

Alma Mater Studiorum – Università di Bologna

DOTTORATO DI RICERCA IN

SCIENZE MEDICHE GENERALI E SCIENZE DEI SERVIZI

Ciclo XXXI

Settore Concorsuale: 06/M1 - IGIENE GENERALE E APPLICATA, SCIENZE
INFERMIERISTICHE E STATISTICA MEDICA

Settore Scientifico Disciplinare: MED/42 - IGIENE GENERALE E APPLICATA

DISUGUAGLIANZE SOCIOECONOMICHE NELLA MORTALITÀ: I
RISULTATI DELLO STUDIO LONGITUDINALE EMILIANO E DI UN' ANALISI
COMPARATIVA DI 12 COORTI EUROPEE

Presentata da: Dott.ssa Chiara Di Girolamo

Coordinatore Dottorato

Prof. Fabio Piscaglia

Supervisore

Prof. Francesco Taroni

Esame finale anno 2019

SOMMARIO

SOMMARIO	1
INDICE DELLE TABELLE	4
INDICE DELLE FIGURE	8
LISTA DELLE ABBREVIAZIONI	9
ABSTRACT.....	10
RIASSUNTO DELLA TESI	12
PREMESSA	30
INTRODUZIONE	33
Le disuguaglianze socioeconomiche in salute.....	34
Modelli teorici per l'interpretazione delle disuguaglianze socioeconomiche in salute.....	37
Questioni metodologiche nello studio e misurazione delle disuguaglianze socioeconomiche in salute	44
Fonti dei dati per il monitoraggio delle disuguaglianze	44
Indicatori di posizione socioeconomica.....	47
Livello di istruzione	49
Condizione occupazionale e condizione professionale	50
Caratteristiche dell'abitazione	50
Reti sociali e di supporto.....	51
Indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello di piccola area	51
Tipi di misure usate per la stima delle disuguaglianze	52
Contesto, rationale e obiettivi della ricerca.....	54
MATERIALI E METODI.....	58
Materiali	58
Studio Longitudinale Emiliano	58
Raccolta di dati internazionali	63
Misure.....	65
Mortalità	65
Indicatori di posizione socioeconomica.....	66
Altre variabili.....	70
Metodi	71
Descrizione delle caratteristiche socio-demografiche delle coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011 e valutazione della loro rappresentatività rispetto alla regione Emilia-Romagna.....	71
Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011	71

Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia.....	75
Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio	77
RISULTATI	80
Descrizione delle caratteristiche socio-demografiche delle coorti censuarie SLEm del 2001 e 2011 e valutazione della loro rappresentatività rispetto alla regione Emilia-Romagna	80
Coorte censuaria SLEm del 2001	80
Coorte censuaria SLEm del 2011	82
Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011 ..	85
Coorte censuaria SLEm del 2001	85
Coorte censuaria SLEm del 2011	101
Variazioni temporali tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011.....	116
Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia	121
Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio.....	142
Andamento della mortalità per livello di istruzione.....	142
Andamento delle disuguaglianze nella mortalità per livello di istruzione	147
Differenze tra le popolazioni europee.....	150
DISCUSSIONE.....	151
Sintesi e interpretazione dei risultati	151
Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011	151
Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia.....	161
Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio	165
Discussione generale.....	172
Punti di forza e limitazioni della ricerca	172
Discussione dei principali risultati	176
Suggerimenti per le ricerche future e per le politiche sanitarie	179
CONCLUSIONI.....	183
BIBLIOGRAFIA.....	185

APPENDICE	199
Liste delle cause di morte.....	199
Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011 - analisi stratificate per età.....	204
Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio.....	216

INDICE DELLE TABELLE

Tabella 1. Risultati dell'attribuzione del codice identificativo personale anonimo ai soggetti residenti a Bologna, Modena e Reggio Emilia tra il 01/01/2001 e il 31/12/2013 e numero di soggetti arruolati nella coorte SLEm 2001-2013	59
Tabella 2. Risultati e dettagli del linkage tra il dataset anagrafico e i censimenti del 2001 e del 2011 per città	61
Tabella 3. Popolazioni incluse nella raccolta internazionale di dati, caratteristiche e copertura dei dataset	64
Tabella 4. Distribuzione percentuale (%) delle caratteristiche socio-demografiche della coorte censuaria SLEm del 2001, per genere e città	81
Tabella 5. Distribuzione per genere e classi di età della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna, 2001	82
Tabella 6. Distribuzione percentuale (%) delle caratteristiche socio-demografiche della coorte censuaria del 2011, per genere e città	84
Tabella 7. Distribuzione per genere, classi di età e titolo di studio della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna, 2011	84
Tabella 8. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, uomini, SLEm, 2001.....	87
Tabella 9. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, donne, SLEm, 2001.....	88
Tabella 10. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, uomini, SLEm, 2001.....	90
Tabella 11. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, donne, SLEm, 2001.....	91
Tabella 12. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, uomini, SLEm, 2001.....	94
Tabella 13. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, donne, SLEm, 2001.....	95
Tabella 14. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, uomini, SLEm, 2001	98
Tabella 15. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, donne, SLEm, 2001	99
Tabella 16. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, uomini, SLEm, 2011	102
Tabella 17. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, donne, SLEm, 2011	103

Tabella 18. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, uomini, SLEm, 2011.....	105
Tabella 19. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, donne, SLEm, 2011.....	106
Tabella 20. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, uomini, SLEm, 2011.....	109
Tabella 21. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, donne, SLEm, 2011.....	110
Tabella 22. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, uomini, SLEm, 2011.....	113
Tabella 23. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, donne, SLEm, 2011.....	114
Tabella 24. Differenze tra gli strati della popolazione definiti sulla base dei vari indicatori di posizione socioeconomica nella riduzione proporzionale della mortalità tra le coorti censuarie del 2001 e del 2011 per causa di morte e genere	116
Tabella 25. Differenze tra gli strati della popolazione definiti sulla base dei vari indicatori di posizione socioeconomica nella riduzione assoluta della mortalità tra le coorti censuarie del 2001 e del 2011 per causa di morte e genere	119
Tabella 26. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Bologna, 2001	122
Tabella 27. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Modena, 2001	123
Tabella 28. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001	124
Tabella 29. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Bologna, 2001	126
Tabella 30. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Modena, 2001	127
Tabella 31. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001.....	128
Tabella 32. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di	

posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Bologna, 2001	129
Tabella 33. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Modena, 2001	130
Tabella 34. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001.....	131
Tabella 35. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Bologna, 2001.....	132
Tabella 36. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Modena, 2001	133
Tabella 37. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001.....	134
Tabella 38. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Bologna, 2001	136
Tabella 39. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Modena, 2001	137
Tabella 40. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001	138
Tabella 41. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Bologna, 2001	139
Tabella 42. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Modena, 2001	140
Tabella 43. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001	141
Tabella 44. Cambiamenti annualizzati relativi (%) e assoluti (per 100.000 anni-persona) nella mortalità tra il 1990-94 e il 2010-14 per genere e popolazione.....	146

Tabella 45. Rischio attribuibile nella popolazione (PAF), frazione attribuibile nella popolazione (PAF),
indici di disuguaglianza relativa (RII) e assoluta (SII) per titolo di studio tra inizio (1990-94) e fine
(2010-2014) del periodo di osservazione per genere e popolazione 147

INDICE DELLE FIGURE

Figura 1. Quadro concettuale elaborato dalla Commissione sui determinanti sociali della salute (Solar & Irwin 2010).	43
Figura 2. Disuguaglianze assolute nella mortalità per livello di istruzione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 ani, SLEm, 2001	89
Figura 3. Disuguaglianze assolute nella mortalità per condizione occupazionale, genere e gruppi di cause di morte, 30 e 64 anni, SLEm, 2001	92
Figura 4. Disuguaglianze assolute nella mortalità per stato civile, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2001	96
Figura 5. Disuguaglianze assolute nella mortalità per terzile di deprivazione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2001	100
Figura 6. Disuguaglianze assolute nella mortalità per livello di istruzione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011	104
Figura 7. Disuguaglianze assolute nella mortalità per condizione occupazionale, genere e gruppi di cause di morte, 30-64 anni, SLEm, 2011	107
Figura 8. Disuguaglianze assolute nella mortalità per stato civile, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011	111
Figura 9. Disuguaglianze assolute nella mortalità per terzile di deprivazione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011	115
Figura 10. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) nei soggetti con basso e alto titolo di studio, indici di disuguaglianza relativa e assoluta (Relative Index of Inequality – RII e Slope Index of Inequality – SII) per genere e popolazione	143

LISTA DELLE ABBREVIAZIONI

ASSR: Agenzia sanitaria e sociale regionale – Regione Emilia-Romagna

AUSL: Azienda Unità Sanitaria Locale

BO. Bologna

CDC: *Centers for Disease Control and Prevention*

CedAP: certificato di assistenza al parto

ICD: *International Classification of Diseases* (classificazione internazionale delle malattie)

INMP: Istituto Nazionale per la promozione della salute delle popolazioni Migranti ed il contrasto delle malattie della Povertà

ISCED: *International Standard Classification of Education* (classificazione internazionale dell'istruzione)

MO: Modena

MRR: *Mortality Rate Ratio* (rapporto tra tassi di mortalità)

PAF: *population attributable fraction* (frazione attribuibile di popolazione)

PAR: *population attributable risk* (rischio attribuibile di popolazione)

Psn: piano statistico nazionale

RE: Reggio Emilia

ReM: registro delle cause di morte

RII: *Relative Index of Inequality* (indice di disuguaglianza relativa)

OCSE: *Organisation for Economic Co-operation and Development* (l'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico)

SDO: Schede di Dimissione Ospedaliera

SII: *Slope Index of Inequality* (indice di disuguaglianza assoluta)

SLEm: Studio Longitudinale Emiliano

SSR: Sistema Sanitario Regionale

TSM: tassi standardizzati di mortalità

UNESCO: *United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization* (Organizzazione delle Nazioni Unite per l'educazione, la scienza e la cultura)

VIF: *Variance Inflation Factor*

ABSTRACT

Le disuguaglianze socioeconomiche in salute, intese come differenze socialmente prodotte, evitabili e ingiuste, sono un fenomeno persistente nel tempo, sistematico e ubiquitario. Il loro monitoraggio dipende dalla disponibilità di dati socio-sanitari integrati ed è ritenuto il primo passo per programmare azioni di contrasto.

Le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nella popolazione adulta sono il tema di questa tesi. Nella prima parte si descrivono l'intensità e l'andamento temporale delle disuguaglianze nella mortalità generale e per cause specifiche nello Studio Longitudinale Emiliano (SLEm), una struttura informativa che integra informazioni socio-demografiche e sanitarie per i residenti di Bologna, Modena e Reggio Emilia tra il 2001 e il 2016. Nella seconda parte si analizzano le disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie cardiovascolari confrontandone andamento e intensità nello SLEm e in 11 coorti europee (Finlandia, Danimarca, Inghilterra&Galles, Austria, Svizzera, Torino, Barcellona, Ungheria, Polonia, Estonia, Lituania).

Le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità persistono e costituiscono ancora oggi una problematica rilevante per la salute pubblica nel contesto europeo e locale. I risultati dello SLEm evidenziano che le disuguaglianze nella mortalità sono generalmente di maggiore intensità ma tendenzialmente stabili nel tempo tra gli uomini e di minore intensità ma con una lieve tendenza all'aumento tra le donne. Il ruolo degli indicatori di posizione socioeconomica nello spiegare l'associazione con la mortalità varia in relazione all'esito suggerendo che le azioni di contrasto dovrebbero tenere in considerazione queste specificità per agire sulle situazioni di maggiore vulnerabilità. Il confronto internazionale conferma l'esistenza di un divario geografico: le disuguaglianze nella mortalità cardiovascolare sono minime e stabili nell'Europa meridionale e più accentuate e con tendenza all'aumento nell'Europa settentrionale e centro-orientale e nei paesi baltici. Questi risultati rappresentano una sfida per i sistemi e per le politiche sanitarie europee che individuano come obiettivi centrali il controllo delle malattie croniche e la promozione dell'equità.

Socioeconomic inequalities in health, defined as avoidable, socially produced and unfair differences between social groups, can be observed regardless of the socioeconomic position indicator used, the outcome measured or the geographic area considered. Their monitoring relies on the availability of integrated health and social data and is considered the first step in planning policies aimed at promoting health equity.

Socioeconomic inequalities in mortality in the adult population is the topic of this thesis. The objective of the first part is to describe the magnitude and the evolution over time of socioeconomic inequalities in all-cause and cause-specific mortality in the Studio Longitudinale Emiliano (SLEm), a system that combines socio-demographic and health information for the residents of Bologna, Modena and Reggio Emilia between 2001 and 2016. The second part focuses on educational inequalities in cardiovascular disease mortality describing and comparing their magnitude and trends between the SLEm and 11 European cohorts (Finland, Denmark, England&Wales, Austria, Switzerland, Turin, Barcelona, Hungary, Poland, Estonia, Lithuania).

Socioeconomic inequalities in mortality represent an important public health concern at local and international level. The results from the SLEm showed that inequalities in mortality were greater but stable among men and smaller but slightly on the rise among women. The role of socioeconomic position indicators in explaining the association with mortality varied in relation to the outcome suggesting that actions to tackle inequalities should consider these differences in order to address specific situations of vulnerability. The international comparison confirmed the existence of a geographical divide: inequalities in cardiovascular disease mortality were smaller and stable in Southern Europe and greater and on the rise in Northern and Central-Eastern Europe and in the Baltic countries. These findings pose a challenge for European healthcare systems and policies whose goals are to reduce the burden of non-communicable disease and to promote health equity.

RIASSUNTO DELLA TESI

In questa sezione è riportato un riassunto breve della tesi. Per facilitare la lettura, sono state omesse le citazioni bibliografiche e non sono state riportate le tabelle e le figure che possono essere consultate nel corpo principale della tesi.

INTRODUZIONE

Differenze nella salute sono presenti ovunque. Esse possono essere rintracciate rispetto a qualsiasi aspetto misurabile della salute e dell'assistenza sanitaria (a partire dalla prevalenza di fattori di rischio o dall'incidenza di patologia, fino all'accesso ai servizi di cura, l'aderenza al trattamento, la sopravvivenza e la mortalità) e sulla base di una varietà di caratteristiche rispetto alle quali la popolazione può essere definita e raggruppata (ad esempio l'età, il genere, l'etnia o la razza o la cittadinanza, l'area geografica di appartenenza, il livello di istruzione, il reddito, la classe sociale o la tipologia professionale).

Rispetto a queste differenze una questione centrale è se esse siano o meno ingiuste, ovvero lesive del comune senso della giustizia. Secondo un giudizio morale ed etico, le differenze ingiuste sarebbero quelle prevenibili e non necessarie, come nel caso dei circa 15 anni di differenza nell'aspettativa di vita tra gli uomini bianchi più istruiti e quelli di colore meno istruiti all'inizio degli anni 2000 negli Stati Uniti. Al contrario, le differenze nello stato di salute tra giovani e anziani non assumono una connotazione morale in quanto esprimono il risultato del processo di invecchiamento che tutti sono potenzialmente destinati a vivere nel corso dell'esistenza.

Le disuguaglianze nella mortalità (generale e per cause specifiche) definite su base socioeconomica nella popolazione adulta sono il tema di questo lavoro. In questa sede, per disuguaglianze socioeconomiche si intendono differenze negli esiti sanitari tra gli strati sociali della popolazione che possono essere considerate socialmente prodotte, evitabili e ingiuste e cioè variazioni che non si presentano in modo casuale come mera espressione di diversità nei fattori biologici ma piuttosto come il risultato di processi attivi e di forme di organizzazione sociale iniqui.

Le disuguaglianze socioeconomiche in salute

Le disuguaglianze sono un fenomeno persistente nel tempo, sistematico e ubiquitario. Le prime evidenze sulle differenze sociali in salute risalgono all'inizio del XIX secolo, quando Villermé in Francia, Chadwich ed Engels in Inghilterra e Virchow in Germania riportarono come la speranza di vita e gli esiti in salute fossero strettamente connessi alle condizioni di vita e lavoro. Nonostante gli

straordinari miglioramenti nella salute e nell'aspettativa di vita negli ultimi due secoli, le disuguaglianze nella mortalità continuano a persistere in tutta Europa e in alcuni contesti mostrano addirittura una tendenza all'aumento, rappresentando una delle più grandi sfide per la salute pubblica del XXI secolo. Oltre a essere persistenti nel tempo e ubiquitarie, le disuguaglianze socioeconomiche sono un fenomeno sistematico: esse si presentano, seppure con intensità e direzione differente, per tutti gli esiti, indipendentemente da come viene misurata la posizione sociale dell'individuo all'interno della società. Nella maggior parte dei casi, la relazione tra mortalità e posizione socioeconomica è inversa, ovvero il rischio di morte diminuisce all'aumentare della posizione socioeconomica. Fanno tuttavia eccezione la mortalità per melanoma e per tumore della mammella tra le donne, esiti per cui gli strati socioeconomici più alti presentano generalmente eccessi di rischio rispetto a quelli più bassi.

L'accumulo delle evidenze sulle disuguaglianze è stato accompagnato dallo sviluppo di quadri concettuali elaborati per interpretare l'associazione tra posizione socioeconomica e salute. Secondo la sistematizzazione proposta nel *Black Report*, un rapporto commissionato all'inizio degli anni '80 dal governo inglese per raccogliere le evidenze disponibili e proporre raccomandazioni a supporto delle politiche di contrasto delle disuguaglianze, quattro sarebbero le principali spiegazioni per interpretare la relazione tra condizione socioeconomica e salute. La prima è che questa associazione sarebbe un artefatto da attribuire al processo di misurazione della posizione sociale e/o della salute. La seconda interpretazione è quella della selezione sociale per cui sarebbe lo stato di salute delle persone a influenzare la loro posizione sociale e non viceversa. Le altre due spiegazioni presuppongono che la posizione sociale abbia un impatto sulla salute agendo per mezzo di una serie di fattori intermedi di ordine comportamentale/culturale (stili di vita come abitudine al fumo, consumo alcool, dieta squilibrata, scarsa attività fisica e uso del sistema sanitario) o materiale/strutturale (ruolo delle condizioni di vita materiali nella distribuzione della salute e del benessere). La spiegazione materiale viene spesso inclusa nel paradigma teorico della cosiddetta "produzione sociale della malattia" o "economia politica della salute" che comprende anche il quadro concettuale delle "cause fondamentali" delle disuguaglianze in salute. Il cardine di quest'ultima teoria sta nel fatto che sarebbe il bagaglio di risorse di tipo conoscitivo, economico, di potere, di prestigio e di connessioni sociali di cui l'individuo dispone a influenzare la sua capacità di evitare rischi per la salute, adottare strategie di prevenzione e minimizzare le conseguenze della malattia. Un'altra spiegazione proposta per l'interpretazione delle disuguaglianze sociali in salute è quella psicosociale, che pone l'accento sulle risposte biologiche endogene agli stimoli dell'ambiente

sociale e alle interazioni umane. Un esempio di sintesi e di ulteriore sviluppo delle principali teorie e prospettive che hanno popolato il campo dell'epidemiologia sociale nelle ultime decadi è rappresentato dalla teoria ecosociale, che legge i fenomeni di salute e malattia in maniera processuale analizzando l'insieme degli eventi interni che si verificano nella biologia degli esseri umani alla luce del contesto economico, politico e sociale, delle relazioni di potere e in una prospettiva profonda tanto da un punto di vista storico quanto geografico. Un altro esempio di sistematizzazione delle conoscenze disponibili sull'interpretazione delle disuguaglianze è quello scaturito dal lavoro della Commissione sui determinanti sociali della salute dell'Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS), nel quale sono state combinate la maggior parte delle spiegazioni sulle disuguaglianze in salute in un'ottica pragmatica finalizzata a individuare i determinanti sociali di salute, mostrare come questi interagiscono tra loro e concorrono a generare le disuguaglianze e identificare i punti di entrata per interventi di contrasto.

Questioni metodologiche nello studio delle disuguaglianze socioeconomiche in salute

Lo studio delle disuguaglianze socioeconomiche in salute chiama in causa alcune questioni metodologiche che vanno dal tipo di dati necessari per la valutazione degli esiti sanitari in relazione alle condizioni socioeconomiche, agli indicatori usati per definire la posizione socioeconomica fino al tipo di misure statistiche impiegate per la valutazione dei differenziali.

Le fonti informative che possono essere utilizzate per lo studio delle disuguaglianze in salute possono essere definite sulla base di alcuni assi tra cui il disegno di studio che possono supportare, il livello di disponibilità del dato socioeconomico, la copertura di popolazione e quella temporale.

Da un punto di vista operativo, la posizione socioeconomica può essere declinata attraverso una serie di indicatori che misurano differenti dimensioni socioeconomiche anche in differenti punti della vita degli individui e che fanno riferimento a diversi meccanismi di azione. Tra i principali indicatori rilevati in età adulta a livello individuale vi sono: il livello di istruzione, la condizione occupazionale e professionale, la classe sociale, le condizioni abitative e le reti di supporto. La posizione socioeconomica può anche essere rilevata tramite indicatori misurati a livello di piccola area come nel caso degli indici di deprivazione, indici sintetici costruiti a partire da singole variabili demografiche, sociali ed economiche con l'intento di rappresentare la condizione socioeconomica a livello di un'area geografica definita.

Da un punto di vista analitico, i differenziali sociali nella salute possono essere stimati mediante l'uso di misure relative, che esprimono il rischio di sviluppare un esito di un gruppo rispetto a uno

di riferimento, e di misure assolute, che invece esprimono la differenza assoluta tra due gruppi nella frequenza di comparsa dell'esito studiato. In letteratura non esiste un chiaro consenso su quali misure sono da preferire per il monitoraggio delle disuguaglianze; dato che ciascuna misura fornisce informazioni differenti e complementari, spesso ne viene suggerito un uso congiunto. Questo approccio è utilizzato anche in questa tesi.

Contesto, rationale e obiettivi della ricerca

Il monitoraggio delle disuguaglianze in salute è ritenuto il primo passo per definire e programmare efficaci azioni di contrasto. La Commissione Europea, nel 2009, richiamava l'attenzione sul fatto che, nonostante siano disponibili evidenze solide sul tema, sia comunque indispensabile arricchire il patrimonio informativo con indicazioni più dettagliate sull'effetto e sull'importanza dei determinanti di salute nei contesti locali al fine di programmare e implementare azioni efficaci in gruppi di popolazione specifici e rispetto a quei determinanti che sono localmente rilevanti.

Recentemente in Emilia-Romagna, è stato reso operativo lo Studio Longitudinale Emiliano (SLEm) che copre i residenti delle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia a partire dal censimento del 2001 fino al 2016. La struttura informativa dello SLEm è mantenuta e coordinata dall'Agenzia sanitaria e sociale regionale (ASSR) dell'Emilia-Romagna. Nell'ottica di approfondire la conoscenza del fenomeno delle disuguaglianze in un contesto locale, lo SLEm rappresenta un interessante materiale di analisi per due principali ragioni, una di tipo conoscitivo e una di tipo operativo. Dal punto di vista conoscitivo, lo SLEm è una raccolta di dati integrati nuova e quindi quasi totalmente inesplorata, aggiornata e con un disegno di studio che permette una descrizione accurata e sistematica delle disuguaglianze in tre delle principali città della regione rispetto a un ventaglio di esiti sanitari. Dal punto di vista operativo, lo SLEm è, a livello regionale, uno degli strumenti chiave per il monitoraggio dell'andamento delle disuguaglianze sociali in salute la cui riduzione è uno degli obiettivi dei recenti Piani regionali, sia quello della prevenzione che quello sociale e sanitario.

Alla luce di questo contesto, l'obiettivo generale di questo lavoro di tesi è quello di esplorare e sfruttare il potenziale informativo dello SLEm rispetto alla relazione tra condizioni socioeconomiche e mortalità nella popolazione adulta di età superiore ai 30 anni.

Il lavoro di ricerca è stato articolato in due parti principali che corrispondono al percorso formativo svolto nel corso del dottorato e allo sviluppo delle attività di ricerca.

Nella prima parte si è lavorato alla descrizione dell'intensità e dell'andamento temporale delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nello SLEm tra il 2001 e il 2016. Gli obiettivi specifici

di questa prima parte sono quello di (1) descrivere le caratteristiche socio-demografiche dei residenti nei comuni di Bologna, Modena e Reggio Emilia arruolati nello Studio Longitudinale Emiliano al fine di valutare la composizione delle tre coorti e la loro rappresentatività rispetto all'intera regione Emilia-Romagna; (2) descrivere la relazione tra una selezione di indicatori di posizione socioeconomica e la mortalità generale e per i principali gruppi di cause specifiche nelle coorti censuarie del 2001 e del 2011 dello SLEm e i cambiamenti nell'andamento di tali differenziali nel tempo; (3) valutare l'intensità delle disuguaglianze nella mortalità generale e per i principali gruppi di cause specifiche e il ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica individuale nelle singole coorti censuarie del 2001 delle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia.

Nella seconda parte è stata invece approfondita la conoscenza specifica rispetto alla mortalità per malattie del sistema circolatorio, che rappresentano ancora oggi una delle principali cause di morte in Italia e in Europa, e le coorti dello SLEm sono state messe a confronto con altre 11 coorti europee. Questo sviluppo della ricerca è stato realizzato nell'ambito di una collaborazione con il Dipartimento di Salute Pubblica dell'Università Erasmus (Rotterdam, Paesi Bassi). L'obiettivo specifico di questa parte è di valutare l'andamento nel tempo delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio e di confrontare l'andamento e l'intensità di tali disuguaglianze tra lo SLEm e altre 11 coorti nazionali ed europee.

MATERIALI E METODI

Materiali

In questo lavoro sono state utilizzate due principali fonti di dati: (1) lo Studio Longitudinale Emiliano e (2) una raccolta di dati internazionali collezionati nell'ambito dei progetti DEMETRIQ e LIFEPAH, due progetti di ricerca finanziati dalla Commissione Europea che avevano lo scopo di sviluppare metodologie per lo studio dell'impatto dei determinanti sociali sulla salute e di indagare i meccanismi alla base delle disuguaglianze.

