

Eugenio Zucchelli

LE DISEGUAGLIANZE DI SALUTE LEGATE AL REDDITO IN ITALIA E NEL RESTO D'EUROPA: UNA ANALISI SU I DATI SHARE

1. *Introduzione*

Le diseguaglianze di salute sistematicamente presenti tra i diversi strati socioeconomici della popolazione nella maggior parte dei paesi europei, sono state definite come una delle priorità da affrontare durante il Consiglio europeo di Lisbona del 2000. Più recentemente, uno degli obiettivi esplicitamente menzionati dal rapporto di Atkinson sull'inclusione sociale è una distribuzione meno diseguale dello stato di salute per quintili di reddito [Atkinson et al. 2002]. Nonostante le diseguaglianze socioeconomiche di salute siano da tempo considerate un serio problema di *policy*, la mancanza di una informazione sufficientemente dettagliata riguardo alle fonti di queste diseguaglianze, rende difficile fissare delle priorità di intervento.

Questo capitolo intende offrire un contributo allo studio ed alla individuazione delle cause delle diseguaglianze di salute, analizzando e confrontando i legami tra salute e condizione economica in undici paesi europei. In particolare, l'obiettivo principale di questa sezione è quello di identificare i determinanti delle diseguaglianze di salute legate al reddito all'interno di ogni singolo paese. A tale scopo saranno utilizzati una serie di strumenti statistici recentemente sviluppati nell'ambito degli studi di economia sanitaria: l'indice di concentrazione della salute ed un metodo per la sua scomposizione. In primo luogo, attraverso la stima dell'indice di concentrazione, verrà fornita una misura del livello delle diseguaglianze di salute legate al reddito. Successivamente, utilizzando un metodo di scomposizione dell'indice di concentrazione, verrà assegnato un peso relativo ai determinanti delle diseguaglianze rilevate. In questo modo, attraverso il confronto delle stime del campione italiano con quelle ottenute per gli altri paesi europei, verrà verificata la specificità dei determinanti delle diseguaglianze di salute nel contesto italiano.

2. *Metodologia*

2.1. *L'indice di concentrazione*

Nell'ambito degli studi di economia sanitaria, le curve di concentrazione e gli indici di concentrazione sono ormai diventati strumenti standard per la misurazione delle diseguaglianze socioeconomiche di salute [O'Donnell et al. 2007]. Introdotti da Wagstaff, Paci e van Doorslaer [1991], questi strumenti statistici sono stati frequentemente utilizzati per misurare e comparare tra diversi paesi e tra i diversi strati della medesima popolazione il livello delle diseguaglianze di salute legate al reddito [van Doorslaer et al. 1997; Gerdtham e Johanneson 2000; Humpries and van Doorslaer 2000; van Doorslaer e Koolman 2000], il livello di diseguaglianza socioeconomica legato alla mortalità, soprattutto infantile [Wagstaff 2000; Gwatkin et al. 2003] e la diseguaglianza associata all'utilizzo del sistema sanitario [van Doorslaer et al. 2000; van Doorslaer et al. 2006].

L'indice di concentrazione può essere definito come una misura sintetica di diseguaglianza relativa, in grado di misurare la distribuzione di una variabile (in questo contesto, la salute) all'interno di una popolazione ordinata relativamente ad un'altra variabile (per esempio, reddito o classe sociale). Come l'indice di Gini, l'indice di concentrazione è una misura bivariata di diseguaglianza, ma ne differisce in quanto sia la variabile secondo la quale si effettua l'ordinamento della popolazione sia la variabile di interesse sono diverse [Koolman e van Doorslaer 2004]. Il segno dell'indice di concentrazione indica la direzione della relazione tra la variabile di salute di cui si vuole stimare la distribuzione e la posizione all'interno dell'ordinamento socioeconomico rispetto a cui è stata ripartita la popolazione. Il valore dell'indice di concentrazione, che varia da -1 ad +1 per una misura continua di salute, riflette l'intensità di questa relazione [Kawakani et al. 1997]. Per misure crescenti in "cattiva salute", -1 corrisponde alla situazione in cui la cattiva salute è

concentrata tra gli individui più svantaggiati, +1 corrisponde al caso in cui la cattiva salute è concentrata tra gli individui meno svantaggiati. Un valore dell'indice uguale a zero corrisponde ad una situazione in cui tutti gli individui godono dello stesso livello di salute¹.

2.2. Un metodo di scomposizione

Wagstaff, van Doorslaer e Watanabe [2003], mostrano come l'indice di concentrazione per la salute possa essere scomposto attraverso una procedura statistica, segnatamente una regressione, individuando e quantificando il contributo dei singoli fattori alla disegualianza socioeconomica. Secondo questo tipo di analisi, le disegualianze dipendono sia dall'impatto dei vari determinanti sulla salute sia dalla distribuzione di questi determinanti tra i diversi strati socioeconomici della popolazione.

