

Filippa Bono¹, Domenica Matranga.²

MISURARE LE DISUGUAGLIANZE SOCIO-ECONOMICHE NELLE MALATTIE CRONICHE IN RELAZIONE ALLO STILE DI VITA.

Sommario

Scopo del lavoro è misurare le disuguaglianze socio-economiche nelle malattie croniche di 10 paesi europei, standardizzate per età e sesso, in un periodo precedente la grande crisi e quello più recente relativo all'ultimo anno disponibile. A questo scopo abbiamo scelto di utilizzare il dataset della rilevazione SHARE (release 6.0.0.), confrontando la Wave 1 (anno 2004) e la Wave 6 (anno 2015). Il numero predetto di malattie croniche, ottenuto mediante la stima di un modello di regressione binomiale negativa, viene utilizzato per calcolare l'indice di concentrazione nelle malattie croniche (Wagstaff et al. (1991; 2000)), standardizzato per età e sesso e determinare la scomposizione nella disuguaglianza legata ai fattori di rischio e ai suoi determinanti. I risultati mettono in evidenza una maggiore disuguaglianza della salute tra le classi meno abbienti in entrambi gli anni. Nel 2015 si nota una, seppur lieve, riduzione della disuguaglianza socioeconomica delle malattie croniche. Il risultato potrebbe essere legato alla crescita disuguaglianza economica tra gli individui a causa dell'allargamento della forbice tra le classi di reddito più povere e quelle più agiate. I policy maker dovrebbero attivare politiche di prevenzione nelle classi di reddito più disagiate per migliorare le condizioni di vita della popolazione e raggiungere un risparmio della spesa pubblica per malattie non trasmissibili.

1. Dipartimento Scienze Economiche Aziendali e Statistiche, Università degli studi di Palermo, Viale delle Scienze, edificio 13, 90128, Palermo. (corresponding author)

2. Dipartimento di Scienze per la promozione della salute e materno infantile "G. D'Alessandro", Università di Palermo Via del Vespro, 133, 90127, Palermo.

1. *Introduzione*

In Europa, le principali malattie non trasmissibili (MNT), comprendono il diabete, le malattie cardiovascolari, il cancro, le malattie respiratorie croniche e i disturbi mentali, e rappresentano complessivamente circa l'86% delle morti e il 77% della spesa sanitaria. Delle sei regioni dell'OMS, la regione europea è quella più colpita dalle MNT (WHO, 2014). È stato dimostrato che almeno l'80% di tutte le malattie cardiache, ictus e diabete di tipo 2 e almeno un terzo dei casi di cancro sono evitabili (WHO, 2013). La strategia di sorveglianza globale di OMS sulle MNT si basa su una visione multidimensionale di determinanti della malattia in cui i fattori di rischio sono raggruppati lungo la traiettoria causale da quello più lontano a quello più vicino alla malattia in questione. L'individuazione e il controllo di fattori di rischio e le azioni preventive per ridurli rimangono la strategia essenziale per contrastare le MNT e di conseguenza ridurre la spesa pubblica. Tra le azioni che la Commissione europea può mettere in atto per migliorare le performance dei servizi sanitari degli stati Membri è compreso il miglioramento degli stili di vita e l'accesso a una più efficace promozione della salute e prevenzione di malattie. Inoltre la crisi economica ha reso necessaria una razionalizzazione della spesa legata alla riduzione delle risorse destinate alla salute. Diventa dunque necessaria l'individuazione e il monitoraggio di azioni correttive specifiche per il miglioramento della salute della popolazione e la riduzione della spesa pubblica.

A livello europeo, l'importante e numerosa letteratura sulle disuguaglianze socioeconomiche della salute percepita dimostra differenze tra i paesi nell'associazione tra disuguaglianza dei redditi e gradiente della salute correlato al reddito (Chauvel et al., 2015; Jutz et al 2015), dello status socioeconomico e di salute degli individui in funzione delle differenze di contesto (Alvarez-Galvez et al, 2016). Altri studi mostrano disuguaglianze socioeconomiche sia nei tassi di mortalità (Huisman et al, 2013; Borrell et al, 2014; Hu et al, 2015) che nella salute percepita (Mackenbach et al, 2008; Vullo et al 2016), ma c'è poca evidenza sulle diseguaglianze socioeconomiche nei fattori di rischio (Tsimbos, 2010).

Scopo di questo lavoro è quello di indagare le disuguaglianze socioeconomiche tra gli ultracinquantenni europei nelle malattie croniche e nei fattori di rischio a esse correlate. Tra i fattori di rischio abbiamo considerato il consumo di tabacco, l'obesità, le errate abitudini alimentari e l'insufficiente attività fisica.

L'analisi si basa sui dati della Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE), una banca dati a livello micro che raccoglie informazioni sulla salute, status socio-economico, reti sociali e familiari di persone di età superiore ai 50 anni che vivono nell'Unione Europea (Börsch-Supan et al, 2013). Oggetto di studio è la disuguaglianza del numero di malattie croniche per diversi fattori di rischio tra il 2004 e il 2015. Il metodo utilizzato, l'indice di concentrazione della salute di Wagstaff (1991; 2000), essendo un metodo standardizzato, ci permette di controllare l'andamento del fenomeno nel tempo e di verificarne il trend in modo da valutare gli effetti delle politiche di welfare adottate nei diversi paesi.

Il lavoro è organizzato come segue. La sezione 2 riporta i dati e le variabili utilizzate. La sezione 3 i metodi utilizzati, seguono la descrizione del campione, l'analisi della disuguaglianza e le discussioni.

2. *Dati e variabili*

Il dataset che abbiamo utilizzato nell'analisi include le variabili imputate dell'indagine SHARE della release 6.0.0 relative alle Waves 1 (anno 2004) e 6 (anno 2015) e contenute nel modulo "sharew6_rel6-0-0_gv_imputations" della banca dati (<http://www.share-project.org>).

L'indagine e la Wave 6, in particolare, è caratterizzata da elevati tassi di risposta sia per il campione al baseline sia per quello di *refreshment* e da elevati tassi di ritenzione per il campione panel. Infatti,

dieci paesi (di undici, (91%)) hanno raggiunto il tasso minimo di risposta delle famiglie nel campione di refreshment, pari al 30%, e otto paesi (di 19, (42%)) hanno raggiunto o superato il minimo tasso di ritenzione a livello individuale, fissato all'83%. Tuttavia, avendo utilizzato il dataset di variabili imputate, abbiamo rimediato alle questioni legate al tasso di non-risposta.

Dal dataset abbiamo estratto le variabili relative a 10 paesi europei presenti in entrambe le rilevazioni: Austria, Germania, Svezia, Spagna, Italia, Francia, Danimarca, Grecia, Svizzera e Belgio. SHARE utilizza metodi di imputazione multipla, utili a preservare la struttura di correlazione delle variabili imputate. Con queste procedure vengono effettuate imputazioni simultanee su più variabili impiegando la tecnica Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Fondamentalmente, sono stati considerati due metodi di imputazione alternativi, *hot-deck* e *fully conditional specification (FCS)*, scelti in base alla numerosità di dati mancanti nella variabile originaria. Il metodo *hot-deck* è utilizzato quando la variabile da imputare ha una piccola frazione di dati mancanti mentre il metodo *FCS* quando, come nelle variabili monetarie, abbiamo un'elevata proporzione di dati mancanti nella variabile originaria¹. Per le variabili reddito e ricchezza, i valori sono stati imputati secondo una procedura a tre stadi. Maggiori dettagli sulle procedure di imputazione utilizzate possono essere trovate in De Luca et al. (2015)(1).

Per l'obiettivo del nostro lavoro abbiamo preso in considerazione variabili socio-economiche (SES) (età, sesso, stato civile, reddito, ricchezza, posizione lavorativa, istruzione), fattori di rischio comportamentale (fumo e inattività fisica) e fattori di rischio metabolico (problemi cronici e obesità).

