguito ai progressi tecnologici ed alla diffusione dei miglioramenti nelle condizioni di vita generali in un paese.

prevedono la determinazione di una linea di povertà ed il ricorso ad essa al fine di raggiungere lo scopo suddetto.

Uno strumento fondamentale e comune al metodo “diretto” cui si è accennato ed al *budget standard approach* è dato dal paniere dei “basic needs”, ossia dall’insieme di quei beni e servizi per i quali si ritiene che l’accesso ad essi sia indispensabile al fine di potersi sottrarre allo stato di povertà. Una volta selezionato il paniere in questione, si può procedere con la definizione di un vettore di “quantità obiettivo”:

$$x^* = X_1 \dots X_i,$$

nel quale ciascuna componente si riferisce al particolare consumo di un articolo o di un insieme di articoli<sup>14</sup> - riferentesi a cibo, abbigliamento e spese per l’abitazione - presenti nel paniere.

Secondo l’approccio “diretto”, sarà necessario<sup>15</sup>, al fine di evitare lo stato di povertà, che venga “consumato” un determinato livello minimo di *ogni* articolo o gruppo di articoli. Si tratta, in definitiva, di un approccio multidimensionale, che ammette la possibilità che un’unità di rilevazione risulti “povera” in una o più categorie ma non in altre, e strutturato in modo tale da richiedere l’osservazione diretta dei modelli di consumo di ciascuna unità (famiglia o individuo).

Il metodo noto con l’appellativo di *budget standard approach*, pur partendo sempre dal paniere di *basic needs* sopra descritto, giunge, invece, alla determinazione di una linea di povertà attraverso la monetizzazione dei beni e servizi presenti nel paniere medesimo<sup>16</sup>. Introducendo il vettore  $p$  di dimensione  $(1 \times i)$ :

$$p = P_1 \dots P_i,$$

contenente i prezzi di ciascun articolo  $X_j$ ,  $j=1, \dots, i$ , incluso nel vettore  $x^*$ , sarà allora sufficiente, al fine di determinare il minimo livello di spesa  $E^*$  (o di

---

<sup>14</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 244.

<sup>15</sup> CALLAN e NOLAN 1991, p. 244.

<sup>16</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 245.

reddito  $Y^*$  necessario per sostenere tale spesa) occorrente per acquisire l'intero paniere, moltiplicare fra loro i due vettori in questione. Pertanto lo scalare

$$E^*(\mathbf{o} Y^*) = p \cdot (x^*)^T = \sum_{j=1}^i P_j \cdot X_j$$

costituirà la linea di povertà determinata secondo il metodo in questione<sup>17</sup>.

Un'osservazione che merita di essere evidenziata è data dal fatto che il budget “minimo” appena calcolato non ammette alcuna spesa “inutile” o “inefficiente” e neppure spese destinate ad articoli estranei al paniere dei *basic needs*. Volendo consentire, allora, un certo “margine” al suddetto budget “minimo”, si può giungere all'espressione seguente:

$$E^*(\mathbf{o} Y^*) = (1 + H) \cdot p \cdot (x^*)^T,$$

dove  $H$  rappresenta la *proporzione* in eccesso dei costi basilari inizialmente stimati.

Il *budget standard approach* appena descritto sta alla base di diverse linee di povertà attualmente in uso, fra le quali troviamo<sup>18</sup> la misura di povertà ufficiale degli Stati Uniti, la cui progettazione risale, peraltro, ai primi anni sessanta del XX secolo<sup>19</sup>. La costruzione<sup>20</sup> della linea ufficiale di povertà degli Stati Uniti si fonda, inizialmente, sulla determinazione di una dieta adeguata dal punto di vista nutrizionale e sulla specificazione del suo costo. Le spese di tipo non alimentare possono essere introdotte o definendo i beni e servizi “indispensabili” e assegnando un prezzo a ciascuno di essi oppure moltiplicando per un certo fattore la spesa necessaria per gli alimenti. Tale fattore deve, però, riflettere la relazione esistente tra spesa alimentare e spesa destinata a prodotti e finalità di altro tipo (per l'alloggio, per l'abbigliamento, etc.). La linea di povertà degli Stati Uniti per una particolare famiglia tipo può essere espressa<sup>21</sup> nel seguente modo:

$$Y^* = \left[ p \cdot (x_F^*)^T \right] \cdot \frac{1}{FR},$$

<sup>17</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 245.

<sup>18</sup> CALLAN e NOLAN 1991, p. 245.

<sup>19</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p.19.

<sup>20</sup> CALLAN e NOLAN 1991, p. 246.

<sup>21</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 247.

dove  $x_F^*$  rappresenta il minimo paniere alimentare per la famiglia in questione,  $p$  è ancora il vettore dei prezzi per i beni inclusi nel paniere e  $FR$  ( $0 \leq FR \leq 1$ ) è il rapporto medio tra spesa alimentare e spesa complessiva, ovvero

$$FR = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N ({}_F E_i / E_i),$$

con  $E_i$  esprimente la spesa totale della famiglia  $i$ -esima,  ${}_F E_i$  raffigurante la spesa per alimenti della medesima famiglia e  $N$  indicante il numero di famiglie incluse nel campione.

In generale, il *budget standard approach* possiede i pregi<sup>22</sup> della semplicità e dell'oggettività del metodo di calcolo. Inoltre, una volta selezionati i beni e servizi ritenuti capaci di soddisfare le mere necessità della vita, è possibile aggiornare nel tempo le linee di povertà "assolute" ottenute ricorrendo ad un indice dei prezzi al consumo. In ogni caso, sono diversi i punti critici di questo metodo. Innanzitutto gli studi nutrizionali non consentono una stima precisa di cosa sia "necessario" e, per quanto concerne le spese destinate a generi diversi da quelli alimentari, esiste un significativo margine di arbitrarietà: gli esperti possono seguire criteri di stampo più "sociale" che scientifico sia nella scelta dei beni e servizi da includere nel paniere sia nella determinazione della "minima quantità necessaria". In sostanza, attraverso i metodi di tipo *budget standard* si possono "fare concessioni" a generi che non dovrebbero essere considerati "necessità", e ciò può essere anche dovuto al fatto che i consumatori, realmente, non allocano ottimamente le loro risorse<sup>23</sup>. Non solo, ma il punto debole dei modelli *budget standard* è stato individuato nell'elemento di "circolarità"<sup>24</sup>: in larga misura le "necessità" dovrebbero essere individuate attraverso le reali spese di coloro che vivono con redditi bassi, ma quando si preferisce ricorrere al rapporto medio tra spese alimentari e spese totali, come nel caso della misura statunitense sopra descritta, diventa rilevante lo stile di vita della più ampia comunità. In sostanza, le linee di povertà ottenute mediante i modelli *budget standard* non possono, perciò, dirsi rappresentative di esigenze, bisogni "assoluti" in ogni senso o

<sup>22</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 247.

<sup>23</sup> Cfr. CALLAN e NOLAN 1991, p. 247.

<sup>24</sup> Si vedano, ad esempio, CALLAN e NOLAN 1991, p. 247 e FISHER 2007, p. 6.

comunque necessari per la sopravvivenza. Detto altrimenti, nonostante il fatto che le suddette linee siano considerate misure “assolute” di povertà, in verità non si lavora su un “immutabile” paniere di beni e servizi e, anche se tali linee possono rivelarsi utili ai fini dell’analisi della povertà e dell’adeguatezza del supporto del sistema di previdenza sociale, occorre rammentare che i “bisogni” coinvolti sono socialmente definiti (CALLAN e NOLAN 1991, p. 247).

Il metodo *food ratio* ha l’attrattiva della semplicità<sup>25</sup> dal punto di vista del suo “impianto” concettuale. Difatti, esso si basa semplicemente sull’osservazione secondo la quale la *proporzione* di reddito (o di spesa totale) destinata alle spese per le “necessità” (in particolare per quelle di tipo alimentare) tende a diminuire all’aumentare delle medesime entrate (o delle uscite complessive)<sup>26</sup>. Un primo modo per ottenere una soglia discriminante per le famiglie povere prevede il diretto utilizzo della proporzione anzidetta, la quale viene confrontata con un valore di riferimento prestabilito, ovvero è considerato “povero” colui per il quale

$$({}_F E / E) > ({}_F E / E)^*,$$

dove, in armonia con la simbologia precedentemente impiegata, con  ${}_F E$  si intende la spesa per alimenti, con  $E$  si rappresenta la spesa totale e con  $({}_F E / E)^*$  si rappresenta il valore della soglia discriminante.

Sempre mediante il criterio del *food ratio*, ma impiegando una metodologia un pò più articolata, è possibile ricavare una linea di povertà, considerando il livello di reddito<sup>27</sup> che potrebbe permettere di raggiungere una certa proporzione nel rapporto tra spese per gli alimenti<sup>28</sup> e le entrate complessive.

---

<sup>25</sup> CALLAN e NOLAN 1991, p. 248.

<sup>26</sup> In merito a quest’osservazione, nota anche con il nome di “Legge di Engel”, si possono vedere, ad esempio CALLAN e NOLAN 1991, p. 248, VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, pp. 691-692 e CARBONARO 1985, p. 156.

<sup>27</sup> CALLAN e NOLAN 1991, pp. 248-249 e VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 692.

<sup>28</sup> Dal momento che, anche in condizioni di povertà “estrema”, si riscontra comunque l’esistenza di spese diverse da quelle destinate a generi alimentari (RAO 1981, p. 338), sarebbe più realistico contemplare anche uscite di denaro per finalità quali, ad esempio, l’abbigliamento e l’abitazione (vedi, ad es., CALLAN e NOLAN 1991, pp. 248-249).

Si definisca<sup>29</sup>, allora, il *food ratio* come il rapporto tra spese per alimenti  ${}_F E$  e il reddito (considerato al netto delle tasse)  $Y$ :

$${}_F E / Y .$$

Specificando un valore “critico”  $\phi$  per il suddetto *food ratio*, la linea di povertà<sup>30</sup> è data dal reddito  ${}_F Y^*(\phi)$  soluzione dell’equazione:

$${}_F E({}_F Y^*) / {}_F Y^* = \phi ,$$

nella quale anche l’esborso per i consumi alimentari è posto in funzione del medesimo valore  ${}_F Y^*$  ricercato per il reddito.

E’ piuttosto agevole, a questo punto, introdurre<sup>31</sup> nel modello altre variabili ritenute in grado di influenzare i livelli di consumi. Si consideri, ad esempio, la dimensione familiare  ${}_s f$ . Per ogni valore assunto da  ${}_s f$  sarà allora possibile ricavare una corrispondente linea di povertà  ${}_F Y^*(\phi, {}_s f)$ :

$${}_F E({}_F Y^*, {}_s f) / {}_F Y^* = \phi .$$

Se, a questo punto, accettiamo che i consumi possano essere descritti da una funzione log-lineare del tipo<sup>32</sup>

$$\log {}_F E(Y, {}_s f) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log {}_s f + \gamma_2 \cdot \log Y ,$$

combinando quest’ultima con l’equazione immediatamente precedente si ottiene:

$$\log [{}_F E(Y, {}_s f) / Y] = \log \phi$$

$$\log {}_F E(Y, {}_s f) - \log Y = \log \phi$$

$$\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log {}_s f + \gamma_2 \cdot \log Y - \log Y = \log \phi$$

$$\log Y \cdot (\gamma_2 - 1) = \log \phi - \gamma_0 - \gamma_1 \cdot \log {}_s f$$

$$\log Y \cdot (1 - \gamma_2) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log {}_s f - \log \phi ,$$

giungendo, quindi, alla stima della linea di povertà secondo il metodo del *food ratio*, ovvero

<sup>29</sup> VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 691.

<sup>30</sup> VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 692.

<sup>31</sup> VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 692.

<sup>32</sup> VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 692. Come si evince dal lavoro di Vaan Praag, Spit e Van De Stadt (1982, p. 692), i parametri del modello possono essere stimati mediante regressione delle spese alimentari sulla dimensione familiare e sulle entrate delle medesime famiglie.

$$\log {}_F Y^*(\phi, {}_s f) = (\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log {}_s f - \log \phi) / (1 - \gamma_2)$$

e quindi

$${}_F Y^*(\phi, {}_s f) = e^{(\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log {}_s f - \log \phi) / (1 - \gamma_2)}.$$

A conclusione del presente paragrafo, si desidera riportare alcune considerazioni sul metodo del *food ratio*. A fronte della semplicità concettuale delle sue basi e del vantaggio offerto dall'indipendenza da un determinato paniere di *basic needs*, restano i problemi connessi alla scelta del livello  $\phi$  del *food ratio* ed alla definizione di "beni alimentari" e, nel caso si considerino anche le spese per il vestiario l'abitazione, di beni "necessari". Ciò in quanto anche all'interno di queste categorie si possono trovare spese destinate all'acquisto di generi di lusso, come pellicce e caviale (CALLAN e NOLAN 1991, p. 249), o potrebbero essere assenti spese per articoli che, invece, potrebbero essere considerati essenziali. A questo proposito si può ricordare, a scopo esemplificativo, che in una ricerca<sup>33</sup> fu evidenziato come la scelta di includere gli alcolici fra i generi alimentari possa aumentare sensibilmente il livello della linea di povertà stimata con il metodo del *food ratio*.

### 2.3. La linea di povertà assoluta dell'Istat

L'esperienza italiana indubbiamente merita, nell'ambito degli sforzi compiuti finalizzati allo studio del fenomeno della povertà ed in particolare alla costruzione di una linea di povertà assoluta, una collocazione di riguardo. Ciò in quanto, quando<sup>34</sup> nel 1995 la Commissione di indagine sulla povertà ed emarginazione decise di voler ricorrere ad indicatori di povertà assoluta oltre a quelli di povertà relativa fino ad allora elaborati, il gruppo di lavoro chiamato a definire una metodologia appropriata non disponeva, anche a livello

<sup>33</sup> VAN PRAAG, SPIT e VAN DE STADT 1982, p. 692.

<sup>34</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004a, pp. 1-2.

internazionale, di indagini e/o lavori condotti in precedenza da altri organismi di rilievo. Nel 1996 l'Istat costituì, dunque, il suddetto gruppo di lavoro, composto da esperti accademici e da membri della medesima Commissione di indagine sulla povertà, e tra gli obiettivi primari vi era la definizione di un paniere di beni e servizi essenziali capace di garantire alle famiglie uno standard di vita tale da poter evitare forme di esclusione sociale<sup>35</sup>.

Per la composizione del primo paniere<sup>36</sup>, furono, dapprima, individuate delle grandi "aree di consumo"<sup>37</sup> concernenti i cosiddetti "bisogni primari": oltre, innegabilmente, alle spese connesse all'alimentazione, si riconobbe che le famiglie dovevano affrontare uscite per l'abitazione (considerando, oltre all'affitto<sup>38</sup>, anche i costi da sostenere per le principali utenze, per l'arredamento e per la manutenzione ordinaria dell'alloggio), per l'abbigliamento, per l'istruzione, per i trasporti e per la sfera sanitaria.

Lo sforzo successivo fu quello di dover esplicitare le voci di questi principali segmenti del paniere. Per la componente alimentare si scelse<sup>39</sup> di ricorrere ai *LARN* (livelli di assunzione raccomandati di nutrienti) per la popolazione italiana pubblicati dalla Società Italiana di Nutrizione Umana nel 1996<sup>40</sup>. Tenendo conto del sesso e dell'età degli individui, il fabbisogno nutrizionale venne tradotto in quantità (medie giornaliere espresse in grammi) di alimenti, scegliendo i meno costosi fra quelli di più largo utilizzo e a parità di nutrienti. Infine, ricorrendo ai dati relativi ai prezzi al consumo rilevati dall'Istat, si stimò il costo in termini monetari delle quantità alimentari prescelte, giungendo a definire la spesa quotidiana per i singoli soggetti tenendone in considerazione il

---

<sup>35</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004a, p. 1.

<sup>36</sup> Nel 2003 fu costituita una nuova Commissione di studio avente il compito di rielaborare sia il paniere sia la metodologia per la stima della povertà assoluta (vedi oltre nel presente paragrafo).

<sup>37</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 15.

<sup>38</sup> Dal momento che la quota di famiglie che vivevano in affitto aumentava considerevolmente al crescere del disagio economico (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 16), fu accolta la teoria che contemplava l'inserimento, nel paniere "essenziale", del costo del canone di locazione. Coerentemente con questa tesi, perciò, vennero ignorate le spese di manutenzione straordinaria per l'abitazione.

<sup>39</sup> Detta scelta si rivelò plausibile anche in sede di revisione successiva del paniere e pertanto il modo di procedere per la definizione del fabbisogno alimentare è rimasto sostanzialmente invariato anche nella nuova misura della povertà assoluta (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 22).

<sup>40</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 15 e p. 29.

sesso e l'età<sup>41</sup>. Prendendo come unità di riferimento la “famiglia” ed intendendo quest'ultima come “insieme di persone coabitanti, legate da vincoli affettivi o di parentela”<sup>42</sup>, la spesa alimentare per ciascuno dei 36 modelli familiari più diffusi nel paese (classificati per ampiezza numerica ed età dei componenti) veniva ottenuta per somma diretta degli importi calcolati per ciascun individuo.

Come per il segmento alimentare, anche per la componente abitativa si scelse di valutare separatamente il costo di ogni voce compresa in essa. In breve:

- prendendo come riferimento una normativa della Regione Emilia Romagna<sup>43</sup> del 1995, che abbinava alle varie ampiezze familiari delle eque classi di superficie delle abitazioni, si stabilirono delle appropriate dimensioni degli alloggi per le varie tipologie familiari e quindi se ne stimarono i costi di affitto in base ai dati dell'indagine Istat sui consumi delle famiglie;
- si ricorse alla distribuzione della spesa media mensile delle famiglie secondo la loro ampiezza per la stima dei costi relativi all'energia elettrica;
- si ipotizzò che il volume di gas ad uso domestico impiegato dovesse soddisfare le esigenze di riscaldamento dell'abitazione e dell'acqua e se ne valutò il costo ricorrendo ancora ai dati provenienti dall'indagine sui consumi delle famiglie;
- si specificarono i costi per l'uso del telefono in base ad una normativa della Telecom in vigore nel 1997<sup>44</sup>;
- si calcolò una quota di ammortamento per la spesa relativa all'acquisto dei tre elettrodomestici più diffusi nella popolazione (lavatrice, televisore e frigorifero).

Ulteriori voci di spesa, connesse all'abbigliamento, ai trasporti, ad attività ricreative e culturali, all'istruzione ed alla sanità, furono accorpate in una cosiddetta “componente residuale”. Il valore monetario di quest'ultima fu

---

<sup>41</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 15-16.

<sup>42</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 15.

<sup>43</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 16.

<sup>44</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 16.

derivato ipotizzando la totale gratuità per i beni e servizi relativi alle sfere sanitaria e scolastica<sup>45</sup> e quindi calcolando, sulla base dei consumi delle famiglie, il rapporto tra i costi sostenuti per le voci incluse nella componente residuale e la spesa alimentare per ogni tipologia familiare.

Le linee di povertà assoluta “ai prezzi del 1997” furono definite, per ciascun “archetipo” familiare, componendo i valori monetari attribuiti a ciascun segmento del paniere di povertà assoluta<sup>46</sup> ed, infine, vennero “aggiornate” attraverso il tasso medio annuo degli indici dei prezzi al consumo calcolati per l’intera collettività (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 17).

In epoca successiva, in seguito<sup>47</sup> ad analisi compiute sugli stili di vita e sui consumi “reali” delle famiglie italiane ed a riforme intervenute sul piano legislativo in tema di forniture di beni e servizi, l’Istat fu indotto a riconsiderare il suo approccio “assoluto” alla povertà. Nel 2003 si sospesero le stime delle soglie di povertà assoluta e, contestualmente, venne composta una nuova Commissione di studio incaricata di revisionare il paniere e ridisegnare la metodologia per la misurazione della povertà in termini assoluti.

Un primo punto critico da affrontare riguardava il segmento alimentare: venne osservato<sup>48</sup> che, anche se le quantità necessarie dei vari prodotti non erano (e non sono tuttora) suscettibili di ulteriori “compressioni”, con molta probabilità le famiglie più numerose avrebbero potuto beneficiare comunque di un abbattimento dei costi unitari acquistando i beni suddetti in dosi – cumulative – maggiori (e quindi presumibilmente caratterizzate da un prezzo più favorevole) rispetto alle famiglie di un componente, mentre, queste ultime, per accedere agli articoli previsti nelle quantità rigorosamente determinate, avrebbero potuto

---

<sup>45</sup> Le spese di base per sanità e istruzione in linea teorica avrebbero dovuto essere totalmente a carico dello Stato per le famiglie “assolutamente” povere (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 17).

<sup>46</sup> Ulteriori calcoli, impieganti particolari medie ponderate, consentivano sia di sintetizzare i panieri per ottenere linee di povertà in base alla sola ampiezza familiare (da uno a sette e più componenti) sia di ottenere soglie di povertà per tipologie familiari differenti dalle 36 considerate originariamente (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 17).

<sup>47</sup> ISTAT NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 9.

<sup>48</sup> In realtà, l’osservazione in questione fu prospettata anche durante i lavori per la definizione della “prima” linea di povertà assoluta, ma all’epoca si preferì tralasciare il problema (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 16).

incorrere in prezzi decisamente più elevati. In sostanza, era ragionevole supporre che si stesse sovrastimando la spesa alimentare per le famiglie numerose e che, contemporaneamente, si stesse sottostimando la medesima per le famiglie unipersonali. L'ipotesi in discussione venne confermata dall'analisi dei dati provenienti dall'indagine sui consumi delle famiglie<sup>49</sup> e, pertanto, nella attuale metodologia per la definizione delle linee di povertà assoluta per le varie tipologie di nuclei familiari italiani è stato introdotto un modello capace di “prevedere” queste strutture di “risparmio – non risparmio”<sup>50</sup>.

Un esame più accurato delle spese che le famiglie sostenevano per i consumi<sup>51</sup> evidenziò quanto fosse poco realistico supporre la totale gratuità per le necessità connesse all'istruzione e all'ambito sanitario. In particolare, poiché in base alla normativa vigente nel 2006<sup>52</sup> erano previste la gratuità dei libri di testo per la scuola primaria e la gratuità o semigratuità degli stessi per gli alunni delle scuole secondarie di primo e secondo grado provenienti dalle famiglie meno abbienti, la Commissione di studio scelse di inserire, nel nuovo paniere, esclusivamente le spese previste per l'acquisto di materiale di supporto alle attività scolastiche, come, ad esempio, zaini, cartelle, astucci, articoli di cancelleria e via dicendo<sup>53</sup>. Relativamente all'ambito sanitario, invece, è stato appurato che, in generale, le famiglie ricorrono al Servizio Sanitario Nazionale (SSN) per la maggior parte delle esigenze connesse alla sfera della salute ma che tendono a sostenere direttamente le spese per l'acquisto di medicinali (non dispensati dal SSN) e per alcune particolari tipologie di visite e/o cure. Fra queste ultime, ricordiamo quelle dentistiche, ginecologiche e quelle connesse all'assistenza “speciale di lungodegenza” (ISTITUTO NAZIONALE DI

---

<sup>49</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 39-41.

<sup>50</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 39.

<sup>51</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 23.

<sup>52</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 59.

<sup>53</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 59-60. In verità, il nuovo modello elaborato tiene conto, nella componente residuale, anche dei costi che le famiglie sostengono per l'asilo nido. Detti costi dovrebbero essere ricondotti alle spese per l'istruzione (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 60). In ogni caso si tiene a precisare che il parametro relativo alle spese residuali specifiche per la fascia di età 0-3 anni, stimato in base ai dati relativi all'indagine sui consumi per l'anno 2005, risulta praticamente nullo (vedi “Tavola 5.5” in ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 64). Ciò, di fatto, neutralizza il “peso” dei bambini molto piccoli nella componente residuale.

STATISTICA 2009a, p. 60). Pertanto, sempre in seguito ad analisi accurate svolte sui dati dell'indagine sui consumi delle famiglie, nella componente residuale del paniere di povertà assoluta sono state incluse le spese relative al dentista, al ginecologo, all'assistenza a disabili ed anziani ed all'acquisto di medicinali e di attrezzature sanitarie e terapeutiche (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 62).

Altri punti critici di rilievo del metodo precedente impiegato per la stima delle linee di povertà assolute erano:

- a) l'aver trascurato le differenze, nel costo della vita, sul territorio nazionale;
- b) l'aver impiegato un unico indice dei prezzi per rivalutare le soglie di povertà nel tempo.

Per il primo punto vale la considerazione secondo la quale, fermo restando il presupposto per cui i bisogni basilari delle famiglie e degli individui sono identici su tutto il territorio, i costi per l'accesso ai beni e servizi capaci di soddisfare detti bisogni possono variare significativamente sia a livello di grossi comparti regionali - Nord, Centro e Sud Italia - sia in relazione ad alcune caratteristiche della zona di residenza. Queste ultime si "riassumono", si può dire, nell'ampiezza demografica del comune di residenza: senza scendere in dettaglio, è agevole constatare<sup>54</sup> come il costo del medesimo paniere di beni e servizi essenziali sia decrescente, in ciascuno dei tre grossi aggregati regionali, passando, in ordine, da un comune delle aree metropolitane ad un "grande comune" e da quest'ultimo ad un "piccolo comune". A scopo puramente esemplificativo, si presenta un grafico (Grafico 2.1) che mostra la "tendenza" al decremento appena descritto per sei tipologie familiari.

L'osservazione che ha sollevato la questione posta al secondo punto è, invece, quella secondo la quale non tutte le voci del paniere di beni e servizi "essenziali" sono soggette alla medesima dinamica inflazionistica e quindi il criterio di aggiornare le varie soglie di povertà impiegando un unico indice

---

<sup>54</sup> A tal fine, si possono osservare i dati relativi alle soglie di povertà assoluta calcolate dall'Istat per gli anni 2005, 2006 e 2007 per le più diffuse tipologie familiari presenti in Italia, per ripartizione geografica e tipo di comune di residenza (vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 68 e pp. 78-79).

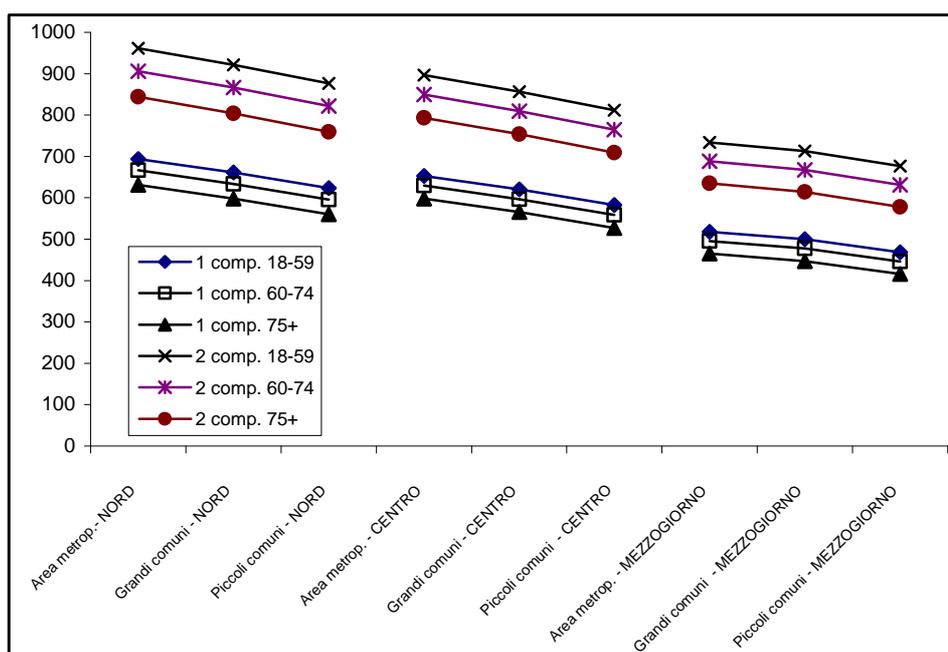
sarebbe piuttosto “grossolano”. Pertanto, ai fini della rivalutazione delle linee di povertà nel tempo, il nuovo metodo suggerisce l’impiego di più indici dei prezzi, in modo tale da diversificare l’evoluzione dei prezzi medesimi in base al territorio ed ai beni e servizi considerati<sup>55</sup>. In sostanza, l’aggiornamento, per il 2006 ed il 2007, delle soglie di povertà assoluta determinate in base ai dati del 2005 è stato effettuato applicando, alle differenti voci di spesa, la variazione di indici dei prezzi al consumo specifici e comunque distinti per ripartizione geografica (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 24 e p. 75).

In ordine alla rivalutazione temporale delle soglie di povertà rimane, in ogni caso, un’ultima osservazione: nonostante si stia calcolando una linea di povertà “assoluta”, come è stato sottolineato più volte in precedenza, il paniere di beni e servizi “essenziali” è comunque definito sia in base al contesto socioeconomico di riferimento, sia in base alla normativa vigente che regola l’erogazione di beni e servizi e pertanto, prima di procedere ad un aggiornamento in base alla sola dinamica inflazionistica dei prezzi, occorrerebbe sempre valutare preventivamente l’attualità del paniere e delle “regole” e ipotesi accolte sottese alla sua costruzione<sup>56</sup>.

---

<sup>55</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 17, p. 21 e p. 24.

<sup>56</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 24.



**Grafico 2.1 - Soglie (valori in euro) di povertà assoluta per sei tipologie familiari, ripartizione geografica e tipo di comune - Anno 2005 (“comp.” = componenti del nucleo familiare) – Nostre elaborazioni dati Istat**

A completamento dell’illustrazione della nuova metodologia approntata dall’Istituto Nazionale di Statistica per la misurazione della povertà assoluta, si desidera procedere con una breve illustrazione dei modelli utilizzati per la stima dei valori dei tre grossi aggregati di spesa (relativi, rispettivamente, al segmento alimentare, al fabbisogno abitativo ed alla componente residuale).

Per quanto concerne il fabbisogno nutrizionale, dopo aver “tradotto” i *LARN* in combinazioni di alimenti specifiche per ogni individuo, considerandone il sesso e l’età, si è proceduto alla “trasposizione” monetaria di ciascun paniere utilizzando i dati dell’indagine Istat relativa ai prezzi al consumo del 2005<sup>57</sup>. Inizialmente, quindi, fu stimato il valore monetario<sup>58</sup> – giornaliero e mensile – del

<sup>57</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 29.

<sup>58</sup> Al fine di attribuire il valore monetario alle varie componenti del paniere di povertà assoluta sono stati impiegati i dati provenienti dall’indagine Istat sui prezzi al consumo. Pertanto è stato necessario considerare le peculiarità dell’indagine in questione e formulare ulteriori ipotesi qualora non fosse verificata una perfetta corrispondenza tra i beni e servizi inclusi nel paniere di povertà assoluta e gli stessi beni e servizi contemplati nell’indagine relativa ai prezzi. Per i

fabbisogno alimentare di ciascuna tipologia di soggetti in base all'età, al sesso ed alla ripartizione territoriale (Nord, Centro e Mezzogiorno) di residenza. Dal momento, però, che è stato possibile rilevare quanto fosse poco influente la variabile "sesso" in ordine valori stimati, si è proceduto eliminando la variabile in questione (calcolando la media ponderata<sup>59</sup> delle stime relative ai "maschi" ed alle "femmine") e presentando, quindi i valori monetari delle combinazioni individuali di alimenti unicamente in relazione alla fascia d'età<sup>60</sup> ed alla ripartizione geografica<sup>61</sup>.

Indicando con:

- $q_j^k$  il valore monetario del paniere alimentare per un individuo residente nella ripartizione geografica  $k$ , con  $k = 1, 2, 3$ , e appartenente alla fascia d'età  $j$ , con  $j = 1, \dots, 6$ ;
- $z_j$  il numero di componenti di una famiglia nella classe d'età  $j$ ,

si ha che il paniere alimentare additivo  $pa_{z_1, \dots, z_6}^k$ , per una famiglia residente nella

ripartizione geografica  $k$  e composta da  $z = \sum_{i=1}^6 z_i$  soggetti, dove  $z_1, \dots, z_6$

indicano il numero di individui della famiglia aventi età compresa, rispettivamente, nella 1<sup>a</sup>, ... , 6<sup>a</sup> classe d'età, è dato<sup>62</sup> da

$$pa_{z_1, \dots, z_6}^k = \sum_{j=1}^6 q_j^k \cdot z_j \cdot$$

Tale valore, però, necessita di "correzione" nella misura in cui nella spesa alimentare della famiglia si verificano forme di risparmio/non risparmio dovute, unicamente, alla numerosità dei soggetti che la compongono. A tal fine, è stato utilizzato un modello di regressione lineare, che pone la spesa alimentare

dettagli relativi alla questione, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 69-71.

<sup>59</sup> I "pesi" sono stati ottenuti in base alla popolazione residente al 1° gennaio 2005 distribuita per sesso, età e ripartizione geografica di residenza (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 29).

<sup>60</sup> Si precisa che nello studio in esame sono state definite sei fasce d'età espresse in anni: 0-3, 4-10, 11-17, 18-59, 60-74, 75 e più (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 29.)

<sup>61</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 29.

<sup>62</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 39.

familiare  $sa$  in funzione della spesa totale  $st$ , del numero di componenti  $nc$  e di una variabile *di comodo* (o *dummy*)  $ds$  che assume i due soli valori 0 e 1 a seconda che la famiglia sia residente, rispettivamente, nel Centro e nel Nord o nel Mezzogiorno<sup>63</sup>.

Il modello di regressione<sup>64</sup> impiegato, pertanto, è dato da:

$$\log(sa) = \alpha + \beta \cdot \log(st) + \gamma \cdot \log(nc) + \delta \cdot ds + \varepsilon.$$

Accreditando la “legge di Engel”, dalla quale<sup>65</sup> si deriva che la proporzione di spesa totale di una famiglia destinata ai consumi alimentari può essere assunta quale indicatore del tenore di vita della famiglia stessa e che due nuclei  $A$  e  $B$  di diversa ampiezza teoricamente godono dello stesso livello di benessere qualora presentino la medesima quota di spesa alimentare, dal modello di regressione appena descritto si può giungere a:

$$\frac{sa_A}{sa_B} = \left( \frac{nc_A}{nc_B} \right)^{\frac{\gamma}{1-\beta}}.$$

Dal momento che, una volta stimati i parametri del modello, è stato appurato<sup>66</sup> che il valore monetario del paniere alimentare additivo pro capite e la spesa media alimentare pro capite delle famiglie del primo quinto della distribuzione della spesa equivalente si intersecano in corrispondenza della numerosità familiare costituita da tre elementi, l’ampiezza della famiglia “di riferimento” è stata posta pari a tre e quindi, per i nuclei familiari di questa dimensione, si ipotizzano nulle le forme di “risparmio / non risparmio” e si

---

<sup>63</sup> Al fine di stimarne i parametri, il modello è stato applicato ai dati dell’indagine sui consumi delle famiglie. Si precisa, inoltre, che nel modello in questione è stata eliminata la discriminazione tra Nord e Centro in quanto è stata ritenuta “statisticamente non significativa” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 41).

<sup>64</sup> Si ritiene opportuno riportare anche che, sempre ai fini di stimare i parametri del modello, sono state tenute in considerazione le sole famiglie con meno di cinque elementi (in modo tale che fossero rappresentate adeguatamente nel campione), tutti appartenenti alla fascia di età 18-59 anni (per tentare di cautelarsi da comportamenti di spesa troppo “disomogenei”), con proporzione di spesa totale impegnata per gli acquisti di tipo alimentare non “troppo” superiore o inferiore rispetto alla media e per le quali fossero risultate nulle le consumazioni di pasti “fuori dalla mura domestiche” (accogliendo l’ipotesi secondo la quale i nuclei con “difficoltà economiche” tendano ad evitare uscite di questo genere). Per ulteriori specificazioni, si rimanda a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 39-45.

<sup>65</sup> In proposito, v. oltre (Capitolo 3) ma anche BALDINI e TOSO 2004, pp. 25-26 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 43.

<sup>66</sup> Vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 44.

accoglie l'ipotesi dell'equipollenza tra i valori dei panieri alimentari additivo e "effettivo" (ovvero quello "corretto" in ragione delle suddette forme di "risparmio / non risparmio").

Mediante l'ultima equivalenza, si possono ricavare i "coefficienti" per le famiglie di ampiezza  $z$ , diversa da tre unità<sup>67</sup>:

$$c_z = \left(\frac{z}{3}\right)^{\hat{\gamma}/(1-\hat{\beta})} \cdot \left(\frac{pa_3^k}{pa_z^k}\right),$$

dove, nel caso specifico,  $pa_3^k$   $pa_z^k$  indicano i valori dei panieri additivi per due famiglie rispettivamente formate da tre e da  $z$  componenti, tutti di età compresa tra i 18 ed i 59 anni ed entrambe residenti nel  $k$ -esimo aggregato regionale. Si precisa inoltre che:

- a) i simboli  $\hat{\gamma}$  e  $\hat{\beta}$  si riferiscono ai valori stimati dei parametri corrispondenti;
- b) qualora fossero assenti "eccedenze di spesa" e forme di risparmio, il rapporto  $\hat{\gamma}/(1-\hat{\beta})$  sarebbe pari ad 1;
- c) ogniquale volta l'indicatore della dimensione familiare assume il valore "3", il coefficiente correttivo risulta pari ad 1.

Una volta calcolati i coefficienti  $c_z$ , per ottenere il valore monetario del paniere effettivo per una famiglia residente nella ripartizione regionale  $k$ , di ampiezza  $z$ , con  $z_1, \dots, z_6$  unità appartenenti alle rispettive sei fasce d'età, è sufficiente moltiplicare il paniere additivo che le compete  $pa_{z_1, \dots, z_6}^k$  per il coefficiente appropriato:

$$pe_{z_1, \dots, z_6}^k = pa_{z_1, \dots, z_6}^k \cdot c_z.$$

Al solo scopo di dimostrare gli effetti dei coefficienti moltiplicativi, si può tener presente che, in generale, una volta applicati, le stime Istat relative alla componente alimentare per le famiglie composte da una o due unità hanno subito

<sup>67</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 45.

un incremento, mentre le medesime stime afferenti ai panieri per le famiglie di quattro o più componenti sono diminuite<sup>68</sup>.

Per i costi relativi al fabbisogno abitativo, innanzitutto è stata riconosciuta ancora valida la tesi secondo la quale le famiglie con maggiori “vincoli di bilancio” sono “più frequentemente”<sup>69</sup> affittuarie dell’abitazione in cui vivono, e pertanto è stato studiato un modello di regressione non lineare, applicato ai dati delle indagini sui consumi delle famiglie del triennio 2003-2005, capace di restituire il costo al metro quadro per l’affitto delle abitazione, distinto per ripartizione geografica e dimensione del comune di residenza<sup>70</sup>. La scelta della stima del costo dell’affitto “al metro quadrato” è dipesa dal fatto che la quantità di abitazioni di dimensioni pari a quelle minime previste, secondo la numerosità familiare, dal decreto ministeriale del 5 luglio 1975<sup>71</sup> non è capace di soddisfare le necessità relative all’alloggio dei nuclei con “forti vincoli di bilancio”<sup>72</sup>. Pertanto, considerando anche il fatto per cui neanche l’offerta di abitazioni usufruibili ad affitto agevolato è sufficiente per coprire i fabbisogni abitativi delle famiglie in questione, l’alternativa più plausibile restava quella che prevedeva l’affitto di un alloggio ai “prezzi di mercato”. In definitiva, il modello scelto risulta essere<sup>73</sup>:

$$cm^{kc} = b_0^c \cdot e^{-sp^{b_1^c + b_2^c \cdot ds}},$$

dove:

- $cm^{kc}$  indica la spesa mensile per affitto al metro quadro delle famiglie residenti nella ripartizione geografica  $k$  e in un comune di tipo  $c$ ;

---

<sup>68</sup> Per i valori in questione, si rimanda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 45-46.

<sup>69</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 48. Con ciò si intende semplicemente affermare che, man mano che il livello della spesa equivalente cresce, aumenta la proporzione di famiglie proprietarie dell’abitazione nella quale vivono e diminuisce la quota di quelle affittuarie (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 47-48).

<sup>70</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 47-52.

<sup>71</sup> Si tratta del D.M. 5 luglio 1975 “Modificazioni alle istruzioni ministeriali 20 giugno 1896 relativamente all’altezza minima ed ai requisiti igienico-sanitari principali dei locali d’abitazione”, tutt’ora in vigore e utilizzato dalle Asl come termine di raffronto per la concessione dell’abitabilità (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 50).

<sup>72</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 50

<sup>73</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 52.

- $sp$  rappresenta la superficie dell'abitazione;
- $ds$  è una variabile *dummy* che assume valore "0" o "1" a seconda che la famiglia risieda nel Centro e nel Nord o nel Mezzogiorno<sup>74</sup>.

Per la stima dei parametri del modello appena esposto, sono stati utilizzati, come già detto, i dati provenienti dall'indagine sui consumi delle famiglie, riferiti, però, unicamente "alle famiglie che vivono in abitazioni di tipo civile, economico, popolare o rurale, in affitto da privati, con contratto di tipo patti in deroga o altro tipo, che non dispongono di abitazioni secondarie, distintamente per ripartizione geografica di residenza e classe di ampiezza abitativa" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 52).

In definitiva, i costi  $ca_z^{kc}$ , relativi all'affitto mensile per le varie ampiezze familiari (indicate da  $z$ ), distintamente per ripartizione geografica  $k$  e per tipologia di comune  $c$ , si ottengono nel seguente modo<sup>75</sup>:

$$ca_z^{kc} = sm_z \cdot cm^{kc} = sm_z \cdot \hat{b}_0^c \cdot e^{-sm_z \hat{b}_1^c + \hat{b}_2^c \cdot ds},$$

dove  $sm_z$  rappresenta la metratura "adeguata"<sup>76</sup> dell'abitazione per una famiglia di ampiezza  $z$ .

Oltre alle spese previste per l'affitto di un alloggio, nella componente abitativa sono inclusi i costi stimati per:

- l'energia elettrica, necessaria per l'illuminazione ed il funzionamento del televisore, della lavatrice e del frigorifero;
- il gas, occorrente per il riscaldamento dell'abitazione, dell'acqua e di una cucina non elettrica o mista;

---

<sup>74</sup> Si precisa che il valore stimato per il parametro  $b_2^c$ , in base ai dati relativi alle indagini sui consumi delle famiglie per gli anni 2003-2005, è positivo (vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 53): ciò produce, in definitiva, un abbassamento del costo di affitto se il comune appartiene alla ripartizione geografica del Mezzogiorno.

<sup>75</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 53.

<sup>76</sup> Per le dimensioni in oggetto sono stati assunti i valori centrali delle classi di superficie minima previste per le varie ampiezze familiari (v. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 53). Si ricorda, inoltre, che, essendo  $ds$  una variabile *di comodo*, per le famiglie residenti nei comuni del Centro-Nord la formula proposta si "semplifica" con l'eliminazione del termine  $\hat{b}_2^c \cdot ds$ .

- c) l'acquisto dei principali beni durevoli (cucina non elettrica, televisore, lavatrice e frigorifero).

Con l'ausilio dei dati dell'Autorità per l'energia elettrica e il gas<sup>77</sup>, sono stati valutati i consumi domestici medi annui, espressi in *kilowattora*, per le famiglie che posseggono gli elettrodomestici di cui al precedente punto a), e quindi ne è stato stimato il costo mensile, ripartito per ampiezza familiare, impiegando le tariffe in vigore nei mesi di gennaio e di ottobre del 2005<sup>78</sup>.

Il costo relativo ai beni durevoli è stato determinato a livello di ripartizione geografica, utilizzando diverse medie aritmetiche ponderate per "riportare" i prezzi "minimi accessibili" registrati nei capoluoghi di provincia prima a livello regionale e quindi di ripartizione<sup>79</sup>. Impiegando i dati relativi alla durata media (espressa in anni) dei beni durevoli inclusi nel paniere di povertà assoluta della Mobiliare assicurazioni e previdenza<sup>80</sup>, infine, è stato calcolato, per ciascuno di tali beni e sempre a livello di ripartizione geografica, il loro valore monetario mensile.

Per quanto riguarda la spesa riferita al gas necessario per il riscaldamento dell'abitazione, dell'acqua e per il funzionamento della cucina, è stato preferito il ricorso ad un apposito modello di regressione. Ciò in quanto la quota più consistente di tale spesa è da imputare al riscaldamento dell'abitazione, il cui fabbisogno è sensibile sia alle peculiarità climatiche della zona di residenza sia all'età<sup>81</sup> dei membri dei diversi nuclei familiari. Il modello di regressione lineare impiegato per i costi  $cr$  relativi ai combustibili è:

$$cr = \alpha \cdot sp + \sum_{k=1}^3 \beta_k \cdot d_k + \sum_{j=1}^6 \gamma_j \cdot nc_j,$$

dove:

---

<sup>77</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 55.

<sup>78</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 55.

<sup>79</sup> Per i dettagli, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 71.

<sup>80</sup> Vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 56.

<sup>81</sup> In merito a tale aspetto, si può riportare l'esempio delle famiglie comprendenti membri anziani: con molta probabilità, tali persone trascorrono parecchio tempo all'interno dell'abitazione, la quale necessiterà, nel caso di un impianto autonomo, di essere riscaldata più a lungo. Tale fatto comporterà un aumento dei costi relativi all'uso di combustibili (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 56).

- $sp$  rappresenta la superficie dell'abitazione;
- $d_k$  è la *variabile di comodo* relativa alla ripartizione geografica di residenza<sup>82</sup>;
- $nc_j$  indica il numero di membri appartenenti alla  $j$ -esima fascia di età.

Una volta stimati i parametri dell'ultimo modello presentato, la spesa minima dovuta al gas e combustibili si ottiene, distintamente per ciascuna tipologia familiare di dimensione  $z$ , con  $z_1, \dots, z_6$  membri appartenenti, rispettivamente, alla 1<sup>a</sup>, ... , 6<sup>a</sup> classe di età, e per ripartizione geografica di residenza  $k$ , nel seguente modo:

$$cr_{z_1, \dots, z_6}^k = \hat{\alpha} \cdot sm_z + \hat{\beta}_k + \sum_{j=1}^6 \hat{\gamma} \cdot z_j,$$

in cui  $sm_z$  si riferisce alla metratura dell'abitazione.

Per quanto riguarda l'ultimo "macro aggregato" di spese previsto nel paniere di povertà assoluta, ovvero la componente residuale, avendo recepito, mediante analisi preliminari<sup>83</sup>, quanto i valori delle sue voci fossero dipendenti dalle peculiarità individuali dei membri della famiglia, la Commissione di studio ha optato per un ulteriore modello di regressione lineare da applicare ai dati dell'indagine sui consumi delle famiglie. In particolare, il modello<sup>84</sup> scelto è il seguente:

$$\log(re) = \alpha \cdot \log(sap) + \sum_{j=1}^6 \beta_j \cdot nc_j,$$

nel quale:

- $re$  indica la spesa relativa alla componente residuale;

---

<sup>82</sup> In particolare,  $k$  assume i valori: "1" per il Nord, "2" per il Centro e "3" per il Mezzogiorno, mentre  $d_k$  assumerà unicamente i valori "1" e "0", qualora la famiglia in esame sia residente rispettivamente nel  $k$ -esimo aggregato regionale o meno (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 57).

<sup>83</sup> Vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, pp. 63-64.

<sup>84</sup> Si fa presente che, ai fini della stima dei parametri del modello in questione, sono state escluse le famiglie appartenenti al primo e all'ultimo decimo della distribuzione del rapporto "spesa alimentare / spesa residuale" perseguendo l'obiettivo di trascurare i comportamenti di consumo troppo distanti dalla media (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 64).

- $sap$  esprime la spesa alimentare<sup>85</sup>;
- $nc_j$  si riferisce, come sempre, al numero di membri appartenenti alla  $j$ -esima fascia di età.

Infine, dopo aver stimato i parametri di quest'ultimo modello, per valutare la spesa residuale  $re_{z_1, \dots, z_6}^k$ , distintamente per ripartizione geografica di residenza  $k$  e per ogni nucleo familiare di dimensione  $z$ , con  $z_1, \dots, z_6$  membri appartenenti, rispettivamente, alla 1<sup>a</sup>, ..., 6<sup>a</sup> classe di età, si procede nel seguente modo:

$$re_{z_1, \dots, z_6}^k = \left( pe_{z_1, \dots, z_6}^k \right)^{\hat{\alpha}} \cdot e^{\sum_{j=1}^6 \hat{\beta}_j \cdot z_j},$$

dove  $pe_{z_1, \dots, z_6}^k$  è il valore del paniere alimentare effettivo stimato per una famiglia residente nella medesima ripartizione geografica  $k$  ed avente identica composizione in termini di numero ed età dei suoi membri.

Una volta calcolati i valori per tutte le componenti del paniere di povertà assoluta, le soglie di povertà  $pc_{z_1, \dots, z_6}^k$ , distinte per ripartizione geografica e per le diverse tipologie familiari, si ottengono come somma diretta<sup>86</sup> delle componenti medesime:

$$pc_{z_1, \dots, z_6}^k = pe_{z_1, \dots, z_6}^k + ca_z^{kc} + cr_{z_1, \dots, z_6}^k + bd^k + ce_z + re_{z_1, \dots, z_6}^k.$$

Omettendo di specificare la simbologia oramai nota, riguardo a quest'ultima equazione occorre ancora puntualizzare quanto segue:

- $bd^k$  rappresenta il costo "mensile" previsto per l'acquisto dei beni durevoli per una famiglia residente nella ripartizione geografica  $k$ ;
- $ce_z$  indica la spesa stimata per l'elettricità per un nucleo familiare di dimensioni pari a  $z$ .

<sup>85</sup> In questa particolare formulazione, la variabile  $sap$  include anche i pasti e le consumazioni esterne alle mura domestiche (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 64).

<sup>86</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 67.

In conclusione, tutte le famiglie di dimensioni  $z$ , con  $z_1, \dots, z_6$  membri appartenenti, rispettivamente, alla 1<sup>a</sup>, ... , 6<sup>a</sup> classe di età, e residenti nel comune di tipo  $c$  della ripartizione geografica  $k$ , la cui spesa mensile per consumi risulti inferiore al valore  $pc_{z_1, \dots, z_6}^k$ , sono definite “assolutamente povere”<sup>87</sup>.

---

<sup>87</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 67.

## Capitolo 3

### La povertà *relativa*

#### 3.1. La linea di povertà *relativa*

Secondo quanto accennato all'inizio del capitolo precedente, il concetto di povertà relativa assume, come presupposto, il fatto che debba essere considerato "povero" colui che dispone di mezzi in quantità significativamente inferiore rispetto ad una qualche proporzione delle risorse possedute dagli individui della società in cui vive. Anche se, come abbiamo visto (sempre nel precedente capitolo), taluni aspetti di "relatività" risultano imprescindibili, specie nelle società sviluppate, anche in un approccio assoluto alla povertà, il fatto di concepire sin dall'inizio la stessa povertà come fatto "relativo" conduce alla "relativizzazione" del concetto di "beni necessari"<sup>1</sup>.

Inquadrando la povertà in un'ottica prettamente economica, essere "poveri in senso relativo" significa avere reddito in misura sensibilmente inferiore – o "consumare" meno in quantità apprezzabile – rispetto a quanto posseduto – o speso per consumi – dagli altri membri della comunità di appartenenza<sup>2</sup>. Di riflesso, l'interpretare la povertà in senso economico "giustifica" il ricorso ad una linea di povertà come strumento "principe" per distinguere i poveri dal resto della popolazione, e l'adozione di una soglia di povertà porta ad eleggere la spesa per consumi o l'ammontare del reddito disponibile come variabili di riferimento.

Ampliando la visuale e volendo introdurre uno schema per definire una linea di povertà, si può innanzitutto costruire un vettore<sup>3</sup>  $\underline{y}$  contenente tutte le variabili che si ritengono possano influire sullo stato di benessere degli individui (reddito, ampiezza della famiglia, condizioni occupazionali dei membri della

---

<sup>1</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 97.

<sup>2</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 97.

<sup>3</sup> Vedi MENDOLA 2002, pp. 25-26.

famiglia e via dicendo). Quindi, si procede con la definizione di una funzione di utilità  $U(\cdot)$ , dipendente da  $\underline{y}$ , capace di attribuire a ciascuna unità di indagine (generalmente la “famiglia”) il proprio livello di benessere. Se  $\underline{z}$  è la soglia di povertà, chiamata a discriminare i “poveri” da i “non poveri”, una linea di povertà sarà data da  $\underline{y}_z$ , soluzione dell’equazione  $U(\underline{y}) = \underline{z}$ . In proposito, se<sup>4</sup>  $\underline{y}$  è “ridotto” ad uno scalare e  $U$  è una funzione univariata e crescente di esso, allora esiste un’unica soluzione  $z$  dell’equazione e sarà possibile ordinare tutte le unità coinvolte nell’indagine.

La definizione operativa più nota nell’ambito degli studi in tema di povertà e aderente al concetto di povertà relativa è l’*ISPL*, o *International Standard Poverty Line*, secondo la quale è ritenuta “povera” una famiglia di due persone la cui spesa per consumi (od il cui reddito) non supera il valore del consumo (o del reddito) medio nazionale *pro capite*<sup>5</sup>.

Come si può agevolmente osservare, il criterio dell’*ISPL* risponde ad una concezione squisitamente “economica” della povertà, ed è inoltre possibile procedere alla traduzione di esso in termini della simbologia adottata in precedenza<sup>6</sup>:

- la soglia  $z$  è data dal consumo (o reddito) medio nazionale *pro capite*;
- il vettore  $\underline{y}$  si “sintetizza” in uno scalare e conterrà unicamente la variabile “spesa per consumi” (o “reddito”);
- $U$  rappresenterà, infine, la funzione che “rende il reddito equivalente” (MENDOLA 2002, p. 26), ossia che “compenserà” gli effetti delle economie di scala che scaturiscono dalla coabitazione degli individui e che, quindi, consentirà un confronto diretto tra i valori della spesa per consumi (o del reddito) corrispondenti ai diversi nuclei familiari (i quali, appunto, differiscono tra loro anche in ampiezza).

---

<sup>4</sup> MENDOLA 2002, p. 26.

<sup>5</sup> Vedi, ad esempio, MENDOLA 2002, p. 26 e BALDINI e TOSO 2004, pp. 99-100.

<sup>6</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 26.

Anche se piuttosto diffusi, in particolare a livello europeo, il ricorso ad una linea di povertà relativa quale misura della povertà medesima e l'adozione, a tal fine, di un criterio studiato sulla base dell'*ISPL*<sup>7</sup> non sono scevri da osservazioni di vario genere.

Innanzitutto, alla base della costruzione di una soglia di povertà relativa per una comunità specifica, quale può essere, ad esempio, la popolazione stanziata su un territorio nazionale, deve esservi l'assunzione secondo la quale, almeno in teoria, tutti gli individui coinvolti beneficiano delle stesse agevolazioni, diritti e/o forme di protezione sociale. Pertanto, è comprensibile in modo piuttosto immediato che un confronto *spaziale* tra misure di povertà relative non è razionale<sup>8</sup>: anche qualora dette misure fossero state calcolate secondo il medesimo procedimento, occorrerebbe che anche i sistemi di *welfare* istituiti nei paesi in questione fossero del tutto identici.

Per quanto concerne un confronto *temporale* dei livelli della povertà – sempre concepita in termini relativi – per la medesima popolazione in varie epoche, occorrerebbe tenere in considerazione sia le variazioni nel livello dei prezzi, sia i mutamenti *effettivi* nel tenore di vita degli individui<sup>9</sup>. Ed anche se, attraverso opportune misure deflazionistiche, è possibile, ogni anno, arginare l'inconveniente dovuto alle dinamiche inflazionistiche, sarebbe insensato ostinarsi a confrontare fra loro individui classificati come “poveri” in ragione di modi e stili di vita mutati, nel corso del tempo, in modo apprezzabile.

Scegliere di impiegare l'*ISPL*, inoltre, significa fare proprie le seguenti scelte<sup>10</sup>:

- preferire la *famiglia* (in luogo dell'individuo) quale unità di riferimento;

---

<sup>7</sup> Vedi MENDOLA 2002, p. 27. In particolare, talvolta (ad esempio come accade in Inghilterra e nel Lussemburgo) la soglia di povertà è data dalla metà della media nazionale *pro capite* della variabile di analisi (e l'unità di riferimento è il singolo individuo), in altri contesti (ad esempio in Francia e Olanda) viene assunto, quale valore discriminante, quello corrispondente alla metà della mediana (e, in questi casi, è ancora il singolo soggetto l'unità di riferimento). Anche in Italia, come avremo modo di esaminare nel dettaglio più avanti, è stata adottata la definizione operativa dell'*ISPL*: la variabile di analisi scelta è la spesa per consumi, il valore della soglia è fissato alla media della spesa per consumi nazionale *pro capite* e l'unità di riferimento consiste nel nucleo familiare composto da due persone (cfr. MENDOLA 2002, p. 27).

<sup>8</sup> Cfr. MENDOLA 2002, pp. 18-19.

<sup>9</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 19.

<sup>10</sup> Cfr. MENDOLA 2002, p. 26.

- assumere che, all'interno del medesimo nucleo familiare, tutti gli individui godano del medesimo tenore di vita, ovvero che le risorse disponibili siano, in qualche modo, "equidistribuite";
- accogliere l'ipotesi che, in particolare nelle famiglie più numerose, si realizzino significative *economie di scala* e quindi ricorrere ad opportune *scale di equivalenza*<sup>11</sup> al fine di rendere comparabili dimensioni economiche (le spese per consumi o i redditi) altrimenti non immediatamente raffrontabili;
- interpretare la povertà come fenomeno di stampo economico ed analizzarla in un ambito unidimensionale;
- recepire, come già osservato, la povertà come fenomeno sociale e definirla in senso esclusivamente relativo<sup>12</sup>.

Un'altra osservazione sul principio di "collegare" la linea di povertà ad una qualche percentuale del reddito medio o di quello mediano è costituita dalla valutazione secondo la quale, se tutti i redditi si dirigono nella medesima direzione e nella stessa proporzione, la povertà relativa rimane invariata<sup>13</sup>. Si supponga, ad esempio<sup>14</sup>, che nell'anno  $t-1$  i redditi delle  $n$  unità ( $n \in N$ ) appartenenti alla popolazione oggetto di indagine siano pari a  $r_1, \dots, r_n$ . Ne discende, pertanto, che il reddito medio risulterà essere:

$$M_{t-1} = \frac{\sum_{i=1}^n r_i}{n}.$$

Si stabilisca, ora, che la soglia di povertà  $LP_{t-1}$  venga fissata in una certa percentuale  $\alpha$ , con  $\alpha \in (0,1)$ , del reddito medio, ovvero:

---

<sup>11</sup> Esistono, in letteratura, svariate *scale di equivalenza* (MENDOLA 2002, p. 27). Scegliere di adottare una scala in luogo di un'altra si rivela un'operazione delicata, in quanto tramite dette scale si interviene in modo anche significativo sui dati oggetto di analisi. Tutto ciò assume particolare rilevanza dal momento che i risultati finali spesso divergono in funzione, appunto, del tipo di scala utilizzata. Vedi oltre, nel presente capitolo, per approfondimenti su alcune tra le scale più importanti.

<sup>12</sup> Vedi anche paragrafo 2.1 nel presente lavoro e cfr. MENDOLA 2002, pp. 27-28.

<sup>13</sup> BALDINI e TOSO 2004, pp. 97-98.

<sup>14</sup> L'esempio si ispira a quello descritto in linea generale in BALDINI e TOSO 2004, p. 98.

$$LP_{t-1} = \alpha \cdot M_{t-1}.$$

Definendo una “funzione indicatrice”  $I$ , tale che  $I_i = \begin{cases} 0 & \text{se } r_i > LP_{t-1} \\ 1 & \text{se } r_i \leq LP_{t-1} \end{cases}$ , ne

deriva che l’*incidenza* della povertà (ossia la proporzione di unità “povere” sul totale) al tempo  $t-1$  è:

$$H_{t-1} = \frac{\sum_{i=1}^n I_i}{n}.$$

Si supponga, adesso, che al tempo  $t$  tutti i redditi abbiano subito la medesima variazione percentuale  $k$  e che il numero di unità costituenti la popolazione sia rimasto invariato. Si avrà allora che:

$${}_t r_1 = r_1 \cdot k, \quad {}_t r_2 = r_2 \cdot k, \quad \dots \quad {}_t r_n = r_n \cdot k.$$

Il reddito medio al tempo  $t$  sarà

$$M_t = \frac{\sum_{i=1}^n {}_t r_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n r_i \cdot k}{n} = k \cdot \frac{\sum_{i=1}^n r_i}{n} = k \cdot M_{t-1},$$

e quindi la soglia di povertà  $LP_t$  risulterà pari a

$$LP_t = \alpha \cdot M_t = \alpha \cdot k \cdot M_{t-1} = k \cdot LP_{t-1}$$

ed, infine, l’incidenza della povertà apparirà invariata rispetto all’anno precedente, dal momento che:

$${}_t I_i = \begin{cases} 0 & \text{se } {}_t r_i > LP_t \\ 1 & \text{se } {}_t r_i \leq LP_t \end{cases} \quad \text{e quindi se } k \cdot r_i \leq k \cdot LP_{t-1} \quad \text{ovvero se } r_i \leq LP_{t-1}.$$

Abbiamo illustrato, palesemente, un “caso limite”, unicamente allo scopo di ragionare sul funzionamento di una misura della povertà tra le più utilizzate. Si tenga presente che, durante l’esposizione, non è stato specificato se la variazione percentuale  $k$  abbia agito comportando un aumento o una riduzione dei redditi. In conclusione, si può allora osservare che, nel caso si fosse verificata una contrazione  $k$ -percentuale di tutte le risorse, nonostante si potesse ritenere plausibile un obiettivo peggioramento generalizzato del tenore di vita (sempre

nell'ottica di misurare il benessere proporzionalmente al reddito), la misura della povertà utilizzata (ossia l'*incidenza*) non avrebbe subito alcuna variazione<sup>15</sup>.

Un altro comportamento “anomalo” della povertà relativa si può manifestare nelle fasi di espansione e recessione dei cicli economici registrando, rispettivamente, un aumento e una diminuzione della povertà stessa<sup>16</sup>. Infatti, se, durante una fase di “crescita”, pur aumentando i redditi di tutte le famiglie, si verifica un incremento maggiore in corrispondenza dei nuclei che già si collocavano molto al di sopra della linea di povertà, è probabile che l'indice di povertà relativa, specie se collegato ad un parametro sensibile ai valori estremi come la media, restituisca un aumento della povertà stessa in quanto è possibile che diverse famiglie, che in precedenza erano state considerate “non povere” perché di poco oltre la soglia, siano scese sotto quest'ultima in conseguenza del suo slittamento verso l'alto. Di contro, è plausibile che in periodi di stagnazione, in corrispondenza di una contrazione generalizzata dei consumi ed in particolare di quelli delle famiglie caratterizzate da un reddito medio-alto<sup>17</sup>, la linea di povertà subisca uno spostamento verso il basso (se calcolata in base alla spesa per consumi) e che quindi non “sovrasti” più nuclei che, nel periodo antecedente, erano stati classificati come “poveri”.

Infine, l'ultima riflessione che si vuole riportare in tema di povertà relativa consiste nella tendenza di quest'ultima a confondersi con il concetto di disuguaglianza: non è impossibile che si venga identificati come “poveri” anche quando le risorse, in realtà, non sono poi così carenti. Riportando un passo delineante un caso estremo ed eclatante: “se tutti viaggiassero su una Ferrari, chi possiede un'Alfa Romeo dovrebbe essere considerato povero (in senso

---

<sup>15</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 98. Detto in altri termini, nel caso ultimo ipotizzato è come se si avesse assistito ad un incremento della povertà in senso *assoluto* ma ad una contemporanea stazionarietà dell'indice di povertà relativa.

<sup>16</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 98.

<sup>17</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 98. Si tratta dei nuclei che, verosimilmente, sono più capaci di effettuare una riduzione delle spese, mentre è altrettanto ragionevole ritenere che le famiglie meno agiate non possano ulteriormente comprimere le loro uscite già dedicate a beni e servizi fondamentali nemmeno in periodi di recessione.

relativo)”<sup>18</sup>. In questi termini, si potrebbe pensare che la povertà esisterà sempre, a meno di non eliminare la disuguaglianza. A conti fatti è sufficiente, invece, definire la soglia di povertà attraverso una frazione della media della variabile di riferimento (reddito o spesa per consumi) affinché si possano verificare comunque le condizioni in cui nessuno sia classificato come “povero”<sup>19</sup>.

### 3.2. Le scale di equivalenza

Nonostante le non poche osservazioni attinenti alla linea di povertà relativa, occorre comunque ricordare che essa resta comunque un utile strumento ai fini dell’analisi del benessere di una popolazione e che presenta i pregi di essere ottenibile in modo piuttosto semplice, una volta raccolti i dati necessari ed adottate le dovute “semplificazioni” – praticamente inevitabili ogniqualvolta si passa dal piano teorico a quello pragmatico concernente l’elaborazione dei dati a disposizione – e di fornire una chiara lettura dei risultati ottenuti.

Optando, quindi, per l’elaborazione di una linea di povertà e per il ricorso ad una variabile economica quale il reddito o la spesa per consumi, si impone la questione della scelta dell’unità di riferimento, ossia se valutare il benessere a livello di “singolo individuo” o di “aggregato familiare”. Esistono ragioni per cui spesso viene preferita la “famiglia”, come accade anche per le preminenti indagini campionarie italiane<sup>20</sup> in tema, ovvero quella dell’Istat sui consumi delle famiglie, da cui sono tratti i dati per produrre le stime sulla povertà relativa<sup>21</sup>, e quella della Banca d’Italia sui bilanci delle famiglie italiane. Generalmente, le riflessioni che spingono a prediligere l’unità familiare in luogo dell’individuo

---

<sup>18</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 99.

<sup>19</sup> Vedi BALDINI e TOSO 2004, p. 99. L’eventuale “eliminazione” della povertà risulta, invece, impossibile qualora sia assunta, come linea di povertà, lo standard di vita medio della popolazione.

<sup>20</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 22.

<sup>21</sup> Vedi anche ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 1.

sono<sup>22</sup>: la considerazione dell'importanza che la famiglia assume per i suoi stessi membri nel loro ciclo di vita (in particolare nei periodi iniziale e finale del medesimo), la realizzazione di molteplici economie di scala legate, principalmente, alle uscite relative all'abitazione e all'acquisto dei beni durevoli, "l'inconveniente" relativo al reddito nullo che si registrerebbe in corrispondenza dei bambini e di numerosi altri individui quali, ad esempio, le casalinghe<sup>23</sup>.

Sempre portando come esempi le principali indagini italiane menzionate, occorre tener presenti altri due aspetti che influiscono sulle analisi:

- o normalmente l'unità familiare viene colta nella sua espressione "estesa", ossia la si considera composta da tutti coloro che convivono nella stessa abitazione e che sono legati da vincoli di sangue o affettivi o da matrimonio<sup>24</sup>;
- o viene attuata la comunque discussa<sup>25</sup> tesi secondo la quale si suppone che, all'interno del medesimo nucleo familiare, tutti i suoi elementi godano dello stesso livello di benessere.

Ad ogni modo, qualora si decida di procedere all'esame del benessere scegliendo, come unità di analisi, la famiglia e comunque ogniqualvolta si adotti l'ipotesi semplificatrice di cui al punto b) sopra esposto, si pone la delicata questione di come rendere confrontabili i redditi (o l'ammontare delle spese per consumi) relativi a nuclei familiari che differiscono tra loro per caratteristiche demografiche capaci di incidere sulle quantità delle variabili economiche in esame. Ciò in quanto anche se, generalmente, al crescere<sup>26</sup> del numero di componenti tende ad aumentare il reddito (o la spesa per consumi) complessivo,

---

<sup>22</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 22.

<sup>23</sup> Proprio in merito a quest'ultima considerazione, vale la pena di ricordare che, anche negli studi dove la povertà viene valutata a livello individuale, come accade, ad esempio, per le analisi dell'EUROSTAT, ad ogni singolo elemento di ciascuna famiglia viene assegnato il reddito familiare *equivalente* del nucleo cui appartiene (cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 100).

<sup>24</sup> BALDINI e TOSO 2004, pp. 22-23. Vedi anche capitolo precedente del presente lavoro (paragrafo 2.3).

<sup>25</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 23. Non appare insensata l'ipotesi secondo la quale gli individui percettori di reddito potrebbero, rispetto a coloro che non detengono proprie entrate, sia godere di maggiore autorità e potere decisionale relativamente alla destinazione delle risorse, sia decidere di tenere per sé una parte di risorse raggiungendo, in questo modo, un "livello di benessere" superiore (ciò in quanto, si ricorda, stiamo "misurando" il benessere attraverso variabili prettamente economiche).

<sup>26</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 24.

sarebbe precipitoso affermare che, in ragione di ciò, risulta più elevato il benessere della famiglia dal momento che è più che probabile che si siano ampliate pure le esigenze di quest'ultima. D'altronde, risulterebbe poco realistico procedere alla semplice divisione, per il numero dei membri della famiglia, dell'ammontare della variabile economica selezionata come indicatrice del benessere proprio in ragione delle sopra menzionate economie di scala che, con molta probabilità, si realizzano nelle famiglie più ampie. In altre parole, non è detto che, per godere dello stesso livello di benessere, una famiglia di due persone debba disporre di un reddito doppio rispetto a quello che occorre ad un individuo che vive da solo, o che una coppia con un bambino necessiti di risorse tre volte maggiori rispetto, sempre, a quello della famiglia unipersonale. Generalmente, per rendere equiparabili i redditi<sup>27</sup> di nuclei familiari eterogenei fra loro per ampiezza e per composizione, si ricorre<sup>28</sup> ad opportune *scale di equivalenza*. Ognuna di queste consiste in un vettore di coefficienti tali che, se utilizzati come divisori dei redditi corrispondenti, rendono detti redditi "equivalenti" oppure, detto altrimenti, in grado di indicare di quante risorse necessita, in più o in meno rispetto a quelle di una famiglia presa come standard di riferimento, una famiglia con caratteristiche differenti per godere del medesimo tenore di vita<sup>29</sup>.

In modo formale, una scala di equivalenza si può definire come "il rapporto tra il costo sostenuto da una famiglia con certe caratteristiche demografiche per raggiungere un certo tenore di vita e il costo sostenuto da una famiglia «di riferimento» per raggiungere lo stesso livello di benessere" (BALDINI e TOSO 2004, p. 24).

Anche se, dal punto di vista operativo, esistono procedimenti relativamente semplici per costruire delle scale di equivalenza, una delle maggiori incertezze sorge dalla constatazione che, in letteratura, esistono molte di dette scale e la scelta di quale adottare è tutt'altro che banale. Difatti, variazioni anche piccole

---

<sup>27</sup> Nella prosecuzione del presente argomento, il termine "reddito" sarà implicitamente interpretabile anche con l'espressione "spesa per consumi" a meno che l'inammissibilità del parallelismo non risulti in modo inequivocabile dal contesto o sia esplicitamente dichiarata.

<sup>28</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 24.

<sup>29</sup> COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE 1996, p. 9.

dei coefficienti possono condurre a risultati sostanzialmente differenti nell'analisi della povertà e della distribuzione del reddito ed inoltre, frequentemente, si sceglie di ricorrere ad una determinata scala solo perché molto nota a livello internazionale o in quanto impiegata in contesti simili senza effettuare, prima della scelta, un esame appropriato della situazione in corso di studio<sup>30</sup>.

Proprio al fine di rendere l'idea della complessità insita nella scelta della scala di equivalenza, si può ricordare che esistono scale<sup>31</sup>:

- econometriche;
- soggettive;
- ricavate da minimi nutrizionali;
- pragmatiche;
- implicite nei programmi di assistenza sociale.