Formalmente, per ogni modello di regressione che definisce una misura di salute (y) in funzione di una serie di variabili esplicative (k):

$$y = \alpha + \sum_k \beta_k x_k + \varepsilon \quad (1)$$

l'indice di concentrazione per la salute, C , può essere riscritto come la somma di due componenti, una deterministica ed una residua:

$$C = \sum_k (\beta_k \bar{x}_k / \mu) C_k + GC_\varepsilon / \mu \quad (2)$$

dove μ è la media di y , \bar{x}_k e C_k rappresentano rispettivamente la media e l'indice di concentrazione di ogni regressore x_k e GC_ε è l'indice di concentrazione generalizzato per l'errore (ε) che può essere calcolato come il residuo della equazione precedente (1). La prima componente di (2) è la parte deterministica (o "spiegata") della disegualianza ed è la somma pesata degli indici di concentrazione dei singoli regressori, dove il peso di ogni regressore k è dato dalla elasticità della misura di salute rispetto allo stesso regressore². Questa componente può essere interpretata come la sensibilità della salute rispetto alle singole determinanti della disegualianza, pesata per il livello di disegualianza di ogni singola componente. Infatti, affinché una variabile esplicativa abbia un impatto sulla distribuzione della misura di salute, deve infatti essere essa stessa distribuita in maniera diseguale tra i diversi strati socio-reddituali della popolazione. Il secondo termine di (2), GC_ε , riflette la componente residua (o "non spiegata"), ovvero quella parte della disegualianza di salute che non è spiegata da variazioni sistematiche dei regressori all'interno della distribuzione della popolazione ordinata per la misura socioeconomica. Questa componente dovrebbe avvicinarsi a zero per modelli ben specificati.

In sostanza, la scomposizione rende chiaro come il contributo di ogni determinante possa essere scomposto in due parti: (i) l'impatto di ogni determinante sulla salute, misurato dalla elasticità della salute rispetto alla singola componente ed (ii) il livello di disegualianza di ogni

¹ L'indice di concentrazione può anche essere definito come una covarianza [Lerman e Yitzhaki 1989]: $C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h, r)$

in cui h è la misura di salute, r la posizione dell'individuo all'interno della popolazione ordinata per la variabile di status socioeconomico e μ la media della variabile di salute.

² All'interno della equazione (2), l'elasticità della salute rispetto ad ogni singolo fattore k è rappresentata da

$$\eta_k = \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu}$$

componente all'interno della distribuzione della misura di status socioeconomico adottata, misurato dall'indice di concentrazione di ogni determinante.

La procedura di scomposizione proposta rende possibile non solamente separare i singoli contributi dei vari determinanti, ma anche di identificare l'importanza di ognuna di queste due componenti all'interno del contributo di ogni determinante. Questa caratteristica rende lo strumento di indagine particolarmente efficace nel suggerire i meccanismi che stanno alla base della formazione del livello di disegualianza all'interno di un paese [van Doorslaer e Koolman 2004].

3 *Dati e variabili*

3.1 *Base dati*

I dati utilizzati per questa sezione sono quelli della Indagine su Salute, Invecchiamento e Pensioni in Europa (*Survey of Health, Ageing and Retirement, SHARE*)³. SHARE è una banca dati multidisciplinare e multipaese di dati individuali su salute, status socio-economico e relazioni sociali e familiari di individui ultracinquantenni. Il campione è particolarmente ricco di variabili di salute (stato di salute percepito, funzionalità fisica, funzionalità cognitiva, comportamenti a rischio salute, utilizzo di strutture mediche) e contiene tutte le variabili socioeconomiche necessarie per una analisi empirica delle disegualienze di salute. Questa caratteristica, unita alle peculiarità demografiche del contesto europeo, soggetto ad un rapido invecchiamento della popolazione (Eurostat, 2007) ed alla importanza delle conseguenze di questo fenomeno sui costi e la tipologia dei servizi offerti dai diversi sistemi sanitari nazionali, rende SHARE una tra le basi dati più adatte allo studio delle disegualienze di salute all'interno della Unione europea.

3.2 *Misura di salute*

In questo studio, la misura dello stato di salute individuale è ottenuta utilizzando le stime di un modello *probit* in cui la variabile dipendente è una misura dicotomica di salute percepita che assume valore 1 nel caso in cui l'individuo dichiara uno stato di salute "cattivo o molto cattivo", valore 0 in caso di salute "discreto, buono o molto buono". I determinanti della salute, utilizzati come variabili esplicative nel modello *probit* (genere, età, istruzione, stato civile, stato occupazionale, reddito e ricchezza, comportamenti a rischio) vengono presentati in dettaglio nella sezione successiva. La misura di salute così ottenuta ci consente di disporre di una variabile continua da poter utilizzare per stimare l'indice di concentrazione⁴. Per testare la robustezza e la affidabilità dei risultati sono state utilizzate le stime ottenute per una serie di altre variabili categoriali di salute relative alla presenza di limitazioni fisiche⁵. Tuttavia, tutti i risultati riportati all'interno di questo capitolo fanno riferimento solamente alla sopracitata misura dicotomica di salute percepita.

Questo tipo di procedura rispecchia l'analisi econometrica delle variabili categoriali di salute che è tipicamente basata su l'utilizzo di modelli *probit* o *logit*, nel caso in cui la variabile di salute sia binaria, e su modelli *ordered probit/logit* per variabili di salute a più categorie ordinate [van Doorslaer e Jones 2003; Jones et al. 2007]. Questi modelli di regressione sono giustificati in termini di una variabile di salute latente. L'ipotesi di base è che le categorie della variabile di salute siano la parte osservabile di una misura di salute "vera", continua ma non osservabile (ed in questo senso latente), che è funzione delle caratteristiche individuali. I valori ottenuti dalla regressione vengono utilizzati sia per approssimare la misura continua e latente di salute che per ottenere gli elementi

³ In particolare vengono qui utilizzati i dati della *Release 2.01*, relativi alla prima ondata della indagine.

⁴ Per calcolare l'indice di concentrazione è infatti necessario che siano continue sia la variabile di cui si vuole studiare la distribuzione (salute) sia la variabile secondo cui si effettua il ranking della popolazione (in questo caso, il reddito).