Tutte le analisi hanno tenuto conto dei pesi di calibrazione calcolati a livello familiare perché le variabili reddito e ricchezza sono calcolate per famiglia. In tal modo viene assegnato un peso comune a tutti i rispondenti della stessa famiglia che dipende dal peso del disegno di campionamento sottostante e dal set di variabili di calibrazione per tutti i membri della famiglia con più di 50 anni.

Dalle variabili originarie, in alcuni casi sono state effettuate delle trasformazioni ritenute utili all'analisi. In particolare, la variabile stato civile è stata dicotomizzata, la variabile istruzione è stata ridotta in 4 categorie (i livelli ISCED compresi in ciascuna categoria sono riportati in tabella). Partendo dal BMI è stata calcolata la variabile dicotomica obeso che assume valore 1 se il BMI > 30.

Tra le variabili economiche abbiamo considerato sia il reddito che la ricchezza. La variabile reddito tiene conto del reddito da lavoro di tutti i componenti della famiglia mentre la ricchezza è calcolata sommando le risorse finanziarie (conti bancari, titoli obbligazionari e fondi comuni e risparmi per investimenti a lungo termine) dei componenti della famiglia. Entrambe le variabili, presentando un elevato numero di informazioni mancanti, hanno un elevato numero di valori imputati.

Mentre il reddito è fortemente associato allo status occupazionale e riflette le risorse di un periodo di tempo definito (Mackenbach et al. 1997), la ricchezza cattura il vantaggio o svantaggio accumulato nel corso della vita e può essere considerata una misura complementare alla posizione socio economica degli individui (Huisman et al. 2004). D'altronde, i dati in nostro possesso riguardano soggetti di età superiore ai 50 anni, per i quali il livello di benessere è maggiormente influenzato dalla ricchezza accumulata piuttosto che dal reddito da lavoro. Quindi nella nostra analisi abbiamo voluto verificare gli effetti sulle malattie croniche di entrambe le misure del benessere.

3. *Metodi impiegati*

¹ Share released guide 6.0.0. <http://www.share-project.org/data-access.html>

In questo lavoro misuriamo la disuguaglianza della salute calcolando l'indice di concentrazione (C) del numero di malattie croniche (Wagstaff et al. (1991)(2000)). Il coefficiente di concentrazione è pari al doppio dell'area compresa tra la retta di equidistribuzione e la curva di concentrazione, definita come il grafico che mette in relazione la proporzione cumulativa della salute con la proporzione cumulativa della popolazione ordinata per il livello di benessere, iniziando dalla condizione più svantaggiata. Quando la curva di concentrazione coincide con la retta di equidistribuzione, l'indice C è zero e possiamo dire che tutti gli individui hanno lo stesso livello di salute a prescindere dal livello di benessere posseduto. Se la salute è misurata in termini di cattiva salute (numero di malattie, disabilità, indice di malnutrizione, ecc.), quando la curva di concentrazione è sopra la diagonale, c'è disuguaglianza a svantaggio dei più poveri e C varia tra -1 e 0. Nel caso in cui la disuguaglianza è a svantaggio dei più ricchi la curva di concentrazione cade sotto la diagonale e C varia tra 0 e 1. Più la curva di concentrazione si allontana dalla diagonale, maggiore è la disuguaglianza di salute tra i diversi livelli di benessere. L'indice di concentrazione è una misura appropriata della disuguaglianza di salute relata alle caratteristiche socioeconomiche quando la salute è misurata su scala a rapporto e non presenta valori negativi. Per trasformare il numero di malattie croniche su scala a rapporto abbiamo utilizzato il modello di regressione binomiale negativa che mitiga l'assunzione della Poisson di media uguale alla varianza.

Abbiamo spiegato il numero di malattie croniche rispetto ad un set di covariate che comprendono determinanti socio-economici e comportamenti a rischio dell'individuo, usando i pesi di calibrazione calcolati a livello di famiglia². Abbiamo utilizzato il metodo di standardizzazione diretto per età e sesso. Le stime della salute standardizzate descrivono la distribuzione della salute attesa, tenuto conto delle differenze della distribuzione per età e sesso della popolazione.

Il valore predetto del numero di malattie croniche viene utilizzato per stimare la curva di concentrazione C e per scomporre la disuguaglianza delle malattie croniche nei suoi determinanti.

Possiamo scrivere l'indice di concentrazione (Kakwani et al., 1997):

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n h_i r_i - 1 \quad [2]$$

in cui h_i rappresenta la variabile della salute (il numero predetto di malattie croniche), μ è la sua media, e $r_i = i/N$ è la frazione di rango dell'individuo i nella distribuzione della variabile legata allo standard di vita con $i=1$ per il soggetto più povero e $i=N$ per quello più ricco. Per la misurazione dello standard di vita, abbiamo scelto quella variabile, tra reddito e ricchezza, che predice significativamente il numero di malattie croniche nella popolazione degli Europei over-50. Una formula di calcolo conveniente è espressa in termini di covarianza

$$C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h, r) \quad [3]$$

Legando la variabile di salute a un set di k determinanti attraverso un modello di regressione e sfruttando la proprietà di scomposizione dell'indice di concentrazione si perviene alla formulazione:

$$C = \sum_{k=1}^K (\beta_k \bar{x}_k / \mu) C_k + GC_\epsilon / \mu \quad [4]$$

la componente GC_ϵ è un indice di concentrazione generalizzato per ϵ_i :

² I pesi di calibrazione sono determinati separatamente per ciascun paese per riprodurre le popolazioni di riferimento della regione in ciascuna Wave oggetto di studio. Per ciascun Paese e wave, il totale marginale di calibrazione è costituito dalla somma della popolazione target negli 8 gruppi sesso-età (cioè maschi e femmine nei gruppi di età [50-59], [60-69], [70-79], [80+]) e tra aree regionali a livello NUTS (Share Release Guide 6.0.0)

$$GC_\varepsilon = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i r_i \quad [5]$$

che rappresenta il coefficiente di Gini corrispondente alla curva di Lorenz generalizzata (Shorrocks, 1983). La scomposizione di C si articola in una componente deterministica, uguale alla somma dei contributi delle covariate e una componente residua che riflette le disuguaglianze nel numero di malattie croniche che non possono essere spiegate da variazioni sistematiche nelle covariate nei diversi livelli di benessere. Per calcolare il livello di concentrazione di ciascuna covariata, moltiplichiamo C per la sua elasticità.

La scomposizione di Oaxaca (Oaxaca, 1973) è stata utilizzata per catturare i cambiamenti della disuguaglianza tra il 2004 e il 2015 e conoscere se nella disuguaglianza abbia inciso più la variazione delle elasticità o le variazioni dei determinanti socio-economici. Se denotiamo con η_{kt} l'elasticità di h rispetto a x_k al tempo t, e applichiamo il metodo di Oaxaca otteniamo:

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt} (C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k C_{kt-1} (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) + \Delta \left(\frac{GC_{\varepsilon t}}{\mu_t} \right) \quad [6]$$

o alternativamente:

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt-1} (C_{kt} - C_{kt-1}) + \sum_k C_k (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) + \Delta \left(\frac{GC_{\varepsilon t}}{\mu_t} \right) \quad [7]$$

Questo approccio ci permette di vedere per ciascuna x_k e combinazione di esse, se cambiamenti nella disuguaglianza della salute siano da imputare a cambiamenti nella disuguaglianza nei determinanti della salute, piuttosto che a cambiamenti nelle loro elasticità.

Ai fini dell'analisi della disuguaglianza socioeconomica del numero di malattie croniche, le variabili reddito e ricchezza sono categorizzate attraverso i decili. Le analisi sono state effettuate con il modulo di imputazione multipla (mi) del package Stata 14. Lo studio della disuguaglianza è stato effettuato mediante il software ADEPT versione 6.