Mentre le scale di equivalenza econometriche sono calcolate su dati – in genere campionari – relativi ai consumi osservati e sulla base di criteri derivanti dalla teoria microeconomica del consumatore<sup>32</sup>, le scale soggettive sono ricavate attraverso dati provenienti da indagini in cui si chiede, a varie famiglie con diverse caratteristiche demografiche, quale ammontare di reddito consentirebbe, a loro giudizio, un tenore di vita basso, medio od elevato<sup>33</sup>. Le scale di equivalenza desunte da “minimi nutrizionali” sono costruite ricorrendo a panieri di beni, assemblati da esperti, capaci di permettere, a nuclei familiari di diversa composizione, di raggiungere il medesimo livello di benessere<sup>34</sup>. Sebbene caratterizzate da un maggior grado di scientificità rispetto alle scale di equivalenza soggettive, anche le scale desunte da fabbisogni minimi nutrizionali si distinguono per la non modesta arbitrarietà presente nella composizione dei panieri di beni. In particolare, la questione si acuisce quando si eleva il livello medio di benessere, dal momento che, per forza di cose, nella formazione del paniere devono essere introdotti beni e servizi sempre meno “essenziali”. Le scale

---

<sup>30</sup> Cfr. COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE 1996, p. 10.

<sup>31</sup> La presente classificazione è stata ripresa da BALDINI e TOSO 2004, p. 25.

<sup>32</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 25. Nel prossimo paragrafo si avrà modo di osservare in dettaglio la costruzione di alcune tra le più note scale di equivalenza econometriche.

<sup>33</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 31.

<sup>34</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 32.

di equivalenza pragmatiche vengono ottenute adottando schemi di calcolo piuttosto semplici<sup>35</sup> e sono spesso impiegate negli studi relativi alla disuguaglianza ed alla povertà fra paesi diversi. Infine, come intuibile anche dalla loro denominazione, le scale “implicite nei programmi di assistenza sociale” sono scale adottate dagli enti pubblici al fine di stabilire quali famiglie abbiano diritto ad accedere a particolari servizi sociali e/o a tariffe più o meno agevolate per l'erogazione degli stessi<sup>36</sup>.

### 3.3. Scale di equivalenza econometriche

Esistono vari criteri per la definizione delle scale di equivalenza econometriche. Tra di essi, ricordiamo quelli più applicati:

1. il “metodo Engel”, secondo il quale si reputa che due famiglie, diverse in composizione, godano del medesimo tenore di vita se spendono un'identica *frazione* della spesa totale per l'acquisto di generi alimentari<sup>37</sup>;
2. il metodo di Rothbarth, che “misura” il benessere economico attraverso il *livello assoluto* della spesa destinata ad articoli voluttuari e tipicamente rivolti agli adulti<sup>38</sup>;
3. le procedure basate sulla *teoria dell'utilità*<sup>39</sup>.

---

<sup>35</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 32. Considerata la notorietà e l'impiego a livello europeo della scala pragmatica OCSE, nel corso del presente capitolo si dedicherà spazio all'illustrazione delle scale di equivalenza in oggetto.

<sup>36</sup> Vedi BALDINI e TOSO 2004, p. 34. Dal momento che, dagli anni '90 del secolo scorso, gli enti pubblici, in Italia, ricorrono alla scala dell'ISE, ed essendo, questa, una scala comunque “pragmatica”, si procederà, più avanti, a descrivere alcuni tratti relativi alla scala in questione.

<sup>37</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 25.

<sup>38</sup> Cfr. CARLUCCI e ZELLI 2002, p.43 e BALDINI e TOSO 2004, p. 29.

<sup>39</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 25 e pp. 30-31 e CARLUCCI e ZELLI 2002, p.44. Si precisa, comunque, che è stato dimostrato che anche i metodi di Engel e Rothbarth possono essere ricondotti a quelli derivati dall'approccio utilitarista (CARLUCCI e ZELLI 2002, p.44).

### 3.3.1 *La scala di equivalenza di Engel*

Si tratta, probabilmente, del metodo più seguito<sup>40</sup> ai fini della costruzione delle scale di equivalenza. Nell'800, l'economista tedesco Ernst Engel, osservando i dati relativi ai consumi delle famiglie, riscontrò<sup>41</sup> che la proporzione di spesa destinata ai generi alimentari tendeva:

- a parità di composizione familiare, a ridursi al crescere del reddito;
- a parità di reddito, ad espandersi all'aumentare del numero di componenti del nucleo familiare.

L'appena citata relazione assunse il nome di "legge di Engel" e venne assunta quale indicatore "indiretto" del benessere in quanto è verosimile supporre che due famiglie, seppur diverse nella loro struttura, ma che mostrino due quote eguali di spesa in generi alimentari, presentino anche un tenore di vita pressappoco identico.

In sostanza, per costruire<sup>42</sup> un "indice" che esprima il maggior costo occorrente ad un nucleo strutturalmente diverso a mantenere lo stesso livello di benessere di una famiglia presa come riferimento, è sufficiente calcolare il rapporto fra i redditi delle due unità familiari in questione.

Riprendendo l'esempio proposto in BALDINI e TOSO 2004, p. 26, se con  $q_1$  e  $q_2$  si rappresentano le curve originate dalle combinazioni di reddito e *quota* di spesa destinata ai generi alimentari per due coppie rispettivamente senza figli e con un figlio (vedi Grafico 3.1), si può osservare che, a parità di ammontare di reddito  $y_1$ , la proporzione di spesa "alimentare" aumenterebbe nella seconda famiglia (il rapporto crescerebbe da  $w_0$  a  $w_1$ ) e quindi, in linea teorica, esprimerebbe una diminuzione di "benessere". Proponendosi, invece, di permettere anche alla coppia con un figlio di presentare la medesima quota di consumi alimentari e quindi di raggiungere, idealmente, lo stesso tenore di vita della famiglia senza prole (detto altrimenti, mantenendo costante la quota di spesa  $w_0$ ), occorrerebbe che il reddito della prima aumentasse fino a  $y_2$ . Il coefficiente

---

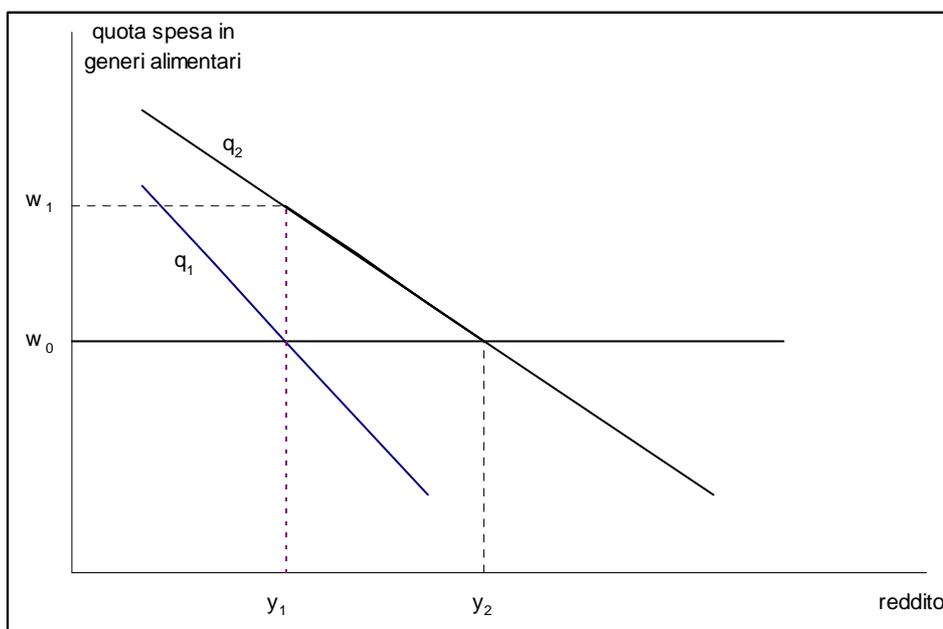
<sup>40</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 25.

<sup>41</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 26.

<sup>42</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 26.

della scala di equivalenza in grado di rappresentare la situazione appena descritta

sarebbe, dunque, pari al rapporto  $\frac{y_2}{y_1}$ .

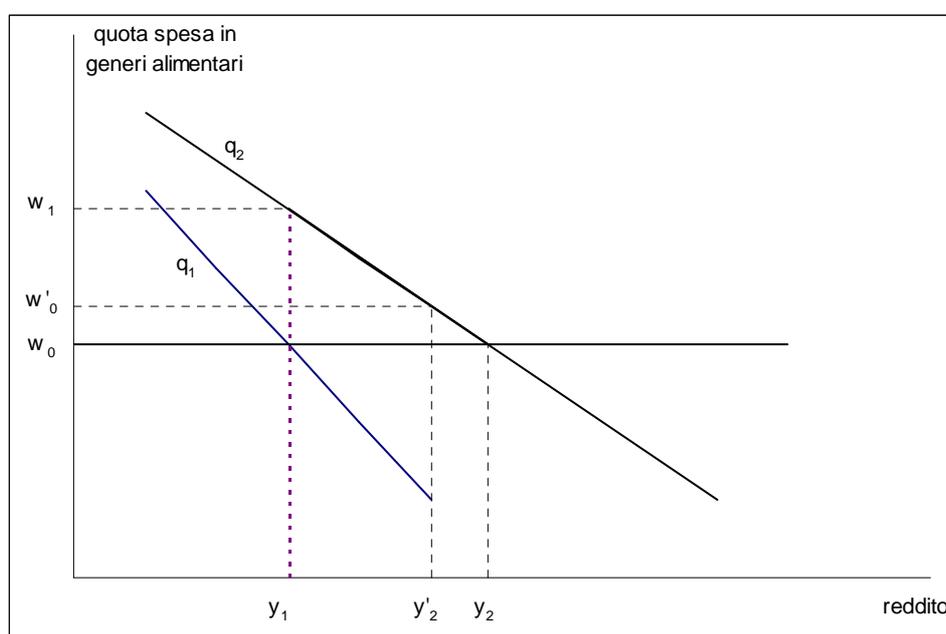


**Grafico 3.1 - Combinazioni di quota spesa in generi alimentari e reddito per due famiglie di diversa composizione**

Una delle critiche che si può muovere alla teoria alla base del “metodo Engel” per la stima dei coefficienti delle scale di equivalenza è data dalla considerazione che, in un contesto in cui è pressoché totale il “controllo delle nascite”, è molto probabile che una coppia tenda alla realizzazione di una certa pianificazione familiare “studiata” in precedenza e che quindi non tutto l’incremento della quota spesa in generi alimentari rappresenti un peggioramento del tenore di vita dal momento che i genitori “desiderano” spendere di più<sup>43</sup> per i consumi suddetti anche a parità di reddito. In sostanza, “ampliando” nel Grafico

<sup>43</sup> Anche qualora si volesse seguire il ragionamento considerando la quota di spesa totale destinata ai consumi alimentari, l’ipotesi di un innalzamento della suddetta quota, passando da un modello familiare senza figli ad uno con figli, rimarrebbe valida in quanto un bambino, soprattutto nei primi anni di vita, richiede, principalmente, cibo e abbigliamento (cfr. anche BALDINI e TOSO 2004, pp. 27-29).

3.2 la situazione descritta in precedenza, si può ipotizzare<sup>44</sup> che l'aumento della proporzione spesa per generi di tipo alimentare da  $w_0$  a  $w'_0$  sia insignificante una volta tradotto in “variazione del livello di benessere” per la coppia con un figlio. Pertanto, ai fini del mantenimento del tenore di vita desiderato, sarebbe sufficiente incrementare il reddito da  $y_1$  a  $y'_2$  e quindi un coefficiente di scala più verosimile dovrebbe essere dato dal rapporto  $\frac{y'_2}{y_1}$ .



**Grafico 3.2 - Combinazioni di quota spesa in generi alimentari e reddito per due famiglie di diversa composizione**

### 3.3.2 *La scala Carbonaro*

Nonostante l'osservazione secondo la quale le scale di equivalenza “alla Engel” sovrastimerebbero<sup>45</sup> il costo dei bambini nelle famiglie numerose e la

<sup>44</sup> BALDINI e TOSO 2004, pp. 26-29.

<sup>45</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 29.

considerazione che, attualmente, la proporzione<sup>46</sup> di spesa per generi alimentari e bevande delle famiglie sul totale della spesa mensile risulta pari al 19,1% rappresentando, di fatto, una quota piuttosto contenuta dei “bilanci” familiari, il “metodo Engel” presenta, comunque, l’indubbio vantaggio della semplicità ed è, inoltre, quello che è stato seguito per la costruzione della *scala Carbonaro*, ovvero la scala di equivalenza stimata, in Italia, dall’omonimo autore nel 1985 ed adottata, sin da allora, per le analisi sulla povertà condotte dall’Istat e dalla Commissione di indagine sulla povertà e sull’emarginazione<sup>47</sup>. Come ricorda Carbonaro medesimo<sup>48</sup>, la *legge di Engel* ha trovato conferma in numerosissime analisi empiriche, condotte in tempi e luoghi diversi, e pertanto si può continuare a ritenere “legittima” la scelta di assumere la quota di spesa finalizzata all’alimentazione come indicatore del benessere delle famiglie. Ancora, è doveroso rammentare che, sempre sui dati relativi ai consumi delle famiglie dell’epoca (ossia riferiti al triennio 1981-1983), fu tentata la stima di una scala di equivalenza sulla base di un modello<sup>49</sup> ispirato ai “sistemi completi di domanda”, in cui la spesa sostenuta per l’acquisto di ciascun bene e/o servizio (o gruppi di essi) viene posta in funzione del reddito (o del totale della spesa), dei prezzi (sia dell’articolo in questione, sia di tutti gli altri) e delle peculiarità familiari (includenti anche l’ampiezza). Purtroppo, però, nonostante gli sforzi compiuti dagli studiosi e ricercatori impegnati nella costruzione della scala di equivalenza, l’applicazione del modello ai dati suddetti portò alla stima di coefficienti irrealistici e quindi a risultati inaccettabili<sup>50</sup>.

Prima di passare all’esposizione del modello adottato per la stima della *scala Carbonaro*, si desidera riportare alcune valutazioni e riflessioni<sup>51</sup> a difesa della stessa. Innanzitutto, riprendendo l’osservazione che la quota di spesa alimentare, attualmente, rappresenta una percentuale piuttosto contenuta dei bilanci familiari, è necessario ricordare che “non è dimostrato che la «legge» di

---

<sup>46</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009c, p. 3.

<sup>47</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 27 e COMMISSIONE D’INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL’EMARGINAZIONE 1996, p. 15.

<sup>48</sup> CARBONARO 1985, p. 156.

<sup>49</sup> Si tratta del modello proposto da Deaton e Muellbauer (vedi CARBONARO, 1985, p. 155).

<sup>50</sup> CARBONARO 1985, p. 157 e p. 159.

<sup>51</sup> CARBONARO 1985, pp. 157-158.

Engel perda validità quando la quota della spesa per alimenti scende al di sotto di un determinato limite, né si hanno informazioni su quale possa essere tale limite” (CARBONARO, 1985, p. 157). Valutando, comunque, l’ipotesi di comporre un diverso paniere di beni “essenziali” – oltre a quelli di tipo alimentare – su cui basarsi per la stima della scala di equivalenza, occorre tener presente che non vi sono sufficienti conferme empiriche relative ad una stretta correlazione fra spesa totale e quote di spesa destinate ad altre tipologie di consumi al pari di quanto è stato verificato in relazione ai generi alimentari. D’altra parte, il settore alimentare risulta fortemente collegato alle esigenze fisiologiche fondamentali degli individui, mentre altre categorie di consumi possono rimanere soggette anche a influenze di altra natura, quali le mode, distorsioni di mercato, e via dicendo<sup>52</sup>. L’ultima riflessione, infine, consiste nella valutazione dell’opportunità di effettuare integrazioni del paniere di beni essenziali, dal momento che, essendo queste a discrezione degli studiosi e ricercatori, possono condurre, se abilmente manipolate, alla “governabilità” della stima della scala di equivalenza<sup>53</sup>.

La *scala Carbonaro*, che, ripetiamo ancora una volta, è una scala “alla Engel”, è stata ottenuta impiegando il modello proposto da Van Ginneken<sup>54</sup>:

$$\log A_h = \alpha + \beta \cdot \log Y_h + \gamma \cdot \log N_h + u_h,$$

in cui  $h$  è l’indicatore della famiglia  $h$ -esima e:

- $A$  rappresenta l’ammontare della spesa per generi alimentari;
- $Y$  raffigura la spesa totale;
- $N$  è il numero di componenti della famiglia;
- $u$  è la componente aleatoria (o residuo) del modello.

Utilizzando, quindi, i dati relativi ai consumi di un campione di famiglie, è possibile stimare innanzitutto i parametri del modello. In particolare, per la *scala Carbonaro* sono stati impiegati, come ricordato, i dati Istat relativi ai consumi delle famiglie per il triennio 1981-1983. Per ciascun anno del triennio, si è

---

<sup>52</sup> CARBONARO 1985, p. 157.

<sup>53</sup> CARBONARO 1985, pp. 157-158.

<sup>54</sup> CARBONARO 1985, p. 156. Per un’altra descrizione del modello si veda anche BALDINI e TOSO 2004, pp. 27-28.

proceduto<sup>55</sup> prima alla stima dei parametri ( $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$ ) del modello impiegando il metodo dei minimi quadrati ordinari e successivamente al calcolo, sempre per ogni singolo anno, del “coefficiente delle economie di scala” (ovvero dell’*elasticità*<sup>56</sup> di ogni singola scala)  $\eta = \frac{\gamma}{1-\beta}$ . I valori della *scala Carbonaro* “definitiva” sono stati ottenuti utilizzando<sup>57</sup> il coefficiente medio dei tre anni, il quale è risultato essere pari a 0,669.

L’appena citato “coefficiente delle economie di scala” esprime, nella *scala Carbonaro*, ed in generale nelle scale che pongono la spesa totale unicamente<sup>58</sup> in funzione del numero dei componenti, l’*elasticità* della spesa complessiva  $Y$  rispetto all’ampiezza familiare  $N$ , a parità della proporzione di spesa alimentare  $\frac{A}{Y}$ , ovvero indica “di quanto deve variare in percentuale la spesa totale per una data variazione percentuale del numero dei componenti, affinché la spesa in alimentari resti una quota costante della spesa totale” (BALDINI e TOSO 2004, p. 28).

In economia, l’*elasticità* della domanda è “l’indicatore che misura oggettivamente l’intensità della reazione dei consumatori al variare del prezzo”<sup>59</sup> e risulta definita dal rapporto tra le variazioni relative<sup>60</sup> della quantità  $q$  domandata di un certo bene e del suo prezzo  $p$ , intendendo, con  $q$  e  $p$ , rispettivamente la quantità ed il prezzo iniziali, ossia:

---

<sup>55</sup> Cfr. CARBONARO 1985, p. 158.

<sup>56</sup> Vedi oltre, nel presente paragrafo.

<sup>57</sup> CARBONARO 1985, p. 158.

<sup>58</sup> Come già specificato nel paragrafo 3.2, una scala di equivalenza altro non è che una serie di coefficienti che indicano di quanto deve variare in percentuale la spesa totale (o il reddito) di una certa famiglia rispetto alla spesa (o reddito) di un’altra famiglia assunta come “riferimento” nel momento in cui le due unità si distinguono per una o più caratteristiche demografiche. La *scala Carbonaro*, in ordine a quest’ultimo aspetto, si contraddistingue in quanto assume, come unica peculiarità demografica, il numero di componenti dei nuclei familiari, e quindi attua una notevole semplificazione della realtà in quanto trascura molti altri elementi che, invece, potrebbero risultare rilevanti, come il sesso o l’età degli individui, il luogo di residenza della famiglia, e via dicendo (COMMISSIONE D’INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL’EMARGINAZIONE 1996, p. 9).

<sup>59</sup> GOBBI 2005, p. 176.

<sup>60</sup> GOBBI 2005, pp. 180-181.

$$\eta = \frac{\frac{\Delta q}{q}}{\frac{\Delta p}{p}},$$

dove  $\Delta q = q_1 - q$  e  $\Delta p = p_1 - p$ , ammettendo che, inizialmente, al prezzo  $p$  corrisponda la quantità domandata  $q$ , e che, se il prezzo mutasse in  $p_1$ , i consumatori richiederebbero la quantità  $q_1$ .

Generalizzando ed ammettendo la possibilità di variazioni infinitesimali di due variabili  $X$  e  $Y$ , l'elasticità di  $Y$  rispetto ad  $X$  risulterebbe definita da:

$$\eta \equiv \frac{\frac{dY}{Y}}{\frac{dX}{X}} = \frac{d(\log(Y))}{d(\log(X))},$$

ossia dal rapporto tra i *differenziali*<sup>61</sup> dei logaritmi delle variabili in questione.

Ciò premesso, possiamo procedere a ricavare l'elasticità della *scala Carbonaro*, lavorando sulla formula del modello impiegato<sup>62</sup>

$$\log A = \alpha + \beta \cdot \log Y + \gamma \cdot \log N + u$$

e ponendo il vincolo  $\frac{A}{Y} = k$  costante, dal momento che si desidera che il livello di benessere resti invariato qualunque sia la dimensione familiare  $N$ . Si tratta, quindi, di ricavare

$$\eta \equiv \frac{\frac{dY}{Y}}{\frac{dN}{N}} = \frac{d(\log(Y))}{d(\log(N))}$$

partendo dal sistema

$$\begin{cases} \log A = \alpha + \beta \cdot \log Y + \gamma \cdot \log N + u \\ \frac{A}{Y} = k \quad \text{costante} \end{cases} .$$

---

<sup>61</sup> Ciò in quanto, per la generica funzione  $f = \log(x)$  la derivata prima risulta essere  $f' = \frac{1}{x}$  e da

ciò consegue che il differenziale sia pari a  $df = d(\log(x)) = \frac{1}{x} \cdot dx = \frac{dx}{x}$ . Per le nozioni di calcolo infinitesimale qui riportate si può consultare, ad esempio, ADAMS 1999, pp. 104-111.

<sup>62</sup> Nel seguito della trattazione, si omette l'indice di famiglia  $h$ .

Applicando l'operatore "differenziale"  $d(\cdot)$  ad entrambi i lati della prima equazione del sistema si ottiene:

$$\frac{1}{A} dA = \beta \cdot \frac{1}{Y} dY + \gamma \cdot \frac{1}{N} dN,$$

ma poiché  $\frac{A}{Y} = k$ , ne discende che  $A = k \cdot Y$  e quindi  $dA = k \cdot dY$ . Sostituendo queste ultime eguaglianze alle rispettive quantità nel lato sinistro dell'ultima equazione si ha:

$$\frac{1}{k \cdot Y} k \cdot dY = \beta \cdot \frac{1}{Y} dY + \gamma \cdot \frac{1}{N} dN$$

$$\frac{1}{Y} dY = \beta \cdot \frac{1}{Y} dY + \gamma \cdot \frac{1}{N} dN$$

$$(1 - \beta) \cdot \frac{dY}{Y} = \gamma \cdot \frac{1}{N} dN$$

$$\frac{\frac{dY}{Y}}{\frac{dN}{N}} = \frac{\gamma}{(1 - \beta)},$$

ovvero il coefficiente delle economie di scala voluto.

Come illustrato precedentemente, l'elasticità della *scala Carbonaro* stimata nel 1985 è risultata pari a 0,669. In base a tale coefficiente, è stato possibile determinare i diversi valori della scala in questione. Supponendo che la "base" sia costituita da una famiglia di  $N = 2$  componenti che spenda 1 euro in consumi, si ha che:

- nel passaggio da 2 a 3 componenti,  $dN = 1$ ,  $Y = 1$ , e quindi la variazione relativa di spesa deve essere pari a  $dY/Y = 0,669 \cdot dN/N = 0,669 \cdot 1/2 = 0,335$ , e dunque l'ammontare di spesa in consumi del nucleo di tre persone dovrà essere risultare  $Y_3 = Y \cdot (1 + dY/Y) = 1,335$ ;
- nel passaggio da 3 a 4 componenti,  $dN = 1$ ,  $Y = 1,335$  e quindi  $dY/Y = 0,669 \cdot dN/N = 0,669 \cdot 1/3 = 0,223$ , per cui  $Y_4 = Y \cdot (1 + dY/Y) = 1,335 \cdot 1,223 = 1,632$ , e così via.

Nella tabella 3.1 si riportano i coefficienti di equivalenza della *scala Carbonaro*, calcolati prendendo come riferimenti sia la famiglia unipersonale, sia un nucleo di due persone.

**Tabella 3. 1 – Scala di equivalenza *Carbonaro***

Numero componenti	Scala Carbonaro Base: famiglia con 1 componente	Scala Carbonaro Base: famiglia di 2 componenti
1	1	0,599
2	1,67	1
3	2,23	1,335
4	2,72	1,632
5	3,18	1,905
6	3,60	2,160
7	4,01	2,401

### 3.3.3 *La scala di equivalenza di Rothbarth*

Si tratta, in realtà, di un metodo simile a quello di Engel per la costruzione della scala di equivalenza. Ciò che cambia, in sostanza, è il paniere di beni di “riferimento”, nel senso che, secondo Rothbarth, due famiglie<sup>63</sup>, l’una priva di figli e la seconda con figli, sono caratterizzate dal medesimo livello di benessere se presentano un eguale ammontare, in valore assoluto, delle uscite destinate al consumo di beni e servizi tipicamente rivolti esclusivamente agli adulti, quali, ad esempio, il tabacco, gli alcolici, il teatro. Detto altrimenti, il criterio di Rothbarth presuppone che sia necessario un reddito maggiore, dopo la nascita di un figlio, per continuare a poter accedere a detti beni e servizi e nelle medesime “quantità”. Non solo: il limite più evidente del metodo in questione è quello di ipotizzare che le preferenze rimangano costanti anche in seguito alla nascita dei figli.

Operativamente, anche la scala di equivalenza di Rothbarth si ottiene dal rapporto fra i redditi di due famiglie, diverse nella composizione, in corrispondenza dei quali i due nuclei presentano lo stesso livello nel consumo di un bene “voluttuario”.

<sup>63</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 28.

### 3.3.4 *Le scale di equivalenza costruite sulla base della “teoria dell’utilità”*

Un altro metodo finalizzato alla costruzione di scale di equivalenza è quello basato sulla teoria dell’utilità del consumatore. Da questa, infatti, si apprende<sup>64</sup> che la funzione di spesa relativa all’unità familiare  $n$ -esima indica il minimo ammontare di denaro necessario per conseguire un determinato livello di utilità  $u$ , dato un certo vettore di prezzi  $\underline{p}$ . Assumendo, inoltre, di poter realisticamente introdurre un vettore  $\underline{z}$  di caratteristiche demografiche della famiglia, la funzione di spesa della famiglia  $n$ -esima si può indicare con

$$C_n = C_n(\underline{p}, \underline{z}_n, u).$$

Se con  $C_r = C_r(\underline{p}, \underline{z}_r, u)$  si rappresenta la funzione di costo della famiglia assunta come riferimento, contraddistinta dal livello di utilità  $u$ , per la quale si pone il coefficiente della scala pari a 1, gli altri valori della scala si otterranno tramite i rapporti:

$$s_n = \frac{C_n(\underline{p}, \underline{z}_n, u)}{C_r(\underline{p}, \underline{z}_r, u)}.$$

In una scala costruita in questo modo, tuttavia, resta il problema<sup>65</sup> del “prefissato livello di utilità”, nel senso che i coefficienti della scala sono stati calcolati presupponendo un ben preciso livello di utilità, ma, modificando quest’ultimo, varierebbero sia le funzioni di costo sia, conseguentemente, i valori della scala. Al fine di costruire una scala di equivalenza valida per ogni livello di utilità, occorrerebbe che la funzione di spesa fosse decomponibile e che l’utilità

---

<sup>64</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 30.

<sup>65</sup> BALDINI e TOSO 2004, pp. 30-31.

$u$  comparisse in un fattore distinto da quello includente le peculiarità demografiche, ovvero che detta funzione si potesse scrivere come<sup>66</sup>

$$C_n = a(\underline{p}, \underline{z}_n) \cdot b(\underline{p}, u).$$

Nel modo suddetto, infatti, ponendo a rapporto le due funzioni di costo relative alle famiglie, rispettivamente,  $n$ -esima e di riferimento, l'influenza del fattore di destra "cesserebbe" ad opera della semplificazione e pertanto il generico coefficiente di scala risulterebbe pari a

$$s_n = \frac{a(\underline{p}, \underline{z}_n)}{a(\underline{p}, \underline{z}_r)},$$

e quindi "indipendente" dal livello di utilità. Ma, anche in questo modo, restano dubbi circa la "validità empirica di questa semplificazione" (BALDINI e TOSO 2004, p. 31) e l'arbitrarietà della forma della funzione di utilità.

In ultimo, comunque, è doveroso rammentare che una delle maggiori critiche mosse alle scale di equivalenza costruite secondo il criterio del comportamento complessivo di spesa consiste nel fatto che esse sono "condizionali" ad un vettore di caratteristiche demografiche familiari assunto come "dato"<sup>67</sup> mentre invece, nelle analisi relative al benessere, anche la struttura familiare (in particolare il numero di bambini<sup>68</sup>) dovrebbe essere considerata "alla pari" del modello di consumo<sup>69</sup>. In sostanza, mutuando, nelle analisi sulla povertà, le scale di equivalenza derivate dalle analisi della domanda, si sovrastima il reddito compensativo di cui, in teoria, necessiterebbero le famiglie più numerose per godere del medesimo tenore di vita di famiglie con un minor numero di figli o senza bambini, dal momento che non si considera "l'utilità" prodotta dalla presenza di figli per le coppie che li desiderano fortemente<sup>70</sup>. Concludendo, comunque, è opportuno rammentare che:

- al fine di calcolare delle scale di equivalenza "non condizionali" al vettore di caratteristiche demografiche occorrerebbero maggiori informazioni e che

---

<sup>66</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 31.

<sup>67</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 31 e POLLAK e WALES 1979, p. 217.

<sup>68</sup> Ci si riferisce a società in cui il controllo sulle nascite funziona "perfettamente" e si trascura, volutamente, il "problema" originato dai parti gemellari (POLLAK e WALES 1979, p. 219).

<sup>69</sup> POLLAK e WALES 1979, p. 217.

<sup>70</sup> CARLUCCI e ZELLI 2002, p. 46 e POLLAK e WALES 1979, pp. 218-219.

pertanto, non sono sufficienti i soli dati relativi ai consumi dei quali, tuttavia, si dispone normalmente<sup>71</sup>;

- le analisi del benessere dovrebbero valutare tale condizione per tutti i membri di una famiglia, bambini compresi, mentre non è detto che, accogliendo l'impostazione secondo la quale la presenza/non presenza della prole, essendo il frutto di una scelta ragionata, contribuisce a produrre "utilità", i figli traggano realmente "un'utilità positiva dall'avere una famiglia numerosa"<sup>72</sup> (dal momento che, in merito, assumono rilevanza solo le preferenze degli adulti) e pertanto, per essi, sono significative unicamente le scale di equivalenza "condizionate"<sup>73</sup>.

### 3.4. Scale di equivalenza *pragmatiche* e "implicite nei programmi di assistenza sociale"

Prima di concludere l'argomento relativo alle scale di equivalenza, si ritiene corretto illustrare brevemente ancora due tipologie di scale, tenendo in considerazione il fatto che ad esse appartengono due esempi piuttosto noti ed utilizzati, l'uno in ambito europeo e l'altro nell'erogazione di molteplici servizi pubblici italiani.

Le scale di equivalenza *pragmatiche* sono ottenute mediante criteri di calcolo semplici e vengono impiegate prevalentemente nei confronti della povertà e/o della disuguaglianza fra paesi diversi<sup>74</sup>. La scala OCSE (o OECD o OCDE)<sup>75</sup>

---

<sup>71</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 31 e POLLAK e WALES 1979, p. 216 e p. 219.

<sup>72</sup> CARLUCCI e ZELLI 2002, p. 46.

<sup>73</sup> CARLUCCI e ZELLI 2002, p. 46.

<sup>74</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 32.

<sup>75</sup> Le tre diverse sigle utilizzate per la specificazione della scala sono gli acronimi, rispettivamente, delle espressioni: "Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico", "Organisation for Economic Co-operation and Development" e "Organisation de Coopération et de Développement Économiques".

è un esempio di scala pragmatica e attribuisce i seguenti “pesi” ai vari membri di un’unità familiare:

- “1” al capofamiglia;
- “0,7” ad ogni altro componente avente almeno 14 anni di età;
- “0,5” a ciascun minore di 14 anni.

Talvolta, dal momento che detti valori contraggono in modo forse eccessivo il reddito equivalente delle famiglie più numerose, in alcune analisi si preferisce ricorrere alla scala “OCSE modificata” che riduce il peso delle unità “aggiuntive”, ovvero assegna sempre peso pari ad “1” al capofamiglia e quindi “0,5” e “0,3” agli altri membri aventi età, rispettivamente, superiore o uguale e inferiore a 14 anni<sup>76</sup>.

Un’espressione piuttosto frequente per le scale di equivalenza pragmatiche è

$$S = N^{\theta},$$

dove  $N$  rappresenta il numero dei componenti di un nucleo familiare e  $\theta$  è un “fattore di correzione del reddito monetario” (BALDINI e TOSO 2004, p. 32) che ammette qualsiasi valore compreso tra 0 ed 1, estremi compresi. Pertanto, per calcolare il reddito equivalente è sufficiente<sup>77</sup> dividere il reddito monetario familiare per il corrispondente valore di  $S$ .

Il parametro  $\theta$  rende l’elasticità della scala di equivalenza rispetto al numero di componenti<sup>78</sup> e si può osservare<sup>79</sup> che:

- a) quanto più elevato è il suo valore, tanto minori sono le economie di scala, dal momento che ciò significa che si sta attribuendo un valore piuttosto “prossimo” all’unità a ciascun membro ed in definitiva occorrerà un cospicuo incremento nel reddito per mantenere inalterato il livello di benessere familiare in corrispondenza dell’entrata, nel nucleo, di ogni nuovo elemento;

---

<sup>76</sup> I valori qui presentati delle scale sono reperibili su numerose pubblicazioni. Si veda, ad esempio, BALDINI e TOSO 2004, p. 32.

<sup>77</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 32.

<sup>78</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 33.

<sup>79</sup> Cfr. anche BALDINI e TOSO 2004, pp. 32-33.

- b) un valore di  $\theta$  molto piccolo indica che “l’ingresso” di un membro “aggiuntivo” in una famiglia “costa” molto poco e che quindi, nel contesto in esame, sono realizzabili grandi economie di scala;
- c) se  $\theta = 0$ , significa che non verrà apportata alcuna correzione ai redditi delle differenti unità familiari e che dunque è “ammissibile” il confronto immediato fra essi, in quanto “con un dato reddito si vive, poniamo, altrettanto bene in due oppure in cinque” (BALDINI e TOSO 2004, p. 33);
- d) se  $\theta = 1$ , ogni coefficiente della scala di equivalenza coincide direttamente con il corrispettivo numero di componenti di una famiglia e pertanto ciò equivale a sostenere che si vive in un contesto in cui vi è assenza di economie di scala e che i redditi familiari equivalenti coincidono con il reddito pro-capite di ciascuna famiglia.

Infine, vale la pena rimarcare che il “livello” scelto per  $\theta$  influisce<sup>80</sup> sulle stime della diseguaglianza, dal momento che essa tende a risultare elevata in corrispondenza sia di valori “bassi”, sia di valori “alti” di tale parametro. Ciò segue alla diversa posizione che tendono ad occupare le famiglie numerose nella distribuzione del reddito equivalente: in particolare, in presenza di livelli minimi per  $\theta$ , le famiglie più ampie sono, tendenzialmente, considerate “ricche” e si concentrano nella parte alta della distribuzione, mentre valori alti di  $\theta$  propendono per una collocazione delle stesse famiglie nella parte bassa della medesima distribuzione in quanto “operano” a favore di una forte contrazione del loro reddito in termini di reddito equivalente e quindi tendono a considerarle “povere”. In entrambi i casi, il risultato si riassume in una *concentrazione* delle unità familiari numerose nell’una o nell’altra “coda” della distribuzione provocando, per definizione, uno stato di diseguaglianza.

Le scale di equivalenza “implicite nei programmi di assistenza sociale”, come accennato in precedenza, sono scale adottate dagli enti pubblici al fine di stabilire se e quali famiglie abbiano diritto ad accedere a determinati servizi sociali e, in caso affermativo, le tariffe da applicare per l’erogazione degli stessi.

---

<sup>80</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 33.

In Italia, verso la fine del XX secolo venne introdotto il sistema ISE (Indicatore della Situazione Economica) proprio per valutare la situazione economica di coloro che richiedevano particolari prestazioni e/o riduzioni delle tariffe connesse a determinati servizi, come ad esempio la fruizione degli assegni di maternità, l'applicazione delle fasce ridotte previste per le rette connesse ai servizi degli asili nido comunali e delle mense scolastiche, l'agevolazione per le tasse universitarie, l'erogazione dei servizi socio sanitari domiciliari, e molti altri ancora<sup>81</sup>.

Nell'ambito del sistema in questione, dopo aver calcolato l'indice ISE tenendo in considerazione le varie fonti di reddito dei membri di una famiglia, viene determinato l'indice ISEE (Indicatore della Situazione Economica Equivalente) dividendo l'ISE per il coefficiente - corrispondente alla struttura familiare in esame - della scala di equivalenza<sup>82</sup> adottata nel medesimo sistema. I valori della scala<sup>83</sup> appena citata sono riportati nella Tabella 3.2.

**Tabella 3.2 – Scala di equivalenza applicata nell'ambito del sistema ISE**

Numero componenti	Parametro
1	1
2	1,57
3	2,04
4	2,46
5	2,85

Ai valori assunti dal parametro della scala impiegata nella determinazione dell'ISEE, vengono sommate delle "maggiorazioni" in presenza di determinate condizioni che tengono in considerazione, oltre all'ampiezza familiare, altre

<sup>81</sup> ISTITUTO NAZIONALE PREVIDENZA SOCIALE [s.d.]a.

<sup>82</sup> ISTITUTO NAZIONALE PREVIDENZA SOCIALE [s.d.]b e Dlgs. 31 marzo 1998, n. 109.

<sup>83</sup> In sostanza, per le famiglie composte da 1 a 5 membri ed in assenza di altre particolari condizioni socio-demografiche ritenute "penalizzanti" dal punto di vista del benessere, i valori della scala "ISE" corrispondono a quelli della scala pragmatica  $S = N^{0,65}$ , con  $N = 1, \dots, 5$  (cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 34).

caratteristiche socio-demografiche. In particolare vengono aggiunte, al coefficiente “base”, le seguenti quote:

- “0,35” per ogni altro membro del nucleo oltre il quinto;
- “0,20” in caso di assenza del coniuge e presenza di figli minorenni;
- “0,50” per ogni componente portatore di handicap o con invalidità maggiore del 66%;
- “0,20” per nuclei con figli minorenni e genitori entrambi lavoratori.

### 3.5. L’indagine sui consumi delle famiglie e la linea di povertà relativa dell’Istat

In Italia, la soglia di povertà relativa ufficiale ed i valori degli indici ad essa “collegati” vengono ricavati annualmente dall’Istituto Nazionale di Statistica ricorrendo ai dati provenienti dall’indagine sui consumi delle famiglie ed avvalorando, di fatto, la definizione di “povertà” dettata dall’ISPL secondo la quale, si ricorda, è considerata “povera” una famiglia di due persone la cui spesa per consumi risulta pari od inferiore alla spesa media per persona. Dal momento, quindi, che alla base vi sono i dati dell’indagine relativa ai consumi, si ritiene opportuno illustrare, innanzitutto, le modalità di svolgimento di quest’ultima.

L’indagine sui consumi delle famiglie<sup>84</sup> persegue la finalità di rilevare le spese destinate ai “consumi” delle unità familiari residenti sul territorio nazionale e, contestualmente, ne analizza i comportamenti di spesa anche in ordine a determinate caratteristiche sociali ed economiche.

Prima di tutto, occorre specificare che per “consumo” si intende il “diretto soddisfacimento dei propri bisogni”<sup>85</sup>, e dunque, ai fini dell’indagine in questione, vengono rilevate<sup>86</sup>:

---

<sup>84</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9.

<sup>85</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9.

<sup>86</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9.

1. le spese destinate all'acquisto di generi alimentari, abbigliamento, calzature ed altri beni di "consumo";
2. le spese connesse all'arredamento della casa;
3. le spese sostenute per la sanità, i trasporti, le comunicazioni, il tempo libero, l'istruzione ed altri servizi sempre diretti al soddisfacimento dei bisogni degli individui;
4. gli "autoconsumi", ovvero "i beni provenienti dal proprio orto, azienda agricola o raccolti nei boschi e i prodotti della caccia e della pesca, purché direttamente consumati dalla famiglia" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9);
5. i beni e servizi erogati ai dipendenti dal datore di lavoro a titolo di retribuzione o per prestazioni di servizio;
6. i fitti stimati per le abitazioni occupate dai proprietari, in usufrutto o comunque godute a titolo gratuito.

Le spese<sup>87</sup> sostenute dalle famiglie aventi scopi differenti dal "consumo" (come, ad esempio, gli esborsi finalizzati all'acquisto di case e/o terreni, al pagamento di tasse ed imposte, le uscite associate ad attività professionali e via dicendo) non sono oggetto di rilevazione, mentre si dedica comunque attenzione:

- alle principali caratteristiche socio-demografiche dei componenti delle famiglia, come il sesso, l'età, lo stato civile ed il titolo di studio degli individui, l'ampiezza del nucleo familiare, la posizione dei vari membri in ordine alla condizione occupazionale;
- ad alcuni aspetti dell'abitazione in cui la famiglia vive, come i servizi di cui dispone e il titolo di godimento della stessa;
- alla presenza/assenza di determinati beni durevoli.

L'indagine sui consumi delle famiglie è di tipo campionario: il relativo piano di campionamento<sup>88</sup> è a due stadi, con stratificazione delle unità di primo stadio, ovvero i comuni. Nel dettaglio, nell'ultima indagine per la quale sono

---

<sup>87</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9.

<sup>88</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 47-48.

disponibili i risultati, ovvero quella riferita al 2007, il territorio nazionale è stato suddiviso in 228<sup>89</sup> strati, tenendo in considerazione la tipologia, l'ampiezza demografica e la regione di appartenenza di ciascun comune. Pertanto, 107 di tali strati sono costituiti da un unico comune<sup>90</sup>, che viene definito "autorappresentativo - Ar" e che partecipa all'indagine tutti i mesi dell'anno, mentre i rimanenti 121 accorpano "più comuni", tutti appartenenti alla medesima regione, definiti "non autorappresentativi - Nar" e coinvolti nell'indagine per un mese in ciascun trimestre<sup>91</sup>. L'indagine, nel 2006, ha quindi interessato 470 comuni e circa 28.000 famiglie: essendo, detta indagine, "continua", ogni mese sono state intervistate approssimativamente 2.300 unità familiari e garantendo la presenza di ciascuno dei 228 strati<sup>92</sup>.

Il piano di campionamento, delineato su base trimestrale e applicato, perciò, a ciascuno dei quattro trimestri di ogni anno, prevede che, una volta definito il numero di interviste da effettuare in ciascun comune campione, quest'ultimo provveda a selezionare casualmente dalla propria anagrafe, secondo un prestabilito "passo di estrazione"<sup>93</sup>, le unità familiari che entreranno a far parte del campione. Inoltre, è previsto che, per ogni famiglia estratta e facente parte dell'elenco base, ne sia selezionata un'altra di riserva, da intervistare in caso di

---

<sup>89</sup> Il numero degli strati risulta, anche se di poco, diverso anno per anno, come si può notare consultando gli *Annuari* relativi all'indagine sui consumi delle famiglie (vedi, ad esempio, ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48, ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008a, p. 50, ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2007a, p. 45). Si precisa che le differenze riscontrate si riferiscono agli strati dei comuni "non autorappresentativi" (vedi in seguito).

<sup>90</sup> Si tratta di tutti i capoluoghi di provincia e di altri 4 comuni, Rovereto, Merano, Foligno e Termoli, che, pur non essendo capoluoghi, presentano un numero di residenti superiore alla soglia demografica regionale di determinazione degli strati. Quest'ultima, a livello regionale, dipende "dalla frazione di campionamento trimestrale, dal numero medio di componenti per famiglia e dal numero minimo di interviste effettuate" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48).

<sup>91</sup> Per ogni strato Nar vengono, infatti, estratti tre comuni "campione" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48).

<sup>92</sup> Per ulteriori dettagli relativi "all'avvicendamento" dei comuni Non autorappresentativi nella fase delle interviste e all'allocazione delle "unità di secondo stadio" (ovvero le famiglie) all'interno del campione, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48.

<sup>93</sup> Per ciascun comune, il passo di estrazione corrisponde al rapporto tra il numero di famiglie presenti in anagrafe ed il numero assegnato di famiglie da intervistare (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48).

“caduta” della prima<sup>94</sup>. La sostituzione avviene ad opera del rilevatore, che seleziona<sup>95</sup> una famiglia residente nella medesima sezione di censimento ed avente la stessa ampiezza demografica dell’unità familiare dell’elenco base da rimpiazzare, qualora quest’ultima non possa (o rifiuti) di partecipare all’indagine.

Al fine di garantire “la copertura” di tutti i giorni dell’anno in ordine alle spese quotidiane, per ogni regione sono “estratti” casualmente due periodi di sette giorni ciascuno, ovvero i cosiddetti “periodi di riferimento”, in modo tale che<sup>96</sup>:

- indipendentemente dalle regioni, tutti i giorni dell’anno siano “oggetto di indagine”;
- per ogni regione, tutti i giorni, da 1 a 31, di un “generico” mese siano coinvolti nell’indagine almeno una volta nell’arco dell’anno.

In ciascun comune “campione”, per ogni mese, le famiglie estratte sono ripartite<sup>97</sup> in due insiemi di pari numerosità, in modo tale da chiamarle a partecipare, rispettivamente, nel primo e nel secondo “periodo di riferimento”.

Gli strumenti utilizzati nell’indagine per la registrazione delle spese familiari sono<sup>98</sup>:

- a) il “Libretto degli acquisti”, di cui è prevista l’autocompilazione a cura della persona che, normalmente, in ambito familiare, effettua la maggior parte delle spese, e nel quale vengono annotate tutte gli esborsi sostenuti per generi di largo consumo, come alimentari e bevande, e per articoli e servizi “ricorrenti”, quali piccoli oggetti per la casa, la cura e l’igiene della persona, giornali, libri, tabacchi, giocattoli, etc.;
- b) il “Taccuino degli autoconsumi”, sempre compilato ad opera degli intervistati ma rilasciato alla famiglia unicamente se questa dichiara al rilevatore di consumare anche beni che produce o si procura in modo autonomo, come, ad esempio, i prodotti raccolti dal proprio orto o i proventi delle attività ittica e venatoria;

---

<sup>94</sup> Le unità familiari dell’elenco suppletivo sono costituite da quelle che, nell’elenco anagrafico, precedono immediatamente quelle estratte per l’elenco base (per ulteriori dettagli, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 48).

<sup>95</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 48-49.

<sup>96</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 49.

<sup>97</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 49.

<sup>98</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 49 e p. 122 e seguenti.

- c) il “Riepilogo delle spese familiari”, ovvero la parte di questionario compilata durante un’intervista finale “faccia a faccia” ad opera del rilevatore, dedicata alla registrazione delle caratteristiche dell’abitazione in cui la famiglia vive e di quelle socio-demografiche dei suoi componenti, alla rilevazione della presenza/assenza di determinati beni durevoli e alla “cattura” di spese che, per loro natura, vengono effettuate con minor frequenza rispetto a quelle destinate a generi di largo consumo e che, pertanto, si tenta di “rilevare” estendendo il “periodo di riferimento” oltre la settimana osservata<sup>99</sup>.

Le spese annotate direttamente dalla famiglia si riferiscono unicamente al solo “periodo di riferimento” assegnate e deve essere mostrato l’importo complessivo corrisposto all’atto dell’acquisto, indipendentemente sia dalle modalità di pagamento (contanti, carta di credito, etc.), sia dal momento di effettivo utilizzo o consumo<sup>100</sup>.

L’intervista conclusiva, invece, viene effettuata dal rilevatore nel corso della prima settimana del mese successivo al “periodo di riferimento”.

In seguito alla raccolta, i questionari vengono inviati all’Istat dove iniziano le fasi di controllo e revisione dei modelli<sup>101</sup>. In presenza di alcune lacune o anomalie, è possibile contattare il rilevatore e/o le famiglie intervistate. Normalmente, però, le procedure di controllo delle coerenze logico-formali e di trattamento dei dati mancanti o errati sono automatiche ed implementano, per le correzioni ed imputazioni dei valori mancanti o inesatti, il metodo “del donatore”, secondo il quale si ricerca, nel “serbatoio” di tutti i dati disponibili, una famiglia con caratteristiche simili a quella in corrispondenza della quale è stato riscontrato

---

<sup>99</sup> Si tratta delle spese destinate, ad esempio, all’acquisto di piccoli e/o grandi elettrodomestici, al pagamento delle bollette per le forniture di energia elettrica, gas, acqua e di quella telefonica, alla manutenzione ordinaria e straordinaria dell’abitazione, all’acquisto di mobili e altri accessori per la casa, all’assistenza di bambini, anziani e disabili, al pagamento di premi ad assicurazioni, e via dicendo. A seconda del tipo di spesa, il “periodo di riferimento” associato può essere l’ultimo mese, gli ultimi tre mesi o gli ultimi dodici mesi precedenti quello dell’intervista (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 49 e p. 122 e seguenti).

<sup>100</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9 e p. 49.

<sup>101</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 49-50.

l'errore o il dato mancante e quindi si procede attribuendo a quest'ultima l'informazione "corretta" desunta dal questionario dell'unità assunta come "donatrice",<sup>102</sup>.

Nei casi di anomalie o lacune troppo "grandi" per essere sanate, i questionari sono annullati, mentre i dati che hanno superato i controlli e "ripuliti" da eventuali errori concorrono alla formazione delle stime.

Le stime relative agli importi spesi per consumi delle famiglie vengono pubblicate<sup>103</sup> tenendo il mese come periodo di riferimento temporale. Dal momento che, come si è potuto notare, molte delle spese rilevate si riferiscono a "multipli" e "sottomultipli" del mese, occorre ricondurre a quest'ultima "unità di misura" tutti gli importi considerati. A titolo di esempio<sup>104</sup>, considerando che il totale di una bolletta telefonica si riferisce ad un bimestre, si può ragionevolmente supporre che l'apparecchio sia stato utilizzato nella stessa "proporzione" in entrambi i mesi in questione, e quindi sarà sufficiente dividere per due detto totale, mentre, seguendo il medesimo criterio, il premio annuale di un'assicurazione per i veicoli verrà equiripartito su dodici mensilità. Purtroppo, però, non tutte le trasformazioni possono essere realizzate in modo immediato al pari dei due esempi appena visti. In particolare, non è sempre possibile procedere al riporto al mese delle spese settimanali ricorrendo ad un coefficiente "fisso" e di immediata comprensione come potrebbe essere, ad esempio, il valore 30/7. Ciò in quanto non è detto che tutto ciò che si acquista nell'ambito delle "spese correnti" e dei "generi alimentari" nei sette giorni osservati, e quindi tutto ciò che viene registrato debitamente nel "Libretto degli acquisti", venga consumato od esaurisca la sua funzione nel medesimo arco temporale. Esistono, infatti, altri elementi da considerare, ovvero quelli identificati con le denominazioni "confezione minima" e "scorta". Riprendendo un esempio illustrato nelle note

---

<sup>102</sup> I software impiegati nei processi di revisione e controllo sono "Scia" (*Sistema di controllo e imputazione automatica*) per le variabili qualitative, in cui si effettua il controllo e la correzione probabilistica, e "Rida" (*Ricostruzione delle informazioni con donazione automatica*) per le variabili quantitative, in cui i controlli sono di tipo deterministico e le correzioni "da donatore" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 50).

<sup>103</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 50.

<sup>104</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 50.

metodologiche del volume sui consumi delle famiglie dell'Istat<sup>105</sup>, normalmente lo zucchero si acquista confezionato e, salvo casi particolari, i pacchi contenenti le quantità “minime” disponibili sul mercato non vengono esauriti completamente da una famiglia in una settimana: il bene in questione, quindi, rientra in entrambe le categorie di “scorta” e “confezione minima”. Pertanto, sia nel caso illustrato sia in molti altri occorrerà impiegare dei coefficienti più “appropriati” al fine di riportare al mese le spese settimanali. Detti coefficienti di “espansione temporale” sono stati elaborati mediante “un modello statistico definito in funzione della frequenza di acquisto di ogni singolo bene, ovvero della proporzione di famiglie che ha acquistato il bene considerato nei sette giorni di riferimento”<sup>106</sup>, e, dal momento che è stato osservato che per determinati beni la proporzione di famiglie anzidetta variava in ordine alla stagione, tali coefficienti variano trimestralmente. In definitiva, l'ammontare della spesa mensile per un ogni bene si ottiene<sup>107</sup> moltiplicando la spesa settimanale<sup>108</sup> per il rispettivo coefficiente di espansione stabilito per il trimestre in cui ricade la spesa medesima, ovvero se  ${}_t^b c$  indica il coefficiente di espansione temporale per un certo bene  $b$  nel trimestre  $t$ , la stima  ${}^b \hat{y}_j$  della spesa mensile della famiglia  $j$  effettuata per l'acquisto dello stesso bene  $b$  è data da:

$${}^b \hat{y}_j = {}_{s,t}^b y_j \cdot {}_t^b c,$$

dove  ${}_{s,t}^b y_j$  rappresenta la spesa sostenuta per l'acquisto del bene  $b$  dall'unità familiare  $j$  nel periodo di sette giorni  $s$  del trimestre  $t$ .

Una volta ottenute le stime per ogni famiglia “campione”, occorre ricondurre i valori all'intero universo costituito da tutte le famiglie residenti in Italia per avere le stime relative all'intera popolazione. E' necessario, pertanto, impiegare ulteriori coefficienti “di riporto all'universo”. Poiché l'indagine produce, dapprima, delle stime trimestrali, ad esclusivo utilizzo della Contabilità

<sup>105</sup> Vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 50-51.

<sup>106</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 51.

<sup>107</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 51.

<sup>108</sup> Quest'ultima è data dalla somma della spesa effettuata nei sette giorni di riferimento (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 51).

nazionale ai fini della stima del Prodotto Interno Lordo, le stime annuali vengono ricavate operando, in un secondo momento, sulle informazioni relative ai quattro trimestri<sup>109</sup>.

Per l'elaborazione delle stime trimestrali si ricorre a stimatori "vincolati", ovvero a stimatori che, oltre alle probabilità di inclusione di ogni famiglia, devono assicurare il "rispetto" di altri "totali noti", quali:

- il numero di famiglie e la popolazione residente a livello regionale;
- la struttura della popolazione secondo il sesso e l'età<sup>110</sup> a livello di ripartizione geografica.

Le informazioni in questione sono tratte da fonti "esterne" e, garantendo loro la debita "osservanza", si tenta di ricostruire, nelle stime, le caratteristiche essenziali della popolazione di riferimento.

Il valore di un coefficiente di riporto indica il "peso" che la corrispondente unità campionaria ha nella popolazione di riferimento, ovvero se, ad esempio<sup>111</sup>, per una certa unità familiare, tale valore ammonta a 1.853, significa che le informazioni relative ad essa possono essere "imputate" ad altre 1.852 famiglie residenti in Italia e non facenti parte del campione e che quindi, per ottenere le stime riferite a queste ultime, si dovranno moltiplicare per tale coefficiente i dati relativi all'unità campionata in argomento. Ancora, i coefficienti di riporto sono stati calcolati in modo tale da poter essere utilizzati anche nelle stime relative agli individui oltre che alle famiglie. Difatti, per avere l'informazione stimata a livello di individui, sarà sufficiente impiegare un ulteriore coefficiente ottenuto, semplicemente, attraverso il prodotto tra il numero di componenti la famiglia ed il coefficiente di riporto familiare "originario"<sup>112</sup>.

In sostanza, si immagini di volere una stima della spesa complessiva delle famiglie di un generico dominio territoriale  $d$ , ovvero della quantità

---

<sup>109</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 51.

<sup>110</sup> Nel presente contesto sono considerate solo quattro classi di età (valori espressi in anni): 0-14, 15-29, 30-59, 60 e più (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 51.).

<sup>111</sup> I valori e l'esempio sono tratti da ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 52.

<sup>112</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 52.

$${}_d Y = \sum_{h=1}^{H_d} \sum_{j=1}^{M_h} Y_{hj},$$

dove<sup>113</sup>:

- $d$  rappresenta l'indice di *dominio territoriale* di riferimento delle stime;
- $j$  è l'indice dell'unità familiare;
- $h$  rappresenta l'indice dello *strato*;
- $Y_{hj}$  raffigura la spesa complessiva mensile della famiglia  $j$ -esima residente nello strato  $h$ ;
- $M_h$  è il numero delle unità familiari residenti nello strato  $h$ ;
- $m_h$  corrisponde al numero di famiglie campione nell'ambito dello strato  $h$ ;
- $H_d$  indica il numero di strati nel dominio territoriale  $d$ .

Utilizzando<sup>114</sup> l'apposito coefficiente finale di riporto all'universo  $W_{hj}$ , riferito, quindi, alla  $j$ -esima famiglia dello strato  $h$ , la stima suddetta si otterrà attraverso la seguente operazione:

$${}_d \hat{Y} = \sum_{h=1}^{H_d} \hat{Y}_h = \sum_{h=1}^{H_d} \sum_{j=1}^{M_h} Y_{hj} \cdot W_{hj}.$$

I coefficienti<sup>115</sup> di riporto all'universo sono ottenuti mediante procedure generalizzate e perseguono gli obiettivi di:

- a) apportare le correzioni dovute in seguito ai fenomeni delle “mancate risposte” e degli “errori di lista”;
- b) “sfruttare” la conoscenza (come accennato in precedenza) di alcuni “totali noti” relativi alla popolazione in esame.

Brevemente, si riportano le fasi che si susseguono nell'elaborazione dei coefficienti finali di riporto all'universo<sup>116</sup>:

<sup>113</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 52.

<sup>114</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 52.

<sup>115</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 52-53.

<sup>116</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 53.

1. il reciproco della probabilità di inclusione di ogni unità campionaria viene assunto come “coefficiente di riporto base” (o “peso diretto”);
2. a livello regionale, si calcola l’inverso del tasso di risposta e questo valore viene denominato “fattore correttivo per mancata risposta totale”;
3. attraverso la risoluzione di un problema di minimo vincolato<sup>117</sup>, si determina un “fattore correttivo” capace di soddisfare la condizione di uguaglianza fra i “totali noti” della popolazione e le stime campionarie corrispondenti;
4. il prodotto del “coefficiente di riporto base” per i valori dei fattori correttivi “per mancata risposta totale” e per il soddisfacimento della condizione di uguaglianza fornisce il valore del coefficiente di riporto finale all’universo.

Ancora, vale la pena sottolineare che è stata istituita la pratica di ridurre<sup>118</sup> (rispetto al valore che riporterebbero nel caso fosse seguita la procedura appena descritta) i coefficienti finali di riporto all’universo per le unità campionarie “anomale”, ovvero per quelle unità in corrispondenza delle quali si registrano comportamenti di spesa “insoliti” e aventi valori “distanti” da quelli del resto del collettivo statistico esaminato ma comunque veritieri. Dal momento che la loro presenza influenza le stime, in passato vi era l’usanza di trascurare tali valori, ma in tal modo venivano ignorati dei dati che, anche se “eccezionali”, apportavano pur sempre delle informazioni reali.

Infine, dividendo per “4” i coefficienti finali di riporto all’universo trimestrali, si possono ottenere le stime annuali dei totali<sup>119</sup>.

Una volta ottenute le stime, si procede alla valutazione della loro “precisione” mediante il calcolo degli errori di campionamento<sup>120</sup> assoluto e relativo. A livello di dominio territoriale  $d$ , per la stima dell’errore di

---

<sup>117</sup> Si procede minimizzando la funzione che esprime la distanza fra i coefficienti di riporto “base” e “finali”, introducendo la condizione di eguaglianza tra i valori dei totali noti della popolazione e le stime campionarie dei medesimi (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 53).

<sup>118</sup> In questo modo non vengono perse le informazioni relative alle osservazioni anomale e si mantiene l’impiego degli stimatori classici (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 53).

<sup>119</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 53.

<sup>120</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 53.

campionamento assoluto della spesa  ${}_d\hat{Y}$  è impiegata la radice quadrata della varianza  $\hat{Var}({}_d\hat{Y})$  della medesima stima  ${}_d\hat{Y}$ , ovvero

$$\hat{\sigma}({}_d\hat{Y}) = \sqrt{\hat{Var}({}_d\hat{Y})},$$

mentre la stima dell'errore di campionamento relativo – sempre riferito a  ${}_d\hat{Y}$  – si ottiene dividendo quest'ultima per il valore  ${}_d\hat{Y}$ , ossia

$$\hat{\varepsilon}({}_d\hat{Y}) = \frac{\sqrt{\hat{Var}({}_d\hat{Y})}}{{}_d\hat{Y}}.$$

La somma<sup>121</sup> delle stime delle varianze dei singoli strati inclusi in un certo dominio  $d$  fornisce la stima della varianza  $\hat{Var}({}_d\hat{Y})$ , ovvero

$$\hat{Var}({}_d\hat{Y}) = \sum_{h=1}^{H_d} \hat{Var}(\hat{Y}_h) = \sum_{h=1}^{H_d} M_h^2 \cdot \frac{M_h - m_h}{m_h \cdot M_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_h} \frac{(\hat{Y}_{hj} - \hat{Y}_h)^2}{m_h - 1},$$

dove, ferma restando la simbologia vista in precedenza:

- $\hat{Y}_{hj} = Y_{hj} \cdot W_{hj}$ ;
- $\hat{Y}_h = \frac{1}{m_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_h} \hat{Y}_{hj}$ .

Infine, impiegando la stima dell'errore di campionamento assoluto, l'Istat elabora e pubblica<sup>122</sup> *intervalli di confidenza* per le spese medie mensili familiari per i vari capitoli di spesa ricorrendo allo schema:

$$\Pr(\hat{Y} - k \cdot \sigma(\hat{Y}) \leq Y \leq \hat{Y} + k \cdot \sigma(\hat{Y})) = p,$$

dove con  $p$  si intende la probabilità con cui l'intervallo contiene il vero valore del generico parametro di interesse  $Y$  stimato con  $\hat{Y}$ , mentre il valore di  $k$  dipende dal livello di probabilità  $p$  scelto<sup>123</sup>.

<sup>121</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 54.

<sup>122</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 54-55.

<sup>123</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 54.

Come accennato all'inizio del presente paragrafo, la stima dei "numeri" ufficiali caratterizzanti la povertà in Italia è affidata all'Istat che provvede, innanzitutto, a calcolare annualmente la soglia della povertà relativa in base ai dati raccolti per l'indagine sui consumi delle famiglie. Accogliendo, di fatto, la definizione convenzionale dell'ISPL, una famiglia di due persone è "relativamente povera" se la sua spesa per consumi è uguale o inferiore alla spesa media mensile pro capite, mentre, per le famiglie di ampiezza diversa da due, il valore della linea di povertà si ricava applicando il corrispondente coefficiente della *scala Carbonaro* alla soglia calcolata per i nuclei di due individui<sup>124</sup>.

Una volta elaborate le soglie di povertà relativa per le varie ampiezze familiari, si procede alla stima dell'*incidenza* della povertà medesima, ovvero alla percentuale di unità familiari e singoli individui "relativamente poveri" sul totale dei rispettivi collettivi<sup>125</sup>. Ancora, l'incidenza della povertà è stimata, oltre che per l'intera popolazione residente in Italia, anche a livello di grossi comparti regionali (Nord, Centro e Mezzogiorno) e quindi analizzata, nella sua "evoluzione", anche per questi singolarmente considerati.

Nei confronti spazio-temporali, purché ammissibili almeno dal punto di vista logico<sup>126</sup>, occorre innanzitutto ricordare il carattere "campionario" dell'indagine dalla quale provengono i dati e che quindi variazioni piuttosto "contenute" tra le stime relative all'analisi della povertà possono essere imputate anche all'errore "campionario", ossia proprio al fatto che si stanno osservando solo delle "porzioni" della popolazione di riferimento<sup>127</sup>. Inoltre, dal punto di vista temporale, è doveroso rammentare che allo "spostamento" delle soglie di povertà da un anno all'altro contribuiscono vari fattori fra cui i mutamenti nei comportamenti di consumo delle famiglie e le variazioni dei prezzi al

---

<sup>124</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 1 e p. 11.

<sup>125</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 1. Si ricorda, inoltre, che le stime sono elaborate per la popolazione *residente*.

<sup>126</sup> Ovvero fra contesti non troppo dissimili fra loro, ad esempio, nello spazio, in termini di strutture socio-assistenziali e di sistemi fiscali e, nel tempo, in termini di mutamenti radicali negli stili di vita e di innovazioni tecnologiche largamente accessibili.

<sup>127</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 1.

consumo<sup>128</sup>. Proprio per quest'ultima ragione si usa "rivalutare" la linea di povertà elaborata nell'anno precedente attraverso l'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività e confrontare il valore così ottenuto con la soglia corrispondente "attuale". Solo ai fini di una migliore comprensione, si possono prendere in esame le due seguenti situazioni.

- Le linee di povertà nel 2005 e nel 2006 erano pari<sup>129</sup>, rispettivamente, a 936,58 euro e a 970,34 euro. Se sulla variazione della linea avesse agito unicamente la dinamica inflazionistica, nel 2006 la linea di povertà sarebbe risultata pari a 956,25<sup>130</sup> euro e ciò avrebbe comportato un'incidenza della povertà inferiore a quella effettivamente calcolata per il 2006. Inoltre, è possibile interpretare la differenza tra le due stime dell'incidenza per quest'ultimo anno, l'una calcolata sulla soglia del 2005 "rivalutata" e l'altra derivata direttamente tramite la linea di povertà elaborata sulla base dei consumi del 2006: tale divario si riferisce, infatti, alle famiglie che, pur avendo raggiunto il tenore dell'anno precedente opportunamente rivalutato, sono considerate comunque povere per effetto del miglioramento delle condizioni di vita medie della popolazione<sup>131</sup>.
- Le linee di povertà nel 2007 e nel 2008, ricavate dall'elaborazione dei corrispondenti dati sui consumi, erano pari<sup>132</sup>, rispettivamente, a 986,35 euro ed a 999,67 euro mentre la linea di povertà del 2007 "rivalutata" in base all'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività raggiunge il valore di 1.018,90 euro. La differenza tra i due valori<sup>133</sup> dell'incidenza calcolati per il 2008 rappresenta la percentuale di famiglie che non sono riuscite a raggiungere il tenore di vita dell'anno precedente opportunamente rivalutato in base alla dinamica dei prezzi<sup>134</sup>.

---

<sup>128</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 2.

<sup>129</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2007b, p. 2.

<sup>130</sup> Valore della soglia del 2005 rivalutata mediante l'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2007b, p. 2).

<sup>131</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2007b, p. 2.

<sup>132</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 2.

<sup>133</sup> I due valori in questione si ottengono rapportando al totale delle unità familiari il numero di famiglie considerate "povere" sulla base delle due soglie di povertà, l'una "rivalutata" e l'altra derivata in base ai dati sui consumi.

<sup>134</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 2.

Ulteriori elaborazioni consentono di analizzare il fenomeno della povertà sia dal punto di vista della sua “diffusione” sul territorio nazionale sia in relazione alle caratteristiche socio-demografiche delle famiglie. Ad esempio, osservando i risultati delle elaborazioni relative agli ultimi anni<sup>135</sup>, la povertà resta, in Italia, un fenomeno diffuso soprattutto nel Mezzogiorno ed associato, principalmente, alle famiglie di maggiori dimensioni, alle unità familiari aventi come persona di riferimento un individuo con un basso livello professionale o comunque caratterizzato da un basso profilo professionale – se occupato – o “in cerca di occupazione”. A seconda dei dati disponibili, è possibile spingersi ancora oltre nell’esame del fenomeno della povertà, come, ad esempio, valutarne la diffusione anche a livello regionale o l’incidenza in base al sesso della persona di riferimento del nucleo familiare oppure in base al numero di anziani o minori presenti nel nucleo stesso.

Un ulteriore dato diffuso dall’Istat si riferisce alla misura della “gravità” del fenomeno della povertà, ovvero viene fornita l’informazione relativa all’*intensità* del fenomeno in oggetto, costituita dall’indicazione di quanto, in termini percentuali, la spesa media mensile equivalente delle famiglie definite povere si distanzia dal valore della linea di povertà.

Infine, l’Istat affianca alla soglia di povertà relativa linee aggiuntive “tracciate” in corrispondenza dell’80%, del 90%, del 110% e del 120% del valore di quella standard<sup>136</sup>. Ciò consente di classificare ulteriormente le famiglie, sempre in base alla loro spesa per consumi. Difatti, sono definiti “sicuramente poveri” e “appena poveri” i nuclei la cui spesa mensile equivalente risulta, rispettivamente, inferiore e non inferiore al 20% della linea di povertà standard, mentre le unità familiari che presentano un valore – per il medesimo indicatore – non superiore al 10% della stessa soglia sono considerate “a rischio di povertà”. Infine, sono classificate come “sicuramente non povere” tutte le famiglie “residue”, ovvero tutte quelle la cui spesa mensile equivalente per consumi oltrepassa del 20% la soglia di povertà relativa standard.

---

<sup>135</sup> Si vedano, in proposito, le pubblicazioni ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2007b, ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008b, e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b.

<sup>136</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b.

## Capitolo 4

### I principali indici di povertà

#### 4.1 Gli assiomi alla base delle misure di povertà

Una volta stabilito quale criterio adottare per distinguere i “poveri” dai “non poveri” nell’ambito della popolazione di riferimento, viene sovente richiesta una descrizione del fenomeno della povertà medesima attraverso alcuni indici. A tal fine, sono stati elaborati nel corso del tempo numerosi indicatori e si è imposto, quindi, anche il problema relativo alla selezione di quali preferire fra i tanti disponibili<sup>1</sup>. Un criterio per risolvere la questione consiste nell’enunciare determinate proprietà ritenute “auspicabili” e nel verificare se e (in caso affermativo) quali, indicatori le possiedono. In sostanza, si tratta di scegliere di “condividere” l’impostazione *assiomatica* della teoria della misura della povertà, fondamentale introdotta da Sen nel 1976 in un articolo<sup>2</sup> in cui riesaminava il “funzionamento” dei due più noti ed utilizzati indici, l’*headcount ratio* e l’*income gap ratio*, e ne proponeva, in alternativa, uno proprio, noto, successivamente, in letteratura con il nome stesso del suo ideatore<sup>3</sup>. Sin dalla loro prima “ufficiale” comparsa, gli assiomi nel campo della misura della povertà si dimostrarono numerosi e taluni, peraltro di “antica” ispirazione, proposti con un grado non indifferente di arbitrarietà<sup>4</sup>. Tuttavia, l’insieme delle principali caratteristiche,

---

<sup>1</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 105.

<sup>2</sup> SEN A., 1976. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, vol. 44, n. 2, pp. 219-231.

<sup>3</sup> Ovvero noto come *indice di Sen* (vedi oltre).

<sup>4</sup> Nello specifico, quivi si sta facendo esplicitamente riferimento all’assioma *Ordinal Rank Weights*, secondo il quale si dovrebbe attribuire un peso tanto maggiore quanto più basso è il reddito (ovvero il valore della variabile economica assunta come rappresentante della condizione di ricchezza e dello stato di povertà degli individui) di ciascuna unità della popolazione di riferimento. Tale assioma fu enunciato da Sen nel 1976 sulla base di un modello di costruzione di pesi proposto da Borda nel 1781 (vedi SEN 1976, p. 221).

condivise<sup>5</sup> dalla collettività scientifica nel suo insieme, si rivela composto da un numero ristretto di assiomi.