⁵ Le altre variabili categoriali di salute utilizzate definiscono la presenza di una o più limitazioni fisiche nella mobilità e rispetto ad una serie di azioni strumentali alla vita quotidiana. Le stime dei modelli *probit* ed *ordered probit* relative a queste variabili possono essere messe a disposizione da parte dell'autore.

necessari alla scomposizione (elasticità ed indici di concentrazione dei determinanti della salute)⁶. Sempre rispetto alla scelta delle misure di salute, va evidenziato come tutte le misure di salute percepita, nonostante siano una utile *proxy* dello stato di salute, possano variare a seconda delle diverse concezioni individuali relativamente a che cosa costituisce un “buono” stato di salute [Tandon et al. 2003]. Nel caso in cui, sia la percezione della propria salute che delle aspettative relative alla salute variassero sistematicamente a seconda dello status socioeconomico o di una qualsiasi altra caratteristica individuale osservabile, le misure di salute percepita non costituirebbero più una misura affidabile nella analisi delle disuguaglianze, in quanto potenzialmente soggette a distorsione (*reporting bias*). Tuttavia, l'analisi delle disuguaglianze socioeconomiche ha fatto un uso esteso di misure percepite di salute [van Doorslaer et al. 1997; Power et al. 1998; van Ourti 2003; Kunst et al. 2005]. La popolarità di questo tipo di misure è legata al loro frequente utilizzo all'interno delle indagini statistiche ma è anche giustificata dai risultati di numerosi studi empirici che mostrano come la salute percepita sia un buon predittore della mortalità [Idler e Benyamini, 1997] e dell'uso delle strutture ospedaliere [van Doorslaer et al., 2004].

3.3 Determinanti delle salute

La condizione economica degli individui, rispetto alla quale viene ordinata la popolazione al fine di ottenere l'indice di concentrazione, è definita utilizzando il reddito familiare equivalente, impiegando la scala di equivalenza modificata dell'OCSE.

Gli altri determinanti dello stato di salute individuale considerati nella analisi, ed utilizzati come variabili esplicative nel modello *probit* per ottenere la misura di salute, sono: (i) genere, se l'individuo è uomo o donna (ii) età, sotto forma di una serie di variabili binarie che individuano sei differenti classi di età (età 50-65, età 66-70, età 71-75, età 76-80, età 81-85, età 86 oltre), (iii) istruzione, i cui diversi livelli sono stati individuati ai fini della comparazione internazionale utilizzando la scala ISCED-97⁷: laurea (livello che corrisponde alla laurea ed eventuale istruzione post laurea), diploma (livello corrispondente a diploma di scuola media superiore e/o media inferiore), primario (livello corrispondente alla licenza elementare), nessun titolo di studio⁸, (iv) stato civile, se l'individuo è sposato o convivente, (v) stato occupazionale, se l'individuo è occupato, disoccupato, in pensione o in caso svolga altre attività non formalmente retribuite, (vi) reddito e ricchezza, reddito familiare equivalente e proprietà della propria abitazione ed infine (vii) una serie di comportamenti a rischio, se l'individuo è un fumatore, se il suo indice di massa corporea supera la soglia di obesità e se il suo consumo di alcol non è prudente, ovvero eccede le due unità al giorno. Al termine di una prima serie di regressioni e considerando il numero di osservazioni a disposizione per ogni variabile, è stato scelto come individuo di riferimento una donna di età compresa tra i 50 ed i 65 anni, in possesso di licenza elementare, non sposata, occupata, attualmente in affitto, non fumatrice, con un indice di massa corporea al di sotto della soglia della obesità e non particolarmente propensa al consumo di alcol.

La scelta delle variabili esplicative è stata fatta in funzione dello scopo della analisi, che in questo caso è duplice: ottenere una misura continua di salute per costruire gli indici di concentrazione e potere disporre delle stime degli stessi regressori per la successiva analisi di scomposizione. In particolare, rispetto alla scomposizione dell'indice di concentrazione, dobbiamo potere disporre di tutti quei regressori che riteniamo possano avere un ruolo nello spiegare le eventuali disuguaglianze di salute.

⁶ Ovvero, il modello *probit* utilizzato per ottenere la misura continua di salute ed il modello di regressione utilizzato per la scomposizione, equazione (1), coincidono.

⁷ Ovvero la *International Standard Classification of Education* del 1997, elaborata per ogni paese presente in SHARE.

⁸ Si è deciso di modellare esplicitamente la categoria relativa ad individui che non sono in possesso di nessun titolo di studio sia per il numero rilevante di individui che appartengono a questa categoria sia perché la categoria, inserita come variabile dummy nel modello *probit* per la determinazione della salute, risulta altamente significativa in 5 paesi su 11 (vedi Tab. 1 nel paragrafo 4).

4. Risultati

Le stime del modello di regressione *probit*, presentate in Tabella 1 separatamente per tutti i paesi considerati (Austria, Belgio, Danimarca, Francia, Germania, Grecia, Italia, Olanda, Spagna, Svezia, Svizzera)⁹, forniscono una interessante base per un primo confronto. Esse mostrano le caratteristiche individuali associate in maniera significativa ad una salute percepita come “cattiva o molto cattiva”.