4. Descrizione del campione

I campioni includono informazioni su 10 paesi per un totale di 25,016 persone per il 2004 e 43,916 nel 2015. L'età media del campione è 64.2 anni nel 2004 mentre nel 2015 è 67.8 anni con una variabilità pressoché immutata. In entrambi gli anni, le femmine rappresentano poco più della metà del campione (all'incirca il 56%), quasi due terzi del campione vive in coppia, la quota di pensionati cresce considerevolmente tra i due anni, passando dal 50% al 56%, a scapito della quota di occupati, che passa dal 29% del 2004 al 26% del 2015. Relativamente alla distribuzione per titolo di studio, nel 2004 la maggior parte dei soggetti intervistati dichiara un titolo di studio non superiore alla scuola primaria (36%), mentre nel 2015 il titolo di studio modale è la scuola secondaria (34%) (Tabella 1).

Tabella 1. Statistiche descrittive per anno

| Variable | 2004 | 2015 | p |
|---------------------|---------|---------|------|
| | N=25016 | N=43916 | |
| | % | % | |
| <i>Sesso</i> | | | |
| Maschi | 44.31 | 44.53 | 0.58 |
| Femmine | 55.69 | 55.47 | |
| <i>Stato civile</i> | | | |

| | | | | |
|-----------------------------|---|-------|-------|--------|
| | Sposato, in coppia | 72.58 | 71.71 | 0.02 |
| | mai sposato/divorziato | 27.42 | 28.29 | |
| <i>Posizione lavorativa</i> | | | | |
| | Pensionato | 49.95 | 55.5 | <0.001 |
| | Occupato | 28.89 | 26.14 | |
| | Disoccupato | 3.28 | 2.71 | |
| | Malato permanente | 2.73 | 2.9 | |
| | Casalinga | 14.73 | 10.95 | |
| | Altro | 0.42 | 1.79 | |
| <i>Istruzione</i> | | | | |
| | Nessun titolo/primaria (livelli 0 e 1 ISCED) | 35.62 | 26.76 | <0.001 |
| | Secondaria inferiore (livello 2 ISCED) | 15.81 | 15.31 | |
| | Secondaria/secondaria superiore (livelli 3 e 4 ISCED) | 30.3 | 34.02 | |
| | Terziaria (livelli 5 e 6 ISCED) | 18.26 | 23.91 | |
| <i>Obeso</i> | | | | |
| | No | 82.71 | 80.58 | <0.001 |
| | Si | 17.29 | 19.42 | |
| <i>Fuma</i> | | | | |
| | No | 54.1 | 53.93 | 0.68 |
| | Si | 45.9 | 46.07 | |
| <i>Inattività Fisica</i> | | | | |
| | No | 89.63 | 87.84 | <0.001 |
| | Si | 10.4 | 12.2 | |

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE

Il reddito medio degli individui si è ridotto mentre è aumentata la ricchezza media e la variabilità delle due variabili nel tempo (Tabella 1A). Questo è segnale dell'aumento della disuguaglianza economica che ha interessato questi paesi nel periodo che va dal 2004 al 2015.

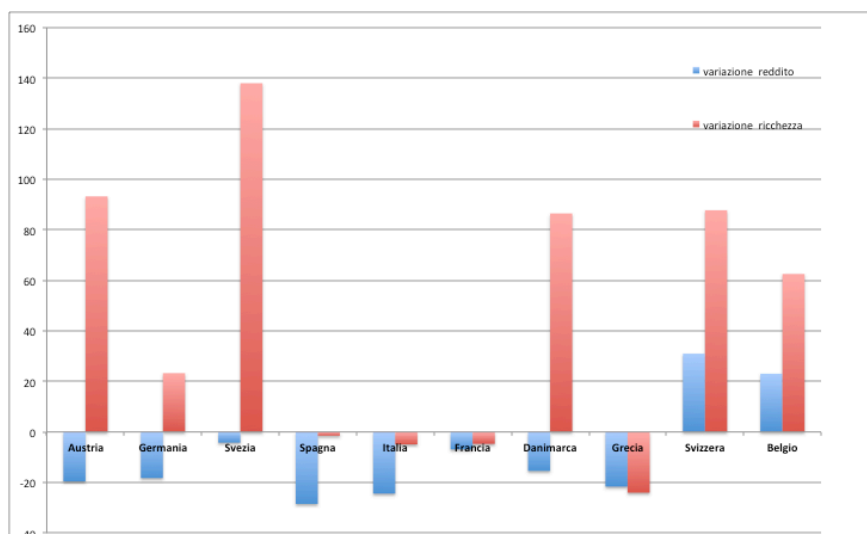
Tabella 1A. Statistiche descrittive per anno

| | 2004 | 2015 |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Media \pm SD | Media \pm SD |
| Reddito procapite | 38719.2 \pm 45395 | 36535.3 \pm 82634.23 |
| Ricchezza procapite | 228204.6 \pm 414514.4 | 316207.3 \pm 512483.5 |
| Età | 64.4 \pm 10.6 | 67.8 \pm 10.5 |

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE, release 6.0.0

Analizzando più in dettaglio la situazione a livello regionale, il livello medio di reddito procapite è peggiorato in tutti i paesi considerati tranne che per Svizzera e Belgio mentre la ricchezza media procapite, nel 2015, ha registrato un aumento in Austria, Germania, Svezia, Danimarca, Belgio e Svizzera (quest'ultima ha visto più che raddoppiare il proprio livello di ricchezza) mentre Italia, Francia e Grecia hanno registrato una riduzione del livello medio della loro ricchezza (Grafico 1).

Grafico 1. Variazione media del reddito e della ricchezza procapite per paese



Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

La regione con il più basso livello medio di reddito è la Grecia, seguita da Spagna e Italia. La Svizzera mostra un livello medio di reddito più che quadruplo rispetto alla Grecia e una ricchezza più che tripla. Nel 2015 la forbice, sia per il reddito che per la ricchezza, tra paesi ricchi e paesi poveri si è allargata. La Svizzera (il Paese più ricco) ha un livello di reddito e di ricchezza 7 volte più alto della Grecia (paese più povero). In generale possiamo notare un peggioramento delle condizioni economiche dei paesi più poveri e un miglioramento delle condizioni economiche di quelli più ricchi (Tabella 2).

Tabella 2. Reddito e ricchezza medi procapite per Paese e anno

| Paese | 2004 N=25016 | | 2015 N=43916 | |
|--------------------------|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|
| | Reddito | Ricchezza | Reddito | Ricchezza |
| Austria | 38336 | 152314.3 | 30947.19 | 294823.4 |
| Germany | 41703.72 | 200841.4 | 34404.08 | 245694.6 |
| Sweden | 46308.04 | 173823.6 | 44414.5 | 413967.8 |
| Spain | 23149.71 | 208806.7 | 17850.68 | 201190.2 |
| Italy | 28109.76 | 230406.2 | 21069.85 | 212318.7 |
| France | 38062.81 | 316656.1 | 35970.77 | 298252.9 |
| Denmark | 54884.21 | 219185.3 | 46388.62 | 405411.5 |
| Greece | 17809.96 | 146778.6 | 14159.63 | 112357 |
| Switzerland | 77319.35 | 439236.9 | 99963.1 | 835526.7 |
| Belgium | 43591 | 257612.9 | 55047.01 | 425461.6 |
| <i>Totale</i> | <i>36466.6</i> | <i>236944</i> | <i>31517.88</i> | <i>267163.6</i> |
| Correlazione di Spearman | 0.194 | p=0.00 | 0.1801 | p=0.00 |

