



*Capitolo 4*  
*Equità*



## 4.1 - L'equità nel Servizio Sanitario Nazionale: impoverimento e spese catastrofiche

Doglia M.<sup>1</sup>, Spandonaro F.<sup>2</sup>

### 4.1.1 Introduzione

Il Servizio Sanitario Nazionale (SSN) è una assicurazione sociale di stampo universalistico: questo dovrebbe implicare non solo la capacità di promuovere la tutela della salute della popolazione, ma anche fondamentalmente di assicurare i cittadini contro l'insorgenza di oneri economici derivanti dalla malattia.

L'Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS) ha proposto, per valutare l'equità del SSN, di integrare le classiche misure *ex-ante* sul lato del finanziamento, con misure nel cosiddetto *burden space* ovvero misure *ex-post* che si basano sulla comparazione della spesa *out of pocket* con la *capacity to pay*.

Tale ultimo approccio è quindi particolarmente utile per verificare in che misura sia stato raggiunto l'obiettivo di copertura dei cittadini dai rischi economici derivanti dalla malattia.

Il presente contributo analizza in particolare le misure di impoverimento e catastroficità, in quanto indicatori privilegiati della fragilità delle famiglie<sup>3</sup>.

### 4.1.2 Dati e metodologia

Rimandando ai contributi citati in bibliografia per i dettagli tecnici, ci si limita ad osservare che nello studio si è cercato di adattare le misure proposte dall'OMS per un contesto mondiale alla situazione specifica di un Paese sviluppato quale l'Italia; si è quindi scelto di utilizzare, nell'elaborazione degli indicatori, quelle soglie che meglio potessero descrivere la realtà italiana. In particolare sono state utilizzate: la soglia di povertà assoluta ISTAT nel calcolo della *capacity to pay* e la soglia di povertà relativa ISTAT per la valutazione dell'impoverimento.

In linea con le indicazioni dell'OMS, la *capacity to pay* delle famiglie è stata stimata standardizzando il livello di consumo effettivo non di sussistenza.

Si è inoltre scelto di focalizzare l'attenzione sulle misure di impoverimento e catastroficità. Tale scelta è dovuta all'osservazione di come i suddetti fenomeni siano indicatori di carenze nel sistema di assicurazione sociale: vuoi per il fallimento del meccanismo di tra-

<sup>1</sup> ISTAT.

<sup>2</sup> CEIS Sanità, Facoltà di Economia, Università di Roma "Tor Vergata".

<sup>3</sup> Per un approfondimento sulla metodologia si rimanda a A. Maruotti, F. S. Mennini, L. Piasini e F. Spandonaro, 2004 e M. Doglia e F. Spandonaro, 2005.

sferimento del rischio economico, vuoi per le tensioni all'*opting out* dal sistema universalistico, segnalati dalla presenza di una quota di famiglie gravate da oneri rilevanti per l'assistenza sanitaria.

Per ovviare al fatto che una delle principali critiche mosse agli indicatori nel *burden-space* è la loro sensibilità alle soglie scelte, si è anche provveduto a fornire, oltre ad una stima puntuale della catastroficità, anche la distribuzione del rapporto tra spese oop e *capacity to pay*.

Infine, per garantire la continuità con l'analisi contenuta nel Rapporto CEIS Sanità 2005, si è scelto di includere nella spesa sanitaria *out of pocket* anche i consumi per l'assistenza agli anziani non autosufficienti e ai disabili: sebbene, con riferimento alla quota erogata da professionisti non sanitari (badanti ecc.), non si tratti strettamente di spese classificabili come sanitarie, è sembrato interessante (e dovuto) cogliere il fenomeno socio-sanitario in modo quanto più possibile complessivo e integrato.

#### 4.1.3 Analisi preliminare

Nel 2004 (ultimo anno disponibile) in Italia risultano impoverite 295.572 famiglie (pari a circa l'1,3% della popolazione), gran parte delle quali (circa il 65,3%) presenta almeno un membro di età superiore ai 65 anni; risultano invece 967.619 le famiglie (pari al 4,2% della popolazione) soggette a spese catastrofiche.

Per individuare quali possano effettivamente essere le cause dell'impoverimento delle famiglie e dei pagamenti catastrofici si è effettuata una serie di test statistici tra impoverimento (*impoor*) e catastroficità (*cata*) da una parte e variabili socio demografiche relative alla famiglia dall'altra. Le variabili testate sono state: il quintile di consumo standardizzato (*scq*), il numero di componenti (*nhm*), il numero di componenti anziani (*nhe*), la Regione di residenza (*region*), l'età della persona di riferimento (*arp*) e la tipologia fami-

**Tabella 1 - Associazione tra impoverimento ed altre caratteristiche familiari**

Variabile	Livello di significatività Chi quadro	Coefficiente Phi
Numero di componenti	<,0001	0,0273
Età della persona di riferimento	<,0001	0,0730
Numero di componenti anziani	<,0001	0,0739
Regione di residenza	<,0001	0,0705
Tipologia familiare	<,0001	0,0862
Quintile di consumo standardizzato	<,0001	0,3092

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

**Tabella 2 - Associazione tra spese catastrofiche ed altre caratteristiche familiari**

Variabile	Livello di significatività Chi quadro	Coefficiente Phi
Numero di componenti	<,0001	0,06814
Età della persona di riferimento	<,0001	0,13203
Numero di componenti anziani	<,0001	0,13069
Regione di residenza	<,0001	0,12346
Tipologia familiare	<,0001	0,14798
Quintile di consumo standardizzato	<,0001	0,25170

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

**Tabella 3 - Impoverimento, povertà e spese catastrofiche secondo la metodologia WHO con soglie ISTAT, distribuzione percentuale delle famiglie per quintili di consumo standardizzato - Italia 2004**

Quintile di consumo standardizzato	1	2	3	4	5	Tutta Italia
POOR <sup>4</sup>	57,3%	-	-	-	-	11,5%
IMPOOR	5,4%	1,0%	-	-	-	1,3%
CATA	14,3%	2,6%	1,5%	1,3%	1,5%	4,2%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

liare (http); tutti i test hanno portato, con un elevato livello di confidenza, a rifiutare l'ipotesi di assenza di associazione (tabella 1 e tabella 2).

Chiaramente l'impoverimento è risultato associato in maniera più evidente della catastroficità al livello di consumo (e quindi presumibilmente di reddito), mentre la catastroficità si è rivelata maggiormente associata con le altre caratteristiche familiari relative alla localizzazione geografica, al livello di istruzione all'età e alla dimensione e tipologia familiare.

#### **4.1.4 La distribuzione dell'impoverimento e delle spese catastrofiche**

Considerando la distribuzione per livello di consumo standardizzato della popolazione,

<sup>4</sup> Il dato presenta valori leggermente differenti rispetto a quanto pubblicato dall'ISTAT (ISTAT, 2005), questo è dovuto al fatto che la metodologia di aggregazione delle spese indicata dall'OMS è leggermente differente rispetto a quella usata dall'ISTAT.