Tab. 1. *Stime del modello probit per la probabilità di trovarsi in uno stato di salute "cattivo o molto cattivo" in undici paesi Europei*

	Italia	Austria	Belgio	Danimarca	Francia	Germania	Grecia	Olanda	Spagna	Svezia	Svizzera
Uomo	.018	-.181	.288***	.104**	.421***	.160*	.023	.368***	.029	-.133**	.015
Età 66-70	.104	-.191	-.002	-.005	-.206	.056	.380**	.102	.168	-.370***	.029
Età 71-75	.166	.222	-.104	.139*	-.286	.219**	.516***	0.217	.240*	-.085	.047
Età 76-80	.462***	.404***	.141	.310***	.201	.342**	.554***	.480**	.468***	-.037	.362*
Età 81-85	.464**	.636***	.021	.431***	.297	.376**	.835***	.432**	.662***	.319**	.139
Età 86 oltre	.504***	.240*	.117	.755***	.318	.314	.103***	.064*	.441**	.253*	.102
No istruzione	.344***	6.11***	.208	.171	.171	1.06**	.337**	.618*	.334***	.513	.430
Diploma	-.258**	-8.29***	-.233***	-.171***	-.145*	.176	-.206*	.097	-.127*	-.134**	-.250**
Laurea	-.757*	-5.06***	-.335***	-.392***	-.266*	.193	-.390*	.203	-.185*	-.307***	-.410***
Coniugato	.083	-.046	-.149	-.210***	-.094	-.089	-.166	-.404***	-.070	.111	-0.019
Pensionato	.524***	.535**	.874***	.467***	.284**	.555	.055	.479**	.137	.492***	.550***
Disoccupato	.618*	.152	.840***	.474***	-.911	.447	.735**	1.05***	.005*	.196	.904***
Altra attività Proprietà	.599***	.618***	1.29***	.777***	.613***	.777	.194	.935***	.275*	.827***	.697***
Reddito	-.194***	-.323***	-.214***	-.085**	-.309***	-.124	-.240**	-.336***	-.124	-.188***	-.098
Non fumatore	-.049	.095*	.010	-.002	.019	-.065	.044	-.018	-.041	-.087**	-0.037
Non obeso	-.155	-.143	-.208**	-.119*	-.068	.098	-.012	-.032	.011	-.205***	-.248**
No alcol	-.152	-.238**	-.379***	-.304***	-.176*	-.314	-.134	-.241**	-.125	-.240***	-.373***
No alcol	-.281**	.132	-.011	.006	.012*	-.019	-.066	-.061	-.039	-.077	-.1510

Fonte: *elaborazione dell'autore su dati SHARE*

Note: *livello di significatività* *** = 1 %, ** = 5%, * = 10%

Per quanto riguarda il sottocampione italiano, i cui risultati sono riportati nella prima colonna della tabella, classi di età superiori ai 75 anni, un basso livello di istruzione, essere pensionati,

⁹ In questo caso si è scelto di escludere Israele, per presentare l'analisi comparata solo tra paesi appartenenti all'area europea.

disoccupati o svolgere un'attività non formalmente retribuita, sono caratteristiche legate in maniera significativa ad un peggiore stato di salute. Al contrario, livelli di istruzione più elevati (diploma, laurea), un più elevato livello di ricchezza (approssimato dalla proprietà della propria abitazione/proprietà) e comportamenti a basso rischio di salute (indice di massa corporea al di sotto della soglia della obesità/non obeso) sono associati ad una salute migliore. E' da notare come l'effetto del reddito familiare equivalente (reddito), seppur di segno negativo, e quindi associato positivamente ad un più alto livello di salute, non sia significativo.

Dal confronto con le stime per gli altri paesi europei, nonostante l'eterogeneità dei risultati, emergono indicazioni simili riguardo ai livelli di istruzione, stato occupazionale, livello di ricchezza, classi di età e, in misura minore, comportamenti a rischio. L'assenza di un livello minimo di istruzione è associato in maniera significativa e positiva ad una peggiore salute (Austria, Spagna, Grecia, Germania ed, in misura minore, Olanda) ed alti livelli di istruzione corrispondono ad una migliore salute percepita (in tutti i paesi tranne Germania e Olanda). Per tutti i paesi tranne la Germania, trovarsi fuori dal mercato del lavoro per pensionamento, attività non retribuita, o perchè disoccupati, è una caratteristica associata in maniera significativa ad un basso livello di salute.

L'effetto del livello di ricchezza fornisce alcune interessanti indicazioni: mentre possedere la proprietà della propria casa è consistentemente associato a livelli di salute più alti, l'effetto del reddito familiare non è significativo tranne in due casi, che presentano segni opposti (Austria, Svezia). Non emerge quindi un chiaro e significativo effetto del reddito sul livello di salute.

Tab. 2. *Indici di concentrazione per la misura di salute autopercepita e per tutti i determinanti della salute in undici paesi Europei*