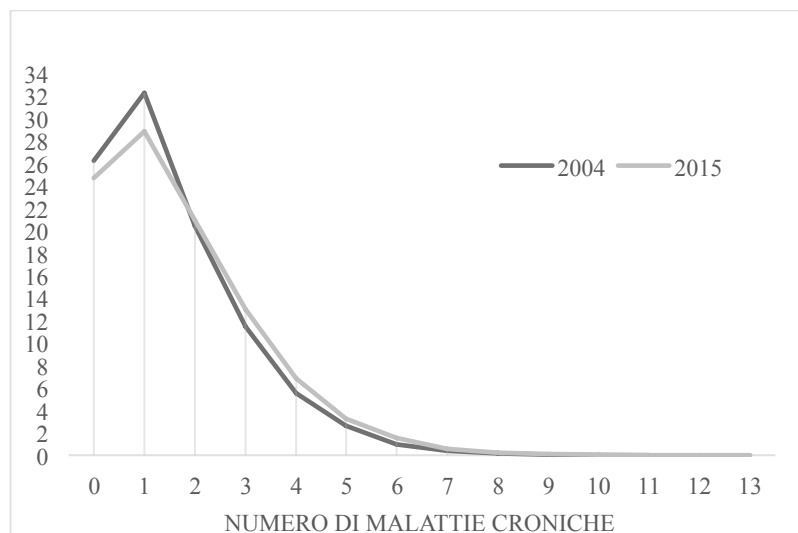
Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

4.1 Fattori di rischio metabolico

In entrambi gli anni prevale il numero di soggetti che afferma di soffrire di una sola malattia cronica (32% nel 2004 e 29% nel 2015) ma si riduce la quota di soggetti che non soffre di malattie

croniche (26% nel 2004 e 25% nel 2015) a scapito di coloro che soffrono di due malattie croniche o più (42% nel 2004 e 47% nel 2015). (Grafico 2). Il 50% dei soggetti in tutti i Paesi studiati, nel 2015, dichiara di soffrire di una malattia cronica tranne che per Spagna e Belgio in cui il 50% dei soggetti dichiara di soffrire di 2 malattie croniche.

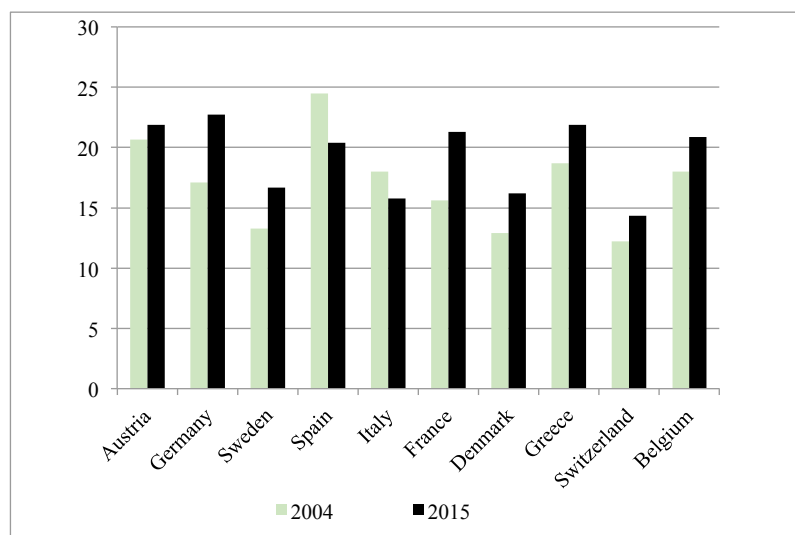
Grafico 2. Distribuzione percentuale dei soggetti per numero di malattie croniche e anno



Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

In 11 anni aumenta la quota di obesi (da 17% nel 2004 al 19% del 2015) in tutti i paesi considerati, ma si riduce, in termini relativi, la percentuale di obesi in Spagna e Italia (Grafico 3).

Grafico 3. Percentuale di obesi per regione e anno



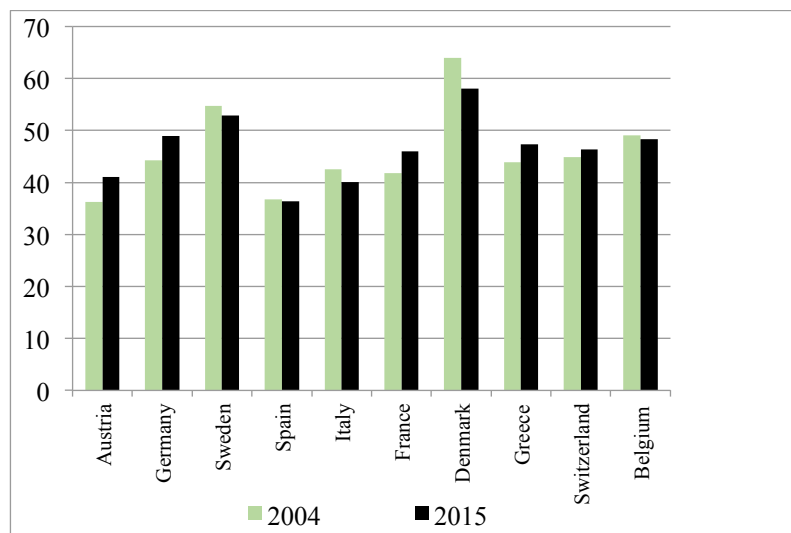
Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

4.2 Fattori di rischio comportamentale

In quasi tutte le regioni la percentuale di fumatori si attesta al di sotto del 50% (Grafico 4). Le uniche regioni che registrano una percentuale più elevata di fumatori sono la Svezia e la Danimarca.

La Danimarca, con il 64% nel 2004 e 58% nel 2015, presenta la percentuale più elevata di fumatori. L’Austria e la Spagna, invece, sono le regioni con la percentuale più bassa di fumatori (36% circa nel 2004) mentre nel 2015 l’Austria registra un lieve aumento (41% circa).

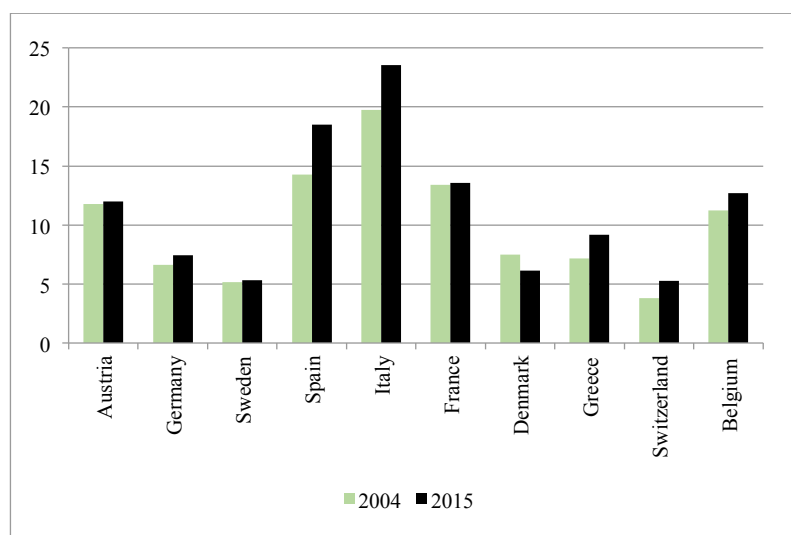
Grafico 4. Percentuale di fumatori per regione e anno



Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

Aumenta la quota di sedentari (da 10% al 12%), le regioni con la percentuale più bassa di sedentari sono la Svizzera e la Svezia (< 5%) mentre l’Italia è la regione con il maggior numero di soggetti sedentari (23.6% nel 2015).