Nella seguente esposizione degli assiomi “riconosciuti” come fondamentali, si tenga presente che:

- con  $\underline{y}$  si indicherà il vettore dei redditi<sup>6</sup> personali;
- $z > 0$  rappresenterà una determinata soglia di povertà;
- $P(\underline{y}; z)$  designerà la generica misura della povertà.

a) *Assioma di identificazione o di indipendenza dai redditi dei ricchi*

*La misura della povertà deve essere “invariante” rispetto ad una riallocazione monetaria nel sottoinsieme delle unità che si dispongono sopra alla soglia di povertà e che vi restano anche successivamente al trasferimento<sup>7</sup>.*

Ovvero, data una distribuzione iniziale di  $n$  redditi  $\underline{y}$ , se  $\underline{x}$  individua una nuova distribuzione tale che:

$$\underline{x} = \{y_1, y_2, \dots, y_i - k, \dots, y_j + k, \dots, y_n\},$$

dove  $k > 0$  e per cui  $y_i - k > z$  e  $y_j > z$ , allora le misure di povertà delle due distribuzioni devono coincidere, ossia  $P(\underline{y}; z) = P(\underline{x}; z)$ .

In sostanza, il principio persegue il fine di orientare<sup>8</sup> l’attenzione del ricercatore unicamente verso la parte di popolazione ritenuta povera in quanto avente reddito inferiore alla linea di povertà.

---

<sup>5</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 107.

<sup>6</sup> Ai fini della trattazione del presente capitolo, si presume una caratterizzazione economica del fenomeno della povertà e si assume la dimensione della variabile “reddito” quale caratteristica in base alla quale valutare lo stato di povertà e ricchezza dei soggetti.

<sup>7</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 105.

<sup>8</sup> In letteratura, in diverse fonti (vedi, ad esempio, FOSTER e SHORROCKS 1991, pp. 689-690, e TSUI 1996, p. 419), viene esposto il *focus axiom*, che chiede alla generica misura di povertà di rimanere insensibile a fronte di un *aumento* del reddito di una qualsiasi persona non povera. Nella presente trattazione si è preferito presentare la versione tratta da BALDINI e TOSO 2004, p. 105 in quanto ritenuta di “portata più generale”, dal momento che prevede anche una corrispondente diminuzione nel reddito di un’altra unità (il cui reddito, in ogni caso, deve mostrarsi superiore alla soglia di povertà anche in seguito alla variazione). Si ritiene, comunque, che a tutte le versioni richiamate, dovrebbe essere aggiunta anche la condizione, per l’indice di povertà, di ricettività delle variazioni nel *numero* dei poveri. In proposito, si veda, ad esempio, la variante del medesimo assioma di Donaldson e Weymark: “for a given population and poverty line, the focus

b) *Assioma di monotonicità*

*Una riduzione del reddito di un soggetto già collocato sotto alla linea di povertà deve produrre un incremento della misura di povertà<sup>9</sup>.*

Con l'ausilio della simbologia, se la distribuzione iniziale  $\underline{y}$  differisce da una seconda distribuzione  $\underline{x}$  esclusivamente per una contrazione di un reddito  $y_i$  allorquando  $y_i < z$ , ovvero se  $\underline{x} = \{y_1, y_2, \dots, y_i - k, \dots, y_n\}$  con  $k > 0$ , allora deve realizzarsi la condizione  $P(\underline{x}; z) > P(\underline{y}; z)$ .

c) *Assioma di simmetria (o di anonimità)*

*Il valore dell'indice di povertà deve risultare insensibile rispetto alle permutazioni del distribuzione di redditi  $\underline{y}$ , posto che non ne venga alterata la distribuzione di frequenza<sup>10</sup>.*

Riprendendo un esempio numerico da BALDINI e TOSO 2004, p. 106, se  $\underline{y} = \{1, 2, 5, 7\}$ ,  $z = 4$  e se  $\underline{x} = \{2, 7, 1, 5\}$ , allora deve seguire che  $P(\underline{y}; z) = P(\underline{x}; z)$ .

In sostanza, le "identità" dei soggetti devono risultare irrilevanti ai fini della misura della povertà mentre devono essere presi in considerazione unicamente i loro redditi.

d) *Assioma di indipendenza dalla popolazione*

*Se una distribuzione di redditi  $\underline{x}$  si ottiene replicando  $m$  volte la distribuzione iniziale  $\underline{y}$ , ovvero se ad ogni reddito  $y_i$  di  $\underline{y}$  corrispondono  $m$  redditi del medesimo importo in  $\underline{x}$ , allora la misura della povertà, applicata ai*

---

axiom requires a poverty index to be sensitive to the incomes and number of poor only" (Donaldson e Weymark, 1986, p. 667).

<sup>9</sup> Cfr. SEN 1976, p. 219.

<sup>10</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 106.

due vettori, deve produrre lo stesso risultato, ossia si deve avere  $P(\underline{y}; z) = P(\underline{x}; z)$ <sup>11</sup>.

Ad esempio, se  $\underline{y} = \{1, 3, 5, 9\}$  e  $m = 2$ , ne seguirà che  $\underline{x} = \{1, 1, 3, 3, 5, 5, 9, 9\}$  ma che  $P(\underline{y}; z) = P(\underline{x}; z)$ .

e) *Assioma del trasferimento*

*Un semplice trasferimento di reddito da un individuo ubicato sotto la linea di povertà ad un qualsiasi altro soggetto più ricco deve provocare un incremento della misura di povertà*<sup>12</sup>.

Ovvero, data una distribuzione iniziale di  $n$  redditi  $\underline{y}$ , se  $\underline{x}$  individua una nuova distribuzione tale che:

$$\underline{x} = \{y_1, y_2, \dots, y_i - k, \dots, y_j + k, \dots, y_n\},$$

dove  $k > 0$  e dove  $y_i < z$  e  $y_i < y_j$ , allora le misure di povertà applicate alle due distribuzioni devono produrre il risultato  $P(\underline{y}; z) < P(\underline{x}; z)$ .

In sostanza, l'assioma richiede che la misura di povertà si dimostri "sensibile" ai peggioramenti che possono intervenire tra gli individui "poveri" anche se il loro numero non cambia. Ossia, prendendo un altro esempio numerico in prestito da BALDINI e TOSO 2004, p. 107, se  $\underline{y} = \{1, 2, 5, 7\}$ ,  $z = 4$  e se  $\underline{x} = \{1, 1, 6, 7\}$ , allora deve seguire che  $P(\underline{y}; z) < P(\underline{x}; z)$  in quanto, anche se i poveri sono ancora due, la loro condizione di indigenza si è comunque acuitizzata.

Prima di concludere l'esposizione dei principali assiomi in tema di misure della povertà, si desidera porre in evidenza ancora due aspetti relativamente a quest'ultima proprietà.

Innanzitutto, la prima questione consiste nel porre in evidenza che, così come formulato e ripreso anche da altri autori<sup>13</sup>, l'assioma non richiede che il beneficiario del trasferimento disponga, in origine, di un reddito inferiore alla

<sup>11</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 106.

<sup>12</sup> Cfr. SEN 1976, p. 219.

<sup>13</sup> Vedi anche BALDINI e TOSO 2004, p. 106.

soglia di povertà ma prevede soltanto che tale reddito sia superiore a quello dell'individuo a cui viene, invece, decurtato.

La seconda osservazione sorge, invece, dalla dissertazione esposta in un articolo del 1920 da Dalton (si veda ATKINSON 1970, p. 247 e p. 254), secondo la quale un indice di *diseguaglianza* dovrebbe registrare una diminuzione<sup>14</sup> – e non restare semplicemente immutato – nel caso di un trasferimento “positivo” da un soggetto più ricco verso un individuo più povero. In ogni caso, affinché l'assioma non perda significato, occorre che il beneficiario di un trasferimento progressivo di questo tipo si trovi, almeno inizialmente, collocato sotto la linea di povertà<sup>15</sup>.

#### 4.2 L'indice di diffusione (*headcount ratio*) e l'indice di intensità (*income gap ratio*)

Come anticipato all'inizio del Capitolo 2 e come ricordato nel paragrafo precedente, il tema della misura della povertà presuppone, dapprima, l'identificazione della popolazione “povera” nell'ambito dell'intero collettivo di indagine e, successivamente, la predisposizione di alcuni indici capaci di sintetizzare e comunicare le informazioni a disposizione sulla popolazione povera individuata<sup>16</sup>.

Una misura di immediata comprensione e praticamente da sempre largamente utilizzata<sup>17</sup> è, indubbiamente, la frequenza relativa dei soggetti considerati poveri. Detta misura esprime l'*incidenza* (o *diffusione*) della povertà nella popolazione in esame.

---

<sup>14</sup> In proposito, si veda anche BALDINI e TOSO 2004, p. 106.

<sup>15</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 106.

<sup>16</sup> Cfr. anche SEN 1976, p. 219.

<sup>17</sup> Vedi anche SEN 1976, p. 220 e BALDINI e TOSO 2004, p. 107 e 110.

Date una popolazione composta, complessivamente, da  $n$  elementi, a ciascuno dei quali corrisponde un reddito  $y_j$ ,  $j = 1, \dots, n$ , e la soglia di povertà  $z$ , il numero di unità (persone o famiglie) povere, ovvero con reddito  $y_i \leq z$ , verrà dato da  $q = q(\underline{y}, z)$ , dove con  $\underline{y}$  si intende il vettore formato dagli  $n$  redditi. Ciò premesso, l'incidenza<sup>18</sup>, che in inglese prende il nome di *headcount ratio*, è data dal rapporto

$$H = \frac{q}{n}.$$

Purtroppo, come si può osservare, tale indice non descrive adeguatamente il fenomeno in esame, dal momento che non è capace di specificare<sup>19</sup> “quanto sono poveri” gli stessi poveri, ovvero di comunicare se, ammettendo di aver identificato le unità povere mediante l'impiego di una linea di povertà, tali unità si trovano “poco” o “molto” al di sotto della soglia discriminante. Ancora, l'*headcount ratio* risulta del tutto indifferente verso la distribuzione dei redditi fra i poveri. Detto in altre parole, l'indice  $H$ , pur mostrando coerenza con gli assiomi di *identificazione*, di *simmetria* e di *indipendenza dalla popolazione*, non rispetta quelli<sup>20</sup> della *monotonicità* e del *trasferimento*. Difatti, le quantità  $q$  e  $n$  restano invariate sia a fronte di un semplice decremento del reddito di un individuo povero, sia innanzi ad un trasferimento di reddito da un “povero” ad un “ricco”. Nella violazione del principio del *trasferimento*, poi, si può ottenere il risultato paradossale di una diminuzione<sup>21</sup> del valore dell'incidenza, nel caso in cui il beneficiario esca dallo stato di indigenza a seguito del trasferimento in questione, supponendo che antecedentemente ad esso egli appartenesse alla popolazione qualificata come povera.

Concludendo, non è possibile valutare l'impatto delle azioni e delle politiche intraprese ai fini di contrastare la povertà sulla base del solo indice di intensità in quanto, come sopra anticipato, detto indice non è capace di cogliere le

---

<sup>18</sup> Vedi, ad esempio, SEN 1976, p. 222, COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE 1996, p.21, BALDINI e TOSO 2004, p. 107.

<sup>19</sup> Vedi anche BALDINI e TOSO 2004, p. 107.

<sup>20</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, pp. 108-109.

<sup>21</sup> Ciò in quanto il numero dei poveri  $q$  viene decurtato mentre resta invariato l'ammontare  $n$  della popolazione (vedi anche BALDINI e TOSO 2004, p. 108).

variazioni di reddito che intervengono nella popolazione qualificata come indigente<sup>22</sup>.

Un secondo indicatore ampiamente utilizzato come misura della povertà e idoneo, invece, a cogliere la distanza tra i redditi delle unità classificate “povere” dalla soglia discriminante, è l’indice di *intensità* o *income gap ratio*.

Mantenendo la simbologia introdotta in precedenza, si può definire<sup>23</sup> il “poverty gap individuale” come una misura capace di descrivere la distanza – espressa in termini monetari – del reddito  $y_i$  di ogni soggetto povero dalla soglia di povertà. Tale misura sarà pertanto data da:

$$g_i \equiv z - y_i,$$

considerando i soli valori  $y_i \leq z$ .

La media<sup>24</sup> della distribuzione “di tutti i divari”  $g_i$

$$\bar{g} = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{q} = \frac{\sum_{i=1}^q g_i}{q}$$

viene, in genere<sup>25</sup>, rapportata o al reddito medio della popolazione  $\bar{y}$ , ottenendo la misura

$$i^* = \frac{\bar{g}}{\bar{y}},$$

oppure, più comunemente, alla soglia di povertà  $z$ , ottenendo l’indice di intensità denominato *income-gap ratio*<sup>26</sup>

---

<sup>22</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 108.

<sup>23</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 107.

<sup>24</sup> Cfr. COMMISSIONE D’INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL’EMARGINAZIONE 1996, p.21. Si ricorda che, per costruzione, il numeratore dell’indice in questione è positivo o, comunque, non negativo, in quanto nella sommatoria rientrano, rispettivamente, solo i valori monetari  $y_i < z$  (secondo la definizione “debole” di povertà) o gli elementi  $y_i \leq z$  (rispondenti alla definizione “forte” di povertà). Per ulteriori approfondimenti sui termini *weak definition of the poor* e *strong definition of the poor* e su alcune implicazioni dovute al loro utilizzo si veda DONALDSON e WEYMARK 1986.

<sup>25</sup> COMMISSIONE D’INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL’EMARGINAZIONE 1996, pp. 21-22.

<sup>26</sup> SEN 1976, p. 223.

$$I = \frac{\bar{g}}{z} = \frac{\sum_{i=1}^q g_i}{q \cdot z},$$

esprime la percentuale del divario medio dei redditi della popolazione povera dalla linea di povertà<sup>27</sup>.

L'indice  $I$  può anche essere espresso<sup>28</sup> nella seguente forma:

$$\begin{aligned} I &= \frac{\sum_{i=1}^q g_i}{q \cdot z} = \frac{1}{qz} \cdot \sum_{i=1}^q (z - y_i) = \frac{1}{qz} \cdot \left( \sum_{i=1}^q z - \sum_{i=1}^q y_i \right) = \\ &= \frac{1}{qz} \cdot \left( qz - \sum_{i=1}^q y_i \right) = 1 - \frac{1}{z} \cdot \frac{\sum_{i=1}^q y_i}{q} = 1 - \frac{\mu_q}{z} = \frac{z - \mu_q}{z}, \end{aligned}$$

dove con  $\mu_q$  si intende la media dei redditi della sola sottopopolazione povera di dimensione  $q$ .

Come nel caso dell'indice di diffusione  $H$ , l'indice di intensità  $I$  si mostra coerente<sup>29</sup> con gli assiomi di *indipendenza dalla popolazione*, di *simmetria* e di *identificazione*. Non sempre, invece,  $I$  rispetta i principi del *trasferimento* e di *monotonicità*.

Per quanto riguarda l'assioma del *trasferimento*,  $I$ :

- a) lo "elude", qualora detto trasferimento consista in una nuova "ripartizione" di reddito fra unità povere e tali che risultino ancora povere a redistribuzione ultimata, dal momento che le uniche quantità passibili di mutamento  $\sum_{i=1}^q g_i$  e  $q$ , che concorrono alla composizione dell'indice, rimangono invariate<sup>30</sup>;

<sup>27</sup> SEN 1976, p. 223.

<sup>28</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 108.

<sup>29</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 109.

<sup>30</sup> Difatti, la sommatoria dei "gap individuali" è insensibile ai mutamenti che possono intervenire fra i redditi della popolazione povera (cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 109) dal momento che attribuisce medesimo "peso" a ciascun *gap*, anziché assegnarvi importanza tanto maggiore – come proposto anche in SEN 1976, p. 221 – quanto più ampi essi risultano. Inoltre, poiché si assume che nessuna unità "esca" dallo stato di indigenza a seguito della redistribuzione di reddito, anche la numerosità  $q$  della popolazione povera resta invariata.

b) lo rispetta, aumentando di valore e quindi “denunciando” un aggravamento nella condizione della popolazione povera, qualora, in virtù di una redistribuzione di reddito fra due unità collocate sotto la soglia di povertà, la beneficiaria esca dallo stato di indigenza.

L'incoerenza con il principio di trasferimento si può constatare ipotizzando che, data una certa distribuzione iniziale di redditi  $y_i$ ,  $i = 1, \dots, q$ , inferiori alla soglia di povertà  $z$ , l'*income gap ratio* assuma un certo valore  $g$ , ovvero

$$I = \frac{\sum_{i=1}^q g_i}{q \cdot z} = g .$$

Si supponga, quindi, che si verifichi un trasferimento di reddito

pari a  $k > 0$  tra due unità i cui redditi erano, in origine,  $y_m, y_p < z$ . Inoltre, si supponga che l'effetto della redistribuzione sia tale da decurtare della quantità  $k$  il reddito  $y_m$  e da provocare il superamento della soglia di povertà da parte del reddito della seconda unità, incrementato della medesima quantità  $k$ , ovvero che i redditi “originali”  $y_m$  e  $y_p$  siano, rispettivamente, rimpiazzati da  $y_m' = y_m - k$  e  $y_p' = y_p + k > z$ .

Procedendo nella determinazione del nuovo valore dell'*income gap ratio*, si può osservare che il numeratore di quest'ultimo risulta adesso pari a<sup>31</sup>:

$$\begin{aligned} S_I &= \sum_{i=1}^q g_i - (z - y_m) + (z - y_m') - (z - y_p) = \\ &= \sum_{i=1}^q g_i - (z - y_m) + [z - (y_m - k)] - (z - y_p) = \sum_{i=1}^q g_i + k - z + y_p . \end{aligned}$$

Rammentando, però, che  $y_p + k > z$ , ne segue direttamente che  $k - z + y_p > 0$ , ovvero all'originaria  $\sum_{i=1}^q g_i$  si somma algebricamente una quantità positiva, e quindi  $S_I$  risulta maggiore del numeratore dell'indice calcolato

---

<sup>31</sup> Per la sua rideterminazione, si procede sottraendo i *gap individuali*  $(z - y_m)$  e  $(z - y_p)$  alla sommatoria originaria e riaggiungendovi l'unico “nuovo” gap  $[z - (y_m - k)]$ , dal momento che  $y_m' > 0$ .

inizialmente. Inoltre, essendo  $y_m' > z$ , l'unità associata a tale reddito esce dall'insieme delle unità povere il quale, pertanto, vede diminuire la sua numerosità da  $q$  a  $q-1$ . Concludendo, aumentando il numeratore e riducendosi il denominatore, la quantità  $S_I$  non può che incrementare, determinando, così, una crescita del complessivo indice  $I$  come richiesto, nel caso specifico, dall'assioma del *trasferimento*.

Anche in relazione alla *monotonicità* l'*income gap ratio* non si comporta in modo omogeneo. Difatti, l'assioma suddetto è rispettato a fronte di una semplice diminuzione del reddito di un'unità povera, mentre potrebbe addirittura aumentare nel caso in cui un'unità inizialmente classificata "povera" lasci la condizione di indigenza in seguito ad una crescita del proprio reddito, denunciando, in questo modo, un falso incremento della povertà nella popolazione, dal momento che nessuna unità povera "sta peggio" e, addirittura, un soggetto "sta meglio" rispetto alla situazione originaria<sup>32</sup>. Il responso "ingannevole" prodotto dall'indice  $I$  si verifica nel caso in cui il reddito medio  $\mu_q'$  della popolazione rimasta povera dopo l'uscita dell'unità favorita dall'aumento delle proprie risorse risulti inferiore al reddito medio  $\mu_q$  della situazione "iniziale"<sup>33</sup>. Dal momento che non è improbabile che nella realtà si realizzi una circostanza del tipo descritto<sup>34</sup>, si tenterà ora di fornirne una spiegazione con l'ausilio della simbologia.

Poiché l'indice di intensità  $I$  rispetta l'assioma della *simmetria*, si supponga di riordinare le  $q$  unità iniziali costituenti la sottopopolazione dei poveri secondo la distribuzione dei loro redditi considerati in ordine crescente, e quindi di ottenere<sup>35</sup>:  $y_1 \leq y_2 \leq \dots y_i \dots \leq y_q < z$ .

<sup>32</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 109.

<sup>33</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 109.

<sup>34</sup> Potrebbe, difatti, verificarsi nel caso in cui talune famiglie, qualificate come "povere" ma in realtà disponenti di redditi di poco inferiori alla soglia di povertà, siano protagoniste di una crescita delle proprie risorse in seguito, ad esempio, ad un qualche provvedimento di opposizione alla povertà medesima, come un aumento dell'importo degli assegni familiari (vedi BALDINI e TOSO 2004, p. 109).

<sup>35</sup> Senza perdita di generalità, dal momento che si sta svolgendo un esercizio finalizzato ad un'esemplificazione di quanto sopra asserito, si ipotizza volutamente che tutti i redditi della popolazione povera siano, in origine, strettamente inferiori alla soglia di povertà  $z$ .

Ricordando, ora, che  $I = \frac{z - \mu_q}{z}$ , dove  $\mu_q = \frac{\sum_{i=1}^q y_i}{q}$ , ed ammettendo che  $y_q$

aumenti della quantità  $k > 0$  e che, in virtù di quest'incremento, oltrepassi la linea di povertà  $z$ , affinché il comportamento dell'indice  $I$  contrasti con il requisito della *monotonicità* occorre che esso assuma, a seguito della variazione intervenuta, un valore  $I' < I$ , dal momento che la situazione della popolazione povera è "migliorata", essendo costituita da un'unità in meno rispetto a prima e non essendovi stati aggravamenti per alcun altro soggetto indigente.

Procedendo nel senso di un confronto "diretto" tra i due valori dell'indice di intensità relativi alla situazione illustrata, si può verificare l'esistenza di una qualche circostanza per cui potrebbe essere  $I' > I$ . Pertanto, affinché si realizzi quest'ultima condizione, occorre che

$$\frac{z - \mu_q'}{z} > \frac{z - \mu_q}{z},$$

dove  $\mu_q' = \frac{\sum_{i=1}^{q-1} y_i}{q-1}$ , e quindi che

$$z - \mu_q' > z - \mu_q,$$

ossia, in definitiva, che

$$\mu_q > \mu_q'.$$

Sostituendo ai simboli delle medie le rispettive equazioni, si ottiene:

$$\frac{\sum_{i=1}^q y_i}{q} > \frac{\sum_{i=1}^{q-1} y_i}{q-1}$$

$$(q-1) \cdot \sum_{i=1}^q y_i > q \cdot \sum_{i=1}^{q-1} y_i$$

$$q \cdot \sum_{i=1}^q y_i - \sum_{i=1}^q y_i > q \cdot \left( \sum_{i=1}^q y_i - y_q \right)$$

$$-\sum_{i=1}^q y_i > -y_q \cdot q$$

$$y_q > \frac{\sum_{i=1}^q y_i}{q} = \mu_q,$$

ovvero, nel caso di un incremento di reddito che interessi unicamente l'ultima unità di una distribuzione i cui termini fossero stati ordinati in senso crescente in base al reddito stesso, l'indice di intensità  $I$  viola praticamente sempre l'assioma di *monotonicità* in quanto, per una proprietà della media aritmetica, detto valore è sempre compreso tra i termini minimo e massimo di una distribuzione, ovvero, nel caso specifico<sup>36</sup>,  $y_1 \leq \mu_q \leq y_q$ .

Infine, riguardo all'indice di intensità  $I$ , si osserva che esso soffre di un ulteriore limite, ovvero di essere incapace di rilevare le variazioni nella numerosità della popolazione povera<sup>37</sup>.

Un'altra misura<sup>38</sup> in grado di stimare la "gravità" della povertà – ma non ancora del tutto soddisfacente – è costituita dal *poverty gap*, ossia dal rapporto tra la somma dei *poverty gap individuali* considerati in proporzione alla linea di povertà  $z$  e l'ammontare  $n$  dell'intera popolazione di riferimento, ovvero:

$$PG = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \frac{g_i}{z} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z},$$

che, ponendo la condizione secondo cui  $z - y_i = 0$  se  $y_i > z$ , potrebbe anche essere espresso nella forma:

$$PG = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{z - y_i}{z}.$$

L'indice  $PG$  assume particolare significato qualora si osservi che "esso fornisce una stima della quantità di risorse necessarie per eliminare la povertà,

<sup>36</sup> Si ricorda che, avendo pre-riordinato i termini in senso crescente, i termini minimo e massimo della distribuzione dei redditi coincidono, rispettivamente, con  $y_1$  e  $y_q$ .

<sup>37</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 110 e SEN 1976, p. 223.

<sup>38</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 110.

ossia per portare tutti coloro che stanno sotto la linea della povertà al livello della linea stessa” (BALDINI e TOSO 2004, p. 110).

Il *poverty gap*, inoltre, risulta pari al prodotto tra le due misure  $I$  e  $H$  esaminate in precedenza, difatti:

$$\begin{aligned}
 PG &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} = \frac{1}{n} \cdot \frac{q \cdot z - \sum_{i=1}^q y_i}{z} = \\
 &= \frac{1}{n} \cdot \frac{q \cdot \left( z - \sum_{i=1}^q y_i / q \right)}{z} = \\
 &= \frac{q}{n} \cdot \frac{z - \mu_q}{z} = H \cdot I.
 \end{aligned}$$

Ancora, il *poverty gap* soddisfa il requisito della *monotonicità* dal momento che, anche se si verifica un aumento nel reddito di un “povero” tale per cui detto soggetto si sottrae allo stato di indigenza e quindi alla sottopopolazione dei poveri, l’indice in questione si riduce segnalando, con ciò, un certo “miglioramento”<sup>39</sup>. In sostanza,  $PG$ , pur rispettando anche gli assiomi dell’*indipendenza dalla popolazione*, di *simmetria* e di *identificazione*, non riesce ad essere coerente con quello del *trasferimento*, dato che, al pari di  $I$  e  $H$ , trascura il modo con cui il reddito si distribuisce *tra* la popolazione povera. Infatti, riprendendo un esempio proposto da BALDINI e TOSO, 2004, p. 111, è possibile notare che, benché le due distribuzioni di redditi  $\underline{x} = (1, 2, 3, 4)$  e  $\underline{y} = (2, 2, 2, 4)$ , con  $z = 3$ , presentino entrambe un indice di diffusione  $H_x = H_y = 3/4$  ed un indice di intensità  $I_x = I_y = 1/3$  e, quindi, un altrettanto equivalente *poverty gap* pari a  $PG_x = PG_y = 1/4 = 0,25$ , si potrebbe ritenere comunque più “grave” la condizione dei poveri aventi i redditi descritti dal vettore  $\underline{x}$ , dal momento che in quest’ultima rappresentazione “la persona più povera ha solo la metà del reddito della persona più povera in  $\underline{y}$ ” (BALDINI e TOSO, 2004, p. 111). In altre parole, la distribuzione dei redditi della

<sup>39</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 110.

popolazione indigente in  $\underline{x}$  presenta un più elevato grado di *concentrazione* rispetto al collettivo povero di  $\underline{y}$  e si potrebbe, quindi, ritenerla maggiormente svantaggiata proprio in virtù di questo più ampia disparità.

Come ultime considerazioni riguardanti le misure di povertà illustrate, vale la pena di notare come il *poverty gap* ed i due indicatori  $I$  ed  $H$  di cui esso risulta essere il prodotto siano indici “normalizzati”, nel senso che assumono tutti un valore compreso tra 0 ed 1. Infatti, come è agevole osservare:

- l'indice di diffusione  $H$  segnala “assenza di povertà” assumendo valore 0 nel caso in cui  $y_i > z$  per  $i = 1, \dots, n$  mentre raggiunge il valore 1 solo nel caso in cui tutti i soggetti dispongono di un reddito  $y_i \leq z$ , denunciando, quindi, la condizione di povertà dell'intera società;
- l'indice di intensità  $I$  è pari a 0 solo se  $\mu_q = z$ , ovvero solo nel “caso limite” in cui  $y_i = z$  per ogni  $i = 1, \dots, n$  o, perlomeno, per  $i = 1, \dots, q$ , mentre risulta pari ad 1 solo qualora  $\mu_q = 0$ , e quindi solo nel caso di “massima indigenza” della popolazione povera, ovvero quando  $y_i = 0$  per  $i = 1, \dots, q$  o, addirittura, per  $i = 1, \dots, n$ ;
- il *poverty gap*  $PG$ , equivalendo al prodotto di  $I$  ed  $H$ , può raggiungere il valore 1 esclusivamente nel caso sopraccitato di “massima indigenza” dell'intera popolazione, ossia solo quando  $y_i = 0$  per  $i = 1, \dots, n$ , mentre può risultare pari a 0 solo se nessuna unità è povera o, al limite, tutti i soggetti “poveri” dispongono di un importo identico e pari alla soglia  $z$ , ovvero se  $y_i = z$  per  $i = 1, \dots, q$  o per  $i = 1, \dots, n$ .

Infine, come evidenzia Sen<sup>40</sup>, gli indici  $I$  ed  $H$ , considerati congiuntamente, forniscono una misura “corretta” della povertà unicamente nel caso limite in cui tutti i redditi della popolazione povera risultino equivalenti, ovvero se, per ogni  $i = 1, \dots, q$ ,  $y_i = y^* \leq z$ . In tale condizione, infatti, essi sono in grado di comunicare correttamente, oltre alla quota di soggetti poveri sul totale della

---

<sup>40</sup> SEN 1976, p. 223.

popolazione, anche l'estensione del divario del reddito di ogni unità indigente rispetto alla linea di povertà.

### 4.3 L'indice di *Sen*

Come descritto all'inizio del presente capitolo, la teoria assiomatica delle misure di povertà fu "inaugurata" da A.K. Sen nel 1976 quando, alla luce di una serie di principi, esaminò il "comportamento" dell'*head count ratio* e dell'*income poverty gap* e le informazioni che da essi derivavano in ordine alla popolazione considerata "povera" sulla base di una linea di povertà prefissata. In particolare, dopo aver giudicato inadeguato il modo di analizzare il fenomeno in questione da parte dei due indici – ed anche della misura ottenuta dal loro prodotto – dal momento che si mostravano incoerenti con gli assiomi della *monotonicità* e del *trasferimento*, l'autore procedette illustrando altre caratteristiche ritenute desiderabili per degli indicatori di "povertà" e proponendo, quindi, una propria misura capace di soddisfare tutti i requisiti "fissati".

Innanzitutto, nella sua opera di definizione del nuovo indice, Sen considerò<sup>41</sup> una popolazione  $S$  costituita da  $n$  soggetti, l'ammontare del reddito  $y_i$  di ciascuno di essi ed una linea di povertà  $z$ . Indicando, dunque, con  $S(x)$  l'insieme di coloro che disponevano di un reddito inferiore od uguale a  $x$ , raffigurò con  $S(z)$  il sottoinsieme dei poveri, ovvero di coloro che avevano un reddito  $y_i \leq z$ . Convenendo, quindi, che una misura<sup>42</sup> "normalizzata" e ponderata dei *gap individuali*

$$g_i = z - y_i,$$

con *pesi* espressi dalla funzione  $v_i(z, \underline{y})$ , potesse essere espressa, in termini generici, da

---

<sup>41</sup> SEN 1976, p. 220.

<sup>42</sup> Cfr. SEN 1976, p.220.

$$Q(x) = A(z, \underline{y}) \cdot \sum_{i \in S(x)} g_i \cdot v_i(z, \underline{y}),$$

dove  $\underline{y}$  rappresentava il vettore dei redditi degli  $n$  individui della popolazione, giunse alla conclusione che, attribuendo ad  $x$  il valore  $z$ ,  $Q(z)$  avrebbe potuto coincidere con una misura di povertà capace di soddisfare gli assiomi e principi stabiliti in precedenza una volta che fossero state opportunamente specificate le funzioni  $A(z, \underline{y})$  e  $v_i(z, \underline{y})$ .

In particolare, ai pesi  $v_i(z, \underline{y})$  si richiedeva di essere *non negativi* e di adottare la “regola” secondo la quale ai gap individuali venisse assegnato un peso tanto maggiore quanto più ampi essi fossero risultati. Questo criterio<sup>43</sup> avrebbe consentito il rispetto l’assioma del *trasferimento*. Naturalmente, in questo processo, fu necessario ricorrere a diverse semplificazioni e ad assunzioni anche piuttosto arbitrarie. Innanzitutto, Sen dovette optare per la preferenza del “reddito” quale indicatore del benessere degli individui, sotto la “rozza”<sup>44</sup> assunzione che una situazione di agiatezza economica fosse comunque preferibile ad una caratterizzata da un più basso livello di reddito. In questo modo, difatti, sarebbe stato possibile attribuire a ciascun soggetto della popolazione un proprio livello di benessere tale da poter essere direttamente confrontabile con quello di ogni altro individuo e, soprattutto, ordinabile. In questo modo, Sen fu in grado di giungere alla formulazione di ulteriori “assiomi”<sup>45</sup> concernenti il sistema di pesi

<sup>43</sup> Cfr. SEN 1976, pp.221-222.

<sup>44</sup> Come già discusso in precedenza (vedi anche Capitolo 1), potrebbe non risultare corretto associare un maggior benessere a chi dispone di un reddito più elevato. Come porta ad esempio lo stesso Sen, si potrebbe valutare maggiormente il benessere di un individuo meno abbiente rispetto a quello di una persona più ricca ma malata (cfr. SEN 1976, p. 222).

<sup>45</sup> Considerando una distribuzione di redditi  $y_i$  ed indicando con  $W_i(\underline{y})$  il livello di benessere dell’unità  $i$ -esima, si tratta degli assiomi (cfr. SEN 1976, p. 221-222):

- *Relative Equity*, secondo il quale, per ogni coppia  $i, j$ , se  $W_i(\underline{y}) < W_j(\underline{y})$ , allora  $v_i(z, \underline{y}) > v_j(z, \underline{y})$ ;
- *Ordinal Rank Weights*, per cui il peso  $v_i(z, \underline{y})$  del gap di reddito della persona  $i$ -esima deve equivalere all’ordine di rango di  $i$  “nell’ordinamento del benessere interpersonale dei poveri”;
- *Monotonic Welfare*, secondo cui la relazione  $>$  (più grande di) definita sull’insieme dei numeri di benessere individuale  $\{W_i(\underline{y})\}$  per ogni configurazione di reddito  $\underline{y}$  consiste in un ordinamento completo rigoroso e la relazione  $>$  definita sul corrispondente insieme di redditi

da impiegare per i *gap individuali* e di stabilire “l’equivalenza” tra ciascun peso  $v_i(z, \underline{y})$  e l’ordine di rango della corrispettiva  $i$ -esima unità, una volta che gli elementi della popolazione fossero stati completamente ordinati in base al benessere e dunque, in definitiva, secondo la distribuzione dei redditi.

La formulazione dell’indice<sup>46</sup> cui Sen giunge, noto in letteratura appunto come *indice di Sen*, è la seguente<sup>47</sup>:

$$S = \frac{2}{(q+1) \cdot n \cdot z} \cdot \sum_{i=1}^q (z - y_i) \cdot (q - i + 1),$$

la quale, dopo le opportune semplificazioni e sotto l’assunzione di un  $q$  “sufficientemente grande”<sup>48</sup>, si riduce all’equazione<sup>49</sup>:

$$S = H \cdot [I + (1 - I) \cdot G],$$

dove  $I$  ed  $H$  sono, rispettivamente, l’*income gap ratio* e l’*headcount ratio* e dove  $G$  rappresenta l’*indice di concentrazione del Gini* calcolato sui redditi della popolazione povera (ossia sui redditi inferiori od uguali alla linea di povertà), ovvero

$$G = \frac{1}{2 \cdot q^2 \cdot m} \cdot \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q |y_i - y_j|,$$

con  $m$  e  $q$  pari, rispettivamente, al reddito medio della popolazione povera ed alla numerosità di quest’ultima.

Vale la pena, in ultimo, osservare, come già anticipato al termine del paragrafo 4.2, che, nel caso di una perfetta equidistribuzione nel reddito della popolazione povera, l’*indice di Sen* equivale al semplice prodotto di  $H$  ed  $I$  in quanto, coerentemente con le regole della *concentrazione*, l’indice  $G$  è pari a zero.

individuali  $\{y_i\}$  è una sub-relazione della prima, ad esempio, per ogni coppia  $i, j$ , se  $y_i > y_j$ , allora  $W_i(\underline{y}) > W_j(\underline{y})$ .

<sup>46</sup> Cfr. SEN 1976, p. 223-224 e BALDINI e TOSO 2004, p. 111.

<sup>47</sup> In sostanza, vengono poste le equivalenze:  $A(z, \underline{y}) = \frac{2}{(q+1) \cdot n \cdot z}$  e  $v_i(z, \underline{y}) = (q - i + 1)$ .

<sup>48</sup> Cfr. SEN 1976, p. 223 e p. 225.

<sup>49</sup> Per la dimostrazione, si veda SEN 1976, pp. 224-225.

#### 4.4 La classe di indici “decomponibili” $P_\alpha$

Come Sen medesimo puntualizzò<sup>50</sup> nel processo di costruzione del proprio indice e nella fase di illustrazione delle sue peculiarità, alla misura di povertà in questione non veniva imposto alcun requisito di *additiva decomponibilità*. Tuttavia, già sul finire degli anni settanta del XX secolo, diversi studi in tema di povertà<sup>51</sup> stavano tentando di intraprendere l’analisi del fenomeno ad un livello non più esclusivamente “globale” ma anche orientato alle varie ripartizioni in cui si poteva scindere – seguendo determinati criteri, come, ad esempio, l’area geografica di insediamento o l’etnia di appartenenza od altre caratteristiche ancora – l’intero collettivo. A tal fine, si richiedeva un indice che fosse “scomponibile” – capace, ovvero, di descrivere la povertà esistente nei vari sottogruppi di una popolazione e di ricondurla alla stima attinente il collettivo considerato nel suo complesso – e possibilmente “appropriato” per valutare quantitativamente, sul totale, gli effetti dei cambiamenti nella povertà registrati nei vari segmenti di popolazione e/o per calcolare il contributo che ciascun gruppo stesse apportando al livello generale di povertà.

J. Foster, J. Greer ed E. Thorbecke accolsero la “sfida” prefiggendosi di costruire un indice che<sup>52</sup>:

- a) fosse *additivamente decomponibile*, ovvero intendendo, con tale espressione, la peculiarità dell’indice di consistere in una media ponderata dei livelli di povertà dei vari sottogruppi in cui fosse stata ripartita, con pesi equivalenti, rispettivamente, alle diverse numerosità relative delle ripartizioni stesse;
- b) si dimostrasse coerente con gli assiomi “fondamentali” postulati da Sen nel 1976, in particolare con i principi della *monotonicità* e del *trasferimento*;

---

<sup>50</sup> SEN 1976, p. 220.

<sup>51</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 761 e vedi, ad esempio, VAN GINNEKEN 1980, p. 645.

<sup>52</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 761-762.

c) si reggesse sul concetto di “povertà” intesa come condizione di “deprivazione relativa”.

Dati un vettore di  $n$  redditi  $\underline{y} = \{y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_n\}$  di una popolazione ordinati in senso crescente ed una soglia di povertà  $z > 0$ , allora  $q = q(\underline{y}, z)$  renderà il numero di unità povere, ovvero di elementi in corrispondenza dei quali  $y_i \leq z$  e per cui verrà calcolato il *poverty gap individuale*  $g_i = z - y_i$ , e la misura di povertà  $P$  sarà definita da:

$$P(\underline{y}; z) = \frac{1}{n \cdot z^2} \cdot \sum_{i=1}^q g_i^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^2 = FGT .$$

Come si può riscontrare<sup>53</sup>, si tratta di una somma “normalizzata” e ponderata dei *poverty gap individuali* relativizzati (alla linea di povertà  $z$ ) ed aventi, ciascuno, pesi costituito da “se stesso”: in questo modo risulta intrinseca l’osservanza del “monito” di Sen di assegnare a ciascun gap individuale un’importanza tanto maggiore quanto più esso si rivela ampio.

In sostanza, come gli stessi autori pongono in evidenza<sup>54</sup>, è proprio il diverso sistema di pesi utilizzato che consente alla classe di indici, includente anche l’ultima misura di povertà illustrata, di essere additivamente decomponibile, all’opposto di quanto accade per l’*indice di Sen* e per gli altri indicatori da esso direttamente derivati. Difatti, il sistema ponderale utilizzato nella misura di Sen si affida all’ordine di rango delle varie unità costituenti la popolazione, il quale dipende, per una data famiglia, dal numero di elementi (famiglie) aventi un reddito inferiore, contemporaneamente, sia alla linea di povertà, sia alle disponibilità economiche dell’unità presa in considerazione.

Sin dalle sue “origini”, la nuova misura di povertà proposta venne generalizzata e ricondotta ad una famiglia parametrica il cui parametro potesse essere interpretato come indice di “avversione alla povertà”<sup>55</sup> inteso in senso

<sup>53</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 762 e BALDINI e TOSO 2004, p. 113.

<sup>54</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 761-762

<sup>55</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 761 e 763 e vedi, fra gli altri, BALDINI e TOSO 2004, p. 112 e BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 75.

“rawlsiano”. La *classe* di indici di povertà in questione, nota anche come “classe  $P_\alpha$ ”, risulta definita da:

$$P_\alpha(\underline{y}; z) = P_\alpha = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \left( \frac{g_i}{z} \right)^\alpha,$$

con  $\alpha \geq 0$ .

E' immediatamente riscontrabile che:

- per  $\alpha = 0$ ,  $P_\alpha = P_0 = \frac{1}{n} \cdot q = H$  ;
- per  $\alpha = 1$ ,  $P_\alpha = P_1 = \frac{1}{n \cdot z} \cdot \sum_{i=1}^q g_i = H \cdot I = PG$  ;
- per  $\alpha = 2$ ,  $P_\alpha = P_2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^2 = FGT$  .

Inoltre, per particolari valori del parametro  $\alpha$ , è dimostrato che vengono soddisfatti determinati assiomi. Nel presente contesto, si pone in evidenza che<sup>56</sup>:

- per  $\alpha > 0$  viene rispettato il principio della *monotonicità*;
- per  $\alpha > 1$  gli indici sono coerenti con il principio del *trasferimento*;
- se  $\alpha > 2$ , viene soddisfatto il *Transfer Sensitivity Axiom*<sup>57</sup> formulato da Kakwani, che in un certo senso “esaspera” la portata dei trasferimenti di ricchezza provenienti dalle unità più povere e rivolti a beneficiari meno disagiati, dal momento che esso contempla che se dovesse realizzarsi un trasferimento  $t > 0$  di reddito da una famiglia povera disponente di risorse  $y_i$  in direzione di un'altra famiglia con reddito  $y_i + d$ , con  $d > 0$ , allora la “grandezza” dell'incremento di povertà deve risultare più piccola quanto maggiori sono i redditi  $y_i$  “iniziali”.

Infine, dal momento che  $\left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha = \left( 1 - \frac{y_i}{z} \right)^\alpha$ , segue immediatamente<sup>58</sup>

che, quanto più elevato è il valore del parametro  $\alpha$ , maggiore sarà l'enfasi

<sup>56</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 762-763 e BALDINI e TOSO 2004, p. 113.

<sup>57</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 762-763.

<sup>58</sup> FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 763 e BALDINI e TOSO 2004, p. 112.

conferita ai redditi minimi e che, per  $\alpha \rightarrow \infty$ , l'indice si mostrerà sensibile esclusivamente alle risorse dell'unità più povera dell'intera popolazione: la misura di povertà diminuirà solo se verrà incrementato il reddito della famiglia più disagiata e dunque si rivelerà coerente con la misura "rawlsiana" che considera solamente la "posizione" della più povera tra le famiglie.

Si illustra, in ultimo, la caratteristica dell'*additiva decomponibilità* (o *scomponibilità additiva* per sottogruppi) degli indici appartenenti alla classe  $P_\alpha$ , ovvero la peculiarità che li contraddistingue ed a cui devono la loro notorietà.

Ammettendo<sup>59</sup> di aver ripartito tutti gli elementi  $y_i$ ,  $i = 1, \dots, n$ , di una popolazione in  $m$  sottogruppi mutuamente esclusivi, con  $j = 1, \dots, m$ , e quindi di aver generato  $\underline{y}^1, \dots, \underline{y}^m$  vettori di redditi ordinati in senso crescente, ciascuno di numerosità  $n_j$ , e supponendo di aver fissato la soglia di povertà  $z$ , la misura di povertà  $P_\alpha(\underline{y}; z)$  per l'intero collettivo equivale alla somma ponderata delle stesse misure  $P_\alpha(\underline{y}^j; z)$  – calcolata, ciascuna, sul corrispondente gruppo  $j$ -esimo – con pesi equivalenti alle ampiezze relative delle stesse sottopopolazioni, ossia:

$$P_\alpha(\underline{y}; z) = \sum_{j=1}^m P_\alpha(\underline{y}^j; z) \cdot \frac{n_j}{n}.$$

Ciò in quanto gli indici della classe  $P_\alpha$  soddisfano l'assioma della *monotonicità per sottogruppi*, il quale prevede<sup>60</sup> che – a parità di altre condizioni – le misure della povertà calcolate in corrispondenza di un determinato sottogruppo e per la popolazione "totale" si "muovano" nella medesima direzione. Mantenendo la simbologia introdotta, l'assioma in questione richiede che se  $\hat{\underline{y}}$  è un vettore di redditi ottenuto da  $\underline{y}$  attraverso delle variazioni nell'ammontare dei redditi presenti nel solo sottogruppo  $j$ -esimo, ovvero sostituendo il vettore  $\underline{y}^j$  con il vettore  $\hat{\underline{y}}^j$  ma lasciando la dimensione  $n_j$

<sup>59</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, pp. 763-764 e BALDINI e TOSO 2004, pp. 111-114.

<sup>60</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 763.

invariata, e se  $\hat{y}^j$  presenta un più elevato grado di povertà rispetto a  $\underline{y}^j$ , allora anche  $\hat{y}$  deve mostrare un valore dell'indice di povertà maggiore rispetto a quello calcolato per la distribuzione  $\underline{y}$ .

La decomposizione della misura  $P_\alpha(\underline{y}; z)$  consente di eseguire<sup>61</sup> valutazioni quantitative e qualitative circa gli effetti dei cambiamenti intervenuti nell'ambito dei vari sottogruppi in cui è stata ripartita opportunamente una certa popolazione e di analizzare l'apporto di ciascun gruppo al livello complessivo di povertà. Difatti:

- l'inasprimento delle condizioni di miseria in un certo sottogruppo comporteranno un incremento del livello di povertà globale ad un "ritmo" pari alla quota relativa di popolazione presente nel sottogruppo in questione  $\frac{n_j}{n}$  e, pertanto, maggiore è l'ampiezza del gruppo  $j$ -esimo e più rilevante sarà la portata del cambiamento;
- il contributo che il sottogruppo  $j$ -esimo apporta allo stato di povertà complessivo è dato, in termini assoluti, dalla quantità  $T_j = P_\alpha(\underline{y}^j; z) \cdot \frac{n_j}{n}$  e, in termini relativi e percentuali, rispettivamente dai rapporti

$$t_j = \frac{T_j}{P_\alpha(\underline{y}; z)} \text{ e } t_j' = \frac{T_j}{P_\alpha(\underline{y}; z)} \cdot 100.$$

Un'osservazione rilevante, prima di concludere il tema degli indici della classe  $P_\alpha$ , risiede nella constatazione che l'intero processo di analisi è compiuto supponendo l'esistenza di un'unica e soprattutto eguale linea di povertà sia per tutti i vari sottogruppi, sia a livello di intero collettivo.

---

<sup>61</sup> Cfr. FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 764 e BALDINI e TOSO 2004, p. 113.

## Capitolo 5

### Soglie specifiche per sottogruppi di popolazione

#### 5.1 “Quali” e “quante” linee di povertà?

La questione se sia preferibile studiare il fenomeno della deprivazione ricorrendo a linee di povertà *absolute* o *relative* nelle accezioni esposte nei capitoli precedenti è indubbiamente di “vecchia data”<sup>1</sup> e, nelle varie fasi del dibattito, sovente sono stati chiamati in causa molti degli aspetti esaminati anche in questa sede, quali, ad esempio, la possibilità di eseguire confronti “nel tempo” e “nello spazio” fra le condizioni di povertà illustrate da indici e valori ricavati sulla base delle diverse soglie a favore delle quali ci si è, di volta in volta, preposti oppure l’arbitrarietà insita (ed insopprimibile) nella definizione del paniere dei beni e servizi essenziali.

Ancora, osservazioni in merito alla concezione “assoluta” o “relativa” della deprivazione possono afferire, nell’ambito di analisi del fenomeno, sia<sup>2</sup> alla “fase di identificazione” dell’insieme dei poveri, sia alla “fase di aggregazione”, in cui si mira alla costruzione di indici sintetici che possano descrivere il fenomeno in oggetto. In particolare, nell’ambito della fase di identificazione, si ritrova la contrapposizione tra linee di povertà *absolute* e *relative* di cui si è già avuto occasione di parlare<sup>3</sup> e la classificazione delle scale di equivalenza in “relative” e “assolute” a seconda che, una volta stabilita una soglia per una determinata dimensione familiare assunta come “base”, le linee per i nuclei di ampiezza differente vengano ricavate mediante dei coefficienti moltiplicativi<sup>4</sup> oppure

---

<sup>1</sup> Cfr. FOSTER 1998, p. 335.

<sup>2</sup> Cfr. FOSTER 1998, p. 336.

<sup>3</sup> In proposito, si rimanda anche ai capitoli 2 e 3 del presente lavoro.

<sup>4</sup> Si ricorda che tali coefficienti esprimono, per una famiglia avente una certa composizione, la proporzione di risorse necessarie, rispetto a quelle di un altro nucleo assunto come riferimento, per godere del medesimo tenore di vita (in merito, si rimanda anche al capitolo 3 del presente elaborato). Detto altrimenti, “the typical scale provides the rate at which a dollar for one group

aggiungendo determinati importi costanti<sup>5</sup> esprimenti il costo previsto per ogni membro che si aggiunge al nucleo di riferimento. Per quanto concerne la fase di aggregazione<sup>6</sup>, invece, le riflessioni inerenti la concezione assoluta o relativa della povertà si possono classificare a seconda delle “reazioni” che la misura utilizzata per quantificare il fenomeno della deprivazione manifesta a seguito di:

- a) cambiamenti che possono intervenire nella *popolazione* di riferimento;
- b) alterazioni di *scala* simultanee ed identiche a livello di soglia di povertà e della “distribuzione di risorse” che si è scelto di considerare per valutare lo stato di deprivazione<sup>7</sup> delle singole unità;
- c) una diversa definizione<sup>8</sup> della misura di *deprivazione individuale* utilizzata per stabilire il livello di povertà di ciascuna unità familiare.

Senza pretesa di esaustività<sup>9</sup>, ma al solo scopo di fornire alcuni esempi in merito a quest’ultima casistica evidenziata, si può osservare<sup>10</sup> che, per quanto riguarda il punto a), nel caso di una “duplicazione” della popolazione di riferimento, l’indice *head-count*  $q$  di unità povere raddoppia, e pertanto può essere considerato un indice “assoluto”, proprio per il fatto che, in generale, il suo valore aumenta in proporzione al numero di “repliche” dell’universo di riferimento, mentre l’*head-count ratio*  $H = q/n$  è “relativo”, in quanto si dimostra “indipendente” dalla replicazione della popolazione originaria<sup>11</sup>.

In relazione al punto b), un indice si può qualificare come<sup>12</sup>:

---

translates into dollars for another” (FOSTER 1998, p. 337), immaginando di aver ripartito le unità della popolazione in gruppi differenti ed esclusivi e di aver definito la linea di povertà soltanto per uno di essi assunto come riferimento.

<sup>5</sup> Ad esempio, può essere supposto che un figlio comporti, per il nucleo familiare cui si aggiunge, sempre e comunque un certo costo “fisso”, indipendentemente dall’ampiezza che il nucleo aveva raggiunto prima del suo arrivo. In quest’ultimo modo, quindi, si ha un “effetto costante assoluto” in risposta ad ogni variazione della dimensione familiare (cfr. FOSTER 1998, p. 337).

<sup>6</sup> FOSTER 1998, p. 336.

<sup>7</sup> FOSTER 1998, pp. 335-336.

<sup>8</sup> Cfr. FOSTER 1998, p. 336 e p. 338.

<sup>9</sup> Per approfondimenti, si rimanda espressamente al lavoro di FOSTER 1998, pp. 335-341.

<sup>10</sup> Mantenendo la simbologia introdotta nel capitolo precedente,  $z$  rappresenta la linea di povertà,  $y_i$  è il reddito della  $i$ -esima unità della popolazione formata da  $n$  elementi e  $q$  il numero di unità definite povere in seguito alla verifica della condizione  $y_i \leq z$ , con  $i = 1, \dots, n$ .

<sup>11</sup> FOSTER 1998, p. 337.

<sup>12</sup> FOSTER 1998, p. 338.

- “relativo” (o *scale-invariant*) se rimane immutato qualora sia la linea di povertà  $z$ , sia tutti i redditi  $y_i$  vengano moltiplicati per il medesimo fattore;
- “assoluto” (o *translation-invariant*) se si dimostra indipendente dall’addizione della medesima costante sia alla linea di povertà  $z$ , sia a tutti i redditi  $y_i$ .

Ovvero, ammettendo di aver ordinato in senso crescente tutti i redditi della distribuzione, si può constatare come<sup>13</sup> la semplice somma aggregata dei *poverty*

*gap*  $\sum_{i=1}^q (z - y_i)$  risulti “assoluta”, in quanto non muta qualora si sommi una stessa

costante  $a$  sia alla soglia di povertà, sia a ciascun termine  $y_i$ <sup>14</sup>, mentre la misura

$$\frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{z}$$

si dimostri “relativa” in quanto rimane invariata nel caso in cui tutti i redditi e la soglia di povertà vengano moltiplicati per un medesimo fattore  $b > 0$ <sup>15</sup>.

Infine, per quanto concerne il punto c), la nozione fondamentale di “deprivazione” che si trova alla base delle misure di povertà può intendersi in senso “assoluto” o “relativo” a seconda che il grado di deprivazione familiare dipenda esclusivamente o meno dalle proprie caratteristiche, dal livello di risorse a disposizione del nucleo medesimo e dalla soglia di povertà. Secondo una tale impostazione, quindi, gli indici *headcount ratio*, *poverty gap* e gli indicatori appartenenti alla classe  $P_\alpha$  di Foster, Greer e Thorbecke sono da interpretarsi in senso assoluto, mentre la misura di Sen è da intendersi in senso relativo, e ciò in quanto, in quest’ultima, a differenza di quanto accade per il primo “gruppo” di

<sup>13</sup> FOSTER 1998, p. 338.

<sup>14</sup> In tal caso, infatti, si otterrebbe:  $\sum_{i=1}^q [(z+a) - (y_i+a)] = \sum_{i=1}^q (z - y_i)$ .

<sup>15</sup> In quest’eventualità, difatti, si avrebbe:  $\frac{\sum_{i=1}^q (b \cdot z - b \cdot y_i)}{b \cdot z} = \frac{b \cdot \sum_{i=1}^q (z - y_i)}{b \cdot z} = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{z}$ .

indici, i *poverty gap individuali* relativizzati  $\frac{z - y_i}{z}$  sono “legati”<sup>16</sup> in modo “cruciale” con la *posizione*<sup>17</sup>, fra le famiglie povere, delle stesse unità *i*-esime cui di volta in volta si riferiscono.

In ogni caso, dal momento che il dibattito, prevalentemente, si sofferma sull'impostazione della linea di povertà, innanzitutto si rammenta che una soglia di povertà assoluta viene fissata in base alla monetizzazione di un certo paniere di beni e servizi ritenuti essenziali e non è pertanto soggetta agli effetti delle fasi di espansione e recessione dei cicli economici contrariamente a quanto accade per le linee di povertà relative. Pertanto, per quanto una soglia assoluta si riveli, in un certo senso, più vocata – adottando, comunque, i necessari accorgimenti – per i confronti spazio-temporali fra stati di deprivazione, occorre rammentare che essa, seppure “aggiornata” in base alle variazioni dei prezzi, non riesce a cogliere i mutamenti, anche significativi, che possono intervenire nello stile di vita generale di una popolazione. In tal modo, dopo un periodo di tempo piuttosto lungo, in un'economia “in crescita”, il divario tra la linea storicamente concepita e rivalutata e un'ipotetica linea “ricalibrata” in base agli attuali stili di vita potrebbe risultare considerevolmente ampio<sup>18</sup>.

Infine, è bene sottolineare anche che, benché una soglia di povertà relativa sia strettamente correlata, per definizione, allo standard di vita della popolazione, non è detto che, qualora si costruiscano simultaneamente entrambe le linee, assoluta e relativa, per un medesimo collettivo, la prima risulti “sistematicamente” inferiore alla seconda. Anche se il confronto, a rigore, non dovrebbe essere eseguito, in quanto la linea di povertà relativa ufficiale, in ambito italiano, viene elaborata sui dati attinenti a tutta la popolazione residente nel nostro paese considerata nel suo complesso, si può comunque porre in evidenza come l'Istat, per il 2008, abbia fissato per quest'ultima soglia, per le famiglie

---

<sup>16</sup> FOSTER 1998, p. 338.

<sup>17</sup> Si ricorda che, nell'indice di Sen, il *peso* assegnato a ciascun *poverty gap individuale* è collegato all'ordine di rango della corrispettiva *i*-esima unità, una volta che gli elementi della popolazione sono stati completamente ordinati in base alla distribuzione dei redditi considerati in senso crescente (vedi paragrafo 4.3 del presente lavoro).

<sup>18</sup> Cfr. FOSTER 1998, p. 336.

unipersonali, un valore pari a 599,80<sup>19</sup> euro, ovvero un valore inferiore alle linee di povertà assolute<sup>20</sup> stimate per tutte le famiglie formate da un unico componente e residenti nei comparti regionali del Nord e del Centro Italia, ad eccezione degli ultra-settantacinquenni soli stanziati nei “piccoli comuni” del Centro Italia.

Ad ogni modo, ciò che assume rilievo nella distinzione tra le soglie *assoluta* e *relativa* e, quindi, ai fini della scelta tra di esse, è il modo in cui i valori cambiano al mutare della distribuzione in esame<sup>21</sup>.

Un modo per “ovviare” alla contrapposizione tra soglie assolute e relative è quella di costruire soglie “ibride”, combinando assieme, con l’ausilio di un parametro, i valori corrispondenti ai due tipi di linea. In sostanza, l’idea perseguita è quella di introdurre un elemento capace di rendere la soglia assoluta *parzialmente* sensibile ai mutamenti che intervengono negli stili di vita evitando, contemporaneamente, che la reattività sia “massima” come nel caso delle linee di povertà puramente relative<sup>22</sup>, le quali ultime, si ricorda, sono ricavate calcolando una qualche percentuale di un valore medio – inteso in senso generico – dell’indicatore (reddito o spesa per consumi, ad esempio) assunto a rappresentante del livello di benessere prevalente in una determinata società. Ciò premesso, una linea di povertà *ibrida* può essere espressa nel modo seguente:

$$z = z_r^\rho \cdot z_a^{1-\rho},$$

dove  $z_a$  e  $z_r$  rappresentano i valori, rispettivamente, delle linee di povertà assoluta e relativa e dove  $0 \leq \rho \leq 1$  è un parametro che esprime l’elasticità della soglia di povertà rispetto al tenore di vita standard<sup>23</sup>, ovvero, se quest’ultimo aumenta dell’1%, seguirà che la linea di povertà  $z$  registrerà un incremento pari a  $\rho$  %<sup>24</sup>.

---

<sup>19</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, pp. 10-11.

<sup>20</sup> Si ricorda che l’Istituto Nazionale di Statistica stima distinte soglie di povertà assoluta per le diverse tipologie familiari, considerate in base al numero ed all’età dei componenti, all’aggregato regionale ed alla “classe” del comune di residenza (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 24).

<sup>21</sup> FOSTER 1998, p. 337.

<sup>22</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 66.

<sup>23</sup> Vedi BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 66 e FOSTER 1998, p. 339.

<sup>24</sup> FOSTER 1998, p. 339.

Ad ogni modo, il parametro  $\rho$  è generalmente interpretato<sup>25</sup> come una misura del “contributo” in cui una certa soglia ibrida  $z$  è “relativa”. Difatti, se  $\rho = 0$ , segue che  $z = z_a$ , ovvero coincide con la linea di povertà assoluta, mentre, se  $\rho = 1$ , allora la soglia ibrida equivarrà alla linea puramente relativa, ossia  $z = z_r$ , e quindi crescerà “allo stesso ritmo e con la stessa intensità con cui cresce il reddito complessivo”<sup>26</sup>. Purtroppo, nell’impiego delle linee di povertà ibride resta il problema, tutt’altro che irrilevante, di quale valore assegnare<sup>27</sup> al parametro  $\rho$ , dal momento che esso, regolando l’intensità della “sensibilità” della soglia alle dinamiche di sviluppo della società, risponde anche alla questione “normativa” relativa al modo in cui le unità in condizioni di povertà “sono chiamate a condividere i benefici della crescita economica”<sup>28</sup>.

Un altro argomento su cui negli ultimi anni si è discusso in modo più incisivo è costituito dall’opportunità di costruire, in luogo di un’unica soglia di povertà, sia essa assoluta o relativa, valida per tutti gli individui indistintamente, più linee, e precisamente in numero pari alla numerosità dei sottogruppi in cui siano stati antecedentemente ripartiti – in modo esaustivo e mutuamente esclusivo – tutti gli elementi della popolazione stessa. Un simile modo di procedere consente di “sganciarsi” dall’ipotesi di omogeneità delle condizioni in cui si trovano le unità del collettivo in esame. Anche se, abitualmente, tale situazione di uniformità viene “assunta” a priori, altrettanto generalmente è plausibile che essa non sia realistica. Difatti, una volta stabilito chi siano i poveri, segue un’analisi finalizzata a tracciare il “profilo della povertà”, e quindi ad evidenziare i fattori (ad esempio, il luogo di residenza, l’età anagrafica, la professione esercitata, l’appartenenza ad una certa etnia o ad un determinato gruppo religioso, e così via) capaci di esporre maggiormente al rischio di deprivazione. Detto altrimenti, “si assumono come omogenee situazioni che per loro natura si presentano

---

<sup>25</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 66 e FOSTER 1998, p. 339.

<sup>26</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 67.

<sup>27</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 66 e FOSTER 1998, p. 340.

<sup>28</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 66. Vedi anche FOSTER 1998, p. 340.

differenziate, le si pongono a confronto con un parametro comune (la linea di povertà), per poi ricercare in queste stesse differenze le ragioni che spiegano il diverso standard di vita”<sup>29</sup>.

In sostanza, allora, si potrebbe pensare<sup>30</sup> di suddividere le  $n$  unità statistiche di una popolazione in  $k$  sottogruppi omogenei al loro interno (in base a qualche specifica caratteristica) e mutuamente esclusivi, ognuno di dimensione  $n_i$ , con  $i = 1, \dots, k$ . Accreditando il reddito  $y_{ij}$  ( $j = 1, \dots, n_i$ ) quale indicatore delle condizioni di benessere e di povertà della  $j$ -esima unità appartenente al gruppo  $i$ -esimo, si procederebbe definendo, per ciascun sottoinsieme, una propria soglia di povertà  $z_i$  per confrontarvi, in un secondo momento, tutti i redditi degli individui inclusi nel gruppo. In definitiva, si avranno tante soglie quanti sono i gruppi di riferimento e la popolazione caratterizzata da uno stato di deprivazione sarà, pertanto, formata da tutte le unità per cui  $y_{ij} \leq z_i$ .

Per definire le soglie di povertà attinenti a ciascun gruppo, è possibile operare nei modi consueti finalizzati alla determinazione delle linee *assolute* e *relative*. Ad esempio<sup>31</sup>, optando per una soglia di povertà relativa ed adottando il criterio sancito dall’ISPL, indicando con  $\mu_i$  il reddito pro-capite dell’ $i$ -esimo sottoinsieme, la linea di povertà relativa per il gruppo in questione sarà data da

$$z_i = \frac{1}{2} \cdot \mu_i.$$

Ancora, ipotizzando di voler ricorrere a soglie *ibride*, si potrebbe procedere definendo, sempre per ognuno dei  $k$  gruppi singolarmente considerati, due linee di povertà, una assoluta,  $z_{ia}$ , ed una relativa,  $z_{ir}$ , e quindi combinarle opportunamente ricorrendo, per ciascun sottogruppo, ad uno specifico parametro  $\rho_i$ :

$$z = z_{ir}^{\rho_i} \cdot z_{ia}^{1-\rho_i}.$$

---

<sup>29</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 67.

<sup>30</sup> Cfr. BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 68.

<sup>31</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 69.

Sebbene l'elezione di linee di povertà differenziate per sottogruppi omogenei di una popolazione trovi giustificazioni<sup>32</sup> sia sul piano concettuale, sia in ambito operativo, tuttora essa non è esente da argomentazioni critiche e nemmeno indipendente dal grado di disomogeneità e dall'ampiezza del collettivo originario di riferimento<sup>33</sup>.

Innanzitutto, dal punto di vista teorico, il “supporto” all'adozione di linee di povertà specifiche è fornito dal concetto stesso di “deprivazione relativa”. Dal momento che una linea di povertà relativa sottintende un confronto tra la condizione di ogni soggetto con quella “prevalente” nella società cui appartiene, è ragionevole ipotizzare che ciascun individuo – in particolare in modo soggettivo – tenda, principalmente, a paragonare la propria situazione con quella caratterizzante l'insieme di persone e famiglie con cui condivide “realmente” le esperienze di vita (per motivi occupazionali, confessione religiosa, identità etnica, zona di residenza, ed altro ancora), e quindi con la condizione materiale di un aggregato di soggetti di dimensioni indubbiamente inferiori<sup>34</sup> rispetto all'ampiezza dell'intera comunità. L'intraprendere la strada della suddivisione della popolazione in gruppi omogenei al loro interno implica una selezione delle caratteristiche in base alle quali operare la ripartizione. Ciò induce immediatamente ad una prima criticità, connessa con l'arbitrarietà insita nella predilezione di taluni elementi distintivi rispetto ad altri. A tale criticità si risponde accordando la preferenza ad attributi “classici” quali, ad esempio, il sesso o la residenza geografica o l'etnia di appartenenza e rispettando il criterio

---

<sup>32</sup> Cfr. BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, pp. 70-73. Anche se non molto discusse e spesso non dichiarate, esistono motivazioni pure alla base dell'adozione di un'unica soglia di povertà per l'intera collettività. Innanzitutto, vi è il fatto che nei principali approcci all'analisi della povertà sono tenuti in considerazione esclusivamente i redditi disponibili degli individui, e quindi pare naturale ricorrere ad un'unica soglia di povertà, anche nel rispetto dell'assioma di simmetria. Ancora, se lo scopo della determinazione della linea consiste nell'identificazione del minimo ammontare di risorse capace di consentire un tenore di vita “adeguato” in una data società, è ragionevole ritenere che, per sottrarsi alla miseria, tutti coloro che appartengono a tale collettività debbano poter raggiungere quel minimo standard definito, e quindi necessitino, almeno, del quantitativo di denaro stimato come “indispensabile”. Infine, se in una società si persegue lo scopo di una maggiore coesione delle sub-popolazioni che la compongono, è logico supporre che anche l'elaborazione di un'unica soglia di povertà “comune” a tutti gli individui possa contribuire alla promozione del fine preposto (cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 307).

<sup>33</sup> CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, pp. 307.

<sup>34</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, pp. 305-306.

secondo il quale la numerosità dei vari sottoinsiemi deve essere “significativa statisticamente”<sup>35</sup>.

Trasferendosi sul piano operativo, occorre riconoscere che, al fine di valutare adeguatamente il benessere, dovrebbero essere tenuti in considerazione svariati aspetti influenti ma spesso trascurati in quanto difficilmente introducibili in un modello: le abitudini di consumo ed il costo della vita (incluso il sistema dei prezzi), ad esempio, possono variare notevolmente a seconda della zona geografica e della tipologia del comune di residenza (si pensi ai diversi stili di vita condotti in una grande città e in un’area rurale, ad esempio, oppure alle differenti necessità di riscaldamento dell’abitazione a seconda che si dimori in una zona contraddistinta da temperature più o meno rigide), dell’etnia, della confessione religiosa, dell’età anagrafica e così via. Pertanto, mentre nell’adozione di una “singola” soglia di povertà, identica per tutta la popolazione stanziata, ad esempio, sul territorio nazionale, ci si vede costretti a disinteressarsi di tutti gli aspetti di cui si è appena discusso, è invece probabile, o quantomeno plausibile, che più linee differenziate per sottogruppi riescano a coglierli ed a tenerne “implicitamente” conto, dal momento che le differenze relative agli aspetti in questione si ritrovano alla base della suddivisione in sottoinsiemi della popolazione<sup>36</sup>.

In definitiva, lo “spirito di fondo” che, in ambito italiano, ha animato la ricerca di una nuova metodologia finalizzata alla costruzione delle linee di povertà assoluta ha praticamente accolto e seguito questa filosofia. Si ricorda<sup>37</sup>, infatti, che l’Istat ha elaborato soglie non solo in base all’ampiezza familiare – che di per sé è un metodo che già “accoglie”, a livello “embrionale”, il principio della ripartizione della popolazione in sottoinsiemi<sup>38</sup> – ma anche all’età dei membri componenti i nuclei familiari, ai grossi comparti regionali (“Nord”,

---

<sup>35</sup> Cfr. BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 71.

<sup>36</sup> Cfr. BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, pp. 71-72.

<sup>37</sup> Vedi, in proposito, anche § 2.3 del presente lavoro.

<sup>38</sup> Come è stato posto in evidenza nel corso del terzo capitolo del presente lavoro, è pratica comune adottare, negli studi sulla povertà, apposite *scale di equivalenza* al fine di riequilibrare le differenti ampiezze demografiche delle famiglie. Cfr. anche BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 72.

“Centro” e “Mezzogiorno”) ed alla tipologia del comune (“piccolo”, “medio” e “grande”) di residenza.

Ancora, in ambito internazionale, si può rammentare il caso della stima della povertà a livello di Unione Europea: in tal sede, infatti, ad una linea di povertà elaborata in modo “uniforme” per la popolazione di tutti gli stati membri si trovano affiancate le soglie di povertà nazionali<sup>39</sup>. In particolare, proprio negli ultimi anni la questione relativa alla preferenza di queste ultime rispetto ad un’unica linea di povertà europea si è riproposta con rinnovato vigore in seguito all’ampliamento dell’Unione provocato dall’entrata, in essa, di nuovi stati membri caratterizzati da livelli di reddito medio generalmente più bassi rispetto ai paesi che già ne erano parte. Il problema, inoltre, viene ulteriormente enfatizzato dal momento che, oltre ad un reddito medio inferiore, i nuovi stati membri presentano un minor grado di disuguaglianza (sempre rispetto alla variabile “reddito”) e pertanto, adottando linee di povertà relative e nazionali, non verrebbe nemmeno denunciato un significativo incremento del rischio di cadere in condizioni di povertà<sup>40</sup>. Oltre al suggerimento, quindi, di osservare sia le soglie di povertà peculiari di ogni paese, sia una linea elaborata per l’intera Unione Europea, si potrebbe considerare l’opportunità di calcolare un’ulteriore soglia specifica per ciascuno stato combinando<sup>41</sup> il valore del reddito medio “autoctono”  $Y_i$  con quello dell’Unione Europea  $Y_{EU}$ . Ovvero, adottando un parametro  $0 \leq \theta \leq 1$  e mantenendo il livello della soglia alla metà (50%) del valore dell’indicatore scelto per il tenore di vita, allora la nuova linea di povertà per il paese  $i$ -esimo sarà data da:

$$z_i = \frac{Y_{EU}^\theta \cdot Y_i^{1-\theta}}{2}.$$

In proposito, si può osservare che:

- se  $\theta = 0$ , la soglia sarà pari alla metà del reddito medio nazionale;
- se  $\theta = 1$ , la soglia equivarrà alla metà del reddito medio europeo;

---

<sup>39</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 72.