	Italia	Austria	Belgio	Danimarca	Francia	Germania	Grecia	Olanda	Spagna	Svezia	Svizzera
Salute	-0.061	-0.142	-0.034	-0.066	-0.023	-0.064	-0.047	-0.042	-0.062	-0.018	-0.078
Uomo	0.062	0.101	0.062	0.09	0.074	0.077	0.101	0.074	0.063	0.126	0.09
Età 66-70	-0.026	0.042	-0.026	-0.151	-0.01	-0.046	-0.021	-0.027	0.001	0.032	0.071
Età 71-75	-0.141	-0.018	-0.048	-0.302	-0.015	-0.077	-0.121	-0.05	-0.186	-0.101	-0.017
Età 76-80	-0.133	-0.099	-0.152	-0.373	-0.09	-0.17	-0.201	-0.076	-0.171	-0.187	-0.065
Età 81-85	-0.135	-0.067	-0.131	-0.408	-0.185	-0.22	-0.226	-0.258	-0.186	-0.382	-0.227
Età 86 oltre	-0.226	-0.141	-0.188	-0.522	-0.19	0.001	-0.445	-0.295	-0.133	-0.537	-0.27
No istruzione	-0.284	-0.276	-0.291	-0.313	-0.217	-0.201	-0.293	-0.05	-0.160	-0.914	0.225
Diploma	0.145	-0.036	0.009	0.001	0.072	-0.067	0.101	-0.017	0.115	0.076	-0.02
Laurea	0.438	0.139	0.18	0.238	0.319	0.225	0.422	0.279	0.313	0.264	0.236
Coniugato	0.148	0.166	0.101	0.220	0.146	0.159	0.137	0.121	0.126	0.278	0.114
Pensionato	-0.081	0.027	-0.008	-0.230	-0.026	-0.086	-0.294	-0.063	-0.033	-0.164	-0.076
Disoccupato	-0.032	-0.369	-0.18	0.001	-0.019	0.003	-0.213	-0.086	0.081	-0.131	-0.34
Altra attività	-0.002	-0.078	-0.034	-0.011	-0.022	-0.101	-0.012	-0.055	0.006	-0.075	-0.049
Proprietà	0.017	0.055	0.005	0.139	0.029	0.089	-0.041	0.078	-0.004	0.134	0.058
Reddito	0.057	0.055	0.059	0.046	0.006	0.056	0.055	0.052	0.067	0.042	0.058
Non fumatore	-0.006	-0.009	-0.002	0.017	-0.01	0.006	-0.024	-0.002	-0.017	0.001	-0.012
Non obeso	0.022	0.009	0.001	0.013	0.001	0.017	0.021	0.015	0.025	0.005	0.009
No alcol	0.085	-0.135	-0.021	0.065	0.127	-0.209	-0.177	0.042	0.088	-0.055	-0.109

Fonte: elaborazione dell'autore su dati SHARE

Questo risultato conferma e rispecchia le stime ottenute per il campione italiano. In generale, classi di età superiori ai 65 anni corrispondono a livelli di salute peggiori e comportamenti a basso rischio sono associati a livelli di salute percepita più alti. Infine, è importante notare come l'effetto del genere sia positivo ed altamente significativo in alcuni paesi, ma significativo e negativo in altri (Svezia). In questo caso, per avere indicazioni più precise, sarebbe utile condurre l'analisi separatamente per il sottocampione maschile e femminile. Tuttavia ciò non è possibile a causa del basso numero di osservazioni all'interno del campione.

Tutti gli indici concentrazione della salute, presentati nella prima riga di Tabella 2, presentano segno negativo. Ciò significa che in tutti i paesi europei un peggiore livello di salute è concentrato nelle fasce reddituali più svantaggiate. Tuttavia, esistono alcune importanti differenze. Il livello di disuguaglianza è decisamente basso in Svezia, Francia e Belgio, mentre è particolarmente elevato in Austria. E' da notare come il valore dell'indice di concentrazione della salute calcolato per l'Italia non risulti più elevato di quello della maggior parte degli altri paesi ($C = -0.061$). Si può quindi concludere che in Italia, sebbene siano presenti disuguaglianze reddituali di salute a favore degli individui più ricchi, il loro livello non è particolarmente alto se paragonato a quello degli altri paesi dell'area europea.

Una volta individuate la presenza ed il livello di disuguaglianze reddituali di salute, è interessante potere assegnare un peso relativo ai determinanti delle disuguaglianze rilevate. Ciò si può ottenere scomponendo l'indice di concentrazione della salute ed individuando, all'interno di ogni paese, il ruolo dei singoli determinanti. E' importante tuttavia sottolineare come i risultati relativi alla scomposizione debbano essere interpretati con una certa cautela. Le stime derivanti dalla scomposizione non vanno infatti interpretate in termini di causalità ma solamente come una scomposizione della associazione tra la misura di salute e gli altri fattori considerati.

Come già precedentemente indicato, i due requisiti fondamentali affinché ogni variabile esplicativa abbia un impatto sulla distribuzione della salute e quindi sul suo livello di disuguaglianza, è che essa stessa sia distribuita in maniera diseguale tra i diversi livelli di reddito e che la salute sia sensibile nei confronti di questa caratteristica. L'indice di concentrazione e l'elasticità di ogni variabile esplicativa, riportati rispettivamente in Tabella 2 e Tabelle 3a/3b, forniscono questo tipo di informazione. I risultati della scomposizione sono completati dal contributo percentuale di ogni singolo determinante al totale della disuguaglianza, calcolato semplicemente come il rapporto tra l'indice di concentrazione della singola variabile e l'indice di concentrazione per la salute.

Interpretando i risultati in questa ottica, l'indice di concentrazione del del reddito familiare equivalente può essere visto come una misura della disuguaglianza reddituale presente nel campione (Tabella 2). Il segno positivo dell'indice mostra come livelli di reddito più elevati siano associati ad una migliore condizione di salute percepita (o viceversa, bassi livelli di reddito siano associati ad una peggiore condizione di salute percepita).

In Italia, la disuguaglianza reddituale è una delle componenti percentualmente più importanti nella spiegazione delle disuguaglianze di salute. Essa rappresenta circa il 28 per cento del totale della disuguaglianza di salute e la sua elasticità rispetto alla salute è elevata (Tabella 3a). Essendo l'elasticità elevata, la salute percepita migliorerà in maniera significativa in risposta ad un aumento del reddito. Questo risultato deve però essere considerato unitamente al fatto che il valore dell'indice di concentrazione del logaritmo del reddito familiare equivalente presenta un valore non particolarmente elevato ($C = 0.057$). Ciò significa che il livello delle disuguaglianze reddituali all'interno del campione è relativamente basso.