Lo SLEm è un archivio integrato di dati che, attraverso procedure di *record linkage*, permette di collezionare, a livello individuale, informazioni socio-demografiche e sanitarie per i residenti nelle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia. Le fonti informative attualmente disponibili all'interno della cornice dello SLEm sono le anagrafi comunali delle tre città, i censimenti della popolazione e delle abitazioni del 2001 e del 2011, il registro delle cause di morte, le schede di dimissione ospedaliera e i certificati di assistenza al parto.

I *dataset* internazionali utilizzati nel presente lavoro fanno parte di un più ampio set di dati collezionati e armonizzati nel contesto dei due progetti europei sopracitati. Nel presente lavoro, oltre allo SLEm, sono stati utilizzati dati di mortalità relativi a 11 popolazioni europee (Europa settentrionale: Finlandia, Danimarca; Europa Centro-Occidentale: Austria, Inghilterra e Galles, Svizzera; Europa Meridionale: Torino – Italia, Barcellona – Spagna; Europa centro-orientale: Ungheria, Polonia; paesi Baltici: Estonia, Lituania) selezionate sulla base della loro disponibilità di dati aggiornati a seguito delle rilevazioni censuarie successive al 2010. Nel caso dei paesi dell’Europa settentrionale, centro-occidentale, dell’Italia e dei paesi baltici i dati derivano da studi longitudinali di origine censuaria, in cui i soggetti censiti vengono seguiti nel tempo tramite *linkage* con i dati sui decessi. Per la Spagna i dati provengono da rilevazioni trasversali ripetute in cui le informazioni socioeconomiche per la popolazione a rischio derivano da censimenti ripetuti e quelle per i deceduti dai certificati di morte. I dati per i paesi dell’Europa centro-orientale provengono da rilevazioni trasversali “*non-linkate*” in cui numeratore e denominatore sono raccolti approssimativamente nello stesso periodo di tempo.

Misure

La mortalità è l’esito di interesse. I dettagli sui decessi provengono dai registri di mortalità nei quali le cause di morte sono state classificate secondo le regole per la codifica dettate dalla Classificazione Internazionale delle Malattie (ICD). Le cause di morte indagate sono la mortalità generale, quella per tumori maligni, per tumore del polmone, per tumore della mammella (nelle donne), per malattie del sistema circolatorio (e specificatamente per cardiopatia ischemica e malattie cerebrovascolari), per cause esterne di traumatismo e avvelenamento, per malattie alcol e fumo-correlate e per cause evitabili (definite come decessi prematuri evitabili in presenza di cure efficaci e tempestive).

Gli indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello individuale considerati in questo lavoro fanno riferimento alla posizione in età adulta e sono: il livello di istruzione, la condizione occupazionale, la classe sociale secondo Schizzerotto, lo stato civile, la tipologia familiare, la tipologia abitativa e l’indice di affollamento. È inoltre stato considerato un indicatore misurato a livello di piccola area: l’indice di deprivazione a livello della sezione di censimento. Le variabili di stratificazione e/o aggiustamento sono il genere, l’età, il periodo di calendario e la coorte.

Metodi

Per ciascuna combinazione di popolazione o città, genere, età, esito e indicatore di posizione socioeconomica sono stati calcolati il numero di eventi, gli anni-persona a rischio e i tassi di mortalità grezzi e standardizzati mediante il metodo della standardizzazione diretta.

I differenziali sociali nella mortalità sono stati stimati mediante misure sintetiche assolute e relative. Le misure relative utilizzate sono state: (1) il rapporto tra tassi (MRR – *Mortality Rate Ratio*), che esprime l'intensità dell'associazione tra esposizione ed esito; (2) l'indice di disuguaglianza relativa (RII – *Relative Index of Inequality*), che esprime l'intensità del gradiente ai due estremi di una variabile misurata su scala ordinale; (3) la frazione attribuibile di popolazione (PAF – *Population Attributable Fraction*), che quantifica la percentuale di decessi nell'intera popolazione che potrebbe essere evitata o posposta se tutti potessero raggiungere il livello di mortalità dei soggetti più avvantaggiati. Le misure assolute utilizzate sono state: (1) la differenza tra tassi, che rappresenta il numero di casi in eccesso che si verificano tra gli esposti rispetto ai non esposti; (2) l'indice di disuguaglianza assoluta (SII – *Slope Index of Inequality*), che rappresenta la differenza nella mortalità tra i soggetti ai due estremi di una variabile misurata su scala ordinale; (3) il rischio attribuibile di popolazione (PAR – *Population Attributable Risk*) che quantifica la differenza assoluta tra il tasso di mortalità nell'intera popolazione e il tasso di mortalità tra i soggetti più svantaggiati. I MRR, il RII e lo SII e i relativi intervalli di confidenza sono stati stimati mediante modelli di regressione di *Poisson*.

SINTESI E INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

Descrizione delle coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

La coorte censuaria SLEm del 2001 è composta da 490.691 soggetti di età compresa tra 30 e 99 anni, il 54,2% dei quali di genere femminile. I residenti nel comune di Bologna contribuiscono per il 55,8% sul totale della coorte; quelli di Modena e Reggio Emilia rispettivamente per il 25,0% e il 19,2%. La distribuzione per età della popolazione arruolata nella coorte SLEm appare sostanzialmente comparabile con quella residente e censita nella regione Emilia-Romagna al 2001.

La coorte censuaria SLEm del 2011 è composta da 506.532 soggetti di età compresa tra 30 e 99 anni, il 54,4% dei quali di genere femminile. I residenti nel comune di Bologna contribuiscono per il 53,8% sul totale della coorte; quelli di Modena e Reggio Emilia rispettivamente per il 24,1% e il 22,1%. Rispetto alla popolazione residente e censita nella regione Emilia-Romagna al 2011, la coorte SLEm presenta una distribuzione per età lievemente più spostata verso le classi di età più anziane in ambedue i generi e una percentuale più alta di soggetti con laurea.

Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

Tutti gli indicatori di posizione socioeconomica considerati sono associati con la mortalità anche se l'intensità e la direzione di tale associazione variano con l'età, il genere e la causa di morte indagata. Complessivamente le disuguaglianze sono più accentuate nelle classi di età più giovani, negli uomini e, per quanto riguarda le cause di morte, nel caso della mortalità per tumore del polmone (valutata solo tra gli uomini), per malattie del sistema circolatorio, per cause evitabili e per cause correlate all'alcol.

Nell'intero periodo di studio è emersa la presenza di un gradiente di mortalità per **titolo di studio** (per il dettaglio dei risultati si rimanda alle Tabelle 8, 9, 16, 17 e alle Figure 2, 6 nel corpo principale della tesi). Tra gli uomini, l'aumento del rischio di morte al diminuire del livello di istruzione è evidente per tutte le cause indagate, seppure più pronunciato nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio, per cause correlate al fumo e per tumore del polmone. Tra le donne, un eccesso di rischio tra le meno istruite emerge in maniera sostanziale solo per la mortalità generale; nel caso del tumore della mammella invece il basso titolo di studio appare protettivo. Il riscontro di un gradiente inverso per livello di istruzione nella mortalità è noto in letteratura e, soprattutto nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio e per cause correlate al fumo, può essere in parte interpretato come il risultato di una forte stratificazione sociale dei principali fattori di rischio, quali l'abitudine al fumo, il consumo di alcol, l'ipertensione, la scorretta alimentazione e la scarsa attività fisica che si concentrano tra i soggetti con istruzione più bassa.

Tra i soggetti di ambedue i generi di età compresa tra i 30 e i 64 anni (popolazione considerata attiva nel mercato del lavoro) coloro che si trovano in una **condizione occupazionale** diversa da occupato (disoccupato, casalinga, ritirato dal lavoro o in altra condizione) presentano un eccesso di rischio di morte per tutte le cause indagate in entrambi i periodi di osservazione (per il dettaglio dei risultati si rimanda alle Tabelle 10, 11, 18, 19 e alle Figure 3, 7 nel corpo principale della tesi). Tale eccesso di rischio, già noto in letteratura, è stato generalmente interpretato sia come la risultante di un effetto diretto, per cui la mancanza o la perdita del lavoro agirebbero negativamente sulla salute per mezzo della deprivazione materiale o per accumulo di fattori di rischio psicosociali, sia come la risultante del cosiddetto "effetto lavoratore sano", e cioè da un effetto di causalità inversa per cui sarebbero le cattive condizioni di salute a determinare la mancanza o la perdita del lavoro.

Sia tra gli uomini che tra le donne e per tutto il periodo di osservazione, l'analisi per **stato civile** evidenzia un eccesso di rischio per tutte le condizioni diverse da coniugato (per il dettaglio dei

risultati si rimanda alle Tabelle 12, 13, 20, 21 e alle Figure 4, 8 nel corpo principale della tesi). Le cause di morte con i rischi di maggiore intensità tra le nubili sono i tumori, il tumore della mammella, le cause correlate all'alcol e le cause evitabili; tra i celibi sono le malattie del sistema circolatorio e le cause evitabili. Le disuguaglianze nella mortalità per stato civile possono essere interpretate alla luce di un effetto diretto per cui l'effetto protettivo dell'essere coniugato si esplicherebbe attraverso un vantaggio di tipo economico, materiale, psicosociale e attraverso un maggior controllo da parte del partner rispetto a comportamenti rischiosi per la salute. Tuttavia anche in questo caso, non si può escludere completamente che l'aumento del rischio di morte tra i soggetti non coniugati sia il risultato di un processo di selezione secondo il quale gli individui con condizioni patologiche avrebbero minori probabilità di iniziare o mantenere un rapporto coniugale.

Anche il **livello di deprivazione** appare associato alla mortalità in ambedue i periodi di osservazione (per il dettaglio dei risultati si rimanda alle Tabelle 14, 15, 22, 23 e alle Figure 5, 9 nel corpo principale della tesi). Tra gli uomini, l'eccesso di rischio si apprezza per tutte le cause di morte indagate, mentre tra le donne esso emerge nel caso della mortalità per tutte le cause, per malattie del sistema circolatorio, per cause esterne e per patologie correlate al fumo. L'indice di deprivazione esprime il livello di svantaggio sociale relativo tramite la combinazione di alcune caratteristiche socioeconomiche misurate a livello di piccola area. I differenziali misurati sulla base dell'indice di deprivazione, utilizzato come *proxy* delle condizioni socioeconomiche a livello del singolo, generalmente tendono a una sottostima delle differenze. Tale sottostima è emersa anche in questo studio quando i differenziali per livello di deprivazione sono stati messi a confronto con quelli misurati sulla base degli altri indicatori di posizione socioeconomica individuali. La possibilità di sottostima, secondaria alla potenziale misclassificazione media delle circostanze socioeconomiche degli individui residenti nella stessa sezione di censimento, deve essere considerata nel caso in cui l'indice di deprivazione sia l'unico indicatore di posizione socioeconomica disponibile.

Per tutti gli indicatori di posizione socioeconomica considerati, tra il 2001 e il 2016 si è assistito a una sostanziale stabilità delle disuguaglianze misurate su scala relativa e a una generalizzata riduzione di quelle assolute, in linea con quanto riportato in letteratura per altre popolazioni dell'Europa meridionale. A fronte di questo andamento favorevole, si è tuttavia assistito alla comparsa di differenziali per titolo di studio significativi tra le donne nella coorte del 2011; questi rifletterebero la selezione di soggetti socialmente più vulnerabili nei livelli di istruzione più bassi in un contesto caratterizzato dall'espansione dell'accesso all'istruzione superiore. Inoltre, nel corso del periodo di

osservazione il vantaggio nella mortalità per tumore della mammella tra le donne negli strati sociali più bassi si è assottigliato fino a una vera e propria inversione del gradiente tra le più giovani. Questo riscontro è in linea con quanto riportato anche a Torino e in altri paesi europei e sarebbe da attribuire a differenze sociali nella sopravvivenza dopo diagnosi di tumore a favore delle donne più avvantaggiate piuttosto che a differenze nell'incidenza della patologia.

Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia

L'intensità delle disuguaglianze e il ruolo indipendente di titolo di studio, classe sociale, tipologia familiare e condizioni abitative sulla mortalità generale e per cause specifiche nelle coorti del 2001 delle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia varia in funzione dell'esito, del genere e della città (per il dettaglio dei risultati si rimanda alle Tabelle 26-43 nel corpo principale della tesi). Le disuguaglianze nella mortalità per **malattie del sistema circolatorio, tumore del polmone e cause correlate al fumo** presentano un quadro simile tra loro e appaiono più intense quando misurate sulla base dell'associazione indipendente con il titolo di studio e con la tipologia familiare. Tuttavia, mentre nel caso della mortalità per tumore al polmone e per cause correlate al fumo le disuguaglianze sono più marcate tra gli uomini e nelle coorti di Bologna e Reggio Emilia, nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio i differenziali tendevano a essere più accentuati tra le donne e nelle coorti di Bologna e Modena. Il fatto che il titolo di studio e la tipologia familiare rimangano associati alla mortalità dopo aver aggiustato le stime per le altre variabili socioeconomiche disponibili, suggerisce che la dimensione culturale e quella relativa alle reti sociali siano tra i principali determinati per queste cause di morte. In questo senso, il titolo di studio rappresenterebbe sia il contesto socioeconomico di origine, che influisce sulla probabilità di iniziare a fumare o di adottare altri comportamenti lesivi per la salute (scarsa attività fisica, scorretta alimentazione), sia il livello culturale in età adulta, che modula la ricettività a messaggi preventivi e quindi la probabilità di modificare comportamenti rischiosi per la salute. La tipologia familiare rappresenterebbe invece la rete di supporto il cui effetto protettivo si esplicherebbe sia attraverso un vantaggio di tipo economico, materiale e psicosociale che attraverso un meccanismo di controllo e di incoraggiamento da parte del coniuge rispetto all'adozione di stili di vita più salutari. Il riscontro, nella coorte delle donne residenti a Bologna, di un atteso eccesso di rischio di morte tra quelle con un basso titolo di studio accompagnato da un'inattesa riduzione del rischio tra quella della classe operaia potrebbe essere parzialmente spiegato dalla discrepanza tra titolo di studio e classe sociale.

Tuttavia, sebbene la percentuale di donne operaie con licenza superiore o laurea sia lievemente più alta nella coorte di Bologna rispetto alle coorti di Modena e Reggio Emilia, questa lieve differenza non può spiegare da sola l'associazione inversa. Si potrebbe quindi ipotizzare che parte della spiegazione potrebbe stare nella connotazione intrinseca della classe operaia tra le residenti a Bologna che sarebbe composta da donne che svolgono mansioni e lavori meno pesanti (ad esempio una maggiore preponderanza di addette alla vendita), e quindi con un profilo di rischio più basso, rispetto alle altre due città.

Nel caso della mortalità per **cause correlate all'alcol**, l'indicatore relativo alla rete sociale di prossimità (tipologia familiare) è il solo a mostrare un effetto indipendente sul rischio di morte in tutte e tre le città e soprattutto tra gli uomini. L'assetto familiare influenza il consumo di alcol e gli stessi meccanismi ipotizzati per le altre cause (supporto materiale, economico, psicosociale e controllo da parte del partner) potrebbero concorrere a spiegare l'associazione tra condizioni di solitudine familiare e mortalità per cause correlate all'alcol.

Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio

Per questa analisi sono stati presi in considerazione un totale di 2.152.018 decessi per malattie del sistema circolatorio che si sono verificati in 504.631.113 anni-persona di *follow-up*. Lo SLEm ha contribuito con 9.979 decessi e 5.605.387 anni-persona (per il dettaglio dei risultati si rimanda alle Tabelle 44 e 45 e alla Figura 10 nel corpo principale della tesi). Dagli anni '90 in poi c'è stata una drastica riduzione nei tassi di mortalità per malattie del sistema circolatorio in entrambi i generi, per tutti i livelli di istruzione e nella maggior parte delle popolazioni dell'Europa occidentale (Finlandia, Danimarca, Austria, Inghilterra e Galles, Svizzera, Barcellona, Torino). La riduzione nei tassi di mortalità è apprezzabile anche per la coorte SLEm a partire dagli anni 2000. Lo stesso andamento decrescente è evidente anche per i paesi dell'Europa dell'est (Ungheria, Polonia ed Estonia), ad eccezione della Lituania, dove la mortalità è aumentata fino alla fine del primo decennio degli anni 2000, specialmente tra i meno istruiti, per poi diminuire successivamente.

Il forte calo della mortalità per malattie del sistema circolatorio tra i soggetti con basso titolo di studio in quasi tutti i paesi in studio, e la conseguente riduzione delle disuguaglianze assolute, è un riscontro incoraggiante. È stato suggerito che la riduzione dei tassi di mortalità possa essere attribuita a cambiamenti nella distribuzione dei determinanti prossimali di malattia, come ad esempio i fattori di rischio comportamentali quali l'abitudine al fumo di sigaretta, il consumo di

grassi saturi, l'assunzione di quantità eccessive di sale, la scarsa attività fisica, e/o a cambiamenti nell'accesso a trattamenti efficaci di prevenzione sia primaria (ad esempio diagnosi e trattamento dell'ipertensione e dell'ipercolesterolemia tramite statine) che secondaria (ad esempio terapia trombolitica, interventi di rivascolarizzazione coronarica, riabilitazione dopo infarto miocardico). Studi che, in Inghilterra e Scozia, hanno indagato il contributo dell'esposizione ai principali fattori di rischio cardiovascolari e il contributo degli interventi terapeutici nell'andamento della mortalità per cardiopatia ischemica hanno evidenziato che, in quel contesto, l'assottigliamento delle disuguaglianze assolute misurate sulla base del livello di deprivazione nel primo decennio degli anni 2000 era da attribuire a un accesso uniforme tra i gruppi socioeconomici ai principali trattamenti farmacologici piuttosto che a cambiamenti nella distribuzione sociale dei fattori di rischio. Il notevole calo della mortalità per malattie del sistema circolatorio tra tutti gli strati della popolazione, compresi i soggetti con bassa istruzione, può essere attribuito, oltre che agli effetti di interventi di prevenzione farmacologica e medica, anche a interventi di sanità pubblica finalizzati a ridurre la prevalenza di fattori di rischio cardiovascolare a livello di popolazione e delle politiche strutturali volte a contrastare la loro iniqua distribuzione. In questo senso, le politiche di controllo della commercializzazione del tabacco e l'introduzione di legislazioni anti-fumo sono esempi di interventi che, in alcuni contesti, hanno contribuito a ridurre la prevalenza dell'uso del tabacco in modo uniforme tra i gruppi socioeconomici e, potenzialmente, a ridurre le disuguaglianze nell'incidenza e nella mortalità per cause correlate al fumo di sigaretta, comprese quelle per malattie cardiovascolari.

L'analisi dell'andamento temporale delle disuguaglianze ha messo in luce che, indipendentemente dalla misura utilizzata, i differenziali misurati su scala assoluta sono tendenzialmente diminuiti nel tempo mentre quelli misurati su scala relativa hanno mostrato tendenza più o meno accentuata all'aumento. Questo andamento generale non è stato uniforme a livello geografico e alla fine del periodo di osservazione emergono enormi differenze tra le popolazioni in studio. Le disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio sono minime e stabili nel tempo nelle popolazioni dell'Europa meridionale, di intensità intermedia nei paesi dell'Europa centro-occidentale e più accentuate e con tendenza all'aumento in quelli dell'Europa settentrionale, dell'Europa centro-orientale e nei paesi baltici. L'andamento delle disuguaglianze nella mortalità per cardiopatia ischemica mostra un andamento simile a quelle per mortalità cardiovascolare totale; nel caso della mortalità per malattie cerebrovascolari, le disuguaglianze relative sono rimaste stabili nel tempo nella maggior parte delle popolazioni. Le disuguaglianze nella mortalità per malattie del

sistema circolatorio meno intense nelle popolazioni dell'Europa meridionale sarebbero l'espressione di una minor stratificazione sociale dei fattori di rischio in tali paesi rispetto a quelli dell'Europa settentrionale e orientale. In questo senso, la distribuzione sociale di stili di vita, come l'abitudine al fumo, il consumo di alcol e il tipo di alimentazione, sarebbero condizionati più da norme culturali e da tradizioni che da fattori di tipo socioeconomico. Differenziali di minore intensità nelle popolazioni dell'Europa meridionale potrebbero anche risultare da una minore capacità del titolo di studio di tracciare la posizione socioeconomica in quei contesti rispetto a quelli del centro e del nord dell'Europa. Per contro, la presenza di importanti disuguaglianze e la loro tendenza all'aumento nei paesi dell'Europa centro-orientale e in quelli baltici sarebbero da attribuire sia a una più marcata stratificazione sociale dei fattori di rischio cardiovascolare, tra cui il consumo eccessivo di alcol, che alle disparità nell'accesso a un'assistenza sanitaria di buona qualità che si sono esacerbate in un contesto socio-politico caratterizzato da una travagliata transizione verso un'economia di mercato dopo il crollo dell'Unione Sovietica.

Discussione generale

I risultati di questa tesi possono essere sintetizzati in tre grandi temi: quello della natura della relazione tra condizioni socioeconomiche e mortalità, quello dell'interpretazione dei differenziali nella mortalità sulla base del tipo di misura utilizzata e infine quello delle differenze geografiche nelle disuguaglianze socioeconomiche.

Tutti gli indicatori di posizione socioeconomica utilizzati in questo lavoro (livello di istruzione, condizione occupazionale e classe sociale, stato civile e tipologia familiare, tipologia abitativa e affollamento dell'abitazione, indice di deprivazione a livello della sezione di censimento) si associavano agli esiti considerati ma con un'intensità, una direzione e un effetto indipendente che variavano in base al genere, all'età, all'esito considerato e alla città, nel caso delle analisi stratificate. Questi risultati, che sono in linea con altri studi che hanno esaminato e confrontato l'associazione tra indicatori di posizione socioeconomica e esiti in salute, suggeriscono che ciascun indicatore coglie una specifica dimensione della posizione socioeconomica e che quindi essi non possono essere usati in maniera intercambiabile ma che piuttosto debbano essere scelti in base alla domanda di ricerca e al meccanismo che si vuole indagare.

Per valutare le disuguaglianze nella mortalità, sono state utilizzate sia misure assolute che relative. I risultati di questo lavoro evidenziano come andamenti favorevoli in una misura non si accompagnano necessariamente ad andamenti favorevoli nell'altra. Anche a causa delle difficoltà

interpretative che si pongono in essere davanti alla plausibilità di trend opposti, ricercatori e decisori politici non sono d'accordo su quale misura, relativa o assoluta, sia più opportuno utilizzare per monitorare i progressi nel contrasto delle disuguaglianze in salute. Considerare ambedue le prospettive, come si è fatto in questa tesi, ha il vantaggio di poter ricostruire un quadro più completo che rispecchia la complessità della situazione in esame. Se da un lato infatti, le misure assolute sono fondamentali per la valutazione dell'impatto sulla popolazione di politiche di salute pubblica, quelle relative permettono più facilmente il confronto tra due popolazioni o la stessa popolazione in due momenti diversi e danno un'idea della distribuzione del carico di mortalità esprimendo qual è il rischio di morire associato all'essere in una certa posizione sociale.

Infine, il lavoro di questa tesi conferma l'esistenza di disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e per cause specifiche anche nella popolazione inclusa nello Studio Longitudinale Emiliano. Nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio, l'andamento e l'intensità di tali disuguaglianze sono comparabili con quelli della coorte torinese e con la popolazione di Barcellona. Questo risultato aggiunge forza all'evidenza che le disuguaglianze nelle popolazioni dell'Europa meridionale per cui sono disponibili i dati sono contenute e meno intense rispetto ai paesi dell'Europa occidentale, settentrionale e centro-orientale e ai paesi baltici.

Punti di forza e limitazioni della ricerca

I punti di forza di questa ricerca stanno negli attributi di novità, aggiornamento e copertura geografica dei dati utilizzati e nella disponibilità di molteplici indicatori in grado di catturare diversi aspetti del costrutto della posizione socioeconomica. La caratteristica di novità è da attribuire in primo luogo allo Studio Longitudinale Emiliano, una struttura informativa che ha permesso per la prima volta di studiare con un approccio analitico le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nelle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia dal 2001 al 2016. In secondo luogo, tutti i dati utilizzati in questa tesi, sia quelli dello SLEm che quelli delle coorti considerate nella comparazione internazionale, erano aggiornati all'ultimo censimento disponibile (realizzato intorno al 2010). Questo ha consentito di affiancare all'analisi dei trend una descrizione dell'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla mortalità aggiornata e tempestiva, due qualità ritenute fondamentali dai decisori politici per massimizzare l'utilizzo delle evidenze scientifiche nei processi di definizione delle politiche. La terza qualità dei dati utilizzati in questo lavoro sta nella loro copertura geografica. A livello locale, le evidenze prodotte dallo Studio Longitudinale di Reggio Emilia del 1991 sono state aggiornate e affiancate da quelle delle città di Bologna e Modena. A livello internazionale, la

disponibilità dei dati dello SLEm ha fatto sì che l'Italia non fosse rappresentata solo dalla coorte di Torino, che è stata quella tradizionalmente inclusa negli studi comparativi sulle disuguaglianze nella mortalità. Inoltre, la ricchezza dei dati collezionati nell'ambito dei progetti europei DEMETRIQ e LIFEPAH ha reso possibile coprire tutte le aree della regione europea, da quelle meridionali a quelle settentrionali, e da quelle occidentali a quelle centro-orientali e baltiche. Infine, grazie all'utilizzo della ricca gamma di informazioni di origine censuaria disponibili per le coorti SLEm, l'analisi delle disuguaglianze è stata declinata sulla base di molteplici indicatori di posizione socioeconomica, il cui effetto è stato studiato sia singolarmente che al netto dell'effetto degli altri.