Grafico 5. Percentuale di soggetti che non svolge attività fisica per regione e anno



Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

5. Analisi della disuguaglianza socioeconomica nelle malattie croniche

Tra gli ultracinquantenni europei, il numero di malattie croniche è associato significativamente a tutti i determinanti SES e ai fattori di rischio considerati eccetto che per lo stato civile, che non

risulta significativo nel 2015 (Tabella 3). In particolare, essere donna o anziano si associa ad un incremento del numero di malattie croniche. Il differenziale tra i sessi si riduce significativamente nel periodo analizzato (0.12; 95%CI=[0.11;0.16] nel 2004 e 0.06; 95%CI=[0.07; 0.10] nel 2015) (dati non in tabella). Inoltre, si trova in una condizione di salute svantaggiata chi non lavora perchè in pensione, disoccupato o in altra condizione di inattività mostrando un coefficiente positivo e significativamente diverso da zero rispetto a chi lavora. Contrariamente, il livello di istruzione gioca un effetto benefico sul benessere delle persone essendo negativo e crescente in valore assoluto, al crescere del livello di istruzione. Guardando ai fattori di rischio, i fumatori, i sedentari e gli obesi mostrano un più elevato numero di malattie croniche rispetto a chi non fuma, ha una vita attiva e non è obeso. L'effetto dell'inattività fisica è più elevato nel 2015 rispetto al 2004. In ciascun anno, il numero di malattie croniche è significativamente associato al paese di origine del rispondente tranne che per Spagna, Danimarca e Belgio nel 2004, mentre nel 2015 risultano non significative le regioni Svezia e Svizzera. Considerato che la stima ha come regione di riferimento l'Italia possiamo dire che nel 2004, tutte le regioni presentano un numero di malattie croniche inferiori rispetto all'Italia mentre nel 2015 cambia il segno dei coefficienti denotando condizioni di salute, per gli altri paesi, significativamente peggiori rispetto all'Italia (Tabella 3)

Tabella 3. Coefficienti stimati della regressione binomiale negativa per malattie croniche dal 2004 al 2015

| | 2004 | p-value | 2015 | p-value |
|---|-------|---------|-------|---------|
| Costante | -1.32 | 0.00 | -1.35 | 0.00 |
| <i>Paese- Italia (Base)</i> | | | | |
| Austria | -0.25 | 0.00 | 0.13 | 0.00 |
| Germania | -0.06 | 0.03 | 0.31 | 0.00 |
| Svezia | -0.04 | 0.09 | 0.02 | 0.46 |
| Spagna | 0.02 | 0.34 | 0.18 | 0.00 |
| Francia | -0.06 | 0.02 | 0.18 | 0.00 |
| Danimarca | 0.02 | 0.47 | 0.21 | 0.00 |
| Grecia | -0.14 | 0.00 | 0.11 | 0.00 |
| Svizzera | -0.34 | 0.00 | -0.03 | 0.27 |
| Belgio | 0.00 | 0.92 | 0.28 | 0.00 |
| età | 0.02 | 0.00 | 0.02 | 0.00 |
| <i>Sesso-Uomo (Base)</i> | | | | |
| Femmina | 0.12 | 0.00 | 0.06 | 0.00 |
| <i>Stato civile-Non in coppia (Base)</i> | | | | |
| In coppia | 0.05 | 0.01 | 0.02 | 0.18 |
| <i>Situazione lavorativa-Occupato (Base)</i> | | | | |
| In pensione | 0.32 | 0.00 | 0.33 | 0.00 |
| Disoccupato | 0.20 | 0.00 | 0.20 | 0.00 |
| Invalido | 0.71 | 0.00 | 0.72 | 0.00 |
| casalinga | 0.26 | 0.00 | 0.30 | 0.00 |
| altro | 0.35 | 0.00 | 0.41 | 0.00 |
| <i>Titolo di studio-Nessun titolo/primaria (Base)</i> | | | | |
| Inferiore alla secondaria | -0.04 | 0.05 | -0.06 | 0.01 |
| Secondaria/inferiore alla terziaria | -0.07 | 0.00 | -0.09 | 0.00 |
| Terziaria | -0.06 | 0.03 | -0.13 | 0.00 |
| <i>Quintili della ricchezza netta</i> | | | | |
| 2 | -0.06 | 0.01 | -0.04 | 0.08 |
| 3 | -0.08 | 0.00 | -0.09 | 0.00 |

| | | | | | |
|----------------------------|---|-------|------|-------|------|
| | 4 | -0.08 | 0.00 | -0.11 | 0.00 |
| | 5 | -0.15 | 0.00 | -0.18 | 0.00 |
| <i>Quintili di reddito</i> | | | | | |
| | 2 | 0.03 | 0.25 | -0.01 | 0.60 |
| | 3 | 0.01 | 0.56 | -0.02 | 0.50 |
| | 4 | 0.01 | 0.57 | -0.03 | 0.29 |
| | 5 | -0.04 | 0.23 | -0.05 | 0.12 |
| <i>fumatore</i> | | 0.11 | 0.00 | 0.11 | 0.00 |
| <i>inattività fisica</i> | | 0.13 | 0.00 | 0.19 | 0.00 |
| <i>obeso</i> | | 0.29 | 0.00 | 0.35 | 0.00 |

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

La disuguaglianza nel numero di malattie croniche risulta a svantaggio dei poveri in entrambi gli anni, anche se l'effetto è decrescente dal 2004 ($C=-0.191$) al 2015 ($C=-0.161$). Questa disuguaglianza è attribuibile in maggior misura all'inattività fisica e all'istruzione in ciascun anno, anche se il contributo (Co) di questi determinanti è cambiato dal 2004 ($Co_{ist}=-0.021$ $Co_{inat}=-0.014$) al 2015 ($Co_{ist}=-0.013$ $Co_{inat}=-0.016$). La disuguaglianza di tutti i determinanti è a sfavore dei poveri in entrambi gli anni. Tra i determinanti SES, quelli con il più alto livello di concentrazione sono il livello di istruzione ($C_{ist}=0.055$ nel 2004 e $C_{ist}=0.053$ nel 2015) e lo stato civile ($C_{stato_civ}=-0.055$ nel 2004 e $C_{stato_civ}=-0.045$ nel 2015). Mentre il livello di istruzione è a vantaggio dei più ricchi, lo stato civile nel 2015 gioca un ruolo sulla disuguaglianza a svantaggio dei meno abbienti. Tra i fattori di rischio il più diseguale è la sedentarietà in entrambi gli anni ($C_{inat}=-0.221$ nel 2004 $C_{inat}=-0.211$ nel 2015).

Tabella 4. Indici di concentrazione, elasticità, coefficienti e contributi alla disuguaglianza per anno

| | Indici di Concentrazione | | Elasticità | | Coefficienti | | Contributi | |
|---------------------------------------|--------------------------|--------|------------|--------|--------------|--------|------------|--------|
| | 2004 | 2015 | 2004 | 2015 | 2004 | 2015 | 2004 | 2015 |
| <i>Variabili di standardizzazione</i> | | | | | | | | |
| Età | -0.013 | -0.003 | 4.957 | 4.562 | 0.028 | 0.028 | -0.065 | -0.015 |
| Sesso | -0.015 | -0.011 | 0.632 | 0.429 | 0.149 | 0.113 | -0.009 | -0.005 |
| <i>Variabili di Controllo</i> | | | | | | | | |
| Fumatore | 0.029 | -0.025 | 0.134 | 0.173 | 0.117 | 0.157 | 0.004 | -0.004 |
| Obeso | -0.024 | -0.099 | 0.463 | 0.014 | 0.072 | 0.001 | -0.011 | -0.001 |
| Inattività Fisica | -0.221 | -0.211 | 0.063 | 0.077 | 0.182 | 0.225 | -0.014 | -0.016 |
| Condizione lavorativa | 0.009 | -0.032 | 0.010 | 0.605 | 0.002 | 0.101 | 0.000 | -0.019 |
| Istruzione | 0.055 | 0.053 | -0.386 | -0.242 | -0.061 | -0.039 | -0.021 | -0.013 |
| Stato civile | -0.055 | -0.045 | -0.107 | 0.023 | -0.031 | 0.007 | 0.006 | -0.001 |
| Totale | -0.191 | -0.161 | | | | | | |

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

Per valutare quanta parte del cambiamento sia dovuto all'elasticità piuttosto che a cambiamenti della disuguaglianza abbiamo calcolato la scomposizione di Oaxaca (Tabella 5). Questa scomposizione suggerisce che i cambiamenti nella concentrazione di età e obesità sono più importanti rispetto a variazioni nelle elasticità.

Il Rho per ranghi di Spearman mette in evidenza, che a livello di significatività del 5%, l'ipotesi di indipendenza tra reddito e numero predetto di malattie croniche non può essere rifiutata. La correlazione per l'anno 2015 è -0.58 ($p=0.07$), mentre per il 2004 il coefficiente di Spearman è 0.33 e risulta non significativo ($p=0.36$).