**Tabella 4 - Distribuzione percentuale degli impoveriti e dei soggetti a spese catastrofiche secondo la tipologia familiare – Italia 2004**

Tipologia Familiare	Impoor	Cata
Persona sola con meno di 35 anni	0,0%	0,3%
Persona sola con 35-64 anni	1,9%	2,4%
Persona sola con 65 anni e più	25,1%	31,2%
Coppia senza figli con persona di riferimento con meno di 35 anni	0,0%	0,2%
Coppia senza figli con persona di riferimento con 35-64 anni	3,8%	3,2%
Coppia senza figli con persona di riferimento con 65 anni e più	24,5%	20,1%
Coppia con 1 figlio	8,8%	8,3%
Coppia con 2 figli	15,6%	12,2%
Coppia con 3 e più figli	3,8%	6,0%
Monogenitore	7,4%	7,3%
Altre tipologie	9,3%	8,8%
<b>Totale</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

sia l'impoverimento che le spese catastrofiche sembrano colpire maggiormente le famiglie più povere, essendo fortemente concentrate nel primo quintile di consumo standardizzato. Bisogna però ricordare che l'analisi della catastroficità include le famiglie povere ed è quindi fortemente influenzata dalle basse *capacity to pay* delle stesse. Se si restringe l'analisi alle sole famiglie non povere la concentrazione della catastroficità risulta fortemente attenuata.

**Tabella 5 - Composizione del consumo sanitario *out of pocket* per quintili di consumo standardizzato. Tutte le famiglie Italia 2004**

Quintile di consumo standardizzato	1	2	3	4	5
Ospedale	0,2%	0,6%	0,8%	0,8%	2,6%
Specialistica	12,2%	14,3%	14,6%	12,5%	11,8%
Dentista	5,1%	9,5%	11,8%	18,7%	28,9%
Analisi	6,9%	7,2%	8,6%	6,9%	6,3%
Apparecchi	3,6%	5,8%	5,8%	6,6%	8,6%
Termali	0,0%	0,3%	0,2%	0,2%	0,7%
Farmacia	68,7%	57,3%	52,8%	47,3%	33,7%
Disabilità e serv. Ausiliari	3,4%	5,0%	5,4%	7,0%	7,4%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La tabella 4 mostra, inoltre, come una notevole quota (45,6%) delle famiglie impoverite sia composta da anziani soli o coppie di anziani senza figli. Per di più, la grande maggioranza (circa il 65,3%) delle famiglie soggette ad impoverimento ha almeno un membro anziano.

La presenza di un anziano in famiglia aumenta, secondo le nostre stime, e a parità di altre condizioni, di circa il 42% la probabilità di impoverimento; la presenza di due o più anziani porta a più che raddoppiare tale rischio (Doglia e Spandonaro, 2006a).

**Tabella 6 - Composizione del consumo sanitario out of pocket per quintili di consumo standardizzato famiglie povere – Italia 2004**

Quintili di consumo standardizzato	1
Ospedale	0,4%
Specialistica	10,3%
Dentista	4,4%
Analisi	7,7%
Apparecchi	2,7%
Termali	0,0%
Farmacia	70,5%
Disabilità e serv. Ausiliari	4,1%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

**Tabella 7 - Composizione del consumo sanitario out of pocket per quintili di consumo standardizzato - Primi due quintili, famiglie impoverite – Italia 2004**

Quintili di consumo standardizzato	1	2
Ospedale	0,1%	2,1%
Specialistica	16,5%	15,9%
Dentista	9,2%	26,9%
Analisi	6,9%	6,9%
Apparecchi	7,6%	5,9%
Termali	0,0%	0,3%
Farmacia	54,4%	25,0%
Disabilità e serv. Ausiliari	3,0%	15,1%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

#### 4.1.5 La struttura della spesa sanitaria per le famiglie povere, impoverite e soggette a spese catastrofiche

Al fine di avere una migliore comprensione dei fenomeni si è provveduto ad analizzare la composizione delle spese sanitarie *out of pocket* (oop) per livello di consumo standardizzato.

Per le famiglie povere (tabella 6) le spese sanitarie *out of pocket* risultano fortemente concentrate nella voce Farmaceutica: questo sembra confermare la presenza di un imperfetto funzionamento del sistema di compartecipazione ed esenzione, che risulta in un considerevole onere lasciato in capo alle famiglie meno abbienti.

Oltre alla farmaceutica, le visite specialistiche assumono un peso rilevante nelle spese *out of pocket* delle famiglie impoverite (tabella 7). Anche le cure dentistiche sembrano avere un peso notevole quando le famiglie cominciano a “poterle permettere” (famiglie appartenenti al secondo quintile di consumo standardizzato).

Per tali famiglie appare peraltro rilevante anche l’impatto della non autosufficienza (LTC). La tabella 8 mostra la struttura della spesa per le famiglie soggette a spese catastrofiche; tale tabella può fornire quindi un’indicazione di come vengano destinate le spese *out of pocket* di quelle famiglie che (costrette o per scelta) si trovano ad utilizzare una notevole quota delle loro risorse per spese sanitarie. L’analisi deve sempre essere effettuata tenendo conto del livello di consumo standardizzato.

La maggior parte delle spese effettuate dalle famiglie a medio reddito (terzo quintile) sono utilizzate per il dentista (28,9%), la LTC (26,7%) e le spese farmaceutiche (23,6%); la composizione non varia molto nelle famiglie più ricche (quarto e quinto quintile) dove però le spese per il dentista assumono un ruolo predominante.

#### 4.1.6 Distribuzione regionale dell’impoverimento e delle spese catastrofiche

L’impoverimento e la catastroficità non si distribuiscono uniformemente sul territorio nazionale (tabella 9).