Questa ricerca non è priva di limitazioni. Quelle specifiche relative alle singole analisi riguardano principalmente gli indicatori utilizzati per descrivere la posizione socioeconomica; il loro possibile impatto sull'interpretazione dei risultati viene discusso in dettaglio nel corpo della tesi. Le limitazioni trasversali a tutto il lavoro sono tre. La prima concerne il disegno di studio. Sebbene lo studio di coorte possa essere considerato l'approccio ottimale per lo studio delle disuguaglianze, il disegno di coorte chiusa non è esente da *bias* di selezione, cioè da quella distorsione che sussiste quando la relazione tra posizione socioeconomica e mortalità risulta diversa tra i soggetti in studio e quelli esclusi, sia perché entrati a far parte della popolazione target dopo il censimento oppure perché usciti selettivamente durante il *follow-up*. Inoltre per tre delle 12 popolazioni incluse nel confronto internazionale (Spagna – Barcellona, Polonia e Ungheria) i dati provenivano da studi trasversali. In questi casi le stime potrebbero essere distorte (sia in una direzione che nell'altra) a causa del cosiddetto *bias* numeratore/denominatore che deriva dalla possibile discrepanza tra le informazioni sulla posizione socioeconomica di origine censuaria (denominatore) e quelle provenienti dalle schede di morte (numeratore).

La seconda limitazione sta nella classificazione delle cause di morte. Nel caso dello SLEm, la criticità principale è data dal passaggio durante il periodo di studio tra la 9ª e la 10ª revisione della classificazione internazionale delle malattie nella codifica delle cause di morte. Tuttavia è stato riportato in letteratura che questo passaggio ha avuto un impatto maggiore su patologie infettive, respiratorie e demenze che non sono state il focus delle analisi di questa tesi. Nel caso del confronto internazionale, il rischio di *bias* deriva dalla potenziale misclassificazione delle morti legata alla variabilità tra paesi nella codifica delle cause di morte per cardiopatia ischemica. Sebbene non sia possibile escludere un certo grado di misclassificazione, le analisi di sensibilità condotte suggeriscono che essa non possa spiegare da sola i risultati ottenuti.

Il terzo limite è relativo alla generalizzabilità dei risultati dello studio e cioè alla possibilità di applicarli a popolazioni diverse rispetto a quelle da cui sono stati ottenuti. Dal punto di vista geografico, la questione della generalizzabilità si pone rispetto a quanto lo SLEm sia rappresentativo dell'intera regione Emilia-Romagna e rispetto a quanto la coorte di Torino e lo SLEm e la coorte di Barcellona siano rappresentative rispettivamente dell'Italia e della Spagna nei confronti internazionali. Nel primo caso, occorre ricordare che le coorti SLEm sono composte dai residenti e censiti in tre aree urbane e che le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità sono solitamente più accentuate nelle aree urbane che in quelle rurali. È quindi probabile che i risultati ottenuti dall'analisi dello SLEm tendano a sovrastimare la situazione dell'intera regione, dove circa il 60% della popolazione vive in zone che non sono definite urbane. Nel secondo caso, uno studio condotto in Spagna con l'obiettivo di valutare la rappresentatività di tre sub-aree tradizionalmente considerate negli studi internazionali rispetto all'intero paese, compresa la città di Barcellona, ha concluso che le disuguaglianze nella mortalità nelle aree subnazionali riflettevano abbastanza fedelmente la situazione nazionale nel suo insieme. Per quanto riguarda l'Italia, le due coorti usate in questo lavoro coprono popolazioni residenti in città situate nelle regioni settentrionali del paese. Uno studio condotto sulla coorte nazionale dei censiti al 2011 ha riportato che l'associazione tra titolo di studio e mortalità generale non appare sostanzialmente modificata dalla macro-regione di residenza. Questi elementi suggeriscono che i dati disponibili per i paesi dell'Europa meridionale, sebbene abbiano una copertura geografica limitata, ricalchino abbastanza fedelmente la situazione nazionale e non invalidino il riscontro di disuguaglianze di minore entità nelle regioni dell'Europa del sud rispetto a quelle settentrionali od orientali. Da un punto di vista demografico, si deve considerare che in alcune analisi i gruppi di età avanzata sono stati esclusi e pertanto i risultati non possono essere generalizzati alla popolazione anziana.

SUGGERIMENTI PER GLI SVILUPPI FUTURI E CONCLUSIONI

Questo lavoro conferma quanto riportato nelle evidenze disponibili e mostra che, nonostante i miglioramenti nello stato di salute e nell'aspettativa di vita, le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità persistono e continuano a costituire ancora oggi una problematica rilevante per la salute pubblica nel contesto europeo e locale.

Questa tesi, che ha contribuito a descrivere con un approccio analitico le connessioni tra le circostanze socioeconomiche e la mortalità nel contesto locale e in ottica comparativa, rappresenta un punto di partenza per lo sviluppo di ulteriori indagini e approfondimenti. Come sottolineato, uno

dei principali limiti di questo lavoro è quello della generalizzabilità dei risultati. Ricerche future dovrebbero sfruttare i risultati del lavoro di integrazione tra gli archivi del Censimento della popolazione e delle abitazioni del 2011 con gli archivi delle schede di morte a livello nazionale e con l'archivio dell'anagrafe sanitaria a livello della regione Emilia-Romagna per capire quanto i risultati ottenuti dallo SLEm e dalla coorte di Torino siano generalizzabili alle popolazioni target (regionale e nazionale) ed evidenziare eventuali eterogeneità nella mortalità generale e per cause specifiche.

Inoltre, considerando che il potenziale informativo dello SLEm non si esaurisce alla mortalità ma permette di ottenere per ciascun individuo arruolato anche informazioni provenienti da altre banche dati sanitarie, studi e applicazioni future dovrebbero estendere il monitoraggio delle disuguaglianze ad altri esiti che dovrebbero essere identificati di concerto con gli attori locali (comunità, operatori socio-sanitari e decisori politici) a partire dai bisogni informativi e dall'epidemiologia specifica delle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia.

Infine, il confronto internazionale ha messo in luce che le disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per malattie del sistema circolatorio variano geograficamente nell'intensità e nell'andamento nel tempo, suggerendo che un monitoraggio continuo in ottica comparativa è fondamentale per capire quali sono i determinanti delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute, individuare tempestivamente andamenti sfavorevoli e identificare i punti di entrata per le politiche di contrasto.

Questo lavoro è stato reso possibile grazie alla disponibilità di strutture informative capaci di integrare dati sanitari e socioeconomici. In questo senso, è fondamentale che i decisori politici lavorino attivamente per favorire la creazione e il mantenimento di sistemi informativi aggiornati e di buona qualità, impegnandosi anche a metterli a disposizione di professionisti sanitari e ricercatori. Parallelamente, dovrebbero favorire l'acquisizione di dati riferiti all'intera popolazione al fine di superare il limite dovuto alla copertura limitata a contesti sub-regionali e sub-nazionali.

Da un punto di vista delle politiche sanitarie e sociali per il contrasto delle disuguaglianze, due elementi emersi da questo lavoro risultano essere rilevanti. I risultati dello Studio Longitudinale Emiliano hanno messo in evidenza che le reti sociali sono un importante determinante del rischio di morte sia in età adulta che in quella anziana. Questo riscontro sottolinea l'importanza di contrastare le condizioni di isolamento sociale come strategia per ridurre le disuguaglianze in salute.

I risultati della comparazione internazionale hanno fatto emergere che, sebbene le disuguaglianze assolute nella mortalità per malattie del sistema circolatorio abbiano mostrato un andamento generalmente favorevole, quelle relative sono aumentate in molti dei paesi presi in esame. Anche

nel contesto dello SLEm, le disuguaglianze nella mortalità per lo stesso esito presentano differenziali consistenti, soprattutto tra gli uomini e nelle classi di età più giovani. Le strategie di prevenzione finalizzate a ridurre l'esposizione ai fattori di rischio, che sono responsabili di circa tre quarti dell'eccesso di rischio di sviluppare malattie cardiovascolari tra gli strati più svantaggiati della popolazione, hanno non solo il potenziale di migliorare il livello di salute della popolazione ma anche di agire sulle disuguaglianze in salute. Tuttavia, è stato sottolineato che l'impatto di interventi di prevenzione sulle disuguaglianze sociali dipende dal tipo di strategia messa in campo. Se gli interventi di riduzione del rischio che fanno leva sulla capacità del singolo di adottare stili di vita più salutari e/o aderire a trattamenti farmacologici tendono ad aumentare le disuguaglianze in quanto vengono recepiti e adottati principalmente dagli individui negli strati sociali più alti, quelli strutturali che riducono il livello di esposizione ai fattori di rischio a livello di popolazione hanno dimostrato di avere un impatto simile su tutti i gruppi socioeconomici e quindi potenzialmente di ridurre le disuguaglianze. Queste evidenze dovrebbero essere tenute in considerazione nel processo di definizione delle politiche sanitarie dato che la promozione dell'equità è un obiettivo prioritario nelle agende politiche internazionali, nazionali e locali.

PREMESSA

All'inizio del XXI secolo, i bambini che nascevano in Giappone o in Svezia potevano aspettarsi di vivere più di 80 anni, quelli che nascevano in Brasile o in India rispettivamente 72 e 63 anni, mentre quelli che nascevano nel continente africano avevano una speranza di vita media di circa 50 anni (WHO Commission on Social Determinants of Health 2008). In Inghilterra, negli stessi anni, la differenza nell'aspettativa di vita tra coloro che vivevano nei quartieri più deprivati e quelli che vivevano nelle aree più benestanti del paese era di circa sette anni, un valore che saliva a 17 se si considerava l'aspettativa di vita libera da disabilità (The Marmot Review 2010). In Italia, nel triennio 2012-2014, gli uomini con livello di istruzione alto avevano un'aspettativa di vita media alla nascita di 82,3 anni, ovvero circa tre anni in più della controparte meno istruita. Tra le donne, l'aspettativa di vita alla nascita era di 86,0 anni tra le più istruite e di 84,5 anni tra le meno istruite (Istituto Nazionale di Statistica 2018).

Quelli citati sono solo alcuni esempi di quelle che vengono definite disuguaglianze in salute; nel primo caso si tratta di disuguaglianze tra paesi, nel secondo e terzo caso di differenze all'interno di uno stesso paese misurate sulla base della deprivazione dell'area di residenza o del titolo di studio. Le disuguaglianze sono un fenomeno persistente nel tempo, sistematico e ubiquitario, che cioè si rintraccia indipendentemente da come viene misurata la posizione socioeconomica, dall'esito studiato o dall'area geografica presa in esame. Già all'inizio del XIX secolo, Villermé in Francia, Chadwich ed Engels in Inghilterra e Virchow in Germania riportavano come la speranza di vita e gli esiti in salute fossero strettamente connessi alle condizioni di vita e lavoro (Berkman 2004). Nonostante gli spettacolari miglioramenti nella salute e nell'aspettativa di vita negli ultimi due secoli (Oeppen & Vaupel 2002), le disuguaglianze nella mortalità continuano a persistere in Europa e in alcuni contesti mostrano addirittura una tendenza all'aumento (Mackenbach et al. 2008; Mackenbach et al. 2018), rappresentando una delle più grandi sfide per la salute pubblica del XXI secolo (Mackenbach 2017).

La disponibilità di dati sanitari integrati con informazioni di carattere socioeconomico è un requisito fondamentale per lo studio e il monitoraggio delle disuguaglianze sociali nella salute. Esperienze di integrazione dei dati sono particolarmente consolidate nei paesi del nord Europa e in alcuni paesi dell'Europa continentale e orientale e dell'area baltica. Questa ricca tradizione informativa ha reso possibile la realizzazione di studi comparativi finalizzati a valutare le differenze nell'intensità e nell'andamento nel tempo delle disuguaglianze tra paesi (Mackenbach et al. 2008). A livello italiano, esercizi di integrazione dei dati socio-sanitari sono stati realizzati sia a livello nazionale (Federico et

al. 2013; Marinacci et al. 2013; Alicandro, Frova, Sebastiani, Boffetta, et al. 2017) che attraverso gli studi longitudinali metropolitani, attualmente attivi in nove città italiane (Caranci et al. 2018). Tra queste città vi sono anche quelle di Bologna, Modena e Reggio Emilia che fanno parte del cosiddetto Studio Longitudinale Emiliano (SLEm) che è stato recentemente reso operativo sotto il coordinamento dell’Agenzia sanitaria e sociale regionale (ASSR) dell’Emilia-Romagna (Agenzia sanitaria e sociale regionale Regione Emilia-Romagna 2016). Lo SLEm è una raccolta di dati integrati nuova e quindi quasi totalmente inesplorata, aggiornata e con un disegno di studio che permette una descrizione accurata e sistematica delle disuguaglianze in tre delle principali città della regione rispetto a un ventaglio di esiti sanitari. Esso rappresenta anche uno degli strumenti chiave per il monitoraggio dell’andamento delle disuguaglianze sociali in salute la cui riduzione è uno degli obiettivi dei recenti Piani regionali dell’Emilia-Romagna, sia quello della prevenzione (Regione Emilia-Romagna 2015) che quello sociale e sanitario (Regione Emilia-Romagna 2017).

Il lavoro di ricerca presentato in questa tesi nasce nel contesto di una pregressa collaborazione con l’ASSR e con l’obiettivo generale di esplorare e sfruttare il potenziale informativo dello SLEm rispetto alla relazione tra condizioni socioeconomiche e mortalità. Esso si è articolato in due fasi principali che corrispondono anche al percorso formativo svolto nell’ambito del corso di dottorato.

Nella prima fase, che può essere definita preparatoria e che corrisponde al primo anno di dottorato, le attività si sono concentrate sullo sviluppo delle competenze metodologiche per l’analisi epidemiologica di *dataset* integrati attraverso una collaborazione con la *London School of Hygiene & Tropical Medicine* (Londra, Regno Unito) e sulla costruzione e armonizzazione dei *dataset* che costituiscono la struttura informativa dello SLEm.

La seconda fase, che può essere definita analitica e che corrisponde al secondo e terzo anno di dottorato, è stata a sua volta suddivisa in due parti. Nella prima parte, il lavoro è stato finalizzato alla descrizione dell’intensità e dell’andamento temporale delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e per cause specifiche nello Studio Longitudinale Emiliano. Queste attività sono state svolte in collaborazione con l’ASSR e, in parte, con il Servizio Sovrazonale di Epidemiologia dell’Azienda Sanitaria Locale Torino 3 (Grugliasco, Torino) nell’ambito delle attività del progetto nazionale “La Rete Degli Studi Longitudinali Metropolitani” promosso dall’Istituto Nazionale per la promozione della salute delle popolazioni Migranti ed il contrasto delle malattie della Povertà (INMP) che aveva l’obiettivo di coordinare e consolidare la rete italiana degli studi longitudinali di cui lo SLEm fa parte. La seconda parte della fase analitica è stata sviluppata con l’intento di ampliare il respiro della ricerca e di massimizzare il potenziale informativo dello SLEm. Per fare ciò si è stabilita

una collaborazione con il Dipartimento di Salute Pubblica dell'*Erasmus Medical Centre* dell'Università Erasmus di Rotterdam (Paesi Bassi), che a livello europeo coordina i principali studi comparativi sul tema delle disuguaglianze sociali in salute, e si è lavorato per l'inclusione della coorte SLEm all'interno del *pool* di dati disponibili per le comparazioni internazionali, che fino ad ora hanno incluso per l'Italia solo lo Studio Longitudinale Torinese e, in un numero limitato di casi, anche quello toscano (Kulhánová et al. 2014; Mackenbach et al. 2018). Nell'ambito di questa collaborazione, il lavoro di ricerca è stato finalizzato ad approfondire la conoscenza specifica rispetto alla mortalità per malattie cardiovascolari, che rappresentano ancora oggi una delle principali cause di morte in Italia e in Europa (Townsend et al. 2016), a valutare le disuguaglianze livello di istruzione in questo gruppo di cause e a confrontare l'andamento e l'intensità di tali disuguaglianze tra lo SLEm e altre 11 coorti nazionali ed europee in ottica comparativa.

La struttura di questa tesi ricalca il percorso formativo e lo sviluppo delle attività di ricerca così come sono state descritte. Nel capitolo introduttivo viene presentato il tema centrale della ricerca attraverso una rassegna delle principali evidenze scientifiche sulle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità che si sono accumulate a partire dal XIX secolo fino ad oggi e dei principali modelli teorici che sono stati elaborati per la spiegazione dei differenziali sociali in salute. Di seguito si fa cenno alle questioni metodologiche implicate nella misurazione delle disuguaglianze e cioè agli aspetti relativi al tipo di dati necessari per la valutazione degli esiti sanitari in relazione alle condizioni socioeconomiche, agli indicatori usati per definire la posizione socioeconomica e al tipo di misure statistiche generalmente impiegate per la valutazione dei differenziali. L'introduzione si conclude con la presentazione del contesto in cui questa tesi si inserisce e si è sviluppata e con la descrizione degli obiettivi generali e specifici della ricerca. Nel secondo capitolo vengono descritti i materiali, elencate le variabili socioeconomiche e gli esiti considerati e presentato il piano di analisi e i metodi statistici utilizzati per rispondere agli obiettivi specifici. Il terzo e il quarto capitolo, che corrispondono ai risultati e alla discussione, sono organizzati intorno alle due principali parti analitiche della ricerca, quella relativa all'analisi delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nello SLEm e quella relativa alla comparazione internazionale dei differenziali per livello di istruzione nella mortalità per malattie cardiovascolari. Nella discussione, prima vengono commentati i principali risultati ed elencati i punti di forza e limitazioni di ciascuna analisi e poi vengono sintetizzate le riflessioni trasversali comuni a tutte le parti della ricerca. Infine, vengono presentate le implicazioni del lavoro per le ricerche future e per le politiche sanitarie e le principali conclusioni.

INTRODUZIONE

Differenze nella salute sono presenti ovunque. Esse possono essere rintracciate rispetto a qualsiasi aspetto misurabile della salute e dell'assistenza sanitaria, a partire dalla prevalenza di fattori di rischio (ad esempio il sovrappeso) o dall'incidenza di patologia, fino all'accesso ai servizi di cura, l'aderenza al trattamento, la sopravvivenza e la mortalità. Tali differenze negli esiti in salute sono riportate sulla base di una varietà di caratteristiche rispetto alle quali la popolazione può essere definita e raggruppata quali ad esempio l'età, il genere, l'etnia, la cittadinanza, l'area geografica di appartenenza (sia essa il quartiere, la regione, il paese o il bacino di utenza di un servizio), il livello di istruzione, il reddito, la classe sociale o la tipologia professionale.

Una questione centrale che si pone rispetto a queste differenze è se esse siano o meno ingiuste, ovvero lesive del comune senso della giustizia (Arcaya et al. 2015). Nella lingua italiana le differenze in salute, indipendentemente dalla loro connotazione, vengono generalmente definite disuguaglianze. Nella lingua inglese invece esistono almeno due parole, *inequality* e *inequity*, che colgono appieno le diversità semantiche che le differenze in salute possono presentare. Con il termine *inequality* ci si riferisce generalmente a differenze tra gli strati della popolazione senza sottintendere nessun giudizio morale o etico. Con il termine *inequity*¹ invece si esprime un giudizio di valore secondo cui le differenze sarebbero ingiuste e si fa riferimento a differenze prevenibili e non necessarie (Stefanini et al. 2004; Whitehead & Dahlgren 2006). Il fatto che all'inizio degli anni 2000 negli Stati Uniti gli uomini bianchi con un alto livello di istruzione avessero un'aspettativa di vita di circa 15 anni più lunga rispetto agli uomini di colore con un livello di istruzione basso (tra le donne la differenza era di circa 10 anni) (Olshansky et al. 2012) può essere considerato un esempio di *inequity* in quanto tali differenze nell'aspettativa di vita sono ingiuste, innecessarie e largamente contrastabili. Al contrario, le differenze nello stato di salute tra giovani e anziani non assumono una connotazione morale in quanto esprimono il risultato del processo di invecchiamento che tutti sono potenzialmente destinati a vivere nel corso dell'esistenza (Arcaya et al. 2015).

All'interno di questo vasto scenario, il presente lavoro si posiziona nell'ambito delle disuguaglianze nella mortalità definite sulla base socioeconomica nella popolazione adulta. In questa sede, per disuguaglianze socioeconomiche si intendono differenze negli esiti sanitari tra gli strati sociali della popolazione che possono essere considerate socialmente prodotte, evitabili e ingiuste (Whitehead 1992) e cioè variazioni che non si presentano in modo casuale come mera espressione di diversità

¹ Il termine *inequity* potrebbe essere tradotto in italiano con iniquità; tuttavia questo termine viene raramente utilizzato nella letteratura scientifica e divulgativa italiana nella quale si parla solitamente di disuguaglianze o diseguaglianze.

nei fattori biologici ma piuttosto come il risultato di processi attivi e di forme di organizzazione sociale iniqui e lesivi del comune senso della giustizia (Stefanini et al. 2004).

Le disuguaglianze socioeconomiche in salute

Le disuguaglianze sono un fenomeno persistente nel tempo, sistematico e ubiquitario, che cioè si rintraccia indipendentemente da come viene misurata la posizione socioeconomica, dall'esito studiato o dall'area geografica presa in esame.

Rispetto alla prospettiva temporale, già all'inizio del XIX secolo, in un periodo di rapida espansione urbanistica e industriale, disuguaglianze sociali nella mortalità erano riportate in tutta Europa (Berkman 2004). In Francia, Villermé documentò l'associazione tra povertà e mortalità nel suo lavoro sulle differenze di salute tra i quartieri parigini (Villermé 1830; Julia & Valleron 2011). In Inghilterra Chadwick, con il suo rapporto sullo stato di salute delle popolazioni lavoratrici, ed Engels, con la sua analisi delle condizioni di vita degli operai nelle città inglesi durante la rivoluzione industriale, resero evidente la relazione tra salute e condizioni sociali, a loro volta modellate dall'economia e dalla politica (Chadwick & Richardson 1887; Engels 1972). In Germania, Virchow denunciò come fossero di fatto i fattori politici e socioeconomici, come la povertà e la presenza di uno stato repressivo, i principali determinanti dell'epidemia di febbre petecchiale in Alta Slesia su cui era stato chiamato a relazionare dal governo prussiano (Saracci 2009). Nel XX secolo, una delle pietre miliari nello studio delle disuguaglianze è rappresentato dal *Black Report*. Questo lavoro, commissionato dal governo inglese a un gruppo di studiosi presieduto da Sir Douglas Black, aveva l'obiettivo di valutare l'evidenza disponibile sui differenziali in salute e di stilare una lista di raccomandazioni a supporto delle politiche di contrasto delle disuguaglianze e per lo sviluppo di ulteriori ricerche (Department of Health and Social Security 1980). I risultati di questo rapporto ribadirono non solo l'esistenza di profonde disuguaglianze nella mortalità tra le classi occupazionali ma anche la stagnazione o il peggioramento delle condizioni di salute nelle classi operaie tra il 1960 e il 1970. Queste evidenze sono state confermate e arricchite da una serie di studi successivi condotti dagli ultimi decenni del XX secolo fino ad oggi in Europa e negli Stati Uniti. Questi studi hanno fatto emergere che, sebbene lo stato di salute di tutti gli strati della popolazione fosse migliorato nel tempo, il divario tra le classi sociali continuava a persistere o addirittura si era acuito come conseguenza di un miglioramento delle condizioni di salute generalmente più spiccato tra le classi sociali più avvantaggiate (Marmot et al. 1991; Valkonen 1992; Pappas et al. 1993; Phillimore et al. 1994; Regidor et al. 1996; Mackenbach et al. 1997; van Rossum 2000). All'inizio del XXI secolo

le disuguaglianze sociali continuavano quindi a essere una delle problematiche più rilevanti per la salute pubblica. Per rispondere a questa persistente preoccupazione, l'Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS) lancia nel 2005 la Commissione sui determinanti sociali della salute con l'obiettivo di fornire raccomandazioni sulle azioni utili a promuovere l'equità in salute e di incoraggiare la formazione di un movimento globale finalizzato a raggiungerla. I lavori della Commissione si concludono nel 2008 con la pubblicazione del famoso rapporto dal titolo *"Closing the gap in a generation: tackling health inequalities through action on the social determinants of health"* (WHO Commission on Social Determinants of Health 2008). A questo rapporto fanno seguito una serie di iniziative nazionali in diversi paesi europei (quali ad esempio la Spagna, il Regno Unito e l'Italia) che sono accomunate dalla necessità di monitorare le disuguaglianze e di promuovere equità nella salute (Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España 2010; The Marmot Review 2010; Ministero della Salute 2017). Sebbene tali iniziative abbiano contribuito a rinnovare l'attenzione nei confronti delle disuguaglianze sociali, quest'ultime continuano a essere un elemento caratterizzante delle società europee contemporanee nonostante i cambiamenti nell'epidemiologia e nella diffusione delle malattie avvenuti negli ultimi decenni (Mackenbach et al. 2018).

Oltre a essere persistenti nel tempo, le disuguaglianze socioeconomiche sono un fenomeno sistematico e ubiquitario: esse si presentano, seppure con intensità e direzione differente, per tutti gli esiti, indipendentemente da come viene misurata la posizione sociale dell'individuo all'interno della società (ad esempio, titolo di studio o classe occupazionale) e in tutte le società e i paesi.

Per la maggior parte degli esiti in salute, la relazione con la posizione socioeconomica è inversa, ovvero il rischio di cattiva di salute o di morte diminuisce all'aumentare della posizione socioeconomica, e caratterizzata da un gradiente, e cioè dal fatto che non sono solo le persone più svantaggiate ad avere una cattiva salute, ma che tutti in maniera graduale perdono in salute quando si passa dagli strati più alti a quelli più bassi della scala sociale (World Health Organization 2003).

Questa associazione è stata ampiamente riportata nel caso della mortalità generale: il rischio di morte aumenta al diminuire del titolo di studio, nel passare da un impiego non manuale a uno manuale, all'assottigliarsi delle reti sociali (caratterizzate per esempio dallo stato civile) (Mackenbach et al. 2003; Martikainen et al. 2005; Manzoli et al. 2007; Mackenbach et al. 2008; Gallo et al. 2012; Reques et al. 2014; Stringhini et al. 2015; Mackenbach, Kulhánová, et al. 2016). Lo stesso si può dire nel caso della mortalità per tumori (Mackenbach et al. 2004; Van der Heyden et al. 2009; Alicandro, Frova, Sebastiani, El Sayed, et al. 2017), per malattie cardiovascolari (Avendano et al.