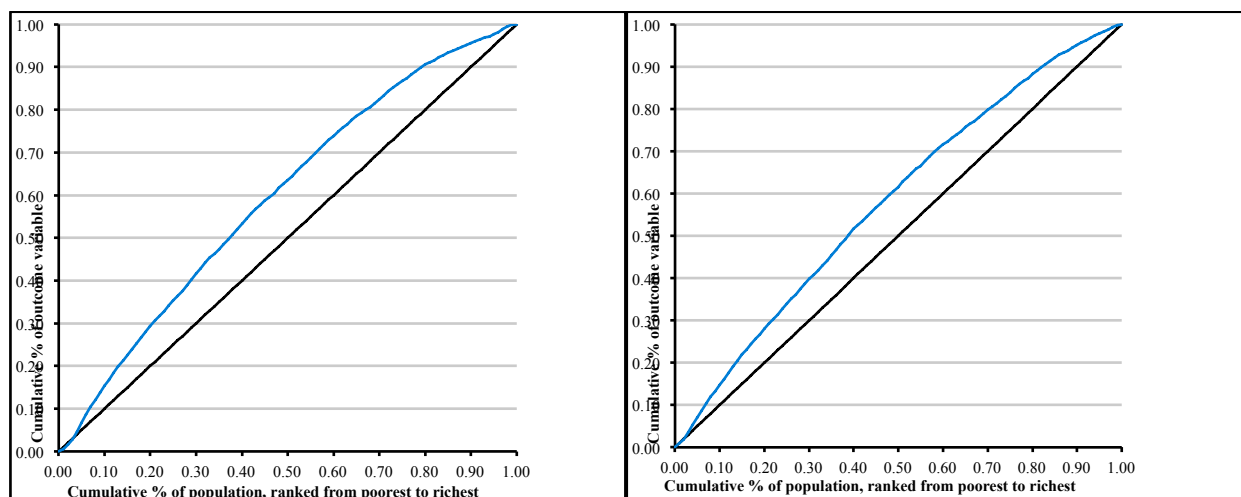
Tabella 5. Scomposizione della disuguaglianza e scomposizione di Oaxaca per cambiamenti della disuguaglianza

| | | | | | Equazione (6) | | Equazione (7) | | Totale | |
|------------------------|--------|--------|--------|--------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------|--------|
| | C 2004 | C 2015 | E 2004 | E 2015 | $\Delta C \cdot \eta$ | $\Delta \eta \cdot C$ | $\Delta C \cdot \eta$ | $\Delta \eta \cdot C$ | Total | % |
| Età | -0.013 | -0.003 | 5.671 | 3.442 | 0.034 | 0.029 | 0.056 | 0.007 | 0.063 | -75.84 |
| Sesso | -0.015 | -0.011 | 0.774 | 0.380 | 0.002 | 0.006 | 0.003 | 0.004 | 0.008 | -9.05 |
| Situazione lavorativa | 0.029 | -0.025 | 0.009 | 0.006 | 0.000 | 0.000 | -0.001 | 0.000 | 0.000 | 0.49 |
| istruzione | -0.221 | -0.211 | -0.490 | -0.314 | -0.003 | -0.039 | -0.005 | -0.037 | -0.042 | 50.33 |
| Stato civile | 0.009 | -0.032 | 0.014 | 0.049 | -0.002 | 0.000 | -0.001 | -0.001 | -0.002 | 2.03 |
| fumatore | 0.055 | 0.053 | 0.195 | 0.089 | 0.000 | -0.006 | 0.000 | -0.006 | -0.006 | 7.23 |
| Inattività fisica | -0.055 | -0.045 | 0.077 | 0.065 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | -1.61 |
| obeso | -0.024 | -0.099 | 1.826 | 1.451 | -0.108 | 0.009 | -0.137 | 0.037 | -0.100 | 119.75 |
| Concentrazione Residua | -0.081 | -0.087 | | | | | | | -0.01 | 6.69 |
| Totale | | | | | | | | | -0.08 | |

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

Le curve di concentrazione mostrano una riduzione della disuguaglianza delle malattie croniche dal 2004 al 2015. Il risultato può essere influenzato dall'aumento del livello della disuguaglianza di ricchezza tra gli individui.

Grafico 6. Curva di concentrazione per il 2004 e il 2015



Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE release 6.0.0

6. Discussione

L'indice di concentrazione, strettamente correlato alla curva di concentrazione, quantifica il grado di disuguaglianza socio-economica relata alla variabile della salute.

Molti studi hanno dimostrato che i tassi di MNT sono più elevati nelle classi svantaggiate economicamente che nei gruppi con posizione socio-economica più elevata, ma poco si sa sulle disuguaglianze di reddito e di istruzione nelle MNT. Il primo contributo di questo studio è l'analisi della disuguaglianza nelle MNT e nei fattori di rischio delle MNT tra gli ultracinquantenni europei. I risultati evidenziano che le MNT sono distribuite in modo non omogeneo a svantaggio delle persone più povere e che questa disuguaglianza può essere correlata alle differenze di istruzione e ricchezza più che di reddito.

Inoltre le persone più in basso nella scala sociale hanno meno accesso alla cura e al trattamento delle MNT, specialmente alle cure primarie, che possono ridurre efficacemente l'esposizione ad alcuni fattori di rischio importanti e prevenire stadi avanzati della malattia e complicanze.

Il nostro studio mette in evidenza come il livello di istruzione sia il principale determinante del numero medio di malattie croniche e delle disuguaglianze socioeconomiche nelle MNT. La relazione inversa tra elevati livelli di istruzione e numero di malattie croniche non è una novità per diversi motivi (Vullo et al, 2016). Gli individui più istruiti hanno una migliore salute perché hanno la capacità e le informazioni per scegliere il migliore stile di vita (Grossman et al., 1972), hanno maggiore conoscenza dei comportamenti a rischio, delle cure preventive e dei trattamenti medici e hanno un maggiore accesso ai servizi sanitari e li utilizzano in modo più efficiente. L'istruzione favorisce indirettamente lo sviluppo individuale e le relazioni interpersonali, consentendo alle persone di perseguire un successo personale e professionale, con un impatto positivo sulla salute (Mirowsky et al, 1989). Infine, l'istruzione ha effetti sulle MNT attraverso l'indice di massa corporea (BMI), abitudini alimentari e attività fisica (Atella et al., 2014).

Il ruolo dell'istruzione per la disuguaglianza nelle MNT è stato dimostrato per l'angina, l'artrite, l'asma e la depressione. Molti studi hanno riportato le associazioni inverse tra la posizione socio-economica e la prevalenza di queste malattie (Hosseinpoor et al, 2012). I dati europei degli anni '90 hanno dimostrato la disuguaglianza correlata all'istruzione in 14 di 17 MNT, principalmente ictus, malattie del sistema nervoso e del diabete. Tuttavia, la disuguaglianza nella salute legata all'istruzione può essere il risultato di una distorsione di informazione di persone con livelli di istruzione più elevata. Infatti, gli individui più istruiti hanno maggiori competenze di acquisire informazioni che aumentano la probabilità di riconoscere e segnalare i sintomi di una malattia. Di conseguenza, probabilmente accederanno ai servizi sanitari con maggiore rapidità per una tempestiva guarigione (Bago d'Uva et al., 2011).

Uno studio sulle disuguaglianze socio-economiche tra gli over-cinquantenni dell'area mediterranea conferma che elevati livelli di istruzione e elevati livelli di benessere sono associati significativamente a una migliore salute e che il reddito, non è così importante se si controlla per il livello di istruzione e di benessere (Tsimbos 2010). Nella popolazione anziana, il SES è misurato in modo distorto se la ricchezza non è considerata (Allin et al., 2009). La ricchezza è anche un predittore significativo dell'uso dei servizi sanitari, in particolare di quelli a pagamento, come la cura dentale (Allin et al, 2009). Infatti, anche se il reddito e la ricchezza sono positivamente correlati, il reddito riflette un flusso di risorse disponibili in un periodo, mentre la ricchezza riflette uno stock di risorse accumulate nel percorso della vita di una persona. Tra gli anziani, i livelli di reddito variano molto meno dei livelli di ricchezza, quindi possiamo dire che la ricchezza consente di misurare più accuratamente le differenze di SES nell'utilizzo della salute e dell'assistenza sanitaria di una popolazione anziana (Buckley et al, 2004; Van Ourti T., 2003).