Sempre nel campione italiano, il livello di istruzione, rappresentato da tre variabili corrispondenti a tre crescenti gradi di istruzione (no istruzione, diploma, laurea), presenta un chiaro gradiente e costituisce, anche percentualmente, la seconda componente più importante nella spiegazione delle disuguaglianze di salute legate al reddito. L'assenza di un livello minimo di istruzione (no istruzione) presenta l'indice di concentrazione negativo più elevato ($C = -0.284$), ovvero gli individui del campione senza nessun tipo di istruzione sono concentrati nella parte bassa della distribuzione del reddito. Livelli di istruzione più elevati (diploma, laurea) sono associati ad una salute migliore (indici di concentrazione positivi) e mostrano elasticità elevate relativamente a quelle delle altre componenti.

Tab. 3a. *Elasticità rispetto alla salute e contributi percentuali al totale della disuguaglianza di salute dei singoli determinanti all'interno di ogni paese*

	Italia		Austria		Belgio		Danimarca		Francia		Germania	
	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %
Uomo	0.005	0.000	-0.056	0.040	0.069	0.125	0.044	0.06	0.104	0.330	0.044	0.053
Età 66-70	0.008	0.000	-0.084	0.025	0.000	0.001	-0.002	0.005	-0.014	0.006	0.005	0.004
Età 71-75	0.014	0.002	0.202	0.025	-0.007	0.019	0.008	0.04	-0.018	0.012	0.014	0.017
Età 76-80	0.028	0.003	0.224	0.156	0.007	0.034	0.001	0.000	0.011	0.044	0.02	0.055
Età 81-85	0.019	0.002	0.227	0.108	0.000	0.001	0.012	0.074	0.014	0.112	0.015	0.053
Età 86 oltre	0.011	0.002	0.089	0.088	0.008	0.004	0.004	0.034	0.006	0.054	0.006	0.001
No istruzione	0.009	0.002	0.004	0.008	0.002	0.013	0.055	0.26	0.019	0.175	0.006	0.021
Diploma	-0.057	0.008	-0.772	0.197	-0.059	0.015	-0.115	0.003	-0.028	0.087	0.083	0.087
Laurea	-0.028	0.012	-0.003	0.139	-0.04	0.214	-0.095	0.341	-0.025	0.358	0.029	0.101
Coniugato	0.033	-0.004	-0.132	0.015	-0.056	0.167	-0.003	0.01	-0.034	0.212	-0.035	0.087
Pensionato	0.178	0.003	0.703	0.134	-0.229	0.054	0.219	0.761	0.085	0.096	-0.188	0.253
Disoccupato	0.088	0.000	0.029	0.076	-0.017	0.089	-0.015	0.002	-0.001	0.006	0.013	0.057
Altra attività	0.09	0.000	-0.139	0.076	-0.088	0.089	0.016	0.002	0.006	0.006	0.036	0.057
Proprietà	-0.066	0.001	-0.109	0.042	-0.058	0.008	0.052	0.109	-0.082	0.100	-0.028	0.039
Reddito	-0.299	0.017	-0.382	0.149	-0.056	0.098	0.089	0.063	0.133	0.266	-0.422	0.368
Non fumatore	-0.079	0.000	-0.179	0.001	-0.085	0.006	-0.093	0.024	-0.033	0.014	0.050	0.005
Non obeso	-0.073	0.001	1.310	0.091	-0.147	0.055	-0.116	0.023	-0.077	0.068	-0.157	0.041
No alcol	-0.041	0.003	0.026	0.025	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002	0.013	-0.002	0.006

Fonte: *elaborazione dell'autore su dati SHARE*

Tab. 3b. *Elasticità rispetto alla salute e contributi percentuali al totale della disuguaglianza di salute dei singoli determinanti all'interno di ogni paese*

	Grecia		Olanda		Spagna		Svezia		Svizzera	
	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %	Elasticità	Cont. %
Uomo	0.005	0.012	0.082	0.145	0.008	0.008	-0.088	0.06	0.007	0.008
Età 66-70	0.033	0.015	0.006	0.003	0.016	0.000	-0.064	0.011	0.003	0.003
Età 71-75	0.034	0.095	0.011	0.013	0.025	0.036	0.012	0.006	0.005	0.001
Età 76-80	0.026	0.114	0.02	0.036	0.035	0.105	0.005	0.005	0.034	0.028
Età 81-85	0.022	0.109	0.012	0.074	0.036	0.100	-0.320	0.067	0.008	0.024
Età 86 oltre	0.022	0.02	0.001	0.009	0.017	0.037	0.025	0.074	0.004	0.016
No istruzione	0.020	0.125	0.003	0.003	0.049	0.126	0.000	0.003	0.002	0.006
Diploma	-0.035	0.075	0.029	0.011	-0.022	0.042	-0.079	0.032	-0.133	0.034
Laurea	-0.027	0.251	0.019	0.124	-0.01	0.051	-0.088	0.126	-0.15	0.317
Coniugato	-0.060	0.177	-0.138	0.394	-0.032	0.065	0.101	0.154	-0.013	0.020
Pensionato	0.013	0.008	0.085	0.126	0.034	0.001	0.393	0.348	0.267	0.260
Disoccupato	0.006	0.027	0.010	0.021	0.000	0.000	0.005	0.004	0.015	0.070
Altra attività	0.104	0.027	-0.157	0.021	0.001	0.000	0.010	0.004	0.113	0.070
Proprietà	-0.078	0.069	-0.065	0.119	-0.058	0.004	-0.102	0.074	-0.037	0.027
Reddito	0.223	0.262	-0.096	0.118	-0.28	0.304	-0.131	0.300	-0.429	.3170
Non fumatore	-0.005	0.002	-0.012	0.000	0.006	0.001	-0.246	0.009	-0.21	0.034
Non obeso	-0.054	0.025	-0.095	0.035	-0.059	0.024	-0.282	0.028	-0.324	0.037
No alcol	0.000	0.000	0.006	0.006	-0.004	0.006	0.004	-0.001	-0.038	0.053