2005; Avendano et al. 2006; Petrelli et al. 2006; Stringhini et al. 2010; McCartney et al. 2012), per cause correlate all'alcol e al fumo (Agren & Romelsjo 1992; Mackenbach et al. 2015). Per tutti questi esiti, e in particolar modo per la mortalità per malattie cardiovascolari, le disuguaglianze sono state attribuite a una distribuzione differenziale – a svantaggio delle classi sociali più disagiate – dei principali fattori di rischio, quali abitudine al fumo, consumo di alcol, dieta squilibrata e scarsa attività fisica (Eikemo et al. 2014; Kulhánová et al. 2017). Un recente studio che ha messo a confronto l'importanza dei vari fattori di rischio comportamentali e la posizione sociale misurata tramite la posizione nella gerarchia occupazionale ha sottolineato inoltre che il ruolo di quest'ultima nello spiegare i differenziali nella mortalità è comparabile a quello dei fattori di rischio comportamentali ribadendo l'importanza di un approccio sistematico alla lotta alle disuguaglianze che non si limiti alla sola modulazione degli stili di vita ma che prenda in considerazione anche le condizioni strutturali di vita degli individui (Stringhini et al. 2017). Anche nel caso delle disuguaglianze nella mortalità per cause evitabili in presenza di cure efficaci e tempestive e di provata efficacia il carico di mortalità appare concentrato tra gli individui meno istruiti come conseguenza sia di una diseguale distribuzione dei fattori di rischio che di un differenziale accesso e/o nell'appropriatezza delle cure (Plug et al. 2012; Mackenbach, Hu, et al. 2017). Rispetto a questo *pattern*, fanno eccezione la mortalità per melanoma e per tumore della mammella tra le donne, che invece sono esiti per cui gli strati socioeconomici più alti presentano solitamente eccessi di rischio a causa di una maggiore esposizione solare e accuratezza e tempestività nella diagnosi nel caso del melanoma, e di differenze nell'esposizione a fattori di rischio ormonali nel caso del tumore alla mammella (Bouchardy et al. 2006). Tuttavia, negli ultimi anni il vantaggio nella mortalità per tumore della mammella delle donne appartenenti a strati socioeconomici più svantaggiati sembra essersi assottigliato o addirittura perso del tutto a causa dell'introduzione di interventi di diagnosi precoce, dei cui effetti positivi in termini di aumentata sopravvivenza sembrerebbero beneficiare di più le donne con livello socioeconomico più alto, e dei cambiamenti sociali nei *pattern* riproduttivi (Trewin et al. 2017; Gadeyne et al. 2017).

Gli studi condotti in Europa e negli Stati Uniti hanno fatto emergere come le disuguaglianze nella salute e nella mortalità siano un fenomeno ubiquitario (Bor et al. 2017; Mackenbach et al. 2018). Quelli svolti a livello europeo hanno messo in luce che tuttavia esistono delle differenze sostanziali tra i paesi in termini di intensità delle disuguaglianze e di evoluzione nel tempo. Da un punto di vista geografico, due sono i *pattern* caratteristici: un gradiente nord-sud e un divario est-ovest. Le disuguaglianze nella mortalità appaiono più pronunciate nei paesi scandinavi che in quelli

dell'Europa meridionale, nonostante i primi siano caratterizzati da un sistema di sicurezza sociale redistributivo e egualitario e i secondi da un sistema di welfare più frammentato e dal ruolo prominente della famiglia come strumento di supporto sociale (Bambra 2011; Mackenbach 2017). Parallelamente, esse appaiono di intensità maggiore nei paesi dell'Europa centrale e orientale rispetto a quelli dell'intera Europa occidentale (Mackenbach et al. 2014; de Gelder et al. 2017). Il principale contributo a queste differenze è dato dalle disuguaglianze nella mortalità per malattie cardiovascolari, nel caso delle differenze tra nord e sud, e nella mortalità per cause esterne e cause correlate all'alcol, nel caso delle differenze tra est e ovest (Fennelly et al. 2016; Mackenbach, Kulhánová, et al. 2016). Anche l'andamento nel tempo segue un *pattern* geografico e, mentre le disuguaglianze sono rimaste fondamentalmente stabili o sono diminuite nei paesi meridionali, il divario tra gli strati sociali della popolazione è andato aumentando nei paesi nordici e in quelli centro-orientali (de Gelder et al. 2017). Il gradiente debole o inesistente nella popolazioni dell'Europa meridionale è stato principalmente attribuito all'effetto protettivo della dieta mediterranea e al fatto che, in quei contesti, i principali fattori di rischio (quali abitudine al fumo, consumo di alcol e dieta squilibrata) sarebbero modellati più da norme culturali che da fattori sociali (Lopez et al. 1994; Trichopoulou & Lagiou 1997; Trichopoulou et al. 2002). Le importanti disuguaglianze nei paesi dell'Europa centro-orientale sono state interpretate come il risultato della marcata stratificazione sociale dei principali fattori di rischio comportamentali e delle disparità nell'accesso a un'assistenza sanitaria di buona qualità che si sono esacerbate in un contesto socio-politico caratterizzato da una travagliata transizione verso un'economia di mercato dopo il crollo dell'Unione Sovietica (Leinsalu et al. 2009).

Modelli teorici per l'interpretazione delle disuguaglianze socioeconomiche in salute

L'espansione della mole di evidenze sulle disuguaglianze in salute è stata accompagnata dall'elaborazione e dallo sviluppo di quadri concettuali per l'interpretazione dell'associazione tra posizione socioeconomica ed esiti sanitari. Tali quadri esplicativi partono dall'assunto che l'associazione non può essere spiegata da un singolo fattore ma che piuttosto essa sarebbe il risultato di una complessa interazione tra una serie di elementi quali le condizioni di vita, le condizioni di lavoro e le interazioni sociali nel contesto familiare, lavorativo o in altri contesti pubblici, che agiscono sull'individuo dal concepimento fino alla morte (Krieger et al. 1997a). Nonostante sia ormai unanimemente riconosciuto che le "circostanze materiali e sociali in cui le persone nascono, vivono, crescono, lavorano e invecchiano" (Marmot & Wilkinson 1999; WHO

Commission on Social Determinants of Health 2008) contribuiscono sostanzialmente a produrre buona o cattiva salute, sono diverse le scuole di pensiero, e le relative interpretazioni di tale fenomeno, che si sono sviluppate nel campo dell'epidemiologia sociale.

In questa sezione vengono passate in rassegna le principali teorie e prospettive che sono state proposte a partire dalla seconda metà del XX secolo per spiegare quali sono i meccanismi attraverso i quali le condizioni sociali influenzano la salute e concorrono a generare disuguaglianze negli esiti. Tali approcci differiscono tra loro principalmente nell'enfasi che pongono sul ruolo e sull'importanza che i differenti aspetti delle condizioni sociali e biologiche hanno nel determinare la salute della popolazione e nel modo in cui integrano le spiegazioni sociali e biologiche (Krieger 2001b).

Uno dei primi tentativi di sistematizzazione delle spiegazioni relative alla genesi delle disuguaglianze in salute risale al già citato *Black Report*, il rapporto commissionato dal Ministero della Salute e della Sicurezza Sociale inglese nel 1980 con lo scopo di fornire evidenze sulle disuguaglianze nella mortalità nella popolazione britannica (Department of Health and Social Security 1980). In quella sede vennero proposte quattro interpretazioni per la relazione tra condizione sociale e salute: l'artefatto statistico, la selezione naturale o sociale, la spiegazione comportamentale/culturale e la spiegazione materiale/strutturale. Secondo la **teoria dell'artefatto statistico**, il riscontro di differenziali sociali in salute sarebbe da attribuire a questioni di misurazione piuttosto che a una reale associazione di tipo causale tra posizione socioeconomica e esiti. In altre parole, a spiegare le disuguaglianze potrebbero essere o una misclassificazione differenziale dei soggetti a più alto rischio di esiti negativi nelle classi sociali più basse oppure cambiamenti nella composizione delle classi occupazionali. In quest'ultimo caso, si suppone che la continua deplezione numerica delle classi meno qualificate conseguente all'automazione del lavoro, si possa tradurre in una selezione di individui con un alto rischio di mortalità in quelle stesse classi. Sarebbe quindi la presenza di gruppi poco numerosi di soggetti selezionati a inflazionare i differenziali di salute tra le classi occupazionali. Tuttavia, il fatto che i differenziali in salute persistano anche quando vengono usati indicatori di posizione socioeconomica diversi dalla classe occupazionale rende poco probabile la teoria secondo cui le disuguaglianze sociali in salute possano essere completamente attribuite ad artefatti conseguenti alla erronea misurazione di esposizioni ed esiti (Smith et al. 1994). La **prospettiva della "selezione sociale"** asserisce invece che sarebbe la cattiva salute a determinare le condizioni socioeconomiche dell'individuo e non viceversa. Le persone non si ammalerebbero perché versano in condizioni sociali di disagio, ma piuttosto sarebbero le cattive condizioni di salute sperimentate fin dall'infanzia e adolescenza a minare il potenziale sociale ed economico degli individui e quindi a

relegarli nei gruppi sociali più svantaggiati in età adulta. Questo meccanismo viene definito di selezione diretta (Bartley 2001). Tuttavia, nonostante in alcuni casi il meccanismo di causalità inversa sia plausibile, come nel caso della selezione di individui in avverse condizioni di salute verso l'uscita dal mercato del lavoro e la disoccupazione, le evidenze raccolte nel tempo suggeriscono che sono piuttosto le condizioni e i contesti di vita e di lavoro a generare differenze sociali negli esiti in salute (The Marmot Review 2010).

Le altre due spiegazioni proposte nel *Black Report* sono accumulate dall'idea che la posizione sociale avrebbe un impatto indiretto sulla salute; essa agirebbe per mezzo di una serie di fattori intermedi, di ordine comportamentale/culturale, o comunque legati agli stili di vita, o di ordine materiale/strutturale (Marmot et al. 1991). In tale prospettiva, la **spiegazione comportamentale/culturale** interpreta il gradiente in salute come il risultato della distribuzione sfavorevole di una serie di stili di vita quali l'abitudine al fumo, l'inattività fisica, l'uso eccessivo di alcol, o una dieta poco sana tra le fasce più svantaggiate della popolazione. In questo contesto, alcuni enfatizzano la responsabilità individuale e vedono l'adozione di comportamenti dannosi per la salute come una libera scelta da parte del singolo che dovrebbe quindi essere biasimato per le scelte insalubri. Secondo altri, tali comportamenti sarebbero condizionati dalle più ampie condizioni sociali ed economiche in cui l'individuo si trova a vivere e su cui lo stesso non avrebbe ampio potere decisionale. Anche le opportunità di accesso ai servizi sanitari, intese come capacità dell'individuo di fruire degli stessi in maniera appropriata secondo il loro bisogno e di comprendere e aderire a messaggi preventivi, vengono solitamente incluse tra i fattori intermedi che contribuiscono a generare esiti differenziali in salute (Berkman et al. 2011). La **spiegazione materiale/strutturale** ravvisa nelle circostanze materiali nelle quali le persone vivono i principali fattori che porterebbero individui di posizioni socioeconomiche più svantaggiate a sperimentare peggiori esiti in salute. Alla base di questa spiegazione sta l'idea che gli individui nelle diverse posizioni socioeconomiche gerarchicamente stratificate sono esposti in maniera differenziale a una serie di circostanze di vita quali condizioni di lavoro, condizioni abitative, inquinamento, tipo di dieta, che influenzano la salute. Alcuni autori hanno ulteriormente sviluppato questa linea di pensiero elaborando la spiegazione neo-materialista (Lynch et al. 2000; Sundmacher et al. 2011). Secondo questa teoria, le risorse materiali influenzerebbero la salute non solo a livello individuale (tramite la scarsità di risorse e l'esposizione a condizioni nocive) ma anche attraverso la distribuzione diseguale di ricchezza a livello dell'intera società. L'iniqua distribuzione delle risorse a livello strutturale sarebbe il risultato di processi storici, culturali ed economici e si tradurrebbe nella possibilità (differenziale) di accesso a

infrastrutture pubbliche quali, ad esempio, il sistema scolastico, quello sanitario oppure nella disponibilità le leggi per la tutela della salute sul lavoro, elementi che nel loro insieme costituiscono la cosiddetta matrice neo-materiale. In virtù del focus sui determinanti politici ed economici di salute e malattia e sull'esplicita identificazione di barriere strutturali rispetto alla possibilità di raggiungere il più alto livello possibile di salute per tutta la popolazione, le spiegazioni materiale e neo-materiale vengono spesso incluse all'interno del paradigma teorico della cosiddetta "produzione sociale della malattia" o "economia politica della salute" (Krieger 2001b). Sotto questo cappello teorico viene incluso anche un altro quadro concettuale che è stato sviluppato per spiegare la relazione tra posizione socioeconomica e salute, quello delle **"cause fondamentali" delle disuguaglianze in salute** (Link & Phelan 1996). Tale paradigma è emerso con l'intento di spiegare perché, nonostante i sostanziali cambiamenti nella distribuzione dei fattori di rischio e nell'epidemiologia di alcune condizioni morbose avvenuti negli ultimi decenni, le disuguaglianze in salute continuano a persistere. La relazione tra fattori sociodemografici e salute documentata in diverse popolazioni e periodi e per differenti esiti sarebbe spiegata in un congiunto di attributi sociali, definiti come "cause sociali fondamentali". Il cardine di questa teoria sta nel fatto che sarebbe il bagaglio di risorse di tipo conoscitivo, economico, di potere, di prestigio e di connessioni sociali di cui l'individuo dispone a influenzare la sua capacità di evitare rischi per la salute, adottare strategie di prevenzione e minimizzare le conseguenze della malattia. Tali risorse sarebbero direttamente proporzionali alla posizione socioeconomica degli individui e permetterebbero a quelli in posizioni sociali più avvantaggiate di evitare condizioni di rischio, adottare comportamenti salubri e quindi di godere di migliore salute. Queste risorse hanno un'utilità "universale" che è indipendente dal meccanismo o dai fattori intermedi che spiegano, in un dato momento, le disuguaglianze nella salute e che permette all'individuo che le possiede di evitare o mitigare l'effetto della malattia anche quando lo scenario epidemiologico cambia. Si prendano ad esempio due situazioni. Se in un dato momento il problema di salute fosse il colera, gli individui con più risorse avrebbero più possibilità di evitare zone ad alto rischio di contagio così come le comunità con più risorse sarebbero più in grado di contenere la diffusione o di evitare l'entrata di soggetti infetti. Allo stesso modo, nel caso delle malattie cardiovascolari, gli individui con più risorse sarebbero in grado di avere uno stile di vita più salubre e probabilmente di avere accesso a trattamenti più efficaci (Phelan et al. 2010). Quindi, indipendentemente dall'esito considerato o dal fattore di rischio in questione e in qualsiasi momento, più risorse producono migliore salute. Ne consegue che le disuguaglianze socioeconomiche in salute persisteranno fintanto che esisteranno le disuguaglianze nella

distribuzione delle risorse. Recenti evidenze empiriche supportano questa teoria, soprattutto quando il focus dell'analisi sono le cause di morte evitabili, ovvero quelle condizioni sulle quali gli interventi medico-terapeutici hanno un impatto sostanziale (Mackenbach, Looman, et al. 2017).

Un'altra spiegazione proposta per l'interpretazione delle disuguaglianze sociali in salute è quella **psicosociale**. In questo caso l'accento è posto sulle risposte biologiche endogene agli stimoli dell'ambiente sociale e alle interazioni umane. Uno dei principali contributi allo sviluppo di questo modello viene dal lavoro di John Cassel la cui ipotesi centrale è che l'ambiente sociale altererebbe la suscettibilità degli individui influenzandone le risposte neuroendocrine. In questo caso per ambiente sociale si intendono i molteplici prodotti generati dalle relazioni e interazioni umane, quali ad esempio, le gerarchie, la marginalità sociale, l'isolamento o il supporto sociale (Cassel 1976). A partire da questo lavoro, il campo dell'epidemiologia psicosociale si è ulteriormente sviluppato in due direzioni principali. Da un lato, è emerso il modello del carico allostatico che attribuisce l'esistenza delle disuguaglianze agli effetti diretti dello stress sui sistemi fisiologici tramite l'affaticamento causato all'organismo dall'esposizione quotidiana a circostanze negative (McEwen & Seeman 1999). Dall'altro lato, si è posto l'accento sul ruolo dell'ambiente sociale, della coesione sociale e del capitale umano, inteso come la capacità di fornire benefici ai propri membri da parte di reti e strutture sociali (Baum 1999). All'interno di questo filone di pensiero, il lavoro di Wilkinson ha messo in evidenza come l'aspettativa di vita sembrerebbe influenzata maggiormente dalle disuguaglianze relative nel reddito piuttosto che da quelle assolute. Il problema principale non sarebbe quindi nel livello di ricchezza assoluto di una data società ma piuttosto in come e quanto esso sia redistribuito all'interno della stessa. In altre parole, la salute degli individui sarebbe influenzata di più dalla percezione della propria posizione relativa nella società che dalle risorse assolute che ciascuno ha a disposizione, attraverso una serie di processi neuroendocrini e di comportamenti più o meno salutari (Wilkinson 1996; Pickett & Wilkinson 2006). Quello che accomuna queste prospettive è il focus sul ruolo delle risposte biologiche endogene agli stimoli creati dalle interazioni sociali e, allo stesso tempo, una scarsa attenzione posta su quanto e come la distribuzione differenziale dello stress e degli effetti negativi delle interazioni sociali sia influenzata dalle più ampie dinamiche sociali, politiche ed economiche (Krieger 2001b).

Un esempio di sintesi e di ulteriore sviluppo delle principali teorie e prospettive che hanno popolato il campo dell'epidemiologia sociale nelle ultime decadi è rappresentato dalla **teoria ecosociale**, proposta agli inizi degli anni '90 da Nancy Krieger (Krieger 2001b). A partire da una riflessione teorica che integra diverse discipline al fine di evitare la frammentazione e la decontestualizzazione dei

saperi e delle conoscenze, la teoria ecosociale legge i fenomeni di salute e malattia in maniera processuale analizzando l'insieme degli eventi interni che si verificano nella biologia degli esseri umani alla luce del contesto economico, politico e sociale, delle relazioni di potere e in una prospettiva profonda tanto da un punto di vista storico quanto geografico. Particolare rilevanza è data al contesto ecologico inteso come spazio dinamico e multidirezionale di interazione tra individuo, popolazioni e ambiente che, attraverso le loro multiple interconnessioni, si modellerebbero reciprocamente (Krieger 1999; Krieger 2011). Uno dei costrutti centrali della teoria ecosociale è quello dell'incorporazione, ovvero l'idea che il corpo e le sue forme, inclusa la malattia, siano di fatto l'espressione ultima in termini biologici di relazioni sociali che si dipanano lungo gli assi delle disuguaglianze di classe, di razza e di genere dal concepimento fino alla morte (Krieger 2005).

Un altro tentativo di sistematizzazione delle conoscenze disponibili sull'interpretazione delle disuguaglianze sociali in salute, seppure orientato all'azione e non a un ulteriore sviluppo teorico, è il lavoro della Commissione sui determinanti sociali della salute dell'OMS che nel suo rapporto finale riporta, insieme alle principali evidenze e raccomandazioni per l'azione, un quadro di riferimento concettuale. Tale quadro concettuale combina la maggior parte delle spiegazioni sulle disuguaglianze sociali in salute in un'ottica pragmatica con gli obiettivi di identificare i determinanti sociali di salute, di mostrare come questi interagiscono tra loro e concorrono a generare le disuguaglianze e, infine, di identificare i punti di entrata per interventi a contrasto delle disuguaglianze (WHO Commission on Social Determinants of Health 2008). La rappresentazione grafica di questo modello interpretativo è riportata nella pagina successiva nella Figura 1.

Secondo questo quadro concettuale, il contesto socioeconomico e politico, inteso come insieme di politiche e di valori culturali e sociali, starebbe alla base della stratificazione sociale espressa in termini di posizione sociale, ovvero livello di istruzione, reddito, classe occupazionale, genere e/o razza. La posizione sociale, a sua volta, agirebbe sulla salute attraverso una serie di determinanti intermedi, quali fattori materiali, comportamentali, biologici e psicosociali, per mezzo di esposizioni che aumenterebbero la vulnerabilità e comprometterebbero la salute degli individui in maniera differenziale. Secondo questo schema, la posizione socioeconomica di un individuo può anche essere influenzata dal suo stato di salute, così come postulato dalla prospettiva della selezione sociale.

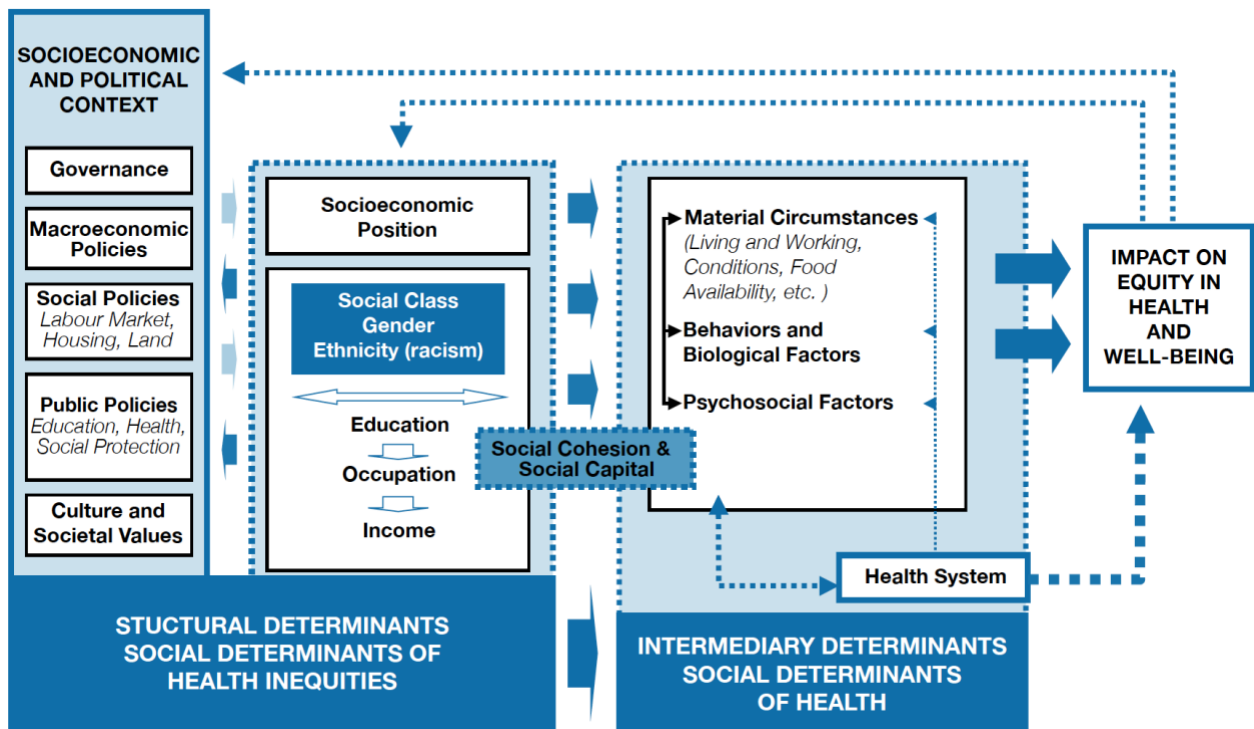


Figura 1. Quadro concettuale elaborato dalla Commissione sui determinanti sociali della salute (Solar & Irwin 2010).

Questa rappresentazione concettuale ha l'indubbio merito di essere uno strumento chiaro ed efficace dal punto di vista comunicativo in quanto permette, anche da una prospettiva puramente biomedica, di leggere i processi di salute e malattia degli individui senza isolarli dal contesto ampio in cui vivono e di dare una spiegazione intuitiva e logica alle disuguaglianze in salute. La principale critica che gli è stata mossa è che esso include sì modelli che fanno riferimento ai determinanti di salute, siano essi strutturali o intermedi, ma non direttamente quelli che richiamano in modo esplicito l'importanza dei *determinanti delle disuguaglianze* in salute, ovvero le relazioni di potere che danno forma e che modellano la distribuzione dei determinanti di salute stessi (Krieger 2008; Navarro 2009).

Le prospettive e teorie presentate finora non sono mutualmente esclusive né necessariamente in contraddizione tra loro. Piuttosto esse si differenziano sulla base dell'importanza che attribuiscono ai fattori sociali e/o biologici e sul livello di analisi politica – intesa come esplicito riconoscimento delle forze sociali e delle istituzioni che creano e che mantengono l'iniqua distribuzione delle ricchezze – che includono nella spiegazione della genesi delle disuguaglianze sociali in salute (Birn 2009). In questa tesi non si fa riferimento a un particolare quadro teorico, ma piuttosto, alla luce della loro complementarità, le differenti prospettive presentate in questa sezione verranno utilizzate in maniera congiunta nell'interpretazione dei risultati.

Questioni metodologiche nello studio e misurazione delle disuguaglianze socioeconomiche in salute

Lo studio dei differenziali di salute di una popolazione sulla base delle caratteristiche socioeconomiche chiama in causa una serie di questioni metodologiche. In questo paragrafo vengono presentati i principali aspetti relativi al tipo di dati che sono necessari per la valutazione degli esiti sanitari in relazione agli attributi socioeconomici, agli indicatori che possono essere usati per definire la posizione socioeconomica e al tipo di misure che possono essere impiegate per la valutazione dei differenziali.