**Tabella 8 - Composizione del consumo sanitario *out of pocket* per quintili di consumo standardizzato - Famiglie soggette a spese catastrofiche Italia 2004**

Quintile di consumo standardizzato	1	2	3	4	5
Ospedale	0,3%	0,9%	0,7%	4,9%	9,4%
Specialistica	12,8%	16,8%	6,7%	3,7%	2,2%
Dentista	7,2%	16,8%	28,9%	43,4%	57,9%
Analisi	6,3%	6,7%	5,0%	3,9%	0,5%
Apparecchi	5,3%	9,1%	8,3%	4,0%	7,4%
Termali	0,0%	0,1%	0,0%	0,7%	2,2%
Farmacia	61,9%	32,5%	23,6%	8,3%	4,3%
Disabilità e serv. Ausiliari	6,1%	17,0%	26,7%	31,0%	16,0%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

**Tabella 9 - Impoverimento, povertà e spese catastrofiche secondo la metodologia WHO con soglie ISTAT, distribuzione percentuale delle famiglie per Regione - Italia 2004**

	Poor	Impoor	Cata
Piemonte e Valle d'Aosta	6,2%	0,9%	3,4%
Lombardia	3,6%	1,0%	2,2%
Trentino Alto Adige	7,0%	0,8%	3,7%
Veneto	4,2%	0,7%	2,7%
Friuli Venezia Giulia	5,1%	0,3%	1,9%
Liguria	5,6%	1,5%	2,8%
Emilia Romagna	3,4%	1,0%	2,7%
Toscana	5,4%	1,2%	2,4%
Umbria	8,8%	1,4%	4,0%
Marche	7,4%	0,5%	3,9%
Lazio	7,9%	0,9%	2,5%
Abruzzo	16,1%	1,5%	4,4%
Molise	21,4%	2,3%	8,0%
Campania	24,7%	1,4%	6,2%
Puglia	25,1%	2,3%	7,3%
Basilicata	27,6%	1,8%	9,7%
Calabria	24,3%	2,6%	10,2%
Sicilia	29,6%	2,4%	9,2%
Sardegna	15,1%	1,9%	5,6%
Italia	11,5%	1,3%	4,2%

Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Le Regioni del sud mostrano una maggiore incidenza sia di povertà che di impoverimento; considerando quindi che le famiglie povere non sono considerate nell'analisi dell'impoverimento, possiamo concludere che le inefficienze del SSN nel proteggere le famiglie dal peso delle spese per la salute contribuisce all'aumento della povertà effettiva (ottenuta sommando poveri e impoveriti) e quindi all'aumento della sperequazione già presente nel Paese.

Le Regioni del nord presentano quasi tutte un'incidenza dell'impoverimento inferiore alla media nazionale, l'unica eccezione è la Liguria dove, probabilmente, l'effetto positivo dovuto ad una maggior ricchezza generalizzata della popolazione non riesce comunque a superare l'effetto sull'impoverimento dovuto alla presenza di numerosi anziani. Questo conferma il ruolo centrale nelle politiche sanitarie dell'assistenza agli anziani e della LTC. Sorprendentemente le Regioni del centro (in particolare Lazio e Marche) mostrano una bassa incidenza di impoverimento, peraltro precedenti studi (Doglia e Spandonaro, 2006a) avevano già evidenziato come, per famiglie simili (per reddito e tipologia), il fatto di risiedere nel centro Italia portasse ad una riduzione di circa il 20% del rischio di impoverimento rispetto alle altre zone del Paese.

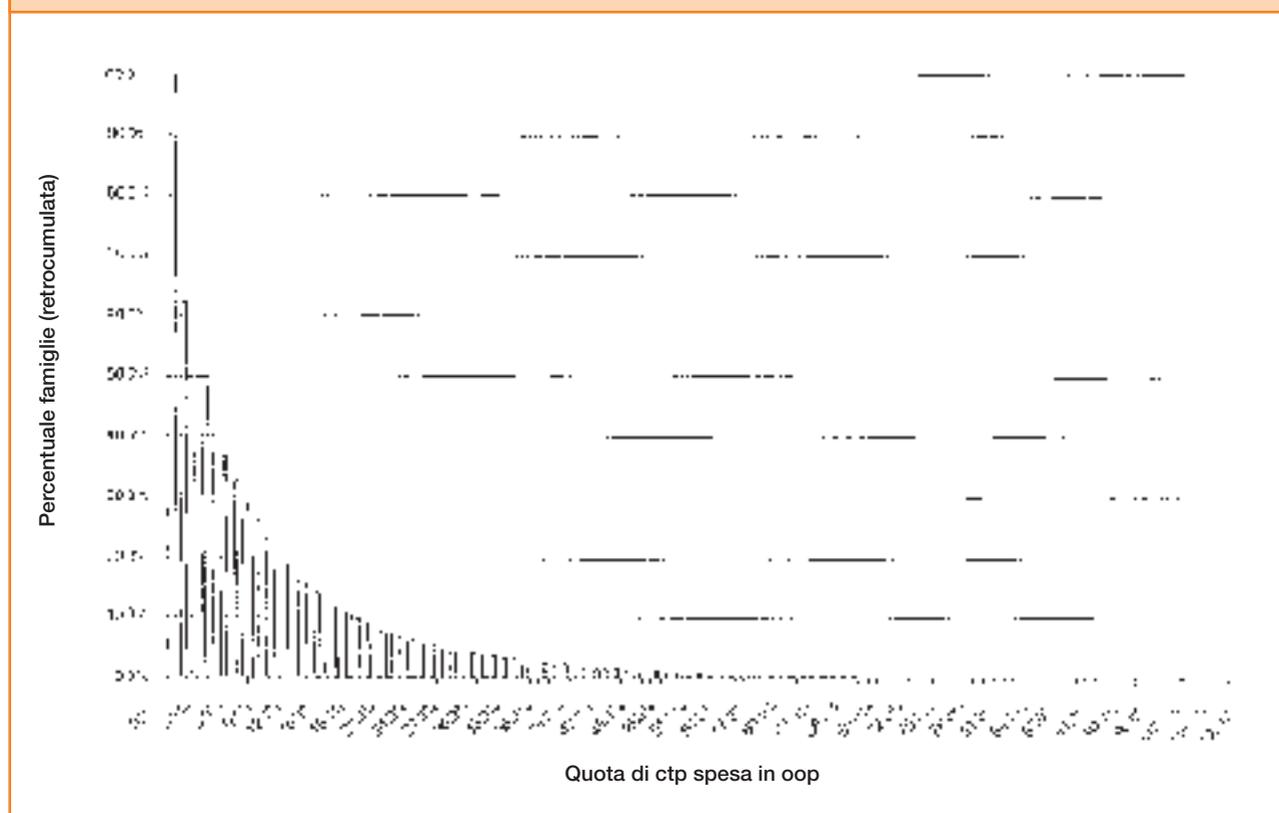
Se si considera l'incidenza delle spese catastrofiche, invece, le Regioni del Nord sembrano avere la migliore performance, quelle del sud la peggiore con tutti valori superiori alla media nazionale, con quelle del centro in posizione intermedia.

Individuare esattamente le motivazioni che portano a queste differenze non appare facile; tre tipologie di fattori possono essere addotte: un livello di reddito più basso (che influenza negativamente la *capacity to pay*) può aumentare il rapporto *oop/capacity to pay* anche in caso di similitudine nei livelli di *oop*; un sistema sanitario carente (dal punto di vista qualitativo) potrebbe d'altra parte aumentare la pressione all'*opting out*; da ultimo l'effetto potrebbe essere dovuto ad effettive differenze nella capacità di protezione dalle spese *oop* da parte dei diversi sistemi regionali, per effetto delle difformi scelte in termini di *co-payment* ed esenzione.