Fonte: *elaborazione dell'autore su dati SHARE*

La terza componente per importanza è l'età, presentata nella analisi di scomposizione sotto forma di cinque classi (età 66-70, età71-75, età76-80, età81-85, età 86 oltre). I segni degli indici di concentrazione relativi a queste variabili mostrano come in Italia, le persone anziane siano sovrarappresentate nella parte bassa della distribuzione del reddito. I valori degli indici suggeriscono inoltre un gradiente: più gli individui sono anziani, più sono poveri. Ciò nonostante, le elasticità relative a queste componenti non presentano valori molto elevati. Infine, anche gli individui in pensione sono concentrati nella parte bassa della distribuzione del reddito. Tutti gli altri fattori/variabili considerati (genere, stato civile, le restanti categorie relative allo stato occupazionale, comportamenti a rischio) non sembrano giocare un ruolo particolarmente significativo nello spiegare le disuguaglianze di salute all'interno del nostro paese.

Seguendo l'analisi di scomposizione all'interno degli altri paesi europei si può concludere che bassi livelli di istruzione, disuguaglianze reddituali ed età avanzata, contribuiscono alla formazione della maggior parte delle disuguaglianze di salute. Riuscire a valutare il ruolo dello stato occupazionale risulta invece una operazione più complessa. In alcuni paesi (Danimarca, Germania, Svezia e Svizzera) è la posizione sfavorevole all'interno della distribuzione del reddito degli individui in pensione che contribuisce in maniera rilevante alla disuguaglianza. In altri paesi (Austria e Belgio), è un generale stato di inattività economica ad essere una componente importante nella spiegazione delle disuguaglianze di salute. Va notato che l'interpretazione di questi risultati è ulteriormente complicata dalla diversa interpretazione delle classi occupazionali data all'interno dei diversi sistemi di sicurezza sociale dei paesi presi in considerazione.

In generale, la scomposizione rende chiaro come sia nel nostro paese che nel resto della Unione europea il reddito (attraverso il suo effetto sulla salute e la sua distribuzione all'interno della popolazione) non sia il solo fattore che concorre alla formazione delle disuguaglianze di salute. Tolate le caratteristiche demografiche (età), istruzione e stato occupazionale sembrano giocare un

ruolo particolarmente rilevante nel formare le diseguaglianze di salute. Il fatto che un basso livello di istruzione sia correlato ad un peggiore stato di salute, sembra essere in linea con l'ipotesi, testata empiricamente su dati statunitensi [Glied e Lleras-Muney 2003], secondo la quale individui meglio istruiti siano maggiormente in grado di potere sfruttare gli avanzamenti tecnologici offerti dalla medicina rispetto a persone meno istruite. L'associazione tra bassi livelli di salute e condizione occupazionale è invece di più difficile interpretazione. E' possibile infatti che pensionati ed individui che svolgono attività non formalmente retribuite riportino sistematicamente uno stato di salute peggiore di quello reale per giustificare la loro posizione lavorativa. Questo fenomeno, conosciuto come *justification bias*, è considerato particolarmente rilevante nell'ambito della letteratura che analizza il rapporto tra salute e pensionamento all'intero dei paesi OCSE [Blundell et al. 2002].

E' utile sottolineare come questi risultati sembrano rispecchiare piuttosto fedelmente un precedente studio comparato effettuato su i dati europei [van Doorslaer e Koolman 2004] e di come essi abbiano potenzialmente una importante implicazione in termini di formulazione delle politiche di contrasto alle diseguaglianze di salute. Secondo queste indicazioni, al fine di ridurre le differenze di salute presenti tra i diversi strati reddituali della popolazione, i singoli governi dovrebbero impegnarsi ad attuare politiche per migliorare la diffusione della informazione relativa alle innovazioni tecnologiche presenti in campo medico ed allo stesso tempo, impegnarsi per migliorare la salute delle persone al di fuori del mercato del lavoro.

6. Conclusioni

Al fine di attuare politiche di contrasto alle diseguaglianze di salute è necessario potere quantificare il ruolo dei singoli fattori che concorrono alla loro formazione. A questo scopo, il capitolo propone un metodo di scomposizione delle diseguaglianze di salute nelle sue determinanti, combinando l'indice di concentrazione, utilizzato come misura di diseguaglianza socioeconomica di salute, con una analisi di regressione. L'analisi empirica mostra due risultati principali. In primo luogo, in Italia le diseguaglianze di salute esistono e sono principalmente legate alle diseguaglianze di reddito, ad un basso livello di istruzione, all'età avanzata ed allo stato occupazionale. In secondo luogo, l'importanza di queste quattro determinanti viene sostanzialmente confermata per tutti i paesi dell'area europea considerati. Questo risultato è particolarmente importante se si tiene conto del fatto che questi paesi sono caratterizzati da sistemi di welfare molto differenti. I risultati sottolineano anche come le diseguaglianze di reddito, sebbene importanti, non siano la sola ed unica causa delle sistematiche differenze di salute tra gli individui appartenenti agli estremi opposti della distribuzione del reddito.