<sup>40</sup> CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, pp. 307-308.

<sup>41</sup> CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, pp. 308-309.

- se  $\theta = 1/2$ , la linea sarà data dalla metà della media geometrica dei redditi medi nazionale ed europeo.

Un'ultima obiezione alla posizione favorevole alla stima di linee di povertà specifiche per sottopopolazioni consiste nell'osservazione che, adottando (come avviene principalmente) linee *relative*, potrebbe essere sottovalutata o sopravvalutata la povertà nell'ambito di sottogruppi "particolari". Difatti, se in un dato sottoinsieme persistono situazioni di miseria endemica e la quasi totalità dei suoi membri dispone di un reddito molto "basso", anche la linea di povertà relativa si situerà ad un livello "minimo" e quindi molte unità – che in senso assoluto verrebbero, con molta probabilità, considerate povere – si collocheranno comunque al di sopra di essa sfuggendo, a tutti gli effetti, alla rilevazione dello stato di miseria. Un problema analogo ma "di segno opposto" sorge in corrispondenza di una sottopopolazione particolarmente benestante, per la quale verrebbe determinata una linea di povertà relativa piuttosto elevata che porterebbe a classificare come "poveri" individui che, in realtà, non dovrebbero essere qualificati come tali<sup>42</sup>.

## 5.2 Soglie di povertà specifiche per sottogruppi

Una metodologia approntata di recente che contempla l'adozione di soglie specifiche per sottoinsiemi di una più vasta popolazione si basa su una riformulazione delle misure appartenenti alla "classe  $P_\alpha$ ".

Come anticipato alla fine del paragrafo 4.4, nella definizione della classe di indici e, soprattutto, nell'analisi di essa, si è presunta l'esistenza di un'unica linea di povertà, valida sia a livello di intero collettivo, sia a livello di ogni suo

---

<sup>42</sup> La questione relativa ai casi descritti si inserisce, in verità, nel quadro più ampio del dibattito tra povertà assoluta e povertà relativa e tra quest'ultima e la *diseguaglianza*. In proposito, vedi anche BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 73.

sottoinsieme. Tale assunzione nella formulazione originaria comportò, come evidenziato anche dagli stessi autori<sup>43</sup>, l'assenza – nella somma di elementi nella quale si sviluppa la decomposizione di un indice appartenente alla classe  $P_\alpha$  – di un termine “between” che contabilizzasse le eventuali differenze intercorrenti tra le varie soglie specifiche e quella relativa a tutto il collettivo.

Dal momento, però, che le misure della classe  $P_\alpha$  sono, per costruzione, totalmente decomponibili e *coerenti nei sottogruppi* (*subgroup consistency*)<sup>44</sup>, è logicamente comprensibile che, al fine di analizzare<sup>45</sup> come si manifesta la povertà all'*interno* e *tra* i sottoinsiemi in cui siano state ripartite le unità di una popolazione, si sia pensato di estendere la portata degli indici della classe in questione procedendo nel senso di una sua riformulazione in termini di una somma di due macro componenti<sup>46</sup>:

- la *within*, che fornisce una stima della povertà all'interno delle varie sottopopolazioni;
- la *between*, che esamina la posizione di ogni linea di povertà caratteristica per ogni sottogruppo rispetto alla soglia di povertà calcolata per la popolazione considerata nel suo complesso.

Riprendendo l'ormai consueta simbologia introdotta in precedenza ed assumendo che tutte le unità siano state ordinate in senso crescente rispetto al reddito<sup>47</sup>  $y_j$ , si ricorda che la classe  $P_\alpha$  viene raffigurata come:

---

<sup>43</sup> FOSTER, GREER e THORBECKE 1984, p. 761. In proposito vedi anche CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 311.

<sup>44</sup> E' stato dimostrato che, in generale, qualora la misura individuale di povertà  $P_i(z, y_i)$  sia posta pari a zero per tutti coloro che sono stati dichiarati “non poveri”, tutte le misure appartenenti alla classe  $P = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n P_i(z, y_i)$ , dove  $z$ ,  $y_i$  e  $n$  rappresentano, rispettivamente, la soglia di

povertà, il reddito dell'unità  $i$ -esima del collettivo e la numerosità di quest'ultimo, sono *consistenti nei sottogruppi*, intendendo, con tale espressione, la loro attitudine a muoversi nella stessa direzione in cui si dirigono gli indici relativi ai vari gruppi. Detto altrimenti, nel caso in cui, a parità di altre condizioni, si registri un incremento di povertà all'interno di un sottoinsieme, anche l'indice aggregato aumenterà (vedi BALDINI e TOSO 2004, p. 113).

<sup>45</sup> BOTTIROLI CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2002, p. 74.

<sup>46</sup> Vedi CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 306.

<sup>47</sup> Si rammenta che, anche nel presente contesto, si ipotizza che la variabile “reddito” sia stata eletta a rappresentante del tenore di vita.

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^q \left( \frac{z - y_j}{z} \right)^\alpha,$$

con  $\alpha \geq 0$  e  $q$  pari al numero di elementi che versano in condizioni di povertà in quanto il corrispettivo reddito è inferiore alla soglia di povertà, ovvero per i quali  $y_j \leq z$ .

Al fine<sup>48</sup> di “integrare” l’approccio classico predisposto in funzione di un’unica linea di povertà con il nuovo indirizzo orientato verso un insieme di soglie specifiche per sottogruppi, si rinomini il generico indice  $P_\alpha$  con la dicitura  $P_{WB\alpha}$  e si immagini di poterlo esprimere nella somma dei due termini *within*,  $P_{W\alpha}$ , e *between*,  $P_{B\alpha}$ :

$$P_{WB\alpha} = P_{W\alpha} + P_{B\alpha}.$$

Si ammetta, adesso, di ripartire, come ipotizzato nel paragrafo precedente, gli  $n$  elementi della popolazione in  $k$  sottoinsiemi, ciascuno di dimensione  $n_i$ , con  $i = 1, \dots, k$ , e di fissare una soglia di povertà<sup>49</sup>  $z_i > 0$  per ogni sottogruppo. Le unità povere saranno identificate, in un primo momento, come quelle in corrispondenza delle quali il valore del reddito  $y_{ij} \leq z_i$  (con  $i = 1, \dots, k$  e  $j = 1, \dots, n_i$ ) e “confluiranno” nel contatore  $q_i$  abbinato alla partizione  $i$ -esima. A livello di intero collettivo statistico, invece, verrà stabilita una soglia  $z^* > 0$  comune per tutte le unità e, in relazione ad essa, il quantitativo di poveri sarà rappresentato<sup>50</sup> da  $q^*$ , ovvero dal numero di tutti gli elementi della popolazione considerata nel suo complesso per i quali  $y_{ij} \leq q^*$ . Analogamente, con  $q_i^*$  si

<sup>48</sup> CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 311.

<sup>49</sup> Tutte le soglie contemplate nel presente contesto possono essere concepite, indifferentemente, come relative o assolute (cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 311).

<sup>50</sup> In base a quanto appena asserito, si precisa che non è detto che  $q^*$  equivalga alla somma

$\sum_{i=1}^k q_i$  in quanto non è stata sancita, a priori, alcuna corrispondenza tra le soglie specifiche  $z_i$  e

la linea comune  $z^*$ , ovvero tra le soglie in base alle quali si stabilisce, di volta in volta, la condizione di deprivazione e, quindi, i quantitativi  $q_i$  e  $q^*$ .

indicherà il quantitativo di elementi del sottoinsieme  $i$ -esimo aventi reddito

$$y_{ij} \leq q^*, \text{ per } j = 1, \dots, n_i. \text{ In tal modo, varrà l'uguaglianza } q^* = \sum_{i=1}^k q_i^*.$$

Per semplicità si assuma, infine, senza perdita di generalità, di ordinare i  $k$  gruppi in base ai valori non decrescenti delle soglie specifiche  $z_i$ .

Premesso ciò, per ogni valore di  $\alpha$ , la componente *within* è immediatamente data da:

$$P_{W\alpha} = \sum_{i=1}^k P_i^\alpha \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \nu(z_i, z^*, \alpha),$$

dove  $P_i^\alpha$  esprime la misura della povertà del gruppo  $i$ -esimo e  $\frac{n_i}{n} \cdot \nu(z_i, z^*, \alpha)$  è il

sistema di pesi adottato, in cui la funzione  $\nu(z_i, z^*, \alpha) = \left(\frac{z_i}{z^*}\right)^\alpha$  assolve al

compito di “rettificare” il denominatore di ciascuna misura  $P_i^\alpha$ , riconducendolo a quello previsto nella “versione originale” della classe  $P_\alpha$ . Infatti, come si può osservare, la formula esprime  $P_{W\alpha}$  coincide parzialmente con quella della classe  $P_\alpha$  presentata nel paragrafo 4.4 di questo studio, in cui venivano poste le eguaglianze<sup>51</sup>:

$$\begin{aligned} P_\alpha(\underline{y}; z) &= P_\alpha = \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^q \left(\frac{z - y_j}{z}\right)^\alpha = \\ &= \sum_{i=1}^k P_\alpha(\underline{y}^i; z) \cdot \frac{n_i}{n} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k P_\alpha^i \cdot n_i = \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i} \left(\frac{z - y_{ij}}{z}\right)^\alpha \cdot n_i, \end{aligned}$$

---

<sup>51</sup> Si procede allo scambio tra gli indici  $i$  e  $j$  ed alla ri-denominazione della numerosità dei gruppi da “ $m$ ” in “ $k$ ” – rispetto al paragrafo 4.4 – in modo da mettere in risalto l’analogia con la riformulazione della classe  $P_\alpha$  quivi discussa.

dove, si ricorda,  $z$  era l'unica soglia di povertà prevista,  $q$  il numero di unità povere a livello di intera popolazione,  $\underline{y} = \{y_1, y_2 \dots, y_i, \dots, y_n\}$  il vettore degli  $n$  redditi,  $\underline{y}^1, \dots, \underline{y}^k$  i vettori di redditi (ordinati in senso crescente) dei sottogruppi, ciascuno di numerosità  $n_i$ , e  $q_i$  la quantità di poveri di ciascun gruppo  $i$ -esimo.

La differenza tra  $P_\alpha$  e  $P_{W\alpha}$  è costituita dalla non costanza delle soglie specifiche per i diversi sottogruppi, ovvero dal fatto che, in esse, le misure di povertà dei sottogruppi sono date rispettivamente da  $P_\alpha^i = \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^\alpha$  e

$$P_i^\alpha = \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z_i} \right)^\alpha.$$

Rammentando, ora, che, a seconda del valore assegnato al parametro  $\alpha$ ,  $P_\alpha$  acquisisce un significato diverso e, in particolare, per  $\alpha$  pari a 0, 1 e 2,  $P_\alpha$  indica, rispettivamente, la *diffusione*, la “profondità” in qualità di *poverty gap* e la *gravità*<sup>52</sup> (*severity*) della povertà in una popolazione, analogamente  $P_{W\alpha}$  assumerà le stesse valenze esplicative ma unicamente nei riguardi dei singoli sottogruppi<sup>53</sup>.

Ad ogni modo, desiderando “rispettare” e perseguire l'uguaglianza tra  $P_{WB\alpha}$  e  $P_\alpha$ , affinché al primo si possa attribuire il medesimo significato assunto da  $P_\alpha$  nei riguardi della caratterizzazione della povertà che contraddistingue l'intera popolazione, una volta scelto il valore per il parametro  $\alpha$  e provveduto al calcolo della componente  $P_{W\alpha}$ , occorrerà “risalire” alla formulazione del secondo termine  $P_{B\alpha}$  in modo tale che, senza alcun altro residuo, si possa ottenere:

$$P_{W\alpha} + P_{B\alpha} = P_{WB\alpha} = P_\alpha.$$

<sup>52</sup> cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312. Nel corso del capitolo precedente (§ 4.2) si impiegò il termine “gravità” nell'interpretazione dell'indice *poverty gap*. Poiché, però, nel presente contesto si segue prevalentemente il lavoro di CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, è stato scelto di uniformarsi, anche nell'illustrazione dei vari indici di povertà, alle accezioni da loro proposte.

<sup>53</sup> cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.

Il termine *between* assolve alle funzioni di spostare l'attenzione dalle soglie specifiche dei sottogruppi alla linea di povertà  $z^*$  definita per l'intero collettivo e di introdurre nel computo il confronto tra le "posizioni individuali" e quest'ultima linea<sup>54</sup>.

La soglia  $z^*$  può essere fissata in vari modi<sup>55</sup>. Innanzitutto, non è detto che debbano necessariamente presentarsi delle differenze tra questa e le linee specifiche  $z_i$ ,  $i = 1, \dots, k$ . Ovvero, nel caso limite in cui  $z^* = z_1 = z_2 = \dots = z_k$ , allora si ritorna alla definizione classica degli indici  $P_\alpha$ : la componente  $P_{B\alpha}$  risulterà pari a zero e, pertanto, si avrà che  $P_{WB\alpha} = P_{W\alpha} = P_\alpha$ . In ogni altra situazione in cui si riscontrino differenze tra le varie soglie, occorrerà quantificare opportunamente la componente *between*.

Un altro modo per determinare  $z^*$  può consistere nel definirla in modo *relativo* come una data percentuale del reddito medio o mediano della distribuzione totale. Nel caso in cui si elegga come statistica di riferimento il reddito medio e si stabilisca che sia le soglie specifiche per i vari sottogruppi, sia la linea concernente l'intera comunità debbano equivalere ad una certa proporzione  $\gamma$  ( $0 < \gamma < 1$ ) di esso, allora  $z^*$  corrisponderà alla media aritmetica ponderata – con pesi dati dalla numerosità dei sottogruppi – delle soglie

specifiche  $z_i$ , infatti, se  $z_i = \gamma \cdot \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}$ , allora:

$$z^* = \gamma \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \left( \gamma \cdot \frac{n_i}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \right) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k z_i \cdot n_i.$$

Ancora, altri criteri per stabilire il livello di  $z^*$  potrebbero essere dati o dall'equiparazione alla soglia specifica per sottogruppi più elevata, e quindi<sup>56</sup>  $z^* = z_k$ , oppure dal reddito minimo richiamato ed utilizzato come riferimento da leggi in vigore negli ambiti fiscale e/o sociale<sup>57</sup>.

<sup>54</sup> CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.

<sup>55</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.

<sup>56</sup> Si ricorda che si era precedentemente assunto di ordinare i sottoinsiemi della popolazione in senso crescente secondo i valori delle rispettive soglie  $z_i$ ,  $i = 1, \dots, k$ .

<sup>57</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.

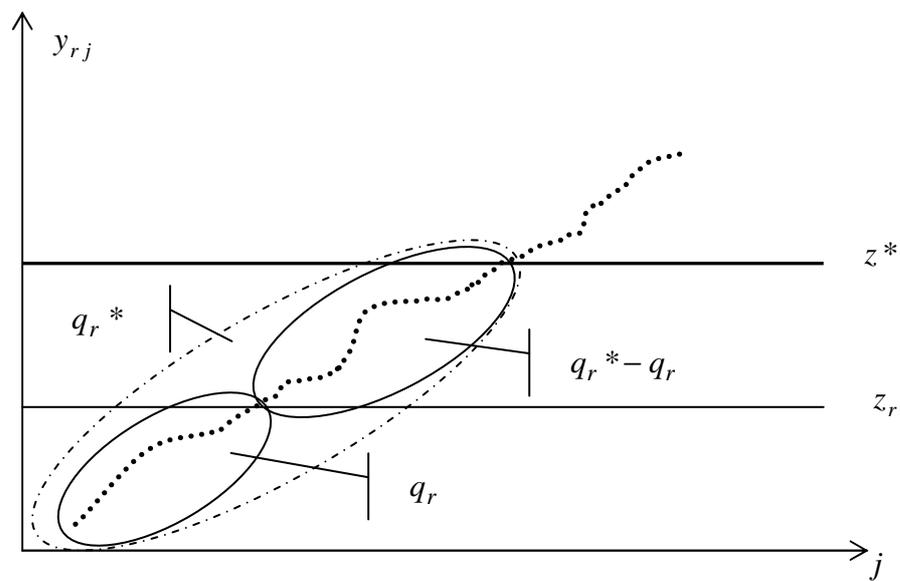
Ponendo  $\alpha = 0$ , si ha che  $P_\alpha = P_0 = \frac{1}{n} \cdot q^* = H$ , per cui anche  $P_{WB\alpha}$  dovrà rendere l'*head count ratio*, ossia  $P_{WB\alpha} = H_{WB} = H_W + H_B$ . Poiché, però, la prima parte risulta la somma ponderata<sup>58</sup> (per le numerosità rispettive di ogni sottoinsieme) degli *headcount ratio* specifici per ogni sottogruppo, ovvero:

$$\begin{aligned} H_W &= \sum_{i=1}^k P_i^0 \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \left( \frac{z_i}{z^*} \right)^0 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z_i} \right)^0 \cdot \frac{n_i}{n} = \\ &= \sum_{i=1}^k \frac{q_i}{n_i} \cdot \frac{n_i}{n} = \sum_{i=1}^k H_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n}, \end{aligned}$$

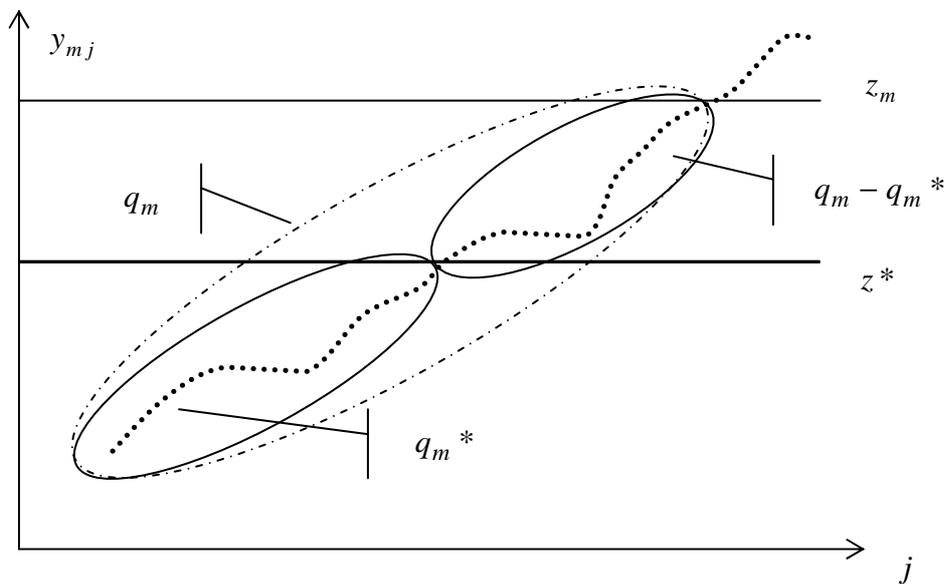
dove l'espressione  $H_i(z_i)$  indica, appunto il quantitativo di poveri del gruppo  $i$ -esimo determinato assumendo, come riferimento, la soglia specifica  $z_i$ , occorrerà “correggere” tale somma aggiungendo il numero di tutti coloro che non sono considerati in condizione di deprivazione in base alla soglia del gruppo cui appartengono ma che lo sarebbero prendendo come riferimento la linea di povertà per l'intero collettivo  $z^*$  e sottraendo quanti sono stati classificati poveri – e quindi conteggiati in  $H_W$  – in virtù della linea fissata per il sottogruppo di pertinenza ma che non sarebbero identificati come disagiati impiegando  $z^*$ . Se, ad esempio, per il generico sottogruppo  $r$  si ha che  $z_r < z^*$ , allora anche  $q_r \leq q_r^*$  e, pertanto, ai fini del computo di  $H_{WB}$ , occorrerà aggiungere anche la quantità  $q_r^* - q_r$ . Viceversa, se in corrispondenza del sottoinsieme  $m$  si verifica che  $z_m > z^*$ , allora anche  $q_m \geq q_m^*$ , e quindi, sempre nell'intento di ricavare  $H_{WB}$ , sarà necessario “stornare” il numero di unità conteggiate in eccesso, ovvero  $q_m - q_m^*$ .

---

<sup>58</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.



**Figura 5.1 – Distribuzione degli  $n_r$  redditi (ordinati in senso crescente) del gruppo r-esimo, con  $z_r < z^*$  e  $q_r < q_r^*$ .**



**Figura 5.2 - Distribuzione degli  $n_m$  redditi (ordinati in senso crescente) del gruppo r-esimo, con  $z_m > z^*$  e  $q_m > q_m^*$ .**

In definitiva, la componente *between*  $H_B$  sarà costituita<sup>59</sup> dalla somma algebrica – relativizzata rispetto agli  $n$  elementi della popolazione – delle differenze  $q_i^* - q_i$ , con  $i = 1, \dots, k$ , ovvero:

$$H_B = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k (q_i^* - q_i),$$

e quindi

$$H_{WB} = \sum_{i=1}^k H_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n} + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k (q_i^* - q_i).$$

Seguendo il medesimo ragionamento illustrato nel caso dell'*head count ratio*, se  $\alpha = 1$  l'indice  $P_\alpha$  coinciderebbe con il *poverty gap*, ossia

$$P_\alpha = P_1 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i^*} \frac{z_i^* - y_{ij}}{z_i^*} = PG,$$

e quindi anche  $P_{WB\alpha}$  dovrebbe produrre la stessa quantità, ma sempre sotto forma di una somma tra le componenti *within* e *between*, ovvero

$$P_{WB\alpha} = PG_{WB} = PG_W + PG_B.$$

La parte  $PG_W$  è, per definizione, data dalla somma ponderata<sup>60</sup> – con pesi forniti dalla quota di unità di ogni gruppo sul totale dell'intero collettivo e dalla proporzione tra la soglia di povertà specifica del gruppo in questione e quella “generale”  $z_i^*$  – dei *poverty gap* caratteristici di ogni sottoinsieme  $PG_i(z_i)$ , ciascuno calcolato in base alla propria soglia  $z_i$  ed ai propri quantitativi  $q_i$  e  $n_i$  rispettivamente di unità con reddito non superiore a  $z_i$  e di elementi costituenti il gruppo stesso, ovvero:

$$PG_W = \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z_i} \right) \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \frac{z_i}{z_i^*} = \sum_{i=1}^k PG_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \frac{z_i}{z_i^*}.$$

<sup>59</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 312.

<sup>60</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 313.

Per la determinazione di  $PG_B$  occorre esaminare, innanzitutto, secondo quali modalità e quanti *poverty gap individuali*  $z_i - y_{ij}$  sono stati misurati attraverso la componente  $PG_W$ . Innanzitutto, è necessario distinguere tra un primo<sup>61</sup> insieme  $k'$  di gruppi, per i quali  $z_i \leq z^*$ , ed un secondo insieme  $k''$  di collettivi, dove  $z_i > z^*$ .

Prendendo, ad esempio, un generico sottoinsieme  $r \in k'$ , si osserva – ai fini della determinazione di  $PG_B$  – che (vedi Figura 5.3):

- sono stati rilevati solo i primi  $q_r$  *poverty gap individuali* e quantificati rispetto alla soglia  $z_r < z^*$ , e pertanto dovrà essere ancora aggiunta la grandezza  $z^* - z_r$  per ciascuno di loro;
- occorre valutare il *poverty gap individuale*  $z^* - y_{ij}$  per ogni elemento incluso nella parte della sotto-distribuzione da  $q_r + 1$  a  $q_r^*$ .

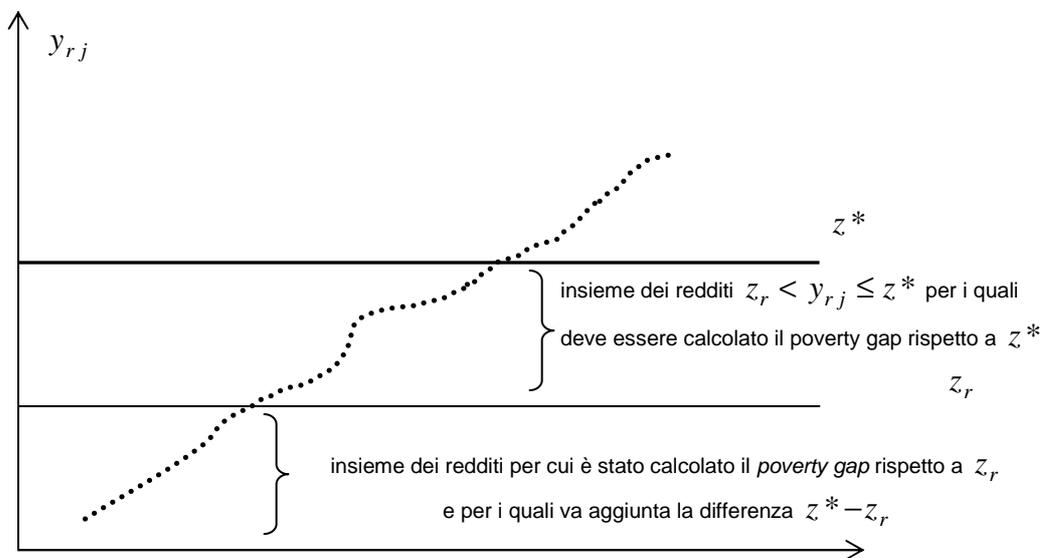
Invece, osservando il comportamento di  $PG_i(z_i)$  in merito ad un sottoinsieme  $m \in k''$ , dal momento che sono stati valutati tutti i  $q_m$  *poverty gap individuali* e quantificati rispetto alla soglia  $z_m > z^*$  (vedi Figura 5.4), occorrerà:

- sottrarre tutte le grandezze  $z_m - z^* > 0$  per ciascuno degli elementi per cui  $y_{mj} \leq z^*$ , ovvero per  $j = 1, \dots, q_m^*$ ;
- occorre eliminare i *poverty gap individuali*  $z_m - y_{mj}$  per ogni elemento incluso nella parte della sotto-distribuzione<sup>62</sup> da  $q_m^* + 1$  a  $q_m$ .

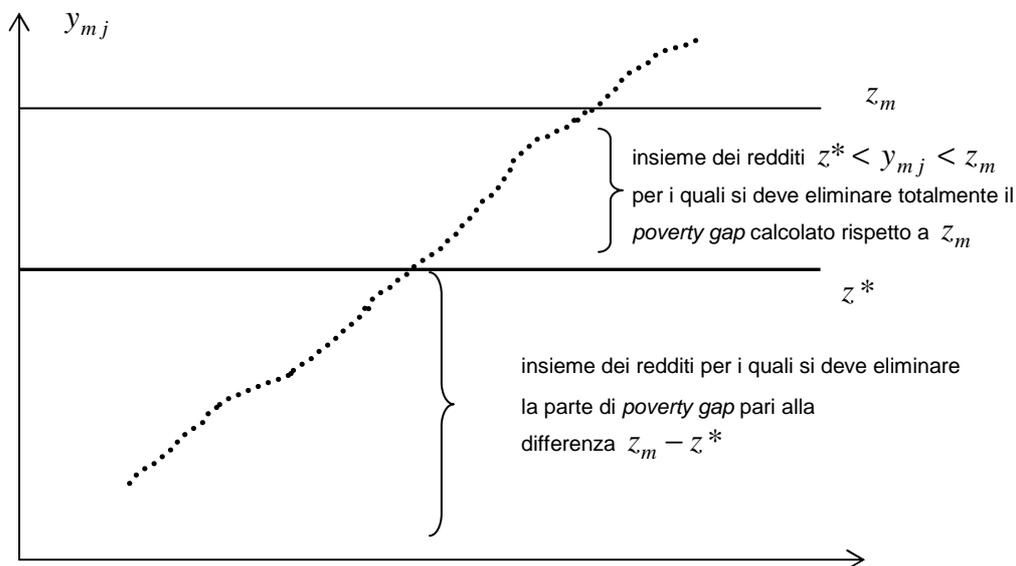
---

<sup>61</sup> Si ricorda ancora una volta che, in precedenza, è stato ipotizzato di aver ordinato i sottogruppi in base alle loro soglie di povertà considerate in ordine crescente.

<sup>62</sup> Poiché  $-(z_m - y_{mj}) = (z^* - z_m) - (z^* - y_{mj})$ , si può “spezzare” in due parti il *poverty gap individuale* riferito alle unità per il quale deve essere interamente scorporato. Si evidenzia il fatto che le quantità  $(z^* - z_m)$  e  $(z^* - y_{mj})$  sono entrambe negative e, dal momento che  $|z^* - z_m| > z_m - y_{mj}$ , di fatto accade che, sommando algebricamente la parte a sinistra della disequazione, si sottrae una quantità maggiore di quella desiderata. Al fine di reintegrare, quindi, la parte levata in eccesso, si deve aggiungere nuovamente la differenza (positiva)  $y_{mj} - z^* = -(z^* - y_{mj})$ .



**Figura 5.3 – Distribuzione degli  $n_r$  redditi (ordinati in senso crescente) del gruppo  $r$ -esimo, con  $z_r < z^*$  e rilevamento dei *poverty gap individuali* “parzialmente” inseriti e ancora da inserire nella componente *between*  $PG_B$ .**



**Figura 5.4 – Distribuzione degli  $n_m$  redditi (ordinati in senso crescente) del gruppo  $m$ -esimo, con  $z_m > z^*$  e rilevamento dei *poverty gap individuali* da eliminare totalmente e parzialmente mediante la componente *between*  $PG_B$ .**

In definitiva, relativizzando tutte le parti, secondo la definizione dell'indice *poverty gap*, al numero di unità  $n$  ed al valore della soglia  $z^*$ , la componente  $PG_B$  risulta:

$$PG_B = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \frac{z^* - z_i}{z^*} \cdot q_i + \frac{1}{n} \cdot \left[ \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} - \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=q_i^{*+1}}^{q_i} \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right],$$

e quindi

$$\begin{aligned} PG_{WB} &= PG_W + PG_B = \\ &= \sum_{i=1}^k PG_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \frac{z_i}{z^*} + \\ &+ \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \frac{z^* - z_i}{z^*} \cdot q_i + \frac{1}{n} \cdot \left[ \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} - \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=q_i^{*+1}}^{q_i} \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right]. \end{aligned}$$

Infine, per  $\alpha = 2$ , l'indice  $P_\alpha$  si identifica con la misura di povertà di Forster, Greer e Thorbecke, ossia

$$P_\alpha = P_2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 = FGT,$$

e quindi anche  $P_{WB\alpha}$  dovrà riprodurre la stessa quantità, anche se strutturata nella ormai consueta somma tra le componenti *within* e *between*, ovvero

$$P_{WB\alpha} = P_{WB2} = FGT_{WB} = FGT_W + FGT_B.$$

Dal momento che  $FGT_W$  è dato da:

$$\begin{aligned} FGT_W &= \sum_{i=1}^k FGT_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \left( \frac{z_i}{z^*} \right)^2 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \cdot \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z_i} \right)^2 \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \left( \frac{z_i}{z^*} \right)^2 = \\ &= \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2, \end{aligned}$$

la componente  $FGT_B$  dovrà essere ricercata e determinata attraverso l'insieme di "correzioni" che, se sommate direttamente a  $FGT_W$ , consentiranno di riottenere, come risultato finale, la misura  $FGT_{WB} = FGT$ .

A tal fine, si può procedere suddividendo nuovamente i  $k$  sottogruppi in due partizioni,  $k'$  e  $k''$ , sempre secondo il criterio per cui  $z_i < z^*$  per ogni gruppo appartenente a  $k'$  e  $z_i > z^*$  per i collettivi inclusi in  $k''$ .

Assumendo, sempre, che, sia i gruppi, sia le unità al loro interno, siano stati ordinati in senso crescente, rispettivamente, in base ai valori delle soglie  $z_i$  e dei redditi  $y_{ij}$ , si consideri, dapprima, il caso di un generico insieme  $i$ -esimo con  $z_i < z^*$ .

Poiché per ogni  $y_{ij} \leq z_i$  è stata computata in  $FGT_W$  (si veda la Figura 5.5) la quantità<sup>63</sup>  $(z_i - y_{ij})^2$  in luogo di  $(z^* - y_{ij})^2$ , si può, allora, calcolare la “rettifica”  $x_{ij}'$  tale per cui:

$$(z_i - y_{ij})^2 + x_{ij}' = (z^* - y_{ij})^2.$$

Sviluppando i quadrati e procedendo alle semplificazioni, si ottiene:

$$z_i^2 + y_{ij}^2 - 2 \cdot z_i \cdot y_{ij} + x_{ij}' = (z^*)^2 + y_{ij}^2 - 2 \cdot z^* \cdot y_{ij}$$

$$x_{ij}' = (z^*)^2 - 2 \cdot z^* \cdot y_{ij} - z_i^2 + 2 \cdot z_i \cdot y_{ij}$$

$$x_{ij}' = (z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*).$$

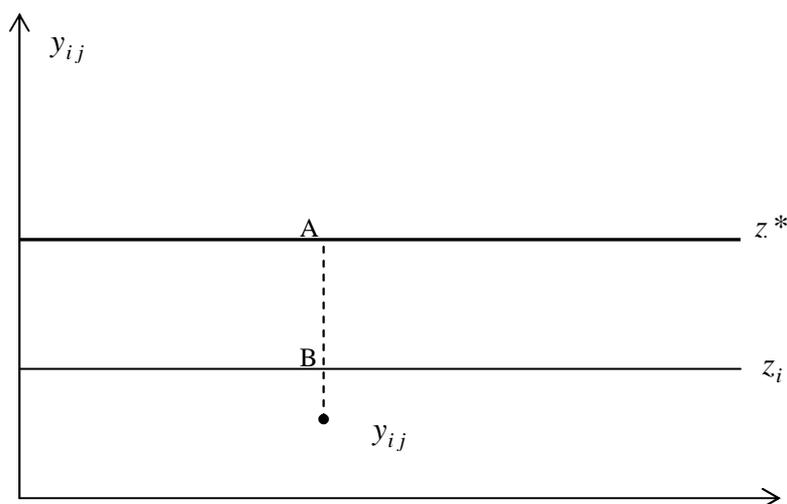
Dal momento che la situazione appena descritta si verifica in corrispondenza di ogni reddito  $y_{ij} \leq z_i$  (e quindi per  $q_i$  unità) per ciascuno dei  $k'$  gruppi, si ha che la quantità

$$B^I = \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=1}^{q_i} \left( (z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*) \right)$$

risulta una prima parte della componente “between”  $FGT_B$ .

---

<sup>63</sup> Nella spiegazione del procedimento si omette, per brevità, il fattore  $\frac{1}{n \cdot (z^*)^2}$ . Al termine dell'individuazione di ogni blocco di “integrazione” finalizzato alla determinazione della componente *between*, tale fattore ricomparirà nella rispettiva formula.



**Figura 5.5 – Rappresentazione di un generico reddito  $y_{ij}$  appartenente al gruppo  $i$ -esimo, caratterizzato da una soglia di povertà  $z_i < z_i^*$ , e dei rispettivi “gap” da calcolare ai fini della determinazione delle misure  $FGT_W$  e  $FGT_B$ .**

Ancora, poiché per ogni gruppo  $i$ -esimo incluso nella partizione  $k'$  alla formazione della corrispettiva misura  $FGT_i(z_i)$  hanno partecipato solo i primi  $q_i$  redditi in luogo dei  $q_i^*$  che avrebbero dovuto essere considerati ai fini del calcolo dell'indice  $FGT$ , allora sarà necessario computare nella componente

*between* anche la quantità  $\sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (z_i^* - y_{ij})^2$  per ogni gruppo della partizione,

ovvero:

$$B^{II} = \frac{1}{n \cdot (z_i^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (z_i^* - y_{ij})^2.$$

Si consideri, adesso, il caso di un generico gruppo  $i$ -esimo appartenente alla partizione  $k''$ . Poiché, per tale sottoinsieme, risulta  $z_i > z_i^*$  e quindi, con molta probabilità, anche  $q_i \geq q_i^*$ , nel calcolo del suo indice specifico  $FGT_i(z_i)$  sarà stata inglobata anche la quantità

$\sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2$ . Segue, pertanto, che essa dovrà

essere sottratta – mediante la componente *between* – ai fini della determinazione

della misura  $FGT$  generale. Osservando che tale operazione dovrà essere eseguita in corrispondenza di ogni gruppo incluso in  $k''$ , si individua un'ulteriore parte di  $FGT_B$ :

$$B^{III} = -\frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=q_i^{*}+1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2.$$

Infine, poiché per ognuno dei primi  $q_i^*$  redditi  $y_{ij}$  è stata calcolata (vedi Figura 5.6) in  $FGT_i(z_i)$  – e quindi in  $FGT_W$  – la quantità  $(z_i - y_{ij})^2$  in luogo di  $(z^* - y_{ij})^2$ , occorrerà calcolare la correzione  $x_{ij}''$  tale per cui:

$$(z_i - y_{ij})^2 - x_{ij}'' = (z^* - y_{ij})^2.$$

Svolgendo, si ha che:

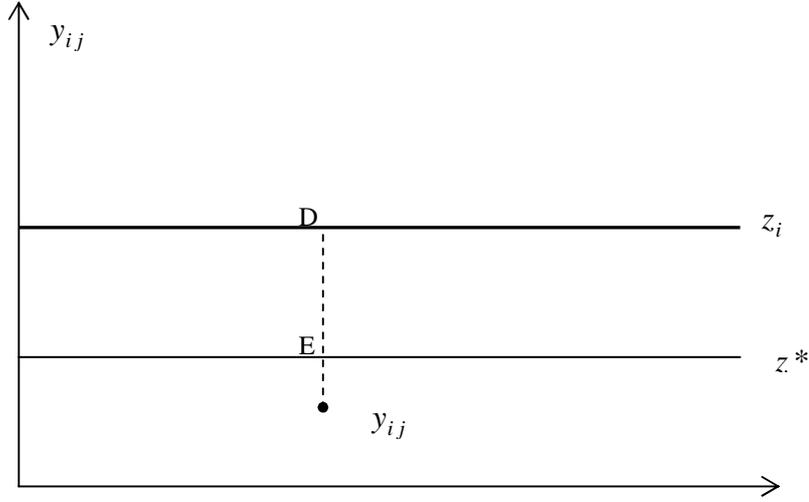
$$\begin{aligned} z_i^2 + y_{ij}^2 - 2 \cdot z_i \cdot y_{ij} - x_{ij}'' &= (z^*)^2 + y_{ij}^2 - 2 \cdot z^* \cdot y_{ij} \\ - x_{ij}'' &= (z^*)^2 - 2 \cdot z^* \cdot y_{ij} - z_i^2 + 2 \cdot z_i \cdot y_{ij} \\ - x_{ij}'' &= (z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*), \end{aligned}$$

e quindi, per ogni gruppo di  $k''$ , dovrà essere aggiunta algebricamente la quantità

$$\sum_{j=1}^{q_i^*} (-x_{ij}'') = -\sum_{j=1}^{q_i^*} (z_i^2 - (z^*)^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)),$$

per cui, in definitiva, l'ultima parte della componente  $FGT_B$  risulta

$$B^{IV} = -\frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=1}^{q_i^*} (z_i^2 - (z^*)^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)).$$



**Figura 5.6 – Rappresentazione di un generico reddito  $y_{ij}$  appartenente al gruppo  $i$ -esimo, caratterizzato da una soglia di povertà  $z_i > z^*$ , e dei rispettivi “gap” da calcolare ai fini della determinazione delle misure  $FGT_W$  e  $FGT_B$ .**

In conclusione, nel caso  $\alpha = 2$ , la componente *between*  $FGT_B$  è data da:

$$FGT_B = B^I + B^{II} + B^{III} + B^{IV} =$$

$$= \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=1}^{q_i} \left( (z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*) \right) + \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (z^* - y_{ij})^2 + \quad (1)$$

$$- \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2 - \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( z_i^2 - (z^*)^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z^* - z_i) \right) =$$

$$= \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \left\{ \sum_{i=1}^{k'} \left[ \sum_{j=1}^{q_i} \left( (z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*) \right) + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (z^* - y_{ij})^2 \right] + \quad (2)$$

$$- \sum_{i=1}^{k''} \left[ \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( z_i^2 - (z^*)^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z^* - z_i) \right) \right] \right\} =$$

$$= \frac{1}{n \cdot (z^*)^2} \cdot \left\{ \sum_{i=1}^{k'} \left[ \left( (z^*)^2 - z_i^2 \right) \cdot q_i + 2 \cdot (z_i - z^*) \cdot \sum_{j=1}^{q_i} y_{ij} + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (z^* - y_{ij})^2 \right] + \quad (3)$$

$$- \sum_{i=1}^{k''} \left[ \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (z_i - y_{ij})^2 + \left( z_i^2 - (z^*)^2 \right) \cdot q_i^* + 2 \cdot (z^* - z_i) \cdot \sum_{j=1}^{q_i^*} y_{ij} \right] \right\}.$$

Dal momento che il principio che anima la scissione degli indici della classe  $P_\alpha$  è costituito dalla volontà di analizzare il modo in cui la povertà si manifesta all'interno e tra i sottoinsiemi in cui siano state ripartite le unità di una popolazione, è preferibile esprimere la componente *between* dell'indice  $FGT_{WB}$  in una forma in cui siano poste maggiormente in evidenza le distanze di ciascuna delle varie soglie specifiche dall'unica linea di povertà stimata per la popolazione considerata nel suo complesso.

Innanzitutto, si può osservare che la ( 2 ) si può sviluppare come segue:

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left[ \sum_{j=1}^{q_i} \frac{(z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)}{(z^*)^2} + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 \right] + \\
& + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left[ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 - \sum_{j=1}^{q_i^*} \frac{z_i^2 - (z^*)^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z^* - z_i)}{(z^*)^2} \right] = \\
& = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left[ \sum_{j=1}^{q_i} \frac{(z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)}{(z^*)^2} + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 \right] + \\
& + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left[ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \frac{(z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)}{(z^*)^2} \right]. \tag{4}
\end{aligned}$$

Poiché:

$$\begin{aligned}
& \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] = \\
& = \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - 2 \cdot y_{ij} + z_i}{z^*} \right] = \\
& = \frac{(z^*)^2 - 2 \cdot y_{ij} \cdot z^* + z^* \cdot z_i - z_i \cdot z^* + 2 \cdot y_{ij} \cdot z_i - z_i^2}{(z^*)^2} = \\
& = \frac{(z^*)^2 - z_i^2 + 2 \cdot y_{ij} \cdot (z_i - z^*)}{(z^*)^2}, \tag{5}
\end{aligned}$$

allora è possibile sostituire la ( 5 ) nella prima e nell'ultima sommatoria della ( 4 ), ottenendo:

$$\begin{aligned}
FGT_B = & \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left\{ \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 \right\} + \\
& + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left\{ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] \right\}.
\end{aligned}$$

In questo modo è possibile porre in evidenza i rapporti<sup>64</sup>:

- $\delta_i = \frac{z^* - z_i}{z^*}$ , che misura la distanza (relativa rispetto a  $z^*$ ) di ciascuna soglia specifica  $z_i$  dalla linea di povertà “generale”  $z^*$ ;
- $\lambda_{ij}^* = \frac{z^* - y_{ij}}{z^*}$ , che esprime il divario tra la soglia di povertà definita per l'intero collettivo ed il singolo reddito  $y_{ij}$ ;
- $\lambda_{ij} = \frac{z_i - y_{ij}}{z^*}$ , che rileva la differenza, nell'ambito dell' $i$ -esima partizione, tra il valore della soglia specifica  $z_i$  e l'ammontare del reddito della  $j$ -esima unità.

In definitiva, quindi, l'indice  $FGT_{WB} = FGT_W + FGT_B$  si può rappresentare come:

$$\begin{aligned}
FGT_{WB} = & \sum_{i=1}^k FGT_i(z_i) \cdot \frac{n_i}{n} \cdot \left( \frac{z_i}{z^*} \right)^2 + \\
& + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left\{ \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 \right\} + \\
& + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left\{ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] \right\} =
\end{aligned}$$

<sup>64</sup> Cfr. CIVARDI e CHIAPPERO MARTINETTI 2008, p. 313.

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 + \\
&+ \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left\{ \sum_{j=1}^{q_i} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} \right)^2 \right\} + \\
&+ \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left\{ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} \left( \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right)^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \left( \frac{z^* - z_i}{z^*} \right) \cdot \left[ \frac{z^* - y_{ij}}{z^*} + \frac{z_i - y_{ij}}{z^*} \right] \right\} = \\
&= \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} (\lambda_{ij})^2 + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k'} \left\{ \sum_{j=1}^{q_i} \delta_i \cdot [\lambda_{ij}^* + \lambda_{ij}] + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (\lambda_{ij}^*)^2 \right\} + \\
&\quad + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{k''} \left\{ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (\lambda_{ij})^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} (\delta_i) \cdot [\lambda_{ij}^* + \lambda_{ij}] \right\} = \\
&= \frac{1}{n} \cdot \left\{ \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} (\lambda_{ij})^2 + \sum_{i=1}^{k'} \left[ \sum_{j=1}^{q_i} \delta_i \cdot (\lambda_{ij}^* + \lambda_{ij}) + \sum_{j=q_i+1}^{q_i^*} (\lambda_{ij}^*)^2 \right] + \right. \\
&\quad \left. + \sum_{i=1}^{k''} \left[ - \sum_{j=q_i^*+1}^{q_i} (\lambda_{ij})^2 + \sum_{j=1}^{q_i^*} \delta_i \cdot (\lambda_{ij}^* + \lambda_{ij}) \right] \right\}.
\end{aligned}$$

## Capitolo 6

### La percezione multidimensionale della povertà e la *Fuzzy Sets Theory*

#### 6.1. Il concetto di povertà multidimensionale e la teoria degli insiemi “sfocati”

Un esempio di approccio multidimensionale all’analisi della povertà è offerto dalla metodologia sviluppatasi sulle basi della teoria dei *fuzzy sets*, ovvero degli *insiemi sfocati*.

Come rammentato più volte nel corso dei capitoli precedenti, le tecniche di analisi “tradizionali” soffrono, principalmente, dei condizionamenti<sup>65</sup> imposti dalla netta dicotomizzazione della popolazione nelle due categorie di “poveri” e “non poveri” e dall’unidimensionalità della variabile (normalmente, il reddito o la spesa per consumi) assunta ad indicatore delle situazioni di indigenza. A partire dalla fine degli anni ’70 del XX secolo, diversi autori iniziarono a sostenere che, essendo la povertà un fenomeno “multidimensionale”, sarebbe stato necessario ricorrere a metodi analitici alternativi rispetto a quelli di derivazione classica, focalizzati, di fatto, sulla sola sfera economica dei soggetti. Difatti, accanto a quest’ultima, che indubbiamente rappresenta *una* delle tante dimensioni del fenomeno della povertà, occorrerebbe valutare anche molti altri aspetti, sia materiali sia immateriali, come, ad esempio, le condizioni dell’abitazione in cui si vive, l’eventuale presenza di un anziano non autosufficiente nel nucleo familiare, il livello di istruzione raggiunto, la capacità di partecipare alla vita politica del paese di appartenenza, le difficoltà incontrate nel pagamento delle bollette relative alle principali utenze domestiche, l’accesso ai beni ed ai servizi erogati

---

<sup>65</sup> Cfr. anche CHELI e LEMMI 1995, p. 117 e BALDINI e TOSO 2004, p. 119.

dalle pubbliche amministrazioni, la possibilità di permettersi cure in caso di un cattivo stato di salute, la percezione<sup>66</sup> che gli stessi individui coinvolti nell'analisi nutrono in relazione al grado di benessere/deprivazione inerente la propria condizione, e così via. Nonostante i molteplici fattori che possono essere considerati al fine di studiare il fenomeno della povertà, questo è – e resta – un concetto “vago”<sup>67</sup>: non si può pensare ad esso in qualità di un attributo che contraddistingue gli individui in termini di “presenza” o “assenza”, come non si può ragionevolmente ritenere che un centesimo in più rispetto all'ammontare di denaro equivalente alla soglia di povertà possa veramente alleviare la condizione di deprivazione di un individuo. Non solo: contemplando anche ulteriori fattori oltre a quello economico, si può essere, contemporaneamente, carenti nella sfera educativa e/o in quella della salute ma non in altri ambiti, compreso quello finanziario.

Poiché, quindi, la deprivazione si manifesta in diversi gradi e con molte sfumature e la logica dei *fuzzy sets* – introdotta<sup>68</sup> da Zadeh nel 1965 – si è dimostrata particolarmente adatta a tutti quei contesti in cui risulta impossibile procedere mediante definizioni e costrutti matematici classici, nel 1990<sup>69</sup> il metodo degli insiemi sfocati fu applicato anche nell'analisi della povertà e da allora ha conosciuto varie rielaborazioni ed ulteriori sviluppi<sup>70</sup> ad opera di autori diversi.

Prima di procedere oltre nell'esposizione dell'argomento, occorre una precisazione. Il presente studio è stato originariamente concepito – anche in relazione ai dati di cui si dispone per l'analisi della povertà (che concluderà il volume) nell'ambito della popolazione residente a Milano – in un'ottica unidimensionale e di ispirazione “classica”. Ciononostante, l'ipotesi di escludere

---

<sup>66</sup> Si tratta di un elemento mutuato dalla scuola olandese, fautrice dell'approccio *soggettivo* nello studio della povertà (cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 119).

<sup>67</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 118 e QIZILLBASH 2006, pp. 10-12.

<sup>68</sup> FUSTIER 2006, p. 29.

<sup>69</sup> La prima proposta fu avanzata da Cerioli e Zani (CHELI e LEMMI 1995, p. 121).

<sup>70</sup> Recentemente, è stata sviluppata anche una teoria assiomatica specifica per gli indici di povertà multidimensionali elaborati in ambiente “fuzzy” (CHAKRAVARTY 2006, pp. 51-52) e, anche alla luce dell'assioma di decomponibilità, è stato studiato un indice multidimensionale capace di rispettare quest'ultimo criterio menzionato. Per ulteriori approfondimenti sull'argomento, si rimanda a CHAKRAVARTY 2006, pp. 49-72.

qualsiasi riferimento agli orientamenti multidimensionali e, in particolare, a quelli più recenti, derivati dall'applicazione della teoria degli insiemi sfocati, è parsa eccessiva e lacunosa. Pertanto, si è optato per la scelta di dedicare un pò di spazio anche a questa tematica, senza pretendere di spingersi troppo nei dettagli e lasciando, in ogni caso, utili riferimenti per eventuali approfondimenti. Infine, la preferenza accordata alla tecnica dei *fuzzy sets* rispetto ad altri metodi di analisi multidimensionali quali, ad esempio, a quello diretto e basato sul reddito (cui si è accennato anche nel Capitolo 2 del presente lavoro) o alle tecniche ispirate alle metodologie che trovano applicazione nella statistica multivariata (cluster analysis, analisi fattoriale, analisi delle corrispondenze, e via dicendo)<sup>71</sup>, si giustifica, soprattutto, in virtù del tratto distintivo che la caratterizza, ovvero per l'assenza di una netta "recisione" del sottoinsieme dei poveri dal resto della popolazione<sup>72</sup>.

Secondo quanto teorizzato in principio da Zadeh<sup>73</sup>, un insieme sfocato è una "classe" di oggetti caratterizzata da un insieme *continuo* di gradi di appartenenza e da una funzione, chiamata, appunto, di *appartenenza*, la quale assegna a ciascun elemento proprio il corrispettivo "grado di appartenenza", ovvero un numero reale compreso nell'intervallo di valori [0,1]. Ciò significa (ed è questa l'originalità della tecnica) che un elemento può appartenere ad un certo insieme anche solo *parzialmente*<sup>74</sup>.

Se  $X = \{x\}$ , ossia un generico insieme di oggetti o punti, ed  $A$  è un *fuzzy set* in  $X$ , la funzione  $f_A(x)$  esprimerà il grado di appartenenza di  $x$  all'insieme sfocato  $A$  e precisamente<sup>75</sup>:

- $f_A(x) = 0$  se il soggetto è completamente estraneo all'insieme  $A$  ;
- $f_A(x) = 1$  qualora l'unità sia interamente parte di  $A$  ;

---

<sup>71</sup> Cfr. LEMMI e BETTI 2006, p. 1.

<sup>72</sup> Vedi anche CHAKRAVARTY 2006, p. 51.

<sup>73</sup> ZADEH 1965, pp. 338-339.

<sup>74</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 120.

<sup>75</sup> ZADEH 1965, p. 339 e BALDINI e TOSO 2004, p. 120. Se, invece,  $A$  fosse un sottoinsieme "ordinario" di  $X$ , allora la funzione di appartenenza  $f_A(x)$  ammetterebbe, come unici valori, "0" ed "1" (ZADEH 1965, p. 339).

- $0 < f_A(x) < 1$  se l'appartenenza ad  $A$  dell'oggetto si verifica in modo solo parziale, fermo restando il fatto che, quanto più il valore di  $f_A(x)$  si avvicina all'unità, maggiore è il grado di appartenenza di  $x$  ad  $A$ .

In un primo momento<sup>76</sup>, riconducendo la formalizzazione nell'ambito del tema dell'analisi della povertà, data una popolazione  $X$  di  $n$  individui o famiglie, a ciascuno dei quali risulta associato il reddito equivalente  $y_i$ , con  $i = 1, \dots, n$ , e stabilite due soglie di reddito  $y'$  ed  $y''$  tali per cui  $0 < y' < y''$ , l'insieme sfocato dei poveri risultò caratterizzato dalla funzione di appartenenza lineare  $f$  tale che:

- $f(y_i) = 1$  se  $0 \leq y_i \leq y'$ ;
- $f(y_i) = \frac{y'' - y_i}{y'' - y'}$  per  $y' < y_i \leq y''$ ;
- $f(y_i) = 0$  nel caso in cui  $y_i > y''$ .

In base ai risultati ottenuti, un individuo veniva considerato<sup>77</sup> “sicuramente povero” se il suo reddito equivalente era inferiore alla soglia  $y'$ , “non povero” se le sue risorse erano maggiori del valore  $y''$  e parzialmente appartenente – con grado di appartenenza pari al valore prodotto dalla funzione  $f$  nel caso specifico – all'insieme dei poveri qualora il suo reddito fosse rimasto compreso tra le due soglie  $y'$  e  $y''$ . Ancora, si può osservare che il caso particolare  $y' = y''$  rappresenta “il ritorno” all'approccio tradizionale contemplante un'unica linea di povertà, a cui seguirebbe la consueta dicotomizzazione (netta) della società in “poveri” e “non poveri” ed in cui si perderebbe – a causa della specifica costruzione della funzione di appartenenza – la gradualità nel passaggio tra i due sottoinsiemi.

La generalizzazione al caso multidimensionale si può perseguire supponendo di aver osservato un vettore  $k$ -dimensionale  $(X_1, X_2, \dots, X_k)$  di

---

<sup>76</sup> Nel presente contesto, ci si riferisce al procedimento impostato da A. Cerioli e S. Zani (v. CERIOLI e ZANI 1990, pp. 273-274 e CHELI e LEMMI 1995, pp. 121 e segg.).

<sup>77</sup> cfr. CERIOLI e ZANI 1990, p. 273, CHELI e LEMMI 1995, p. 121 e BALDINI e TOSO 2004, p. 121.

caratteristiche qualitative per ciascuna unità coinvolta nell'analisi e definendo<sup>78</sup>, sempre per ogni unità, la generica funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri mediante una somma ponderata<sup>79</sup> di funzioni  $g(x_{ij})$  esprimenti, ciascuna, il grado di deprivazione dell'elemento  $i$ -esimo rispetto alla  $j$ -esima caratteristica, ovvero:

$$f(x_{i.}) = \frac{\sum_{j=1}^k g(x_{ij}) \cdot w_j}{\sum_{j=1}^k w_j},$$

con  $i=1, \dots, n$  e  $j=1, \dots, k$  e dove il vettore  $w_1, \dots, w_k$  fornisce il (generico ed eventuale) sistema ponderale utilizzato.

Se  $X_j$  è una variabile dicotomica, allora anche  $g(x_{.j})$  potrà assumere due soli valori, e quindi si specificherà, in corrispondenza dell' $i$ -esimo individuo,  $g(x_{ij})=0$  nel caso in cui siano assenti i "sintomi" dello stato di indigenza rispetto alla  $j$ -esima modalità considerata oppure  $g(x_{ij})=1$  qualora si riscontrino segni di povertà (sempre in relazione alla  $j$ -esima modalità). Pertanto, in questo caso, il grado di appartenenza al *fuzzy set* dei poveri sarà offerto dalla proporzione di indicatori (variabili dicotomiche) che denunciano una situazione di disagio e, nel caso in cui sia stato previsto anche l'impiego di un sistema ponderale, dal peso "specifico" che è stato attribuito a ciascuna variabile<sup>80</sup>. Ancora, si noti che se  $f(x_{i.})=1$ , significa che le condizioni di deprivazione, per l'unità  $i$ -esima, ricorrono in ordine a tutte le  $k$  variabili analizzate e quindi che tale soggetto appartiene completamente all'insieme sfocato dei poveri. Dall'altro lato, se  $f(x_{i.})=0$ , viene evidenziato che per ciascuna variabile è raggiunto

<sup>78</sup> CERIOLI e ZANI 1990, p. 276 e CHELI e LEMMI 1995, pp. 121-122.

<sup>79</sup> Eventualmente, se si ritiene di poter assegnare un'identica importanza a tutte le caratteristiche considerate, si può evitare il ricorso ad un sistema di pesi e, pertanto, la funzione di appartenenza

assumerebbe l'aspetto  $f(x_{i.}) = \frac{\sum_{j=1}^k g(x_{ij})}{k}$ , con  $i=1, \dots, n$  e  $j=1, \dots, k$  (cfr. CERIOLI e ZANI 1990, p. 275 e BALDINI e TOSO 2004, p. 121).

<sup>80</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 122.

almeno lo standard “minimo” richiesto, ovvero che non si riscontrano carenze in corrispondenza di alcuno degli indicatori dello stato di benessere, e che quindi per l’unità in questione si può escludere del tutto l’appartenenza al *fuzzy set* dei poveri<sup>81</sup>.

Se  $X_j$  è una variabile misurabile su scala ordinale, allora<sup>82</sup> le sue  $s_j$  modalità possono essere riordinate in senso crescente e può essere attribuito un punteggio  $\psi_j^{(r)}$ , con  $r = 1, \dots, s_j$ , a ciascuna di esse, in modo da ottenere:

$$\psi_j^{(1)} < \dots < \psi_j^{(r)} < \dots < \psi_j^{(s_j)}.$$

Se si può ritenere che vi sia “equidistanza” tra ogni modalità di  $X_j$ , il punteggio può<sup>83</sup> essere offerto anche dai primi  $s_j$  numeri interi, ovvero:

$$\psi_j^{(r)} = r,$$

con  $r = 1, \dots, s_j$ . In ogni caso, sarà necessario selezionare due modalità “discriminanti”  $x_j'$  e  $x_j''$ , tali che:

- tutte le categorie di  $X_j$  “inferiori” od equivalenti a  $x_j'$  possano essere interpretate come segnali di carenza di risorse;
- tutte le modalità eguali o “superiori” a  $x_j''$  possano essere ritenute talmente favorevoli da poter escludere, per la specifica variabile  $X_j$ , la condizione di povertà.

A questo punto, indicando con  $\psi_j'$ ,  $\psi_j''$  e  $\psi_{ij}$ , rispettivamente, i punteggi corrispondenti alle modalità  $x_j'$ ,  $x_j''$  e  $x_{ij}$ , il grado di deprivazione dell’unità  $i$ -esima della popolazione in relazione alla  $j$ -esima variabile sarà dato da<sup>84</sup>:

- $g(x_{ij}) = 1$  se  $\psi_{ij} \leq \psi_j'$ ;

---

<sup>81</sup> CERIOLI e ZANI 1990, p. 275.

<sup>82</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, pp. 275-276.

<sup>83</sup> Se non è possibile sostenere ragionevolmente l’ipotesi di equispaziatura tra le categorie della variabile in questione, sarà necessario ricorrere ad altri metodi di assegnazione dei punteggi (CERIOLI e ZANI 1990, pp. 276).

<sup>84</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, p. 276 e CHELI e LEMMI 1995, p. 122.

- $g(x_{ij}) = \frac{\psi_j'' - \psi_{ij}}{\psi_j'' - \psi_j'}$  se  $\psi_j' < \psi_{ij} < \psi_j''$ ;
- $g(x_{ij}) = 0$  se  $\psi_{ij} \geq \psi_j''$ .

In tal modo, quindi, è possibile stabilire una certa gradazione – al contrario di quanto accade nel caso delle variabili dicotomiche – nelle condizioni di deprivazione associate alle modalità di una data variabile ordinale  $X_j$ .

Il ricorso ad un sistema di pesi, normalmente, si giustifica mediante l'osservazione che difficilmente si può assumere, ragionevolmente, di attribuire un'identica importanza a tutte le variabile coinvolte. In teoria<sup>85</sup>, dovrebbe essere attribuito un peso maggiore alle variabili concernenti voci “basilari” (quale, ad esempio, la presenza o l'assenza del bagno nell'abitazione) e minor rilievo a quelle relative a categorie meno essenziali (come può essere, ad esempio, il possesso di un'automobile). Anche in quest'ottica, comunque, si insinua, ancora una volta, l'arbitrarietà del ricercatore, dal momento che egli deve procedere alla specificazione dei valori dei pesi. Seguendo un criterio che si richiama direttamente al concetto di povertà relativa, ciascun peso può essere posto<sup>86</sup> pari al logaritmo naturale<sup>87</sup> dell'inverso del numero relativo (ossia delle frequenze relative) di soggetti che, nella popolazione di riferimento, soffrono la condizione di deprivazione in relazione alla variabile corrispettiva. Ovvero:

$$w_j = \log \frac{1}{f_j},$$

---

<sup>85</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, pp. 276-277.

<sup>86</sup> CERIOLI e ZANI 1990, pp. 276-277.

<sup>87</sup> Ricorrendo al logaritmo, si evita di attribuire un peso “eccessivo” a quelle variabili cui è associato un valore di  $f_j$  molto basso (CERIOLI e ZANI 1990, p. 277 e CHELI e LEMMI 1995, p. 122). Inoltre, può essere utile osservare che  $w_j = 0$  se e solo se  $f_j = 1$  (CERIOLI e ZANI 1990, p. 277), ovvero se tutte le unità della popolazione si caratterizzano per lo stato di deprivazione rispetto alla  $j$ -esima variabile, la qual condizione può indurre a pensare – in un ambiente di povertà relativa – che, di fatto, il mancato accesso a tale risorsa (materiale o immateriale che sia) non sia ritenuto pregiudizievole ai fini del benessere dei soggetti.

con  $f_j > 0$  ( $j = 1, \dots, k$ ) e dove  $f_j$  è la proporzione<sup>88</sup> (sul totale della popolazione) del numero di individui che mostrano il “sintomo” di povertà rispetto alla variabile  $X_j$ .

Applicando il suddetto sistema ponderale, il grado di appartenenza<sup>89</sup> dell'individuo  $i$ -esimo all'insieme sfocato dei poveri è, pertanto, dato da:

$$f(x_i) = \frac{\sum_{j=1}^k g(x_{ij}) \cdot \log \frac{1}{f_j}}{\sum_{j=1}^k \log \frac{1}{f_j}}.$$

Le misure  $f(x_i)$  di cui si è discusso fino ad ora costituiscono indici di povertà individuali. Occorre aggregarli in qualche modo per ottenere un indice di povertà relativo alla popolazione di riferimento considerata nel suo complesso. Anche se un pò grossolana, la somma<sup>90</sup> dei gradi di appartenenza al *fuzzy set* dei poveri di ciascuna unità divisa per la numerosità  $n$  della stessa popolazione può rispondere immediatamente a quest'esigenza. Ovvero, la misura “fuzzy” della *diffusione*<sup>91</sup> della deprivazione è data da

$$F = \frac{\sum_{i=1}^n f(x_i)}{n},$$

che rappresenta la “proporzione” di individui appartenenti *in senso sfocato* al *fuzzy set* dei poveri.

Detto altrimenti,  $F$  esprime il valore medio<sup>92</sup> dei gradi di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri e risulta funzione crescente dei medesimi. Inoltre<sup>93</sup>,

<sup>88</sup> CERIOLI e ZANI 1990, p. 277.

<sup>89</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, p. 277 e CHELI e LEMMI 1995, pp. 122-123.

<sup>90</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, pp. 281-282, CHELI e LEMMI 1995, p. 123 e BALDINI e TOSO 2004, p. 122. Si noti che la sola somma di tutti i gradi di appartenenza ad un insieme sfocato – ossia, nel caso in questione,  $\sum_{i=1}^n f(x_i)$  – può essere interpretata come la *cardinalità* dell'insieme

cui si riferisce, estendendo il concetto tradizionale di quest'ultima alla logica dei *fuzzy sets* (v. CERIOLI e ZANI 1990, p. 281).

<sup>91</sup> Cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 123.

<sup>92</sup> BALDINI e TOSO 2004, p. 122.

esso ha un campo di variazione compreso tra 0 e 1: i due estremi sono raggiunti se e solo se, per tutti gli individui,  $f(x_i)$ , rispettivamente, segnala una totale assenza di deprivazione in relazione a tutte le variabili  $X_j$  esaminate oppure denuncia il patimento della condizione di povertà “estrema”.

Come sottolineato anche dagli stessi autori<sup>94</sup> che per primi proposero il metodo *fuzzy* qui illustrato per l’analisi della povertà, il sistema degli insiemi sfocati offre, rispetto alla tecnica tradizionale che bipartisce nettamente le unità in “povere” e “non povere”, una descrizione più “realistica” dello stato di povertà all’interno di una certa popolazione, ma il problema fondamentale resta quello di definire in modo appropriato la funzione di appartenenza. L’impatto di quest’ultima, inoltre, è tutt’altro che irrilevante. Difatti, a seconda della forma funzionale scelta, la misura  $F$  può, addirittura, coincidere con altre misure di povertà piuttosto note. Ad esempio, si ammetta di indagare sulle condizioni di deprivazione esclusivamente in base alla variabile “reddito” e di indicare, quindi, con  $y_i$  l’ammontare di risorse dell’ $i$ -esima unità della popolazione, di ordinare gli stessi elementi in ordine crescente rispetto ai valori assunti da tale variabile e di stabilire le seguenti posizioni:

- $y' = 0$ ;
- $y'' = z$ ;
- $q$  pari al numero di individui con reddito minore od uguale a  $z$ ;
- $\alpha \geq 0$ .

Se la funzione di appartenenza all’insieme sfocato dei poveri viene specificata come<sup>95</sup>:

$$f(y_i) = \left[ \frac{y'' - y_i}{y'' - y'} \right]^\alpha,$$

---

<sup>93</sup> CERIOLO e ZANI 1990, p. 282 e BALDINI e TOSO 2004, pp. 122-123.

<sup>94</sup> A. Cerioli e S. Zani (v. CERIOLO e ZANI 1990, p. 275 e p. 277).

<sup>95</sup> Si ricorda che, in base a quanto definito inizialmente in ordine alla teoria degli insiemi sfocati,  $f(y_i) = 0$  nel caso in cui  $y_i > y''$ .

allora  $F$  sarà pari all'indice (che risulta definito per un fissato valore di  $\alpha$ ) della

classe di misure di povertà  $P_\alpha = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha$  di Foster, Greer e Thorbecke<sup>96</sup>.

## 6.2. Dall'approccio "sfocato" al metodo "Totally Fuzzy and Relative"

Alla definizione in modo lineare della funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri così come è stata presentata nel paragrafo precedente furono mosse un paio di osservazioni che condussero ad una rivisitazione della tecnica approntata in origine. Innanzitutto si rimarcò la sostanziale arbitrarietà alla base della scelta delle due soglie  $y'$  e  $y''$ , quindi si considerò anche il fatto che non esistevano prove, né teoriche né empiriche, della linearità della funzione<sup>97</sup>.

Lavorando sul vettore delle  $k$  variabili coinvolte nell'analisi e servendosi della distribuzione campionaria di ciascuna di esse, fu possibile "eliminare" il ricorso alle due soglie<sup>98</sup> in questione e giungere ad una nuova definizione di funzione di appartenenza. Presupponendo di poter disporre di dati concernenti variabili economiche, non economiche e "soggettive"<sup>99</sup> e di valutare – in senso sfocato – il grado di povertà degli individui considerandole tutte contemporaneamente<sup>100</sup>, il nuovo metodo poteva essere definito come "totally fuzzy". Inoltre, la nuova metodologia risultava anche "totally relative"<sup>101</sup> dal momento che:

---

<sup>96</sup> Cfr. CERIOLI e ZANI 1990, p. 282 e BALDINI e TOSO 2004, p. 123.

<sup>97</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 123.

<sup>98</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, pp. 123-124.

<sup>99</sup> Relative, cioè, alle opinioni espresse dagli individui in merito ad aspetti della propria esistenza che possono essere considerati rilevanti ai fini di uno studio sulla povertà (cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 119 e p. 124).

<sup>100</sup> Nonostante il metodo di A. Cerioli e S. Zani abbia tentato di eludere la netta dicotomizzazione delle unità in "povere" e "non povere", esso seguiva a considerare le variabili economiche quali il reddito e/o la spesa per consumi come elementi "cardine" ai fini dell'analisi della povertà (cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 124).

<sup>101</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 124.

- a) per ogni soggetto, il grado di deprivazione relativo ad ogni variabile veniva calcolato in relazione alla sua posizione all'interno della distribuzione della variabile medesima nella società;
- b) l'importanza relativa di ogni indicatore di deprivazione, nell'ambito dell'intera analisi sulla povertà, era determinato in base alla corrispettiva frequenza osservata dei sintomi di povertà.

La definizione della funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri venne specificata in base alla natura della variabile di volta in volta esaminata, e precisamente<sup>102</sup>:

- I. nel caso di fenomeni dicotomici, si prevede che la funzione  $g(x_{ij})$  possa assumere i due soli valori "1" e "0" a seconda, rispettivamente, che si rilevi o meno il sintomo di deprivazione;
- II. se la variabile è quantitativa o qualitativa ma ordinabile, allora si ricorre ad una particolare funzione delle frequenze relative, tale che consenta di evitare la rigida linearità (nel caso di variabili quantitative) teorizzata nella tecnica analizzata nel paragrafo precedente e di "rilassare" l'ipotesi di equispaziatura tra le modalità (nella ricorrenza di variabili qualitative).

In sostanza, a riguardo del caso II), le variabili vengono concepite, più che come "sintomi di povertà", come "indicatori continui del rischio di povertà"<sup>103</sup>. Pertanto, ammettendo di aver ordinato le modalità in senso crescente rispetto al rischio di povertà loro connesso (e quindi in senso decrescente, intendendo la loro naturale logica sequenziale), si avrà che le  $m$  modalità della generica variabile  $X_j$  verranno disposte nella successione:

$$x_j^{(1)}, \dots, x_j^{(m)},$$

in cui  $x_j^{(1)}$  e  $x_j^{(m)}$  segneranno, rispettivamente, la più bassa e la più elevata esposizione al rischio di deprivazione<sup>104</sup>.

---

<sup>102</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 124.

<sup>103</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 124.

<sup>104</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 124.