Tra i fattori di rischio per le MNT, l'obesità, dal 2004 al 2015, ha registrato un impatto crescente nella spiegazione della disuguaglianza della variazione del numero di MNT tra gli anziani europei. Lo stesso trend è stato segnalato anche per molti paesi a basso e medio livello di reddito in Oceania, Medio Oriente, America Latina e Sud Africa, in cui il tasso di MNT ha superato quello dei paesi del mondo ad alto reddito (Di Cesare, 2013). Inoltre, le disuguaglianze socioeconomiche nell'obesità a svantaggio dei poveri risultano aumentate nel periodo studiato. Questo risultato è in linea con la

tendenza osservata in tutto il mondo, dove è stato ben documentato che i gradienti socioeconomici nei fattori di rischio hanno persistito o sono aumentati, a parte per la pressione sanguigna per la quale, in alcuni paesi, le disuguaglianze sono diminuite. Un'eccezione importante è rappresentata dagli Stati Uniti, perché a fronte di un aumento dell'indice di massa corporea a tutti i livelli di istruzione, si è verificato un rallentamento delle differenze tra i diversi livelli di istruzione (Di Cesare, 2013).

L'essere fumatore ha un effetto crescente sul numero di malattie croniche nella popolazione europea studiata. Sono rimaste stabili, invece, le disuguaglianze socioeconomiche del fattore fumo ed è molto interessante il fatto che il fumo, da fattore a svantaggio delle persone più ricche nel 2004, diventi a svantaggio dei poveri nel 2015. Tale tendenza potrebbe essere interpretata come conseguenza della grande variabilità dell'attuazione della direttiva sui prodotti del tabacco della Commissione europea (Commissione Europea, 2001 Directive 2001/37/EC) tra i vari paesi europei. La direttiva prevede l'obbligo di inserire avvertenze sui rischi alla salute dei prodotti a base di tabacco e di conformarsi alle prescrizioni circa la loro dimensione, formato e altre caratteristiche. Gli sviluppi più importanti hanno avuto luogo nella regione europea dell'OMS dal 2007 al 2013. Tuttavia, solo due paesi (4%) europei hanno imposto l'obbligo di avvertenze macroscopiche sulle etichette, e questa percentuale è significativamente più bassa rispetto alle altre regioni dell'OMS.

Le persone meno istruite mostrano la prevalenza più alta di fumo e una disuguaglianza più alta perché sono meno consapevoli dei danni alla salute provenienti dal fumo. Il fumo riduce la capacità polmonare, provoca tosse cronica, favorisce la diminuzione degli epitelii polmonari, riduce l'ossigenazione del sangue, aumenta la secrezione bronchiale e provoca la BPCO (malattia polmonare cronica ostruttiva). Il tabacco è considerato responsabile del 30% delle morti causate da malattie cardiache coronariche, si associa ad un aumento della morte improvvisa e ad una maggiore mortalità preoperatoria in pazienti con by pass coronarico. La nicotina e il monossido di carbonio favoriscono l'insorgenza di cardiopatia ischemica.

L'effetto della sedentarietà sul numero medio di MNT è risultato in aumento nel periodo di analisi. Questo risultato è in linea con altri studi. Con l'aumento del tempo libero dedicato all'attività fisica, è stato dimostrato che la pressione sanguigna, la frequenza cardiaca e la glicemia diminuiscono, mentre il colesterolo lipoproteico ad alta densità aumenta con un effetto positivo sull'obesità, l'abitudine al fumo e il rischio cardiovascolare (Trojani et al., 2006).

Nel nostro studio, inoltre, la sedentarietà si è dimostrata essere il fattore con la maggiore disuguaglianza socioeconomica a svantaggio dei poveri ed è anche il fattore con il più elevato contributo alla disuguaglianza socioeconomica del numero di malattie croniche. Altri studi che hanno dimostrato l'associazione tra status socioeconomico (SES) e sedentarietà hanno mostrato che condizioni di vita più povere e livelli più bassi di istruzione sono associate con sedentarietà negli anziani (van der Berg JD et al., 2014). In Italia, l'istruzione è stata confermata fornire competenze generali e cognitive, che sono i fattori chiave del rapporto tra salute e SES per promuovere l'attività fisica (Atella et al., 2014).

Un limite del nostro lavoro è rappresentato dal fatto che il data-set fornisce informazioni su MNT, fattori di rischio e caratteristiche fisiche, come peso e altezza, autoriportate piuttosto che misurate obiettivamente. D'altronde, un punto di forza è che le informazioni statistiche sulla salute in generale, sulle MNT e fattori di rischio per le MNT, ma anche le informazioni sulle caratteristiche socioeconomiche degli intervistati sono comparabili a livello cross-country. Questa abbondanza di informazioni ci permette di indagare la disuguaglianza socioeconomica nelle MNT in Europa e di confrontare i risultati di diversi paesi europei. I risultati del nostro studio suggeriscono ai policy maker di attivare politiche di prevenzione nelle classi di reddito più disagiate per migliorare le condizioni di vita della popolazione e la loro salute e così ottenere, come obiettivo finale, la riduzione della spesa pubblica per le MNT.

ABSTRACT

The aim of the paper was to evaluate socio-economic inequalities in non-communicable diseases (NCDs) in 10 European countries, standardized by age and sex, in the period between 2004 and 2015. This time interval allowed us to assess the effects that the Big Crisis inevitably produce in the socio-economic inequalities of health. The dataset employed was the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE, release 6.0.0), Wave 1 (Year 2004) and Wave 6 (Year 2015). Negative binomial regression was considered to estimate the predicted number of chronic diseases, which, in a second step, was used to calculate the health concentration index (Wagstaff et al. (1991, 2000)) of chronic diseases, standardized for age and sex. It was modelled the *bad* health, so that inequalities to the disadvantage of the poor push the concentration index below zero. The method permits us to calculate the decomposition of inequality linked to risk factors and its determinants. The results highlighted greater inequality in NCDs among the less well-off classes in both years. In 2015 it was observed a slight reduction in the socio-economic inequality of chronic diseases. The result could be related to the growing economic inequality among individuals due to the enlargement of the widening gap between the poorest and the most prosperous income classes.

The first result of our analysis, was that the number of NCDs was inversely related to education and wealth, result this, consistent with other literature. It has been established that the social gradient is the most important health determinant and that people down the social ladder, suffering poor education, low income levels and precarious job, are at major risk of mortality and chronic disease.

Education and obesity resulted the main contributors to socioeconomic inequalities in NCDs. The role of education can also be imputed to the established relationship between education and wealth, such that those who are better educated will also be able to accumulate more wealth by having higher levels of income, savings, and investment.

Interestingly, the effect of smoking status on the number of NCDs in the studied European population was increased and socioeconomic inequalities in smoking remained stable but, changed from being to the disadvantage of richest people in 2004 to the disfavor of poor in 2015. This trend could be interpreted as the result of the great variability of the implementation of the European Commission's Tobacco Products Directive (European Commission, 2001)

In conclusion, policy makers should activate prevention policies in the most disadvantaged income classes to improve the living conditions of the population and achieve a reduction in public expenditure on non-communicable diseases.