Fonti dei dati per il monitoraggio delle disuguaglianze

Un prerequisito indispensabile per costruire un sistema che permetta la valutazione e lo studio dei livelli di equità nelle diverse dimensioni della salute è la messa in relazione di dati sanitari con informazioni sulla condizione socioeconomica degli individui o con *proxy* di vulnerabilità sociale. Tuttavia, è proprio la scarsa disponibilità di tali sistemi integrati di dati uno dei principali ostacoli al monitoraggio delle disuguaglianze, inteso come processo orientato alle politiche e basato sull'analisi sistematica dello stato e dell'andamento nel tempo delle differenze sociali nella salute (Bonney et al. 2007). Difatti, sebbene esistano fonti sanitarie che raccolgono informazioni socioeconomiche contestualmente all'esito e studi *ad hoc*² in cui vengono rilevati su campioni o gruppi più o meno estesi di popolazione sia gli eventi sanitari che le variabili socioeconomiche di interesse, uno dei principali ostacoli che si incontrano quando si vogliono sfruttare dati raccolti di routine a livello di popolazione, è la mancanza di informazioni socioeconomiche nella maggior parte delle fonti informative sanitarie, siano esse gli archivi degli episodi di ospedalizzazione, i registri di patologia o di morte (Krieger 1992).

Una delle opzioni per far fronte a questa limitazione, è quella di acquisire le informazioni socioeconomiche da fonti esterne non sanitarie, come i sistemi informativi statistici, e di associarle

² Si pensi ad esempio agli studi Whitehall I e II, Gazel o EPIC (European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition – Studio Europeo Prospettico su Tumori e Nutrizione). Gli studi Whitehall I e II hanno seguito a partire dagli anni '60, circa diecimila colletti bianchi della pubblica amministrazione britannica che lavoravano negli uffici pubblici londinesi di Whitehall con l'obiettivo prima di studiare quali erano i fattori di rischio per la mortalità cardiovascolare e poi di indagare direttamente le differenze socioeconomiche nella mortalità e nelle malattie fisiche e mentali tra gli impiegati stessi (van Rossum 2000; Marmot et al. 1991). Lo studio francese Gazel invece ha seguito a partire dagli anni '90 circa 20.000 lavoratori francesi impiegati presso un'industria con l'obiettivo di studiare gli esiti in salute rispetto a fattori socioeconomici e comportamentali (Goldberg et al. 2007). Infine, lo studio EPIC è uno studio di corte prospettica che segue circa 500.000 soggetti arruolati in 23 centri in 10 paesi europei a partire dagli anni '90. Grazie alla presenza di dati socioeconomici e di informazioni su dieta e stili di vita ha permesso di indagare il contributo di questi ultimi sulle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità (Gallo et al. 2012).

a livello individuale o aggregato agli archivi sanitari. In altre parole, devono essere implementati sistemi complessi di integrazione di archivi sanitari e statistici tramite procedure di *record linkage*, la cui fattibilità e caratteristiche dipendono strettamente dalla disponibilità e dal livello di granularità delle variabili che permettono di collegare i diversi archivi (chiavi di *linkage*) e, non da ultimo, dalla legittimità a compiere queste operazioni.

Sia che si tratti di dati che contengono l'informazione socioeconomica all'origine o di dati che vengono integrati tramite procedure di *linkage*, le fonti informative che possono essere utilizzate per lo studio delle disuguaglianze in salute possono essere classificate e definite sulla base di alcuni assi tra cui: (1) il disegno di studio che possono supportare, (2) il livello di disponibilità del dato socioeconomico, (3) la copertura della popolazione e (4) la copertura temporale (Kunst & Mackenbach 1995).

A seconda del tipo di fonti informative disponibili, sono due i principali **disegni di studio** che possono essere supportati, quello trasversale e quello longitudinale. Laddove siano disponibili dei dati stratificati per indicatore di posizione socioeconomica sia per il numeratore (popolazione che sperimenta l'esito di interesse) che per il denominatore (popolazione a rischio di sviluppare l'esito) ma non abbinabili a livello individuale, il disegno di studio supportato è quello trasversale. Gli studi trasversali permettono di ottenere delle "fotografie" e di calcolare delle misure "istantanee"; è questo il caso dei tassi annui di mortalità o tassi periodici di accesso ai servizi ospedalieri per indicatore di posizione socioeconomica in cui l'informazione sul numeratore proviene da fonte statistico-sanitaria (registro di mortalità o archivio degli episodi di ospedalizzazione) e il denominatore da fonte statistica (ad esempio il calcolo della popolazione a metà anno). Questo tipo di approccio permette di ottenere delle informazioni di natura prevalentemente descrittiva che possono essere raccolte in maniera relativamente tempestiva e aggiornate periodicamente. Laddove invece siano disponibili dei dati abbinabili a livello individuale e che permettono la costruzione di coorti che possono essere seguite nel tempo sia attivamente che passivamente attraverso operazioni di *record linkage*, il disegno di studio è di tipo longitudinale. Un esempio di questo tipo di disegno è quello degli studi longitudinali su base censuaria, in cui le coorti dei soggetti censiti vengono seguite nel tempo attraverso il raccordo con altri fonti di dati in grado di fornire misure sull'esito a livello individuale. Questo approccio permette di ottenere informazioni di natura più analitica e di stimare accuratamente il tempo di esposizione attraverso il computo preciso del tempo-persona di ciascun soggetto incluso nella coorte.

Un altro elemento di caratterizzazione delle fonti informative per lo studio delle disuguaglianze concerne il **livello di disponibilità delle informazioni socioeconomiche**. Per livello di disponibilità si intende sia il dettaglio dell'informazione (ad esempio, nel caso del titolo di studio, è possibile distinguere tra livello di istruzione basso e intermedio?) che il suo grado di completezza (ad esempio, nel caso della classe occupazionale, è possibile ottenere il dato anche per coloro che sono fuori dal mercato del lavoro al momento della raccolta delle informazioni?). Con livello di disponibilità si fa riferimento anche alla granularità con la quale le caratteristiche socioeconomiche sono misurate o definite, vale a dire se esse sono disponibili a livello dell'individuo oppure dell'aggregato a cui l'individuo appartiene, sia esso il nucleo familiare, l'area di residenza (quartiere, regione o paese) o qualsiasi altro raggruppamento omogeneo rispetto a una caratteristica di interesse (ad esempio, ricovero nello stesso ospedale o appartenenza alla stessa unità sanitaria). Per una disamina più dettagliata dei principali aspetti concettuali e metodologici relativi agli indicatori di posizione socioeconomica, alla loro attribuzione e alle criticità specifiche si rimanda al prossimo paragrafo.

Per quanto riguarda la **copertura di popolazione**, le fonti di dati possono variare rispetto ai sottogruppi nei quali le informazioni di tipo sanitario e socioeconomiche sono raccolte. Tali sottogruppi possono essere definiti rispetto a un ampio ventaglio di caratteristiche socio-demografiche quali, ad esempio, genere (la fonte include sia uomini che donne?), età (la fonte copre tutta la popolazione o solo alcuni gruppi di età?), area di residenza (i dati sono disponibili per tutto il paese/regione o solo per un'area, solo per le zone urbane o anche per quelle rurali?), cittadinanza o nazionalità (sono inclusi anche gli stranieri?), tipo di convivenza (la fonte include sia i soggetti residenti in famiglia che i soggetti istituzionalizzati?), condizione occupazionale o assicurativa (i dati sono disponibili solo per i soggetti impiegati in un'azienda – come nel caso delle coorti occupazionali – o solo per quelli che sono coperti da assicurazione sanitaria o lavorativa?). Laddove la fonte dei dati copre un solo sottogruppo di popolazione è necessario valutare criticamente se i risultati ottenuti possono o meno essere generalizzati alla popolazione target o ad altre popolazioni. Inoltre, nel caso in cui la fonte informativa sia rappresentata da un'indagine campionaria, il principale elemento da tenere in considerazione è il tasso di non-risposta e il potenziale *bias* di selezione a esso conseguente.

La **profondità temporale** delle fonti di dati è un elemento cruciale per la valutazione dell'andamento nel tempo delle disuguaglianze. In tal senso è importante considerare se i dati disponibili coprono un periodo sufficientemente esteso da permettere la valutazione di potenziali cambiamenti nei differenziali sociali in salute. Se questa condizione è soddisfatta occorre inoltre prendere in esame

se le informazioni socioeconomiche raccolte in diversi punti nel tempo sono direttamente confrontabili tra di loro e se la stessa classificazione di ciascuna variabile socioeconomica può essere utilizzata per ciascun periodo (ad esempio, le riforme del sistema scolastico possono rendere necessari esercizi di armonizzazione delle informazioni relative al titolo di studio per far sì che esse possano essere confrontate coerentemente nel tempo).

Da questa breve disamina delle principali caratteristiche delle fonti informative, emerge che ciascuna di esse, sia semplice o integrata, porta con sé una serie di potenzialità e di limitazioni legate al disegno di studio, alla disponibilità e qualità dell'informazione socioeconomica e alla copertura (geografica e storica). L'appropriatezza del tipo di approccio utilizzato e della fonte scelta per la valutazione delle disuguaglianze dipende dal contesto, dalla disponibilità e dalla possibilità di accesso alle fonti informative stesse e dalla specifica domanda di studio. In altre parole, non esiste un *gold standard*. Tuttavia, si può affermare che gli studi longitudinali basati sull'integrazione di fonti sanitarie con fonti statistiche o amministrative rappresentano uno degli strumenti più potenti ed efficienti per lo studio delle disuguaglianze. I principali punti di forza di questo tipo di approccio vanno dalla copertura di popolazione alla possibilità di rilevare un ampio set di informazioni socioeconomiche a livello individuale, alla sua economicità che deriva dal fatto che tutte le componenti informative che entrano nel sistema integrato sono già raccolte per scopi statistici o amministrativi che già giustificano pienamente la loro esistenza. Inoltre, tali infrastrutture, una volta costruite permettono di rispondere agevolmente a più quesiti di indagine (Pacelli et al. 2018). Da un punto di vista analitico, gli studi longitudinali sono da preferire a quelli trasversali perché sono più adatti a studiare la causalità tra un'esposizione e un esito in quanto permettono di rilevare l'esposizione prima che l'esito possa potenzialmente verificarsi e di catturare eventuali evoluzioni o variazioni nel tempo dell'esposizione o di altri fattori rilevanti (ad esempio il passaggio da una classe occupazionale a un'altra o il cambiamento in uno stile di vita come l'abitudine al fumo) (Petrovic et al. 2018). Essi inoltre rendono possibile ottenere una stima accurata del tempo di esposizione tramite la ricostruzione dei denominatori in termini di tempo-persona.

Indicatori di posizione socioeconomica

Una delle modalità più comuni per lo studio delle disuguaglianze sociali di salute consiste nella misura dei differenziali di salute tra gruppi, definiti *a priori* sulla base della loro posizione socioeconomica (Braveman et al. 2000). Questo approccio si fonda sul presupposto che tale

suddivisione in gruppi rifletta una iniqua distribuzione delle risorse e delle opportunità nei vari segmenti della società (Kawachi et al. 2002).

La posizione socioeconomica è un costrutto complesso e fa riferimento “ai fattori sociali ed economici che influenzano la posizione che singoli o gruppi assumono all’interno della struttura della società” (Galobardes et al. 2006a). Da un punto di vista concettuale, quando si intende misurare la posizione socioeconomica si può fare riferimento alla sfera delle risorse materiali oppure a quella del rango o del prestigio sociale. Nel primo caso, gli indicatori andranno a misurare elementi quali ad esempio il reddito, la ricchezza accumulata o le credenziali educative. Nel secondo caso invece, la misura della posizione sociale si basa sulla posizione relativa dell’individuo in una gerarchia socialmente riconosciuta e sulla sua possibilità di accesso a beni, servizi e conoscenze che non sono necessariamente di natura materiale o economica (Berkman & Macintyre 1997; Krieger et al. 1997a). La posizione socioeconomica può essere declinata operativamente attraverso una serie di indicatori che misurano dimensioni socioeconomiche differenti e fanno riferimento a diversi meccanismi attraverso i quali le condizioni socioeconomiche influenzano la salute. Pertanto, sebbene correlati tra di loro, essi non sono identici e non possono essere usati in maniera intercambiabile (Lahelma et al. 2004; Geyer et al. 2006). La scelta dell’indicatore da utilizzare dipende quindi da quale dimensione si vuole indagare e, non secondariamente, da che tipo di informazioni si hanno a disposizione (Krieger et al. 1997a).

Da un punto di vista operativo, gli indicatori di posizione socioeconomica possono essere misurati in differenti punti della vita degli individui e a differenti livelli (Krieger 2001a). Rispetto alla dimensione temporale, la posizione socioeconomica può essere misurata, oltre che nell’età adulta, anche nell’infanzia, nell’adolescenza oppure in età anziana. Disporre di rilevazioni in più stadi della vita permette di valutare ad esempio quanto esposizioni a certe condizioni di svantaggio sociale in tenera età potrebbero avere effetti sulla salute a lungo termine, indipendentemente dalla posizione socioeconomica in età adulta (Smith et al. 1998). Inoltre, la posizione socioeconomica può essere misurata, oltre che a livello dell’individuo, ad altri livelli, quali ad esempio quello familiare e quello dell’area di residenza. L’uso di indicatori misurati oltre il livello individuale ha numerosi vantaggi. Indicatori riferiti al nucleo familiare permettono di quantificare le risorse globalmente disponibili nella famiglia e di attribuire una posizione sociale anche a quei membri per i quali indicatori individuali sarebbero poco informativi o appropriati o non disponibili (ad esempio: bambini e adolescenti). Indicatori misurati a livello di piccola area di residenza, sia essa la sezione di censimento, la circoscrizione, il quartiere o altri agglomerati definiti principalmente su base

amministrativa, permettono di assegnare una posizione socioeconomica in mancanza di informazioni disponibili a livello individuale. Tali indicatori possono essere sia indici compositi (un esempio sono i cosiddetti indici di deprivazione) che variabili singole (ad esempio la percentuale di disoccupati a livello dell'area di interesse) (Rehkopf et al. 2006). Essi permettono inoltre di valutare aspetti relativi al contesto che sono rilevanti nella vita delle persone che però non possono essere catturati a livello individuale. Inoltre, essi riducono il rischio della cosiddetta "fallacia individuale" che consisterebbe nell'erronea pretesa di spiegare tutta la variabilità in un esito sulla base di caratteristiche individuali (Krieger et al. 1997a). D'altro canto, il solo utilizzo di variabili contestuali è prone ad un'altra forma di fallacia, quella ecologica: associazioni spurie potrebbero essere rilevate quando si mette in atto un processo inferenziale a livello dell'individuo a partire da dati riferiti al gruppo a cui esso appartiene (Diez-Roux 1998; Gordis 2014).

In questo lavoro sono stati presi in considerazione solo indicatori di posizione socioeconomica rilevati in età adulta, misurati sia a livello individuale che di piccola area. Una breve spiegazione di tali indicatori, insieme a una descrizione dei principali vantaggi e svantaggi, è riportata nei paragrafi seguenti.

Livello di istruzione

Il livello di istruzione è la variabile più comunemente utilizzata come indicatore di posizione socioeconomica e rappresenta il bagaglio delle credenziali educative che un individuo acquisisce a partire dall'età giovanile. Esso è inoltre espressione delle risorse socioeconomiche e intellettuali della famiglia di origine e funzione dell'accesso al sistema educativo e dei risultati ottenuti nei primi cicli educativi. In età giovane e adulta, contribuisce a definire l'accesso, le possibilità di movimento e la posizione all'interno del mercato lavorativo e ha un impatto sulla capacità di comprensione e elaborazione delle informazioni (Ross & Wu 1995; Berkman & Kawachi 2000; Galobardes et al. 2006a). Il livello di istruzione viene generalmente misurato sulla base degli anni di studio completati oppure del titolo più alto ottenuto. I principali vantaggi nell'uso del livello di istruzione stanno nel fatto che è relativamente facile da misurare, che è rilevabile per tutti i soggetti indipendentemente dall'età o dalla condizione professionale e che quindi ha alti livelli di completezza. Inoltre, esso è generalmente stabile nel corso della vita e non soggetto a fenomeni di causalità inversa in quanto non influenzato da problemi di salute che possono presentarsi in età adulta. D'altro canto però, il significato del livello di istruzione può variare al variare della coorte di nascita, come conseguenza dei cambiamenti storici nelle politiche scolastiche, o del contesto geografico, come conseguenza

delle differenze nelle dinamiche di accesso all'istruzione. Un altro potenziale svantaggio sta nella comparabilità del livello di istruzione per soggetti che provengono da paesi stranieri con sistemi educativi scolastici differenti (Lynch & Kaplan 2000).

Condizione occupazionale e condizione professionale

La dimensione lavorativa rappresenta una componente fondamentale nell'analisi dell'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla salute in quanto essa contribuisce alla definizione del benessere materiale e delle possibilità di accesso a beni e risorse, determina in gran parte la posizione nella gerarchia sociale e può costituire un rischio diretto per la salute in virtù delle specifiche condizioni lavorative (Krieger et al. 1997b; Galobardes et al. 2006a).

Gli indicatori di posizione socioeconomica definiti a partire dall'occupazione si basano sull'attuale o sul più recente impiego dell'individuo. Possono anche essere costruiti a partire dall'impiego del capofamiglia o dell'individuo con l'impiego di più alto livello all'interno del nucleo familiare. Le informazioni per la costruzione di questo tipo di indicatori sono generalmente raccolte nelle fonti statistiche ufficiali, come gli archivi derivanti dai censimenti. Tuttavia esse sono disponibili solo per la fetta di popolazione attiva sul mercato del lavoro. Di conseguenza, l'attribuzione diretta della posizione socioeconomica a partire dall'occupazione non è generalmente possibile per i soggetti anziani usciti dal mondo del lavoro, per i giovani che non vi sono ancora entrati, per gli studenti e per coloro che non hanno un'occupazione o che hanno un'occupazione informale. Per ovviare a tale inconveniente si può usare l'informazione relativa all'ultima occupazione se disponibile, l'informazione relativa al capofamiglia oppure impiegare la condizione occupazionale (occupati, non occupati, ritirati dal lavoro) come indicatore di posizione socioeconomica. In questo ultimo caso tuttavia, si deve porre particolare attenzione nell'interpretazione dell'associazione tra esito di salute e posizione socioeconomica in quanto l'uscita dal mondo del lavoro potrebbe talvolta non essere la causa ma piuttosto la conseguenza di una cattiva salute.

Caratteristiche dell'abitazione

La casa è uno degli elementi che possono essere presi in considerazione per misurare le risorse materiali di un individuo o di un nucleo familiare. La casa rappresenta la ricchezza accumulata e in assenza di altre misure dirette può anche essere considerata un *proxy* del reddito (Shaw 2004). Essa inoltre contribuisce a definire le condizioni di vita degli individui che vi abitano e alcune delle sue caratteristiche e attributi strutturali (ad esempio il livello di umidità) sono dei fattori di rischio diretti per alcune patologie, come ad esempio quelle dell'apparato respiratorio (Howden-Chapman 2004).

Gli indicatori di posizione socioeconomica costruiti a partire dalla dimensione abitativa si basano generalmente su una serie di elementi quali il titolo di godimento dell'abitazione, la struttura e le dimensioni, la disponibilità dei servizi igienico-sanitari e le condizioni abitative, come ad esempio il grado di affollamento, elemento che mette in relazione le caratteristiche strutturali dell'abitazione con il numero di abitanti. Essendo tutte quelle elencate informazioni disponibili per tutti i membri di un nucleo familiare, gli indicatori di posizione socioeconomica attinenti alla dimensione abitativa sono generalmente disponibili per tutti gli individui indipendentemente dall'età. Il principale svantaggio di tali indicatori sta nel fatto che tendono a essere contesto-specifici e quindi difficilmente comparabili nel tempo e nello spazio (Galobardes et al. 2006b).

Reti sociali e di supporto

La natura e la disponibilità di reti sociali e di supporto non concorrono direttamente a determinare la posizione socioeconomica di un individuo. Tuttavia, esse rappresentano una risorsa sociale che può attenuare o modulare l'effetto delle circostanze socioeconomiche avverse o dei comportamenti nocivi per la salute (Umberson 1992). Inoltre, alcune condizioni sociali, come ad esempio essere una donna sola con figli, possono in taluni casi essere associate a una bassa posizione socioeconomica (Galobardes et al. 2006b). Per questi motivi, si è deciso di includerle in questa sezione.

Le reti sociali più prossime agli individui possono essere valutate prendendo in considerazione le relazioni di parentela o di convivenza dei soggetti. Il principale vantaggio di questo tipo di informazioni è che sono generalmente disponibili per tutti gli individui nelle fonti statistiche ufficiali e in quelle amministrative. Tuttavia, a fronte di una buona disponibilità, un'informazione come ad esempio quella relativa allo stato civile o alla tipologia familiare, non è in grado di catturare completamente la rete di supporto che può estendersi al di là dei confini familiari. Inoltre, a livello nazionale, i recenti e continui cambiamenti nella struttura delle famiglie, con la riduzione del numero dei matrimoni e il concomitante aumento delle unioni informali e la maggiore instabilità coniugale (Istituto Nazionale di Statistica 2016), potrebbero contribuire a ridurre la capacità dello stato civile di descrivere la rete di supporto di prossimità.

Indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello di piccola area

Gli indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello di piccola area rappresentano un esempio di informazione socioeconomica attribuita a livello dell'aggregato piuttosto che a quello individuale. Essi vengono comunemente costruiti a partire da informazioni individuali di provenienza censuaria o amministrativa, che vengono poi aggregate al livello spaziale di interesse,

sia esso la sezione di censimento, il quartiere o altri aggregati che rappresentano delle unità significative da un punto di vista sociale o di erogazione dei servizi. Tali indici possono essere utilizzati sia come *proxy* della posizione socioeconomica individuale che per valutare l'impatto del contesto di residenza sugli esiti in salute degli individui. Uno dei principali vantaggi di questo tipo di indicatori è quello di poter assegnare la posizione socioeconomica agli individui anche in mancanza di informazioni disponibili a livello individuale (Krieger 1992; Galobardes et al. 2006b). Esempi di questi indicatori sono gli indici di deprivazione, largamente utilizzati per valutare l'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla salute nel Regno Unito (Carstairs 1995) e in Italia (Caranci et al. 2010) oppure l'indice di concentrazione agli estremi (Krieger et al. 2018). Esistono inoltre indici più contesto-specifici che sono stati sviluppati con l'intento di rispondere a domande di ricerca più specifiche e geograficamente situate. Un esempio di questo tipo di indicatore è la percentuale di persone che vivono al di sotto della soglia di povertà negli Stati Uniti a livello di sezione di censimento, indicatore quest'ultimo che ha dimostrato essere quello che meglio identificava i gradienti sociali nella mortalità e nell'incidenza dei tumori negli Stati Uniti (Krieger et al. 2002).

Tipi di misure usate per la stima delle disuguaglianze

Per misura e monitoraggio delle disuguaglianze generalmente si intende la valutazione della loro direzione, della loro intensità e di eventuali variazioni nel tempo o tra popolazioni. A tale scopo, insieme alle statistiche descrittive che riportano la distribuzione degli esiti e delle covariate nella popolazione in studio, vengono solitamente usate delle misure sintetiche in grado di esprimere la forza dell'associazione tra il fattore socioeconomico e l'esito di interesse (Regidor 2004a; Bonnefoy et al. 2007).

Tali misure possono essere concettualmente suddivise in misure relative o assolute (Mackenbach & Kunst 1997). Le misure relative, come ad esempio il rapporto tra tassi, descrivono il rischio di sviluppare un certo esito di un gruppo rispetto a un altro. Esse sono adimensionali e sono strumentali ai fini analitici per valutare i differenziali di rischio in base alla covariata socioeconomica di interesse; inoltre permettono il confronto dell'eccesso di rischio tra popolazioni diverse o tra la stessa popolazione nel tempo. Le misure assolute, come ad esempio la differenza tra tassi, esprimono invece la differenza tra due gruppi nella frequenza di comparsa dell'esito studiato. Queste possono essere espresse in termini di numero di eventi per anni-persona e descrivono l'impatto quantitativo delle disuguaglianze su un determinato esito. Pertanto sono misure particolarmente utili per informare politiche di salute pubblica volte alla riduzione della mortalità

nella popolazione. Tuttavia, esse possono essere poco informative, se usate da sole, quando l'obiettivo è quello di confrontare due diverse popolazioni o la stessa popolazione in due momenti diversi perché il tasso di mortalità di partenza può non essere comparabile. A titolo esemplificativo, si supponga che due popolazioni, X e Y, presentino una disuguaglianza assoluta (espressa come differenza in termini di decessi tra i soggetti con istruzione bassa e quelli con istruzione alta) di 100 ma la popolazione X ha un tasso di mortalità sottostante di 1.000 decessi per 100.000 anni-persona mentre la popolazione Y ha un tasso di mortalità sottostante di 3.000 decessi per 100.000 anni-persona. In questo caso è difficile affermare che la popolazione X è tanto disuguale quanto la popolazione Y, proprio in virtù del diverso *background* di mortalità.

In alcuni casi, l'andamento e la direzione delle disuguaglianze misurate su una scala relativa possono non essere accompagnati da cambiamenti concordanti delle stesse misurate su una scala assoluta. Un esempio citato in letteratura esemplifica perfettamente questo scenario (Mackenbach 2015). Si prenda un paese in cui in un arco temporale il tasso di mortalità passa da 100 a 50 tra i più ricchi e da 200 a 120 tra i più poveri. Questo risulterà in un aumento delle disuguaglianze relative (rapporto tra tassi) che passeranno da 2 (200/100) a 2,4 (120/50) e allo stesso tempo in una riduzione di quelle assolute (differenza tra tassi) che passeranno da 100 (200-100) a 70 (120-50). Da un punto di vista computazionale, questa apparente contraddizione è spiegata dal fatto che la riduzione dei tassi tra i poveri è più alta in termini assoluti e al contempo più bassa in termini proporzionali. Inoltre, la dinamica con cui le disuguaglianze misurate su scala relativa aumentano o diminuiscono in risposta alle variazioni differenziali nella mortalità negli strati socioeconomici della popolazione è diversa rispetto a quella con cui le stesse cambiano se misurate su scala assoluta. Le misure relative aumentano o diminuiscono sempre in maniera monotona. Lo stesso non vale per le misure assolute che possono cambiare di direzione nel tempo in funzione della velocità del cambio nel tasso dell'evento negli strati socioeconomici (Mackenbach, Martikainen, et al. 2016). Queste dinamiche sono influenzate anche dalla prevalenza sottostante dell'evento in esame (Scanlan 2016). In letteratura non esiste un chiaro consenso su quali misure sono da preferire per il monitoraggio delle disuguaglianze. Tuttavia, considerando che misure diverse forniscono informazioni differenti e complementari sullo stato e sull'andamento delle disuguaglianze in salute, è suggerito l'utilizzo congiunto di misure assolute e relative (Regidor 2004b; Bonnefoy et al. 2007; Arcaya et al. 2015). Tale approccio è utilizzato anche in questa tesi.