#### 4.1.7 Distribuzione del peso delle spese out of pocket sulla capacity to pay familiare

Come abbiamo già avuto modo di sottolineare, uno dei maggiori problemi relativi alla misura dell'equità nel *burden space* è la sensibilità degli indicatori alle scelte.

Figura 1 - Distribuzione retro cumulata delle famiglie per quota di oop sulla capacity to pay per le famiglie non povere (valori arrotondati al più vicino punto percentuale) - Italia 2004



Questo risulta particolarmente vero nell'analisi dei pagamenti catastrofici. Infatti, benché la spesa *out of pocket* per la salute sia di solito legata ad una necessità inderogabile, questa può diventare, almeno parzialmente, una scelta per le famiglie più ricche.

Tale scelta, in un sistema universalistico come quello italiano, segnala comunque una disaffezione al sistema e un implicito interesse a poter liberamente scegliere tra sanità pubblica e privata.

La distribuzione del rapporto tra spesa *out of pocket* e *capacity to pay* può aiutare ad identificare al meglio l'effettivo peso della spesa sanitaria privata sui bilanci familiari.

In Italia 12.569.364 famiglie non povere (pari a circa il 62,2% delle stesse) hanno dovuto sostenere spese oop per la sanità ogni mese nel 2004. La figura 1 mostra la distribuzione percentuale retro cumulata di queste famiglie in relazione al livello di spesa oop sulla *capacity to pay*.

Dalla figura 1 emergono alcune interessanti considerazioni: innanzitutto la percentuale di famiglie soggette a spese catastrofiche, quando si restringe l'analisi alle sole famiglie non povere passa dal 4,2% a circa il 2,2%, confermando il peso notevole della povertà sulla catastroficità. In secondo luogo si osserva una forte influenza della scelta della soglia sul livello di catastroficità. Così, a fronte di una catastroficità netta al 2,2% con una soglia *oop/capacity to pay* del 40%, portando la soglia al 30% si passa ad una percentuale di famiglie soggette a spese catastrofiche di circa il 4%, mentre si ridurrebbero all'1,1% alzando la soglia al 50%.

Bisogna infine sottolineare la presenza, seppur molto contenuta (intorno allo 0,2%) di famiglie non povere che spendono per consumi sanitari più dei tre quarti della loro *capacity to pay* e di qualche famiglia (molte poche per fortuna) che arriva perfino a superare il 100%.

#### **4.1.8 Conclusioni**

In presenza di un sistema sanitario universale che, almeno parzialmente, sacrifica il principio della libertà di scelta dei pazienti per privilegiare la globale copertura dei bisogni di assistenza sanitaria della popolazione, la misura degli effetti equitativi in termini di impatto delle spese sanitarie *out of pocket* sui bilanci delle famiglie, assume una valenza centrale.

In presenza di risorse pubbliche sempre scarse, almeno se confrontate con la tendenziale crescita dei bisogni, il concetto si rafforza, in quanto risulta necessario governare il processo di razionamento. Sia che esso sia esplicito (modifiche nei LEA), sia che (più frequentemente) sia implicito, capire il "segno" in termini equitativi delle politiche economiche sanitarie adottate è fondamentale da un punto di vista sociale.

Ad esempio, il ritorno di forme di compartecipazione, auspicabili per governare la questione dell'appropriatezza, tanto sul lato dell'offerta che su quello della domanda, implica anche effetti finanziari sulle famiglie che devono essere attentamente valutati e monitorati.

Lo studio dell'equità del SSN, o meglio dei SSR, giunto al suo terzo aggiornamento, permette in primo luogo di concludere che esiste uno "zoccolo duro" di iniquità sociale, numericamente rappresentato dalle famiglie che si impoveriscono e, almeno in parte, da

quelle che sostengono spese “catastrofiche”: senza rilevanti modificazioni nel triennio 2002-2004, pari a circa l’11% di famiglie povere italiane, a cui si aggiunge un 1,3%, di impoverimento causato da bisogni di salute. In altri termini la salute provoca un aumento del 10% ca. dei poveri “effettivi”. A questi si aggiunge oltre il 4% di famiglie che, malgrado siano titolari “sulla carta” di una copertura globale dei propri bisogni sanitari, sostengono direttamente una spesa per assistenza sanitaria che supera la soglia di riferimento proposta dall’OMS, ovvero il 40% della loro *capacity to pay*.

In termini assoluti il fenomeno è ragguardevole, essendo coinvolti complessivamente oltre 1.200.000 nuclei familiari.

Questi nuclei rappresentano contemporaneamente un’area particolare di fragilità e una platea di cittadini che non riescono o non vogliono esercitare il proprio diritto all’assistenza: ad essi va evidentemente deputata una particolare attenzione dai *policy makers*. Lo studio rappresenta come l’anzianità sia un catalizzatore potente della fragilità: oltre il 60% delle famiglie impoverite contiene anziani; in altri termini, la condizione anziana aumenta del 50% la probabilità di un impoverimento causato da spese sanitarie *out of pocket*.

Le aree assistenziali che maggiormente contribuiscono al fenomeno sono la farmaceutica e la specialistica per i nuclei più poveri, ma anche l’odontoiatrica e la non autosufficienza per le famiglie che “possono permettersela”: evidentemente, quindi, il fenomeno è maggiore di quanto appaia, poiché non avere avuto spese può non implicare che il bisogno sia stato soddisfatto gratuitamente, quanto che potrebbe essere stato semplicemente posticipato (spesso comportando maggiori costi diretti e indiretti nel futuro) o “risolto nella famiglia”, con costi che sfuggono alla contabilizzazione.

Si noti, ancora, che nella spesa diretta delle famiglie, la cosiddetta spesa *out of pocket*, sono comprese tanto spese del tutto private, quanto quelle derivanti da compartecipazioni alle prestazioni erogate dal SSN, oltre a quelle “miste” rappresentate dal pagamento di prestazioni rese in intramoenia.

Malgrado la leva finanziaria, rappresentata nello specifico dai ticket, sia una di quelle più utilizzate a livello di politiche economiche sanitarie, del fenomeno sappiamo poco, non avendo rilevazioni che distinguono per tipologia le spese *out of pocket*.

Dai risultati ottenuti, in particolar modo relativamente alla farmaceutica e alla specialistica, si può peraltro immaginare che l’attuale regime di compartecipazioni/esenzioni non sia ben tarato: è infatti presumibile che il meccanismo della quota fissa per ricetta (non soggetto a esenzione), sia in larga parte responsabile dell’impoverimento nelle fasce più povere.

Si aggiunga a questo che l’attuale sistema di esenzione comporta un’unica soglia intorno ai € 36.000 di reddito familiare, creando una ingiustificabile disparità fra chi è di poco sopra o sotto tale soglia.