A questo punto, indicando con  $h(x_j^{(s)})$  le frequenze relative della modalità  $(s)^{105}$  della variabile  $X_j$ , è possibile definire la funzione<sup>106</sup>:

$$H(x_j^{(s)}) = \sum_{r=1}^{(s)} h(x_j^{(r)}).$$

In questo modo, la funzione di appartenenza  $g(x_{ij})$  dell' $i$ -esima unità statistica in relazione alla  $j$ -esima variabile può essere specificata nel modo seguente:

$$g(x_{ij}) = g(x_i^{(s)}) = \begin{cases} 0 & \text{se } s = 1 \quad \text{ossia se } x_{ij} = x_j^{(1)} \\ g(x_i^{(s-1)}) + \frac{H(x_j^{(s)}) - H(x_j^{(s-1)})}{1 - H(x_j^{(1)})} & \text{per } s > 1 \quad \text{ossia per } x_{ij} = x_j^{(s)}. \end{cases}$$

Ai fini di una migliore comprensione, si riporta il seguente esempio<sup>107</sup> (vedi Tabella 6.1), in cui si può immediatamente notare come il campo di variazione della funzione di appartenenza<sup>108</sup> sia l'intervallo  $[0, 1]$  e come – sempre in linea con i criteri della funzione di appartenenza – alle unità della popolazione che esibiscono la modalità cui è associato il minor rischio di deprivazione viene automaticamente attribuito un valore nullo, mentre a quegli elementi che risultano maggiormente esposti a rischio è conferito un valore pari all'unità.

<sup>105</sup> Si mantengono le parentesi per l'indicatore delle modalità al fine di rammentare che esse sono state preventivamente ordinate nel senso descritto.

<sup>106</sup> Si tratta, in sostanza, di lavorare con le frequenze *retrocumulate*, anche se tale espressione è impiegata, generalmente, nei contesti relativi a fenomeni quantitativi (vedi anche FROSINI 2001, pp. 45-47).

<sup>107</sup> Tratto da CHELI e LEMMI 1995, p. 125.

<sup>108</sup> Si noti che anche la funzione  $H(x_j^{(s)})$  potrebbe essere impiegata come una funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri. Purtroppo, però, dal momento che è particolarmente "elevata" la presenza di individui caratterizzati dal minor rischio di trovarsi in condizioni di deprivazione (le frequenze relative corrispondenti alla modalità  $x_j^{(1)}$ , difatti, sono pari a 0,6), potrebbe essere opinabile il fatto che, in tal modo, tali unità si troverebbero comunque parzialmente e, soprattutto, in modo considerevole, appartenenti al *fuzzy set* dei poveri relativo alla  $j$ -esima modalità esaminata (cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 125).

Modalità di $X_j$	Frequenze Relative $h(x_j^{(s)})$	$H(x_j^{(s)}) = \sum_{r=1}^{(s)} h(x_j^{(r)})$	Funzione di Appartenenza $g(x_{ij}) = g(x_i^{(s)})$
$x_j^{(1)}$	0,6	0,6	0
$x_j^{(2)}$	0,15	0,75	0,375
$x_j^{(3)}$	0,1	0,85	0,625
$x_j^{(4)}$	0,1	0,95	0,875
$x_j^{(5)}$	0,05	1	1

**Tabella 6. 1 – Esempio di determinazione di una funzione di appartenenza**

Infine, vale la pena ricordare che il sistema ponderale che fu originariamente adottato per il metodo *Totally Fuzzy and Relative* prevedeva l'impiego delle proporzioni *sfocate* di unità povere<sup>109</sup>, ovvero, il peso di ciascuna variabile generica  $X_j$  venne posto pari a:

$$w_j = \log \frac{1}{\bar{g}(x_j)},$$

dove  $\bar{g}(x_j) = \frac{\sum_{i=1}^n g(x_{ij})}{n}$ .

<sup>109</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, p. 126.

### 6.3. Scelta degli indicatori e possibili impieghi dei metodi sfocati di analisi

#### 6.3.1 *Scelta delle variabili*

Oltre alla problematica concernente la definizione di un'appropriata funzione di appartenenza all'insieme sfocato dei poveri, un'altra questione rilevante ed imprescindibile riguarda la selezione degli indicatori delle condizioni di vita, ovvero delle variabili da osservare ed analizzare. E' perfettamente comprensibile, difatti, che l'impiego di taluni indicatori in luogo di altri possa condurre, con molta probabilità, a differenti conclusioni sullo stato di deprivazione che caratterizza una determinata popolazione<sup>110</sup>.

A parte il *reddito*, in merito all'utilizzo del quale la generalità degli studiosi pare concorde<sup>111</sup>, vi è incertezza relativamente alla scelta di quali altre variabili privilegiare.

Nel tentativo di contenere l'inevitabile arbitrarietà che caratterizza questa fase, sono state proposte delle "direttive"<sup>112</sup> che dovrebbero orientare il ricercatore nella scelta degli indicatori. Questi, innanzitutto, dovrebbero rispondere ed essere correlati agli elementi culturali e temporali che caratterizzano la società e ciò comporta, implicitamente, il riconoscimento e l'accoglimento, ancora una volta, della dimensione *relativa* della povertà: non pare possibile trovare indicatori completamente "sganciati" dai contesti culturali, sociali, climatici, dallo sviluppo economico, dai progressi tecnologici, e via dicendo<sup>113</sup>. Ancora, dovrebbe essere valutata l'opportunità di considerare degli aspetti soggettivi, ovvero, in definitiva, di consentire agli individui coinvolti nell'analisi di esprimere opinioni in merito alle proprie condizioni di vita e di valutarle adeguatamente, nel caso ciò fosse ritenuto utile<sup>114</sup>. Inoltre, dal momento

---

<sup>110</sup> Cfr. anche CHELI e LEMMI 1995, p. 127.

<sup>111</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 127.

<sup>112</sup> Si tratta dei suggerimenti proposti da Whelan nel 1993 (si vedano CHELI e LEMMI 1995, p. 127).

<sup>113</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 127.

<sup>114</sup> Cfr. CHELI e LEMMI 1995, pp. 127-128.

che, negli studi sulla povertà, spesso si tende a considerare anche aspetti “immateriali” quali, ad esempio, lo stato di salute, la disponibilità di tempo libero, l’educazione ricevuta e così via, viene suggerito di mantenere equilibrato il rapporto, nell’analisi, tra questi elementi e le condizioni di vita “materiali”<sup>115</sup>. Infine, deve sempre essere preservata la facoltà di decidere se sia più opportuno prediligere comunque una ricerca finalizzata alla classica ripartizione degli individui in “poveri” e “non poveri” o procedere nella costruzione di un indice che assegni a ciascuna unità una propria posizione nello spazio continuo delimitato dai due estremi di “povertà” e “ricchezza”<sup>116</sup>.

L’elenco di accorgimenti e suggerimenti appena descritto può essere ulteriormente arricchito dalla necessità di dedicare particolare attenzione ad un’altra questione<sup>117</sup> – rammentata anche nel corso del Capitolo 1 del presente studio – di fondamentale rilevanza, ovvero alla distinzione tra fattori che possono influire come *cause* sullo stato di povertà e fenomeni che in realtà costituiscono ulteriori manifestazioni delle condizioni preesistenti di indigenza, e che quindi possono essere considerati *effetti* di quest’ultima. La questione assume notevole rilevanza soprattutto nel momento in cui si deve stabilire quali indicatori leggere come interpreti delle cause di povertà e, quindi, come espressioni della misura<sup>118</sup> dell’esposizione al rischio di cadere e/o trovarsi in condizioni di deprivazione e quali, invece, come segnali di evidenti difficoltà economiche e del grado di insoddisfazione dei bisogni. Come già rammentato precedentemente<sup>119</sup>, non sempre è chiara la disposizione delle variabili impiegate in ordine alle categorie dello schema “cause – effetti”: mentre è riconosciuto, ad esempio<sup>120</sup>, che la disoccupazione costituisce uno dei primi motivi di povertà e che misere condizioni dell’abitazione possono essere manifestazione di una situazione di disagio economico, non pare possibile raggiungere una risoluzione non

---

<sup>115</sup> CHELI e LEMMI 1995, pp. 127-128.

<sup>116</sup> CHELI e LEMMI 1995, p. 127.

<sup>117</sup> CHELI e LEMMI 1995, pp. 128-129.

<sup>118</sup> Quest’affermazione è particolarmente appropriata se riferita ai valori assunti dalle funzioni di appartenenza agli insiemi sfocati negli studi basati sulla *fuzzy set theory* (cfr. anche CHELI e LEMMI 1995, pp. 128-129).

<sup>119</sup> Vedi anche Capitolo 1 del presente lavoro.

<sup>120</sup> CHELI e LEMMI 1995, pp. 128-129.

discutibile nel caso del livello di istruzione. Difatti, anche se evidenza empirica e teoria economica sono concordi sull'esistenza di una correlazione positiva, a parità di altre condizioni, tra questo e l'ammontare del reddito, non si può stabilire con certezza se una primaria carenza di risorse nella famiglia di origine abbia impedito, ad un soggetto, l'accesso ai gradi superiori dell'istruzione oppure se è il basso livello di istruzione raggiunto ad accentuare il rischio di cadere in uno stato di povertà.

### 6.3.2 *Alcuni casi di impiego delle tecniche di analisi sfocata nell'ambito degli studi sulla povertà*

Negli ultimi anni l'analisi multidimensionale della povertà condotta mediante tecniche derivate dall'applicazione della *fuzzy set theory* ha conosciuto un considerevole impulso. Senza pretese di esaustività ed al solo scopo di offrire qualche spunto al lettore, si cita qualche esempio di lavori in cui sono state utilizzate metodologie di analisi sfocata e che hanno contribuito allo sviluppo dei primi metodi approntati.

Dal momento che è stato riconosciuto<sup>121</sup> che, soprattutto nei paesi sviluppati economicamente, la causa primaria della povertà – nonché dei suoi incrementi assoluto e relativo, della sua diffusione e delle forme e delle dislocazioni geografiche in cui si manifesta – è riconducibile al fenomeno della disoccupazione, sono stati compiuti diversi studi finalizzati all'analisi delle dinamiche di quest'ultima condizione e delle situazioni disagiate dal punto di vista socio-economico. Prendendo ad esempio uno di questi lavori<sup>122</sup>, la povertà, intesa in senso sfocato e relativo, veniva, quindi, posta in relazione con la condizione di disoccupazione rilevata in momenti successivi. In sostanza, pur avendo impiegato dati *cross-section*<sup>123</sup> (ossia rilevati per indagini *trasversali*)

---

<sup>121</sup> BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 154.

<sup>122</sup> Vedi BETTI, CHELI e LEMMI 2002, pp. 154-180.

<sup>123</sup> Cfr. BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 162.

riferiti a 10 anni, è stato costruito un *pseudo panel* e, sulla base di questo, sono state costruite appropriate *matrici di transizione* ed analizzate sia la *tendenza*<sup>124</sup> a passare da uno stato all'altro, sia la *permanenza* nei vari stati<sup>125</sup>. Evitando di scendere ulteriormente nei dettagli relativi alle analisi di tipo longitudinale e basate sulla *fuzzy set theory*, per le quali si rimanda espressamente ad altre pubblicazioni<sup>126</sup>, si pone in evidenza che, in tale studio, per la povertà furono assunti due distinti<sup>127</sup> indicatori, l'uno "monetario" e l'altro "non monetario". Il primo di questi risultò definito come

$$f_M(y_i) = [1 - F(y_i)]^\alpha,$$

dove  $F(\cdot)$  è la funzione di ripartizione della variabile monetaria (reddito o spesa per consumi) scelta come riferimento,  $y_i$  rappresenta il valore assunto da tale variabile in corrispondenza dell' $i$ -esima unità osservata ed  $\alpha$  è un parametro che ha lo scopo di ragguagliare il valore atteso dell'indicatore monetario al valore dell'*headcount ratio*  $H$  calcolato secondo i criteri dettati dall'*International Standard of Poverty Line*, ovvero<sup>128</sup>

$$E[f_M(y_i)] = H.$$

L'indicatore "non monetario" venne definito, per ogni unità  $i$ -esima della popolazione ( $i = 1, \dots, n$ , dove  $n$  rappresenta il numero di unità del collettivo statistico esaminato), sulla base di un insieme  $(X_1, X_2, \dots, X_k)$  di variabili "supplementari", volte a cogliere altri aspetti della povertà trascurati

---

<sup>124</sup>Nella costruzione della matrice, il generico elemento deriva da una determinata funzione che ha, per argomenti, i gradi di appartenenza (congiunta) di una certa unità ai vari stati *sfocati* di "povertà" e "non povertà" nei diversi periodi temporali di riferimento. Pertanto, proprio a causa della "sfocatura" che caratterizza gli stati della matrice, è stato ritenuto inadatto parlare di "probabilità" di transizione tra i vari stati, dal momento che tale concetto attiene, più propriamente, alle matrici a stati discreti, ed è stato preferito intendere gli elementi della matrice come espressioni della *propensione* (o *tendenza*) a spostarsi da uno stato all'altro (cfr. BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 159).

<sup>125</sup> Vedi BETTI, CHELI e LEMMI 2002, pp. 154-180.

<sup>126</sup> Scopo della presente disquisizione è espressamente quello di porre in evidenza la possibilità di affrontare, in tema di povertà, studi longitudinali implementati su tecniche di analisi sfocata e multidimensionale. Oltre alla già citata pubblicazione di BETTI, CHELI e LEMMI 2002, altri lavori si possono trovare in LEMMI e BETTI 2006.

<sup>127</sup> BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 157.

<sup>128</sup> Cfr. BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 157.

dall'indicatore monetario, e consisteva in una media ponderata<sup>129</sup> dei diversi indicatori associati, ciascuno, ad una delle variabili  $X_j$  (con  $j = 1, \dots, k$ ) in questione, ovvero

$$f_{VS}(x_{i\cdot}) = \frac{\sum_{j=1}^k f(x_{ij}) \cdot w_j}{\sum_{j=1}^k w_j}.$$

In sostanza,  $f_{VS}(x_{i\cdot})$  rappresenta la funzione di appartenenza all'insieme dei poveri, in cui le espressioni  $f(x_{ij})$  risultavano definite, come nel caso dell'indicatore monetario, sempre sulla base della funzione di ripartizione  $F(\cdot)$  della variabile  $X_j$ , ma adottando l'accorgimento per cui<sup>130</sup>:

- $f(x_{ij}) = F(x_{ij})$  se il rischio di povertà fosse cresciuto all'aumentare di  $X_j$ ;
- $f(x_{ij}) = 1 - F(x_{ij})$  nel caso in cui il rischio di povertà fosse diminuito in seguito all'incrementare di  $X_j$ .

Successivamente ai loro primi "ingressi" fra le tecniche di analisi della povertà recepita in qualità di fenomeno multidimensionale, le metodologie fondate sulla teoria degli insiemi sfocati hanno conosciuto due principali sviluppi<sup>131</sup>. Il primo di questi ha visto gli sforzi degli studiosi concentrati sulla dimensione temporale, che pertanto si sono valse, principalmente, di adeguate matrici di transizione. La seconda direzione in cui si sono orientati ulteriori sviluppi delle tecniche *fuzzy* ha posto al centro dell'attenzione principalmente gli aspetti multidimensionali della deprivazione, perseguendo l'obiettivo di approfondire i concetti di povertà "latente" e "manifesta" mediante l'analisi delle

---

<sup>129</sup> Nello studio in esame, come sistema ponderale fu adottato un modello del tipo  $w_j = w_j^{(a)} + w_j^{(b)}$ , in cui la componente  $w_j^{(a)}$  tiene conto della distribuzione della variabile supplementare  $X_j$  e la parte  $w_j^{(b)}$  tiene in considerazione la correlazione esistente tra la variabile  $j$ -esima e le altre variabili supplementari contemplate nell'analisi (vedi BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 158).

<sup>130</sup> Cfr. BETTI, CHELI e LEMMI 2002, p. 158.

<sup>131</sup> BETTI, CHELI, LEMMI e VERMA 2006, p. 116.

intersezioni e delle unioni dei valori delle funzioni di appartenenza relative alle dimensioni “monetaria” e “non monetaria” della povertà<sup>132</sup>. Negli ultimi tempi, quindi, sono stati compiuti tentativi di “armonizzare” queste due metodologie mediante un approccio all’analisi della deprivazione che è stato denominato *Integrated Fuzzy and Relative*<sup>133</sup>, nell’ambito del quale sono state elaborate nuove formulazioni per le funzioni di appartenenza e riviste le regole di “manipolazione” per gli insiemi sfocati determinati, ovvero le norme concernenti le definizioni dei complementi, unioni ed intersezioni dei medesimi *fuzzy sets*<sup>134</sup>.

Infine, la caratteristica versatilità della metodologia degli insiemi sfocati pare offrire degli strumenti tecnici adeguati all’approccio delle “capacità” teorizzato da A.K. Sen nella metà degli anni ’80 del XX secolo<sup>135</sup>. Difatti, si rammenta<sup>136</sup> che in quest’ultimo schema la povertà assumeva una connotazione fortemente multidimensionale e che essa avrebbe dovuto essere valutata in termini di *funzionamenti* (come azioni ed attività rilevanti ai fini del proprio “benessere” che un individuo può compiere avendoli “già acquisiti”) e *capacità* (ovvero l’insieme di reali opzioni che un soggetto ha a disposizione per acquisire ulteriori funzionamenti) e che, in ogni caso, entrambi questi “insiemi” (dei funzionamenti e delle capacità) avrebbero dovuto essere esaminati tenendo in considerazione i fattori personali ed intrinseci (come il sesso, l’età, lo stato di salute, etc.) e le circostanze ambientali (come, ad esempio, la struttura familiare, il contesto socio-economico in cui si vive, il sistema normativo cui si è soggetti, gli elementi culturali che contraddistinguono la società di appartenenza) che inevitabilmente li condizionano<sup>137</sup>.

A livello della fase in cui occorre stabilire, procedendo per gradi, “chi sia povero e quanto e chi non lo sia” in relazione ad un dato funzionamento, gli strumenti messi a disposizione dalla *fuzzy set theory* consentono di attribuire<sup>138</sup>

---

<sup>132</sup> Vedi anche BETTI, CHELI, LEMMI e VERMA 2006, pp. 123-128.

<sup>133</sup> Cfr. BETTI, CHELI, LEMMI e VERMA 2006, p. 116.

<sup>134</sup> Per l’approfondimento di quest’argomento e dell’approccio *Integrated Fuzzy and Relative* si rimanda espressamente a BETTI, CHELI, LEMMI e VERMA 2006, pp. 115-137.

<sup>135</sup> CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 93.

<sup>136</sup> Vedi anche Capitolo 1 del presente lavoro.

<sup>137</sup> CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 95.

<sup>138</sup> Cfr. CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 100.

un punteggio numerico alle “etichette” tipicamente verbali con le quali si descrivono gli stati o i gradi di acquisizione del funzionamento in questione. Ad esempio, in riferimento al funzionamento “essere nutrito”, l’impiego di una soglia, unica e, soprattutto, netta, che distingua chi non patisca la carenza nell’alimentazione da chi sia affamato può rivelarsi inadeguato, dal momento che tra lo stato di inedia e quello di sazietà non solo si inseriscono varie condizioni, come quella di denutrizione, ma esse variano anche a seconda del tipo di società in esame. Nel caso di una popolazione caratterizzata da un certo livello di benessere, occorrerà considerare anche l’eventualità di soggetti “malnutriti” in quanto praticanti una dieta eccessivamente calorica capace di condurre all’obesità<sup>139</sup>. In sostanza, rendendo operativi gli strumenti tipici della teoria degli insiemi sfocati, la funzione di appartenenza si rivela idonea a “tradurre” il significato delle parole utilizzate per descrivere i funzionamenti e le capacità presi in considerazione<sup>140</sup>.

Gli operatori caratteristici della *fuzzy set theory*, inoltre, si dimostrano apprezzabili soprattutto in fase di “aggregazione” dei risultati ottenuti mediante il debito impiego delle funzioni di appartenenza. Difatti, dal momento che gli argomenti sono costituiti dai gradi di appartenenza ai vari insiemi sfocati e poiché, proprio per la logica “fuzzy”, è possibile<sup>141</sup> addirittura che un elemento appartenga, parzialmente, sia ad un insieme sia al suo complementare<sup>142</sup>, anche le comuni operazioni di determinazione del complementare, intersezione ed unione necessitano di essere nuovamente definite. Senza entrare nel campo delle definizioni e degli aspetti tecnici degli operatori nell’ambito della teoria degli insiemi sfocati, si pensi solo alla possibilità di intendere, con l’espressione

---

<sup>139</sup> Cfr. CHIAPPERO MARTINETTI 2006, pp. 98-99.

<sup>140</sup> Cfr. CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 102.

<sup>141</sup> Si ricorda che, per la logica booleana classica, un elemento che appartiene ad un certo insieme  $A$  non può trovarsi – per definizione – incluso anche nel complementare  $\bar{A}$  di esso e che, pertanto, l’*intersezione* fra tali sottoinsiemi corrisponde necessariamente all’insieme vuoto, ovvero  $A \cap \bar{A} = \emptyset$ .

<sup>142</sup> Si pensi, ad esempio, al caso del colore della pelle di una persona: un individuo che fosse in parte “bianco” ed in parte “nero” innegabilmente apparirebbe, con un certo grado, sia al sottoinsieme dei “bianchi”, sia al complementare di esso, ossia a quello degli uomini “non bianchi” (cfr. anche CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 106).

$$\mu_{A \cap B} = \min[\mu_A, \mu_B],$$

il valore minore tra  $\mu_A$  e  $\mu_B$ , quando questi ultimi rappresentino, rispettivamente, il grado di appartenenza ai due insiemi sfocati  $A$  e  $B$ . Detto in altre parole, ipotizzando, ad esempio, che  $\mu_A$  e  $\mu_B$  siano, rispettivamente, i gradi di “educazione” e di “nutrizione” attribuiti ad un certo soggetto, procedendo al calcolo della loro intersezione – e, quindi, osservando solo il minore fra loro – si esclude la possibilità che la carenza rilevata in una delle due sfere in esame possa venire compensata da una certa “sovrabbondanza” registrata nell’altra dimensione<sup>143</sup>.

Infine, una volta esaminato il collettivo di soggetti in esame, calcolati i valori delle funzioni di appartenenza relativi ai vari insiemi sfocati che si è scelto di studiare e compiute le necessarie operazioni di “aggregazione”, ulteriori strumenti della *fuzzy logic* consentono di raggiungere ed esprimere delle “conclusioni” in merito alle condizioni dei vari individui, ovvero di ragionare secondo uno schema del tipo<sup>144</sup>: “se il livello di istruzione è basso (alto) e/o quello di nutrizione è scarso (buono), allora la persona versa in condizioni di povertà (gode di un soddisfacente grado di benessere)”.

Concludendo<sup>145</sup>, data la capacità delle tecniche proprie della teoria degli insiemi sfocati di avvicinare le modalità del linguaggio verbale ai formalismi della logica e dei numeri, tali metodologie sembrano all’altezza di fornire strumenti adeguati al *capability approach* senza depauperarlo in termini di ricchezza e complessità. Resta, in ogni caso, la complicazione dovuta al fatto che, in ogni fase della ricerca condotta secondo tali metodologie, occorre saper scegliere adeguatamente gli strumenti da impiegare – come, ad esempio, la forma delle funzioni di appartenenza, le operazioni di aggregazione da compiere in relazione ai risultati prodotti dalle funzioni menzionate, e via dicendo – e che, pertanto, è richiesta, necessariamente, un’elevata capacità interpretativa.

<sup>143</sup> Cfr. CHIAPPERO MARTINETTI 2006, pp. 105-107.

<sup>144</sup> Cfr. CHIAPPERO MARTINETTI 2006, p. 109.

<sup>145</sup> CHIAPPERO MARTINETTI 2006, pp. 111-112.

## Capitolo 7

### L'analisi longitudinale ed i *panels* europei sulle condizioni di vita e sui redditi delle famiglie

#### 7.1 La ricerca *diacronica* e la dimensione temporale della povertà

Nell'esposizione condotta sino ad ora in merito alle varie accezioni del termine "povertà" ed alle principali e più utilizzate metodologie volte all'identificazione ed allo studio delle unità "povere" in una data popolazione, non si è ancora provveduto ad inquadrare il fenomeno della deprivazione in un'ottica "temporale". Difatti, lo stato di povertà che una persona (od una famiglia) sperimenta durante la propria vita non può essere considerato – a priori – una condizione "permanente", bensì può consistere ed esplicarsi in uno o più "episodi" di durata variabile<sup>1</sup>. Ancora, l'insorgere dello stato di deprivazione, l'arco temporale in cui esso perdura e la sua eventuale ricorrenza possono ricondursi a cause differenti e richiedere, dal punto di vista delle politiche socio-economiche volte a "rimuoverlo", interventi di natura ed entità diverse. Ad esempio<sup>2</sup>, la condizione di povertà "transitoria", generalmente, trova origine in cause di natura congiunturale, è di breve durata e consiste in un evento "sporadico" e, per contrastarla, può essere sufficiente qualche sussidio o trasferimento di denaro. Uno stato di deprivazione "persistente", invece, mostra sovente un "volto austero": ha una permanenza piuttosto lunga, affonda le radici in cause di tipo strutturale e, per essere rimossa, necessita di provvedimenti più "incisivi" e mirati alla rimozione delle cause stesse che la originano.

---

<sup>1</sup> Cfr. GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, pp. 19-20.

<sup>2</sup> GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 22.

Premesso ciò, ma anche consapevoli del fatto che, principalmente per la natura dei dati a nostra disposizione<sup>3</sup>, l'analisi che seguirà<sup>4</sup> sull'universo delle famiglie residenti a Milano nel 2007 sarà di tipo "trasversale" – ovvero si stimeranno le caratteristiche solamente in relazione allo stato in cui si trovava la popolazione oggetto di studio nel periodo di interesse – nel corso del presente capitolo verranno richiamate alcune tipologie di indagini longitudinali e saranno delineati alcuni loro aspetti tipici, riservando, peraltro, uno spazio per accennare alle principali esperienze in ambito comunitario, ma la trattazione degli argomenti sarà condotta in stile prevalentemente nozionistico e senza alcuna pretesa di esaustività<sup>5</sup>.

Innanzitutto, vale la pena specificare che negli studi *diacronici* o *longitudinali* si tende, principalmente, ad osservare l'evoluzione, nel corso del tempo, di una o più caratteristiche di interesse e che, pertanto<sup>6</sup>:

- a) i dati sono rilevati in due o più periodi successivi;
- b) le unità presso le quali avviene la rilevazione sono sempre le stesse nei diversi periodi di riferimento o, comunque, viene preservata la comparabilità tra i casi analizzati nei differenti periodi;
- c) nello studio si confrontano i dati osservati ed attinenti ai diversi periodi temporali di riferimento contemplati dallo schema della cadenza delle rilevazioni.

In sostanza, quindi, le analisi longitudinali si possono classificare come segue<sup>7</sup>:

- 1) studi di *trend* o *trasversali ripetuti*, ovvero costituiti da rilevazioni ripetute regolarmente ma nelle quali non viene garantita la

---

<sup>3</sup> Vedi oltre, Capitolo 8 del presente lavoro.

<sup>4</sup> Si veda oltre, capitoli 9 e 10 di questo studio.

<sup>5</sup> Per una esposizione più completa delle tematiche connesse agli studi *diacronici* si può vedere, ad esempio, RUSPINI 2004, mentre per un'illustrazione dettagliata delle indagini promosse dall'Unione Europea *Echp* ed *Eu-Silk* si rimanda a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2008c.

<sup>6</sup> RUSPINI 2004, p. 19.

<sup>7</sup> Cfr. RUSPINI 2004, pp. 19-20.

*sovrapposizione*<sup>8</sup>, nemmeno in modo parziale, delle unità osservate nei vari momenti di indagine;

- 2) *panel* o studi *longitudinali prospettici*, ossia le analisi “propriamente longitudinali” (RUSPINI 2004, p. 20), condotte periodicamente sulle stesse unità – o, al limite, implicanti uno schema di *rotazione*<sup>9</sup> del campione, mediante il quale si garantisce comunque una parziale sovrapposizione di quest’ultimo – e particolarmente adatte a rilevare i cambiamenti sociali;
- 3) studi *longitudinali retrospettivi*, in cui si richiede all’intervistato di “ricordare” eventi passati e, quindi, di “ricostruire il proprio corso di vita” (RUSPINI 2004, p. 20).

Proprio per come sono “strutturati” e per la loro “natura”, quindi, i dati longitudinali consentono<sup>10</sup> di rilevare ed osservare i mutamenti nei valori che assume una certa variabile da un periodo all’altro, di analizzare la “durata”<sup>11</sup> dei

---

<sup>8</sup> Con questo termine si intende la situazione che si verifica quando le unità osservate o intervistate, durante i diversi periodi in cui si svolge l’indagine, rimangono le stesse.

<sup>9</sup> Sostanzialmente, mediante uno schema di rotazione viene previsto che un gruppo di unità del campione partecipi a tutte o ad una parte delle *ondate* (ovvero le varie “occasioni” in cui si viene ripetuta l’indagine ed in corrispondenza delle quali vengono rilevati i dati) in cui si sviluppa la ricerca, mentre una seconda parte del campione venga “aggiornata”, sempre in concomitanza di ogni *ondata*, con l’introduzione di elementi di nuova estrazione. Esistono vari schemi di rotazione: si pensi, ad esempio, al disegno campionario dell’*Indagine continua sulle forze di lavoro* condotta dall’Istat, in cui ogni famiglia campione partecipa alla rilevazione in corrispondenza di due trimestri consecutivi, resta esclusa dall’osservazione per i successivi due trimestri ed, infine, viene nuovamente intervistata nel corso dei due trimestri seguenti prima di uscire definitivamente dal campione (per ulteriori dettagli, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009e, p. 11). Infine, si rammenta che, mediante il meccanismo della rotazione, si ambisce a preservare “le caratteristiche originarie del campione” (RUSPINI 2004, p. 45) limitando, al contempo, la perdita di consistenza di quest’ultimo, ovvero si tenta, soprattutto, di contenere l’assottigliamento fisiologico che, nel corso del tempo, esso subisce a causa della diminuzione della sua numerosità (RUSPINI 2004, p. 45 e GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 21). Quest’ultimo fenomeno, designato, solitamente, con il termine di *logorio* o *attrition*, si verifica, principalmente, per il decesso dell’unità (nel caso di popolazioni umane o comunque costituite da esseri viventi) o per la generica perdita di una delle caratteristiche che ne determinano l’appartenenza all’universo di riferimento od anche per espresso rifiuto di partecipare all’indagine.

<sup>10</sup> RUSPINI 2004, p. 37.

<sup>11</sup> Più propriamente, al fine di osservare non solo gli eventi (che determinano i cambiamenti di stato) che costellano la vita degli individui ma anche la loro precisa sequenza e la durata della permanenza in un certo stato (ad esempio, in quelli di “disoccupato” o di “celibe/nubile”), occorrerebbe raccogliere specificamente dei “dati di durata” in modo *retrospettivo* e, quindi,

fenomeni sociali, di identificare<sup>12</sup> gli *sleeper effects*, ovvero le “connessioni tra eventi separati da lunghi periodi di tempo” (RUSPINI 2004, p. 37) e, soprattutto, permettono di riconoscere ed identificare le cause all’origine dei diversi fenomeni sociali e, addirittura, la “direzione del segno” e l’entità delle relazioni causali<sup>13</sup>.

Tralasciando, per brevità, le argomentazioni<sup>14</sup> relative alle indagini *trasversali ripetute* (che, si ricorda, consentono di tracciare solo la tendenza di un fenomeno nel corso del tempo ma non permettono, ad esempio, di indagare i “cambiamenti” che intervengono a livello individuale nei soggetti) ed alle analisi *retrospettive* (per le quali occorrerebbe<sup>15</sup> affrontare anche le tematiche connesse alla “memoria” degli intervistati ed alla conseguente questione della “qualità” dei dati, che può essere tanto più compromessa quanto più lontani nel tempo sono gli eventi che si chiede di ricordare), si menzioneranno rapidamente diversi tipi di *panel*, dal momento che questi, proprio per la loro principale caratteristica, consistente nella ripetizione, a distanza di tempo, della rilevazione sui *medesimi* soggetti (individui e/o unità familiari), consentono<sup>16</sup> di studiare sia i cambiamenti a livello individuale, sia i flussi tra i vari stati e sono quindi in grado di offrire strumenti particolarmente “attraenti” alle ricerche interessate ai fenomeni della

---

attraverso “le storie di vita” degli intervistati (per ulteriori dettagli, si rimanda a RUSPINI 2004, pp. 21-22 e RUSPINI 2004, p. 52-62).

<sup>12</sup> Si tratta, in sostanza, della possibilità di verificare i nessi che possono esistere, ad esempio, tra le condizioni di vita in età avanzata e talune esperienze vissute in età giovanile: alcuni studi hanno appurato che coloro che si dedicano precocemente al “lavoro di cura” rischiano maggiormente di ritrovarsi in condizioni di vulnerabilità economica in età più matura o anziana, in quanto sono spesso costretti ad abbandonare prematuramente gli studi e sovente restano, di fatto, emarginati dalla società, in quanto non riescono a prendere parte alle attività sociali ed educative cui partecipano i coetanei (RUSPINI 2004, p. 37).

<sup>13</sup> Senza addentrarsi in modo approfondito nell’argomento (per il quale si rimanda a RUSPINI 2004, pp. 38-39), in questa sede si desidera solo rammentare quanto sia controverso il concetto di “causa” e quanti sforzi siano richiesti al fine di stabilire l’esistenza di un nesso “causa-effetto” tra due fenomeni. Generalmente, per appurare quest’ultima condizione, occorre verificare che: a) due fenomeni “co-varino”, ovvero sia che al variare del fenomeno supposto *indipendente* corrisponda un mutamento nel fenomeno ipotizzato *dipendente*; b) la relazione non sia *spuria*, ossia che l’alterazione nel fenomeno dipendente non sia, in realtà, indotta dai mutamenti di una terza variabile; c) esista una precisa sequenza temporale delle variazioni, per cui le trasformazioni nella variabile *dipendente* si devono rilevare sempre successivamente (o simultaneamente) alle variazioni del fenomeno teorizzato *indipendente*. Sebbene i primi due requisiti possano essere accertati anche tramite l’utilizzo di dati “trasversali”, al fine di confermare l’esistenza dell’ultima condizione è necessario il ricorso a dati “diacronici”.

<sup>14</sup> In merito si può vedere RUSPINI 2004, pp. 40-43 e pp. 58-62.

<sup>15</sup> Cfr. RUSPINI 2004, pp. 58-59.

<sup>16</sup> RUSPINI 2004, p. 20.

povertà e dell'esclusione sociale ed alle dinamiche riguardanti la sfera del reddito<sup>17</sup>.

In primo luogo, si possono citare i *panels* finalizzati allo studio delle opinioni e degli atteggiamenti, prevalentemente riguardanti orientamenti politici e scelte di consumo, in cui, normalmente, le rilevazioni “si susseguono ad intervalli alquanto ravvicinati” (RUSPINI 2004, p. 44).

Un'importanza notevole è riconosciuta alle indagini *panel* sulle famiglie<sup>18</sup> (*household panel surveys*), tramite le quali si indaga su quanto accade, in un certo arco temporale, ad un campione di soggetti appartenenti ad una determinata popolazione (ad esempio, i *residenti* od i *presenti* in un dato territorio). In questo tipo di *panel*, l'unità di analisi “principale” è costituita generalmente dai vari *individui* estratti e chiamati a comporre originariamente il campione, mentre le *famiglie* di cui essi fanno parte risultano “sistemi dinamici”, in quanto naturalmente soggette alle trasformazioni indotte dai cambiamenti che investono i medesimi individui appartenenti al nucleo<sup>19</sup>.

Ancora, esistono i *rotating panels*, nei quali si prevede che, ad ogni *ondata* successiva alla prima, un nuovo gruppo di unità, selezionate in modo probabilistico, si aggiunga agli individui intervistati in precedenza<sup>20</sup>, e gli *split panels*, nei quali, ad ogni occasione di rilevazione, accanto alla parte di campione che viene “seguita nel tempo”, si intervista<sup>21</sup> un altro gruppo di individui in modo

---

<sup>17</sup> RUSPINI 2004, p. 21.

<sup>18</sup> RUSPINI 2004, p. 15 e pp. 44-45.

<sup>19</sup> RUSPINI 2004, p. 44. Si pensi, ad esempio, alle “regole di inseguimento” degli individui stabilite nell'indagine *European community household panel*: assieme ai bambini nati da “matri campione” durante gli anni interessati dal *panel*, solo i membri con almeno 16 anni di età delle famiglie intervistate durante la prima *ondata* dell'indagine venivano considerati “individui campione” e, pertanto, sarebbero stati “inseguiti” ed intervistati nelle ondate successive. Un soggetto maggiore di 16 anni “non campione” che fosse andato ad abitare insieme ad un “individuo campione” nel corso dell'indagine, invece, sarebbe stato intervistato solo fintanto che fosse rimasto “agganciato” ad una persona qualificata, appunto, come “individuo campione”. (PANNUZI 2002, pp. 200-201).

<sup>20</sup> In questo modo si tenta di contrastare gli effetti del *logorio* del campione iniziale, il quale potrebbe provocare una significativa perdita di consistenza. In tali casi, però, al fine di continuare a controllare l'ampiezza campionaria, spesso la partecipazione al *panel* da parte dei vari soggetti è limitata ad un certo numero di *ondate* (cfr. RUSPINI 2004, p. 45).

<sup>21</sup> In sostanza, un'indagine *trasversale ripetuta* viene affiancata ad un *panel* “classico” (RUSPINI 2004, p. 46).

“estemporaneo” (e che quindi non verranno più ricontattati nelle ondate successive).

Infine, vale la pena rammentare i *cohort panels*, ovvero gli “studi longitudinali di coorte”, ed i *panels amministrativi*. I primi si contraddistinguono, principalmente, per la particolare composizione della popolazione che assumono quale riferimento. Quest’ultima, infatti, è costituita solamente da quanti abbiano sperimentato un certo evento<sup>22</sup> all’interno di un ben definito intervallo temporale e, pertanto, per definizione, risulta *chiusa* rispetto alle possibili entrate di ulteriori elementi<sup>23</sup>, contrariamente a quanto normalmente accade negli *household panels*, in cui il collettivo di riferimento varia in continuazione a causa di nascite, morti, migrazioni e di altri eventi (ad esempio, matrimoni, divorzi, “uscita da casa” dei figli) che influiscono sulla composizione dei nuclei familiari “inseguiti” nel tempo dalla rilevazione<sup>24</sup>. Per quanto concerne i *panels amministrativi*, invece, in questa sede ci si limita a rammentare che essi derivano dalla combinazione di dati censuari e/o amministrativi anche di diversa provenienza. Le indagini basate su tali dati sono indubbiamente le meno “intrusive” dal punto di vista del “fastidio statistico” connesso alla fase di rilevazione e presentano il vantaggio di poter accedere a raccolte di dati “massicce” e sistematiche, ma si scontrano con i disagi connessi alle limitazioni prescritte dalle leggi mirate alla protezione dei dati e, soprattutto, con le restrizioni imposte agli ambiti di ricerca: questi, infatti, sono fortemente vincolati – e restano, perciò, circoscritti – alle tematiche che formano oggetto di interesse per le diverse attività amministrative<sup>25</sup>.

Come abbiamo potuto osservare, quindi, la grande “forza attrattiva” dei *panels* risiede, soprattutto, nella possibilità di studiare i cambiamenti sociali, l’evoluzione dei comportamenti ed i mutamenti che intervengono a livello sia individuale, sia familiare, dal momento che tali indagini si basano, principalmente, sulla ripetizione delle interviste, in periodi successivi, agli stessi

---

<sup>22</sup> Spesso, ad esempio, la popolazione di una coorte è costituita da tutti coloro che sono nati in un certo anno di calendario, oppure da quanti abbiano conseguito un certo titolo di studio in un determinato anno scolastico.

<sup>23</sup> RUSPINI 2004, p. 47.

<sup>24</sup> Cfr. RUSPINI 2004, p. 47. Per ulteriori approfondimenti in merito agli studi di coorte ed alle problematiche che li riguardano, si rimanda a RUSPINI 2004, pp. 46-50.

<sup>25</sup> Cfr. RUSPINI 2004, p. 51.

individui. Ciononostante, l'assetto organizzativo e la qualità dei dati raccolti non si sottraggono a numerose criticità. Innanzitutto, si possono evidenziare le difficoltà connesse con i tempi ed i costi<sup>26</sup>: oltre alla “durata” intesa come l'intervallo temporale intercorrente fra due rilevazioni consecutive (che, vedremo tra poco, solleva altre questioni delicate), occorre definire anche l'intero arco di tempo interessato dall'indagine ed all'interno del quale si snoderanno tutte le osservazioni. Trattandosi di indagini diacroniche, è logico che, da principio, siano programmati diversi periodi di rilevazione (a meno che non si decida di svolgere uno studio retrospettivo, soggetto per propria “natura” ad ulteriori e specifici problemi<sup>27</sup>), che dunque implicano la definizione sia del numero di *ondate*<sup>28</sup>, sia dello spazio temporale che le separa. In linea generale<sup>29</sup>, più è distante, nel tempo, il periodo di riferimento su cui, in ogni occasione di rilevazione, si raccolgono informazioni presso gli intervistati e maggiore sarà il rischio di ottenere dati affetti da “errori di memoria”. Per contro, aumentando la frequenza delle “interrogazioni”, si incrementano i costi connessi alle operazioni di raccolta ed il “fastidio statistico” a carico delle unità intervistate.

Tra le altre questioni di rilievo, sicuramente un posto di primo piano spetta al già menzionato problema dell'*attrito* (o *logorio* o *attrition*) del campione: non solo l'assottigliamento di quest'ultimo è “fisiologico” e quasi sempre “irreversibile”, dal momento che quando un'unità esce dal campo di osservazione molto difficilmente potrà rientrarvi<sup>30</sup>, ma le cause all'origine del processo di stillicidio stesso non sono casuali. Infatti i decessi, le migrazioni ed i rifiuti, che costituiscono le principali ragioni di *logorio*, possono dipendere dal fenomeno<sup>31</sup>

---

<sup>26</sup> Cfr. RUSPINI 2004, pp. 91-92 e pp. 96-97.

<sup>27</sup> Per brevità, sui dettagli relativi alle criticità peculiari delle indagini retrospettive, si rimanda espressamente a RUSPINI 2004, pp. 92-95.

<sup>28</sup> E' da tener presente (cfr. RUSPINI 2004, p. 83) anche il fatto che, proprio affinché un *panel* possa consentire analisi diacroniche lungo un certo arco temporale, è necessario disporre di un numero sufficiente di rilevazioni (intese, queste ultime, in termini di numero di *ondate*).

<sup>29</sup> Cfr. RUSPINI 2004, p. 91.

<sup>30</sup> In ogni caso, anche qualora un soggetto, uscito “temporaneamente” dal campione, dovesse essere nuovamente intervistato in virtù di qualche particolare “regola di inseguimento” delle unità del campione medesimo, si creerebbe una “discontinuità” nella sequenza di risposte fornite dall'unità in questione.

<sup>31</sup> Alcuni studi, come ad esempio il *British Household Panel Study* ed il *Belgian Socio-Economic Panel* (vedi RUSPINI 2004, p. 87) hanno permesso di osservare come, proprio nelle indagini sulle condizioni socio-economiche delle famiglie, la “caduta” delle unità, in seguito alla prima *ondata*,

oggetto di studio (o comunque esservi in qualche modo connesse), e, pertanto, le inferenze e le stime in genere che vengono costruite a partire dai dati ricavati dalla parte di campione “sopravissuto” potrebbero risultare distorte<sup>32</sup>.

La “qualità” del campione iniziale e la definizione delle “regole di inseguimento” delle unità del campione (ossia dei criteri in base ai quali viene stabilito se un’unità debba continuare ad essere intervistata nelle varie *ondate* del *panel*) costituiscono le migliori tecniche per tentare di “arginare” il fenomeno dell’*attrition*<sup>33</sup>.

Ulteriori problematicità che possono insorgere durante lo svolgimento delle indagini *panel* e che occorre tenere in debita considerazione sono costituite dal *panel conditioning* e dal fatto che, in ogni caso, anche in presenza di interviste ripetute ai medesimi soggetti, i dati raccolti “offrono informazioni relative soltanto a punti predeterminati nel tempo” (RUSPINI 2004, p. 81).

Per quanto concerne il fenomeno del *panel conditioning*, ovvero dell’eventualità in base alla quale i rispondenti, in ragione della loro ripetuta partecipazione all’indagine, potrebbero sviluppare interesse per gli argomenti oggetto di studio e per cui potrebbero variare le loro opinioni e posizioni proprio in ragione delle maggiori conoscenze acquisite, il maggior rischio consiste nell’influenza che il *panel* stesso potrebbe esercitare sul fenomeno che si propone di studiare<sup>34</sup>.

La questione, invece, secondo la quale i dati provenienti dai *panel* afferiscono solo a determinati periodi di tempo – ovvero quelli assurti “a riferimento” nelle varie *ondate* – porta alla conseguenza di carenze di informazioni relative ai lassi di tempo non contemplati, a priori, dalla ricerca. Questa mancanza di dati sulla precisa sequenza e sull’evoluzione degli eventi

---

fosse più ingente in corrispondenza di certe tipologie di nuclei e di persone con determinate caratteristiche. Sempre derivando le informazioni dalle indagini sopracitate, è emerso, infatti, che le unità familiari ed i soggetti che versavano in difficoltà economiche, i nuclei in cui vi era un numero piuttosto elevato di disoccupati, le persone anziane e/o con un basso livello di istruzione risultavano “più difficili” da contattare e da “preservare” all’interno del *panel* (RUSPINI 2004, p. 87).

<sup>32</sup> RUSPINI 2004, p. 79.

<sup>33</sup> RUSPINI 2004, p. 87.

<sup>34</sup> Cfr. RUSPINI 2004, p. 80.

vanifica, di fatto, la possibilità di studiare “la dipendenza temporale nei processi storici” (RUSPINI 2004, p. 81).

Infine, vale la pena rammentare l’elevato grado di complessità insito nella gestione dei *files* in cui si immagazzinano i dati *panel* ed alle difficoltà che possono insorgere durante il trattamento di questi ultimi. Oltre alle notevoli dimensioni dei *files* contenenti i dati, le quali aumentano in modo considerevole in seguito alle rilevazioni eseguite in corrispondenza di ciascuna *ondata*, occorre tener presente che non solo le informazioni raccolte, sovente, sono da gestire<sup>35</sup> su diversi “livelli” (individuale, familiare e sul piano della “durata” degli eventi) e che è naturale che dette informazioni subiscano “aggiornamenti” e “rettifiche” al termine di ogni *ondata*, ma che possono anche intervenire variazioni in merito alla struttura sia dei medesimi *files*, sia dei dati collezionati ed ivi memorizzati. Tutte queste problematiche accrescono le difficoltà di analisi e, soprattutto, dei tentativi di comparazione tra le varie indagini *panel*.

Al fine di “ovviare” a molti degli inconvenienti delineati, oltre alla già proposta “chiara definizione” delle “regole di inseguimento” delle unità del campione, è raccomandabile<sup>36</sup> identificare in modo preciso la popolazione di riferimento, predisporre il questionario e stabilire le modalità di intervista<sup>37</sup> tenendo in considerazione il tipo e le finalità dell’indagine e programmare un’adeguata durata del *panel*.

---

<sup>35</sup> Cfr. RUSPINI 2004, pp. 81-86.

<sup>36</sup> RUSPINI 2004, p. 86.

<sup>37</sup> La concettualizzazione in modo adeguato del questionario e la predisposizione di un’opportuna tecnica di somministrazione del questionario medesimo non rispondono solamente all’esigenza di contrastare gli inconvenienti che possono insorgere nelle indagini diacroniche. La complessità e l’estensione di tali argomenti rendono poco agevole una loro diretta esposizione nell’ambito del presente studio. Data, comunque, l’importanza che li caratterizza, per ulteriori approfondimenti si rimanda a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 1989. *Manuale di tecniche di indagine. 2 – Il questionario: progettazione, redazione e verifica*. Roma: Istat. (Note e relazioni, n.1) ed a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 1989. *Manuale di tecniche di indagine. 3 – Tecniche di somministrazione del questionario*. Roma: Istat. (Note e relazioni, n.1).

## 7.2 L' *European community household panel* ed *Eu-silc*

L'obiettivo del presente paragrafo consiste nel corredare lo studio di qualche informazione circa i principali sforzi compiuti a livello europeo al fine di coordinare la produzione di stime relative ai redditi ed alle condizioni di vita nei vari stati nazionali. Non ci si addenterà, pertanto, nelle argomentazioni concettuali, metodologiche e relative alle problematiche connesse all'interpretazione delle varie norme comunitarie ed al tema della "comparabilità internazionale" delle stime<sup>38</sup>, ma ci si limiterà a richiamare brevemente il percorso di acutizzazione della sensibilità alle questioni relative alle condizioni di vita, alla povertà ed all'esclusione sociale dei cittadini dell'Unione Europea, esaminandolo direttamente attraverso l'angolazione esclusiva delle indagini progettate.

L'*European community household panel (Echp)*, condotta<sup>39</sup> a partire dal 1994 ed originariamente concepita per una durata di tre anni (in seguito prolungata sino al 2001), rappresenta un'indagine longitudinale coordinata dall'Eurostat e realizzata dagli Istituti nazionali di statistica dei paesi membri, finalizzata, principalmente, al reperimento di informazioni relative all'entità dei redditi familiari ed individuali ed alla loro evoluzione<sup>40</sup>. Sin dagli inizi, la collezione dei dati raccolti venne "arricchita" con informazioni relative alla sfera "sociale" dei soggetti e delle famiglie, volte a rilevare le condizioni abitative, il possesso di determinati beni durevoli, lo stato di salute, il livello di istruzione ed alcune caratteristiche pertinenti l'ambito lavorativo<sup>41</sup>. Sebbene, nel corso del tempo, venne progressivamente ampliato<sup>42</sup> lo spazio riservato alle tematiche

---

<sup>38</sup> Nel corso dell'esposizione, in merito alle varie tematiche quivi elencate si forniranno, all'occorrenza, gli adeguati riferimenti bibliografici per i necessari approfondimenti.

<sup>39</sup> Cfr. GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 23 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, p. 7.

<sup>40</sup> COMMISSIONE PER LA GARANZIA DELL'INFORMAZIONE STATISTICA 2001, p. 11.

<sup>41</sup> COMMISSIONE PER LA GARANZIA DELL'INFORMAZIONE STATISTICA 2001, p. 11.

<sup>42</sup> COMMISSIONE PER LA GARANZIA DELL'INFORMAZIONE STATISTICA 2001, p. 11.

citare, le “condizioni lavorative” e la “situazione finanziaria” non persero la loro posizione di preminenza rispetto alle altre variabili<sup>43</sup>.

Il disegno campionario iniziale dell’*Echp* prevedeva la costituzione di un *panel* “puro”, estratto in modo probabilistico, che poi risultò formato da 60.618 famiglie, composte da 129.186 individui, ai quali, in virtù delle “regole di inseguimento” stabilite, venne attribuita la qualifica di “individui campione”, ovvero assunsero il ruolo di coloro che sarebbero stati intervistati anche nelle *ondate* successive dell’indagine, unitamente ai soggetti che fossero risultati parte della loro famiglia<sup>44</sup>.

Per quanto concerne il “segmento” italiano del campione, questo risultò formato, inizialmente, da circa 8.000 famiglie: tale numero, al termine dell’ultima *ondata*, si ridusse a quasi 3.000 nuclei, per effetto sia del fenomeno dell’*attrition*, sia delle “trasformazioni” subite, nel corso degli anni, dalle famiglie nelle quali viveva almeno un “individuo campione”<sup>45</sup>.

In linea generale, si può ricordare che, nonostante la sfera di autonomia lasciata ai vari stati membri in ordine a molti aspetti (ad esempio, nei processi di costruzione delle variabili, di registrazione dei dati, di definizione del sistema di ponderazione<sup>46</sup>, e così via), l’attività di coordinamento svolta da Eurostat si è espressa con la predisposizione di “standard” comuni di riferimento in merito, principalmente, alla raccolta ed all’assetto dei dati, i quali hanno garantito e consentito la comparabilità internazionale dei risultati<sup>47</sup>.

Nel marzo del 2000, nel Consiglio Europeo di Lisbona<sup>48</sup> furono prefissati obiettivi “ambiziosi” dal punto di vista della politica sociale, tra cui figuravano la

---

<sup>43</sup> Per ulteriori approfondimenti sui temi trattati, si può consultare ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, pp. 7-8.

<sup>44</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, p. 133. Si ricorda che la qualifica di “individuo campione” sarebbe stata attribuita anche e solamente ai figli nati, nel corso dell’indagine, da madri “campione”, mentre tale qualifica non avrebbe riguardato tutti coloro che, nelle occasioni di rilevazione successive alla prima, fossero entrati “ad altro titolo” in una delle famiglie intervistate in virtù della presenza, nel loro nucleo, di un “membro campione” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, pp. 133-134).

<sup>45</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, pp. 133-134.

<sup>46</sup> Per ulteriori approfondimenti sul sistema ponderale, si può vedere ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, p. 137.

<sup>47</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, p. 7 e p. 133.

<sup>48</sup> GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, pp. 30-31 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 19.

“lotta” alla povertà – da “sradicare” entro il 2010 – ed all’esclusione sociale. A Nizza, nel medesimo anno, questi ultimi due fenomeni vennero inquadrati sotto un profilo “multidimensionale”, mentre, nel 2001, in occasione del Consiglio Europeo di Laeken, furono selezionati 18 “indicatori” statistici<sup>49</sup> cui “far riferimento” per “interpretare” e delineare le condizioni di povertà e di esclusione sociale nei vari Paesi membri.

Con il Regolamento<sup>50</sup> del Parlamento Europeo n. 1177/2003, *Statistics on Income and Living Conditions*, si rispose alla crescente richiesta di informazioni sulle condizioni di vita avanzata sia da parte delle diverse istituzioni nazionali ed europee, sia dai medesimi cittadini dei Paesi membri e dalla “comunità scientifica”. Mediante tale documento, si prospettò la “produzione sistematica di statistiche comunitarie su reddito, povertà ed esclusione sociale, sia a livello trasversale che longitudinale” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7), si mirava all’armonizzazione di un complesso di indicatori statistici e fu avviato il progetto<sup>51</sup> *Eu-silc*, ovvero l’*European Community Statistics on Income and Living Conditions*.

L’avvio dell’indagine *Eu-silc* ha conosciuto tempi e modalità differenti nei vari Paesi membri<sup>52</sup>, nonché una realizzazione preliminare ed in via sperimentale in solo sette Paesi<sup>53</sup>. Per quanto riguarda l’Italia, il progetto è stato costruito in

---

<sup>49</sup> A livello di “macro aree”, gli “indicatori di Laeken” afferiscono alle dimensioni della povertà e della disuguaglianza, al mercato del lavoro, al livello di istruzione ed allo stato di salute. Inoltre, gli stessi indicatori vennero qualificati in “primari” o “secondari” a seconda del grado di rilevanza loro attribuito. Solo per citarne qualcuno (una specificazione più completa dei 18 indicatori si può trovare in GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 31), alcuni dei “primari” riguardano la “speranza di vita alla nascita”, l’abbandono “premature” della scuola da parte dei giovani, il tasso di disoccupazione di lunga durata ed il “tasso dei redditi bassi dopo i trasferimenti con una soglia di povertà fissata al 60% del reddito mediano” (GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 31).

<sup>50</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7.

<sup>51</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7 e GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 33. La definizione degli aspetti metodologici di *Eu-silc*, invece, è stata demandata a cinque regolamenti: *Sampling and tracing rules*, *Definitions*, *List of primary variables*, *Fieldworks aspect and imputation procedures* e *Intermediate and final quality report* (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7 e GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 34).

<sup>52</sup> In proposito, si veda, ad esempio, ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, pp. 7-8.

<sup>53</sup> Belgio, Norvegia, Grecia, Lussemburgo, Austria Danimarca ed Irlanda (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7).

seguito all'espletamento di diverse indagini campionarie "pilota"<sup>54</sup>, mentre il "lancio ufficiale" di *Eu-silc* è avvenuto nel 2004, così come nella maggior parte dei Paesi dell'Unione Europea<sup>55</sup>.

Obiettivo della "nuova" indagine, quindi, è la produzione e la conseguente diffusione di una "base di dati" armonizzata e capace di illustrare le condizioni di vita e di offrire indicazioni sui redditi dei cittadini europei. In questo modo, l'Unione Europea aspira ad ottenere una fonte di dati in grado di fornire gli elementi necessari per calcolare indicatori di "coesione sociale"<sup>56</sup>.

Evitando di esporre, come già accennato, gli aspetti metodologici<sup>57</sup>, a seguire si illustreranno i principali elementi che distanziano *Eu-silc* da *Echp*.

In primo luogo<sup>58</sup>, le due indagini in questione traggono origine da una "base legale" differente: anche in assenza di fondi erogati dalla Commissione<sup>59</sup>, i sistemi statistici nazionali devono garantire il rilascio di taluni dati rispettando un determinato "calendario".

Nel complesso<sup>60</sup>, *Eu-silc*, si mostra uno strumento più "flessibile" di quanto non fosse stato l'*Echp*. Infatti, anche se – come è naturale immaginare, dato l'obiettivo di assicurare la produzione, da parte dei vari Paesi membri, di statistiche "armonizzate" e confrontabili fra loro – il regolamento che istituisce *Eu-silc* stabilisce diverse regole comuni (riguardanti, ad esempio, la definizione della popolazione di riferimento<sup>61</sup> e di molte variabili, le dimensioni del

---

<sup>54</sup> Si tratta delle indagini campionarie: "Indagine pilota sul reddito e condizioni di vita – Anno 2002", "Indagine europea sulle condizioni di vita delle famiglie – Anno 2003" e "Indagine trasversale sulle condizioni di vita – Anno 2003" (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 49 e p. 143 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 25).

<sup>55</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 7.

<sup>56</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 20.

<sup>57</sup> Relativamente ad *Eu-silc*, un approfondimento su tali aspetti si possono trovare in ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, mentre alcuni risultati delle prime *ondate* di rilevazione si possono consultare in ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010. Infine, una rassegna delle integrazioni con le fonti di natura amministrativa contemplate in *Eu-silc* si può trovare in ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009. *Integrazione dei dati campionari Eu-Silc con dati di fonte amministrativa*. Roma: Istat. (Metodi e Norme, n. 38).

<sup>58</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, pp. 7-8.

<sup>59</sup> In ogni caso, era previsto un contributo per i primi quattro anni da parte della stessa Commissione (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 8).

<sup>60</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 8.

<sup>61</sup> In *Eu-silc*, la popolazione di riferimento è data da tutti coloro che compongono le famiglie residenti in Italia, compresi i soggetti temporaneamente all'estero. Restano escluse, invece, i nuclei residenti in Italia ma che vivono abitualmente all'estero ed i membri "permanenti" delle

campione e le “regole di inseguimento” delle famiglie e degli individui), a livello nazionale è comunque lasciata un’ampia autonomia: è possibile procedere, nell’indagine, integrando i dati campionari con informazioni di origine amministrativa ed è lasciata una certa discrezionalità nelle modalità di raccolta dei dati inerenti al “reddito”<sup>62</sup>, nella definizione del disegno di campionamento e della struttura dei questionari, nei metodi di imputazione<sup>63</sup> dei dati mancanti e nel calcolo degli stimatori.

Infine, si può rammentare che, mentre per l’*Echp* “i dati *cross-sectional* e longitudinali venivano raccolti e trattati nello stesso momento” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 8), in *Eu-silc* sono stati pianificati tempi di rilascio differenti a seconda che si tratti di dati trasversali o longitudinali. Difatti, una caratteristica che distingue ulteriormente quest’ultima indagine dalla “precorritrice” *Echp* consiste nella diversa concezione del campione. In sintesi, per *Eu-silc* è stato preferito predisporre un *panel* “ruotante”: ogni anno, ovvero in corrispondenza di ogni occasione di intervista, una parte del campione viene “rinnovata” (e ne costituirà, per quell’*ondata*, la componente *trasversale*), con il proponimento di “preservarla” (ossia di continuare ad intervistarla) anche nelle successive tre *ondate*. In sostanza, mediante lo schema di rotazione, ogni gruppo di unità parteciperà all’indagine per quattro<sup>64</sup> *ondate* consecutive prima di lasciare definitivamente il *panel*.

---

convivenze istituzionali, come, ad esempio, gli ospizi, i brefotrofi, gli istituti religiosi, le caserme e via dicendo (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 21).

<sup>62</sup> La definizione di “reddito” accettata a livello internazionale ed accolta anche in *Eu-silc* può essere espressa nel modo seguente: “il reddito è la quantità massima di moneta che un individuo può spendere per consumi senza diminuire la propria ricchezza, cioè senza vendere parte del proprio patrimonio e senza fare nuovi debiti” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p.11). Per le varie problematiche connesse all’interpretazione ed alla rilevazione di questa variabile, si rimanda a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, pp. 10-18, pp. 66-101 e 132-142.

<sup>63</sup> A tal proposito, si ricorda che, in *Echp*, l’imputazione dei valori mancanti veniva effettuata direttamente da Eurostat (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2004c, pp. 137-138).

<sup>64</sup> Ovviamente, ciò si intende “al netto” di defezioni o perdita della condizione di “eleggibilità”. Inoltre, si precisa che, dal momento che l’Istat ha dato avvio alle rilevazioni nel 2004, lo schema di rotazione ha iniziato a funzionare a “pieno regime” solo nel 2007 (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 104). Prima di tale anno, tre gruppi di unità hanno partecipato all’indagine per un numero di *ondate* inferiore a quattro. Per ulteriori dettagli in merito al piano di campionamento ed al sistema di ponderazione, si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c.

In definitiva, il campione<sup>65</sup> *trasversale*, ogni anno, deriverà dalla composizione dei quattro campioni *longitudinali*. Per l'Italia, nel 2004 (ovvero all'avvio di *Eu-silc*) la dimensione complessiva del campione ammontava a circa 32.000 famiglie. Dal momento che, secondo i dettami dello schema di rotazione, un quarto di esse non sarebbero più state contattate nelle successive ondate, l'anno seguente alle unità "superstiti" (ovvero a tutte le famiglie che includevano, nel nucleo, almeno un "individuo campione", ovvero un soggetto che nel 2004 era appartenente ad una delle famiglie che formavano la componente *panel* del campione) furono aggiunti 8.000 nuclei familiari "di nuova estrazione"<sup>66</sup>. Per quanto riguarda, invece, l'allocazione delle unità tra i vari "domini territoriali" in cui è stato ripartito il suolo nazionale, sono stati seguiti criteri rispondenti, oltre alle dimensioni demografiche delle varie aree, anche al proposito di produrre stime a livello regionale<sup>67</sup>.

Anche se è previsto che, annualmente, ad Eurostat vengano trasmessi i valori assunti da particolari indicatori di povertà relativa e di esclusione sociale<sup>68</sup>, determinati sulla base dei dati ricavati dal "campione trasversale" di *Eu-silc*, l'obiettivo primario di quest'ultima indagine rimane la "rilevazione dei redditi individuali e familiari netti sia in complesso che in forma disaggregata per componente economica"<sup>69</sup>. Ciononostante, e tenendo pure in considerazione che le stime degli indicatori di *incidenza* e di *intensità* di povertà relativa devono

---

<sup>65</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 34.

<sup>66</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 34. Tale sistema sarebbe stato impiegato per formare il campione anche negli anni seguenti (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 34).

<sup>67</sup> Si ricorda che, a tal fine, occorre assicurare una certa presenza "minima" di unità a tutte le regioni (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 32). Per approfondimenti, si rimanda ancora a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c.

<sup>68</sup> Si tratta, in sostanza, di taluni degli "indicatori di Laeken", come, ad esempio, del valore della linea di povertà relativa (fissata in base al 60% del reddito mediano inteso come *disponibile equivalente*, calcolato applicando la scala di equivalenza *OECD modificata*), dell'incidenza e dell'intensità della povertà relativa, del *gender pay gap* (ovvero dell'indice di disuguaglianza, tra maschi e femmine, della retribuzione lorda media oraria) e del "rapporto interquintilico" (ossia il rapporto tra l'ammontare del reddito percepito dal 20% della popolazione con reddito più elevato ed il totale del reddito "incassato" dal 20% della popolazione con reddito più "basso" (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, pp. 44-45 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 35).

<sup>69</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 87. Le componenti di reddito principali sono costituite dai redditi provenienti da: "lavoro autonomo", "lavoro dipendente", "capitale reale", "capitale finanziario" e "trasferimenti", questi ultimi suddivisi, a loro volta, in "pensioni" e "altri sussidi" (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 87).

essere comunicate ad Eurostat sia a livello nazionale, sia per determinate sottopopolazioni<sup>70</sup> (definite, ad esempio, dall'età o dalla condizione professionale), si può constatare come non sia ancora stata prevista la creazione di indicatori regionali di povertà e di esclusione sociale per “poter tenere conto delle differenze geografiche infra-statali”<sup>71</sup>.

---

<sup>70</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 47.

<sup>71</sup> GABORIN, PETREI e SCARSELLA 2009, p. 35.

## Capitolo 8

### I dati di origine

#### 8.1. L'indagine sui consumi delle famiglie milanesi – obiettivi e primi trattamenti dei dati raccolti

Una delle ragioni per cui è stato dedicato ampio spazio all'illustrazione dei metodi unidimensionali e concepiti, essenzialmente, sulla base di variabili economiche, finalizzati all'esplorazione delle condizioni di "povertà" che sussistono in un dato collettivo è dovuta, principalmente, alla natura dei dati a disposizione ed utilizzati al fine di condurre uno studio relativo allo stato della popolazione residente a Milano.

Dal 2006<sup>1</sup>, la Camera di Commercio ed il Comune di Milano, motivati dalla mancanza, a livello locale, di stime ufficiali sull'entità e sul livello dei consumi delle famiglie, ritenute necessarie ai fini di una adeguata programmazione dell'attività dei soggetti sia pubblici che privati, hanno predisposto un'indagine campionaria per molti aspetti analoga a quella sui bilanci delle famiglie condotta dall'Istat. In breve, gli obiettivi preposti sono di tipo conoscitivo e pertinenti ai comportamenti di spesa delle varie unità familiari. Attraverso un esame di questi, infatti, è possibile trarre informazioni relative all'atteggiamento dei consumatori di fronte alle variazioni del reddito disponibile, ai mutamenti che possono intervenire nel sistema di imposizione fiscale ed ai movimenti dei prezzi, nonché è possibile studiare le differenze nei consumi al variare delle caratteristiche familiari (principalmente, l'ampiezza del

---

<sup>1</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 3-6.

nucleo, l'età dei suoi componenti, il titolo di studio e la condizione professionale della cosiddetta "persona di riferimento" della famiglia) e tentare di approntare una misura del livello di benessere della popolazione di riferimento.

Oggetto di indagine è, dunque, l'insieme delle famiglie censite in qualità di residenti nel comune di Milano nel 2001 ed aggiornato, sulla base delle informazioni di fonte anagrafica, al 28 novembre 2006<sup>2</sup>. Nella prospettiva di estrarre un campione di unità, la popolazione delle suddette famiglie è stata preventivamente stratificata in ordine alle variabili:

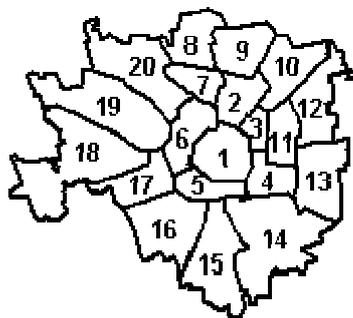
- "anello territoriale";
- ampiezza del nucleo;
- età della "persona di riferimento" della famiglia.

Con l'espressione "anello territoriale" si intende la ripartizione della superficie del comune in tre regioni, denominate, rispettivamente, "centro", "semicentro" e "periferia", ciascuna costituita da un particolare ed esclusivo aggregato delle 20 ex circoscrizioni (o zone di decentramento) comunali. Al fine di offrire un quadro più preciso, il "centro" è identificato<sup>3</sup> dalla ex zona 1 (*Centro Storico*), il "semicentro" dalle ex circoscrizioni 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 11 (denominate, rispettivamente, *Greco-Zara*, *Venezia-Buenos Aires*, *Vittoria-Romana-Molise*, *Ticinense-Genova*, *Magenta-Sempione*, *Bovisa-Dergano* e *Città Studi-Argonne*) e la "periferia" dalle vecchie zone 8, 9, 10, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 e 20 (ovvero, nell'ordine, *Affori-Bruzzano-Comasina*, *Niguarda-Bicocca*, *Monza-Padova*, *Feltre-Cimiano-Ortica*, *Forlanini-Taliedo*, *Corvetto-Rogoredo-Vigentina*, *Chiesa Rossa-Gratosoglio*, *Barona-Ronchetto*, *Lorenteggio-Inganni*, *Baggio-Forze Armate*, *S.Siro-QT8-Gallaratese* e *Certosa-Quarto Oggiaro*).

---

<sup>2</sup> La data esatta dell'estrazione anagrafica delle famiglie è stata fornita, a seguito di nostra esplicita richiesta, direttamente dall' *Ufficio Documentazione, Redazione Web* del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano.

<sup>3</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 29.



**Figura 8.1 – Suddivisione del territorio del comune di Milano in base alle ex 20 circoscrizioni**  
(fonte: Comune di Milano - SICE).

Mediante la variabile relativa all'ampiezza del nucleo familiare, l'universo delle famiglie è stato ripartito in cinque strati in base al numero dei componenti di ciascuna unità, dalle unipersonali a quelle costituite da 5 e/o più individui.

Infine, secondo l'età della persona di riferimento intesa, inizialmente<sup>4</sup>, come l'individuo intestatario della scheda anagrafica<sup>5</sup>, le famiglie sono state suddivise nei quattro gruppi corrispondenti alle classi di età: “fino a 34 anni”, “35-49 anni”, “50-64 anni” e “65 anni e più”.

Dal momento che il disegno di campionamento prevedeva lo svolgimento dell'indagine su 808 famiglie, per evitare che ad alcuni strati venisse assegnato un numero troppo esiguo di unità, è stato scelto l'impiego di un piano di tipo “non proporzionale”. Se questo modo di operare, da un lato, ha garantito l'allocazione di una quantità “accettabile”, seppur minima, di famiglie-campione anche negli strati meno “nutriti” dal punto di vista numerico<sup>6</sup>, dall'altro ha reso indispensabile sia la fase di *post-stratificazione dei risultati*, necessaria a riproporzionare, attraverso pesi

---

<sup>4</sup> Dalle informazioni rilasciate unitamente ai dati forniti per le analisi condotte nella presente ricerca, si evince che, terminate le operazioni di raccolta e controllo dei dati, la qualifica di “persona di riferimento” è stata nuovamente attribuita in base alle risultanze campionarie disponibili, “privilegiando” coloro che mostravano una condizione professionale attiva rispetto agli elementi “non attivi” come, ad esempio, le casalinghe ed i pensionati.

<sup>5</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 31.

<sup>6</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 31.

adeguati, il campione alla struttura primitiva dell'universo, sia l'impiego degli stessi pesi in ogni elaborazione successivamente effettuata a partire dai dati campionari.

Per il "ripristino" delle proporzioni, oltre alle dimensioni considerate antecedentemente alla fase di estrazione del campione (ovvero oltre agli equilibri esistenti tra le numerosità delle famiglie appartenenti ai 60 strati formati dall'incrocio tra le modalità delle variabili "anello territoriale", "ampiezza del nucleo familiare" e "classe di età della persona di riferimento"), nella procedura di *post-stratificazione dei risultati* sono stati considerati anche:

- a) i dati pertinenti alla condizione professionale<sup>7</sup> dichiarata dalle persone di riferimento delle unità campionate, i quali sono stati confrontati con le corrispettive informazioni provenienti dalla fonte censuaria del 2001;
- b) le statistiche dell'Istituto Nazionale di Statistica sulla previdenza e assistenza sociale, in modo da poter attribuire pesi più consoni alle famiglie composte da soli "ritirati dal lavoro" caratterizzate da una spesa per consumi particolarmente elevata<sup>8</sup>.