Contesto, rationale e obiettivi della ricerca

Come sottolineato in precedenza, le disuguaglianze in salute tra i gruppi sociali originano da una diseguale distribuzione nella popolazione delle risorse di potere, economiche e sociali, iniziano alla nascita e persistono fino alla vecchiaia. In tal senso, il destino di salute di una persona o di una popolazione non dipende soltanto da scelte meramente individuali ma dalla disponibilità e l'accessibilità, lungo tutto il corso della vita, a un ventaglio di risorse come i servizi sanitari, sociali e educativi, l'offerta occupazionale e le tutele sul lavoro, e la fruibilità delle infrastrutture (Stefanini et al. 2004). Le politiche sociali, del lavoro e dell'assetto del territorio influiscono sulla quantità, sulla qualità e sulla distribuzione di queste risorse e possono quindi agire come importanti leve per il contrasto delle disuguaglianze sociali e per la promozione dell'equità in salute.

La sorveglianza epidemiologica e la misura delle disuguaglianze in salute è ritenuto il primo passo per definire e programmare efficaci azioni di contrasto (WHO Commission on Social Determinants of Health 2008). La Commissione Europea, nel 2009, richiamava inoltre l'attenzione sul fatto che, nonostante siano disponibili evidenze solide sulla relazione tra determinanti sociali e salute, sia comunque indispensabile arricchire il patrimonio informativo con indicazioni più dettagliate sull'effetto e sull'importanza dei determinanti di salute nei contesti locali al fine di programmare e implementare azioni efficaci in gruppi di popolazione specifici e rispetto a quei determinanti che sono localmente rilevanti (European Commission 2009).

Tuttavia, come riportato nei paragrafi precedenti, la quasi totale mancanza di informazioni socioeconomiche nelle fonti informative sanitarie rende particolarmente complesso il monitoraggio delle disuguaglianze sociali in salute. Come è stato accennato in precedenza, questo limite è superabile mediante la costruzione di sistemi integrati di dati che combinino le informazioni sanitarie con quelle socioeconomiche che sono comunemente raccolte in statistiche ufficiali, fonti amministrative o indagini campionarie.

Esperienze di integrazione dei dati sono particolarmente consolidate nei paesi scandinavi e del Nord Europa³ ma anche in alcuni paesi dell'Europa continentale e orientale e nei paesi baltici. Questa ricca tradizione informativa ha permesso di realizzare numerosi studi comparativi con lo scopo di studiare sia le differenze tra paesi che l'andamento nel tempo delle disuguaglianze (Mackenbach et al. 2008).

³ Ad esempio, nel caso di paesi come Svezia, Norvegia o Danimarca l'integrazione è possibile grazie all'esistenza di un numero identificativo personale univoco che viene riportato in tutte le registrazioni, sia amministrative che statistiche, e dove la protezione della riservatezza viene regolata in sede di accesso e uso dei dati.

Per quanto riguarda il contesto italiano, sono stati realizzati diversi esercizi di integrazione dei dati socio-sanitari. Due di questi coprono la popolazione nazionale. Il primo è lo Studio Longitudinale Italiano, uno studio di coorte campionario basato sul *record linkage* tra il campione della popolazione italiana dell'indagine multiscopo sulla salute degli anni 1999-2000 e le schede di dimissione ospedaliera e gli archivi delle schede di morte tra il 1999 e il 2007 (Federico et al. 2013; Marinacci et al. 2013). Il secondo, più recente, è lo studio longitudinale avviato dall'ISTAT che ha seguito tutta la popolazione italiana tra il censimento del 2011 e il 2014 (Alicandro, Frova, Sebastiani, Boffetta, et al. 2017). Questo studio ha il vantaggio di coprire tutta la popolazione italiana ma, dato il breve *follow-up*, non permette di fare confronti nel tempo. Altri esempi di integrazione dei dati sono rappresentati dagli studi longitudinali metropolitani che invece coprono la popolazione residente in alcune città italiane. Tali studi, che sono stati creati in momenti differenti, sono stati raccolti sotto l'ombrello della Rete Italiana degli Studi Longitudinali che ha l'obiettivo di coordinarli e di armonizzare le informazioni disponibili al fine rafforzare il sistema di monitoraggio delle disuguaglianze sociali in salute a livello locale e nazionale (Caranci et al. 2018). Il primo studio longitudinale a essere stato creato è lo Studio Longitudinale Torinese la cui coorte parte con il censimento del 1971 (Stringhini et al. 2015). Sulla stregua dello studio torinese, sono poi stati organizzati lo Studio Longitudinale Toscano (che copre le città di Livorno a partire dal censimento del 1981, Firenze a partire dal censimento del 1991 e Prato a partire dal censimento del 2001) (Biggeri et al. 1999), lo Studio Longitudinale di Reggio Emilia (con il censimento del 1991) (Candela et al. 2005) e gli studi longitudinali di Venezia e Roma (a partire dal censimento del 2001) (Simonato et al. 2009; Cacciani et al. 2015). Recentemente, è stato reso operativo anche lo Studio Longitudinale Emiliano che copre le città di Bologna, Modena e Reggio Emilia a partire dal censimento del 2001 (Agenzia sanitaria e sociale regionale Regione Emilia-Romagna 2016).

Lo SLEm è il principale oggetto di studio di questa tesi e la descrizione dettagliata di questa fonte informativa è riportata nella sezione dei materiali. Lo SLEm rappresenta un interessante materiale di analisi per due principali ragioni, una di tipo conoscitivo e una di tipo operativo.

Da un punto di vista conoscitivo e rispetto al suo potenziale informativo, lo SLEm è una raccolta di dati integrati nuova e quindi quasi totalmente inesplorata, aggiornata e con un disegno di studio che permette una descrizione accurata e un monitoraggio sistematico delle disuguaglianze in tre delle principali città della regione rispetto a un ventaglio di esiti sanitari. In Emilia-Romagna erano già stati realizzati degli esercizi di valutazione delle disuguaglianze in salute. Tuttavia, ad eccezione dello Studio Longitudinale di Reggio Emilia che ha seguito la popolazione del capoluogo dal 1991 al

2001, essi coprivano solo determinati gruppi di popolazione (ad esempio donne seguite durante la gravidanza tramite il Certificato di Assistenza al Parto (CedAP) (Lupi et al. 2017), oppure donne con tumore alla mammella (Pacelli et al. 2014)) oppure non permettevano l'attribuzione di variabili di tipo socioeconomico a livello individuale⁴. Con lo Studio Longitudinale Emiliano vengono superati molti dei limiti metodologici insiti negli approcci precedentemente utilizzati per il monitoraggio delle disuguaglianze. Infatti, grazie all'integrazione di fonti sanitarie con fonti statistiche e amministrative, le informazioni sulle condizioni socioeconomiche sono disponibili a livello individuale e coprono tutta la popolazione residente nei comuni di Bologna, Modena e Reggio Emilia. Inoltre, la ricostruzione anagrafica delle storie residenziali degli individui permette di costruire denominatori accurati in termini di tempo-persona e quindi di offrire una stima più precisa del tempo di esposizione. Non ultimo, l'estesa copertura temporale permette di valutare potenziali cambiamenti nel tempo e di ottenere una descrizione del fenomeno fino a tempi molto recenti (attualmente fine del 2016). Avere a disposizione una struttura informativa con dati sanitari e socioeconomici integrati per il monitoraggio delle disuguaglianze in salute rende inoltre possibile il confronto tra le tre città emiliane e con altri contesti sia nazionali che internazionali al fine di evidenziare similitudini e diversità e avanzare ipotesi sui meccanismi che stanno alla base delle differenze. Per quanto riguarda gli studi comparativi internazionali, fino ad ora questi hanno incluso solo lo Studio Longitudinale Torinese, e in un numero limitato di casi anche lo Studio Longitudinale Toscano. La creazione della coorte SLEm permette di includere un'altra popolazione in tali studi e quindi di contribuire ad arricchire il corpo di evidenze disponibili rispetto al contesto italiano in ottica comparativa.

Da un punto di vista operativo, lo SLEm rappresenta, a livello regionale, uno degli strumenti chiave per il monitoraggio dell'andamento delle disuguaglianze sociali in salute la cui riduzione è uno degli obiettivi dei recenti Piani regionali dell'Emilia-Romagna, sia quello della prevenzione (Regione Emilia-Romagna 2015) che quello sociale e sanitario. In quest'ultimo si esplicita che una delle azioni da sviluppare è quella del "monitoraggio epidemiologico delle condizioni socio-economiche e demografiche che influenzano la salute di individui e comunità" (Regione Emilia-Romagna 2017); in questo senso lo SLEm costituisce una risorsa cruciale sebbene sia limitata a tre città della regione.

⁴ Per una trattazione completa delle esperienze di monitoraggio delle disuguaglianze sociali negli esiti sanitari in Emilia-Romagna si faccia riferimento al report "Analisi delle condizioni socio-economiche e salute in Emilia-Romagna attraverso l'uso integrato di dati" (Pacelli et al. 2018).

Alla luce di questo contesto, l'obiettivo generale di questo lavoro di tesi è quello di esplorare e sfruttare il potenziale informativo dello Studio Longitudinale Emiliano rispetto alla relazione tra condizioni socioeconomiche e mortalità. Il lavoro di ricerca è stato articolato in due parti principali che corrispondono al percorso formativo svolto nel corso del dottorato e allo sviluppo delle attività di ricerca.

Nella prima parte, il lavoro si è concentrato sulla descrizione dell'intensità e dell'andamento temporale delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nello Studio Longitudinale Emiliano tra il 2001 e il 2016 nell'ambito della collaborazione con l'Agenzia sanitaria e sociale regionale dell'Emilia-Romagna. Gli obiettivi specifici di questa parte sono i seguenti:

- descrivere le caratteristiche socio-demografiche dei residenti nei comuni di Bologna, Modena e Reggio Emilia arruolati nello Studio Longitudinale Emiliano al fine di valutare la composizione delle tre coorti e la loro rappresentatività rispetto all'intera regione Emilia-Romagna;
- descrivere la relazione tra una selezione di indicatori di posizione socioeconomica e la mortalità generale e per i principali gruppi di cause specifiche nelle coorti censuarie del 2001 e del 2011 dello Studio Longitudinale Emiliano e descrivere i cambiamenti nell'andamento di tali differenziali negli esiti osservati tra il 2001 e il 2016;
- valutare l'intensità delle disuguaglianze nella mortalità generale e per i principali gruppi di cause specifiche e il ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica individuale nelle singole coorti censuarie del 2001 dei comuni di Bologna, Modena e Reggio Emilia.

Nella seconda parte, il lavoro è stato finalizzato ad approfondire la conoscenza specifica rispetto alla mortalità per malattie del sistema circolatorio, che rappresentano ancora oggi una delle principali cause di morte in Italia e in Europa (Townsend et al. 2016), e a mettere a confronto le coorti dello Studio Longitudinale Emiliano con una serie di coorti europee nell'ambito di una collaborazione con il Dipartimento di Salute Pubblica dell'Università Erasmus di Rotterdam (Paesi Bassi).

L'obiettivo di questa seconda parte del lavoro è stato quello di valutare l'andamento nel tempo delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie cardiovascolari e di confrontare l'andamento e l'intensità di tali disuguaglianze tra lo SLEm e altre 11 coorti nazionali ed europee. Nello specifico, si è valutato se tutti i gruppi sociali hanno beneficiato in egual misura della riduzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio e se, nel contesto di questa riduzione, le disuguaglianze sociali nella mortalità sono diminuite o aumentate.

MATERIALI E METODI

Materiali

In questo lavoro sono state utilizzate due principali fonti di dati: lo Studio Longitudinale Emiliano e una raccolta di dati internazionali collezionati e armonizzati nell'ambito di due progetti di ricerca, il progetto DEMETRIQ (Mackenbach & Whitehead 2015) e il progetto LIFEPAH (Vineis et al. 2017), entrambi finanziati dalla Commissione Europea.

Studio Longitudinale Emiliano

Lo Studio Longitudinale Emiliano comprende le città di Bologna, Modena e Reggio Emilia. Lo SLEm è un archivio integrato di dati che, attraverso procedure di *record linkage*, permette di collezionare, a livello individuale, informazioni anagrafiche, statistiche e sanitarie all'interno di un unico database. Le fonti informative attualmente disponibili all'interno della cornice dello SLEm sono le anagrafi comunali delle tre città, i censimenti della popolazione e delle abitazioni del 2001 e del 2011, il registro delle cause di morte (ReM) e una serie di fonti correnti sanitarie che verranno dettagliate di seguito.

Lo studio è incluso nel Programma Statistico Nazionale (Psn) 2017-2019 e rientra nelle tipologie "Statistiche da fonti amministrative organizzate" secondo la classificazione delle indagini statistiche ufficiali. L'inserimento dello studio all'interno del Psn assolve anche alla funzione di autorizzazione al trattamento dei dati sensibili. Inoltre, lo SLEm ha ottenuto nel corso dell'anno 2017 parere positivo da parte dei Comitati Etici delle Aziende Unità Sanitarie Locali (AUSL) di Bologna, Modena e Reggio Emilia.

L'arruolamento nello SLEm avviene su base anagrafica e pertanto coinvolge tutti i soggetti che, secondo le risultanze delle rispettive anagrafi comunali, abbiano risieduto per almeno un giorno nelle città di Bologna, Modena o Reggio Emilia durante l'arco temporale compreso tra il 01/01/2001 e il 31/12/2013, la data di aggiornamento anagrafico a oggi più recente e comune alle tre città. È utile sottolineare che per la città Reggio Emilia lo studio longitudinale metropolitano ha avuto una prima fase di analisi a partire dal censimento del 1991 e comprende pertanto anche i soggetti residenti e censiti a Reggio Emilia alla data del 20 ottobre 1991 (Candela et al. 2005).

L'archivio tiene quindi traccia di tutti i residenti presenti al momento dell'arruolamento, dei nuovi nati e degli immigrati durante l'arco temporale citato. Al contempo, il tracciato anagrafico contiene i dettagli dei movimenti individuali e quindi le informazioni relative alle emigrazioni e ai decessi e

alle sequenze di emigrazione ed eventuale re-immigrazione in ciascuna delle città. Utilizzando le date dei movimenti anagrafici della coorte (data di nascita, data di immigrazione e/o emigrazione, eventuale data di morte) è possibile calcolare con il massimo grado di precisione possibile il tempo di permanenza nella coorte per ciascun individuo che vi appartiene. Per tutti i soggetti che abbiano risieduto almeno un giorno in una delle tre città, la fonte anagrafica fornisce inoltre un set di variabili socio-demografiche quali il sesso, la data e il comune di nascita (se il comune di nascita è estero viene riportato il codice ISTAT del paese), la cittadinanza, lo stato civile, il titolo di studio, la condizione professionale e il grado di parentela all'interno della famiglia di appartenenza. La qualità e la completezza delle informazioni socio-demografiche varia a seconda della variabile considerata e dell'anagrafe comunale.

Attraverso un processo di criptazione degli identificativi individuali da fonte anagrafica, ai record viene assegnato un identificativo personale anonimo che, a livello dei sistemi informativi sanitari della Regione Emilia-Romagna, identifica univocamente tutti i soggetti che hanno avuto un contatto con il Sistema Sanitario Regionale (SSR). La mancata assegnazione del codice identificativo al record individuale rappresenta un criterio di esclusione dallo studio, in quanto tale codice è quello su cui si basa il successivo *linkage* con le banche dati sanitarie regionali per l'ottenimento delle informazioni sugli esiti sanitari. Sul totale dei soggetti presenti nelle risultanze degli archivi anagrafici delle tre città tra il 01/01/2001 e la data del rilascio del *dataset* anagrafico (Bologna: marzo 2015; Modena: luglio 2014; Reggio Emilia: aprile 2014), al 99,5% è stato associato con successo il codice identificativo personale anonimo che permette il processo di *linkage* con le banche dati sanitarie. I dettagli dell'appaiamento per ciascuna città sono riportati nella Tabella 1 insieme al numero dei soggetti arruolati nella coorte SLEm, ovvero i soggetti che hanno risieduto per almeno un giorno tra il 01/01/2001 e il 31/12/2013 in una delle tre città.

Tabella 1. Risultati dell'attribuzione del codice identificativo personale anonimo ai soggetti residenti a Bologna, Modena e Reggio Emilia tra il 01/01/2001 e il 31/12/2013 e numero di soggetti arruolati nella coorte SLEm 2001-2013

Città	N soggetti in anagrafe*	Soggetti a cui è stato assegnato il codice identificativo personale anonimo		Soggetti arruolati nella coorte SLEm (2001-2013)
		N	%	N
Bologna	604.640	601.408	99,5	583.853
Modena	274.047	272.552	99,5	269.692
Reggio Emilia	243.773	242.494	99,5	241.146

* Secondo le risultanze dell'anagrafe al momento del rilascio dei dati: Bologna, marzo 2015, Modena, luglio 2014, Reggio Emilia, aprile 2014.

Il tracciato anagrafico contiene inoltre una serie di codici specifici (chiavi di appaiamento) che permettono di associare il residente censito al record individuale anonimo relativo al questionario del censimento. Le informazioni relative alle persone, famiglie e abitazioni raccolte nei censimenti del 2001 e del 2011 nelle tre città dello SLEm sono state agganciate al tracciato anagrafico utilizzando una combinazione di diverse chiavi di appaiamento. Tre sono le chiavi specifiche per l'appaiamento censimento/anagrafe: la sezione di censimento, il codice progressivo del questionario (relativo alla famiglia) e il numero progressivo individuale all'interno del questionario. Le altre chiavi utilizzate sono informazioni anagrafiche quali sesso, comune e data di nascita.

Il tracciato fornito dall'anagrafe del comune di Modena dispone delle tre chiavi di appaiamento specifiche (sezione di censimento, progressivo famiglia, progressivo individuale) relativamente al censimento del 2011; è stato pertanto effettuato un *linkage* deterministico in un unico passaggio. Nel caso di Bologna e Reggio Emilia e di Modena relativamente al censimento del 2001, i tracciati anagrafici non riportavano tutte e tre le chiavi specifiche per l'appaiamento (ad esempio, il tracciato anagrafico fornito dal comune di Reggio Emilia contiene la sezione di censimento e il codice progressivo relativo alla famiglia ma non riporta il numero progressivo individuale). Pertanto, per associare le informazioni del questionario relative all'individuo, è stato effettuato un *linkage* semi-deterministico a più passi, partendo dalla chiave di *linkage* più completa e recuperando via via abbinamenti di record non appaiati in modo univoco al passo precedente, con chiavi di *linkage* progressivamente meno specifiche utilizzando, in aggiunta alle chiavi specifiche del censimento disponibili, diverse combinazioni delle informazioni relative a sesso, comune e data di nascita⁵.

Gli attributi di origine censuaria permettono di ottenere un'ampia gamma di informazioni socio-demografiche disponibili a livello individuale o familiare e che possono ulteriormente essere sintetizzate a livello di piccola area (es. sezione di censimento). Il successo del *linkage* tra fonte anagrafica e censuaria viene calcolato come la proporzione dei soggetti censiti che hanno una corrispondenza in anagrafe (il numero dei censiti secondo le risultanze ufficiali dell'ISTAT rappresenta il denominatore del rapporto), al netto dei soggetti eliminati dallo studio per la mancata

⁵ Variabili usate come chiavi di appaiamento e ordine dei passi del *linkage* semi-deterministico: (1) chiave completa: sezione di censimento, codice progressivo del questionario, sesso, comune di nascita, giorno, mese e anno di nascita; (2) tutte le variabili senza comune di nascita; (3) tutte le variabili senza anno di nascita; (4) tutte le variabili senza mese di nascita; (5) tutte le variabili senza giorno di nascita; (6) tutte le variabili senza sesso; (7) tutte le variabili senza giorno e mese di nascita; (8) tutte le variabili senza anno e giorno di nascita; (9) tutte le variabili senza anno e mese di nascita; (10) tutte le variabili senza comune e giorno di nascita; (11) tutte le variabili senza comune e mese di nascita; (12) tutte le variabili senza comune e anno di nascita; (13) tutte le variabili senza sesso e comune di nascita; (14) tutte le variabili senza sesso e giorno di nascita; (15) tutte le variabili senza sesso e mese di nascita; (16) tutte le variabili senza sesso e anno di nascita.

assegnazione dell'identificativo personale anonimo usato dai sistemi informativi sanitari della Regione Emilia-Romagna. Nella Tabella 2 vengono riportate le principali informazioni del processo di *linkage* tra anagrafe e censimento, distinguendo i soggetti residenti in famiglia dal totale. Infatti, come verrà spiegato di seguito, le analisi vengono generalmente condotte sul sottogruppo dei residenti in famiglia escludendo quindi i residenti in convivenza, intesi come insieme di persone normalmente coabitanti per motivi religiosi, di cura, di assistenza, militari, di pena e simili.

Tabella 2. Risultati e dettagli del linkage tra il dataset anagrafico e i censimenti del 2001 e del 2011 per città

Censimento	Città	Tipo linkage	Residenti censiti (ISTAT)		Arruolati coorte SLEm 2001-2013 linkati*			
			N	di cui residenti in famiglia	totale		di cui residenti in famiglia	
					N	% su censiti ISTAT	N	% su censiti ISTAT
2001	Bologna	SD	371.217	366.617	363.326	97,9	359.139	98,0
	Modena	SD	175.502	173.984	172.442	98,3	171.044	98,3
	Reggio Emilia	SD	141.877	140.475	137.234	96,7	136.059	96,9
2011	Bologna	SD	371.337	368.158	356.433	96,0	355.958	96,7
	Modena	D	179.149	177.838	168.925	94,3	167.889	94,4
	Reggio Emilia	SD	162.082	161.256	159.787	98,6	158.984	98,6

SD: semi-deterministico, D: deterministico

* soggetti arruolati e a cui è stato assegnato il codice identificativo personale anonimo regionale, senza selezione di "residenti alla data del censimento", esclusi i linkati con chiave ripetuta.

Grazie alla previa assegnazione dell'identificativo personale anonimo da parte dei sistemi informativi sanitari della Regione Emilia-Romagna, l'archivio anagrafico arricchito con le informazioni di origine censuaria viene appaiato con le banche dati sanitarie regionali. Le banche dati sanitarie raccolte nell'archivio del Sistema Informativo delle politiche per la salute e le politiche sociali della Regione Emilia-Romagna che attualmente possono essere collegate nella cornice dello SLEm sono: il registro delle cause di morte (ReM), le schede di dimissione ospedaliera (SDO) e i certificati di assistenza al parto (CedAP).

L'indicazione del decesso è attribuita ai soggetti arruolati attraverso due fonti: l'anagrafe comunale, che restituisce lo stato in vita (vivo, perso al *follow-up* ovvero emigrato, morto), e il ReM, che fornisce l'informazione sull'eventuale decesso e relative cause, oltre che al luogo e alla data della morte. Pertanto, l'informazione sulla mortalità è attribuita ai soggetti arruolati attraverso ambedue le fonti tramite la costruzione di una variabile integrata e previo controllo di coerenza

dell'informazione tra le due fonti e applicazione di decisioni per il loro allineamento in caso di discordanze. Eventuali disallineamenti possono essere attribuiti alla qualità/completezza informazione all'interno di una delle due fonti oppure a un errore nel *record linkage* individuale. Nella costruzione della variabile indicatrice di decesso, il *gold standard* è rappresentato dal ReM, con l'eccezione di far prevalere l'informazione anagrafica nel caso dei decessi attribuiti solo da fonte anagrafica, ipotizzando che quest'ultimo caso si verifichi per decessi avvenuti all'estero e non registrati nel ReM o per errori nelle chiavi di *linkage*.

Per tutte le altre banche dati disponibili diverse dal registro di mortalità, il mancato collegamento tra il *dataset* integrato anagrafe-censimento e la banca dati d'interesse nell'arco temporale di effettiva residenza nella coorte viene interpretato come non-evento. Ad esempio, nel caso delle schede di dimissione ospedaliera, l'insuccesso del processo di aggancio con il *dataset* integrato anagrafe-censimento diventa indicativo del fatto che il soggetto in questione non ha effettuato ricoveri durante il periodo di residenza in uno dei tre comuni.