Sarebbe auspicabile che il settore, proprio per la sua valenza strategica e per il suo impatto sociale, sia monitorato molto più approfonditamente, adeguando allo scopo le rilevazioni statistiche.

Si consideri, infine, che a livello regionale si registrano differenze significative; in parte esse sono spiegate dai differenziali endemici di livello socio-economico: citiamo che la

distribuzione dei poveri è molto difforme, incidendo del 3,4% in Emilia Romagna fino a sfiorare il 30% in Sicilia.

Non di meno gli impoveriti sono solo lo 0,3% in Friuli Venezia Giulia, dove evidentemente il SSR riesce a svolgere in modo egregio la sua funzione di socializzazione del rischio economico derivante dalla malattia, sino al 2,6% della Calabria. Si noti che la Regione più virtuosa, e quella meno, non coincidono con quelle del *ranking* per incidenza dei poveri, a dimostrazione sia che i fenomeni sono differenti, sia che l'impoverimento dipende in modo rilevante dalle scelte di politica economica sanitaria.

Ci sembra non casuale che anche l'incidenza di famiglie che sostengono spese catastrofiche veda nuovamente la primazia del Friuli Venezia Giulia (1,9%) e come fanalino di coda la Calabria (10,2%).

Un'ultima osservazione riguarda quindi le scelte di politica sanitaria regionali, in quanto esse non appaiono affatto neutrali in termini di equità, sia locale che complessiva del sistema.

Si noti che mentre si tiene conto, specialmente a livello di finanziamento, dei diversi livelli di bisogno sanitario delle popolazioni (per mezzo ad esempio di quote capitarie ponderate per l'età), non si tiene adeguatamente conto dei diversi livelli socio-economici: in altri termini non si considera il differente livello di esenzione nelle varie Regioni, che pure contribuisce a determinare il livello di equità del sistema.

Sarebbe in conclusione auspicabile che le compartecipazioni siano legate ai livelli di inappropriatazza dei consumi, e che i livelli di esenzione siano regionalmente specificati sotto il vincolo, che rappresenta un principio basilare di cittadinanza, di un livello massimo di spesa ritenuto accettabile in funzione della *capacity to pay* della famiglia, ad esempio utilizzando strumenti quali l'indicatore della situazione economica equivalente (ISEE).

### Riferimenti bibliografici

- Doglia M, Spandonaro F, "Healthcare expenditures on Italian households with elderly members: impoverishment and catastrophic payments", in Atti della XLIII Riunione Scientifica della SIS, SIS, Torino, 2006.
- Doglia M, Spandonaro F, "Il peso della spesa sanitaria privata sui bilanci delle famiglie italiane", in Sanità Pubblica e Privata – Maggio-Giugno 2006, Maggioli, Rimini, 2006.
- Doglia M, Spandonaro F, "La fairness del Servizio Sanitario Nazionale italiano", in Rapporto CEIS - Sanità 2005, IEP, Roma, 2005.
- Istat, "La povertà assoluta: informazioni sulla metodologia di stima", Statistiche in breve, 30 giugno 2004.
- Istat, "La povertà relativa in Italia nel 2004", Statistiche in breve, 6 ottobre 2005.
- Maruotti A, Mennini FS, Piasini L, Spandonaro F, "Equità e fairness del Servizio Sanitario Nazionale italiano", in Rapporto CEIS - Sanità 2004, IEP, Roma, 2004.
- Mennini FS et al., "Monitoraggio della Spesa Sanitaria e del Finanziamento dell'Assistenza Sanitaria", in Salute e Territorio, 2004.
- Murray CJL et al., "Assessing the Distribution of Household Financial Contribution to the Health System: Concepts and Empirical Application", Health System Performance Assessments, WHO, Ginevra, 2003.

- Rafaniello A, Spandonaro F, “Federalismo fiscale in sanità ed impatti redistributivi”, in Rapporto CEIS - Sanità 2003, IEP, Roma, 2003.
- Wagstaff A, “Measuring Equity in Health Care Financing: Reflections on and Alternatives to the World Health Organization’s Fairness of Financing Index”, Development Research Group and Human Development Network, World Bank, 2001.
- World Health Organization, “Distribution of health payments and catastrophic expenditures”.
- Xu K et al., “Household Health System Contributions and Capacity to Pay: Definitional, Empirical and Technical Challenges”. Health Systems Performance Assessments, WHO, Ginevra , 2003.

## 4.2 - L'equità di accesso

Rocchetti I.<sup>1</sup>

### 4.2.1 Introduzione

Negli ultimi decenni all'interno dei Paesi sviluppati, la salute dei cittadini è andata sempre migliorando, grazie soprattutto ai cambiamenti negli stili di vita e ai numerosi progressi dei sistemi sanitari (Materia 1999).

Vari studi socio-economici ed epidemiologici sulla salute hanno, però, rilevato l'importanza dell'intensità delle disuguaglianze nell'accesso alle prestazioni erogate dai servizi sanitari. Le disuguaglianze socio-economiche, misurate non solo in termini di reddito, ma anche in termini di istruzione, di posizione occupazionale e sociale, sono evidenti sia all'interno dei singoli Paesi sia nel confronto tra Stati.

In questo contributo ci si limita ad analizzare l'equità nell'uso di servizi; in termini di equità orizzontale si sottintende il principio di "uguale utilizzo per uguale bisogno", per cui il reddito, il livello di istruzione e il fatto di risiedere in una certa area geografica piuttosto che in un'altra, non dovrebbero influenzare il livello e la qualità delle cure sanitarie ricevute.

In particolare ci si è concentrati sull'utilizzo di alcuni servizi, standardizzandolo rispetto al bisogno. La metodologia di misurazione usata è quella proposta da Wagstaff e Van Doorslaer (2000a) e utilizza curve e indici di concentrazione, nonché criteri di standardizzazione indiretta.

### 4.2.2 Il modello econometrico

L'indice di concentrazione può essere considerato un ottimo strumento di misura dell'ineguaglianza e perciò anche dell'ineguaglianza nell'utilizzo di servizi sanitari.

In questo contributo si analizza come si concentrano le variabili "utilizzo effettivo" ed "utilizzo standardizzato" rispetto alla posizione socio-economica.

Si definisce CI l'indice di ineguaglianza e H quello di iniquità<sup>2</sup>: il secondo differisce dal primo in quanto le disuguaglianze di utilizzo sono standardizzate per il bisogno. Un suo valore positivo indica che i gruppi con posizione economica più alta fanno un utilizzo maggiore di cure sanitarie rispetto al loro grado di bisogno, viceversa un valore negativo indica che a parità di bisogno i gruppi più economicamente avvantaggiati fanno un uso minore di cure sanitarie. Solo se l'indice assume un valore pari a zero non c'è iniquità orizzontale.