Dal rapporto<sup>9</sup> attinente all'indagine sui consumi delle famiglie milanesi condotta nel 2007 si evince che, seguitamente alla raccolta dei dati, molteplici controlli sono stati effettuati in merito alla veridicità delle risposte fornite: controlli di tipo quantitativo sulle variabili connesse alle spese e verifiche di tipo qualitativo relativamente alle diverse caratteristiche familiari indagate.

In particolare, riguardo agli elementi qualitativi, sono stati eseguiti controlli di coerenza pertinenti, ad esempio, al numero di percettori di reddito ed al reddito

---

<sup>7</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 37. In particolare, le varie modalità della "condizione professionale" sono state raccolte in quattro categorie: "imprenditore, libero professionista, lavoratore autonomo", "impiegato, dirigente", "operaio" e "ritirato dal lavoro, in altra condizione".

<sup>8</sup> In particolare, ricorrendo ad un confronto tra le statistiche Istat disponibili e i dati raccolti attraverso l'indagine, si è potuto verificare come questi ultimi avessero scontato l'effetto dell'*autoselezione* dei rispondenti, nel senso che le famiglie di anziani più abbienti dal punto di vista economico hanno mostrato una maggior propensione a partecipare allo studio rispetto a quelle meno agiate, e, pertanto, ancora una volta è stato necessario intervenire sui pesi in modo da poter "riequilibrare" i risultati (cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 37).

<sup>9</sup> CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 34-35.

complessivo dichiarato a livello di nucleo, alle condizioni occupazionale (occupato, disoccupato, in cerca di prima occupazione, studente, casalinga, ritirato dal lavoro, e via dicendo) e professionale (dirigente, impiegato, lavoratore autonomo, etc.) sostenute dai vari soggetti, all'età delle persone che si sono dichiarate "occupate", e così via.

Per quanto concerne le variabili quantitative, invece, sono stati svolti accertamenti mirati, essenzialmente:

- ad identificare gli "zeri di spesa pertinenti"<sup>10</sup> dai valori mancanti, per i quali ultimi è stato ricostruito il corrispondente "comportamento di spesa" attraverso la tecnica del "donatore"<sup>11</sup>;
- a rintracciare ed a "ritoccare"<sup>12</sup> in modo appropriato gli *outliers*, ovvero quei valori che, seppur veritieri, molto si discostano dalle tendenze prevalenti del fenomeno cui si riferiscono e che, pertanto, se introdotti nelle analisi senza alcun "accorgimento" capace di limitarne gli effetti, potrebbero causare "distorsioni" nelle stime, specie nel calcolo delle medie aritmetiche delle diverse variabili.

Per ulteriori approfondimenti sul sistema di riproporzionamento del campione e sugli interventi effettuati in fase di controllo della qualità dei dati e trattamento dei dati anomali (*outliers*) e mancanti (*missing*), si rimanda a: CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 34-42 e CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2006, pp. 24-26.

---

<sup>10</sup> CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 35.

<sup>11</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 35.

<sup>12</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2006, pp. 25-26. In questo modo è possibile minimizzare la perdita di contenuto informativo rispetto, soprattutto, ai valori anomali ma "autentici" (non si può escludere che determinati valori eccezionali derivino da errori purtroppo irricognoscibili e non sanabili).

## 8.2. L'indagine sui consumi delle famiglie milanesi - i questionari e gli “ambiti di interesse”

Come anticipato nel paragrafo precedente, l'indagine sui consumi delle famiglie milanesi è molto simile, soprattutto in fatto di contenuti, a quella dell'Istat relativa ai bilanci delle famiglie da cui, ricordiamo, si traggono anche i dati per stimare la povertà relativa a livello nazionale.

L'attenzione dello studio puntuale sui nuclei residenti a Milano è rivolta, principalmente, a tutte le spese che sostengono le famiglie per il soddisfacimento dei propri bisogni, escludendo, analogamente a quanto praticato dall'Istat, gli esborsi collegati all'eventuale attività professionale dei vari membri delle stesse. In sostanza, si considerano tutte le uscite destinate all'acquisto dei generi alimentari, dei beni durevoli e non ed all'acquisizione dei servizi in genere. Diversamente da quanto realizzato dall'Istituto Nazionale di Statistica, nella conduzione della ricerca “milanese” sono utilizzati<sup>13</sup> due soli questionari:

- il *Diario degli acquisti giornalieri*, equiparabile al “Libretto degli acquisti”<sup>14</sup>, nel quale si richiede l'annotazione di tutte le spese sostenute quotidianamente, in una certa settimana di riferimento, per i generi alimentari e gli articoli più ricorrenti per l'abitazione, per la cura e l'igiene della persona, per riviste, giornali, libri, *compact disk*, DVD, videocassette, giocattoli, per l'acquisto di titoli di viaggio spendibili sui mezzi di trasporto pubblici, per il rifornimento di benzina ed altri combustibili per l'automobile e i ciclomotori, per le ricariche telefoniche e per spedizioni postali, per tabacchi, per l'acquisto di farmaci ed altri articoli sanitari, per i servizi di lavanderia, sartoria e riparazione di calzature, e via dicendo;

---

<sup>13</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 5-6 e p. 32.

<sup>14</sup> In proposito e per i modelli di rilevazione utilizzati dall'Istituto Nazionale di Statistica nella rispettiva indagine sui consumi delle famiglie, si veda il paragrafo 3.5 del presente lavoro.

- il *Riepilogo delle spese familiari*, assimilabile all'omonimo modello impiegato nell'indagine Istat, mediante il quale viene richiesto, in via preliminare, di riportare alcune notizie relative all'abitazione principale (per esempio, se è di tipo signorile o popolare o civile od altro ancora, se dispone di autorimessa, il titolo di godimento, il tipo di combustibile impiegato per il riscaldamento, la superficie, etc.) ed ai diversi componenti della famiglia (titolo di studio e condizione e – se occupati – posizione professionale), e quindi di registrare<sup>15</sup> tutte le spese sostenute per l'acquisto di mobili e componenti di arredo, di piccoli e grandi elettrodomestici, di apparecchiature elettroniche, di capi di abbigliamento e di calzature, di veicoli e mezzi di trasporto, l'ammontare di alcune tasse (ICI e tassa sui rifiuti) e gli importi delle bollette relative alle utenze domestiche (gas, acqua, telefono, energia elettrica, etc.), il canone mensile di affitto (se si vive in locazione), l'eventuale rata del mutuo o il “fitto figurativo”<sup>16</sup> (nel caso di abitazione di proprietà), le uscite connesse ai servizi domestici, alle rette scolastiche, ai servizi relativi agli asili nido, alla *baby sitter* ed all'assistenza degli anziani, i premi versati per le assicurazioni<sup>17</sup>, le spese per le vacanze e quelle connesse alle attività svolte nel tempo libero, per visite mediche specialistiche e per molte altre finalità cui, generalmente, può essere associata una frequenza “occasionale” e, comunque, diversa dalla settimanale<sup>18</sup>.

---

<sup>15</sup> Il periodo temporale di riferimento in relazione al quale si richiede l'importo delle diverse spese, varia a seconda della “natura” di queste ultime. Per l'acquisto dei capi di abbigliamento, delle calzature, degli elettrodomestici e altro ancora, ad esempio, viene domandato di riportare l'ammontare speso nei tre mesi precedenti l'intervista, in relazione all'imposta comunale sugli immobili, si chiede quanto è stato versato negli ultimi dodici mesi, per alcune utenze, si richiede l'ammontare dell'ultima bolletta, e così via.

<sup>16</sup> In analogia con l'indagine sui consumi delle famiglie svolta a livello nazionale, viene richiesto, nei casi in cui l'abitazione principale risulti di proprietà o concessa a titolo gratuito, l'ammontare del canone mensile che, presumibilmente, si potrebbe riscuotere nell'eventualità di volerla concedere in affitto.

<sup>17</sup> Sia sulla vita e contro gli infortuni, sia per l'abitazione, per i veicoli ed altro ancora.

<sup>18</sup> Si ricorda che, mediante il *Diario degli acquisti giornalieri*, il comportamento di spesa delle famiglie intervistate è osservato per una sola settimana (cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 32).

In sostanza, attraverso la somministrazione dei questionari appena delineati, si tenta di cogliere la parte preponderante delle spese effettuate dalle famiglie oggetto di indagine. A priori, difatti, si rinuncia a rilevare gli *autoconsumi*<sup>19</sup>, le eventuali corresponsioni in natura elargite dai datori di lavoro ed altre “spese figurative” quali quelle connesse, ad esempio, al vitto ed al vestiario dei militari, alle prestazioni sociali “in natura” erogate dagli enti pubblici, e via dicendo<sup>20</sup>. Eludendo queste ultime sfere dal campo di osservazione, è stato perseguito, a fronte di una minima perdita nel contenuto informativo, l’obiettivo di “alleggerire” il peso ed il “fastidio statistico” gravanti sulle famiglie campionate<sup>21</sup>.

L’unità di rilevazione è la famiglia intesa in senso anagrafico e come insieme di persone coabitanti<sup>22</sup>, ed è previsto che l’annotazione, nei questionari, delle spese, afferenti a tutti i componenti del nucleo, avvenga ad opera di uno solo di essi. Anche se la tecnica di rilevazione e i dati raccolti sono molto simili, come già posto in evidenza, a quelli impiegati per l’indagine nazionale sui bilanci di famiglia, sussistono, comunque, alcune differenze che impediscono di equiparare direttamente i risultati delle due ricerche. Solo per illustrarne alcune - e per introdurre un aspetto innovativo dell’indagine “milanese” - si può osservare che, oltre al ridotto numero di informazioni rilevate, nel *Diario degli acquisti giornalieri* esiste una sezione in cui è possibile registrare i totali degli scontrini<sup>23</sup> emessi dagli esercizi appartenenti alla catena della distribuzione organizzata: in questo modo, ed unendo al modello di rilevazione gli scontrini di cui si è riportato il totale, la famiglia è sollevata dall’onere di dover trascrivere ogni singolo acquisto di bene alimentare e non acquistato.

---

<sup>19</sup> Si ricorda, difatti, che l’Istituto Nazionale di Statistica affianca ai già menzionati *Libretto degli acquisti* e *Riepilogo delle spese familiari* un terzo modello di rilevazione, ovvero il *Taccuino degli autoconsumi*, destinato, prevalentemente, ai nuclei agricoli e proprietari di orti che tendono, in parte, ad usufruire direttamente anche dei beni che producono in modo autonomo (cfr. anche paragrafo 3.5 del presente lavoro).

<sup>20</sup> Per ulteriori dettagli, si rimanda a CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 6.

<sup>21</sup> Vedi CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 5-6.

<sup>22</sup> CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 6-7.

<sup>23</sup> Vedi CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 6 e p. 32. Si precisa che, affinché la procedura descritta possa essere validamente eseguita, occorre che negli scontrini in questione sia possibile leggere – e quindi riconoscere – i vari tipi di articoli acquistati.

Infine, occorre ricordare che, nonostante tutte le accortezze che sono state adottate in fase di raccolta dati ed i controlli che sono stati effettuati a posteriori, non è comunque plausibile ritenere che l'indagine sui consumi delle famiglie milanesi riesca a sottrarsi completamente al rischio della "sottostima" tipica delle ricerche vertenti sui comportamenti di spesa, sia per reticenze e/o resistenze dei soggetti, sia a causa di involontarie dimenticanze<sup>24</sup>.

### 8.3. I dati pervenuti: prime analisi e verifiche svolte

A fronte delle 176<sup>25</sup> categorie previste, corrispondenti ai beni ed ai servizi in relazione ai quali si indaga sul comportamento di spesa, è stato rilasciato un *file* contenente 99 voci elementari di spesa (*item*), a loro volte riorganizzate in 22 gruppi che si caratterizzano dal punto di vista funzionale, secondo la finalità<sup>26</sup> perseguita al momento della realizzazione della spesa.

---

<sup>24</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 7.

<sup>25</sup> Vedi CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 6. Non sono state dichiarate le ragioni della differenza (vedi subito dopo) tra le quantità di voci di spesa "interrogate" e di *item* resi. Si può, però, ragionevolmente supporre che tale disparità derivi dall'accorpamento – privo di significatività ai fini della presente ricerca – di alcune voci elementari: per portare un esempio, è altamente probabile che, nell'*item* generico "abbigliamento", siano stati uniti i dati di spesa rilevati per le categorie originali "Abbigliamento per uomo e per donna (giacche, pantaloni, camicie, gonne, tailleur, maglioni, magliette, cappotti, impermeabili, montoni, pellicce, ecc.)", "Abbigliamento per ragazzi, bambini e neonati" e "Articoli di biancheria intima" che si leggono nei questionari utilizzati nell'indagine (in particolare, nel *Riepilogo delle spese familiari*) e per i quali non si trova alcun riferimento esplicito nel *file* fornitoci con il dettaglio delle spese mensili per le famiglie campione.

<sup>26</sup> Le categorie in questione sono: "Pane e cereali", "Carne", "Pesce", "Latte, formaggi e uova", "Oli e grassi", "Patate, frutta e ortaggi", "Zucchero, caffè e drogheria", "Bevande", "Tabacchi", "Abbigliamento e calzature", "Abitazione", "Combustibili ed energia", "Mobili, elettrodomestici e servizi per la casa", "Sanità", "Trasporti", "Comunicazioni", "Istruzione", "Tempo libero, cultura e giochi", "Altri beni e servizi", "Altri generi alimentari", "Affitto figurativo (canone mensile)" e "Mutuo rata mensile".

Nel *file* pervenutoci sono contenute le 32.447 voci di spesa elementari afferenti agli acquisti ed esborsi sostenuti dalle 808 famiglie del campione intervistate<sup>27</sup> in forma *continuativa* tra marzo 2007 e febbraio 2008. Ciascun importo di spesa risulta già “mensilizzato”<sup>28</sup> ed è sempre affiancato da altre variabili relative ad alcune caratteristiche della famiglia, tra cui il codice identificativo del nucleo familiare ed il peso di riproporzionamento assegnato al nucleo in questione.

In un secondo *file*, inoltre, sono state trasmesse anche alcune informazioni aggiuntive relative ai 2.403 soggetti componenti gli 808 nuclei familiari intervistati, quali l’anno di nascita, il sesso, la relazione di parentela con l’intestatario della scheda anagrafica<sup>29</sup>, il titolo di studio, la condizione professionale<sup>30</sup> e la posizione professionale<sup>31</sup>.

A completamento dei dati appena descritti, sono state richieste al *Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica* del Comune di Milano le seguenti distribuzioni:

- a) le famiglie residenti in anagrafe - alla data del 28 novembre 2006 - secondo le tre variabili<sup>32</sup> di stratificazione impiegate nell’indagine;

---

<sup>27</sup> Cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 33. Al fine di poter somministrare i questionari in modo più o meno “regolare” durante l’arco dei 12 mesi in questione, le famiglie estratte sono state preventivamente suddivise in altrettanti sottogruppi.

<sup>28</sup> Con tale espressione ci si riferisce al processo mediante il quale gli importi delle spese afferenti a periodi temporali diversi dal “mese” vengono convertiti, mediante determinati “coefficienti temporali”, in valori che possono essere considerati “mensili”. In merito, vedi CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 8 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, pp. 50-51.

<sup>29</sup> Si precisa che, nel *file* contenente le informazioni individuali raccolte sui membri delle varie famiglie, la “persona di riferimento” è la medesima che risulta registrata in anagrafe quale intestataria del foglio di famiglia e non è stata identificata nuovamente in base ai criteri relativi alla condizione occupazionale delineati nel paragrafo 8.1 del presente lavoro.

<sup>30</sup> Le modalità previste in cui è stato scelto di articolare questa variabile sono: “occupato”, “disoccupato”, “in cerca di prima occupazione”, “casalinga”, “studente”, “inabile al lavoro”, “ritirato dal lavoro (pensionato)”, “in servizio di leva/civile” e “in altra condizione”.

<sup>31</sup> Le modalità previste in relazione a questa variabile sono: “dirigente”, “direttivo, quadro”, “impiegato, intermedio”, “operaio”, “apprendista”, “altro dipendente”, “imprenditore”, “libero professionista”, “lavoratore in proprio”, “socio di cooperative”, “coadiuvante”, “lavoratore a progetto, occasionale” e “altro”.

<sup>32</sup> Si ricorda che le tre variabili di stratificazione considerate consistono in: “anello territoriale”, “numero di componenti del nucleo” e “classe di età della persona di riferimento” (vedi anche paragrafo 8.1 del presente lavoro).

b) il numero di individui residenti in famiglia distinto per anello territoriale.

Da una prima osservazione dei dati, orientata alla determinazione – in base alla spesa per consumi – di una soglia di povertà *relativa* specifica per la popolazione milanese riferita all'anno 2007, sono immediatamente emerse le esigenze:

1. di assegnare, a ciascuna famiglia, il corrispettivo “peso di riporto all'universo”;
2. di disporre di un “denominatore” in base al quale, accogliendo l'impostazione metodologica impiegata a livello nazionale e, più in generale, il criterio sancito dall'*ISPL*<sup>33</sup>, specificare la soglia stessa.

L'attribuzione dei pesi di riporto all'universo ad ogni famiglia-campione è stata realizzata, una volta appurato che la somma dei pesi di riproporzionamento assegnati alle stesse unità familiari fosse pari alla numerosità campionaria, adottando lo schema tipico della “quaterna proporzionale” secondo il quale:

$$w_i : 808 = x_i : 656.208,$$

con  $i = 1, \dots, 808$ , dove:

- $w_i$  indica il peso di riproporzionamento della  $i$ -esima famiglia del campione;
- $x_i$  rappresenta il peso di riporto all'universo – formato, quest'ultimo, dalle 656.208 famiglie da cui è stato estratto il campione – da determinare.

Una volta ottenuto il peso di riporto all'universo per ogni famiglia del campione, è stato possibile procedere ad una prima stima di alcune misure di povertà relativa, quali le soglie specifiche per le varie ampiezze familiari e l'indice di incidenza (o *headcount ratio*). L'elaborazione quasi “estemporanea” di tali misure, calcolate rispettando i principi dettati dall'Istituto Nazionale di Statistica ed adottati in fase di costruzione delle linee di povertà relative a livello nazionale<sup>34</sup>, perseguiva

---

<sup>33</sup> Vedi anche paragrafo 3.1 del presente elaborato.

<sup>34</sup> Si riveda, in proposito, il capitolo 3 e, in particolare, il paragrafo 3.5 del presente lavoro.

uno scopo principalmente di tipo “esplorativo”, soprattutto in merito alla “bontà” dei dati raccolti, in relazione alla quale il rapporto<sup>35</sup> della Camera di Commercio e del Comune di Milano sembrava già offrire adeguate garanzie. In modo un pò inaspettato, quindi, ci siamo trovati di fronte ad un risultato che ci ha costretti a compiere verifiche più approfondite – per quanto possibile – sui dati acquisiti per l’analisi della povertà relativa fra i residenti di Milano.

### 8.3.1. *La verifica sui pesi di riproporzionamento*

La prima verifica che abbiamo ritenuto opportuno eseguire sui dati in nostro possesso ha coinvolto l’affidabilità dei pesi di riproporzionamento assegnati alle famiglie del campione, in base ai quali, si ricorda, abbiamo calcolato i pesi di riporto all’universo come descritto in precedenza.

In sostanza, abbiamo tentato di controllare se la proporzione di peso che le famiglie di un certo tipo<sup>36</sup> mostravano in relazione al campione fosse la stessa di quella che i tutti i nuclei del medesimo tipo esibivano al livello dell’intera popolazione. Detto altrimenti, abbiamo cercato di capire se, stanti le regole<sup>37</sup> dichiarate ed utilizzate per la fase di riproporzionamento, i dati si accordassero con la

---

<sup>35</sup> Si veda CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008 e, in particolare, pp. 6-7 e pp. 29-41.

<sup>36</sup> Più propriamente, con ciò si intende l’appartenenza ad un determinato strato (v. oltre).

<sup>37</sup> A tal proposito, giova ricordare che (vedi CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 36-41), per la *post-stratificazione dei risultati*, sono state impiegate procedure che tenevano in considerazione molte variabili, tra le quali, ad esempio, anche la “settimana di riferimento” dell’intervista per le famiglie il cui reddito proveniva esclusivamente da pensioni e/o lavoro dipendente, provvedendo – sulla base della supposizione che, in corrispondenza della terza e della quarta settimana di un generico mese, i consumi si contraessero in modo non trascurabile rispetto al loro volume riportato nelle prime due settimane – a ridimensionare i consumi delle famiglie intervistate nella prima e nella seconda settimana ed a “potenziare” le spese per consumi registrate in coincidenza della seconda metà di ogni mese. Pertanto, sia per l’oggettiva impossibilità di ripercorrere integralmente la procedura di *post-stratificazione*, sia nell’intento di assodare la corrispondenza tra le proporzioni associate ai vari strati del campione e quelle presenti nella popolazione assunta quale riferimento nella fase di riproporzionamento, nella nostra verifica ci si è limitati a considerare i pesi assegnati nel modo in cui ci sono stati forniti.

struttura dell'universo "originario", ovvero dell'insieme dei nuclei familiari residenti a Milano al 28/11/2006.

Innanzitutto, lavorando sui dati forniti dall'Ufficio Statistica del Comune di Milano, sono state calcolate le frequenze relative di ognuno dei 60 strati che si poteva ottenere dalla ripartizione dell'universo delle famiglie secondo le modalità delle variabili "anello territoriale di residenza", "classe di età della persona di riferimento" e "numero di componenti del nucleo"<sup>38</sup>.

In simboli, se  $i = 1, \dots, 60$  rappresenta l'indice di "strato",  $X_{ij}$  può essere una funzione tale che assume il valore "1" se la  $j$ -esima famiglia appartiene alla partizione  $i$ -esima e "0" altrimenti. In sostanza, se  $j = 1, \dots, 656.208$  (ovvero avendo a disposizione, come nel nostro caso, i dati dell'intero collettivo), per ogni valore di  $i$  fissato, è possibile calcolare il "vero" valore del parametro  $\theta_i$  indicante la proporzione di famiglie comprese nello strato  $i$ -esimo rispetto al totale, ossia<sup>39</sup>:

$$\theta_i = \frac{\sum_{j=1}^{656.208} x_{ij}}{656.208}.$$

A tal punto, al fine di calcolare la "proporzione" di famiglie appartenenti al generico strato  $i$ -esimo presente nel campione, abbiamo addizionato i pesi derivati dalla fase di post-stratificazione dei risultati per ognuna delle 60 ripartizioni, e quindi, perseguendo il proposito di ricavare una sorta di frequenza campionaria relativa<sup>40</sup>, ciascuna somma è stata divisa per la dimensione campionaria pari, si ricorda, ad 808 unità.

---

<sup>38</sup> Si ricorda che il numero di modalità delle variabili in questione usate nel processo di stratificazione dell'universo erano, rispettivamente, 3, 4 e 5 (ovvero, in quest'ultimo caso, da "1" a "5 e più" componenti).

<sup>39</sup> E' possibile generalizzare la formula indicando con "N" la numerosità degli elementi dell'universo che, nella fattispecie, è composto da 656.208 unità.

<sup>40</sup> A rigore, occorrerebbe calcolare la frequenza campionaria relativa come  $f_i = \frac{n_i}{n}$ , dove  $n_i$  rappresenta il numero di unità appartenenti allo strato  $i$ -esimo e  $n$  l'ampiezza campionaria complessiva, con  $n = \sum_{i=1}^k n_i$  e  $k$  descrittore il numero di strati. Dal momento, però, che il campione è

Nel tentativo di esaminare in modo più “obiettivo” – rispetto a quello costituito da un semplice confronto – la corrispondenza tra le frequenze relative calcolate per i vari strati del campione e per le parallele ripartizioni del collettivo di riferimento, si è scelto di impostare una verifica di ipotesi. Consci del fatto secondo cui quest’ultima, normalmente, si compie su un parametro dal valore “ignoto” sfruttando le informazioni desunte da un campione, nel nostro caso si prevede, invece, di tentare di capire se si possa sostenere<sup>41</sup> di avere un campione che davvero “riproduce”, in miniatura, la popolazione da cui è stato estratto, e quindi, in sostanza, si testa l’ipotesi

$$H_0 : f_i = \theta_i ,$$

dove:

- $f_i$  è la somma dei pesi delle famiglie appartenenti allo strato  $i$ -esimo del

campione divisa per l’ampiezza  $n$  di esso, ossia  $f_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} w_{ij}}{n}$ , con  $n_i$  esprime il numero di unità della ripartizione  $i$ -esima effettivamente intervistate e  $w_{ij}$  equivalente al peso di riproporzionamento assegnato alla famiglia  $j$ -esima dello strato  $i$ ;

- $\theta_i$  è la reale frazione di nuclei familiari dello strato  $i$ -esimo del collettivo di riferimento.

Premesso tutto ciò, e dal momento che la dimensione campionaria  $n = 808$  può essere considerata “grande”, si può ricorrere ad un test “approssimato”<sup>42</sup> ed alla

stato estratto in modo non proporzionale (vedi paragrafo 8.1 del presente lavoro), un tale metodo porterebbe inevitabilmente a stime irrealistiche.

<sup>41</sup> Volendo rimanere fedeli ad un’interpretazione di stampo “classico”, si potrebbe pensare di effettuare il test in questione per accettare l’ipotesi secondo cui il campione è stato – o meno – estratto realmente da una determinata popolazione o, ancora, per verificare se, dato il campione in nostro possesso, la frazione di unità che possiedono una caratteristica specifica (ovvero quelle accomunate dall’appartenenza ad un certo strato  $i$ -esimo della popolazione) possa essere considerata  $\theta_i$ .

<sup>42</sup> Cfr. LANDENNA, MARASINI e FERRARI 1998, p. 37.

distribuzione asintotica della variabile casuale  $f_i$ , la quale risulta *Normale* e definita dai parametri  $\theta_i$  e  $\frac{\theta_i(1-\theta_i)}{n}$  (rispettivamente, *media* e *varianza*).

Pertanto, stante la veridicità dell'ipotesi  $H_0$ , la quantità

$$z = \frac{f_i - \theta_i}{\sqrt{\frac{\theta_i(1-\theta_i)}{n}}}$$

risulta determinazione di una variabile casuale *Normale*  $(0,1)$  e quindi, fissando il livello di significatività  $\alpha$  (con  $0 < \alpha < 1$ ), si accoglierà l'ipotesi se  $-z_{\frac{\alpha}{2}} < z < z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ ,

dove  $z_{\frac{\alpha}{2}}$  e  $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$  raffigurano i valori di ascissa che, sotto la curva della *Normale*

*Standard*, lasciano alla propria sinistra un'area pari, rispettivamente, ad  $\frac{\alpha}{2}$  e a

$1-\frac{\alpha}{2}$ . Si ricorda, infine, che  $\alpha$  rappresenta la probabilità di rigettare l'ipotesi quando è vera.

In ordine all'impostazione descritta, dalla verifica è emerso che, ad un livello di significatività  $\alpha$  pari a 0,01, il test conduce all'accettazione dell'ipotesi per 54 strati su 60, "fallendo" solo per le ripartizioni relative ai nuclei familiari:

- di due componenti, con persona di riferimento con più di 65 anni di età e residenti nel "centro";
- unipersonali, appartenenti alle prime due classi di età ("fino a 34 anni" e "35-49 anni") e residenti nella zona del "semicentro";
- di due componenti, con persona di riferimento ultra-sessantacinquenne e stanziati nel "semicentro";
- residenti in "periferia" dei giovani "fino a 34 anni" soli e delle coppie aventi, come intestataria, una persona con più di 65 anni di età.

In definitiva, considerata la bassa proporzione di "rigetti", si può asserire che, in linea generale, risulta accolta l'ipotesi secondo la quale sussiste corrispondenza tra

le proporzioni di famiglie appartenenti ai vari strati del campione e quelle “reali” calcolate in base ai dati sulla popolazione, e tale stato di cose induce ad accreditare il sistema di ponderazione adottato ed i conseguenti pesi di riproporzionamento che ne sono scaturiti.

### 8.3.2. *La valutazione della “scala Carbonaro”*

Una volta “convalidati” i pesi ed i dati che ci sono stati forniti dal Comune e dalla Camera di Commercio di Milano, sempre mossi dal proposito di indagare sulle possibili cause dei risultati inattesi concernenti le prime elaborazioni compiute finalizzate ad una stima della povertà relativa presso le famiglie milanesi, abbiamo spostato l'attenzione sulla scala di equivalenza adottata per ricavare le linee di povertà per i nuclei composti da un numero di individui diverso da due<sup>43</sup>.

Si tratta, in realtà, di un'ipotesi suscettibile di svariati apprezzamenti, non scevri da critiche tutt'altro che marginali. Poiché, però, molto è già stato discusso riguardo a questi strumenti imprescindibili nei confronti che impegnano variabili, al tempo stesso, monetarie ed attinenti a nuclei familiari che si distanziano in ordine a caratteristiche socio-demografiche, si rimanda espressamente al terzo capitolo del presente elaborato per le questioni e le disquisizioni di assetto concettuale e teorico.

Premesso quanto sopra e ritornando agli esiti “imprevedibili” delle prime analisi condotte sui dati, ci si è interrogati riguardo alla congruenza della scala Carbonaro rispetto alla struttura dei consumi delle famiglie di Milano e, quindi, alla convenienza nell'impiegare la suddetta scala nella nostra ricerca.

Consci dell'esistenza di diverse argomentazioni<sup>44</sup> poste a sostegno della validità della scala di equivalenza in questione e del fatto che, essendo stata elaborata

---

<sup>43</sup> Si ricorda che, procedendo all'elaborazione di una linea di povertà in ordine ad uno schema del tutto simile a quello predisposto dall'Istat, si ricava, *in primis*, la soglia per le famiglie di due componenti, e successivamente, sulla base di quest'ultima ed adottando un'apposita *scala di equivalenza* (vedi Capitolo 3 del presente lavoro), si costruiscono le linee per i nuclei di ampiezza differente.

<sup>44</sup> Vedi, in particolare, il paragrafo 3.3 del presente elaborato.

sui dati relativi ad un triennio, essa probabilmente gode di una considerevole affidabilità – e che quindi è in grado di offrire risultati maggiormente affidabili rispetto a quelli derivabili da un calcolo che poggia su un campione di dimensioni notevolmente ridotte e, soprattutto, relativo ad osservazioni effettuate nell'arco di soli dodici mesi consecutivi – è stato comunque compiuto il tentativo di rideterminare il coefficiente di elasticità della scala medesima sulla base dei dati in nostro possesso.

Pertanto, riprendendo il modello utilizzato nel 1985 da Carbonaro ed applicandolo ai dati sui consumi delle famiglie residenti nel comune di Milano, abbiamo stimato nuovamente (sempre mediante il metodo<sup>45</sup> dei *minimi quadrati*) i parametri dell'equazione che pone l'ammontare della spesa alimentare familiare in funzione del numero dei componenti del nucleo e del volume di spesa globale destinato ai consumi in generale.

In ordine ai coefficienti del modello determinati *ex novo*<sup>46</sup>, è derivato un coefficiente di elasticità di scala pari a 0,71, ovvero leggermente più elevato rispetto a quello della *scala Carbonaro* (il quale, si ricorda, è 0,669). Come diretta conseguenza di tale fatto, anche i valori della “nuova” scala di equivalenza, che, al solo scopo di distinguerla dall'originale, possiamo indicare con il nome di “Milano 2007”, risultano sempre più elevati dei corrispettivi tipici della *Carbonaro*.

---

<sup>45</sup> Elaborazioni effettuate con l'ausilio del software SPSS. Si avvisa che dai calcoli, effettuati sui casi “pesati” del campione, sono state escluse le informazioni relative ad un'osservazione in quanto, per il nucleo in questione, non è segnalato alcun consumo di tipo “alimentare” e, pertanto, il corrispondente ammontare di spesa per i beni del genere in questione risultava nulla.

<sup>46</sup> Ai fini di una maggior precisione, si rende noto che la stima dei parametri del modello ha fornito i seguenti valori:  $\alpha = 3,429$ ,  $\beta = 0,283$  e  $\gamma = 0,509$ , portando, quindi, ad un coefficiente di elasticità pari a  $\frac{\gamma}{1-\beta} = 0,7099 \cong 0,71$ .

**Tabella 8.3 – Confronto tra i coefficienti delle scale di equivalenza *Carbonaro* e *Milano 2007***

Numero componenti	Scala <i>Carbonaro</i> Base: famiglia di 2 componenti	Scala <i>Milano 2007</i> Base: famiglia di 2 componenti
1	0,599	0,645
2	1	1
3	1,335	1,355
4	1,632	1,676
5	1,905	1,973
6	2,160	2,253
7	2,401	2,520

Dal momento che, nell'intento di stabilire una linea di povertà per ciascuna dimensione familiare, i suddetti coefficienti svolgono una funzione moltiplicativa, ovvero, assunta come "base" la soglia determinata per i nuclei composti da 2 individui, le linee per le famiglie di ampiezza differente si ricavano moltiplicando tale valore per il termine della scala corrispondente alla dimensione familiare prescelta, segue che, optando per i termini della scala "Milano 2007", si otterrebbero delle linee di povertà sistematicamente più elevate rispetto a quelle che si avrebbero impiegando la *scala Carbonaro*, e ciò comporterebbe ulteriori incrementi nella stima della povertà nella popolazione di riferimento.

Dal momento che, come vedremo tra breve, i primi esiti dello studio relativo a quest'ultimo fenomeno citato hanno fornito valori già particolarmente elevati, l'ipotesi di un impiego di una scala specifica per la popolazione oggetto di indagine e ricavata dai dati attinenti allo stesso collettivo è stata immediatamente scartata e si è scelto di ricorrere, ancora, alla scala impiegata, comunemente, in molte delle ricerche condotte a livello nazionale.

### 8.3.3. *Gli esiti di altri studi “specifici” sulle situazioni lombarda e milanese*

Parallelamente all’esame della coerenza dei dati ricevuti all’universo di riferimento ed all’opportunità dell’impiego della *scala Carbonaro*, è stata compiuta una ricerca di ulteriori indagini relative alla particolare situazione socio-economica della popolazione lombarda e, ove possibile, mirati alla definizione dello stato di povertà delle famiglie del capoluogo di regione.

Innanzitutto, vale la pena ribadire che una delle più comuni critiche<sup>47</sup> mosse agli studi in cui viene elaborata un’unica soglia di povertà – quella *relativa* in particolare – per una popolazione stanziata in un ambito territoriale piuttosto vasto o, comunque, contraddistinto da una notevole varietà nel settore dei prezzi dei vari beni e servizi, è quella dovuta alla constatazione che una simile linea non tiene in debita considerazione le diversità che si manifestano, da un punto di vista geografico, a livello di potere d’acquisto. Ancora oggi, le stime ufficiali italiane<sup>48</sup> sulla diffusione della povertà relativa nel nostro Paese ignorano, di fatto, che vivere al Nord è, in generale, più dispendioso rispetto al Sud, così come trascurano le disparità<sup>49</sup> nel costo della vita che si possono riscontrare tra grandi contesti urbani e zone rurali.

L’affermazione appena conclusa illustra, in effetti, una circostanza non priva di contraddizioni. Da un lato, infatti, l’Istat attesta che la Lombardia è una delle regioni dove il costo della vita risulta più elevato<sup>50</sup> e riconosce anche, in talune pubblicazioni<sup>51</sup>, la necessità di considerare le differenze insite tra le strutture familiari, le aree geografiche ed il livello di urbanizzazione del comune di residenza nel quantificare e monetizzare le risorse minime necessarie per assicurare un tenore

---

<sup>47</sup> Vedi anche COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, p. 541.

<sup>48</sup> Cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b.

<sup>49</sup> Cfr. anche BENASSI 2005, p. 10.

<sup>50</sup> ACCOLLA 2009, p. 55.

<sup>51</sup> Si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a.

di vita quantomeno “accettabile”. Quindi, contemporaneamente, in altri comunicati<sup>52</sup> dal carattere pur sempre ufficiale, divulga delle soglie di povertà relativa per le varie ampiezze familiari “a livello nazionale”, ovvero valide “tanto per le grandi città terziarizzate del Nord – come Milano – quanto per il piccolo comune agricolo della campagna meridionale, dove con tutta evidenza il costo della vita è diverso e dove quindi un reddito monetario uguale produce un ben diverso benessere” (BENASSI 2005, p. 10).

Sebbene non immediatamente confrontabili – a causa delle differenti scelte metodologiche adottate – né tra loro, né con l’analisi dei dati che seguirà nel prossimo capitolo di questo studio, si ritiene comunque utile riportare brevemente alcuni risultati conseguiti in alcune recenti ricerche. Con ciò si persegue il duplice obiettivo di evidenziare come, anche utilizzando approcci analitici non omogenei, gli esiti paiano convergere nella direzione di una stima della diffusione della povertà relativa per la popolazione milanese molto più elevata rispetto a quella “ufficiale” e – come addizionale conseguenza di tale circostanza – di avallare ulteriormente i dati in nostro possesso.

Inquadrando la questione in un’ottica territoriale un po’ più ampia, innanzitutto, si rammenta che, in base ai dati dell’indagine Istat sui consumi delle famiglie relativi al 2000, furono elaborate<sup>53</sup>, per i tre grossi comparti regionali italiani “Nord”, “Centro” e “Sud”, altrettante soglie di povertà relative specifiche. In base ad esse, quindi, utilizzando la linea corrispettiva per ciascuno dei i suddetti aggregati territoriali, venne calcolata la diffusione mediante l’*headcount ratio*. I risultati così ottenuti vennero paragonati a quelli che si potevano ottenere lavorando su un’unica soglia elaborata a livello nazionale. Riportando solamente gli esiti attinenti al confronto tra gli ambiti territoriali di interesse<sup>54</sup> in questa sede, si può

---

<sup>52</sup> Vedi ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b.

<sup>53</sup> COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, pp. 541-544. In questa particolare analisi, venne definita “povera” la famiglia unipersonale con una spesa per consumi inferiore ai due terzi della spesa media procapite e, per calcolare la spesa “equivalente” per nuclei di differenti ampiezza e struttura, si ricorse alla scala *OECD modificata*.

<sup>54</sup> Per ulteriori dettagli, si rinvia a COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, pp. 541-544.

osservare come l'indice di diffusione per il Nord registrasse un incremento notevole<sup>55</sup> – dal 6,1% all'11,3% – nel momento in cui, in luogo della linea di povertà “nazionale”, si procedeva all'identificazione delle famiglie povere mediante la soglia specifica per l'aggregato regionale settentrionale<sup>56</sup>.

Sempre partendo dalle informazioni e dai dati prodotti dall'indagine Istat sui bilanci di famiglia, negli ultimi anni sono stati compiuti studi<sup>57</sup> finalizzati a ricavare una stima più realistica dell'incidenza della povertà a livello regionale, utilizzando la distribuzione “locale” dei consumi. Ciò in quanto, anche altre analisi di sensibilità hanno dimostrato<sup>58</sup> che l'immagine del fenomeno della povertà, e soprattutto di quella *relativa*, è fortemente influenzata dalle soglie adottate e dal modello di contesto socio-economico preso come riferimento.

Per quanto riguarda il caso lombardo in particolare, si può notare come in una ricerca<sup>59</sup>, impiegando i dati suddetti, considerati a livello regionale, per gli anni compresi tra il 2000 ed il 2004 e la metodologia applicata dall'Istat per la definizione<sup>60</sup> della soglia di povertà relativa, si siano ottenute soglie di povertà sistematicamente più elevate<sup>61</sup> rispetto alle corrispettive valide a livello nazionale e, conseguentemente, degli indici di incidenza maggiori rispetto a quelli “ufficiali”. Solo per fornire un esempio, per l'anno 2004, la linea nazionale effettiva e la soglia regionale risultavano, rispettivamente, pari<sup>62</sup> a 919,98 e 1.141,63 euro. Calcolando,

---

<sup>55</sup> Al solo scopo di sottolineare quanto possa essere distorta (assumendo che il costo della vita vari sensibilmente a seconda del luogo e della tipologia del comune di residenza) la stima della diffusione della povertà relativa qualora si utilizzi un'unica soglia “nazionale”, si può osservare come, nello studio in esame, impiegando linee particolari per ciascuna ripartizione territoriale, l'*headcount ratio*, parallelamente ad una forte crescita per il Nord Italia, subisse un notevole ridimensionamento per le regioni del meridione, passando dal 23,5% (effettuando il calcolo in base alla linea nazionale) al 10,5% (vedi COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, pp. 542-543).

<sup>56</sup> I valori delle due linee in questione, per una famiglia composta da un solo individuo, erano, rispettivamente, pari a 543,77 e 652,26 euro (cfr. COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, p. 542).

<sup>57</sup> In particolare, per la Lombardia si vedano ACCOLLA 2007 e ACCOLLA 2009.

<sup>58</sup> BOZZON et al. 2005, p. 428.

<sup>59</sup> ACCOLLA 2007, pp. 9-16.

<sup>60</sup> Ovvero, si ricorda che la linea di povertà relativa per una famiglia composta da due individui viene eguagliata alla spesa mensile media procapite e che, successivamente, viene applicata la *scala Carbonaro* al fine di ricavare le linee equivalenti per i nuclei di ampiezza diversa.

<sup>61</sup> Cfr. ACCOLLA 2007, p. 15.

<sup>62</sup> Cfr. ACCOLLA 2007, pp. 14-15 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2005, p. 1.

per la Lombardia, la diffusione attraverso l'*headcount ratio* in base alle due serie di soglie che si ottengono applicando la scala di equivalenza "Carbonaro" ai due valori suddetti, a fronte di un valore ufficiale pari al 3,7%, considerando gli *standard* regionali, veniva identificato come *relativamente* povero il 9,53% delle famiglie della regione in oggetto<sup>63</sup>. Non solo: nel medesimo studio, si tentò anche di comprendere l'entità dell'impatto della quota di spesa – reale o fittizia – destinata all'affitto. Ciò in quanto<sup>64</sup>, considerando che, nella spesa per consumi delle famiglie, è compresa la voce "affitto", il cui importo, in gran parte dei casi, è solo *imputato* dalle unità familiari intervistate quando esse sono proprietarie dell'abitazione in cui vivono (o, comunque, ne dispongono senza dover realmente versare un canone di locazione), è plausibile ipotizzare che non sempre le valutazioni soggettive dei rispondenti siano affidabili. Eliminando, quindi, le quote di spesa relative a tutti gli affitti e ripetendo i calcoli finalizzati all'individuazione della soglia di povertà relativa ed alla percentuale di incidenza, si ricavò<sup>65</sup> un indice di diffusione ancor più elevato (pari al 16,26%), a dimostrazione del fatto<sup>66</sup> che "non solo l'utilizzo degli affitti (reali o imputati) nel calcolo degli indicatori occulta una quota di persone povere, ma fa altresì apparire meno grave il quadro delle condizioni in cui essi vivono" (ACCOLLA 2007, p.19).

Infine, è possibile circoscrivere ulteriormente il collettivo oggetto di indagine e rintracciare studi<sup>67</sup> recenti volti all'analisi della povertà relativa "propria" della popolazione del comune di Milano. In particolare, per rispondere all'esigenza conoscitiva di quanti e "chi" fossero i "poveri" nel capoluogo lombardo, nel 2002 venne realizzata<sup>68</sup> una *survey* che coinvolse 1.505 unità familiari. Il questionario

---

<sup>63</sup> Cfr. ACCOLLA 2007, p. 16 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2005, p. 3.

<sup>64</sup> ACCOLLA 2007, p. 14.

<sup>65</sup> ACCOLLA 2007, p. 17.

<sup>66</sup> In particolare, una simile situazione si può verificare quando molte famiglie impegnano, per l'affitto, una quota elevata della loro spesa mensile (per ulteriori dettagli sulla questione, si rimanda a ACCOLLA 2007, pp. 17 e segg.).

<sup>67</sup> Nel presente contesto, ci si riferisce, soprattutto, alle analisi descritte in BENASSI 2005 e CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO 2009.

<sup>68</sup> Vedi BENASSI 2005, p. 11.

venne somministrato mediante la tecnica CATI<sup>69</sup> e la variabile economica eletta a rappresentante del benessere fu il reddito. Nonostante sia ragionevole supporre una certa reticenza, da parte degli intervistati, nel dichiarare il proprio reddito<sup>70</sup>, a cui segue, normalmente, una generale sottostima delle risorse in questione, i ricercatori, all'epoca, ritennero che i dati raccolti fossero comunque capaci di descrivere adeguatamente "la struttura della disuguaglianza a Milano" (BENASSI 2005, p. 12). In particolare, propendendo per il concetto di povertà *relativa* e rendendo operative le scelte di impiegare la scala di equivalenza *OCSE tradizionale* e di equiparare la linea di povertà al 50% del reddito mediano, i dati raccolti nel 2002 mostravano<sup>71</sup> che a Milano risultava *relativamente* povero il 14% delle famiglie. Ad una prima occhiata, il valore non può che sorprendere, dal momento che il capoluogo lombardo è la città italiana che presenta il più elevato reddito procapite<sup>72</sup>. Ma "l'apparente paradosso per cui nella città più ricca d'Italia risulta esservi una diffusione della povertà superiore alla media nazionale [consistente nell'11% di nuclei familiari nel 2002 secondo l'Istituto Nazionale di Statistica<sup>73</sup>] si spiega con la logica di determinazione della soglia di povertà relativa ... . [Difatti] un elevato livello di redditi, insieme ad una significativa disuguaglianza nella distribuzione degli stessi, determina un'elevata diffusione della povertà relativa. Il confine tra famiglia povera e famiglia a basso reddito diventa abbastanza sfumato, e si interseca col livello del costo della vita" (BENASSI 2005, pp. 23-24).

---

<sup>69</sup> *Computer-Assisted Telephone Interviewing*.

<sup>70</sup> Brevemente, si ricorda che i due principali problemi connessi con l'impiego della variabile "reddito" negli studi sulla povertà consistono nell'imprecisione delle dichiarazioni dei soggetti (plausibilmente piuttosto riluttanti a rivelarne l'ammontare, specie in corrispondenza di cifre elevate) e nell'alterazione – tutt'altro che trascurabile – che anche pochi valori molto elevati possono provocare nel livello del principale indice di posizione (ovvero la media aritmetica). Per ulteriori approfondimenti sulla questione e sulle informazioni raccolte mediante l'indagine di cui si sta discorrendo, si rimanda a BENASSI 2005, pp. 11-12 e 18-22.

<sup>71</sup> Cfr. BENASSI 2005, p. 22.

<sup>72</sup> BENASSI 2005, p. 23.

<sup>73</sup> Cfr. BENASSI 2005, p. 23 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2003, p. 1.

## Capitolo 9

### L'analisi dei dati

#### 9.1 L'incidenza della povertà *relativa* a Milano

Considerato quanto ampiamente discusso anche nei capitoli precedenti del presente lavoro<sup>1</sup> sul tema della povertà relativa, potrebbe essere avanzata qualche perplessità circa l'opportunità di studiare il fenomeno in questione in un contesto "prospero" quale può essere ritenuto quello in cui vive la popolazione del capoluogo lombardo.

Innanzitutto, si può osservare che i valori delle linee di povertà relativa regionale e milanese<sup>2</sup>, decisamente più elevati rispetto a quello della soglia nazionale, dipendono, quando sono stimati in base alle spese per consumi, sia dal differente livello dei prezzi (ovvero dal maggiore costo della vita) che si registra negli ambiti territoriali esaminati, sia dalla diversa attitudine al consumo stesso che caratterizza le popolazioni stanziate in dette aree. Ed è proprio in relazione a quest'ultimo aspetto che la soglia di deprivazione relativa assume rilevanza: dal momento che essa risulta, per costruzione, ampiamente influenzata dagli standard di consumo della collettività assunta a riferimento, detta linea riesce a fornire un'immagine ed una "misura del senso di deprivazione derivante dal confronto con gli altri"<sup>3</sup>, in quanto, in definitiva, si può ragionevolmente supporre che ogni unità

---

<sup>1</sup> In particolare, nel terzo capitolo e nell'ultimo paragrafo dell'ottavo.

<sup>2</sup> Il commento, originariamente riferito al solo contesto regionale (si veda ACCOLLA 2009, p. 57), è stato qui rielaborato e "ristretto" al solo ambito comunale.

<sup>3</sup> ACCOLLA 2009, p. 56.

familiare valuti “la propria capacità di spesa in base agli standard di comportamento di consumo delle famiglie con cui è in contatto”<sup>4</sup>.

Inoltre, nel caso specifico di Milano, la struttura della deprivazione relativa in senso economico suscita interesse proprio perché “si tratta di una città con un elevato livello delle retribuzioni e dei prezzi, con un’elevata capacità di inclusione occupazionale, con una struttura sociale per molti versi diversa dalle altre principali città italiane” (BENASSI 2005, p. 22).

Tenuto conto degli aspetti appena illustrati, la prima elaborazione sui dati pervenuti e riferiti ai consumi delle famiglie milanesi è stata orientata nella direzione della stima della povertà relativa sulla base delle scelte metodologiche compiute dall’Istituto Nazionale di Statistica.

Nella prospettiva, pertanto, di dover valutare la spesa per consumi procapite dei residenti di Milano nel 2007<sup>5</sup> per assumerla quale soglia di povertà relativa per la generica famiglia composta da due persone, sono state esaminate in modo rigoroso le 99<sup>6</sup> voci di spesa per le quali è stato fornito l’ammontare mensile a livello familiare. Da tale analisi è emerso che, nel volume delle spese sostenute dai vari nuclei, erano compresi gli importi versati a titolo di: “ICI”, “manutenzione straordinaria”, “assicurazioni vita e malattie” e “mutuo – rata mensile”. Dal momento che le uscite connesse con l’imposta comunale sugli immobili e quelle corrisposte per gli interventi finalizzati ad opere di ampliamento, ammodernamento o miglioramento del patrimonio immobiliare difficilmente possono essere considerate, proprio per loro natura, un “consumo”, e poiché i premi pagati alle assicurazioni per le finalità indicate<sup>7</sup> e le rate dei mutui costituiscono, sostanzialmente, delle “forme di

---

<sup>4</sup> ACCOLLA 2009, p. 57. Si coglie l’occasione di rammentare che è proprio in virtù di quest’ultima affermazione che possono assumere rilevanza anche le soglie elaborate per specifici sottogruppi (in proposito, si rimanda al quinto capitolo del presente studio).

<sup>5</sup> Si rammenta che le interviste presso le famiglie-campione sono state effettuate da marzo 2007 a febbraio 2008 (cfr. CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, pp. 33-34).

<sup>6</sup> Vedi anche paragrafo 8.3 del presente lavoro.

<sup>7</sup> Ci si riferisce, in particolare, alle assicurazioni sulla vita. Nell’ambito delle stime ufficiali sulla povertà relativa, i premi pagati per tale finalità non vengono considerati. Non potendo, in questa sede,

investimento”, tutti gli importi correlati con queste quattro voci sono stati estromessi dal conteggio del totale delle spese mensili destinate ai consumi<sup>8</sup>.

Un’ultima osservazione, infine, riguarda la voce relativa al canone di locazione. Dalla lettura della sezione del questionario<sup>9</sup> “Riepilogo delle spese familiari” dedicata ai costi sostenuti per l’abitazione, si evince che le quote versate a titolo di affitto per l’abitazione “principale” ed, eventualmente, per quelle “secondarie” venivano rilevate separatamente (e, comunque, sempre distinguendole dagli importi relativi ai “fitti figurativi” indicati nei casi in cui la casa risultava “di proprietà” o concessa ad “uso gratuito”). Purtroppo, però, i dati rilasciati non riportano la discriminazione tra i canoni di affitto corrisposti per l’alloggio in cui la famiglia vive e per quelli versati per le abitazioni secondarie e altro non viene specificato riguardo all’*item* “affitto canone mensile”. In ogni caso, dal momento che la questione potrebbe assumere maggior rilievo qualora si volesse procedere in direzione di un’analisi specifica dei nuclei che risiedono in affitto, non ci si è soffermati oltre sul caso.

In ordine ai dati provenienti dal campione ed opportunamente ricondotti all’universo, alle scelte metodologiche effettuate e considerando numerosità *media*<sup>10</sup> di individui residenti in famiglia nel 2007, la spesa per consumi mensile pro-capite a Milano per il medesimo anno risulta pari a 1.367,06 euro. Assumendo tale valore

---

scorporare le quote versate per le assicurazioni in questione dagli importi relativi alla voce più generale “Assicurazioni vita e malattie”, si è preferito escludere gli importi relativi a quest’ultimo *item* dal computo delle spese per consumi.

<sup>8</sup> Tale esclusione occorre in osservanza del principio secondo il quale ogni spesa sostenuta dalla famiglia “per scopo diverso dal consumo è esclusa dalla rilevazione” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009d, p. 9). In merito, si rimanda anche al paragrafo 3.5 del presente lavoro, ad ACCOLLA 2007, p. 10 ed a ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008b, p. 10.

<sup>9</sup> I questionari utilizzati nell’indagine sui consumi delle famiglie milanesi sono stati forniti direttamente dal Comune di Milano.

<sup>10</sup> Dal momento che la rilevazione delle spese sui consumi delle famiglie si è protratta per un intero anno (da marzo 2007 a febbraio 2008), si è preferito utilizzare, come denominatore del rapporto, la popolazione *media* – intesa in senso demografico – del 2007, ottenuta dall’elaborazione dei dati Istat reperibili alle pagine <http://demo.istat.it/bil2006/index.html> e <http://demo.istat.it/bil2007/index.html> (*on line* il 03/06/2010). Dalle nostre elaborazioni, la suddetta popolazione residente in famiglia media del periodo in questione risulta pari a 1.294.265 individui. In merito alla definizione di “popolazione media” ed alle motivazioni di ricorso ad essa, si può vedere LIVI BACCI 1990, pp. 86-88.

come soglia di povertà relativa per una generica famiglia di due componenti ed applicando i coefficienti della scala di equivalenza *Carbonaro*, si ottengono le linee di povertà per i nuclei di ampiezza differente (Tabella 9.1).

**Tabella 9.1 – Soglie di povertà relative (valori in euro) stimate in base alla spesa per consumi pro-capite per le famiglie di Milano – Anno 2007**

numero componenti della famiglia	Coefficienti della <i>Scala Carbonaro</i>	linea povertà (euro)
1	0,599	818,87
2	1	1.367,06
3	1,335	1.825,02
4	1,632	2.231,04
5	1,905	2.604,25
6	2,160	2.952,85
7	2,401	3.282,31

Come si può immediatamente osservare, la linea di povertà per la famiglia “base” composta da due individui è sensibilmente più elevata rispetto ai 985,35 euro contemplati dalle statistiche ufficiali<sup>11</sup>. Anche se, oramai, è noto il meccanismo<sup>12</sup> che conduce a tale disparità, risulta pur sempre difficile non rilevarla e, soprattutto, ignorarne le conseguenze nell’ambito delle analisi sul fenomeno della povertà.

Difatti, procedendo nella quantificazione dei nuclei familiari che mostrano una spesa per consumi *equivalente* inferiore alla soglia, si giunge ad affermare che la *diffusione* della povertà a Milano nel 2007 era pari al 17,05 %. Detto altrimenti, ciò significa che 114.579 famiglie su un collettivo formato, in media, da 671.961<sup>13</sup>

<sup>11</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008b, p. 1.

<sup>12</sup> Si ricorda che, principalmente, esso è costituito dalle differenze tra “stili di vita” e dai diversi livelli dei prezzi che si registrano in corrispondenza delle varie aree geografiche e tipologie comunali presenti sul territorio italiano e dal fatto che, mentre la linea nazionale “media” tra tutte le dissomiglianze, la soglia specifica per un ambito più circoscritto coglie unicamente le peculiarità del contesto socio-economico diffuso nell’area cui si riferisce.

<sup>13</sup> Nostre elaborazioni dati Istat. Nella fattispecie, si tratta del numero medio, in termini di unità familiari, del 2007.

nuclei sono considerate economicamente “indigenti” rispetto agli standard di consumo contemporanei e circoscritti al medesimo luogo di residenza.

Per quanto concerne, invece, la diffusione del fenomeno tra gli individui, per lo stesso periodo si calcola che il 20,9% dei residenti a Milano è deprivato, ovvero, in termini assoluti, che circa 270.066 soggetti può essere definito “povero” secondo i canoni di consumo tipici della società in cui vivono.

Sempre relativamente alla spesa equivalente ed al medesimo periodo di riferimento, la stima dell’intensità (*income gap ratio*) risulta pari al 29%, ovvero, detto altrimenti, in percentuale, la spesa media (equivalente) per consumi delle famiglie povere si situa al di sotto della linea di povertà del 29%<sup>14</sup>.

Infine, si ricorda che la media – calcolata sull’intero<sup>15</sup> collettivo di nuclei familiari – della somma dei *gap* delle spese (sempre espresse in termini *equivalenti*) delle famiglie dalla soglia di povertà, posta a rapporto con il valore della linea medesima, prende il nome di *poverty gap* e viene considerata una misura della *gravità* della deprivazione economica. Tale valore, in relazione all’analisi condotta sulle famiglie residenti a Milano nel 2007, è pari al 4,9% e può essere inteso come l’ammontare di risorse, per ogni unità familiare, necessarie per eliminare la povertà – nel caso di un “perfetto” sistema di “trasferimenti” – espresso in termini percentuali rispetto alla linea di povertà.

Per offrire un quadro un pò più esauriente, gli indici relativi alla diffusione (*headcount ratio*), alla distanza media che separa la spesa delle famiglie “povere” dalla soglia (divario o *gap* medio) ed a quest’ultimo valore relativizzato rispetto alla soglia (*income gap ratio*) sono stati calcolati anche specificamente per ogni dimensione familiare, raccogliendo in un unico “gruppo”, a causa della scarsa

---

<sup>14</sup> Cfr. anche il paragrafo 4.2 del presente lavoro.

<sup>15</sup> Si ricorda che in questo caso, a rigore, si può parlare correttamente di media qualora tutti i divari relativi agli importi di spesa superiori alla soglia di povertà vengano posti, per definizione, pari a zero (per i dettagli, si rimanda al paragrafo 4.2 del presente elaborato).

quantità di casi rilevati tramite il campione, soltanto i nuclei composti da 5 e più individui<sup>16</sup>. I risultati di tale analisi sono riportati nella Tabella 9.2.

**Tabella 9.2 – Principali indici di povertà calcolati per ogni specifica ampiezza familiare (valori relativi ai nuclei residenti a Milano – Anno 2007)**

numero componenti della famiglia	linea povertà (euro)	<i>Headcount ratio</i>	<i>Gap</i> medio (valori in euro)	<i>Income gap ratio</i>
1	818,87	10,2 %	268,48	32,79 %
2	1.367,06	19,1 %	396,90	29,03 %
3	1.825,02	22,3 %	408,38	22,38 %
4	2.231,04	20,3 %	663,99	29,76 %
5 e più	2.604,25	40,6 %	981,45	37,69%

Come si può rapidamente osservare, a parte poche eccezioni, la diffusione e l'intensità della deprivazione crescono con l'ampliarsi della dimensione familiare, una dinamica affatto estranea alle analisi svolte in tema di povertà in Italia nel corso degli ultimi decenni<sup>17</sup>. Detto altrimenti, anche lo studio quivi condotto sulla povertà delle famiglie residenti del capoluogo lombardo evidenzia come le famiglie più ampie versino, generalmente, in condizioni peggiori rispetto ai nuclei di dimensioni più contenute, in linea con i risultati ottenuti in altre ricerche effettuate nel medesimo settore.

<sup>16</sup> A tal proposito si fa presente che, per le famiglie composte da un numero di unità superiore a cinque, è stata assunta come riferimento la soglia calcolata per i nuclei formati da 5 membri e la loro spesa è stata resa "equivalente" (sempre attraverso dei coefficienti ricavati a partire dall'elasticità della *scala Carbonaro*) a quella delle famiglie di quest'ultimo tipo.

<sup>17</sup> Anche se, nelle prime analisi condotte (in proposito si possono vedere, ad esempio, PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI 1985, pp. 50-51, COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E L'EMARGINAZIONE 1992, p. 33 e COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE 1993, p. 28), i valori dell'incidenza più elevati spiccavano in corrispondenza dei nuclei unipersonali e di quelli composti da due soggetti, sin dai primi anni di questo secolo è emersa chiaramente la tendenza sopradescritta, ovvero di una presunta maggiore difficoltà (espressa sempre in senso economico ed in termini di spesa per consumi) per le famiglie più numerose (in proposito, si possono consultare i dati delle pubblicazioni dell' ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2003, 2004b, 2005, 2006, 2007b, 2008b e 2009b).

Nonostante, nel corso del capitolo precedente, siano stati analizzati i fattori ed illustrate le motivazioni che giustificano i risultati appena delineati, non ci si può esimere da un loro confronto con quelli dichiarati in sede ufficiale e relativi al più “vicino” contesto socio-economico di appartenenza, ovvero a quelli afferenti alla regione Lombardia. In particolare, l’indice di diffusione della povertà relativa – stimata in relazione alla linea nazionale annuale di povertà – oscilla<sup>18</sup>, tra il 2002 ed il 2007, fra il 3,7% ed il 4,8%. Il forte “contrasto” che quindi emerge dal confronto dei suddetti valori non può che confermare l’inadeguatezza di una stima della povertà relativa per una popolazione stanziata su una piccola parte di un più vasto territorio nazionale caratterizzato da ingenti disparità economiche tra le diverse aree che lo costituiscono<sup>19</sup>. Anche se non è ancora possibile affermare che il metodo di analisi e stima quivi impiegato sia il più opportuno per definire la diffusione e delineare i contorni della deprivazione economica relativa, si può ritenere assodato, ormai, che, in Italia, “l’uso della soglia nazionale, che media tra aree nelle quali il livello dei redditi e il costo della vita variano sensibilmente, finisce per localizzare la povertà quasi esclusivamente nelle zone meridionali del paese” (BOZZON et al. 2005, p. 411). Pertanto, anche se non esistono indicazioni su quale sia la più appropriata dimensione territoriale cui far riferimento<sup>20</sup>, è innegabile, date le peculiarità del contesto italiano, la necessità di ricorrere a soglie “locali”. Basti pensare, difatti, a come taluni studi<sup>21</sup> evidenzino il fatto che, adottando linee sub-nazionali di povertà, il fenomeno – soprattutto in relazione alla sua diffusione – subisca un notevole ridimensionamento al Sud e, contemporaneamente, un sensibile aumento nel Centro e nel Nord del paese.

---

<sup>18</sup> Nostre elaborazioni dati Istat.

<sup>19</sup> Cfr. BOZZON et al. 2005, p. 411.

<sup>20</sup> Cfr. BOZZON et al. 2005, p. 411.

<sup>21</sup> Si preferisce evitare di scendere ulteriormente nei dettagli, date le diverse metodologie di analisi applicate nei vari studi, e rinviare direttamente ad alcuni di essi, in particolare a BOZZON et al. 2005 ed a COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002.

## 9.2 L'incidenza della povertà *assoluta* a Milano

Una volta preso atto che, soprattutto nella specificità della popolazione residente a Milano, la linea di povertà relativa tende ad individuare, principalmente, le unità che non manifestano un comportamento di spesa per consumi “conforme” allo *standard* emergente<sup>22</sup> nella collettività di cui costituiscono comunque parte integrante, è lecito chiedersi se, considerando la deprivazione in senso *assoluto*<sup>23</sup>, il quadro dell'insieme di coloro che non dispongono di risorse sufficienti per raggiungere un livello “adeguato” di sostentamento potrebbe apparire significativamente diverso<sup>24</sup>. Detto altrimenti, ci si può domandare se, assumendo quale riferimento una linea di povertà assoluta “attuale” e valida per il livello territoriale di riferimento, la diffusione e la struttura delle famiglie indigenti offrirebbero un'immagine differente da quella elaborata in funzione della soglia di povertà relativa milanese.

Come riportato anche nel secondo capitolo di questo studio<sup>25</sup>, nel 2009 sono state pubblicate<sup>26</sup> le stime ufficiali relative alle soglie di povertà assoluta, elaborate inizialmente per l'anno 2005 ed aggiornate, annualmente, fino al 2007. Dal momento che tali stime sono espresse in termini di “spesa per consumi” e risultano particolareggiate, oltre che per tipologia familiare, anche per ampiezza demografica del comune di residenza ed ubicazione di quest'ultimo rispetto ai grandi comparti regionali del nostro paese (Nord, Centro e Sud Italia), è stato deciso di acquisire i

---

<sup>22</sup> Si ricorda che la linea è stata calcolata assumendo alla base, quale indice di posizione, la media della spesa per consumi, ovvero un risultato notoriamente sensibile alla presenza, nella distribuzione, dei valori estremi.

<sup>23</sup> Ovvero prendendo in considerazione l'ammontare minimo di spesa per consumi necessario per accedere ad un paniere di beni e servizi ritenuti indispensabili per conseguire un tenore di vita minimamente accettabile.

<sup>24</sup> Cfr. anche ACCOLLA 2009, p. 55-56.

<sup>25</sup> In particolare, ci si riferisce al paragrafo 2.3.

<sup>26</sup> Si veda ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 68 e pp. 78-79.

valori<sup>27</sup> delle soglie determinati per l'anno 2007 e riferiti all'*Area Metropolitana del Nord Italia* e di procedere, in base ad essi ed ai dati campionari in nostro possesso, ad un nuovo calcolo della diffusione della povertà tra le famiglie residenti a Milano.

La spesa per consumi<sup>28</sup> sostenuta da ciascun nucleo incluso nel campione e riconducibile ad una delle 38 tipologie familiari espressamente previste dall'Istat ai fini della determinazione delle linee di povertà assoluta è stata, dunque, confrontata con la corrispettiva soglia "ufficiale", ovvero con la linea specifica per le famiglie della medesima "categoria". Nel caso in cui detta spesa fosse risultata inferiore al valore della soglia in questione, la famiglia corrispondente veniva considerata "assolutamente povera" ed il suo peso di riproporzionamento veniva computato ai fini del calcolo dell'*headcount ratio*. Per non escludere a priori<sup>29</sup>, dal calcolo dell'indice, i nuclei familiari aventi una composizione non contemplata fra le 38 disponibili, è stato scelto di procedere nel modo seguente. Innanzitutto, per ogni dimensione familiare da 2 a 5 componenti, sono stati estratti i nuclei aventi una struttura non annoverata in alcun modello fra quelli previsti per le famiglie della stessa ampiezza e, qualora la loro spesa per consumi fosse risultata inferiore alla soglia minima<sup>30</sup> fra tutte quelle elaborate per i nuclei di pari ampiezza, dette famiglie venivano repute "assolutamente povere". Infine, per i nuclei composti da un

---

<sup>27</sup> Detti valori sono stati tratti da ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 79.

<sup>28</sup> Determinata come descritto nel paragrafo 9.1.

<sup>29</sup> Un'esclusione "a priori" delle famiglie di diversa composizione (scelta che, invece, è stata effettuata in un'altra indagine sulla povertà in Lombardia, come si può leggere in ACCOLLA 2009, pp. 62-63) avrebbe comportato, a nostro avviso, un'eccessiva sottostima dell'indice di diffusione. Difatti, se tali famiglie fossero state estromesse dalla nostra analisi, il 3,84% dei nuclei non sarebbe stato considerato ai fini di essa e si sarebbe "perso" il 5,77% delle famiglie che possono essere ritenute "assolutamente povere".

<sup>30</sup> Proprio al fine di "contenere" al massimo l'indice di diffusione e di evitare, così, una sovrastima del fenomeno (tenuto conto anche dei risultati ottenuti impiegando il metodo "classico" di analisi della povertà relativa esposti nel paragrafo 9.1), è stato deciso di utilizzare la più bassa linea di povertà "disponibile" a parità di ampiezza familiare, dimensione demografica del comune di residenza e comparto regionale. Difatti, è immediato osservare che, in generale, lasciando invariata la distribuzione dei redditi (o delle spese per consumi), abbassando il valore della soglia di povertà, minore o uguale sarà l'incidenza della povertà, in quanto il numero di unità aventi un reddito (od una spesa) inferiore a detta soglia non può che diminuire. In proposito, si può vedere anche il paragrafo 3.1 del presente elaborato.

numero di 6 o più componenti<sup>31</sup>, è stata utilizzata, come unica linea di povertà assoluta, la soglia minima<sup>32</sup> elaborata per le tipologie familiari con 5 membri.

In senso assoluto, quindi, in base ai dati raccolti sui consumi delle famiglie residenti a Milano ed alle soglie elaborate dall'Istat per i vari tipi di nuclei familiari stanziati nelle aree metropolitane del Nord Italia per il 2007, si calcola che l'incidenza della povertà per le famiglie in questione è pari all'8,03%.

Il dato offre lo spunto per alcune osservazioni, dal momento che, realizzando una notevole contrazione del valore dell'*headcount ratio* rispetto a quello prodotto dalla stima della deprivazione economica operata in termini relativi, fornisce un'immagine altrettanto ridimensionata di quest'ultimo fenomeno. Infatti, anche se, come più volte precisato, le strategie di analisi della povertà intesa in senso assoluto ed in senso relativo rispondono a due "accezioni" differenti del medesimo fenomeno<sup>33</sup>, si rammenta che, soprattutto nei Paesi "avanzati" quale è il nostro, il paniere di *basic needs* utilizzato per la definizione della linea di povertà assoluta è molto più vasto rispetto a quello che, idealmente, consentirebbe la mera sussistenza e sovente include anche beni e servizi la cui "essenzialità" è determinata proprio in relazione alle caratteristiche di tempo e luogo della società che si desidera studiare. Proprio per questo motivo, infatti, occorre procedere con cautela negli studi sulla povertà, in modo da evitare sia che il concetto di povertà assoluta degeneri verso quello di povertà relativa<sup>34</sup>, sia che quest'ultimo si confonda con quello di

---

<sup>31</sup> Si precisa, comunque, che nel campione non risultavano incluse famiglie con più di 7 membri.

<sup>32</sup> Si tenga presente che, anche se avessimo "rilassato" il principio "minimizzante" posto alla base del calcolo e si fosse - probabilmente, in modo più realistico - impiegata, per le famiglie di maggior ampiezza, la soglia più elevata prevista per i nuclei composti da 5 membri, nel caso specifico il risultato non avrebbe subito alcuna variazione. Ciò in quanto non vi sono, nel campione, famiglie di dimensione superiore alle 5 unità aventi una spesa per consumi contemporaneamente superiore alla soglia minima prevista per i nuclei di 5 componenti (pari a 1.693,00 euro) ed inferiore alla linea massima prevista per i nuclei della medesima ampiezza (pari a 1.757,12 euro).

<sup>33</sup> Si ricorda brevemente che, mentre con la soglia di povertà assoluta si tenta di individuare l'ammontare minimo di risorse (o di consumi) che consente un'esistenza "accettabile" in ordine alle caratteristiche dei tempi e del luogo in cui si vive, attraverso la linea di povertà relativa si mira ad individuare coloro che possiedono (o consumano) in quantità significativamente inferiori rispetto agli *standard* che si sono imposti nella società di cui fanno parte.

<sup>34</sup> Vedi anche il paragrafo 2.1 del presente lavoro.

“diseguaglianza”<sup>35</sup>. Considerando, quindi, il valore particolarmente elevato (17,05 %) ottenuto per l’indice di diffusione della povertà relativa a Milano per il 2007 – rispetto al corrispondente dato rilasciato dall’Istat per la Lombardia<sup>36</sup> per il medesimo anno di riferimento che, si ricorda, era pari<sup>37</sup> al 4,8 % – è ragionevole domandarsi se questo, in realtà, non tenda a “denunciare” una situazione di “disuguaglianza” piuttosto che uno stato di “povertà”. Da questa riflessione, quindi, è scaturita l’idea di affiancare a tale indice il valore della diffusione della povertà assoluta, stimata in base alle soglie specifiche per le varie tipologie familiari residenti nei comuni metropolitani del Nord Italia. Lo scopo del confronto era, sostanzialmente, costituito da un duplice obiettivo. Innanzitutto, si desiderava disporre di un termine di confronto “circoscritto” allo stesso collettivo (ossia alle unità familiari residenti a Milano nel 2007). Ciò in quanto, come è già stato indirettamente lasciato intendere, sul piano ufficiale i dati concernenti la diffusione della povertà nella sua duplice accezione “relativa” ed “assoluta” sono disponibili, ad un livello di analisi sub-nazionale, solamente per le popolazioni, rispettivamente, delle regioni e dei grossi comparti territoriali “Nord”, “Centro” e “Mezzogiorno”<sup>38</sup>. Inoltre, una volta assimilato anche quest’ultimo aspetto, ovvero l’assenza di stime mirate per popolazioni sub-regionali, la seconda finalità si concretava proprio nell’esigenza di capire se gli indici prodotti per i maggiori ambiti territoriali di riferimento potessero essere ritenuti “validi” anche per la realtà “milanese” in essi compresa.