La struttura informativa dello SLEm permette di rispondere a obiettivi specifici attraverso differenti disegni di studio che possono essere costruiti *ad hoc* in base alla domanda di ricerca (Caranci et al. 2018). Nelle applicazioni presentate in questo lavoro è stato scelto un disegno di studio di coorte chiusa censuaria in cui i soggetti sono arruolati al censimento e lasciano la coorte in caso di emigrazione in altro comune o decesso; una volta usciti per emigrazione, i soggetti non vi possono più rientrare. Sono stati pertanto considerati eleggibili per l'arruolamento i soggetti censiti e residenti secondo le risultanze dell'anagrafe comunale alla data del censimento del 2001 e del 2011 (21 ottobre e 9 ottobre rispettivamente) e i soggetti censiti ma iscritti all'anagrafe in data successiva ai giorni ufficiali dei censimenti a seguito delle procedure di allineamento anagrafe-censimento. Sono stati inclusi soggetti con età uguale o maggiore di 30 anni alla data del censimento in quanto gli indicatori di posizione socioeconomica che vengono considerati in questo lavoro possono essere ritenuti relativamente stabili oltre tale età. Il dato relativo all'età alla data di arruolamento nella coorte (criterio di inclusione) è di provenienza anagrafica. In caso di incongruenza tra la fonte anagrafica (*gold standard*) e la fonte censuaria, come possibile conseguenza dell'appaiamento semi-deterministico delle due fonti, si sono ritenute ammissibili differenze di età uguali o inferiori ai cinque anni. Nel caso in cui la differenza tra le due fonti era maggiore di cinque anni, il soggetto è stato escluso. Inoltre, sono stati esclusi dallo studio i soggetti residenti in convivenza (definiti come un insieme di persone coabitanti per motivi religiosi, di cura, di assistenza, militari, di pena e simili) ritenendo che tali sottogruppi di popolazione non fossero completamente assimilabili alla

popolazione generale. Sono inoltre stati esclusi i gemelli in quanto non è stato possibile attribuire loro le rispettive informazioni da fonte censuaria sulla sola base del sesso, luogo e data di nascita laddove il *linkage* tra anagrafe e censimento è stato semi-deterministico.

Raccolta di dati internazionali

I *dataset* internazionali utilizzati nel presente lavoro fanno parte di un più ampio set di dati che sono stati collezionati e armonizzati nel contesto dei due progetti europei sopracitati, il progetto DEMETRIQ e il progetto LIFEPAH. Il progetto DEMETRIQ (*Developing Methodologies to Reduce Inequalities in the Determinants of Health*), che si è concluso nel 2017, aveva l'obiettivo di sviluppare e di valutare metodologie per lo studio degli effetti dei determinanti sociali sui *pattern* e sull'intensità delle disuguaglianze sociali in salute (Mackenbach & Whitehead 2015). Il progetto LIFEPAH, che si concluderà nel 2019, ha invece l'obiettivo di indagare i meccanismi biologici che stanno alla base delle differenze sociali nell'invecchiamento in salute (Vineis et al. 2017). Ambedue i progetti hanno raccolto e armonizzato un ampio set di dati di mortalità e di morbilità provenienti da più di venti paesi Europei. Nel presente lavoro sono stati presi in considerazione i dati di mortalità relativi a undici popolazioni europee selezionate sulla base della loro disponibilità di dati aggiornati a seguito delle rilevazioni censuarie successive al 2010. La Tabella 3 (pagina seguente) riporta la lista delle popolazioni incluse nello studio e le principali caratteristiche dei *dataset*.

La maggior parte dei dati deriva da studi longitudinali di origine censuaria, nei quali le coorti sono seguite nel tempo tramite *linkage* con i dati sui decessi e sulle cause di morte e nei quali le informazioni socioeconomiche derivano dal censimento e sono disponibili per tutti i soggetti a rischio, indipendentemente dall'esito. Rientrano in questo gruppo i paesi dell'Europa settentrionale, centro-occidentale, Italia (Torino) e i paesi baltici. Nel caso della Spagna, per cui sono disponibili solo informazioni relative alla città di Barcellona, i dati provengono da rilevazioni trasversali ripetute, in cui gli attributi socioeconomici per la popolazione a rischio provengono da censimenti ripetuti e quelli per i deceduti dai certificati di morte. I dati per i paesi dell'Europa centro-orientale provengono da rilevazioni trasversali cosiddette "*non-linkate*" in cui il numeratore (numero di morti stratificato per indicatore di posizione socioeconomica riportato nel certificato di morte) e il denominatore (numero di soggetti a rischio stratificato per posizione socioeconomica di provenienza censuaria) sono stati raccolti approssimativamente nello stesso periodo di tempo.

Tabella 3. Popolazioni incluse nella raccolta internazionale di dati, caratteristiche e copertura dei dataset

Popolazione	Disegno di studio	Periodo di osservazione (anno del censimento)					Copertura geografica	Copertura di popolazione
		1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014		
Europa Settentrionale								
		1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2014*		Intera popolazione (*campione rappresentativo, 80% della popolazione)
Finlandia	Longitudinale	(1990)		(2000)		(2010)	Nazionale	
Danimarca	Longitudinale	-	1995-1999 (1995)	2000-2004 (2000)	2005-2009 (2005)	2010-2014 (2010)	Nazionale	Intera popolazione
Europa Centro-Occidentale								
Inghilterra e Galles	Longitudinale	1991-1996 (1991)	1996-2001	2001-2006 (2001)	2006-2011	2011-2013 (2011)	Nazionale	Campione rappresentativo, 1% della popolazione
Austria	Longitudinale	1991-1992 (1991)		2001-2002 (2001)		2011-2013 (2011)	Nazionale	Intera popolazione
Svizzera	Longitudinale	1990-1995 (1990)	1995-2000	2000-2005 (2000)	2005-2010	2010-2014 (2010)	Nazionale	Intera popolazione
Europa Meridionale								
Spagna, Barcellona	Trasversale ripetuto	1992-1996	1997-2001	2002-2006	2007-2010	2010-2014	Città	Intera popolazione
Italia, Torino	Longitudinale	1991-1996 (1991)	1996-2001	2001-2006 (2001)	2006-2011	2011-2013 (2011)	Città	Intera popolazione
Italia, SLEm	Longitudinale	-	-	2001-2006 (2001)	2006-2011	2011-2016 (2011)	Città (Bologna, Modena, Reggio Emilia)	Intera popolazione
Europa Centro-Orientale								
Ungheria	Trasversale	1988-1991 (1990)	-	1999-2002 (2001)	-	2010-2012 (2011)	Nazionale	Intera popolazione
Polonia	Trasversale	-	-	2001-2003 (2002)	-	2010-2012 (2011)	Nazionale	Intera popolazione
Paesi Baltici								
Estonia	Longitudinale	-	-	2000-2005 (2001)	2006-2011	2012-2015 (2011)	Nazionale	Intera popolazione
Lituania	Longitudinale	-	-	2001-2005 (2001)	2006-2009	2011-2014 (2011)	Nazionale	Intera popolazione

I *dataset*, contenenti informazioni anonimizzate in ottemperanza alle regole di protezione della *privacy*, sono stati armonizzati a livello centrale, presso il Dipartimento di Salute Pubblica dell'*Erasmus Medical Centre* di Rotterdam (Paesi Bassi) al fine di massimizzare la confrontabilità delle informazioni tra paesi e nel tempo. Nella tabella è stato inserito anche lo SLEm (evidenziato in grigio) perché anche tale *dataset* è stato manipolato e armonizzato a livello centrale per la finalità del confronto internazionale. Per ciascuna popolazione, i *dataset* armonizzati contengono i dettagli degli anni-persona e del numero di decessi suddivisi per cause specifiche stratificati per genere, gruppo di età (cinque anni) e livello di istruzione.

Misure

Mortalità

La mortalità è l'esito di interesse. I dettagli relativi ai decessi provengono dai registri di mortalità nei quali le cause di morte sono state classificate secondo le regole per la codifica dettate dalla Classificazione Internazionale delle Malattie (ICD).

Nello SLEm, i dati di mortalità provengono dal registro regionale della mortalità e sono stati codificati utilizzando la 9ª revisione (ICD-9) fino all'anno 2008 e la 10ª revisione (ICD-10) a partire dall'anno 2009. Laddove l'informazione relativa al decesso proveniva solo da fonte anagrafica non è stato possibile attribuire la causa di morte.

Nella raccolta di dati internazionali, i dati di mortalità provengono dai registri di mortalità di ciascun paese e sono stati classificati utilizzando l'8ª (ICD-8), la 9ª (ICD-9) e la 10ª revisione (ICD-10).

Nel presente lavoro sono state analizzate la mortalità generale e quella per alcune cause specifiche scelte sulla base della loro rilevanza epidemiologica e della loro associazione con condizioni di svantaggio sociale.

Le cause di morte specifiche indagate sono state quelle per tumore maligno, per tumore del polmone, per tumore della mammella nelle donne, per malattie del sistema circolatorio, per cardiopatia ischemica, per malattie cerebrovascolari, per cause esterne di traumatismo e avvelenamento. I codici ICD-8 (usati solo nel caso di cause indagate nel confronto internazionale), ICD-9 e ICD-10 utilizzati per ciascun gruppo di cause sono riportati in Appendice Tabella 1.

Sono state inoltre prese in considerazione le cause di morte correlate al fumo e all'alcol. La mortalità fumo-correlata comprende un gruppo di patologie per le quali il fumo di sigaretta è un accertato fattore di rischio; tali patologie vengono pesate sulla base della loro frazione attribuibile, applicando stime prodotte all'inizio degli anni 2000 in Canada (Single et al. 2000). Le cause di morte correlate all'uso di alcol sono state definite sulla base della classificazione proposta dal *Centers for Disease Control and Prevention* (CDC) (Centers for Disease Control and Prevention 2017). Anche in questo caso, il decesso è pesato sulla base delle frazioni attribuibili relative alle singole cause di morte considerate. Per alcune cause i coefficienti sono differenziati per sesso e per fasce di età. La lista delle cause di morte fumo e alcol-correlate e i rispettivi pesi derivati dalle frazioni attribuibili sono riportati in Appendice Tabella 2 e in Appendice Tabella 3.

È poi stata considerata la mortalità evitabile definita come l'insieme di decessi prematuri che si sarebbero potuti evitare in presenza di cure efficaci e tempestive e di provata efficacia. Il concetto

di mortalità evitabile emerge all'inizio degli anni '70 (Rutstein et al. 1976) ed è stato utilizzato da più autori come una misura indiretta della performance dei sistemi sanitari (Nolte & McKee 2003). La definizione di mortalità evitabile è stata sottoposta a numerose revisioni (Rutstein et al. 1977; Hoffmann et al. 2013; Rutstein et al. 1980); in questo lavoro si è scelto di utilizzare la classificazione adottata da Nolte *et al* (Nolte & McKee 2003) in quanto è già stata usata a livello italiano per studi di confronti geografici (Fantini et al. 2012). Sono state tuttavia apportate alcune modifiche alla classificazione originale per rispondere agli obiettivi specifici del presente lavoro. Nello specifico, sono state escluse le cause di morte ritenute evitabili nella fascia di età 0-14 perché non rientra tra la popolazione in studio (infezioni intestinali, pertosse, morbillo, infezioni dell'apparato respiratorio con l'esclusione di influenza e polmonite). Sulla base di quanto riportato in letteratura, sono state escluse anche le morti per cardiopatia ischemica, tumore del colon e del retto e diabete, in quanto le disuguaglianze nella mortalità per tali patologie sono fortemente determinate dalla distribuzione socialmente diseguale di fattori di rischio quali ad esempio il fumo e l'eccessivo uso di alcol (Stirbu et al. 2010). In questi casi sarebbe quindi stato particolarmente difficile valutare il contributo alle disuguaglianze della stratificazione dei fattori di rischio e quello dell'accesso alle cure. A meno di alcune eccezioni (es. AIDS), per mortalità evitabile si intendono le morti che avvengono entro un certo limite di età. Sebbene in passato il limite di età era stato posto a 65 anni, studi recenti hanno innalzato il limite superiore dell'età a 75 anni per tenere conto sia dell'aumento della speranza di vita che dell'incremento dell'efficacia dei trattamenti medici in età più avanzate (Plug et al. 2012). La lista delle cause di morte incluse nella mortalità evitabile e le restrizioni di età applicate alle differenti patologie è riportata in Appendice Tabella 4.

Indicatori di posizione socioeconomica

Nel presente lavoro, gli indicatori di posizione socioeconomica, intesa come la collocazione che gli individui occupano all'interno della struttura sociale in funzione dei loro attributi sociali ed economici (Oakes & Kaufman 2006, p.47), derivano da fonte censuaria.

Per quanto riguarda le informazioni di posizione socioeconomica nell'ambito dello SLEm è utile precisare che la loro disponibilità dipende dall'annualità del censimento. Nel 2001, a tutta la popolazione è stata somministrata un'unica versione del questionario, per cui le informazioni socio-demografiche rilevate sono disponibili per tutti i rispondenti, a meno di omissioni o errori nella compilazione. Nel 2011, al fine di semplificare il processo di raccolta, alcune informazioni socioeconomiche sono state raccolte solo su un campione della popolazione. Questo è stato fatto

tramite la somministrazione di due tipi di questionario: uno in versione breve (*short form*) con un set minimo di quesiti e uno in versione completa (*long form*) in cui erano presenti tutte le domande relative alle condizioni socioeconomiche. Nei comuni con popolazione residente uguale o superiore a ventimila abitanti o capoluogo di provincia, una parte delle famiglie (circa un terzo) definita su base campionaria ha ricevuto il questionario in forma completa; i restanti due terzi hanno invece ricevuto la versione breve del questionario. Nei comuni di minore ampiezza demografica tutte le famiglie hanno ricevuto il questionario nella versione completa (Istituto Nazionale di Statistica 2011b). Pertanto alcuni degli attributi socioeconomici nella popolazione censita nel 2011 che è stata arruolata nella coorte SLEm non sono disponibili per tutta la popolazione.

Gli indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello individuale considerati nel presente lavoro fanno riferimento alla posizione in età adulta (Galobardes et al. 2007). La posizione socioeconomica è un concetto sfaccettato pertanto ne sono state considerate diverse dimensioni quali le credenziali educative, la dimensione lavorativa, la dimensione sociale della rete di supporto e quella relativa alle risorse materiali. Ciascuna dimensione è stata resa operativa attraverso uno o più indicatori comunemente utilizzati in ambito epidemiologico a livello nazionale (Caiazzo et al. 2004; Spadea, Zengarini, et al. 2010) e internazionale (Galobardes et al. 2007).

Il *livello di istruzione* è definito sulla base del più alto titolo di studio conseguito. Nelle analisi condotte sui dati SLEm, il titolo di studio è stato classificato in quattro livelli: (1) laurea, (2) diploma di scuola media superiore, (3) diploma di scuola media inferiore o qualifica professionale, (4) licenza elementare o nessun titolo di studio. Nel confronto internazionale, al fine di aumentare il livello di confrontabilità delle informazioni, è stata utilizzata una suddivisione del livello di istruzione basata sulla classificazione internazionale dell'istruzione (ISCED – *International Standard Classification of Education*). La classificazione ISCED è solitamente utilizzata da organismi internazionali quali l'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico (OCSE), l'Organizzazione delle Nazioni Unite per l'Educazione, la Scienza e la Cultura (UNESCO) e EUROSTAT nella produzione di indicatori statistici sull'istruzione per il confronto internazionale. Il livello di istruzione è stato classificato in tre categorie: bassa (che corrisponde ai livelli ISCED 0: istruzione pre-primaria; 1: istruzione primaria; 2: istruzione secondaria inferiore), media (che corrisponde ai livelli ISCED 3: istruzione secondaria superiore; 4: istruzione post-secondaria non terziaria) e alta (che corrisponde ai livelli ISCED 5: istruzione terziaria di primo livello; 6: istruzione terziaria di secondo livello).

La dimensione lavorativa rappresenta una componente fondamentale nell'analisi dell'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla salute. In questa sede, la dimensione lavorativa è stata presa in considerazione attraverso due indicatori: la *condizione occupazionale* e la *classe sociale* secondo il modello di Schizzerotto.

La condizione occupazionale fa riferimento allo stato occupazionale dell'individuo nella settimana precedente al censimento e viene rilevata per tutta la popolazione censita, sia quella attiva⁶ che quella non attiva. La condizione professionale è stata classificata in quattro modalità per gli uomini e in cinque modalità nelle donne: (1) occupato, (2) disoccupato (comprende soggetti in cerca di prima occupazione, disoccupati in cerca di nuova occupazione, o soggetti in attesa di iniziare un lavoro già trovato), (3) casalinga (solo per le donne), (4) ritirato dal lavoro, (5) in altra condizione (comprende servizio di leva, inabile al lavoro, in altra condizione). Gli studenti e i soggetti di genere maschile che si sono definiti "casalinga" sono stati inseriti nella categoria "in altra condizione". La modalità "altra condizione" è un insieme molto eterogeneo all'interno del quale confluiscono per la maggior parte dei casi soggetti che non sono attivi a causa di uno stato di salute compromesso.

La classe sociale è stata assegnata sulla base della classificazione proposta da Schizzerotto e colleghi (Schizzerotto 1988). Secondo tale classificazione, di matrice neo-weberiana⁷, la collocazione in una classe sociale si basa su quattro diverse risorse di potere, ovvero il possesso dei mezzi di produzione, il controllo organizzativo, le credenziali educative con le specializzazioni professionali e la disponibilità di ulteriore forza lavoro. La ricostruzione della classe sociale si basa sulla combinazione di una serie di variabili di origine censuaria disponibili per i soggetti occupati (il titolo di studio, la posizione nella professione e il tipo di attività lavorativa). Gli individui vengono suddivisi in otto classi: (1) imprenditori, (2) liberi professionisti, (3) dirigenti, (4) classe media impiegatizia, (5) piccola borghesia con dipendenti, (6) piccola borghesia senza dipendenti, (7) operaio specializzato, (8)

⁶ Secondo la definizione dell'ISTAT per popolazione attiva si intende l'insieme dei soggetti di età superiore ai 15 anni che al momento del censimento risultano (a) occupate, ovvero che esercitano una professione in proprio o alle dipendenze altrui, (b) disoccupate, ovvero che hanno perduto il precedente lavoro e sono alla ricerca di una occupazione, (c) momentaneamente impediti a svolgere la propria attività lavorativa in quanto inquadabili come: militari di leva (o in servizio civile), volontari, richiamati; ricoverati da meno di due anni in luoghi di cura e assistenza; detenuti in attesa di giudizio o condannati a pene inferiori a 5 anni, (d) alla ricerca di prima occupazione dato che non ne hanno mai svolta alcuna in precedenza. Coloro che appartengono ai gruppi (a), (b) e (c) sono definite come popolazione attiva in condizione professionale.

⁷ Nella teoria weberiana, la società appare gerarchicamente organizzata in classi sociali definite sulla base di diverse dimensioni, ovvero la classe (che fa riferimento al possesso dei mezzi e delle risorse economiche), lo status (inteso come grado di prestigio e di rilevanza nella comunità di appartenenza) e il potere. Gli individui conservano un certo grado di agentività; in altre parole, essi possono attivamente crearsi delle possibilità utilizzando le loro credenziali educative e le loro competenze nella definizione della posizione individuale nel mondo del libero mercato (Galobardes et al. 2007; Krieger et al. 1997b).

operaio non specializzato. Queste categorie possono essere ulteriormente aggregate in quattro classi: (1) borghesia (imprenditori, liberi professionisti, dirigenti), (2) classe media impiegatizia, (3) piccola borghesia (con o senza dipendenti), (4) classe operaia (operai specializzati e non specializzati). A livello nazionale, tale modello è stato ampiamente applicato in ambito epidemiologico (Costa et al. 1988; Spadea, Zengarini, et al. 2010) e il suo uso è raccomandato per l'assegnazione della classe sociale a individui e famiglie a partire da informazioni di provenienza censuaria (Caiazza et al. 2004). Le informazioni censuarie per la costruzione di questo indicatore sono disponibili per tutta la popolazione solo nel censimento 2001.

Per valutare la dimensione sociale della rete di supporto sono stati presi in considerazione lo *stato civile* e la *tipologia familiare*. Lo stato civile può essere considerato come un *proxy*, seppur parziale, della rete sociale più prossima a cui l'individuo può fare riferimento. Lo stato civile legale è definito in relazione alle leggi sul matrimonio vigenti al momento della rilevazione censuaria e classificato in quattro modalità: (1) celibe/nubile, (2) coniugato/a, (3) vedovo/a, (4) separato/a legalmente o divorziato/a. La tipologia familiare rappresenta un'altra modalità di rappresentazione delle reti sociali di prossimità. A differenza dello stato civile questa variabile non si basa su una definizione legale ma viene ricostruita sulla base delle relazioni di parentela o di convivenza degli individui che compongono un nucleo familiare (definito come insieme dei soggetti che afferiscono allo stesso Foglio famiglia del censimento). La tipologia familiare è classificata in quattro modalità: (1) coppia con figli, (2) coppia senza figli, (3) famiglia monogenitoriale, (4) famiglia unipersonale o soggetti in coabitazione.

La dimensione relativa alle risorse materiali è rappresentata dalla *tipologia abitativa* e dall'*indice di affollamento*. La tipologia abitativa è una variabile composita che tiene conto del titolo di godimento dell'abitazione (affitto o proprietà), della superficie dell'immobile, della presenza, del numero e della localizzazione (interno o esterno) di servizi igienici e della presenza e tipologia di impianto di riscaldamento. La tipologia abitativa è stata classificata in cinque modalità: (1) molto agiata, (2) agiata, (3) mediamente agiata, (4) disagiata, (5) molto disagiata. Le ultime due modalità sono state ulteriormente raggruppate in un'unica modalità (tipologia abitativa disagiata) per evitare basse numerosità nelle categorie. Le informazioni censuarie per la costruzione di questo indicatore sono disponibili per tutta la popolazione solo nel censimento 2001. L'affollamento della dimora è invece una variabile categorica binaria ((1) affollata, (2) non affollata) che viene costruita sulla base di due informazioni di origine censuaria: il numero degli individui che dimorano in un'abitazione e la superficie della stessa e definita sulla base delle indicazioni della Banca d'Italia (Presidenza del

Consiglio dei Ministri. Dipartimento per gli affari sociali 1997). Tale variabile fornisce un'informazione complementare e parzialmente indipendente rispetto alla tipologia abitativa; infatti, mettendo in relazione lo spazio disponibile con il numero di abitanti, concorre a definire un altro aspetto del disagio abitativo che non può essere colto dalla tipologia abitativa usata singolarmente (Costa et al. 2017).

Accanto agli indicatori misurati a livello del singolo individuo, nelle analisi condotte sulla coorte SLEm è stato preso in considerazione anche un indicatore misurato a livello di piccola area: l'indice di deprivazione elaborato da Caranci e colleghi (Caranci et al. 2010) che ha lo scopo di rappresentare il concetto multidimensionale della deprivazione sociale e materiale. Esso utilizza cinque indicatori misurati a livello individuale: basso livello di istruzione, disoccupazione, mancato possesso dell'abitazione, famiglia monogenitoriale e alta densità abitativa. Tali indicatori sono stati combinati a livello della sezione di censimento e quindi attribuiti a ciascun individuo sulla base della residenza al momento dei due censimenti. Sia per l'indice di deprivazione del 2001 che per quello del 2011 è stato utilizzato l'indice calibrato a livello della regione Emilia-Romagna; la popolazione è stata quindi suddivisa in tre terzili, in cui il primo terzile rappresenta la popolazione meno deprivata e il terzo terzile quella più deprivata. L'indice di deprivazione può essere usato per valutare sia l'impatto degli attributi del contesto che non possono essere rappresentati dalle caratteristiche misurate a livello individuale, sia come *proxy* della posizione socioeconomica individuale (Krieger et al. 1997a).

Altre variabili

Le altre variabili utilizzate nel presente lavoro sono il genere e l'età. Il genere è la principale variabile di stratificazione in quanto i tassi di mortalità e i relativi differenziali socioeconomici differiscono tra uomini e donne. L'età è stata trattata come una variabile tempo-dipendente e classificata in gruppi di ampiezza quinquennale. Nelle analisi congiunte delle coorti SLEm anche la città è stata utilizzata come variabile di aggiustamento.

Metodi

La sezione dei metodi è suddivisa in quattro parti che corrispondono agli obiettivi specifici della ricerca. Per ciascun obiettivo viene prima dettagliato il piano di analisi e poi vengono descritti i metodi statistici che sono stati utilizzati.

Descrizione delle caratteristiche socio-demografiche delle coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011 e valutazione della loro rappresentatività rispetto alla regione Emilia-Romagna

Piano di analisi. Per questo obiettivo è stata valutata la distribuzione di un set di caratteristiche socio-demografiche nei soggetti residenti e censiti nel 2001 e nel 2011 a Bologna, Modena e Reggio Emilia. Sono stati considerati i soggetti con età compresa tra 30 e 99 anni. Le caratteristiche socio-demografiche prese in considerazione sono state l'età, il titolo di studio, la condizione professionale, lo stato civile, la cittadinanza e l'indice di deprivazione, cioè le variabili disponibili per tutta la popolazione in ambedue i censimenti.

I dati relativi ai residenti delle tre città sono stati messi a confronto con quelli relativi all'intera popolazione residente nella regione Emilia-Romagna ai censimenti del 2001 e del 2011. I dati regionali sono stati ottenuti dalla consultazione delle informazioni disponibili *on line* nelle pagine dedicate ai censimenti sul sito dell'ISTAT (Istituto Nazionale di Statistica 2001; Istituto Nazionale di Statistica 2011a). I confronti sono limitati all'età per ambedue i censimenti e al titolo di studio per il censimento del 2011 in quanto sono le uniche variabili socio-demografiche la cui granularità informativa permette di ottenere, a livello della popolazione regionale, tabulazioni comparabili con quelle disponibili nello SLEm.

Metodi statistici. Le analisi descrittive sono state effettuate riportando la distribuzione della popolazione per ciascuna delle caratteristiche socio-demografiche della coorte SLEm disponibili al censimento del 2001 e del 2011. Tabulazioni relative alla distribuzione per classi di età e titolo di studio (solo censimento 2011) sono state ricavate per la popolazione della Regione Emilia-Romagna.

Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

Piano di analisi. Per questo obiettivo i soggetti arruolati nelle due coorti chiuse censuarie del 2001 e del 2011 sono stati seguiti nel tempo fino al decesso o alla fine del *follow-up*. Per avere periodi di *follow-up* simili per le due coorti censuarie, gli arruolati del 2001 sono stati seguiti fino al 31/12/2006, quelli del 2011 fino al 31/12/2016. Attualmente il *follow-up* da fonte anagrafica per lo SLEm termina al 31/12/2013. In questo lavoro, nel periodo compreso tra il 1 gennaio 2014 e il 31

dicembre 2016 l'aggiornamento delle informazioni relative a emigrazione o esito è stato realizzato in via sperimentale tramite l'anagrafe sanitaria regionale degli assistiti (Sistema Informativo Politiche per la Salute e Politiche Sociali 2012). Inoltre, al fine di permettere a tutti i soggetti arruolati di avere un *follow-up* minimo di tre anni, i soggetti censiti ma iscritti in anagrafe comunale dopo il 31/12/2003 e il 31/12/2013 sono stati esclusi dallo studio.