Il metodo di standardizzazione degli utilizzi si basa sul confronto tra la distribuzione attuale dell'uso dei servizi sanitari e quella attesa in base al bisogno. Tale metodo viene definito di standardizzazione indiretta.

Nel caso di regressioni lineari la formula usata per il calcolo dell'utilizzo standardizzato per

<sup>1</sup> CEIS Sanità, Facoltà di Economia, Università degli Studi di Roma "Tor Vergata".

<sup>2</sup> Entrambi gli indici variano tra -1 ed 1.

il bisogno è la seguente (Dolores Jimenez Rubio, 2004):

$$\hat{Y}_i^{is} = Y_i - \hat{Y}_i^s - Y^m$$

(i rappresenta o l'individuo o il gruppo),  $\hat{Y}_i^{is}$  indica l'utilizzo indirettamente standardizzato in base al bisogno,  $y_i$  è l'utilizzo attuale di servizi sanitari,  $y^m$  è la media campionaria, mentre  $\hat{Y}_i^s$  indica l'utilizzo atteso in base al bisogno.

Quest'ultimo viene calcolato in due passi:

1) con una regressione sull'uso dei servizi sanitari  $Y_i$  in funzione di tre tipi di variabili esplicative: il reddito (inc), un vettore di k variabili indicatrici del bisogno (variabili demografiche, di morbidità)  $x_{ki}$ , e un insieme di p variabili di non-bisogno  $z_p$  (istruzione, attività professionale, Regione di residenza...):

$$Y_i = \alpha + \beta inc + \sum_k \gamma_k x_{ki} + \sum_p \delta_p z_{pi} + \varepsilon_{ki}$$

2) combinando le stime dei minimi quadrati dei coefficienti ( $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ) dell'equazione sopra riportata, con i valori effettivi delle variabili di bisogno  $x_{ki}$  e con i valori medi campionari del reddito e delle altre variabili di non bisogno  $z_{pi}$ :

$$\hat{Y}_i^s = \alpha + \beta inc^m + \sum_k \gamma_k x_{ki} + \sum_p \delta_p z_{pi}^m$$

dove  $\hat{Y}_i^s$  indica l'ammontare di servizi sanitari di cui un individuo dovrebbe usufruire qualora fosse trattato come coloro che hanno le stesse caratteristiche di bisogno, in media. Per il calcolo dell'indice di concentrazione per un generico utilizzo Y si è utilizzata la seguente formula (Citoni, 2006):

$$C = \frac{1}{n} \sum_i w_i (R_i - R^m)^2$$

dove  $\mu$  indica l'utilizzo medio pesato e  $R_i$  è il rango frazionale socio-economico pesato di appartenenza dell'individuo i-mo, espresso come (Citoni, 2006):

$$R_i = \frac{\sum_{j=1}^i w_j}{\sum_{j=1}^n w_j}$$

dove  $w_i$  è il peso campionario dell'individuo i mentre  $R^m$  è il valore medio di  $R_i$  ed equivale ad 1/2.

L'indice di concentrazione, essendo equivalente alla covarianza pesata moltiplicata per  $\frac{1}{n}$ , è detto anche covarianza conveniente pesata.

L'errore standard (SE) dell'indice di concentrazione è a sua volta ottenibile dalla regressione dei minimi quadrati di  $Y_i$  rispetto al suo rango, in cui il peso è dato dalla varianza del rango:

con

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \cdot \text{SE}(\hat{\beta}_j)}{\sum_{j=1}^n \text{SE}(\hat{\beta}_j)}$$

#### 4.2.3 Pregi e limiti del metodo

Un primo pregio del metodo sopra descritto consiste nella possibilità di scomporre l'indice di concentrazione all'interno dei gruppi e tra i gruppi, dove i gruppi possono essere ad esempio le Regioni, nel tentativo di verificare se le differenze nell'utilizzo dei servizi sanitari presenti a livello di popolazione nazionale siano dovute maggiormente alle differenze esistenti tra Regioni ricche e Regioni povere del Paese piuttosto che alle distanze tra i singoli individui ricchi e poveri all'interno delle stesse Regioni.

L'analisi si presta anche, nel caso di Paesi federali, a trarre delle riflessioni in merito alle politiche sanitarie messe a punto a livello di governo centrale e regionale.

Tra i meriti dell'approccio inoltre vi è quello della possibilità di scindere le varie determinanti dello stato di differente concentrazione (i redditi, i bisogni e le variabili non di bisogno) e distinguere perciò il loro diverso contributo alla spiegazione dell'inequità complessiva nell'utilizzo dei servizi sanitari.

Oltre a presentare dei pregi il metodo mostra però dei punti deboli che è necessario prendere in considerazione.

Un primo problema è presentato proprio dalla variabile utilizzata per identificare lo stato socio-economico: la scelta di un indicatore piuttosto che di un altro può provocare delle alterazioni nei risultati e addirittura nel segno dell'indice di concentrazione; è stato provato come, soprattutto nei Paesi in via di sviluppo, indicatori quali il possesso di beni durevoli, lo status abitativo, ecc., evidenzino disuguaglianze minori rispetto ad altri indicatori come quelli di reddito e consumo (Citoni, 2006). Un altro aspetto importante e limitativo dell'approccio sta nel fatto che esso considera come variabile dipendente l'utilizzo di una specifica voce di assistenza sanitaria, che deve essere naturalmente espresso in termini quantitativi (ad es. numero di visite).

Ciò significa che ci sono problemi nella determinazione dell'equità globale del sistema sanitario a causa della difficoltà di stabilire dei pesi che ponderino in modo esatto il contributo di ogni voce di assistenza all'equità complessiva.

Un ultimo limite dell'approccio è dovuto al fatto che esso non considera la dimensione qualitativa dell'equità: la qualità dei servizi sanitari può implicare peraltro effetti differenziati per classi sociali (Citoni, 2006).

#### 4.2.4 Banca dati e analisi statistica

I dati utilizzati provengono dalla Multiscopo dell'Istat, in particolare l'indagine quinquennale "Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari" del 1999-2000.

La popolazione di interesse dell'indagine, ossia l'insieme delle unità statistiche oggetto di investigazione, è costituita sia dalle famiglie residenti in Italia, sia dagli individui che le compongono, al netto dei membri permanenti delle convivenze.

La scelta dell'utilizzo di tale fonte è dovuta al fatto che essa contiene indicazioni sulle condizioni di salute (percezione dello stato di salute, presenza di malattie croniche ecc.),

la presenza di disabilità, gli stili di vita (abitudine al fumo, attività fisica, ecc.), la prevenzione, il ricorso ai servizi sanitari, il ricorso a farmaci o a terapie non convenzionali e il percorso della maternità dalla gravidanza all'allattamento.

L'indagine perciò comprende rilevazioni sullo stesso campione relative a "quasi" tutte le variabili necessarie per l'applicazione a dati reali del metodo di Wagstaff e Van Doorslaer descritto precedentemente (variabili di utilizzo, di bisogno, socio-economiche).