Evidenziando nuovamente il fatto che, nel 2007, l’incidenza della povertà relativa afferente alle famiglie di Milano raggiunge il 17,05 % mentre quella riferita

---

<sup>35</sup> Vedi anche il paragrafo 3.1 del presente studio.

<sup>36</sup> Si coglie l’occasione per ribadire che si è consapevoli del fatto che i collettivi ai quali si riferiscono le stime che si stanno confrontando sono differenti e che, quindi, il paragone, tecnicamente “non corretto”, non dovrebbe essere eseguito. Purtroppo, dal momento che non esistono, sull’argomento, dati ufficiali a livello sub-regionale, si ricorre alle stime disponibili ed afferenti al più piccolo contesto territoriale contenente il collettivo da noi osservato. Ciò al solo scopo di avere, comunque, un qualche termine di riferimento, seppure a livello puramente “indicativo”.

<sup>37</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008b, p. 3.

<sup>38</sup> Cfr. anche ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009a, p. 82.

alle unità familiari lombarde risulta pari al 4,8 %, si potrebbe iniziare a dubitare della validità del metodo “tradizionale” impiegato per l’analisi della deprivazione economica in ambiti “ristretti” quale, ad esempio, il collettivo del capoluogo regionale in questione. Considerando, però, il fatto che, adottando le stesse soglie Istat di povertà assoluta specifiche per le diverse tipologie familiari (e quindi, sostanzialmente, la medesima metodologia ed i medesimi riferimenti esplicitamente previsti per i nuclei residenti nelle realtà metropolitane del Nord del Paese), si giunge a determinare, per la sola Milano, un indice di diffusione pari all’8,03% a fronte di un 3,5 % ufficialmente dichiarato<sup>39</sup> per il comparto del Nord Italia, si può presumere che, a livello di quest’ultimo ambito territoriale, si attuino “troppe” compensazioni tra le diverse sub-aree che lo compongono, probabilmente caratterizzate da differenti livelli di incidenza della deprivazione intesa in senso assoluto. Detto altrimenti, l’ultimo confronto su cui si è intenzionalmente posto l’accento parrebbe riabilitare il metodo “classico” impiegato per lo studio della povertà relativa e, contemporaneamente, esortare al calcolo di stime sulla diffusione della deprivazione – sia *assoluta* che *relativa* – per comparti territoriali “inferiori” rispetto a quelli attualmente considerati basate su soglie specifiche di povertà.

**Tabella 9.3 – Indici di diffusione della povertà *relativa* ed *assoluta* calcolati per i nuclei familiari residenti a Milano, in Lombardia e nel Nord Italia – Anno 2007**

<i>indice di diffusione</i>	<i>Milano</i>	<i>Lombardia</i> <sup>(*)</sup>	<i>Nord Italia</i> <sup>(*)</sup>
<i>povertà relativa</i>	17,05 %	4,8 %	–
<i>povertà assoluta</i>	8,03 %	–	3,5 %

(\*) Fonte: Istat

<sup>39</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009a, p. 82 e ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2009b, p. 7.

Infatti, in ordine a quanto emerso fino ad ora in questo studio e nelle altre ricerche citate e richiamate nel paragrafo 8.3.3, si potrebbe sostenere che la scelta di adottare un'unica soglia – in particolare *relativa* – può essere ritenuta ancora valida se la finalità dell'indagine è costituita dalla stima e dall'analisi della povertà per l'intera collettività nazionale considerata nel suo complesso. Qualora, invece, si desiderasse produrre stime particolareggiate per i diversi ambiti sub-nazionali (anche limitatamente alla diffusione del fenomeno), il ricorso ad un'unica linea di povertà apparirebbe incongruente, dal momento che sempre gli stessi studi hanno dimostrato proprio quanto siano innegabili le disomogeneità dei vari sistemi socio-economici presenti nel nostro Paese e la distorsione che ne conseguirebbe se venissero ignorate<sup>40</sup>. In definitiva, sarebbe opportuno, raccogliendo almeno in parte la “sfida” lanciata dalla nuova metodologia di stima ufficiale della povertà assoluta<sup>41</sup>, costruire stime sulla povertà relativa in base a soglie specifiche per dimensione familiare, ampiezza demografica e comparto regionale di appartenenza del comune di residenza.

### 9.3 La stima dell'incidenza della povertà a Milano calcolata in base alla spesa per consumi “mediana”

Circoscrivendo nuovamente l'attenzione sulla sola città di Milano ed osservando i risultati sullo stato di deprivazione economica delle famiglie ottenuti attraverso i metodi di analisi descritti nei paragrafi precedenti, è emersa la curiosità

---

<sup>40</sup> Si ricordano, in particolare, BOZZON et al. 2005 e COCCIA, COLOMBINI e MASI 2002, in cui, esplicitamente, viene mostrato come, attraverso un'unica soglia di povertà, si producono, sistematicamente, una sovrastima del fenomeno nelle regioni meridionali ed una sottostima dello stesso in quelle settentrionali.

<sup>41</sup> ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009a.

di sperimentare sui dati raccolti un ulteriore metodo di indagine. In particolare, considerando, soprattutto, il valore “inaspettatamente” elevato dell’incidenza della povertà relativa ed alla luce dei ragionamenti esposti<sup>42</sup> in merito ai livelli occupazionali e retributivi che caratterizzano il contesto socio-economico dell’universo in esame, è stata contemplata l’opportunità di procedere ad una nuova stima dell’incidenza assumendo quale linea di povertà la spesa per consumi “mediana”.

In realtà, dal momento che, come tra poco si avrà modo di vedere, la stessa metodologia è stata applicata ai medesimi dati per ben due volte, introducendo, come unico elemento di diversificazione nel processo di analisi, due differenti “scale di equivalenza”, il risultato finale si può considerare, di fatto, una sorta di “analisi di sensibilità”.

Riprendendo, dunque, i dati sulla spesa per consumi delle famiglie residenti nel capoluogo lombardo nel 2007, in un primo momento è stato deciso di stimare la spesa *equivalente* degli individui dividendo l’ammontare di spesa per consumi di ciascuna unità familiare per il numero dei corrispettivi componenti. Detto altrimenti, ad ogni soggetto presente nel campione (in quanto appartenente ad una delle famiglie estratte ed intervistate) è stata assegnata, come “spesa equivalente”, la spesa procapite familiare. Rammentando quanto detto nel Capitolo 3 in ordine alle scale di equivalenza, una simile procedura rende operativa, di fatto, l’ipotesi secondo la quale in una famiglia non si realizzerebbe alcuna “economia di scala”. Anche se, come già affermato nel corso del menzionato capitolo, tale supposizione è sovente giudicata poco realistica, a fini esplorativi può comunque offrire spunti di riflessione e condurre a risultati interpretabili sotto il profilo della “sensibilità” della metodologia di analisi nei confronti delle varie scelte operative effettuate.

Una volta attribuita, quindi, a ciascun soggetto la propria “spesa equivalente”, la distribuzione di quest’ultima variabile è stata ordinata in senso crescente ed a ciascun elemento (ovvero ad ogni valore di spesa equivalente) è stato assegnato,

---

<sup>42</sup> Sull’argomento, si riveda il paragrafo 9.1 del presente lavoro.

come *peso*, il prodotto fra il numero dei componenti della famiglia ed il peso di riproporzionamento alla struttura dell'universo. Interpretando quest'ultimo prodotto come *frequenza*, sono state, in seguito, costruite le *frequenze cumulate*, in modo da poter avere, per ogni valore della spesa procapite equivalente, il numero di individui<sup>43</sup> che presentano un ammontare di spesa per consumi inferiore od uguale a quello preso in considerazione. Il passo successivo, dunque, si è concretizzato nell'individuazione della "posizione mediana", dividendo per due il totale delle frequenze cumulate. La spesa per consumi equivalente corrispondente alla posizione mediana è stata assunta quale "spesa per consumi procapite mediana", dal momento che essa rappresenta l'importo di spesa che "bipartisce esattamente" la distribuzione della spesa suddetta. Detto altrimenti, in seguito a quest'ultimo calcolo effettuato è possibile affermare che la metà dei soggetti del campione ("riproporzionato") presenta una spesa equivalente inferiore od uguale a quella individuata come "mediana", pari, nella fattispecie, a 1.052,98 euro, e che la restante metà mostra una spesa maggiore di questa.

---

<sup>43</sup> Si precisa che l'operazione volta alla "ricostruzione delle frequenze" da assegnare a ciascun valore di spesa equivalente calcolato è necessaria per "riproporzionare le frequenze campionarie" alla struttura dell'universo, dal momento che, si ricorda, il metodo di campionamento era di tipo "non proporzionale" (in merito, si veda anche il paragrafo 8.1). Ai fini di una miglior comprensione del problema, si consideri il seguente esempio. Si immagini che una certa famiglia, a cui è stato attribuito un *peso di riproporzionamento* pari a 1,60596 su un totale di 808 (ovvero è stato riconosciuto che, in un campione costituito da 808 famiglie, dovrebbero essere presenti circa 1,61 nuclei dello stesso "tipo", ossia della stessa *dimensione*, residente nello stesso *anello territoriale* e avente una "persona di riferimento" di età compresa nella medesima classe di età a cui è riconducibile anche la persona di riferimento del nucleo considerato), sia composta da 3 persone e spenda per consumi, mensilmente, 1.685 euro. In virtù della "scala di equivalenza" scelta, segue che la spesa procapite equivalente (e quindi la spesa per consumi da imputare ad ogni membro della famiglia) risulta pari a 561,66 euro. Proseguendo, a questo punto, nel calcolo delle frequenze cumulate, ovvero del numero di soggetti che presentano una spesa per consumi inferiore od uguale ad un certo valore, non sarebbe corretto sostenere che, nel campione, vi sono 3 individui che spendono 561,66 euro in quanto il loro nucleo di appartenenza, nello stesso campione, presentava un peso superiore all'unità. Detto altrimenti, ciò equivarrebbe a sostenere che, in realtà, le persone che spendono la medesima cifra per consumi dovrebbero essere "un pò più di tre". Una "correzione" adeguata delle frequenze degli importi di spesa procapite equivalente calcolati si può ottenere moltiplicando il numero di soggetti cui è imputato un certo valore di spesa per il peso di riproporzionamento dell'unità familiare di appartenenza, ovvero, concludendo l'esempio, la "frequenza corretta" da assegnare al valore di spesa procapite equivalente di 561,66 euro sarebbe pari a  $3 \cdot 1,60596 = 4,81788$ .

In analogia con il metodo di determinazione della linea di povertà relativa descritto nel paragrafo 9.1, la soglia di povertà relativa individuata impiegando la mediana della spesa per consumi è stata equiparata al 50% del valore di quest'ultimo parametro. Pertanto, in base al procedimento appena descritto, un individuo può essere considerato “povero” se presenta una spesa per consumi (equivalente) di importo minore od uguale ai 526,49 euro. La frazione, sul corrispettivo totale, delle frequenze cumulate corrispondenti alla spesa procapite equivalente di ammontare pari od immediatamente inferiore a 526,49 euro fornisce l'*headcount ratio* relativo agli individui, il quale, sempre in base alle elaborazioni effettuate, risulta pari al 14,53%. Infine, considerando la proporzione – sempre sul rispettivo totale – dei soli pesi di riproporzionamento cumulati di tutti i nuclei familiari che presentano una spesa per consumi procapite equivalente inferiore od uguale alla metà della spesa mediana sopra descritta, si ottiene l'indice di incidenza della povertà relativa per le famiglie, che nel caso contemplato è risultato pari all'11,13%.

Come si può immediatamente osservare, quest'ultimo valore è decisamente più basso rispetto all'indice di diffusione calcolato applicando ai dati il “metodo Istat” descritto nel paragrafo 9.1, ovvero equiparando la linea di povertà relativa, per una famiglia composta da due soggetti, alla spesa per consumi procapite ed impiegando la *scala Carbonaro* per determinare le soglie per i nuclei di ampiezza differente. La spiegazione del risultato è riconducibile alla natura dei parametri adottati per l'analisi del fenomeno della povertà. La media aritmetica, infatti, resta condizionata dai “valori estremi” inclusi in una distribuzione e quindi, dal momento che, come abbiamo rimarcato più volte nel corso del presente capitolo, il contesto socio-economico milanese si distingue per la sua prosperità, la misura della povertà basata sulla mediana pare attenuare gli effetti delle spese per consumi particolarmente elevate presenti nel campione.

Infine, dal momento che, come già discusso nel corso del paragrafo 3.2 del presente lavoro, l'ipotesi di escludere, di fatto, le “economie di scala” che plausibilmente si realizzano in corrispondenza delle famiglie più numerose potrebbe

apparire troppo poco “realistica”, il procedimento volto alla determinazione di una soglia di povertà basata sulla spesa per consumi mediana è stato ripetuto sui medesimi dati e con le stesse modalità sopra descritte ma ricorrendo, ai fini della determinazione della “spesa procapite equivalente”<sup>44</sup>, ai coefficienti della *scala Carbonaro*<sup>45</sup>. In sostanza, in questo modo si è tentato di moderare la “drastica riduzione” che subivano le spese per consumi delle famiglie più numerose nel momento in cui venivano divise direttamente per l’ampiezza del nucleo stesso<sup>46</sup>. Da quest’ultima elaborazione deriva una soglia di povertà relativa procapite pari a 678,25 euro, ovvero un pò più elevata rispetto a quella ottenuta equiparando i coefficienti della scala di equivalenza alle varie ampiezze familiari, che comporta, sempre eseguendo il confronto<sup>47</sup> con i risultati provenienti dall’analisi precedente, una contrazione dell’indice di diffusione della deprivazione fra gli individui (13,61%) ed un lieve aumento dell’incidenza del medesimo fenomeno a livello di nuclei (12,06 %).

---

<sup>44</sup> Per ogni componente di ciascuna famiglia campione, la spesa procapite *equivalente* è stata nuovamente determinata dividendo la spesa per consumi del nucleo di appartenenza per il corrispondente coefficiente di equivalenza della *scala Carbonaro* avente, come base, la famiglia unipersonale (vedi Tabella 3.1 del presente elaborato).

<sup>45</sup> Le considerazioni che hanno spinto verso questo nuovo impiego della *scala Carbonaro* nell’analisi consistono, principalmente, sia nel fatto che detta scala di equivalenza è quella normalmente utilizzata negli studi basati sui consumi, sia nell’osservazione che, come si è avuto modo di verificare nel corso del Capitolo 8, la struttura dei consumi dei milanesi pare “rispettarla”. Inoltre, in tal modo si è evitato di introdurre un ulteriore elemento di diversità rispetto all’analisi condotta mediante il metodo “tradizionale” basato sulla media della spesa per consumi come descritto nel paragrafo 9.1.

<sup>46</sup> Solo per fornire un esempio, si consideri una famiglia composta da 7 membri la cui spesa per consumi mensile ammonta a 3.016 euro. Applicando le due diverse scale di equivalenza, si otterrebbe, per ognuno dei suoi componenti, una spesa procapite (equivalente) pari a circa 431 euro nel caso del ricorso immediato all’ampiezza del nucleo ed a circa 753 euro nell’ipotesi di impiego del coefficiente di equivalenza della *scala Carbonaro* relativo alle famiglie della dimensione contemplata.

<sup>47</sup> Si sottolinea che l’esito del confronto in questione è coerente con i due metodi di analisi svolti. Difatti, trascurando il caso “limite” in cui il collettivo di indagine fosse costituito da nuclei familiari tutti di identica ampiezza, nella cui eventualità i valori degli indici di diffusione della povertà per gli individui e per i nuclei coinciderebbero sempre, l’incidenza degli individui deprivati tende a crescere in ragione della maggior presenza, tra le famiglie povere, dei nuclei più numerosi. Pertanto, dal momento che, a parità di dimensione e di spese per consumi familiari, la scala di equivalenza con i coefficienti equiparati alle diverse ampiezze familiari produce spese per consumi equivalenti sistematicamente inferiori rispetto alla *scala Carbonaro*, è logico attendersi che diversi nuclei di dimensioni considerevoli, che in virtù di quest’ultima scala verrebbero sottratti alla condizione di deprivazione, possano rimanere inclusi tra le famiglie “povere”.

Concludendo, prima di delineare un “profilo della povertà”<sup>48</sup> milanese maggiormente dettagliato, si può riflettere su un primo confronto tra le strutture relative ai differenti sottoinsiemi di famiglie deprivate che derivano dai corrispettivi metodi di *identificazione* delle unità povere (ovvero dai diversi criteri di determinazione della linea di povertà) impiegati. Riepilogando in due tabelle (vedi Tabella 9.4 e Tabella 9.5) le diverse composizioni, in base all’ampiezza familiare, dei differenti collettivi di famiglie “povere” e le proporzioni di unità familiari “deprivate” sul totale dei nuclei di identica dimensione che costituiscono l’universo in esame, si può, innanzitutto, osservare lo “sbilanciamento”, a livello strutturale, prodotto dal metodo di costruzione della soglia di povertà basato sulla spesa per consumi mediana supponendo l’assenza delle “economie di scala” per i nuclei familiari di ampiezza superiore all’unità. Come conseguenza dell’adozione di questa metodologia, infatti, solo il 13,4 % delle famiglie deprivate risulta costituito da nuclei monopersonali, mentre, per converso, si giunge ad affermare che quasi il 9,3 % delle unità sottostanti la soglia di povertà ha 5 o più componenti. E’ possibile cogliere meglio “l’atipicità” di questi valori eseguendo un confronto con le composizioni dei sottoinsiemi di famiglie “al di sotto della soglia di povertà” derivanti dall’applicazione delle altre metodologie di analisi. Difatti, la percentuale di nuclei unipersonali che risulta deprivata in base alle soglie costruite sulla media e sulla mediana delle spese per consumi e tramite il ricorso ai coefficienti della scala di equivalenza *Carbonaro* varia tra il 21,82 % ed il 25,10%, mentre supera addirittura il 34% nel caso delle famiglie “assolutamente” povere. Parallelamente, i nuclei di 5 ed oltre componenti non oltrepassano il 6,56% del complesso delle famiglie “povere” negli esiti derivanti dall’applicazione di queste ultime tre tecniche di indagine citate.

Per quanto concerne l’incidenza della povertà nell’universo delle famiglie milanesi per ogni ampiezza familiare singolarmente considerata, i valori che più

---

<sup>48</sup> Con tale espressione si intende la descrizione quantitativa, supportata da una o più tabelle, delle “dimensioni” con cui la povertà si manifesta in determinati sottogruppi della popolazione (cfr. BALDINI e TOSO 2004, p. 115). In tal modo è possibile tentare di individuare le principali caratteristiche che connotano i sottoinsiemi di unità che si ritengono più colpiti dallo stato di deprivazione.

“colpiscono” sono la bassa diffusione (4,09 %) della povertà tra le famiglie unipersonali quando la soglia – per ogni individuo – è fissata al 50% della mediana dei consumi e teorizzando l’assenza delle economie di scala e la stima contenuta della stessa diffusione tra i nuclei di maggiori dimensioni che si ottiene in seguito all’impiego delle soglie di povertà assoluta. Entrambi i fenomeni si possono imputare direttamente, almeno in parte<sup>49</sup>, alle scelte metodologiche che hanno interessato i due processi di analisi della deprivazione in questione. Infatti, eludendo, nel primo caso, le economie di scala in ambito familiare, le spese per consumi pro capite dei membri appartenenti ai nuclei più ampi vengono “sottodimensionate” e, in tal modo, agiscono in direzione di un “abbassamento” del valore della linea di povertà mentre, contemporaneamente, l’ammontare di spesa per consumi dei singoli viene considerato “pienamente” nel confronto con la linea medesima rimanendo, pertanto, maggiormente “esposto al rischio di oltrepassarla”<sup>50</sup>. Per quanto concerne, invece, il secondo caso evidenziato, ovvero la minor diffusione della deprivazione intesa in senso *assoluto* tra le famiglie di più ampia dimensione, la comprensione del

---

<sup>49</sup> Oltre alle scelte metodologiche che condizionano (e contraddistinguono) le varie tecniche di indagine, si ricorda che i risultati sono comunque determinati anche dalla struttura dell’universo di riferimento. Ad esempio, se in un collettivo le famiglie numerose sono formate, per la maggior parte, da soggetti adulti ed occupati (o, comunque, percettori di reddito), è probabile che, a parità di soglia di povertà, vi sia una minor incidenza della deprivazione fra esse rispetto ad un secondo collettivo in cui i nuclei di maggiori dimensioni sono costituiti, principalmente, da una coppia con figli “a carico”.

<sup>50</sup> Ai fini di una miglior comprensione, si immagini di avere un universo formato da due sole famiglie, la prima formata da una sola persona ed avente una spesa per consumi pari a 8 euro e la seconda composta da 6 soggetti che spendono per consumi, complessivamente e nel medesimo arco temporale, 90 euro. Ipotizzando l’assenza di economie di scala, si ha che un soggetto (il singolo) spende per consumi 8 euro mentre i rimanenti 6 soggetti della popolazione spendono 15 euro ciascuno. La spesa mediana, pertanto, risulta pari a quest’ultimo importo il quale, diviso per due, fornisce la soglia di povertà “individuale”, che, ammontando a 7,5 euro, fa figurare come “non deprivato” il singolo e, di conseguenza, il nucleo familiare che esso rappresenta. Immaginando, ora, di voler stimare la povertà ricorrendo alla definizione dell’*ISPL* ed impiegando la scala di equivalenza *Carbonaro*, si ha che la spesa media per consumi ammonta a  $98 / 7 = 14$  euro e che, rappresentando, questa, la linea di povertà per una famiglia di 2 persone, la soglia equivalente per i nuclei unipersonali è pari a  $14 \cdot 0,6 = 8,4$  euro. Essendo la spesa per consumi dell’unica famiglia monopersonale inferiore alla soglia, quest’ultimo nucleo (e, di conseguenza, anche il soggetto che lo costituisce) risulta configurato come “deprivato”. Si noti, infine, che, se si stimasse la povertà ricorrendo nuovamente alla definizione basata sulla *mediana* ma impiegando la scala *Carbonaro*, la spesa per consumi mediana sarebbe pari a  $90 / 3,6 = 25$  euro, dalla quale si ricaverebbe una linea di povertà per i singoli individui (e quindi anche per le famiglie unipersonali) pari a 12,5 euro la quale, pertanto, farebbe figurare ancora come “deprivato” l’unico nucleo monopersonale dell’universo considerato.

fenomeno è immediatamente derivabile ricordando che, non esistendo linee di povertà assolute “ufficiali” per nuclei costituiti da più di 5 soggetti, nella presente analisi le famiglie ancor più numerose sono state considerate deprivate solo nel caso in cui la loro spesa per consumi fosse risultata inferiore alla soglia più bassa tra quelle previste per i nuclei formati da 5 unità.

**Tabella 9.4 – Proporzione di famiglie milanesi ritenute “deprivate” – in base alla metodologia indicata – per numero di componenti. Anno 2007 – Valori in percentuale (%).**

Ampiezza familiare	soglia di <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>media</i> della spesa per consumi – scala Carbonaro	soglia di <i>povertà assoluta</i>	soglia di <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>mediana</i> della spesa per consumi in assenza di economie di scala (*)	soglia di <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>mediana</i> della spesa per consumi – scala Carbonaro
1	21,82	34,19	13,41	25,10
2	39,74	36,41	40,79	41,73
3	21,85	13,75	21,45	16,10
4	10,54	9,10	15,08	11,29
5	4,34	5,83	6,65	4,40
6	1,33	0,36	2,04	0,89
7	0,38	0,36	0,59	0,49
5 +	6,05	6,56	9,28	5,78
Totale	100,00	100,00	100	100

(\*) Coefficienti della scala di equivalenza equiparati al numero di componenti del nucleo familiare

**Tabella 9.5 – Incidenza (*headcount ratio*) della povertà per ogni specifica ampiezza familiare in relazione alla metodologia di analisi indicata. Milano – Anno 2007. Valori %.**

Ampiezza familiare	Incidenza della <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>media</i> della spesa per consumi – scala Carbonaro	Incidenza della <i>povertà assoluta</i>	Incidenza della <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>mediana</i> della spesa per consumi in assenza di economie di scala (*)	Incidenza della <i>povertà relativa</i> calcolata in base alla <i>mediana</i> della spesa per consumi – scala Carbonaro
1	10,20	7,53	4,09	8,30
2	19,14	8,26	12,82	14,21
3	22,28	6,60	14,27	11,61
4	20,29	8,26	18,95	15,38
5	35,85	22,69	35,85	25,67
6	58,92	7,46	58,92	27,95
7	68,85	30,88	68,85	62,54
5 +	40,56	20,69	40,56	27,39

(\*) Coefficienti della scala di equivalenza equiparati al numero di componenti del nucleo familiare

Infine, concludendo quest'analisi "preliminare", volta, soprattutto, a quantificare i nuclei familiari residenti a Milano che nel 2007 potevano essere considerati deprivati in senso economico, si può rilevare il fatto che i metodi di analisi basati sulla media della spesa per consumi e sulla mediana della stessa spesa sotto l'ipotesi di assenza di economie di scala portano ad identificare come deprivati i medesimi<sup>51</sup> nuclei familiari di 5 e più componenti e, quindi, a calcolare degli identici valori per la diffusione della deprivazione in corrispondenza delle maggiori ampiezze familiari (vedi Tabella 9.5).

---

<sup>51</sup> La corrispondenza dei nuclei da ritenere economicamente svantaggiati secondo i due procedimenti di analisi in questione è stata verificata direttamente in un secondo momento, dopo aver rilevato che l'*headcount ratio* assumeva valori identici per le ripartizioni della popolazione formate dai nuclei di cinque ed oltre componenti (vedi Tabella 9.5).

## Capitolo 10

### I profili della “deprivazione economica” a Milano

#### 10.1 L’universo di riferimento

Il principale obiettivo di questo lavoro consisteva nell’offrire una panoramica sufficientemente dettagliata sulle tecniche più diffuse volte all’identificazione ed alla quantificazione del fenomeno della povertà (concepita, in particolare, in termini “economici”) e quindi nell’applicazione, a livello locale, della metodologia impiegata ufficialmente su scala nazionale, corredata da una valutazione degli effetti che essa può produrre in un ambito decisamente più “ridotto” rispetto a quello in cui normalmente viene utilizzata. Nel corso degli ultimi due capitoli del presente studio, pertanto, sono stati presentati i dati e le tecniche scelte al fine di condurre un’analisi sulla condizione di deprivazione – intesa in senso economico e determinata in ordine alla “spesa per consumi” – che “affliggeva” l’universo delle famiglie residenti a Milano nel 2007, unitamente ai primi risultati ottenuti. Il conseguimento di valori, inizialmente, del tutto “inattesi” ha comportato la necessità di un’ispezione più approfondita, sia sul materiale a disposizione (modalità di raccolta, caratteristiche e trattamento dei dati derivanti dal questionario e dalla procedura di riproporzionamento del campione, verifiche di corrispondenza tra il profilo del campione “riponderato” e quello dell’universo di riferimento, accertamento della validità della *scala di equivalenza* utilizzata rispetto alla struttura dei consumi delle famiglie milanesi del 2007), sia sul piano delle peculiarità socio-economiche che contraddistinguono il contesto in cui vive la popolazione oggetto di studio. In proposito, vale la pena ricordare la perplessità suscitata dal riscontro di un indice di

diffusione “insolitamente” elevato in corrispondenza di una delle realtà considerate tra le più prospere – soprattutto dal punto di vista del mercato del lavoro ed economico in generale – del Paese, cui sono state eccepite, principalmente, le modalità stesse di costruzione della linea di povertà *relativa*, strettamente correlate alle caratteristiche congiunturali del sistema dei prezzi e degli stili di vita del contesto analizzato, in quanto tale soglia, per definizione, è concepita per denunciare quelle situazioni che “troppo” si discostano (in senso “riduttivo”) dal tenore di vita che maggiormente connota l’universo di riferimento.

Premesso ciò e ripercorsi sinteticamente i tratti salienti del lavoro svolto fino a questo punto, si intende proseguire verso la conclusione dello studio delineando un “profilo della povertà” milanese. Con quest’ultima espressione si intende una descrizione<sup>1</sup>, di tipo quantitativo ed articolata in tabelle, degli aspetti sociali, demografici ma anche economici (si pensi, ad esempio, al livello della spesa media per consumi delle unità qualificate come “povere”) che caratterizzano le famiglie che si collocano sotto la linea di povertà rispetto alla variabile assunta quale “interprete” del loro malessere. Detto altrimenti, una volta quantificato il fenomeno, attraverso la delimitazione del profilo della povertà, si mira a specificare “chi sono i poveri” e quali sono i tratti socio-economici che maggiormente li contraddistinguono e che, pertanto, possono essere anche interpretati quali potenziali “fattori di rischio” per cadere in uno stato di deprivazione.

Nell’intento, quindi, di tracciare il profilo della povertà relativo all’universo dei nuclei familiari residenti a Milano nel 2007, innanzitutto è opportuno esaminare talune caratteristiche dell’intero collettivo di riferimento.

Poiché i dati di diretta estrazione anagrafica a disposizione sulle 656.208 famiglie che componevano l’universo di riferimento alla data del 28 novembre 2006 considerano la ripartizione di quest’ultimo unicamente per anello territoriale di residenza, numero di componenti del nucleo familiare (da “1” a “5 e più”) e classe di età dell’intestatario della scheda anagrafica, ai fini di esaminare altri aspetti quali, ad

---

<sup>1</sup> Cfr. anche BALDINI e TOSO 2004, p. 115.

esempio, il più elevato titolo di studio di cui dispongono gli individui, le relazioni di parentela che intercorrono fra i membri della medesima unità familiare, lo stato occupazionale e la professione dei vari soggetti e via dicendo, è necessario ricorrere alle informazioni di origine campionaria. A tal proposito, però, occorre rammentare che il campione in questione è stato estratto secondo uno schema di tipo "non proporzionale" e, pertanto, ancora una volta ci si deve "affidare" agli esiti della procedura di assegnazione dei pesi di riproporzionamento eseguita e che, ricordiamo, sono stati esaminati nel corso del Capitolo 8 del presente studio.

Un rilievo, a questo punto, potrebbe essere mosso qualora si rammenti che la procedura di riproporzionamento è stata basata sulla classe di età della "persona di riferimento" di ogni famiglia estratta e che tale figura, essendo stata determinata in un secondo momento rispetto alla somministrazione del questionario e, soprattutto, in base ad uno schema gerarchico che privilegiava le posizioni professionali "attive" rispetto a quelle "non attive" – quali, ad esempio, quelle dei "pensionati" e delle "casalinghe" – non sempre coincide con quella dell'individuo riconosciuto quale "intestataro" del foglio di famiglia.

Compiendo, pertanto, una rapida verifica sulle famiglie per le quali la classe di età dell'originario intestatario<sup>2</sup> della scheda anagrafica risulta differente da quella della "persona di riferimento", si è potuto constatare che:

a) il numero di casi in cui si riscontra la discordanza è piuttosto esiguo, sia in termini assoluti e "non riproporzionati" (si tratta di 105 famiglie in un campione formato da 808 unità), sia in termini di frazione di pesi di riproporzionamento (ai nuclei rispetto ai quali si rileva l'eccezione corrisponde un peso complessivo pari a 50,93 su un totale di 808 o, se si preferisce, detti nuclei rappresenterebbero, secondo il sistema di ponderazione utilizzato, circa 41.360 famiglie sulle 656.208 componenti l'universo di riferimento e, dunque, il 6,30% del totale dei casi);

---

<sup>2</sup> Non esistendo questa variabile nei dati rilasciati ma essendo presenti gli anni di nascita di tutti gli individui intervistati, è stata calcolata l'età al 2007 di questi ultimi al fine di classificarla attraverso le medesime categorie usate per la variabile "classe di età della persona di riferimento" che, si ricorda, portavano le etichette "fino a 34 anni", "35 - 49 anni", "50 - 64 anni" e "65 e più anni".

b) in diversi casi l'attribuzione della qualifica di "persona di riferimento" ad altro soggetto diverso dall'intestatario è porsa "un pò forzata" anche rispetto ai criteri dichiarati per la determinazione di tale ruolo<sup>3</sup>.

Per i motivi su esposti ed al fine di delineare immagini più precise, nell'analisi di talune caratteristiche, relative sia all'intero collettivo di riferimento, sia alle sole famiglie "economicamente deprivate", è stato scelto di presentare i risultati delle elaborazioni per entrambe le variabili in questione (classe di età dell'intestatario e classe di età della persona di riferimento) ovvero "riaccreditando", in sostanza, anche la figura dell'intestatario del foglio di famiglia.

Ad ogni modo, prima di attribuire validità alle stime effettuate in ordine alla classe di età dell'intestatario e, quindi, prima di procedere con le analisi suddette, è stata eseguita, scrupolosamente e rigorosamente, una nuova verifica sui pesi di riproporzionamento, ripartendo le famiglie del campione per "anello" territoriale di residenza, "ampiezza del nucleo" (sviluppata nel numero progressivo di componenti da "1" a "5 e più") e "classe di età" dell'intestatario della scheda anagrafica. Il test, peraltro identico a quello esposto in modo più dettagliato nel corso del Capitolo 8<sup>4</sup>, ha avuto un esito sostanzialmente soddisfacente, portando al rigetto dell'ipotesi di uguaglianza tra le proporzioni associate ai vari strati del campione e quelle presenti nella popolazione di riferimento solo in qualche caso in più<sup>5</sup> rispetto a quanto verificatosi utilizzando la variabile "classe di età" della persona di riferimento.

---

<sup>3</sup> In taluni casi, difatti, la "persona di riferimento" individuata a posteriori è diversa dall'intestatario della scheda benché quest'ultimo abbia dichiarato di essere "attivo" sotto il profilo occupazionale e di essere inquadrato in una determinata posizione (operaio, impiegato, quadro, etc.) dal punto di vista professionale.

<sup>4</sup> Si veda, in particolare, il paragrafo 8.3.1.

<sup>5</sup> Stratificando il campione in ordine alla classe di età dell'intestatario - oltre che per "anello" territoriale e ampiezza del nucleo - e ad un livello di significatività  $\alpha$  pari a 0,01, il test fallisce, oltre che nei casi descritti nel paragrafo 8.3.1, anche per le ripartizioni relative ai nuclei familiari:

a) di quattro componenti, residenti nelle zone del semicentro ed aventi un intestatario con oltre 65 anni di età;

b) residenti in periferia, di due componenti con un intestatario di età compresa tra i 50 ed i 64 anni e di tre membri con intestatario ultra-sessantacinquenne.

Osservando i dati di diretta “provenienza anagrafica”<sup>6</sup>, si può constatare come più della metà delle famiglie milanesi risieda in “periferia”<sup>7</sup>, poco più di un terzo di esse abiti in zone “semicentrali” e solo il 6% viva in “centro” (vedi Tabella 10.1).

**Tabella 10.1 – Composizione per anello territoriale di residenza delle famiglie registrate all'anagrafe di Milano al 28/11/2006 – Valori assoluti e dati percentuali.**

famiglie residenti	anello territoriale			totale
	centro	semicentro	periferia	
valori assoluti	39.972	246.463	369.773	656.208
dati percentuali	6,1	37,6	56,3	100

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

Ripartendo per ampiezza demografica il collettivo delle famiglie residenti a Milano al 28/11/2006, emerge con chiarezza che la maggior parte<sup>8</sup> di esse sono di “piccole dimensioni”: il 48% delle unità familiari è di tipo “unipersonale” ed il 25% è costituito da famiglie formate da due soggetti (vedi Tabella 10.2). Una parte cospicua (15%) del collettivo di riferimento è composto dalle famiglie di tre persone, mentre le famiglie di maggiori dimensioni rappresentano solo il 2,6% di esso.

<sup>6</sup> I dati di origine campionaria “ricalcano” fedelmente la composizione percentuale per anello residenziale dell’universo delle famiglie milanesi. Difatti, in base al campione riproporzionato, risiede in “periferia” il 58,3% dei nuclei, in “semicentro” il 35,3% delle famiglie e in “centro” il restante 6,4% delle unità.

<sup>7</sup> Per i dettagli relativi agli “anelli territoriali” in cui si è stato ripartito il territorio del comune di Milano e per la specificazione delle ex circoscrizioni che concorrono a costituirli, si rimanda espressamente al paragrafo 8.1 del presente studio.

<sup>8</sup> Anche se i dati di origine campionaria tendono a ridimensionare l’apporto dei nuclei monopersonali limitandolo al 36,5% del totale delle famiglie milanesi, esso resta l’aggregato di maggiori dimensioni, seguito dal sottoinsieme dei nuclei formati da due individui, il quale ultimo rappresenta il 35% delle unità componenti l’universo di riferimento.

**Tabella 10.2- Famiglie registrate all'anagrafe di Milano al 28/11/2006 per ampiezza demografica**

numero componenti	famiglie	composizione % delle famiglie per ampiezza sul totale
1	315.616	48,1%
2	163.981	25,0%
3	98.453	15,0%
4	61.264	9,3%
5+	16.894	2,6%
<b>totale</b>	<b>656.208</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

Scendendo oltre nel dettaglio e ripartendo il collettivo delle famiglie congiuntamente sia per ampiezza, sia per zona residenziale, si può osservare come, secondo i dati di diretta estrazione anagrafica (Tabella 10.3), le famiglie unipersonali siano preponderanti rispetto a quelle di diversa dimensione in ciascuno dei tre “anelli”, superando, addirittura, il 50% del totale delle famiglie nel “centro” e nel “semicentro”, mentre, in base ai dati campionari, gli stessi nuclei monopersonali prevalgano solo nel “semicentro” venendo “surclassati”, negli altri due “anelli”, dalle famiglie di due componenti (Tabella 10.4).

**Tabella 10.3 – Composizione dell'universo di riferimento delle famiglie registrate all'anagrafe di Milano al 28/11/2006 per ampiezza e anello territoriale. Valori assoluti e percentuali sul totale per anello territoriale**

Numero componenti	numero famiglie per anello			totale	composizione percentuale per anello		
	centro	semicentro	periferia		centro	semicentro	periferia
1	21.196	128.839	165.581	315.616	53,0%	52,3%	44,8%
2	8.595	56.829	98.557	163.981	21,5%	23,1%	26,7%
3	5.346	33.960	59.147	98.453	13,4%	13,8%	16,0%
4	3.652	21.446	36.166	61.264	9,1%	8,7%	9,8%
5	964	4.336	8.003	13.303	2,4%	1,8%	2,2%
6	174	801	1.700	2.675	0,4%	0,3%	0,5%
7 e più	45	252	619	916	0,1%	0,1%	0,2%
5 e più	1.183	5.389	10.322	16.894	3,0%	2,2%	2,8%
<b>totale</b>	<b>39.972</b>	<b>246.463</b>	<b>369.773</b>	<b>656.208</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

**Tabella 10.4 – Ripartizione per ampiezza e anello territoriale delle famiglie residenti nel comune di Milano nel 2007 in base alle risultanze campionarie. Valori assoluti e percentuali sul totale per anello territoriale**

Numero componenti	numero famiglie per anello			totale	composizione percentuale per anello		
	centro	semicentro	periferia		centro	semicentro	periferia
1	15.096	96.174	128.039	239.308	36,2%	41,5%	33,5%
2	17.413	71.278	143.656	232.347	41,7%	30,8%	37,5%
3	4.043	39.646	66.061	109.749	9,7%	17,1%	17,3%
4	4.013	20.223	33.868	58.104	9,6%	8,7%	8,8%
5	1.036	3.622	8.897	13.555	2,5%	1,6%	2,3%
6	108	688	1.727	2.523	0,3%	0,3%	0,5%
7	39	80	503	622	0,1%	0,0%	0,1%
5+	1.184	4.389	11.127	16.700	2,8%	1,9%	2,9%
Totale per anello	41.748	231.710	382.750	656.208	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Nonostante queste ultime differenze evidenziate, resta comunque confermato il “primato”, in ciascuno dei tre “anelli territoriali”, delle famiglie con un numero di soggetti non superiore a due. Infatti, sia in base ai dati provenienti direttamente dall’anagrafe, sia in base alle risultanze campionarie, oltre il 70% dei nuclei in ciascun anello è costituito da nuclei delle dimensioni suddette (cfr. Tabella 10.5).

**Tabella 10.5 – Percentuali – sui totali delle famiglie residenti per “anello territoriale” – dei nuclei con un numero di componenti non superiore a due.**

		centro	semicentro	periferia
Percentuale per “anello” delle famiglie unipersonali e di due componenti	dati di diretta estrazione demografica	74,5%	75,3%	71,4%
	dati campionari	77,9%	72,3%	71,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

Infine, anche se a livello puramente indicativo<sup>9</sup>, si fornisce l'immagine dell'universo delle famiglie milanesi assunto a riferimento scomposto in base:

- all'età dell'intestatario della scheda anagrafica;
- alla condizione occupazionale e professionale dell'intestatario foglio di famiglia;
- al reddito netto a disposizione del nucleo familiare.

Come si può evincere anche dall'esame della Tabella 10.6, oltre il 56% dei nuclei ha un intestatario con almeno 50 anni di età. Discretamente numerose sono anche le famiglie con "capofamiglia" di età compresa tra i 35 ed i 49 anni, mentre piuttosto scarsi sono i casi di nuclei con intestatario "giovane" e con non più di 34 anni di età.

**Tabella 10.6 – Famiglie residenti in anagrafe a Milano al 28/11/2006 per classe di età dell'intestatario della scheda anagrafica. Valori assoluti e percentuali.**

	fino a 34 anni	35-49 anni	50-64 anni	65 + anni	totale
totale famiglie	94.272	191.395	148.752	221.789	656.208
% sul totale delle famiglie	14,4%	29,2%	22,7%	33,8%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

Inoltre, come si può ancora osservare (Tabella 10.7a), la tipologia della famiglia monopersonale risulta quella prevalente per tutte le classi di età

<sup>9</sup> Si sottolinea il livello approssimativo delle informazioni a seguire in quanto talune delle variabili coinvolte (età, condizione occupazionale e posizione professionale), riferendosi ad un solo componente (intestatario della scheda anagrafica) del nucleo, non esauriscono il quadro delle caratteristiche familiari che sono chiamate a descrivere, mentre i dati sul reddito, si ricorda, sono per loro natura particolarmente soggetti ad atteggiamenti reticenti da parte dei dichiaranti. D'altra parte, considerando la correlazione che spesso esiste tra gli aspetti menzionati del "capofamiglia" e le caratteristiche socio-demografiche dei rispettivi nuclei familiari ed osservando che i dati campionari sul reddito a disposizione delle famiglie del collettivo hanno comunque un valore, quantomeno sotto un profilo puramente orientativo, non pareva corretto trascurare completamente le informazioni che si possono ricavare da essi.

dell'intestatario, giungendo, addirittura, a superare il 70% dei casi dei nuclei con intestatario di età inferiore ai 35 anni<sup>10</sup>. Ragionando, invece, per ampiezza del nucleo, si può constatare (Tabella 10.7b) che le famiglie composte da 3 o più individui, hanno, principalmente, un capofamiglia di età compresa tra i 35 ed i 49 anni.

**Tabella 10.7a - Famiglie residenti in anagrafe a Milano al 28/11/2006 per classe di età dell'intestatario della scheda anagrafica e numero di componenti. Percentuali sul totale dei casi per classe di età dell'intestatario.**

numero componenti	classe di età dell'intestatario di famiglia				Totale
	fino a 34 anni	35-49	50-64	65+	
1	71,4%	45,2%	35,4%	49,2%	48,1%
2	13,9%	15,0%	25,5%	37,9%	25,0%
3	9,5%	17,8%	22,5%	9,9%	15,0%
4	4,2%	17,0%	13,3%	2,3%	9,3%
5 +	1,0%	5,0%	3,3%	0,7%	2,6%
Totale	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

<sup>10</sup> Anche se si è già discusso delle differenze che sussistono tra i vari strati del campione riproporzionato e le corrispondenti ripartizioni dell'universo di riferimento (vedi anche paragrafo 8.3.1) ed è stato posto in evidenza che alcune di tali "irregolarità" si manifestano in relazione alle famiglie unipersonali dei giovani "fino a 34 anni" di età, esclusivamente al fine di curare nel modo più scrupoloso possibile l'esposizione dei risultati senza, peraltro, rinunciare alla sintesi ed alla semplicità di lettura di essi, si precisa che, a livello di campione riponderato, i nuclei formati da giovani soli e con meno di 35 anni hanno subito, complessivamente, un deciso ridimensionamento. Difatti il loro peso sul totale delle famiglie componenti l'universo è solo del 6,6%. Anche se leggermente più contenuta, anche a livello campionario resta invece confermata la prevalenza delle famiglie monopersonali (52,4%) nell'ambito del sottoinsieme dei nuclei con intestatario "fino a 34 anni" di età.

**Tabella 10.7b - Famiglie residenti in anagrafe a Milano al 28/11/2006 per classe di età dell'intestatario della scheda anagrafica e numero di componenti. Percentuali sul totale dei casi per ampiezza.**

numero componenti	classe di età dell'intestatario di famiglia				Totale
	fino a 34 anni	35-49	50-64	65+	
1	21,3%	27,4%	16,7%	34,6%	100,0%
2	8,0%	17,5%	23,2%	51,3%	100,0%
3	9,1%	34,5%	34,0%	22,4%	100,0%
4	6,4%	53,0%	32,4%	8,2%	100,0%
5 +	5,8%	56,9%	28,6%	8,6%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati del Settore Sistemi Integrati per i Servizi e Statistica del Comune di Milano

Proseguendo l'analisi delle principali caratteristiche dell'universo delle famiglie residenti a Milano nel 2007 e spostando l'attenzione sullo stato di "attività" o "inattività" – in senso lavorativo – dei capifamiglia e delle loro qualifiche dal punto di vista professionale, si può osservare (Tabella 10.8) come oltre la metà dei nuclei abbiano un "ritirato dal lavoro"<sup>11</sup> come intestatario della rispettiva scheda anagrafica. Il totale degli "occupati", invece, costituisce il 44,3% del totale degli intestatari dei fogli di famiglia e, fra essi, il gruppo più nutrito risulta quello degli "impiegati", che sfiora il 30% del sottoinsieme dei soggetti "occupati". Piuttosto diffuse, sempre tra gli "intestatari occupati", sono anche le professioni dell'operaio (22,6% dei casi) e dell'imprenditore e del libero professionista (congiuntamente considerate, coinvolgono poco più del 17% dei casi).

<sup>11</sup> Si rammenta che la figura del "ritirato dal lavoro" ritrae una persona, maggiore di 15 anni, che ha cessato l'attività lavorativa per raggiunti limiti di età, invalidità od altra causa ancora, e che non coincide necessariamente con quella del "pensionato" dal momento che il "ritirato dal lavoro" non sempre percepisce una pensione (in proposito, si veda, ad esempio, la pagina <http://dawinci.istat.it/daWinci/jsp/MD/misc.jsp?p=7>).

**Tabella 10.8 – Famiglie residenti a Milano nel 2007 per condizione occupazionale e posizione professionale dell'intestatario della scheda anagrafica. Valori assoluti e percentuali.**

Condizione professionale dell'intestatario	Posizione professionale dell'intestatario	Totale	% sul totale delle famiglie	% sul totale della rispettiva condizione professionale
occupato	dirigente	17.973	2,7%	6,2%
	direttivo/quadro	29.748	4,5%	10,2%
	impiegato/intermedio	84.063	12,8%	28,9%
	operaio/altro dipendente	65.550	10,0%	22,6%
	imprenditore / libero professionista	49.625	7,6%	17,1%
	lavoratore in proprio	36.226	5,5%	12,5%
	socio di cooperative / coadiuvante / lavoratore a progetto, etc.	7.357	1,1%	2,5%
totale occupati		290.543	44,3%	100,0%
"in condizione non professionale"	disoccupato / in cerca di prima occupazione	12.827	2,0%	3,5%
	casalinga	14.342	2,2%	3,9%
	ritirato dal lavoro	334.532	51,0%	91,5%
	condizione non professionale "residuale" (es.: studenti, inabili al lavoro)	3.964	0,6%	1,1%
Totale "in condizione non professionale"		365.665	55,7%	100,0%
totale complessivo		656.208	100,0%	

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, pur leggendo i dati con molta cautela – dato il riserbo che generalmente gli individui preferiscono mantenere sull'argomento – si espone qualche considerazione relativamente alla distribuzione delle famiglie milanesi secondo la “classe di reddito familiare disponibile”, ovvero al reddito annuo complessivamente

a disposizione di ciascun nucleo, considerato al netto di imposte e contributi sociali<sup>12</sup>.

Innanzitutto si può osservare (Tabella 10.9) che quasi il 70% delle famiglie milanesi ha a disposizione un reddito non superiore ai 35.000 euro annui, e che la metà circa (50,3%) delle unità dell'intero collettivo fruiscono di risorse che non oltrepassano la soglia dei 25.000 euro.

**Tabella 10.9 - Distribuzione delle famiglie milanesi per classe di reddito familiare disponibile(\*). Anno 2007**

Reddito (in euro)	Totale famiglie	% sul totale famiglie	frequenze cumulate	% delle classi cumulate
fino a 5.000	5.622	0,9%	5.622	0,9%
5.001 - 10.000	42.629	6,5%	48.252	7,4%
10.001 - 20.000	165.838	25,3%	214.090	32,6%
20.001 - 25.000	115.888	17,7%	329.977	50,3%
25.001 - 35.000	126.230	19,2%	456.207	69,5%
35.001 - 45.000	58.987	9,0%	515.194	78,5%
45.001 - 60.000	49.905	7,6%	565.099	86,1%
60.001 - 100.000	44.790	6,8%	609.889	92,9%
oltre 100.000	11.520	1,8%	621.408	94,7%
n.d.(**)	34.800	5,3%	656.208	100,0%
	656.208	100,0%		

(\*) ovvero al netto delle imposte e dei contributi sociali

(\*\*) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Considerando anche l'ampiezza demografica dei nuclei (Tabella 10.10b), si può riscontrare che, fra i soggetti che vivono soli, il sottoinsieme più grande è formato da coloro che dichiarano di disporre di un reddito compreso fra i 20.000 ed i 30.000 euro (28,7%). La stessa condizione sembra profilarsi anche per le famiglie

<sup>12</sup> CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 15.

composte da due e da tre componenti, per le quali la percentuale di quelle che dichiarano un reddito netto compreso fra i limiti suddetti supera il 30% (giungendo al 35% in corrispondenza dei nuclei formati da tre individui). Inoltre, considerando che, tra le famiglie di quattro persone, la proporzione maggiore (37,8%) risulta costituita da quelle che dispongono di un reddito incluso tra i 30.000 ed i 50.000 euro, il quadro “peggiore” sembrerebbe quello che si delinea per i nuclei di 5 e più componenti, dal momento che il sottoinsieme di maggiori proporzioni (25,6%) sul corrispettivo totale dispone di un reddito annuo compreso tra i 20.000 ed i 30.000 euro.

**Tabella 10.10a - Famiglie per dimensione demografica e classe di reddito disponibile. Valori assoluti.**

numero di componenti	classi di reddito familiare(*)							Totale
	fino a 10.000	10.001 - 20.000	20.001 - 30.000	30.001 - 50.000	50.001 - 70.000	oltre 70.000	n.d(**)	
1	29.130	82.448	68.764	21.766	1.494	13.274	22.431	239.308
2	14.088	60.421	70.621	56.505	17.446	8.199	5.065	232.347
3	2.396	15.372	38.639	33.108	6.443	10.918	2.872	109.749
4	798	6.285	8.828	21.952	11.816	5.140	3.286	58.104
5+	1.838	1.312	4.270	3.521	1.310	3.304	1.144	16.700
Totale	48.252	165.838	191.122	136.852	38.510	40.834	34.800	656.208

(\*) in termini di reddito *disponibile*, ovvero al netto delle imposte e dei contributi sociali

(\*\*) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.10b - Percentuali di nuclei familiari per dimensione demografica e classe di reddito disponibile ( % sul totale delle famiglie della stessa ampiezza ).**

numero di componenti	classi di reddito familiare(*)							Totale
	fino a 10.000	10.001 - 20.000	20.001 - 30.000	30.001 - 50.000	50.001 - 70.000	oltre 70.000	n.d(**)	
1	12,2%	34,5%	28,7%	9,1%	0,6%	5,5%	9,4%	100%
2	6,1%	26,0%	30,4%	24,3%	7,5%	3,5%	2,2%	100%
3	2,2%	14,0%	35,2%	30,2%	5,9%	9,9%	2,6%	100%
4	1,4%	10,8%	15,2%	37,8%	20,3%	8,8%	5,7%	100%
5+	11,0%	7,9%	25,6%	21,1%	7,8%	19,8%	6,9%	100%

(\*) in termini di reddito *disponibile*, ovvero al netto delle imposte e dei contributi sociali

(\*\*) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, “arrogandosi” una certa “licenza” nell’utilizzo dei dati e, soprattutto, nell’interpretare ed avanzare ipotesi, è stata osservata la distribuzione delle famiglie per classi di reddito (annuo e netto disponibile) e per “anello territoriale”. Dall’esame della Tabella 10.11, emerge immediatamente che non sembrano sussistere, nell’universo considerato (o, quantomeno, nel campione tratto da esso), nuclei con un reddito inferiore ai 10.000 euro annui residenti in “centro”. Sempre in quest’ultimo anello, inoltre, solo il 45% delle famiglie dichiara di disporre di un reddito non superiore ai 35.000, quando, nel “semicentro” ed in “periferia”, le proporzioni di nuclei nella medesima condizione giungono, rispettivamente, al 63% ed al 76%. Considerando, in ultimo, che oltre il 15% delle famiglie del “centro” sembrano poter fare affidamento su un reddito netto compreso tra i 60.000 ed i 100.000 euro, mentre nel “semicentro” ed in “periferia” le corrispondenti percentuali scendono, rispettivamente, al 10% ed al 3,8%, si potrebbero scorgere dei primi elementi per giungere ad affermare che esistono differenze, a livello socio-economico, anche all’interno dello stesso territorio comunale e che tali diversità, di

fatto, esercitano una spinta “repulsiva” verso i soggetti “meno abbienti”, tendente a confinarli nelle aree più esterne rispetto al centro urbano<sup>13</sup>.

**Tabella 10.11 - Famiglie residenti a Milano distribuite per classe di reddito annuo disponibile e "anello territoriale". Valori assoluti e percentuali. Anno 2007.**

classi di reddito (in euro)	valori assoluti per anello territoriale			% sul totale per anello territoriale			% cumulate per anello territoriale		
	centro	semicentro	periferia	centro	semicentro	periferia	centro	semicentro	periferia
fino a 5.000	0	2.161	3.461	0,0%	0,9%	0,9%	0,0%	0,9%	0,9%
5.001 - 10.000	0	7.730	34.899	0,0%	3,3%	9,1%	0,0%	4,3%	10,0%
10.001-20.000	7.271	51.006	107.561	17,4%	22,0%	28,1%	17,4%	26,3%	38,1%
20.001-25.000	7.326	37.173	71.389	17,5%	16,0%	18,7%	35,0%	42,3%	56,8%
25.001-35.000	4.171	48.655	73.404	10,0%	21,0%	19,2%	45,0%	63,3%	76,0%
35.001-45.000	5.864	25.348	27.774	14,0%	10,9%	7,3%	59,0%	74,3%	83,2%
45.001-60.000	7.083	21.386	21.436	17,0%	9,2%	5,6%	76,0%	83,5%	88,8%
60.001-100.000	6.329	24.090	14.371	15,2%	10,4%	3,8%	91,1%	93,9%	92,6%
oltre 100.000	2.194	6.719	2.607	5,3%	2,9%	0,7%	96,4%	96,8%	93,2%
n.d.(*)	1.512	7.442	25.846	3,6%	3,2%	6,8%	100,0%	100,0%	100,0%
<b>totale per anello</b>	<b>41.748</b>	<b>231.710</b>	<b>382.750</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>			

(\*) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

<sup>13</sup> In ogni caso, a scanso di equivoci, si ribadisce che queste ultime ipotesi sono “azzardate” e che occorrerebbero ulteriori indagini prima di poterle confermare. Sempre a livello puramente indicativo, è possibile evidenziare come i dati campionari mostrino anche la sussistenza di sensibili differenze nella spesa media familiare valutata per “anello territoriale”. Difatti, qualora si considerino tutte le spese sostenute dai vari nuclei, comprensive degli importi versati per fini differenti dai “consumi”, è stato calcolato che, mediamente, le famiglie del “centro” spendono circa 4.099 euro mensilmente, mentre quelle residenti nel “semicentro” ed in “periferia” sostengono, rispettivamente, spese medie mensili pari a 3.112 euro ed a 2.597 euro (CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO 2008, p. 25). Epurando tali importi dalle quote versate a titolo diverso dal “consumo” propriamente inteso, si calcola che le suddette spese medie familiari mensili per consumi ammontano a circa 3.914 euro nel “centro”, 2.934 euro nel “semicentro” ed a 2.420 euro in periferia. Ciononostante, è bene ricordare anche che, allo stato attuale, altri studi sembrano sostenere la tesi diametralmente opposta, ovvero quella di una riduzione delle “distanze” tra *periferia* e *centro* nell’ambito del territorio cittadino, descrivendo come, proprio nella stessa Milano, aree che un tempo venivano considerate “periferia” siano state investite da un processo di *gentrification* (che, quindi, le ha trasformate da quartieri popolari in quartieri residenziali “di lusso”) e denunciando la presenza di “micro-ghetti” e di situazioni di disagio sociale ed abitativo anche nelle zone più centrali (ZAJCZYK, BORLINI, MEMO e MUGNANO 2005, pp. 36-37).

Concludendo questa breve introduzione sui nuclei familiari che, risiedendo a Milano nel 2007, hanno contribuito a formare l'universo di riferimento per l'indagine sui consumi e quindi, in "seconda battuta", il collettivo osservato per condurre l'analisi sulla "povertà" quivi esposta, non ci si esime dal rammentare che, anche se i dati in nostro possesso potrebbero consentire "esplorazioni" più articolate di quelle discusse e presentate qualora si procedesse "incrociando", progressivamente, sempre più variabili, in modo da approfondire minuziosamente i fenomeni che esse coinvolgono e descrivono, non ci si spinge oltre intenzionalmente, a causa della scarsità dei casi realmente osservati e che, pertanto, risultano soggetti ad un processo di "rarefazione" man mano che si scende nel livello di dettaglio.

## 10.2 Le famiglie "relativamente povere"

Nel corso del capitolo precedente, come si ricorderà, è stato descritto il procedimento che ha condotto all'identificazione delle famiglie "economicamente deprivate" in base all'analisi delle spese per consumi sostenute dai nuclei familiari residenti a Milano nel 2007.

Operativamente, inoltre, sono state determinate quattro differenti soglie di povertà, le quali hanno permesso una prima quantificazione del fenomeno in ordine ad altrettanti sottoinsiemi di unità considerate carenti sotto il profilo delle risorse necessarie per poter godere di un tenore di vita valutato sufficientemente "dignitoso" rispetto ai costumi più diffusi nella società di cui essi costituiscono parte integrante.

Pertanto, dal momento che sono stati individuati quattro sottoinsiemi di famiglie "povere" non del tutto "collimanti" fra loro, si proseguirà descrivendo le principali caratteristiche di ciascuno di essi. Inoltre, poiché l'obiettivo primario del presente lavoro era costituito dalla determinazione di una linea di povertà per le famiglie residenti a Milano nel 2007 applicando la metodologia tramite la quale, nel

nostro Paese, si stima “ufficialmente” la deprivazione di tipo economico in senso *relativo*, nel resto del paragrafo si illustrerà il profilo delle famiglie definite “relativamente povere” in base alla spesa media per consumi.

In riferimento a quest’ultimo criterio di identificazione delle unità economicamente deprivate, era stato calcolato un indice di *diffusione* pari al 17,05%. Osservando, dapprima, “l’ubicazione” di tali unità, si può rilevare che, principalmente, il fenomeno risulta interessare l’anello territoriale più esterno della città, nel quale, in base ai dati, risiederebbe quasi il 68% delle famiglie ritenute economicamente deprivate in senso *relativo*. Per contro, il medesimo fenomeno sembrerebbe quasi assente nel “centro”, dove vivrebbe solo poco più del 2% delle unità relativamente povere (Tabella 10.12).

**Tabella 10.12 - Ripartizione delle famiglie *relativamente* povere per "anello territoriale". Milano 2007. Valori assoluti e percentuali**

	anello territoriale			Totale
	centro	semicentro	periferia	
numero famiglie	2.443	33.527	75.923	111.893
valori %	2,2%	30,0%	67,9%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Osservando l’*incidenza* della povertà relativa anche per “anello territoriale” (Tabella 10.13), si può comunque riscontrare come, sebbene in modo più contenuto, il fenomeno si manifesti anche nella zona della città reputata più “benestante”.

**Tabella 10.13 – Incidenza della povertà *relativa* per “anello territoriale”. Milano 2007.**

	anello territoriale		
	centro	semicentro	periferia
<i>headcount ratio</i>	5,9%	14,5%	19,8%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Ripartendo il collettivo delle famiglie *relativamente* povere secondo l'età dell'intestatario della scheda anagrafica, si può cogliere come il 47% circa di esse (cfr. Tabella 10.14) abbia un capofamiglia “anziano” (ovvero con almeno 65 anni di età compiuti), mentre il gruppo meno numeroso risulta quello dei nuclei avente un intestatario con meno di 35 anni.

**Tabella 10.14 - Famiglie *relativamente* povere per classe di età dell'intestatario. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

	classe di età dell'intestatario				Totale
	18-34	35-49	50-64	65+	
numero famiglie	7.901	29.375	21.673	52.944	111.893
valori %	7,1%	26,3%	19,4%	47,3%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Mantenendo, come “punto di riferimento”, l'intestatario della scheda anagrafica, si possono osservare le distribuzioni dei nuclei relativamente poveri secondo il più elevato titolo di studio conseguito e la condizione occupazionale e professionale di quest'ultima figura.

Dalla scomposizione del sottoinsieme dei nuclei in condizione di povertà relativa, emerge che oltre il 70% di essi ha un capofamiglia con un basso livello di istruzione e che solo una piccola proporzione (2,7%) di famiglie deprivate ha un intestatario laureato (Tabella 10.15).

Per quanto concerne, invece, la *diffusione* della povertà relativa in base al titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario, si può osservare (Tabella 10.16) come le categorie “più colpite” risultino quelle in cui quest'ultimo possiede, al limite, la licenza elementare (43,7%) e la licenza di scuola media inferiore (25,9%).

**Tabella 10.15 - Famiglie *relativamente* povere distribuite secondo il titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

titolo di studio	numero famiglie	valori percentuali
nessun titolo / licenza elementare	33.777	30,2%
scuola media inferiore	49.650	44,4%
diploma 2-3 anni	4.479	4,0%
diploma 4-5 anni	20.926	18,7%
laurea	3.061	2,7%
<b>Totale famiglie</b>	<b>111.893</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.16 - Incidenza (*headcount ratio*) della povertà relativa calcolata in base al titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario. Milano 2007. Valori percentuali.**

titolo di studio	incidenza della povertà relativa
nessun titolo / licenza elementare	43,7%
scuola media inferiore	25,9%
diploma 2-3 anni	13,6%
diploma 4-5 anni	9,4%
laurea	2,3%
<b>incidenza della povertà relativa sul totale delle famiglie</b>	<b>17,1%</b>

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Osservando “l’assetto” delle famiglie *relativamente* povere in base allo stato occupazionale del capofamiglia (Tabella 10.17), emerge chiaramente che la maggior parte di esse (62,5%) ha un intestatario “in condizione non professionale”, di cui ben il 77% è composto da “ritirati dal lavoro”. Per quanto concerne i capifamiglia “occupati” dei nuclei considerati relativamente deprivati, invece, i dati mostrano come la maggioranza assoluta (62%) degli intestatari sia inquadrato come *operaio*. Le figure professionali che seguono, in senso di proporzione decrescente sul totale dei capifamiglia “occupati” e “deprivati”, sono quelle del *lavoratore in proprio* (15%) e dell’*impiegato* (11%).

**Tabella 10.17 - Famiglie relativamente povere per condizione occupazionale e posizione professionale dell'intestatario. Valori assoluti e percentuali. Anno 2007**

Condizione professionale dell'intestatario di famiglia	Posizione professionale dell'intestatario di famiglia	numero famiglie	% sul totale delle famiglie	% sul totale di categoria
occupato	imprenditore, libero professionista	1.345	1,2%	3,2%
	direttivo, quadro, dirigente	873	0,8%	2,1%
	lavoratore in proprio	6.322	5,7%	15,1%
	impiegato, intermedio	4.687	4,2%	11,2%
	operaio, altro dipendente	26.032	23,3%	62,0%
	lavoratore a progetto, occasionale	636	0,6%	1,5%
	altro (es. coadiuvante, socio di cooperative)	2.091	1,9%	5,0%
totale occupati		41.986	37,5%	100,0%
in condizione <i>non</i> professionale	disoccupato	7.890	7,1%	11,3%
	ritirato dal lavoro	54.138	48,4%	77,4%
	in altra condizione <i>non</i> professionale (es. casalinghe, inabili al lavoro)	7.879	7,0%	11,3%
totale in condizione <i>non</i> professionale		69.907	62,5%	100,0%
totale famiglie		111.893	100,0%	

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.18 - Incidenza (*headcount ratio*) della povertà relativa per condizione occupazionale e posizione professionale dell'intestatario. Valori percentuali. Anno 2007**

Condizione professionale dell'intestatario di famiglia	Posizione professionale dell'intestatario di famiglia	incidenza della povertà relativa
occupato	imprenditore, libero professionista	2,71%
	direttivo, quadro, dirigente	1,83%
	lavoratore in proprio	17,45%
	impiegato, intermedio	5,58%
	operaio, altro dipendente	39,71%
	lavoratore a progetto, occasionale	16,94%
	altro (es. coadiuvante, socio di cooperative)	58,07%
totale occupati		14,45%
in condizione <i>non</i> professionale	disoccupato	63,11%
	ritirato dal lavoro	16,18%
	in altra condizione <i>non</i> professionale (es. casalinghe, inabili al lavoro)	42,29%
totale in condizione <i>non</i> professionale		19,12%
totale famiglie		17,05%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Ancora, come si può evincere dall'esame della Tabella 10.18, se si trascura la categoria "altro", la condizione di deprivazione relativa pare più diffusa tra le famiglie aventi, come intestatario, un operaio (la proporzione sul totale sfiora il 40%).

Prima di esaminare in modo più dettagliato alcune particolari ripartizioni di famiglie relativamente povere, si ritiene interessante osservare anche la distribuzione dei nuclei economicamente deprivati in base alla loro ampiezza demografica e porre a confronto la loro spesa media mensile – sempre distinta per dimensione in termini di componenti della famiglia – con quella relativa all'intero collettivo di riferimento.

In relazione al numero di componenti (Tabella 10.19), il gruppo di famiglie più nutrito tra le relativamente povere è quello formato dai nuclei di due membri, che costituisce quasi il 40% del sottoinsieme delle "deprivate". Anche le proporzioni delle famiglie monopersonali e di quelle composte da tre membri appaiono tutt'altro che trascurabili: in ambo i casi, infatti, tali proporzioni sfiorano il 22%.

**Tabella 10.19 - Distribuzione delle famiglie *relativamente* povere secondo l'ampiezza del nucleo. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

numero componenti	numero famiglie	% sul totale
1	24.415	21,8%
2	44.465	39,7%
3	24.449	21,9%
4	11.790	10,5%
5+	6.774	6,1%
<b>Totale</b>	<b>111.893</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Per quanto riguarda, invece, l'incidenza della povertà relativa in base al numero di figli, si può rilevare (Tabella 10.20) come i nuclei più "consistenti" sotto quest'aspetto si mostrino anche come quelli maggiormente "sfavoriti".

**Tabella 10.20 - Incidenza (*headcount ratio*) della povertà relativa in base numero di figli presenti nel nucleo. Milano 2007. Valori percentuali.**

numero figli	incidenza della povertà relativa
0	12,9%
1	26,6%
2	21,5%
3 o più	38,7%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Nella Tabella 10.21, infine, si possono osservare gli importi relativi alla spesa media che le famiglie milanesi, anche in ragione della loro ampiezza in termini demografici, hanno sostenuto mensilmente per consumi nell'arco del 2007. Affiancando tali valori con quelli corrispettivi ma calcolati sulla base del collettivo delle famiglie ritenute economicamente deprivate, è possibile valutare anche di quanto si riduce la spesa media dei nuclei *relativamente* poveri rispetto alla spesa media "generale" (ovvero riferita all'intero complesso delle unità familiari residenti a Milano nel 2007).

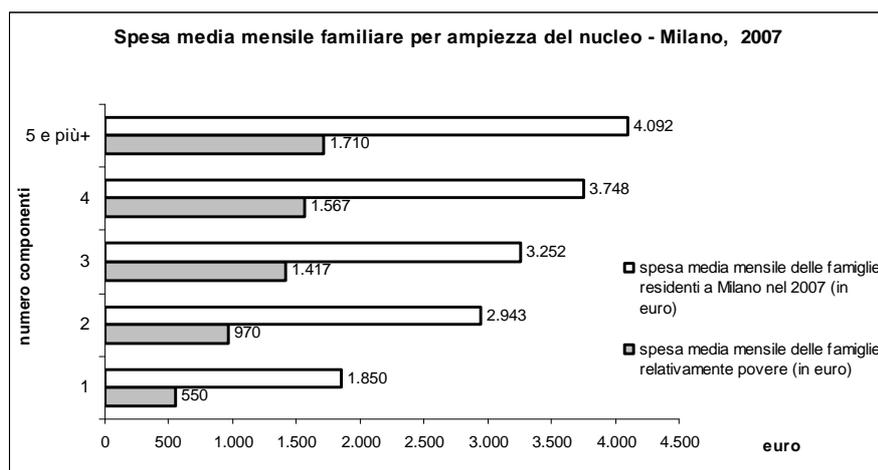
Dalla lettura dei dati, quindi, pare che a contrarre maggiormente, in proporzione, le loro uscite destinate a generi di consumo, siano le "persone sole" (che diminuiscono di circa il 70% la spesa media mensile imputabile alle famiglie monopersonali complessivamente considerate) e i nuclei composti da due soggetti (che riducono del 67% la spesa media calcolata per tutte le unità familiari della stessa ampiezza presenti nell'universo di riferimento).

**Tabella 10.21 - Spesa media mensile per consumi delle famiglie *relativamente* povere e dell'intero collettivo di riferimento per ampiezza del nucleo.**

numero componenti	spesa media mensile per consumi delle famiglie <i>relativamente</i> povere (in euro)	spesa media mensile per consumi delle famiglie residenti a Milano nel 2007 (in euro)	differenza - in termini percentuali - sulla spesa media mensile di tutte le famiglie della corrispondente categoria
1	550	1.850	-70%
2	970	2.943	-67%
3	1.417	3.252	-56%
4	1.567	3.748	-58%
5 e più	1.710	4.092	-58%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Grafico 10.1 - Spesa media mensile per consumi delle famiglie *relativamente* povere e dell'intero collettivo di riferimento per ampiezza del nucleo. Milano, 2007.**



Dal momento che, come è stato innanzi sottolineato, le famiglie composte da due individui paiono le più “diffuse” – a livello di ampiezza – tra i nuclei che soffrono una certa deprivazione (*relativa*) di tipo economico, di seguito si riporta qualche dato opportunamente elaborato per tale sottoinsieme.