E' di fondamentale importanza sottolineare ancora una volta i limiti degli strumenti utilizzati. La natura dei dati non rende infatti possibile una vera e propria analisi dei nessi causali e la misura di salute percepita e' potenzialmente soggetta a distorsioni. Nonostante ciò, questo studio è in grado di identificare i sottogruppi della popolazione in cui le diseguaglianze di salute sono effettivamente concentrate e di indicare le aree su cui intervenire per ridurre le diseguaglianze. L'analisi proposta può anche rappresentare un valido punto di riferimento per un ulteriore approfondimento della scomposizione in cause delle diseguaglianze di salute, che dovrebbe però utilizzare dati longitudinali per potere meglio definire i rapporti causali tra le varie determinanti considerate ed il livello di diseguaglianza.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Atkinson, A., Cantillon B., Marlier E. e Nolan B.
2002 *Social Indicators: the EU Social Inclusion*, Oxford, Oxford University Press.
- Blundell, R., Meghir, C. e Smith, S.
2002 *Pension incentives and the pattern of early retirement*, in “Economic Journal”, 112, pp. 153-170.
- van Doorslaer, E. e Jones, AM.
2003 *Inequalities in self-assessed health: validation of a new approach to measurement*, in “Journal of Health Economics”, 22, n.1, pp. 61-87.
- van Doorslaer, E. e Koolman X.
2004 *Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries*, in “Health Economics”, 13, pp. 609-628.
- van Doorslaer, E., Masseria, C. e Koolman, X. and the OECD Health Equity Research Group.
2006 *Inequalities in access to medical care by income in developed countries*, in “Canadian Medical Association Journal”, 174, pp. 177-183.
- van Doorslaer E., Wagstaff A. e Bleichrodt H.
1997 *Income-related inequalities in health: some international comparisons*, in “Journal of Health Economics”, 16, pp. 93-112.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen T. e De Graeve D.
2000 *Equity in the delivery of health care in Europe and the US*, in “Journal of Health Economics”, 19, n.5, pp. 553-583.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen, T., Citoni, G., Di Biase, R., Gerdtham, U-G., Gerfin, M., Gross, L. e Hakinnen, U.
1999 *The redistributive effect of health care finance in twelve OECD countries*, in “Journal of Health Economics”, 18, n.3, pp. 291-313.
- Gerdtham, U-G. e Johanneson, M.
2000 *Income related inequality in life-years and quality-adjusted life-years*, in “Journal of Health Economics”, 19, n.6, pp. 1007-1026.
- Glied, S. e Leras-Muney, A.
2003 *Health inequality, education and medical innovation*, National Bureau of Economics Research Working Paper, w9738, Cambridge, MA.
- Gwatkin, D.R., Rustein, S., Johnson, K., Pande, R. e Wagstaff, A.
2003 *Initial country-level information about socio-economic differentials in health, nutrition and population*, Volumi I e II, Washington, D.C., World Bank Health Population and Nutrition.
- Humphries, K., e van Doorslaer, E.
2000 *Income-related inequalities in health in Canada*, in “Social Science and Medicine”, 50, pp. 663-671.
- Idler, E. e Benyamini, Y.
1997 *Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies*, in “Journal of Health and Social Behaviour”, 38, pp. 21-37.

- Jones, A.M., Rice, N., Bago d'Uva, T. e Balia, S.
 2007 *Applied Health Economics*, London and New York, Routledge Advanced Texts in Economics and Finance.
- Kakwani, N.C., Wagstaff, A. e van Doorslaer, E.
 1997 *Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference*, in "Journal of Econometrics", 77, n.1, pp. 87–104.
- Koolman, X. E van Doorslaer, E.
 2004 *On the interpretation of the concentration index of inequality*, in "Health Economics", 13, pp. 649-656.
- Kunst, A.E., Bos, V., Lahelma, E. et al.
 2005 *Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries*, in "International Journal of Epidemiology", 34, pp. 295–305.
- Lerman, RI, Yitzhaki, S.
 1989 *Improving the accuracy of estimates of Gini coefficients*, in "Journal of Econometrics", 42, n.1, pp. 43-47.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A. e Lindelow M.
 2007 *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data. A Guide to Techniques and Their Implementation*, Washington D.C., The World Bank Institute.
- van Ourti T.
 2003 *Socio-economic inequality in ill-health amongst the elderly. Should one use current income or permanent income?*, in "Journal of Health Economics" 22, pp. 187-217.
- Power, C., Matthews, S. e Manor O.
 1998 *Inequalities in self-rated health: explanations from different stages of life*, in "Lancet", 35, pp. 1009–1014.
- Tandon, A., Murray, C.J.L., Salomon, J.A. e King, G.
 2003 *Statistical models for enhancing cross-population comparability*, in C.J.L. Murray e D.B. Evans (a cura di), *Health System Performance assessment: debates, methods and empiricisms*, Geneva, World Health Organisation.
- Wagstaff, A.
 2000 *Socioeconomic inequalities in child-mortality: comparisons across nine developing countries*, in "Bulletin of the World Health Organisation", 78, n.1, pp. 19-29.
 2002 *Inequality aversion, health inequalities and health achievement*, in "Journal of Health Economics", 21, pp. 627-641.
- Wagstaff, A. e van Doorslaer, E.
 2000 *Equity in health care finance and delivery*, In A.J. Culyer e J.P. Newhouse (a cura di), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Elsevier, pp. 1803-1862.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. e Watanabe, N.
 2003 *On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam*, in "Journal of Econometrics", 112, n.1, pp. 207–223
- Wagstaff, A., Paci, P. e van Doorslaer, E.
 1991 *On the measurement of inequalities in health*, in "Social Science and Medicine", 33, pp. 545–557.