L'indagine è però purtroppo priva di informazioni sul reddito disponibile dei singoli individui e delle famiglie.

Peraltro essa contiene informazioni sulla posizione socio-economica degli individui. Naturalmente, perché il modello possa applicarsi senza problemi, è necessario che la posizione socio-economica venga sintetizzata attraverso una variabile in base ai valori della quale si possano costruire dei ranks socio-economici di appartenenza degli individui.

La variabile socio-economica (R) utilizzata in questo studio è stata creata considerando delle possibili combinazioni di due variabili originarie presenti nell'indagine e cioè quelle relative rispettivamente alla "posizione nella professione" e al "titolo di studio conseguito", ponendo come variabile di primaria importanza la "posizione nella professione" in quanto fortemente correlata con il reddito.

Tale indicatore socio-economico assume valori in un intervallo che va da 1 a 20: se  $R_i=1$  l'individuo  $i$  appartiene al rango socio-economico più "basso", se  $R_i=20$  l'individuo  $i$  appartiene al rango socio-economico più "alto" (es: dirigente, imprenditore, dottorato di ricerca o specializzazione post-laurea:  $R=20$ , ecc.).

Sulla base di tale variabile R poi si sono calcolati i ranks socio-economici pesati frazionati  $R_i$  da utilizzare nel calcolo della concentrazione e dati dalla seguente equazione:

$$K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i + \frac{1}{2} w_i$$

dove  $w_i$  è il peso campionario dell' $i$ -mo individuo.

Il limite che si ha nel considerare lo stato socio-economico al posto del reddito sta nel fatto che vengono escluse le categorie non produttive della popolazione e cioè i bambini e gli anziani.

Al fine di poter includere nell'analisi i pensionati, dato che costituiscono una larga fascia della popolazione italiana e particolarmente rilevante dal punto di vista sanitario, si è creato un gruppo e lo si è posizionato in uno dei ranghi socio-economici creati, in base al reddito medio lordo pro-capite annuo dei pensionati (fonte: Banca d'Italia, Relazione generale sulla situazione economica del Paese).

L'altra variabile di non bisogno utilizzata nello studio è l'età.

In realtà tale indicatore potrebbe essere considerato contemporaneamente sia di bisogno che di non bisogno in quanto non rappresenta un bisogno effettivo ma è molto correlato con esso: il bisogno sanitario aumenta evidentemente con l'aumentare del tempo.

In particolare come variabile di non bisogno può cogliere l'effetto di induzione di domanda derivante dall'esenzione degli over 65, mentre come variabile di bisogno può coglie-

re la variabilità latente che non riesce ad essere spiegata da nessuna delle altre variabili di bisogno considerate.

In particolare per l'età è stata utilizzata una variabile dummy che individua otto classi<sup>3</sup>: sono stati assegnati naturalmente punteggi maggiori alle classi più elevate per rispettare il naturale andamento della variabile età e considerando anche il fatto che i bisogni sanitari aumentano all'aumentare di essa.

Per quanto riguarda invece le variabili di bisogno, si è privilegiata la percezione che gli individui hanno del proprio stato di salute per verificare quanto tali percezioni influiscano sull'utilizzo di servizi (es. "come va in generale la sua salute", "la sua salute la limita attualmente nello svolgimento di attività di moderato impegno fisico", ecc.).

Anche per le variabili di bisogno sono state utilizzate delle dummies al fine di attribuire un peso maggiore al bisogno più elevato.

Per quanto riguarda le variabili di utilizzo, infine, sono state scelte cinque voci di assistenza diverse: le visite generiche, le visite specialistiche, le visite totali (che comprendono le prime due più le visite in ambito di lavoro e sportive), le visite specialistiche a pagamento intero e gli accertamenti diagnostici, effettuati nelle quattro settimane precedenti all'indagine.

Essendo di fronte a variabili risposta politomiche<sup>4</sup> (numero visite generiche, ecc.) si è ritenuto necessario effettuare una analisi preliminare, mediante una regressione logistica in modalità *stepwise*.

Nella fase successiva si sono stimati per ogni utilizzo e attraverso il metodo dei minimi quadrati i coefficienti delle covariate scelte al passo precedente in base al loro livello di significatività.

Sono stati poi calcolati, secondo la procedura sopra esposta, gli indici di concentrazione e i loro relativi SE (*standard errors*).

#### 4.2.5 Risultati

La prima variabile di utilizzo considerata è il numero di visite totali, dove per visite totali si intendono quelle del medico di famiglia ma anche quelle di medici specialisti, sono escluse le visite di pronto soccorso e quelle effettuate durante un ricovero ospedaliero, sono invece incluse le visite di lavoro e quelle sportive.

La regressione logistica in modalità *stepwise* effettuata sulle variabili esplicative mostra che le variabili di bisogno sono le maggiori determinanti della probabilità di effettuare visite totali.

Si può notare che tra i parametri più statisticamente significativi secondo il test del chi-quadro (in base ad un livello di significatività  $\alpha = 0.05$ ) che spiegano l'utilizzo "numero di visite totali" ci sono: "in che misura il dolore ha ostacolato l'individuo" e "la salute percepita".

L'indice di concentrazione calcolato sul numero di visite totali standardizzate è pari a -0,0030,

<sup>3</sup> Sono state individuate le seguenti classi di età: età < 10 (classe 1), 10 < età <= 30 (classe 2), 30 < età <= 40 (classe 3), 40 < età <= 50 (classe 4), 50 < età <= 60 (classe 5), 60 < età <= 70 (classe 6), 70 < età <= 80 (classe 7), 80 < età (classe 8).

<sup>4</sup> Per politomiche si intende variabili discrete che assumono due o più valori.

mentre quello calcolato sull'utilizzo effettivo, cioè sul numero reale di visite totali non standardizzato, assume un valore pari a  $-0,0138$ . Dal calcolo degli SE (cioè delle stime della variabilità degli stimatori e perciò della loro imprecisione) le stime risultano statisticamente significative.

Ciò implica sia una ineguaglianza nell'utilizzo effettivo, che iniquità orizzontale e i due stati di concentrazione hanno lo stesso segno: a parità di bisogno gli individui con posizione socio-economica più bassa effettuano un maggior numero di visite totali rispetto alle proprie necessità sanitarie e agli individui più economicamente avvantaggiati.

Tale risultato si può facilmente spiegare con il fatto che le visite totali comprendono quelle specialistiche, quelle generiche, e le visite effettuate in ambiente di lavoro e quelle sportive. Le visite generiche sono per lo più gratuite e quelle lavorative e sportive vengono effettuate indipendentemente dalla posizione socio-economica, ma esclusivamente nel caso in cui si eserciti un'attività lavorativa o si appartenga ad una società sportiva. La seconda variabile di utilizzo considerata è il numero di visite generiche.