7. Bibliografia

- Allin S Masseri C, and Mossialos E. (2009) Measuring Socioeconomic Differences in Use of Health Care Services by Wealth Versus by Income, *American Journal of Public Health*, 10:1849-1855
- Alvarez-Galvez J. (2016). Discovering complex interrelationships between socioeconomic status and health in Europe: A case study applying Bayesian Networks. *Soc Sci Res.* 56:133-43.
- Atella V, Kopinska J. (2014). Body Weight, Eating Patterns, and Physical Activity: The Role of Education. *Demography.* 51(4): 1225-1249.
- Bago d'Uva T, M Lindeboom, O O'Donnell, E van Doorslaer. (2011). Education-related Inequity in Health Care with Heterogeneous Reporting of Health. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*; 174(3): 639–664
- Borrell C, Mari-Dell'olmo M, Palència L, Gotsens M, Burström BO, Domínguez-Berjón F, Rodríguez-Sanz M, Dzúrová D, Gandarillas A, Hoffmann R, Kovacs K, Marinacci C, Martikainen P, Pikhart H, Corman D, Rosicova K, Saez M, Santana P, Tarkiainen L, Puigpinós R, Morrison J, Pasarín MI, Díez E. (2014). Socioeconomic inequalities in mortality in 16 European cities. *Scand J Public Health.* 42(3):245-54.
- Börsch-Supan A, Brandt M, Hunkler C, Kneip T, Korbmacher J, Malter F, Schaan. B, Stuck S, Zuber S; (2013). SHARE Central Coordination Team Data Resource Profile: the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *Int J Epidemiol.*;42(4):992-1001 doi: 10.1093/ije/dyt088.
- Buckley NJ, Denton FT, Robb AL, Spencer BG. (2004). Healthy aging at older ages: are income and education important? *Can J Aging.*; 23(suppl 1):S155– S169.)
- Chauvel L, Leist AK. (2015). Socioeconomic hierarchy and health gradient in Europe: the role of income inequality and of social origins. *Int J Equity Health.* Nov 14;14:132.
- Commissione Europea 2001. Directive 2001/37/EC of the European Parliament and of the Council of 5 June 2001 on the approximation of the laws, regulations and administrative provisions of the member states concerning the manufacture, presentation and sale of tobacco products. (<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2001:194:0026:0034:EN:PDF>, accessed 18 November 2013
- De Luca G., Celidoni M., and Trevisan E. (2015)(1). Item nonresponse and imputation strategies in SHARE Wave 5, in Malter F. and Börsch-Supan A. (ed.), *SHARE Wave 5: Innovations & Methodology*, Munich: MEA, Max Planck Institute for Social Law and Social Policy.
- De Luca G., Rossetti C. and Malter F. (2015), Sample design and weighting strategies in SHARE Wave 5, in Malter F. and Börsch-Supan A. (ed.), *SHARE Wave 5: Innovations & Metodology*, Munich: MEA, Max Planck Institute for Social Law and Social Policy.
- Di Cesare M, Khang YH, Asaria P, Blakel T, Cowan MJ, Farzadfar F, Guerrero R, Ikeda N, Kyobutungi C, Msyamboza KP, Oum S, Lynch JW, Marmot MG, Ezzati M. on behalf of The Lancet NCD Action Group. (2013). Inequalities in non-communicable diseases and effective response. *Lancet*; 381: 585–97.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80, 223–255
- Hosseinpour AR, Bergen N, Kunst A, Harper S, Guthold R, Rekve D, d'Espaignet ET, Naidoo N, Chatterji S. (2012). Socioeconomic inequalities in risk factors for non communicable diseases in low-income and middle-income countries: results from the World Health Survey. *BMC Public Health.* 12:912.

- Hu Y, van Lenthe FJ, Mackenbach JP. (2015) Income inequality, life expectancy and cause-specific mortality in 43 European countries, 1987-2008: a fixed effects study. *Eur J Epidemiol.* 30(8):615-25.
- Huisman M, Kunst AE, Andersen O et al (2004) Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *J Epidemiol Commun Health* 58(6):475–486
- Huisman M, Read S, Towriss CA, Deeg DJ, Grundy E. (2013). Socioeconomic inequalities in mortality rates in old age in the World Health Organization Europe region. *Epidemiol Rev.*35:84-97.
- Jutz R. (2015) The role of income inequality and social policies on income-related health inequalities in Europe. *Int J Equity Health.* Oct 31;14:117.
- Kakwani, N. C., A. Wagstaff, and E. van Doorslaer. (1997). Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference. *Journal of Econometrics* 77(1): 87–104.
- Mackenbach JP1, Stirbu I, Roskam AJ, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, Kunst AE; European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. (2008). Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. *N Engl J Med.*, 5;358(23):2468-81. doi: 10.1056/NEJMsa0707519.
- Mackenbach JP, Kulhánová I, Bopp M, Borrell C, Deboosere P, Kovács K, Looman CW, Leinsalu M, Mäkelä P, Martikainen P, Menvielle G, Rodríguez-Sanz M, Rychtaříková J, de Gelder R. (2015). Inequalities in Alcohol-Related Mortality in 17 European Countries: A Retrospective Analysis of Mortality Registers. *PLoS Med* 1;12(12):e1001909.
- Mackenbach JP, Kulhánová I, Bopp M, Borrell C, Deboosere P, Eikemo T.A., Hoffmann R., Kulik M.C., Leinsalu M., Martikainen P, Menvielle G., Regidor E., Wojtyński B., Ostergren O., Lundberg O, for the EURO-GBD-SE Consortium (2015). Variations in the relation between education and cause-specific mortality in 19 European populations: A test of the “fundamental causes” theory of social inequalities in health. *Social Science & Medicine* 127 51-62
- Mackenbach JP, Kunst AE (1997) Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med* 44:757–771
- Mirowsky I, J., & Ross, C. E. (1989). *Social causes of psychological distress*. New York, NY: Aldine
- Morris JN, Donkin AJM, Wonderling D, et al. (2000). A minimum income for healthy living. *Journal of Epidemiology & Community Health.* 54:885-889.
- Oaxaca R. (1973) Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3): 693-709.
- SHARE (2017) Documentation on selected issues. Available on <http://www.share-project.org/>. Accessed 15 Gennaio 2017
- Shorrocks A.F. (1983). Ranking Income Distributions *Economica*, New Series, Vol. 50, No. 197, pp. 3-17 Blackwell Publishing on behalf of The London School of Economics and Political Science and The Suntory and Toyota International Centres for Economics and Related DOI: 10.2307/2554117
- Trojani M, Palmieri L, Vanuzzo D, Donfrancesco C, Panico S, Pilotto L, Dima F, Lo Noce C, De Sanctis Caiola P, Giannuzzi P e Giampaoli S, a nome del Gruppo di Ricerca dell'Osservatorio Epidemiologico Cardiovascolare (2006). Attività fisica lavorativa e nel tempo libero: come si è modificata nella popolazione italiana? *G Ital Cardiol.* 7 (7): 487-497.
- Tsimbos C. (2010) An assessment of socio-economic inequalities in health among elderly in Greece, Italy and Spain. *Int J Public Health.* 55(1):5-15

- Van der Berg JD, Bosma H, Caserotti P et al. (2014) Midlife determinants associated with sedentary behavior in old age. *Med Sci Sports Exerc.* 46(7):1359-65.
- Van Ourti T. (2003) Socio-economic inequality in ill-health amongst the elderly: should one use current or permanent income? *J Health Econ.*22:219–241
- Vullo A., Matranga D. (2016). La disuguaglianza socio-economica della salute come indicatore di benessere sociale. In: Atti della Dodicesima Conferenza Nazionale di Statistica. ROMA:Istat, Roma, 22-24 giugno 2016.
- Wagstaff A(1), Paci P, van Doorslaer E. (1991). On the measurement of inequalities in health.*Soc Sci Med.*33(5):545-57.
- Wagstaff A. (2000). Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bull World Health Organ.*;78(1):19-29.
- World Health Organization (2013). Health 2020: a European policy framework and strategy for the 21st century. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; (<http://www.euro.who.int/en/publications/policy-documents/health-2020.-a-european-policy-framework-and-strategy-for-the-21st-century-2013>, accessed 14 March 2017).
- World Health Organization. (2014). Non communicable diseases country profiles. Retrieved from <http://www.who.int/nmh/publications/ncd-profiles-2014/en/> (accessed 14 March 2017).