Innanzitutto si può osservare che, per la maggior parte dei casi (67,8%), si tratta di coppie senza figli, mentre solo il 32% dei nuclei risulta del tipo “monogenitore”. Nel 24% dei casi di quest’ultima categoria, inoltre, il figlio risulta

minore di 18 anni (ovvero vi è un minorenne nel 7,7% delle famiglie di due componenti relativamente deprivate).

**Tabella 10.22 - Ripartizione delle famiglie *relativamente* povere di due componenti in base alla tipologia familiare. Milano, 2007.**

tipologia della famiglia	numero nuclei	valori %
coppia o altra convivenza senza figli	30.154	67,8%
monogenitore	14.310	32,2%
Totale	44.465	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Da un più accurato esame relativo all'età delle persone che costituiscono il sottoinsieme dei nuclei deprivati di ampiezza demografica pari a due, si ricava che nel 44% dei casi non c'è alcun "anziano" (ovvero una persona che abbia compiuto almeno i 65 anni di età) in famiglia, mentre nel 22% dei casi entrambi i componenti del nucleo hanno un'età pari o superiore ai 65 anni. Di quest'ultimo gruppo, nel 71% dei casi la famiglia è composta esclusivamente da individui che hanno superato i 75 anni di età.

Sotto il profilo delle "possibilità economiche" e delle condizioni occupazionali che caratterizzano i nuclei di due componenti *relativamente* deprivati, si può innanzitutto rilevare (Tabella 10.23) che quasi nel 64% dei casi vi è un solo percettore di reddito all'interno dell'unità familiare e che nel 40% quest'unico percettore è un pensionato. Solo nel 13% delle famiglie del sottoinsieme suddetto vengono rilevati due "redditi da lavoro".

**Tabella 10.23 - Numero di percettori di reddito e numero di pensionati nelle famiglie relativamente povere di 2 componenti. Milano, 2007. Valori percentuali.**

numero percettori di reddito	numero pensionati			percentuale famiglie
	0	1	2	
1	24%	40%		64%
2	13%	8%	15%	36%
percentuale famiglie	37%	48%	15%	100%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Inoltre, la “persona di riferimento”<sup>14</sup> risulta “occupata” solo nel 33,5% dei casi<sup>15</sup> (Tabella 10.24), mentre è “ritirata dal lavoro” per il 58% delle unità familiari di due individui *relativamente* deprivate.

**Tabella 10.24 - Distribuzione delle famiglie relativamente deprivate di due individui per condizione occupazionale della “persona di riferimento” del nucleo. Milano, 2007. Valori percentuali.**

condizione occupazionale della “persona di riferimento” del nucleo familiare	proporzione di famiglie sul totale
occupati	33,5%
ritirati dal lavoro	58,2%
in condizione non professionale (es. disoccupati, casalinghe)	8,3%
totale	100%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, osservando la distribuzione delle famiglie *relativamente* povere di due componenti per classe di reddito *netto* disponibile, si rileva che oltre il 50% dei

<sup>14</sup> A tal proposito, si ricorda che la “persona di riferimento” del nucleo familiare è stata individuata in un secondo momento rispetto alla fase di raccolta dati e che è stata determinata in base ad uno schema gerarchico privilegiante le posizioni professionali “attive” rispetto a quelle “non attive” e che non sempre, pertanto, tale figura coincide con quella dell’intestatario della scheda anagrafica familiare (vedi anche paragrafo 10.1 del presente elaborato). Dal momento che, in questo particolare frangente, si stanno esaminando i principali tratti che caratterizzano uno specifico sottoinsieme delle famiglie *relativamente* deprivate in senso economico, si è ritenuto che la condizione occupazionale della “persona di riferimento” – e, quindi, della persona che, teoricamente, dovrebbe essere in grado di offrire il maggior contributo in termini di risorse familiari – potesse risultare più “significativa” rispetto a quella dell’intestatario del foglio di famiglia comunemente considerata.

<sup>15</sup> Si fa presente, inoltre, che il 78% delle “persone di riferimento occupate” dichiara di essere “operaio”, ovvero di avere un “basso profilo” dal punto di vista professionale.

nuclei usufruisce di un ammontare di risorse compreso tra i 10.000 ed i 20.000 euro all'anno, mentre solo il 4% dichiara di acquisire tra i 30.000 ed i 35.000 euro “netti” annui.

**Tabella 10. 25 - Distribuzione dei nuclei *relativamente* deprivati di due individui per classe di reddito *netto* familiare disponibile. Milano, 2007. Valori assoluti e percentuali.**

classe di reddito (in euro)	Totale famiglie	percentuale sul totale
fino a 10.000	11.536	25,9%
10.001 - 20.000	22.529	50,7%
20.001 - 30.000	6.805	15,3%
30.001 - 35.000	1.757	4,0%
n.d.(*)	1.838	4,1%
<b>totale</b>	<b>44.465</b>	<b>100,0%</b>

(\* ) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Considerando, in ultimo, il fatto che le famiglie monopersonali, oltre a rappresentare quasi il 22% dei nuclei *relativamente* poveri, sono quelle che contraggono maggiormente – in proporzione – la spesa media mensile per consumi (assumendo, come valore di riferimento, lo stesso “tipo” di spesa sostenuta da tutte le “persone sole” residenti in anagrafe a Milano nel 2007), si conclude il disegno del profilo di povertà relativa che caratterizza l’universo delle famiglie osservato mostrando qualche altro dato capace di delineare un contorno più preciso della figura del *single* economicamente deprivato.

Innanzitutto è opportuno sottolineare l’età particolarmente “avanzata” delle persone che compongono il sottoinsieme delle famiglie unipersonali *relativamente* povere: solo il 10% di esse appartiene alla classe di età “giovanile” (18 -34 anni), mentre il 72% ha compiuto i 65 anni di età. Inoltre, anche se il dato non è mostrato nella Tabella 10.26, non ci si può esimere dal porre in evidenza il fatto che il 93% degli “anziani” soli e *relativamente* deprivati ha oltre 75 anni di età.

**Tabella 10. 26 - Distribuzione dei nuclei *relativamente* deprivati monopersonali per classe di età espressa in anni. Milano, 2007. Valori assoluti e percentuali.**

classe di età (espressa in anni)	Totale famiglie	% sul totale
18-34	2.481	10%
35-49	4.250	17%
65+	17.684	72%
Totale	24.415	100%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

In generale, quasi la metà (48,6%) degli individui che formano il gruppo dei *single* relativamente deprivati mostra di possedere, al più, la licenza elementare, a sostegno dell'ipotesi – sovente avvalorata in sede di analisi dei dati – che tende ad associare bassi livelli d'istruzione agli stati di disagio e povertà<sup>16</sup>.

Dal punto di vista dei livelli di reddito netto disponibile e della condizione occupazionale, infine<sup>17</sup>, dall'analisi dei dati si ricava che, delle “persone sole” deprivate, quasi il 63% usufruisce di un reddito non superiore ai 10.000 euro annui e che solo il 26,7% è “occupato”, mentre il 64% circa di esse è “ritirato dal lavoro”, coerentemente con la struttura per età del sottoinsieme in esame.

<sup>16</sup> Unicamente allo scopo di fornire un quadro più dettagliato relativamente alla situazione in oggetto, si osservi che, a livello di “universo di riferimento”, il titolo di studio più diffuso tra le “persone sole” residenti a Milano nel 2007 è risultato il diploma di scuola superiore conseguito al termine 4 o 5 anni di studi, mentre solo l'11% ha dichiarato di essere in possesso della sola licenza elementare o di non aver conseguito alcun titolo.

<sup>17</sup> Si avvisa che non ci si è spinti oltre nell'analisi congiunta dei dati relativi alle famiglie unipersonali *relativamente* povere data l'esiguità dei casi “reali” campionati ed individuati come economicamente deprivati.

### 10.3 Le famiglie “assolutamente povere”

Come si ricorderà, nel corso del Capitolo 9, dopo aver determinato la linea di povertà relativa in base alla spesa per consumi delle famiglie residenti a Milano nel 2007, sono state assunte quale riferimento le soglie di povertà assoluta elaborate dall’Istat – sempre attinenti al 2007 – specifiche per tipologia familiare e relative ai comuni metropolitani del Nord Italia e, riconducendo i dati in nostro possesso<sup>18</sup> alle categorie familiari appena menzionate, è stato calcolato il corrispettivo indice di *diffusione* (ovverossia l’*incidenza* della povertà intesa in senso *assoluto*). Pertanto, dopo aver dedicato ampio spazio alla descrizione delle caratteristiche del collettivo di riferimento e dopo aver tracciato il “profilo della povertà relativa” in base ai principali aspetti che accomunano le unità familiari identificate come “relativamente deprivate”, a seguire verranno delineati alcuni aspetti tipici dei nuclei considerati “assolutamente poveri”. Poiché, però, il numero di unità statistiche effettivamente intervistate e successivamente classificate come assolutamente deprivate si è rivelato piuttosto esiguo, il “profilo della deprivazione assoluta” si arresterà ad un livello analitico meno esauriente rispetto a quello raggiunto nell’analisi delle famiglie relativamente povere, proprio per evitare che le stime derivanti da più “incroci” di variabili siano fondate su una quantità troppo scarsa di osservazioni.

Ciò premesso, le prime considerazioni che si ritiene di dover esporre riguardano la “collocazione” sul territorio comunale delle famiglie assolutamente deprivate e la loro struttura socio-demografica.

Come si può immediatamente osservare, nel “centro” le unità che versano in condizioni di povertà *assoluta* sono, in proporzione, quantitativamente estremamente contenute, mentre in “periferia” si “concentra” il 71% delle suddette unità. Anche a livello di *diffusione* per singolo “anello”, si può constatare come la deprivazione – intesa sempre in senso assoluto – sia maggiormente estesa nella “periferia”.

---

<sup>18</sup> I dati in questione, si ricorda, sono quelli provenienti dall’*Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008* e forniti direttamente dalla Camera di Commercio e dal Comune di Milano.

**Tabella 10.27 - Distribuzione dei nuclei *assolutamente* deprivati e *incidenza* della povertà assoluta per “anello territoriale” di residenza. Milano, 2007. Valori assoluti e percentuali.**

Anello territoriale	famiglie <i>assolutamente</i> povere	valori %	<i>incidenza</i> della povertà assoluta per “anello territoriale”
centro	1.105	2%	2,6%
semicentro	14.033	27%	6,1%
periferia	37.571	71%	9,8%
Totale	52.710	100%	

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Per quanto riguarda la struttura socio-demografica, invece, è possibile notare (Tabella 10.28) come la proporzione di famiglie *assolutamente* deprivate avente un intestatario con almeno 65 anni di età risulti la più elevata (43,5% dei casi) nella distribuzione dei nuclei in questione in base all'età del “capofamiglia”, proprio come è stato rilevato anche nel caso delle famiglie *relativamente* povere. Si pone in evidenza questo “parallelismo” a sostegno dell'ipotesi che teorizza un “collegamento” tra *anzianità* e *povertà*. Ad eccezione della rara circostanza in cui una o più soglie di povertà assoluta risultino più elevate delle corrispondenti linee di povertà relativa, il sottoinsieme delle unità *assolutamente* deprivate costituisce, nei fatti, un sottoinsieme del gruppo delle *relativamente* povere, ed è quindi abbastanza comprensibile che, a meno di soglie assolute “fortemente ridimensionate” per talune tipologie familiari – che, quindi, impediscano di qualificare come deprivate molte unità che, invece, sono considerate tali in senso relativo – molte proporzioni che caratterizzano l'universo dei *relativamente* poveri vengono “preservate” anche nella schiera delle unità *assolutamente* povere.

**Tabella 10.28 - Famiglie assolutamente povere per classe di età dell'intestatario. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

classe età intestatario	famiglie assolutamente povere	valori %
18-34	4.001	7,6%
35-49	14.382	27,3%
50-64	11.395	21,6%
65+	22.931	43,5%
Totale	52.710	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Anche rispetto all'ampiezza demografica del nucleo ed al titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario della scheda anagrafica le proporzioni delle famiglie *assolutamente* povere tendono a "ricalcare" quelle osservate per le *relativamente* deprivate: considerate congiuntamente, la percentuale delle unità familiari monopersonali e composte da due membri supera il 70% del primo aggregato (Tabella 10.29) e la licenza di scuola media inferiore risulta il titolo più diffuso tra i "capifamiglia" dei nuclei *assolutamente* deprivati (Tabella 10.30).

**Tabella 10.29 - Distribuzione delle famiglie assolutamente povere secondo l'ampiezza del nucleo. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

numero componenti	famiglie assolutamente povere	valori %
1	18.020	34,2%
2	19.192	36,4%
3	7.246	13,7%
4	4.797	9,1%
5 e più	3.456	6,6%
Totale	52.710	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.30 - Famiglie assolutamente povere distribuite secondo il titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario. Milano 2007. Valori assoluti e percentuali.**

titolo di studio dell'intestatario	famiglie assolutamente povere	valori %
nessun titolo / licenza elementare	17.618	33%
scuola media inferiore	24.490	46%
diploma 2-3 anni	2.481	5%
diploma 4-5 anni	8.120	15%
Totale	52.710	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.31 - Incidenza (headcount ratio) della povertà assoluta in base numero di figli presenti nel nucleo. Milano 2007. Valori percentuali.**

numero figli	incidenza della povertà assoluta
0	6,6%
1	10,5%
2	9,5%
3 o più	22,9%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.32 - Incidenza (headcount ratio) della povertà assoluta calcolata in base al titolo di studio più elevato conseguito dall'intestatario. Milano 2007. Valori percentuali.**

titolo di studio	incidenza della povertà assoluta
nessun titolo / licenza elementare	22,8%
scuola media inferiore	12,8%
diploma 2-3 anni	7,6%
diploma 4-5 anni	3,7%
incidenza della povertà assoluta sul totale delle famiglie	8,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, la distribuzione delle famiglie *assolutamente* povere è stata studiata in ordine alle variabili di stampo prettamente “economico” quali:

- *status* occupazionale e professionale dell'intestatario della scheda anagrafica;
- classe di reddito *netto* disponibile a livello familiare;
- importo della spesa media mensile per consumi in relazione alla dimensione demografica dei nuclei.

Sebbene il 34% degli intestatari delle famiglie *assolutamente* deprivate risulti occupato, la condizione di “ritirato dal lavoro” è quella che ricorre con maggior frequenza (44%) tra i “capifamiglia” dei nuclei in questione.

**Tabella 10.33 - Famiglie *assolutamente* povere per condizione occupazionale e posizione professionale dell'intestatario. Valori assoluti e percentuali. Milano, Anno 2007**

condizione occupazionale dell'intestatario	professione dell'intestatario	famiglie assolutamente deprivate	valori % sul totale delle famiglie	valori % sul totale della categoria
occupato	impiegato / intermedio	2.115	4%	12%
	operaio	11.526	22%	64%
	altre professioni	4.468	8%	25%
totale occupati		18.110	34%	100%
disoccupato		7.434	14%	21%
ritirato dal lavoro		23.252	44%	67%
altre condizioni <i>non</i> professionali		3.915	7%	11%
totale in condizione <i>non</i> professionale		34.600	66%	100%
totale		52.710	100%	

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.34 - Incidenza (*headcount ratio*) della povertà assoluta per condizione occupazionale e posizione professionale dell'intestatario. Valori percentuali. Anno 2007**

condizione occupazionale dell'intestatario	professione dell'intestatario	incidenza della povertà assoluta
occupato	impiegato / intermedio	2,5%
	operaio	20,7%
	altre professioni	3,0%
totale occupati		6,2%
disoccupato		59,5%
ritirato dal lavoro		7,0%
altre condizioni <i>non</i> professionali		21,0%
totale in condizione <i>non</i> professionale		9,5%
totale		8,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Per quanto concerne il reddito annuo netto disponibile, si può porre in evidenza come quasi il 76% dei nuclei deprivati in senso assoluto abbia dichiarato di usufruire di risorse che non superano i 20.000 euro annui.

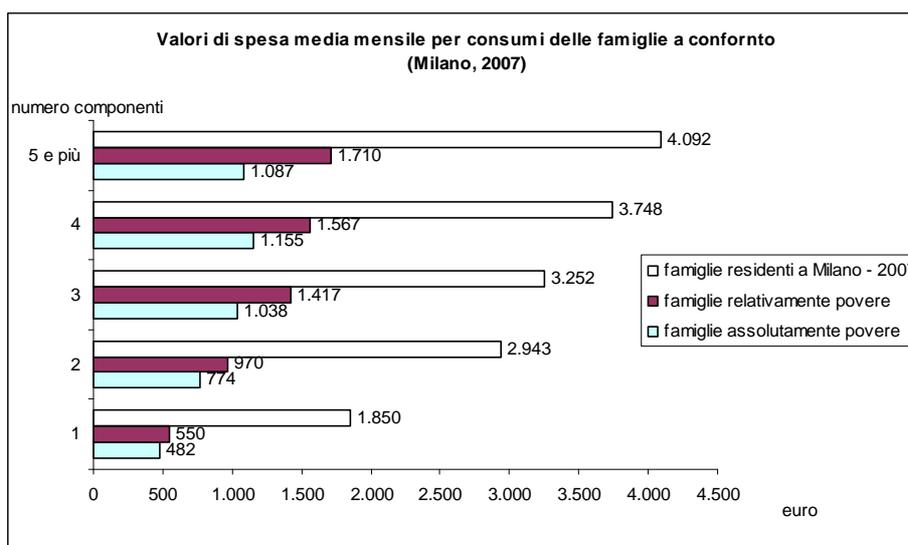
Infine, la spesa media mensile per consumi che le famiglie *assolutamente* povere sostengono mostra, in corrispondenza di tutte le ampiezze in termini di numero di componenti, un'ulteriore decurtazione rispetto a quella già posta in evidenza dalla rispettiva spesa delle famiglie relativamente povere (Tabella 10.21 e Tabella 10.35).

**Tabella 10.35 - Spesa media mensile per consumi delle famiglie *assolutamente* povere per ampiezza del nucleo. Milano, 2007.**

numero componenti	spesa media per consumi mensile delle famiglie <i>assolutamente</i> povere (in euro)
1	482
2	774
3	1.038
4	1.155
5 e più	1.087

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Grafico 10.2 - Spesa media mensile per consumi delle famiglie *assolutamente* e *relativamente* povere e dell'intero collettivo di riferimento per ampiezza demografica del nucleo. Milano, 2007.**



#### 10.4 Le famiglie *relativamente* povere in relazione alle linee definite sulla spesa mediana

L'obiettivo che si intende perseguire con il presente paragrafo è costituito unicamente dal completamento del quadro offerto sui vari "profili" che l'insieme delle famiglie milanesi "povere" assume in concomitanza delle diverse "batterie" di soglie di deprivazione elaborate nel corso di questo studio. Per la verità, non vi è molto da aggiungere a quanto già osservato e commentato: come si avrà modo di verificare tra breve, i "profili di povertà" che discendono dalle soglie di deprivazione definite in base alla spesa per consumi *mediana* ipotizzando l'assenza di economie di scala all'interno dei nuclei od applicando la *scala Carbonaro* al fine di rendere "equivalenti" i volumi di spesa sostenuti dalle famiglie di differente ampiezza conducono a risultati molto simili a quelli già esposti ed ampiamente discussi nei paragrafi precedenti<sup>19</sup>.

Dall'analisi della *diffusione* per "anello territoriale" della povertà stimata in base alle due procedure afferenti alla spesa per consumi mediana, infatti, si può notare come si delinei ancora lo stesso "assetto" che era emerso anche dalle elaborazioni condotte in merito alla povertà *relativa* ed a quella *assoluta*: un'*incidenza* molto bassa nella zona "centrale" della città ed un *headcount ratio* decisamente più elevato nella "periferia" (Tabella 10.36 e Tabella 10.37).

---

<sup>19</sup> Una delle poche differenze – a livello di distribuzione dei sottoinsiemi di famiglie deprivate – meritevoli di nota riguarderebbe la minor presenza di nuclei monopersonali e, contemporaneamente, la maggior proporzione di famiglie di ampie dimensioni nel complesso delle unità familiari considerate deprivate in base alle soglie costruite sulla spesa per consumi mediana ed ipotizzando l'assenza di economie di scala. Poiché, però, la questione, legata principalmente al notevole "abbassamento" che subisce la "spesa pro capite" a livello familiare (ovvero la variabile "fondamentale" ai fini della determinazione della mediana e, di conseguenza, della linea di povertà), è già stata affrontata nel capitolo precedente, si eviterà, in questa sede, di riesaminare l'argomento, rinviando espressamente al paragrafo 9.3 per ogni eventuale chiarimento.

**Tabella 10.36 - Distribuzione dei nuclei considerati deprivati in base alle soglie costruite sulla spesa per consumi mediana in assenza di economie di scala e incidenza della povertà per “anello territoriale” di residenza. Milano, 2007. Valori assoluti e percentuali.**

Anello territoriale	famiglie deprivate – soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana in assenza di economie di scala	% famiglie deprivate per “anello territoriale”	totale famiglie per “anello territoriale”	incidenza per “anello territoriale”
centro	1.292	2%	41.748	3,1%
semicentro	15.226	21%	231.710	6,6%
periferia	56.511	77%	382.750	14,8%
Totale	73.029	100%	656.208	11,1%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.37 - Distribuzione dei nuclei considerati deprivati in base alle soglie costruite sulla spesa per consumi mediana con applicazione della scala di equivalenza Carbonaro e incidenza della povertà per “anello territoriale” di residenza. Milano, 2007. Valori assoluti e percentuali.**

Anello territoriale	famiglie deprivate – soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana con impiego della scala di equivalenza Carbonaro	% famiglie deprivate per “anello territoriale”	totale famiglie per “anello territoriale”	incidenza per “anello territoriale”
centro	1.690	2%	41.748	4,0%
semicentro	21.001	27%	231.710	9,1%
periferia	56.426	71%	382.750	14,7%
Totale	79.117	100%	656.208	12,1%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Sempre in riferimento ai due insiemi di famiglie deprivate identificati in base alle soglie di povertà costruite sulla spesa per consumi mediana ipotizzando “assenza” o “presenza” di economie di scala, le elaborazioni dei dati consentono di “confermare” la netta prevalenza – nell’universo delle famiglie “povere” – dei capifamiglia “anziani”: la percentuale dei nuclei deprivati che ha l’intestatario con almeno 65 anni di età oscilla tra il 45% ed il 48%.

Anche le proporzioni delle varie modalità o categorie in cui si ripartiscono i fenomeni di carattere socio-economico afferenti ai due diversi sottoinsiemi di unità familiari deprivate si mostrano “uniformi” a quelle osservate in corrispondenza dei nuclei familiari *assolutamente e relativamente*<sup>20</sup> poveri. Ad esempio, la percentuale di capifamiglia “occupati” – calcolata sul totale degli intestatari delle unità deprivate – varia dal 33% al 37%, quella dei “ritirati dal lavoro” sia aggira intorno al 48% in entrambi i sottoinsiemi ed il basso livello d’istruzione – sempre riferito ai soli capifamiglia dei nuclei “poveri” – conferma ancora la sua netta prevalenza rispetto ai gradi più elevati.

**Tabella 10.38 - Famiglie considerate “povere” in base alle due “batterie” di soglie costruite sulla spesa per consumi mediana, l’una sotto l’ipotesi di assenza di economie di scala, l’altra impiegando la scala di equivalenza Carbonaro. Distribuzione per condizione occupazionale e posizione professionale dell’intestatario della scheda anagrafica. Valori percentuali. Milano, Anno 2007**

condizione occupazionale dell'intestatario	professione dell'intestatario	valori % sul totale delle famiglie deprivate	
		soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana in assenza di economie di scala	soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana con impiego della scala di equivalenza Carbonaro
occupato	impiegato / intermedio	5,3%	3,7%
	operaio	21,7%	21,0%
	libero professionista, lavoratore in proprio	5,7%	4,6%
	altre professioni	4,1%	3,5%
totale occupati		36,8%	32,8%
disoccupato		10,4%	9,6%
ritirato dal lavoro		48,3%	48,8%
altre condizioni non professionali		4,5%	8,8%
totale in condizione non professionale		63,2%	67,2%
totale		100%	100%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

<sup>20</sup> A scanso di equivoci, si rammenta che anche le linee di povertà quivi costruite sulla spesa per consumi mediana sono, di fatto, “relative”. Ad ogni modo, si precisa che, per brevità, nel resto della trattazione, con espressioni del tipo “famiglie relativamente deprivate” si intenderà richiamare l’aggregato di unità definite “povere” in base alla batteria di soglie costruite impiegando la metodologia “ufficiale”, e, dunque, impostata sulla spesa media per consumi.

**Tabella 10.39 - Famiglie considerate “povere” in base alle due “batterie” di soglie costruite sulla spesa per consumi mediana, l’una sotto l’ipotesi di assenza di economie di scala, l’altra impiegando la scala di equivalenza *Carbonaro*. Distribuzione per titolo di studio dell’intestatario della scheda anagrafica. Valori percentuali. Milano, Anno 2007**

titolo di studio dell'intestatario	valori % sul totale delle famiglie deprivate	
	soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana in assenza di economie di scala	soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana con impiego della scala di equivalenza <i>Carbonaro</i>
nessun titolo / licenza elementare	30%	34%
scuola media inferiore	48%	42%
diploma 2-3 anni	4%	4%
diploma 4-5 anni	14%	19%
laurea	4%	1%
Totale	100,0%	100,0%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, anche le distribuzioni delle famiglie ritenute deprivate in base alle due “batterie” di soglie costruite sulla mediana secondo le classi di “reddito netto disponibile” e gli importi di spesa media mensile per consumi stimati per le differenti ampiezze familiari ed in corrispondenza dei due distinti sottoinsiemi di nuclei “poveri” si mostrano coerenti con i risultati ottenuti mediante l’elaborazione dei dati attinenti alle famiglie *relativamente* ed *assolutamente* povere. Difatti, in entrambi i sottoinsiemi di unità deprivate definiti in base alle soglie elaborate sulla spesa per consumi mediana, la quantità di famiglie che dispone di un reddito non superiore ai 20.000 euro oltrepassa il 50% mentre, per quanto concerne la spesa media per consumi per ampiezza demografica, si può osservare (Tabella 10.41) che i relativi importi sono sempre<sup>21</sup> compresi nei limiti costituiti dai valori corrispettivi determinati per i sottoinsiemi delle famiglie *assolutamente* e *relativamente* deprivate.

<sup>21</sup> L’unica eccezione è costituita dalla spesa media mensile per consumi delle famiglie monopersonali ritenute deprivate in base alla soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana ipotizzando assenza di economie di scala. Tale spesa, difatti, risulta inferiore a quella delle famiglie unipersonali *assolutamente* povere.

**Tabella 10.40 - Famiglie considerate “povere” in base alle due “batterie” di soglie costruite sulla spesa per consumi mediana, l’una sotto l’ipotesi di assenza di economie di scala, l’altra impiegando la scala di equivalenza *Carbonaro*. Distribuzione per titolo di studio dell'intestatario della scheda anagrafica. Valori percentuali. Milano, Anno 2007**

classi di reddito netto annuo familiare disponibile (in euro)	valori % sul totale delle famiglie deprivate	
	soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana in assenza di economie di scala	soglia di povertà costruita sulla spesa per consumi mediana con impiego della scala di equivalenza <i>Carbonaro</i>
fino a 10.000	28,6%	34,9%
10.001-20.000	31,3%	31,6%
20.001-30.000	22,5%	20,1%
30.001-40.000	8,4%	3,5%
oltre 40.000	1,4%	0,6%
n.d.(*)	7,8%	9,3%
<b>totale</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

(\*) dato non disponibile

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

**Tabella 10.41 - Spesa media mensile per consumi - per ampiezza del nucleo – dell’universo di riferimento e dei vari sottoinsiemi di famiglie classificate come “povere” in base alle soglie di povertà specificate. Milano, 2007.**

numero componenti	spesa media per consumi mensile delle famiglie definite povere in base alle soglie costruite sulla mediana in assenza economie scala (in euro)	spesa media per consumi mensile delle famiglie definite povere in base alle soglie costruite sulla mediana ed applicando la <i>Scala Carbonaro</i> (in euro)	spesa media per consumi mensile delle famiglie <i>assolutamente</i> povere (in euro)	spesa media mensile delle famiglie <i>relativamente</i> povere (in euro)	spesa media mensile delle famiglie residenti a Milano nel 2007 (in euro)
1	388	500	482	550	1.850
2	852	874	774	970	2.943
3	1.259	1.192	1.038	1.417	3.252
4	1.521	1.403	1.155	1.567	3.748
5 e più	1.710	1.333	1.087	1.710	4.092

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

## 10.5 Concludendo...

Al termine di questo lungo percorso, durante il quale sono state, dapprima, selezionate e discusse alcune tra le più affermate – ed applicate – metodologie finalizzate alla stima del fenomeno della “povertà”, intesa ed interpretata, quasi sempre, in termini economici e, successivamente, condotte analisi su un insieme di dati – la cui validità è stata, preliminarmente, opportunamente accertata – si ritiene apprezzabile esporre qualche considerazione in merito ai risultati ottenuti che non sia esclusivamente di ordine “tecnico”, ma che compia lo sforzo di inquadrarli nella “realtà” da cui provengono e che tenti di sintetizzarli e di “leggerli” alla luce di quanto emerge da altri rapporti e studi compiuti sui legami che intercorrono tra sviluppo economico e condizioni di vita dei cittadini e di ricondurli – per quanto possibile – ad esse.

Innanzitutto, una prima questione concerne la domanda “se e quanto” siano leggibili in termini di “povertà” i valori assunti sia dalle linee di povertà relative, sia dagli indici di diffusione che tali soglie concorrono a determinare. Ovvero, posto che i risultati, per quanto “inattesi ed insoliti” (rispetto, ad esempio, a quelli stimati a livello ufficiale), siano coerenti con le definizioni<sup>22</sup> degli strumenti utilizzati e siano supportati anche dagli esiti di altre indagini<sup>23</sup> realizzate sulla popolazione di Milano o su quella lombarda, è lecito chiedersi se, in questo modo, ci troviamo veramente di fronte ad individui e/o famiglie economicamente “deprivate” oppure se, per effetto di particolari stili di vita riguardanti solo un certa porzione della popolazione – ma non

---

<sup>22</sup> Ci si riferisce, soprattutto, alle varie definizioni, per altro largamente accettate e rese operative, proposte (ed impiegate anche in questo studio) per le linee di povertà relativa. Come discusso anche nei capitoli 1 e 3, una soglia di povertà relativa accoglie il concetto secondo il quale è “povero” colui che dispone di mezzi in quantità significativamente inferiore rispetto ad una qualche proporzione delle risorse possedute dagli individui della società in cui vive. Si noti che una tale nozione di deprivazione è, forse, quella più “familiare” anche a livello di Unione Europea, dal momento che, anche nell’*Indagine europea sui redditi e sulle condizioni di vita delle famiglie (Eu-silc)*, sono considerati “poveri” gli “individui il cui reddito familiare equivalente è inferiore al 60 per cento del valore mediano della distribuzione nazionale del reddito” (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2008c, p. 23).

<sup>23</sup> Si veda il paragrafo 8.3.3 del presente lavoro.

necessariamente la parte preponderante di essa – o a causa di particolari scelte di consumo condizionate sia dalle preferenze personali, sia dall'età o da altre caratteristiche individuali, tali risultati non siano da interpretare, piuttosto, come indici di diseguaglianza.

Premesso ciò, per quanta credibilità o assurdità si voglia attribuire agli indici di diffusione di povertà relativa, calcolati in corrispondenza delle soglie di povertà basate sulla spesa media procapite e sulla spesa mediana individuale dei residenti di Milano, è innegabile che sorgano dubbi in corrispondenza dell'indice di incidenza della povertà assoluta. Come si ricorderà<sup>24</sup>, per le sole famiglie residenti a Milano nel 2007, l'*headcount ratio*, calcolato in base alle soglie Istat di povertà assoluta stimate per le aree metropolitane del Nord Italia e riferite all'ultimo anno citato, era risultato pari all'8,03% e, proprio in merito a tale valore, era già stata avanzata qualche ipotesi circa l'opportunità di stime sulla deprivazione di tipo economico afferenti a circoscrizioni territoriali di livello inferiore a quello dei comparti regionali.

Ancora, seguendo il ragionamento per cui, a meno di circostanze congiunturali particolarmente sfavorevoli dal punto di vista economico, tendenzialmente la condizione di "povertà assoluta" risulta meno diffusa tra la popolazione rispetto a quella di "povertà relativa", si potrebbe ragionare sull'eventualità che lo stato di deprivazione economica relativa a Milano interessi "realmente" una proporzione di famiglie compresa tra l'8,03% ed il 17,05%<sup>25</sup>. Proprio in linea con tale argomentazione, quindi, è stata perseguita la costruzione di linee di povertà "aggiuntive" basate sulla spesa per consumi mediana. In questo modo, infatti, è stato possibile indagare ulteriormente la realtà in esame ed ottenere risultati che potessero fungere da termine di paragone, senza, al contempo, allontanarsi troppo dalle tecniche più semplici e più diffuse, in modo da non "snaturare" il confronto dei risultati altrimenti provenienti da "percorsi metodologici" troppo distanti fra loro, sia da un punto di vista concettuale, sia sul piano operativo. A conti fatti, si può

---

<sup>24</sup> Cfr. Capitolo 9 di questo studio, in particolare si veda il paragrafo 9.2.

<sup>25</sup> Si ricorda che tale valore è quello assunto dall'indice di diffusione quando viene calcolato in base alla spesa media procapite mensile dei residenti a Milano nel 2007 (vedi paragrafo 9.1).

osservare che, in un certo senso, l'esito è stato proprio quello "sperato": entrambi<sup>26</sup> i metodi di costruzione delle soglie di povertà "imperniati" sulla mediana della spesa per consumi hanno condotto, ciascuno, ad una "batteria" di soglie in base alle quali l'incidenza della povertà relativa per le famiglie milanesi nel 2007 risultava compresa tra l'11,13% ed il 12,07%<sup>27</sup>. Non solo, come si è potuto evincere dal paragrafo precedente, anche i "profili della povertà" emergenti da tutte le "serie" di linee di povertà elaborate ed impiegate ai fini dell'analisi si sono mostrati, sostanzialmente, "aderenti" fra loro, motivo ulteriore di "conforto" circa i risultati provenienti dalle analisi effettuate.

Stimolati dal desiderio di comprendere qualcosa di più circa i livelli di consumo delle famiglie milanesi e di tentare di inquadrare l'indice di diffusione della povertà relativa in prospettive più ampie quali quelle relative alle tematiche dell'*esclusione sociale*<sup>28</sup> e della *coesione sociale*<sup>29</sup>, sono state calcolate, infine, delle soglie di povertà sia "specifiche"<sup>30</sup> per ciascuno dei tre *anelli territoriali* in cui è

---

<sup>26</sup> Si rammenta che detti metodi differivano tra loro unicamente per la *scala di equivalenza* adottata al fine delle analisi (vedi paragrafo 9.3).

<sup>27</sup> Paragrafo 9.3 del presente lavoro.

<sup>28</sup> Mediante l'espressione *esclusione sociale*, generalmente si intende "designare persone o gruppi sociali che, per un insieme di condizioni sfavorevoli sia di tipo individuale (come cattive condizioni di salute, disoccupazione, scarsa qualificazione professionale, dipendenza da alcol o droghe), sia di tipo ambientale e sociale (condizioni abitative disagiate, criminalità, disgregazione familiare, appartenenza a minoranze discriminate, ecc.), rimangono esclusi dalla partecipazione alla vita comunitaria per mancanza di risorse materiali e immateriali" (ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 79). Tra le "dimensioni basilari" dell'esclusione sociale "riconosciute" a livello comunitario, si ricordano la povertà intesa in termini monetari, la disuguaglianza nei redditi, lo stato di salute e la partecipazione al mercato del lavoro (cfr. ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA 2010, p. 80).

<sup>29</sup> Secondo Ranci (si vedano RANCI e TORRI 2007a, p. 19), il termine "coesione sociale" rimanda al sistema di *welfare*, inteso come il complesso dei diritti sociali riconosciuti dalla legislazione sociale, previdenziale e del lavoro e resi da essa "esigibili". In sostanza, la *coesione sociale* richiama le politiche e le azioni finalizzate alla promozione dell'integrazione sociale ed alla protezione di quanti si possano trovare "a rischio" dal punto di vista economico o sociale, e quindi dovrebbe assicurare un'adeguata tutela nell'ambito della "sicurezza sociale", promuovere lo sviluppo dell'occupazione ed il sostenimento delle "pari opportunità", favorire la formazione e l'istituzione dei diritti dei lavoratori, fornire tutela ai gruppi sociali "a rischio", combattere l'esclusione e la discriminazione e perseguire l'inserimento sociale delle collettività immigrate.

<sup>30</sup> L'idea dell'elaborazione di soglie specifiche per le tre aree di Milano in questione, in realtà, deriva anche dalle argomentazioni esposte nel corso del Capitolo 5 di questo lavoro, in ordine all'opportunità di costruire soglie specifiche per sottopopolazioni, e dalle considerazioni emergenti, nel primo

stata ripartita l'area del comune di Milano, sia escludendo dall'ammontare delle spese per consumi gli importi destinati agli affitti, reali od "imputati" che fossero.

Partendo dai medesimi dati sui consumi delle famiglie milanesi analizzati in questo studio, sono state costruite tre "batterie" di linee di povertà, ovvero una per ogni ripartizione delle famiglie secondo l'anello territoriale ("centro", "semicentro" e "periferia") di residenza. Mediante tale operazione, ovviamente, non si pretende di "condensare" né di interpretare il livello di *coesione sociale* inerente la popolazione di Milano, data la portata estremamente ampia e variegata di fenomeni che tale concetto implica. Considerato, però, il fatto che "parlare di coesione sociale ... rinvia [anche] all'equilibrio esistente tra crescita economica da un lato, e condizioni e forme dell'inclusione sociale, dall'altro"<sup>31</sup>, può essere interessante osservare come la spesa media mensile *pro capite* per consumi (e la conseguente linea di povertà relativa<sup>32</sup>) vari a seconda che si viva nella zona centrale della città oppure in luoghi più o meno distanti da essa.

Nella Tabella 10.42 sono riportate le soglie di povertà relativa specifiche per *anello territoriale* di residenza e dimensione familiare. Come si può osservare, a parità di ampiezza del nucleo, man mano che si procede dal "centro" verso la "periferia", la linea di povertà si abbassa decisamente: dal momento che, come si ricorderà, la soglia di povertà relativa per le famiglie di due componenti risulta parificata alla spesa mensile per consumi *pro capite*, dalla tabella indicata si evince che quest'ultima spesa per i nuclei residenti nell'anello "periferico" di Milano

---

paragrafo del presente capitolo, a proposito delle differenze sussistenti, soprattutto a livello di classe di reddito disponibile, tra i sottoinsiemi di famiglie residenti nei tre *anelli territoriali*.

<sup>31</sup> TORRI 2007a, p. 20.

<sup>32</sup> Si ricorda che, nell'ambito di questo studio, per definire tale linea è stato accolto il criterio dell'*ISPL*, secondo il quale è considerata "povera" una famiglia di due persone la cui spesa per consumi (od il cui reddito) non supera il valore del consumo (o del reddito) medio nazionale *pro capite* (vedi anche paragrafo 3.1 del presente lavoro). Inoltre, si precisa che, non disponendo del dato ufficiale (Istat) relativo a ciascun *anello territoriale*, nella determinazione della spesa media per consumi *pro capite* dei milanesi riferita ad ogni *anello*, è stata utilizzata la popolazione residente in anagrafe al 28/11/2006 opportunamente ripartita. Inoltre, ai fini del calcolo delle linee di povertà (specifiche per *anello*) per le dimensioni familiari differenti da due, è stata applicata la *scala di equivalenza Carbonaro* ai valori della spesa media *pro capite* per *anello* determinati come appena indicato.

ammonta a poco meno del 58% della corrispettiva spesa riferita alle famiglie del “centro”.

**Tabella 10.42 – Soglie di povertà relative (valori in euro) per le famiglie di Milano “specifiche” per la zona di residenza indicata – Anno 2007**

numero componenti della famiglia	Centro	Semicentro	Periferia
1	1.301	888	750
2	2.172	1.482	1.252
3	2.900	1.979	1.672
4	3.545	2.419	2.044
5	4.138	2.824	2.386
6	4.692	3.202	2.705
7	5.215	3.559	3.007

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Come già sottolineato, ponendo in evidenza le differenze emergenti a livello di spesa per consumi non si intende affatto ricondurvi il “malessere individuale e collettivo”<sup>33</sup> che caratterizza talune società contemporanee, che emerge principalmente nelle aree metropolitane ed a cui “concorrono l’incertezza e la precarietà lavorativa, l’inefficienza dei sistemi di tutela e protezione sociale, l’eccesso di individualizzazione, l’indebolimento tanto dei legami sociali primari (come quelli familiari e comunitari) quanto delle appartenenze collettive (religiose, nazionali, di classe, etnico-culturali)”<sup>34</sup>. D’altra parte, “la problematica della coesione [sociale] può essere esaminata sia in chiave *macro* sia in chiave *micro* sociale” (ROVATI 2009, p. 22), ovvero guardando “alla coesione tra territori e popolazioni con forti squilibri nel grado di sviluppo economico-sociale, oppure ... alla coesione in contesti locali, di piccola comunità o di piccolo quartiere ... , contrassegnati da elevata eterogeneità socio-culturale e disuguaglianza economica”

<sup>33</sup> ROVATI 2009, p. 21.

<sup>34</sup> ROVATI 2009, p. 21.

(ROVATI 2009, pp. 22-23). Per quanto concerne Milano in particolare, si può osservare come per decenni sia stata il “motore dello sviluppo economico italiano”<sup>35</sup> e, sebbene anche ai giorni nostri<sup>36</sup> essa appaia “decisa” nel mantenere tale ruolo ed ambisca ad imporsi, sempre sotto il profilo economico, anche a livello europeo, è innegabile che la sua “corsa” risulti “frenata” (o quantomeno vincolata) dalla “scarsa qualità sociale del suo territorio”<sup>37</sup>, dal deterioramento della coesione sociale e da una “stasi nei consumi e nel tenore di vita”<sup>38</sup> che si inserisce nella più ampia e prolungata situazione di “ristagno” che caratterizza la nostra economia nazionale<sup>39</sup>. Inoltre, a tale condizione di stallo, si affianca uno stato di crisi nelle forme sia dell’integrazione nell’ambito del mercato del lavoro, sia dell’organizzazione “della vita quotidiana, che non tocca soltanto settori marginali della popolazione, ma investe una quota rilevante dei ceti medi e del lavoro salariato” (RANCI 2007, p. 4). In altre parole, ciò che costituisce un ulteriore fattore di preoccupazione è il senso di vulnerabilità che investe anche coloro che appartengono a ceti tradizionalmente ritenuti al riparo dall’incertezza e dal “rischio di declassamento” (ROVATI 2009, p.22). Si sottolinea, inoltre, che più che ad un vero e proprio “impoverimento” di questi “ceti medi”, “si assiste ad una loro *destabilizzazione*, determinata dall’indebolimento dei principali meccanismi di assorbimento dei punti di tensione: la stabilità professionale, l’adeguatezza dei salari ai livelli acquisiti di consumo, la densità dei legami familiari, la sicurezza dei sistemi pubblici di tutela” (TORRI 2007a, p. 22).

In quest’ottica, dunque, si pone (e si propone) la lettura delle soglie di povertà relativa specifiche per gli *anelli territoriali* di Milano, nonché i valori degli indici di diffusione – sempre per *anello* – che da esse discendono. In sostanza, in quest’ambito è stato deciso di avvalorare la tesi secondo la quale gli “indicatori di

---

<sup>35</sup> RANCI 2007, p. 5.

<sup>36</sup> RANCI 2007, p. 4.

<sup>37</sup> RANCI 2007, p. 4.

<sup>38</sup> RANCI 2007, p. 4.

<sup>39</sup> RANCI 2007, p. 4.

Laeken”<sup>40</sup> possono mostrarsi utili anche a livello di “micro aree” quali, ad esempio, i quartieri urbani, dal momento che essi risultano direttamente connessi a “situazioni oggettivamente penalizzanti”<sup>41</sup>. Anche se molti degli indicatori suddetti, contemplanti la dimensione economica, sono costruiti sul reddito e non sulla spesa per consumi, considerando la natura dei dati a nostra disposizione e tenuto conto del fatto per cui la soglia di povertà relativa italiana “ufficiale” è elaborata proprio a partire dai consumi delle famiglie, nel presente contesto si è optato per proseguire l’analisi in ordine a quest’ultima variabile.

Assumendo, quindi, come punto di riferimento le linee di povertà relativa esposte nella Tabella 10.42, sono stati nuovamente calcolati gli indici di diffusione della deprivazione economica per ogni *anello territoriale*. Come si può riscontrare anche nella Tabella 10.43 ed operando il raffronto con i risultati proposti nella Tabella 10.13, la condizione di “povertà relativa” appare molto più marcata nel “centro”, interessando addirittura quasi il 25% delle famiglie, resta pressoché invariata nel “semicentro” (dove sembra riguardare il 16% dei nuclei) e pare meno diffusa in “periferia”, dove si assesta intorno al 17%.

**Tabella 10. 43 – Incidenza della povertà *relativa* per “anello territoriale” in base alle soglie specifiche elaborate per il “centro”, il “semicentro” e la “periferia” del comune di Milano. Anno 2007.**

	anello territoriale		
	centro	semicentro	periferia
<i>headcount ratio</i>	24,9%	15,8%	17,1%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell’Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, vale la pena rammentare che, come è stato già anticipato nel Capitolo 8<sup>42</sup> del presente studio, in una precedente ricerca<sup>43</sup> sulla povertà in Lombardia

<sup>40</sup> Per un approfondimento sull’argomento, si rimanda al Capitolo 7 del presente lavoro (in particolare, al paragrafo 7.2) ed anche a ROVATI 2009, pp. 31-32.

<sup>41</sup> ROVATI 2009, p. 31.

<sup>42</sup> In particolare, si veda il paragrafo 8.3.3.

<sup>43</sup> Si veda ACCOLLA, 2007.

emerse chiaramente come l'impiego degli importi di spesa finalizzati alla corresponsione degli affitti e, soprattutto, dei dati relativi ai "fitti imputati" – che, si ricorda, sono scarsamente affidabili, in quanto fondati su valutazioni soggettive dei rispondenti, i quali non sempre conoscono adeguatamente la realtà e, conseguentemente, non sempre sono in grado di fornire la risposta più appropriata – "gonfiasse" eccessivamente la spesa per consumi delle famiglie e conducesse, generalmente, ad una sottostima dello stato di deprivazione dei soggetti. Nella fattispecie, ciò accadeva<sup>44</sup> in quanto, sebbene eliminando la voce "affitto" (reale od imputato) dalle spese per consumi diminuivano – come logica impone – sia la soglia di povertà, sia l'ammontare di spesa sostenuto da ciascuna unità familiare, in fase di analisi successiva, i nuclei che risultavano "poveri" in base alla soglia "al netto degli affitti" ed al proprio "nuovo" livello di spesa si mostravano preponderanti rispetto a quanti uscivano dallo stato di deprivazione in virtù dell'ultimo processo di stima utilizzato (ossia quello privo della componente relativa ai fitti). Ancora, vale la pena evidenziare che la situazione appena descritta si verifica quando le famiglie spendono "molto" per gli affitti, ossia quando una parte consistente di nuclei (che in base alla linea di povertà "tradizionale" non vengono considerati deprivati) destina all'affitto "realmente o in termini di spesa imputata, una quota decisamente elevata della propria spesa mensile ... , la cui esclusione dal conteggio per le spese lascia un residuo non più sufficiente per collocare tali famiglie al di sopra della soglia di povertà" (ACCOLLA 2007, p. 20). Viceversa, se la spesa destinata all'affitto è "sufficientemente" bassa, l'esclusione di questa dal computo per la stima dei consumi e, quindi, dal processo di determinazione della soglia generalmente provoca una contrazione delle spese minore rispetto alla riduzione della soglia di povertà medesima<sup>45</sup>.

In ordine a tutte queste considerazioni appena esposte, è prevalsa la curiosità che ha spinto in direzione di un ultimo esercizio, ovvero quello mirato alla

---

<sup>44</sup> Cfr. ACCOLLA 2007, pp. 19-20.

<sup>45</sup> ACCOLLA 2007, p. 20.

valutazione delle condizioni di deprivazione economica estromettendo la componente relativa ai fitti lasciando inalterato ogni altro aspetto del processo di stima.

A rigore, occorre innanzitutto osservare che, da un esame preliminare condotto sul campione, è emerso che nel 27,1% dei casi le unità intervistate hanno dichiarato di corrispondere realmente una quota per l'affitto, nel 55,4% dei casi esse hanno indicato un "fitto figurativo" e che per il 17,5% delle unità non era disponibile alcuno dei due dati. Inoltre, sempre al fine di disporre di un ulteriore termine di confronto e di riflessione, sono state calcolate, distintamente per *anello territoriale*, gli importi medi<sup>46</sup> destinati al pagamento del canone effettivo e quelli relativi alla componente "figurativa". Come si può rilevare dall'esame della Tabella 10.44, in ciascuno dei tre *anelli*, la media dei fitti imputati risulta sempre superiore alla media dei canoni di affitto effettivamente corrisposti.

**Tabella 10. 44 – Importi di spesa medi per le voci relative al canone di affitto ed ai fitti figurativi per il "centro", il "semicentro" e la "periferia" del comune di Milano. Anno 2007. Valori in euro.**

	anello territoriale		
	centro	semicentro	periferia
spesa media per affitto <i>reale</i>	1.051	618	364
spesa media per affitto <i>figurativo</i>	1.781	1.130	912

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

Infine, parallelamente a quanto verificatosi nella sopracitata ricerca svolta in ambito regionale, nonostante il deciso ridimensionamento che le linee di povertà relative "al netto degli affitti" registrano sia a livello comunale, sia a livello di anello, l'*headcount ratio* si mostra indiscutibilmente più elevato (Tabella 10.45) rispetto ai

<sup>46</sup> Tali medie sono state calcolate in relazione alle sole unità per le quali "esisteva" il dato, ovvero la voce di spesa destinata all'affitto, imputato o reale che fosse, e quindi escludendo tutti i nuclei per i quali non è stato riportato alcun importo classificabile come "affitto".

valori che presentava in corrispondenza delle soglie di deprivazione relative originariamente determinate.

**Tabella 10.45 – Soglie di povertà relative “al netto degli affitti” per le famiglie di Milano considerate nel loro complesso e “specifiche” per la zona di residenza indicata e corrispettivi indici di diffusione – Anno 2007. Valori in euro.**

numero componenti della famiglia	Milano	Centro	Semicentro	Periferia
1	598	797	622	581
2	999	1.331	1.038	970
3	1.334	1.776	1.386	1.294
4	1.631	2.171	1.694	1.582
5	1.903	2.535	1.977	1.847
6	2.158	2.874	2.242	2.094
7	2.399	3.195	2.492	2.328
<i>headcount ratio</i>	22,5%	22,1%	24,6%	21,6%

Fonte: ns. elaborazioni dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano - Rilevazione 2007/2008

A conclusione di quest'analisi, volta, principalmente, a testare gli effetti, in ambito locale, di tecniche note per la stima della deprivazione economica ma impiegate soprattutto in contesti più ampi ed a decifrarne e discuterne i risultati leggendoli anche in chiave di una generale “decadenza” delle condizioni di vita delle famiglie milanesi (oltre che in direzione della “povertà” in senso stretto), si ricorda ancora una volta come il fenomeno della deprivazione mostri un volto estremamente complesso e non sia sintetizzabile in un'unica variabile quale, ad esempio, la spesa per consumi quivi utilizzata ed esaminata. D'altra parte, è ormai doveroso prendere atto che Milano, nonostante resti l'area metropolitana<sup>47</sup> più ricca ed affermata nel nostro paese, stia attraversando una crisi profonda, sia nella sfera economica, sia in quelle culturale e politica<sup>48</sup>. A testimoniare, si possono rammentare i numerosi lavori, taluni citati anche in questo studio, volti ad indagare le condizioni di

<sup>47</sup> RANCI 2007, p. 6.

<sup>48</sup> RANCI 2007, p. 7.

deprivazione che caratterizzano una delle aree considerate più ricche d'Europa<sup>49</sup> ed a descrivere progetti volti a promuovere la *coesione sociale* ed esperiti in zone “difficili” ma come accaduto, ad esempio, in due particolari quartieri<sup>50</sup> della città<sup>51</sup>. In ogni caso, vale la pena rammentare che, prima di intraprendere azioni di riqualificazione sociale o, comunque, di studiare i fenomeni del degrado urbano e sociale, non ci si può esimere “da un’attenta ricognizione della realtà ambientale, economica e socio-culturale che accompagna la vita delle persone”<sup>52</sup>.

---

<sup>49</sup> TORRI 2007b, p. 37.

<sup>50</sup> Si tratta dei quartieri *Quarto Oggiaro* e *Mazzini*. Per approfondimenti, si rimanda a LUPPI 2009.

<sup>51</sup> LUPPI 2009, p. 15.

<sup>52</sup> BLANGIARDO 2009, p. 65.

## *Bibliografia*

- ACCOLLA G., 2007. *Variazioni delle soglie relative ed effetti sulle stime della povertà. Il caso lombardo*. ISTITUTO REGIONALE DI RICERCA DELLA LOMBARDIA Working Paper n. 6. Milano: Guerini e Associati. Disponibile su: <<http://irer.org/pubblicazioni/collane/workingpaper/WP6.pdf>> [Data di accesso: 14/04/2010].
- ACCOLLA G., 2009. Povertà economica in Lombardia: dalla povertà relativa a quella assoluta. In: OSSERVATORIO REGIONALE SULL'ESCLUSIONE SOCIALE, 2009. *L'esclusione sociale in Lombardia – Rapporto 2008*. Milano: Guerini e Associati, pp. 55-70.
- ADAMS R. A., 1999. *Calcolo Differenziale I*. Milano: Casa Editrice Ambrosiana.
- ATKINSON A.B., 1970. On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, vol. 2, n.3, pp. 244-263.
- BALDI P., LEMMI A. e SCICLONE N., a cura di, 2005. *Ricchezza e povertà. Condizioni di vita e politiche pubbliche in Toscana*. Milano: Franco Angeli.
- BALDINI M. e TOSO S., 2004. *Diseguaglianza, povertà e politiche pubbliche*. Bologna: Il Mulino.
- BENASSI D., a cura di, 2005. *La povertà come condizione e percezione. Una survey a Milano*. Milano, Franco Angeli.
- BENASSI D. e BIORCIO R., 2003. *La povertà a Milano: alcuni risultati da una survey*. Università di Pavia. Disponibile su: < <http://www-3.unipv.it/websiep/wp/255.pdf> > [Data di accesso: 14/04/2010].
- BETTI G., CHELI B. e LEMMI A., 2002. Disoccupazione e condizione di vita: dinamiche e relazioni nella realtà italiana degli anni novanta. In: G.

- CARBONARO, a cura di, 2002. *Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 154-180.
- BETTI G., CHELI B., LEMMI A. e VERMA V., 2006. Multidimensional and Longitudinal Poverty: an Integrated Fuzzy Approach. In: A. LEMMI e G. BETTI, a cura di, 2006. *Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Springer Science+Business Media, LLC, pp. 115-137.
- BEZZE M. et al., a cura di, 2007. *Rassegnarsi alla povertà? Rapporto 2007 su povertà ed esclusione sociale in Italia*. Bologna: Il Mulino.
- BLANGIARDO G.C., a cura di, 2002. *Struttura e percorsi della povertà in Lombardia*. Milano: Franco Angeli.
- BLANGIARDO G.C., 2009. Per una lettura dei territori. Suggerimenti metodologici. In: LUPPI M., a cura di, 2009. *Coesione sociale nella città. Azioni e relazioni nell'esperienza di due quartieri di Milano*. Milano, Guerini e Associati, pp. 65-73.
- BOTTIROLI CIVARDI M. e CHIAPPERO MARTINETTI E., 2002. Povertà nei gruppi e povertà tra i gruppi. In: G. CARBONARO, a cura di, 2002. *Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 65-86.
- BOZZON R., et al., 2005. Consistenza e composizione sociale degli indigenti. Effetti delle variazioni delle soglie di povertà monetaria e dell'ambito territoriale. *Polis*, vol. XIX, n. 3, pp. 409-431.
- BRAMBILLA F. e PAGANI A., [s.d.]. *L'inchiesta sullo stato della povertà in Milano*. (s.l.): A.N.E.A.
- CALLAN T. e NOLAN B., 1991. Concepts of poverty and the poverty line. *Journal of Economic Surveys*, vol. 5, n. 3, pp.243-261.
- CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO, 2009. *Povertà e disuguaglianza a Milano*. Disponibile su:  
 <<http://www.mi.camcom.it/upload/file/1523/761796/FILENAME/POVE RTA.pdf>> [Data di accesso: 14/04/2010].

CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO, 2006,  
*Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano – Rilevazione  
2005/2006*. Disponibile su:

<[http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto\\_CCIAA\\_MI\\_Consumi\\_2006.pdf](http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto_CCIAA_MI_Consumi_2006.pdf)> [Data di accesso: 14/04/2010].

CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO, 2008,  
*Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano – Rilevazione  
2007/2008*. Disponibile su:

<[http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto\\_CCIAA\\_MI\\_Consumi\\_2008.pdf](http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto_CCIAA_MI_Consumi_2008.pdf)> [Data di accesso: 14/04/2010].

CAMERA DI COMMERCIO DI MILANO e COMUNE DI MILANO, 2009,  
*Indagine sui consumi delle famiglie nel comune di Milano – Rilevazione  
2008*. Disponibile su:

<[http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto\\_CCIAA\\_MI\\_Consumi\\_2009.pdf](http://www.milano.consumi.info/Docs/Rapporto_CCIAA_MI_Consumi_2009.pdf)> [Data di accesso: 14/04/2010].

CARBONARO G., 1985. Nota sulle scale di equivalenza. *In: PRESIDENZA  
DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI, 1985. La povertà in Italia – Rapporto  
conclusivo della Commissione di studio istituita presso la Presidenza del  
Consiglio dei Ministri*. Roma: Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, pp.  
153-159.

CARBONARO G., a cura di, 2002. *Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli.

CARLUCCI M. e ZELLI R., 2002. La misurazione delle scale di equivalenza per  
la politica sociale: quale paniere adottare? *In: G. CARBONARO, a cura  
di, 2002. Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 42-64.

CERIOLI A. e ZANI S., 1990. A Fuzzy Approach to the Measurement of  
Poverty. *In: C. DAGUM e M. ZENGA, a cura di, 1990. Income and  
Wealth Distribution, Inequality and Poverty*. Berlin: Springer-Verlag, pp.  
272-284.

- CHAKRAVARTY S.R., 2006. An Axiomatic Approach to Multidimensional Poverty Measurement via Fuzzy Sets. *In: A. LEMMI e G. BETTI, a cura di, 2006. Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement. New York: Springer Science+Business Media, LLC, pp. 49-72.*
- CHELI B. e LEMMI A., 1995. A “Totally” Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty. *Economic Notes*, vol. 24, n. 1, pp. 115-134. Disponibile su:  
<[http://www.dipstat.ec.unipi.it/persone/docenti/cheli/?Elenco\\_delle\\_publicazioni](http://www.dipstat.ec.unipi.it/persone/docenti/cheli/?Elenco_delle_publicazioni)> [Data di accesso: 12/01/2010].
- CHIAPPERO MARTINETTI E., 2006. Capability Approach and Fuzzy Set Theory: Description, Aggregation and Inference Issues. *In: A. LEMMI e G. BETTI, a cura di, 2006. Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement. New York: Springer Science+Business Media, LLC, pp. 93-113.*
- CIVARDI M. e CHIAPPERO MARTINETTI E., 2008. Measuring poverty within and between population subgroups. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, vol. 116, n. 3, pp. 305-320.
- COCCIA G., COLOMBINI S. e MASI A., 2002. Territorial Poverty Analysis: a Comparison of Different Approaches. *In: Atti della XLI Riunione Scientifica della SIS - Sessioni spontanee. Milano 5-7 giugno 2002, pp. 541-544.*
- COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E L'EMARGINAZIONE, 1992. *Secondo rapporto sulla povertà in Italia. Milano: Franco Angeli.*
- COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE, 1993. *Terzo rapporto sulla povertà in Italia. Roma: Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.*
- COMMISSIONE D'INDAGINE SULLA POVERTÀ E SULL'EMARGINAZIONE, 1996. *Le misure della povertà in Italia: scale*

*di equivalenza e aspetti demografici*. Roma: Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.

COMMISSIONE PER LA GARANZIA DELL'INFORMAZIONE STATISTICA, 2001. *l'esperienza in tema di indagini multiscopo e dell'European community household panel (Echp): lezioni e indicazioni nella prospettiva di un'indagine panel sulle famiglie*. (Rapporti di Ricerca, 01.02). Disponibile su: <<http://www.governo.it/Presidenza/statistica/attivita/rapporti/2001/01.02.pdf>> [Data di accesso: 06/10/2010]

DEATON A.S. e MUELLBAUER J., 1986. On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries. *Journal of Political Economy*, vol. 94, n.4, pp. 720-744.

DEL COLLE E., a cura di, 2009. *Disuguaglianze socioeconomiche e livelli di povertà*. Milano: Franco Angeli.

Dlgs. 31 marzo 1998, n. 109.

Dlgs. 3 maggio 2000, n. 130.

D.M. 5 luglio 1975, pubblicato nella Gazzetta Ufficiale del 18 luglio 1975, n. 190.

DONALDSON D. e WEYMARK J.A., 1986. Properties of fixed population poverty indices. *International Economic Review*, vol. 27, n. 3, pp. 667-688.

FOSTER J.E., 1998. Absolute versus relative poverty. *American Economic Review*, vol. 88, n. 2, pp. 335-341.

FOSTER J., GREER J. e THORBECKE E., 1984. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, vol. 52, n. 3, pp. 761-766.

FOSTER J.E. e SHORROCKS A:F., 1991. Subgroup consistent poverty indices. *Econometrica*, vol. 59, n. 3, pp. 687-709.

FROSINI B.V., 2001. *Metodi Statistici*. Roma: Carocci Editore.

- FUSTIER B., 2006. The Mathematical Framework of Fuzzy Logic. In: A. LEMMI e G. BETTI, a cura di, 2006. *Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Springer Science+Business Media, LLC, pp. 29-47.
- GABORIN T., PETREI F. e SCARSELLA E., 2009. L'analisi della povertà: definizioni e metodologie a livello nazionale e internazionale In: DEL COLLE E., a cura di, 2009. *Disuguaglianze socioeconomiche e livelli di povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 11-48.
- GIUDICI C., a cura di, 2003. *Misure e implicazioni demografiche dell'esclusione sociale in Europa. Rapporto Mides*. Roma: Aracne.
- GOBBI U., 2005. *Corso di economia politica*. Torino: Giappichelli Editore.
- HUFF D., 2007. *Mentire con le statistiche*. Trento: Monti&Ambrosini editori (tr. it. di *How to lie with statistics*, 1954, a cura di G. Livraghi e R. Puglisi).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2003. *La povertà in Italia nel 2002*. Roma: Istat. (Note Rapide, 22 luglio 2003).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2004a. *La povertà assoluta: informazioni sulla metodologia di stima*. Roma: Istat. (Approfondimenti, 3 maggio 2004). Disponibile su:  
<[http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20040503\\_00/poverta\\_mag04.pdf](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20040503_00/poverta_mag04.pdf)> [Data di accesso: 23/10/2009].
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2004b. *La povertà relativa in Italia nel 2003*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 13 ottobre 2004).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2004c. *La situazione finanziaria delle famiglie e degli individui in Italia e in Europa. Panel europeo sulle famiglie (ECHP) - Anni 1994-2000*. Roma: Istat. (Collana Informazioni, n.6).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2005. *La povertà relativa in Italia nel 2004*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 6 ottobre 2005).

- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2006. *La povertà relativa in Italia nel 2005*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 11 ottobre 2006).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2007a. *I consumi delle famiglie. Anno 2005*. Roma: Istat. (Collana Annuari, n. 12).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2007b. *La povertà relativa in Italia nel 2006*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 4 ottobre 2007).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2008a. *I consumi delle famiglie. Anno 2006*. Roma: Istat. (Collana Annuari, n. 13).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2008b. *La povertà relativa in Italia nel 2007*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 4 novembre 2008).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2008c. *L'indagine europea sui redditi e le condizioni di vita delle famiglie (Eu-Silc)*. Roma: Istat. (Collana Metodi e Norme, n.37).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009a. *La misura della povertà assoluta*. Roma: Istat. (Collana Metodi e Norme, n.39). Disponibile su: <[http://www.istat.it/dati/catalogo/20090422\\_00/misura\\_della\\_poverta\\_assoluta.pdf](http://www.istat.it/dati/catalogo/20090422_00/misura_della_poverta_assoluta.pdf)> [Data di accesso: 04/05/2009].
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009b. *La povertà in Italia nel 2008*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 30 luglio 2009). Disponibile su: <[http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20090730\\_00/testo\\_integrale20090730.pdf](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20090730_00/testo_integrale20090730.pdf)> [Data di accesso: 23/10/2009].
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009c. *I consumi delle famiglie. Anno 2008*. Roma: Istat. (Statistiche in breve, 14 luglio 2009). Disponibile su: <[http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20090714\\_01/](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20090714_01/)> [Data di accesso: 29/10/2009].

- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009d. *I consumi delle famiglie. Anno 2007*. Roma: Istat. (Collana Annuari, n. 14).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2009e. *Forze di lavoro. Media 2008*. Roma: Istat. (Collana Annuari, n. 14).
- ISTITUTO NAZIONALE DI STATISTICA, 2010. *La distribuzione del reddito in Italia. Indagine europea sui redditi e le condizioni di vita delle famiglie (Eu-Silc) – Anno 2006*. Roma: Istat. (Collana Argomenti, n.38).
- ISTITUTO NAZIONALE PREVIDENZA SOCIALE, [s.d.]a. *ISE - Indicatore della situazione economica. ISEE - indicatore della situazione economica equivalente*. Disponibile su: <http://www.inps.it/bussola/VisualizzaDoc.aspx?iPDFIDItem=4800> [Data di accesso: 09/11/2009].
- ISTITUTO NAZIONALE PREVIDENZA SOCIALE, [s.d.]b. *Istruzioni per la compilazione della dichiarazione sostitutiva unica per la richiesta di prestazioni sociali agevolate o per l'accesso agevolato ai servizi di pubblica utilità*. Disponibile su: <https://servizi.inps.it/servizi/isee/default.htm> [Data di accesso: 09/11/2009].
- LANDENNA G., MARASINI D. e FERRARI P., 1997a. *Probabilità e Variabili Casuali*. Bologna: Il Mulino.
- LANDENNA G., MARASINI D. e FERRARI P., 1997b. *Teoria della Stima*. Bologna: Il Mulino.
- LANDENNA G., MARASINI D. e FERRARI P., 1998. *La verifica di ipotesi statistiche*. Bologna: Il Mulino.
- LEMMI A. e BETTI G., a cura di, 2006. *Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Springer Science+Business Media, LLC.
- LIVI BACCI M., 1990. *Introduzione alla demografia*. Torino: Loescher.

- LUPPI M., a cura di, 2009. *Coesione sociale nella città. Azioni e relazioni nell'esperienza di due quartieri di Milano*. Milano, Guerini e Associati.
- MALTAGLIATI M. E MICHELINI C., 1999. *Equivalence scales and consumption inequality: a study of household consumption patterns in Italy*. Discussion Paper No. 99.04 – May 1999. Disponibile su: <<http://econ.massey.ac.nz/publications/discuss/dp99-04.pdf>> [Data di accesso: 12/10/2009].
- MENDOLA D., 2002. Approcci, metodologie e dati per le analisi di povertà. In: G. CARBONARO, a cura di, 2002. *Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 11-41.
- MOOD A.M., GRAYBILL F.A. e BOES D.C., 1988. *Introduzione alla statistica*. Milano: McGraw-Hill (tr. it. di Marescalchi S. e Barzagli R).
- PANNUZI N., 2002. La dinamica della povertà tra struttura familiare e partecipazione al mercato del lavoro. In: G. CARBONARO, a cura di, 2002. *Studi sulla povertà*. Milano: Franco Angeli, pp. 197-211.
- POLLAK R.A. e WALES T.J., 1979. Welfare Comparisons and Equivalence Scales. *The American Economic Review*, vol. 69, n. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-First Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 216-221.
- PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI, 1985. *La povertà in Italia – Rapporto conclusivo della Commissione di studio istituita presso la Presidenza del Consiglio dei Ministri*. Roma: Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- QIZILLBASH M., 2006. Philosophical Accounts of Vagueness, Fuzzy Poverty Measures and Multidimensionality. In: A. LEMMI e G. BETTI, a cura di, 2006. *Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Springer Science+Business Media, LLC., pp. 9-28.

- RANCI C., 2007. Tra locale e globale: i dilemmi della regione urbana. *In*: RANCI C. e TORRI R., a cura di, 2007. *Milano tra coesione sociale e sviluppo*. Milano: Paravia Bruno Mondadori Editori, pp. 1-18.
- RANCI C. e TORRI R., a cura di, 2007. *Milano tra coesione sociale e sviluppo*. Milano: Paravia Bruno Mondadori Editori.
- ROVATI G., 2009. Le sfide della coesione sociale. Dai valori alle politiche. *In*: LUPPI M., a cura di, 2009. *Coesione sociale nella città. Azioni e relazioni nell'esperienza di due quartieri di Milano*. Milano, Guerini e Associati, pp. 21-33.
- RUSPINI E., 2004. *La ricerca longitudinale*. Milano: Franco Angeli.
- SARPELLON G., 1983. *La povertà in Italia*. Milano: Franco Angeli.
- SEN A., 1976. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, vol. 44, n. 2, pp. 219-231.
- SEN A.K., 1994. *La diseguaglianza – un riesame critico*. Milano: Il Mulino (tr. it. di *Inequality Re-examined*, 1992, Oxford, Oxford University Press).
- TORRI R., 2007a. Coesione sociale e sviluppo economico. *In*: RANCI C. e TORRI R., a cura di, 2007. *Milano tra coesione sociale e sviluppo*. Milano: Paravia Bruno Mondadori Editori, pp. 19-34.
- TORRI R., 2007b. Milano tra eccellenze e nuove polarizzazioni. *In*: RANCI C. e TORRI R., a cura di, 2007. *Milano tra coesione sociale e sviluppo*. Milano: Paravia Bruno Mondadori Editori, pp. 35-60.
- TSUI K.Y., 1996. Growth-equity decomposition of a change in poverty: An axiomatic approach. *Economic Letters*, vol. 50, n. 3, pp. 417-423.
- VAN GINNEKEN W., 1980. Some Methods of Poverty Analysis: An Application to Iranian Data, 1975-1976. *World Development*, vol. 8, n. 9, pp. 639-646.

ZADEH L.A., 1965. Fuzzy Sets. *Information and Control*, n. 8, pp. 338-353.

Disponibile su: <<http://www-bisc.cs.berkeley.edu/Zadeh-1965.pdf>> [Data di accesso: 12/01/2010].

ZAJCZYK F., 2005. Segregazione spaziale e condizione abitativa. In: D.

BENASSI, a cura di, 2005. *La povertà come condizione e percezione.*

*Una survey a Milano.* Milano: Franco Angeli.

ZAJCZYK F., BORLINI B., MEMO F. e MUGNANO S., 2005. *Milano.*

*Quartieri periferici tra incertezza e trasformazione.* Milano: Paravia

Bruno Mondadori Editori.