L'analisi econometrica mostra che le determinanti della probabilità di utilizzo di visite generiche sono: "l'età", lo stato socio-economico, "la salute percepita", "in che misura il dolore ha ostacolato l'individuo", "la limitazione di alcuni tipi di lavoro o di altre attività a causa della salute fisica", ecc.

L'indice di iniquità è pari a  $-0,0110$ , mentre quello calcolato sul numero reale di visite generiche assume un valore pari a  $-0,0219$ .

Dagli SE calcolati sui due indici risulta che le stime di concentrazione sono statisticamente significative. Anche in questo caso i risultati mostrano la presenza sia di ineguaglianza nell'utilizzo reale che di iniquità orizzontale. Ciò si potrebbe spiegare anche con il fatto che coloro che hanno una posizione economica più svantaggiata, in presenza di un disturbo percepito, ricorrono alle visite del medico di base per accedere successivamente a quelle specialistiche; mentre chi è più economicamente avvantaggiato può scegliere se ricorrere al medico di base o effettuare direttamente una visita specialistica a pagamento.

La terza variabile di utilizzo è il numero di visite specialistiche.

La regressione logistica in modalità stepwise mostra che le determinanti della probabilità di utilizzo di visite specialistiche sono alcune delle variabili di bisogno e l'età.

L'indice di iniquità è pari a  $0,0061$ , mentre quello calcolato sul numero reale di visite specialistiche assume un valore pari a  $-0,0114$ , le due stime sono statisticamente significative.

I risultati mostrano la presenza di ineguaglianza nell'utilizzo effettivo e di iniquità orizzontale. Per poter interpretare in modo plausibile l'indice di iniquità è necessario considerare il fatto che le visite specialistiche possono essere a pagamento intero o a compartecipazione tramite ticket.

La quarta variabile di utilizzo è il numero di visite specialistiche a pagamento intero. Le determinanti della probabilità di fare un uso considerevole di visite specialistiche a pagamento intero sono "la limitazione di alcuni tipi di lavoro o di altre attività a causa della salute fisica" e "l'età".

L'indice di iniquità è pari a  $0,0025$ , mentre quello calcolato sul numero reale di visite assume un valore pari a  $-0,0032$ .

I risultati mostrano che, a parità di bisogno, sono gli individui con posizione socio-economica più elevata ad effettuare un numero maggiore di tali visite, essendo disposti a pagare delle somme di denaro per verificare se effettivamente il proprio bisogno percepito corrisponda ad un bisogno clinico e/o soprattutto per ricevere un'assistenza di qualità più elevata.

Anche in questo caso le stime dei due indici sono risultate statisticamente significative. L'ultima variabile di utilizzo considerata è il numero di accertamenti diagnostici. Le determinanti della probabilità di usufruire del suddetto servizio sono esclusivamente variabili di bisogno ("salute percepita", "riduzione di autonomia perché affetto da malattia cronica", ecc.). L'indice di iniquità è pari a 0,0125, mentre quello calcolato sul numero reale di accertamenti assume il valore -0,0069; le stime dei due indici sono significative e indicano che l'utilizzo effettivo si concentra maggiormente nelle classi socio-economiche più basse, mentre a parità di bisogno sono gli individui più avvantaggiati economicamente ad effettuare un maggior numero di accertamenti diagnostici. Vengono sintetizzati di seguito i risultati dell'analisi.

**Tabella 1 - Indici di iniquità (H) e di ineguaglianza (CI)**

Tipo di visite	H	CI
totali	-0,0030	-0,0138
generiche	-0,0110	-0,0219
specialistiche	0,0061	-0,0114
spec. a pag. intero	0,0025	-0,0032
acc. diagnostici	0,0125	-0,0069

Fonte: nostra elaborazione sulla multiscopo dell'Istat, dati 1999-2000

#### 4.2.6 Conclusioni

Dall'analisi precedente emerge che a parità di bisogno gli utilizzi dei servizi assistenziali considerati si concentrano in modo diverso a seconda della posizione socio-economica degli individui, determinando forme di iniquità orizzontale.

La prima conclusione è che nelle popolazioni con livelli socio-economici più bassi esiste una tendenza al maggior consumo, almeno per il paniere considerato che comprende medicina di base e specialistica. L'indicazione è rilevante perché invece, come è noto, nei sistemi attuali di riparto regionale delle risorse non si tiene conto di tale variabile.

In particolare per le visite totali e per le visite generiche, l'indice di iniquità orizzontale è negativo: chi ha una posizione socio-economica più bassa fa un uso maggiore delle suddette cure sanitarie rispetto al proprio grado di bisogno.

Relativamente invece agli altri tipi di utilizzi considerati gli indici di iniquità sono positivi. Quindi indipendentemente dal consumo totale, si evidenzia un comportamento opposto: le classi più basse tendono a ricorrere maggiormente alla medicina di base, mentre le categorie socio-economiche più alte tendono a ricorrere maggiormente a servizi più specialistici.

Sebbene con i limiti sopra evidenziati la presente analisi sembra indicare la presenza di iniquità, cioè una dipendenza dell'utilizzo dei servizi dal rango socio-economico. In termini di policies ciò implica sia un impegno per rimuovere le cause di impedimento all'accesso, ma soprattutto quelle di inapproprietezza.

#### **Riferimenti bibliografici**

- Citoni G (2006), "La misurazione dell'equità. Il punto di vista di un economista sanitario", Convegno Torino, marzo 2006. Presentazione in power point.
- Giannoni, Masseria (2005), "Health system Performance and equity in Italy: a disease based approach", 11th Meeting of the European Health Policy Group University of Perugia. Presentazione in power point.
- Kakwani, Wagstaff, Van Doorslaer (1997), "Measurement, Computation and Statistical inference", Journal of Health Economics No. 77, pag. 887-103.
- Materia E (1999), "Le disuguaglianze socio-economiche nella salute", Agenzia Sanità Pubblica del Lazio, Convegno Nazionale "Esclusione e marginalità", Istituto Superiore di Sanità, Roma, pag. 27-34.
- Wagstaff, Van Doorslaer (1993-1998), "Paying for health care: quantifying fairness, catastrophe and impoverishment, with applications to Vietnam", World Bank, Working Paper No. 2715, pag.1-30.
- Wagstaff, Van Doorslaer (1997), "Progressivity, horizontal equity and reranking in health care finance: a decomposition analysis for the Netherlands", Journal of Health Economics No.16, pag. 499-516.
- Wagstaff, Van Doorslaer (2000a), "Measuring horizontal inequity in health care using Belgian panel data". WP Equity III Project, pag.1-25.
- Wagstaff, Van Doorslaer (2004), "Overall versus socioeconomic health inequality: a measure framework and two empirical illustration", Health Economics N.13, pag. 297-301.