Sono stati inclusi nello studio i soggetti con età uguale o maggiore a 30 anni alla data del censimento. Data la natura descrittiva dell'obiettivo di questa analisi e al fine di fornire una visione generale del fenomeno delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità nella popolazione in studio, si è scelto di seguire i soggetti arruolati fino all'età compiuta di 99 anni. Tuttavia, è noto che le disuguaglianze tendono a diminuire all'aumentare dell'età soprattutto a causa del fenomeno della sopravvivenza selettiva, secondo il quale i soggetti più longevi sarebbero i più sani, indipendentemente dalla loro posizione socioeconomica (Huisman, Kunst, Bopp, et al. 2005). Al fine di fornire un'indicazione dell'intensità delle disuguaglianze nelle classi di età più giovani, le analisi sono state ripetute anche nelle classi di età 30-64 e 65-74 anni.

Gli esiti considerati in questa analisi sono stati la mortalità per tutte le cause e quella per i principali gruppi di cause quali tumori maligni, malattie del sistema circolatorio, cause esterne, cause correlate all'alcol e al fumo e cause evitabili. Sulla base della rilevanza epidemiologica, è stata analizzata anche la mortalità per tumore della mammella nelle donne e per tumore del polmone negli uomini. Gli indicatori di posizione socioeconomica utilizzati per la stima dei differenziali sono stati selezionati in base alla loro disponibilità a livello di popolazione in ambedue i censimenti. Sono stati pertanto considerati il livello di istruzione, la condizione occupazionale, lo stato civile e il livello di deprivazione (basato sull'indice di deprivazione calcolato al censimento del 2001 e del 2011).

Il periodo di calendario è stato ottenuto suddividendo gli anni di *follow-up* in due periodi, assumendo che all'interno di ciascun periodo sia i tassi di mortalità che l'effetto su di essi delle variabili di esposizione rimanessero costanti. Il primo periodo va dal 21/10/2001 al 31/12/2003 per la corte censuaria del 2001 e dal 9/10/2011 al 31/12/2013 per la corte censuaria del 2011. Il secondo periodo va rispettivamente dal 1/1/2004 al 31/12/2006 e dal 1/1/2014 al 31/12/2016.

Metodi statistici. Le analisi per la stima dell'intensità dell'effetto degli indicatori di posizione socioeconomica sulla mortalità per tutte le cause e per cause specifiche nelle due coorti censuarie del 2001 e del 2011 sono state inizialmente condotte su tutte e tre le coorti congiuntamente, dato l'intento descrittivo di questo obiettivo e assumendo che il contesto sociale e demografico delle tre città emiliane non sia particolarmente dissimile. Tuttavia, per mettere in evidenza eventuali

differenze, l'eterogeneità dell'effetto delle variabili socioeconomiche sugli esiti è stata valutata quantitativamente attraverso la stima del termine di interazione tra i singoli indicatori socioeconomici e le coorti per ciascun esito. La soglia per la significatività statistica dei test di interazione è stata posta pari al valore del *p value* di 0,01, al fine di minimizzare il rischio di falsi positivi derivanti dall'esecuzione di test multipli. Tali analisi hanno mostrato una sostanziale omogeneità; laddove sono state rilevate delle differenze nell'associazione tra indicatori di posizione socioeconomica e mortalità tra le tre coorti, i risultati città specifici sono stati riportati nel testo.

Le analisi sono state stratificate per genere e per classi di età (30-64 anni e 65-74 anni).

Per ciascuna combinazione di genere, esito e variabile indipendente sono stati calcolati il numero di eventi, di anni-persona a rischio, il tasso grezzo e il tasso di mortalità standardizzato per età mediante standardizzazione diretta. La standardizzazione è stata effettuata utilizzando fasce di età quinquennali e la popolazione europea al 2013 come riferimento (Pace et al. 2013).

Per lo studio dei differenziali socioeconomici nella mortalità sono state utilizzate sia misure di effetto relativo, che indicano di quanto aumenta il rischio in chi è esposto rispetto a chi non è esposto a un determinato fattore, che misure di effetto assoluto, che indicano quanti eventi in più si verificano tra gli esposti a un determinato fattore di rischio.

La misura di effetto relativo scelta è il rapporto tra tassi di mortalità (*Mortality Rate Ratio* – MRR). Essa esprime l'intensità dell'associazione tra il fattore di rischio e l'esito; valori inferiori a uno indicano una riduzione del rischio associato all'esposizione, mentre valori superiori a uno indicano un aumento del rischio associato all'esposizione; valori intorno all'unità indicano la mancanza di associazione tra esito ed esposizione. I MRR e i relativi intervalli di confidenza al 95% (IC95%) sono stati stimati con modelli di *Poisson* stratificati per sesso e per classe di età (nelle analisi età-specifiche) e aggiustati per classe quinquennale di età, periodo di calendario e coorte (nelle analisi congiunte). Nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio non è stato possibile computare i rischi relativi a causa di problemi di convergenza del modello nell'analisi delle disuguaglianze relative per condizione occupazionale, stato civile e livello di deprivazione tra le donne. La misura di effetto assoluto utilizzata è invece la differenza tra tassi di mortalità che rappresenta il numero di casi in eccesso che si verificano tra gli esposti al fattore di rischio rispetto ai non esposti. Le differenze tra tassi sono state calcolate a partire dai tassi standardizzati come differenza tra le due modalità considerate estreme della variabile in esame; i relativi intervalli di confidenza al 95% sono stati calcolati a partire dalla stima della varianza (Rothman et al. 2012). Per il titolo di studio, la differenza tra tassi è stata ottenuta sottraendo al tasso di mortalità dei soggetti

con licenza elementare o senza titolo di studio quello dei soggetti con laurea; per la condizione occupazionale come differenza tra i disoccupati e gli occupati; per lo stato civile come differenza tra i celibi/nubili e i coniugati; per l'indice di deprivazione come differenza tra il terzile più deprivato e quello meno deprivato.

A partire dai tassi standardizzati di mortalità per ciascuna combinazione di genere, esito, variabile indipendente e coorte censuaria, sono stati inoltre computati i cambiamenti proporzionali e assoluti nella mortalità tra il 2001 e il 2011, utilizzando una metodologia proposta da Mackenbach *et al* (Mackenbach et al. 2014). Per ciascun indicatore di posizione socioeconomica utilizzato, sono quindi state valutate le differenze nel tempo dei cambiamenti proporzionali e assoluti nei tassi di mortalità tra il livello sociale definito più alto e quello definito più basso. Nello specifico, la differenza tra i due livelli sociali nella riduzione proporzionale della mortalità tra il 2001 e il 2011 è stata calcolata sottraendo, ad esempio, la variazione percentuale della mortalità tra i soggetti con laurea (livello più alto) dalla variazione percentuale della mortalità tra i soggetti con licenza elementare o senza titolo di studio (livello più basso). La formula utilizzata è la seguente: $100 * (TSM_{2001, LB} - TSM_{2011, LB}) / TSM_{2001, LB} - 100 * (TSM_{2001, LA} - TSM_{2011, LA}) / TSM_{2001, LA}$ laddove TSM è il tasso standardizzato di mortalità, 2001 e 2011 rappresentano le due coorti censuarie, LB è il livello sociale basso (per il titolo di studio la licenza elementare o la mancanza di titolo di studio, per la condizione occupazionale lo stato di disoccupato, per lo stato civile la condizione di celibe o nubile, per l'indice di deprivazione il terzile più deprivato), LA è il livello sociale alto (per il titolo di studio la laurea, per la condizione occupazionale lo stato di occupato, per lo stato civile la condizione di coniugato, per l'indice di deprivazione il terzile meno deprivato). La differenza tra i due livelli sociali nella riduzione assoluta della mortalità tra il 2001 e il 2011 è stata invece calcolata sottraendo, ad esempio, la riduzione assoluta della mortalità tra i soggetti con laurea (livello più alto) dalla riduzione assoluta della mortalità tra i soggetti con licenza elementare o senza titolo di studio (livello più basso). La formula utilizzata è la seguente: $(TSM_{2001, LB} - TSM_{2011, LB}) - (TSM_{2001, LA} - TSM_{2011, LA})$. Sia per quanto riguarda la riduzione proporzionale che quella assoluta, valori positivi indicano che la riduzione della mortalità tra il 2001 e il 2011 è stata più accentuata per i soggetti nei livelli sociali più bassi che per quelli nei livelli sociali più alti. Valori negativi indicano invece che la mortalità è diminuita di meno tra i livelli sociali più bassi che in quelli più alti.

Infine, nella coorte del 2011 sono state condotte delle analisi di sensibilità e il calcolo dei differenziali di mortalità è stato ripetuto escludendo gli immigrati, definiti come i residenti in una delle tre città

emiliane con cittadinanza di uno dei Paesi a Forte Pressione Migratoria (PFPM)⁸ (Pacelli et al. 2016). Queste analisi sono state giustificate da due elementi principali. Da un lato, dalla crescita del numero di stranieri residenti nelle tre città emiliane nell'ultimo decennio; al 2011 gli stranieri rappresentavano circa l'8% dei residenti della Regione Emilia-Romagna (Regione Emilia-Romagna - Assessorato Politiche Sociali 2014). Dall'altro, dal riscontro di elementi di eterogeneità rispetto all'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla mortalità tra italiani e stranieri emersi da analisi esplorative condotte sulle coorti emiliane del 2011 (Pacelli et al. 2017). I risultati delle analisi di sensibilità non hanno messo in luce differenze significative e pertanto vengono presentati solo i risultati relativi all'intera coorte censuaria del 2011.

Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia

Piano di analisi. Per questo obiettivo i soggetti arruolati nella coorte chiusa censuaria del 2001 sono stati seguiti fino al decesso o alla data di fine *follow-up*, ovvero al 31/12/2013.

Sono stati inclusi nello studio i soggetti adulti con età compresa tra 30 anni (alla data del censimento) e 69 anni, ovvero quella quota di popolazione considerata attiva in quanto generalmente in grado di svolgere un'attività lavorativa. Tale selezione è motivata dalla scelta di considerare nelle analisi la classe sociale che è un indicatore di posizione sociale basato sulla posizione nella professione e sul tipo di attività lavorativa dichiarata al censimento (oltre che sul titolo di studio) e che quindi non è disponibile per la quota di popolazione è ritirata dal lavoro, quota che aumenta al crescere dell'età. Gli esiti analizzati sono stati la mortalità per tutte le cause, tumore del polmone, tumore della mammella (solo nelle donne), malattie del sistema circolatorio, cause correlate al fumo e cause

⁸ Lista dei paesi definiti a Forte Pressione Migratoria suddivisi per macro-aree geografiche: Europa centrale e dell'est: Albania, Belarus, Bosnia-Erzegovina, Bulgaria, Croazia, Cyprus, Repubblica Ceca, Estonia, Ungheria, Lettonia, Lituania, Macedonia, Moldavia, Polonia, Romania, Russia, Serbia e Montenegro, Slovacchia, Slovenia, Turchia, Ucraina; America centrale e meridionale: Antigua E Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Belize, Bolivia, Brasile, Cile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Dominica, Repubblica Dominicana, Ecuador, El Salvador, Grenada, Guatemala, Guyana, Haiti, Honduras, Giamaica, Messico, Nicaragua, Panama, Paraguay, Perù, Saint Kitts e Nevis, Santa Lucia, Saint Vincent e Grenadines, Suriname, Trinidad e Tobago, Uruguay, Venezuela; Africa del nord e sub-sahariana: Algeria, Egitto, Libia, Marocco, Repubblica del sud Sudan, Sudan, Tunisia, Angola, Benin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroon, Capo Verde, Repubblica centroafricana, Chad, Comoros, Congo, Repubblica Democratica del Congo, Djibouti, Guinea Equatoriale, Eritrea, Etiopia, Gabon, Gambia, Ghana, Guinea, Guinea Bissau, Costa d'Avorio, Kenya, Lesotho, Liberia, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritania, Mauritius, Mozambico, Namibia, Niger, Nigeria, Rwanda, Sao Tome e Principe, Senegal, Seychelles, Sierra Leone, Somalia, South Africa, Swaziland, Tanzania, Togo, Uganda, Zambia, Zimbabwe; Asia: Afghanistan, Armenia, Azerbaijan, Bahrain, Bangladesh, Bhutan, Brunei, Cambogia, Cina, Repubblica Democratica del popolo della Corea, Timor Est, Georgia, India, Indonesia, Iran, Iraq, Jordan, Kazakhstan, Kuwait, Kirgizstan, Laos, Lebanon, Malesia, Maldive, Mongolia, Myanmar, Nepal, Oman, Pakistan, Qatar, Repubblica di Corea, Arabia Saudita, Singapore, Sri Lanka, Siria, Taiwan, Tajikistan, Thailand, Territori Occupati Palestinesi, Filippine, Turkmenistan, Emirati Arabi Uniti, Uzbekistan, Vietnam, Yemen; apolidi.

correlate all'alcol. Gli indicatori di posizione socioeconomica sono stati selezionati con l'intento di indagare le dimensioni sociali di maggior impatto sulle disuguaglianze in salute ovvero le credenziali educative, la sfera lavorativa, le reti sociali e le condizioni abitative. Sono stati pertanto considerati il titolo di studio, la classe sociale secondo il modello di Schizzerotto (Schizzerotto 1988) (informazione disponibile solo per i soggetti occupati al momento del censimento del 2001), la tipologia familiare, la tipologia abitativa e l'indice di affollamento. Per ciascun indicatore di posizione socioeconomica è stata creata una modalità "unknown" che raccoglie i soggetti con informazioni mancanti o non disponibili (come nel caso dei soggetti non occupati a cui non è possibile attribuire la classe sociale).

Il periodo di calendario è stato ottenuto suddividendo gli anni di *follow-up* fino al 2013 in intervalli annuali, fatta eccezione per il primo periodo che va dal 21/10/2001 al 13/12/2002.

Metodi statistici. Le analisi per la stima dell'intensità dell'effetto degli indicatori di posizione socioeconomica sulla mortalità per tutte le cause e per cause specifiche nelle coorti censuarie del 2001 sono state effettuate separatamente per ciascuna delle tre città che compongono la coorte SLEm. La ragione principale per la stratificazione risiede nel fatto che l'obiettivo di questa analisi è quello di porre l'attenzione sul contesto specifico e di indagare, a livello di ciascuna città, quale dimensione socioeconomica rimane indipendentemente associata agli esiti al netto delle altre, ovvero dopo mutuo aggiustamento. Le analisi sono anche state stratificate per genere.

Per ciascuna combinazione di coorte, genere, esito e variabile indipendente sono stati calcolati il numero di eventi, di anni-persona a rischio, il tasso grezzo e il tasso di mortalità standardizzato per età mediante standardizzazione diretta. La standardizzazione è stata effettuata utilizzando fasce di età quinquennali e utilizzando la popolazione italiana al 2001 come riferimento.

I differenziali socioeconomici nella mortalità sono stati analizzati mediante misure di effetto relativo: il rapporto tra tassi di mortalità (MRR, si faccia riferimento al precedente paragrafo per la spiegazione della misura) e l'indice di disuguaglianza relativa (*Relative Index of Inequality – RII*).

Gli MRR e i relativi intervalli di confidenza al 95% (IC95%) sono stati stimati con modelli di *Poisson*. L'indice di disuguaglianza relativa è una misura sintetica che esprime l'intensità del gradiente ai due estremi di una variabile misurata su scala ordinale. I RII e i relativi intervalli di confidenza al 95% sono stati calcolati mediante regressione di *Poisson* in cui la variabile dipendente è il tasso di mortalità e quella indipendente una variabile le cui modalità sono rappresentate dal punto centrale dell'intervallo corrispondente alle modalità originarie nella distribuzione di frequenza cumulata della popolazione. Tenendo pertanto in considerazione potenziali differenze o cambiamenti nel

tempo nella struttura sociale della popolazione, il suo principale vantaggio è quello di permettere confronti nel tempo e tra diverse coorti (Mackenbach & Kunst 1997). Esso permette anche di comparare gradienti sociali misurati attraverso indicatori diversi di posizione socioeconomica. L'utilizzo del RII è stato affiancato a quello dei MRR per facilitare, attraverso una misura sintetica e una singola stima puntuale, il confronto tra le coorti.

Per ambedue le misure di effetto relativo, sono state prodotte sia stime univariate, intendendo per univariate le stime aggiustate solo per classe quinquennale di età e periodo di calendario, che multivariate, ovvero stime aggiustate per età, calendario e per tutte le altre variabili indipendenti. Nella stima dei MRR sono state considerate anche le modalità "unknown" degli indicatori di posizione socioeconomica, mentre per la stima degli RII le stesse non sono state incluse in quanto non rappresentano dei sottogruppi ordinabili all'interno della scala di riferimento di ciascuna variabile. Il RII non è stato calcolato per l'indice di affollamento in quanto variabile binaria.

Come descritto nella sezione "Misure" e ricordato all'inizio di questo paragrafo, la variabile classe sociale è costruita sulla base di informazioni relative all'attività lavorativa e sul titolo di studio. L'inclusione del titolo di studio sia come variabile indipendente che all'interno della variabile classe sociale potrebbe porre dei problemi di collinearità nei modelli mutualmente aggiustati. Per valutare quantitativamente l'entità di questo problema, è stata condotta un'analisi di sensibilità in fase preliminare con l'obiettivo di valutare la sostenibilità del modello tramite il *Variance Inflation Factor* (VIF), un indice che quantifica il grado di correlazione tra due variabili incluse in un modello (in questo caso la classe sociale e il titolo di studio). La stima del VIF ha messo in luce che la presenza contemporanea delle variabili classe sociale e titolo di studio all'interno dei modelli multivariati non comportava una inflazione eccessiva degli errori standard dei rispettivi coefficienti e pertanto si è deciso di includere entrambe le variabili nelle analisi.

Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio

Piano di analisi. Per questo obiettivo sono stati utilizzati i dati di mortalità relativi a 12 popolazioni europee che sono state seguite nel tempo, approssimativamente dal 1990 al 2014. Le caratteristiche informative della raccolta di dati internazionali sono state descritte nel paragrafo dei "Materiali". Le tre coorti SLEm sono state analizzate congiuntamente in quanto sono state ritenute demograficamente e socialmente omogenee se messe a confronto con le altre popolazioni nazionali e internazionali. I dati sono stati stratificati in periodi di cinque anni (1990-94, 1995-99, 2000-04,

2005-09, 2010-14); tuttavia, la durata del *follow-up* in ciascun periodo varia a seconda della popolazione; l'esatta copertura temporale di ciascun *dataset* è riportata nella Tabella 3. Sono stati inclusi nello studio soggetti di età compresa tra 35 e 79 anni.

La posizione socioeconomica è stata indicata dal livello di istruzione classificato secondo la Classificazione ISCED e raggruppato in tre categorie: basso, medio e alto. Per l'Inghilterra e il Galles, informazioni dettagliate sul titolo di studio non erano disponibili per il censimento del 1991 e quindi i livelli di istruzione basso e medio sono stati combinati in un'unica categoria per tutti i periodi in studio. L'esito analizzato è stato la mortalità per malattie del sistema circolatorio, che poi è stata ulteriormente scomposta in mortalità per cardiopatia ischemica e per malattie cerebrovascolari.

Metodi statistici. Le analisi per la stima delle differenze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio sono state effettuate separatamente per ciascuna popolazione (la coorte SLEm è stata considerata come una singola popolazione).

Per ciascuna combinazione di popolazione, periodo, genere, esito e variabile indipendente sono stati calcolati il numero di eventi e di anni-persona a rischio e i tassi di mortalità standardizzati per età. La standardizzazione è avvenuta mediante metodo diretto e la popolazione standard europea del 2013 è stata usata come riferimento (Pace et al. 2013). A partire dai tassi standardizzati sono stati calcolati i cambiamenti nella mortalità in termini assoluti (espressi come decessi per 100.000 anni-persona) e in termini relativi (espressi come percentuale) tra il periodo di osservazione finale (2010-14) e quello iniziale (1995-99 per la Danimarca, 2000-04 per Italia (SLEm), Polonia, Estonia e Lituania, 1990-94 per il resto dei paesi). Queste stime sono state annualizzate per tenere conto dei diversi tempi di *follow-up* in ciascuna popolazione. I cambiamenti annualizzati assoluti sono stati ottenuti secondo la seguente formula: $(TSM_{\text{fine}} - TSM_{\text{inizio}})/\text{follow-up}$; quelli relativi secondo la seguente formula: $100 * [(TSM_{\text{fine}} - TSM_{\text{inizio}})^{(1/\text{follow-up})} - 1]$, in cui TSM sta per tasso standardizzato di mortalità.

Le differenze per istruzione nella mortalità sono state valutate utilizzando sia su scala relativa che assoluta. Al fine di catturare diversi aspetti delle disuguaglianze, sono stati calcolati due set di misure quantitative: (1) l'indice di disuguaglianza relativo e assoluto (*Relative Index of Inequality – RII* e *Slope Index of Inequality – SII*) e (2) la frazione attribuibile di popolazione (PAF – *Population Attributable Fraction*) e il rischio attribuibile di popolazione (PAR – *Population Attributable Risk*). Lo SII rappresenta il corrispettivo del RII espresso in termini assoluti, ovvero la differenza nella mortalità (espressa come morti per 100.000 anni-persona) tra i soggetti con il livello di istruzione

più alto e quelli con il livello di istruzione più basso. Come il RII, anche lo SII è stato stimato attraverso modelli di *Poisson*.

La frazione attribuibile e il rischio attribuibile di popolazione sono misure ampiamente utilizzate in sanità pubblica per stimare il possibile impatto a livello della popolazione di azioni volte a rimuovere o modificare la distribuzione dei fattori di rischio nella popolazione stessa. Esse sono state calcolate a partire dai tassi di mortalità. La PAF quantifica la percentuale di decessi nell'intera popolazione che potrebbe essere evitata o posposta se tutti potessero raggiungere il livello di mortalità dei più istruiti; essa è stata calcolata sottraendo l'incidenza (espressa come tasso standardizzato di mortalità – TSM) nei soggetti con il livello di istruzione più alto (non esposti) all'incidenza nella popolazione totale e dividendo poi questo risultato per l'incidenza nella popolazione totale ($PAF = (TSM_{tot} - TSM_{esp}) / TSM_{tot}$). La PAR è invece la differenza assoluta tra il tasso di mortalità nell'intera popolazione e il tasso di mortalità tra i soggetti con il livello di istruzione più alto ($PAR = TSM_{tot} - TSM_{esp}$).

RISULTATI

Descrizione delle caratteristiche socio-demografiche delle coorti censuarie SLEm del 2001 e 2011 e valutazione della loro rappresentatività rispetto alla regione Emilia-Romagna

Coorte censuaria SLEm del 2001

La coorte censuaria SLEm del 2001 è composta da 490.691 soggetti, di cui 45,8% di genere maschile e 54,2% di genere femminile. I residenti nel comune di Bologna contribuiscono per il 55,8% sul totale della coorte; i residenti a Modena e Reggio Emilia contribuiscono rispettivamente per il 25,0% e il 19,2%. In tutte e tre le città più della metà della popolazione è di genere femminile. La distribuzione percentuale delle caratteristiche socioeconomiche dei residenti in ciascuna delle tre città e della coorte SLEm è riportata in Tabella 4. La distribuzione per **età** appare spostata verso le classi anziane più tra le donne che tra uomini indipendentemente dal comune di residenza. Tuttavia, essa differisce nelle tre città per entrambi i generi: la coorte di Bologna è quella con la più alta percentuale di soggetti nella classe di età 75-99 anni mentre quella di Reggio Emilia ha la più alta percentuale di soggetti nella classe di età 30-49 anni. Anche la distribuzione del **titolo di studio** presenta un andamento differenziale per genere nella coorte SLEm; la maggior parte delle donne ha il titolo di studio più basso (elementare o meno) mentre la maggior parte degli uomini ha la licenza media o la qualifica professionale. Il livello di istruzione varia a seconda della coorte: la percentuale più alta di uomini e donne con laurea si riscontra a Bologna mentre quella più alta di soggetti con licenza elementare o senza titolo di studio a Modena. La distribuzione della **condizione occupazionale** nella classe di età 30-64 anni mostra che la percentuale di uomini occupati è lievemente più alta a Reggio Emilia (81,4%) rispetto a Bologna (77,5%) e Modena (79,8%). Specularmente, la proporzione di soggetti disoccupati è più alta a Bologna (3,5%) e più bassa a Reggio Emilia (2,4%). Tra le donne invece la percentuale di occupate e di disoccupate è simile nelle tre città mentre la proporzione delle casalinghe è più alta a Reggio Emilia (20,8%) e più bassa a Bologna (15,4%). La distribuzione dello **stato civile** mostra una sostanziale differenza per genere nella percentuale di soggetti vedovi che è più alta nelle donne. Le differenze tra la coorte di Bologna e quelle di Modena e Reggio Emilia riguardano le percentuali dei soggetti celibi o nubili – più alte nella prima città – e le percentuali dei soggetti coniugati – più alte invece nelle altre due città. Per quanto riguarda la **cittadinanza**, gli stranieri provenienti da PFPM rappresentano circa il 3% dei soggetti arruolati nel 2001 nella coorte SLEm. La città con la più alta percentuale di soggetti con cittadinanza di uno dei PFPM è Modena (4,1% degli uomini e 2,8% delle donne). La distribuzione

rispetto ai **terzili dell'indice di deprivazione** calibrato a livello regionale differisce tra le città ma non tra uomini e donne. A Bologna e Modena, la percentuale più alta di soggetti si colloca nel terzile più deprivato, denotando una situazione di maggiore deprivazione rispetto alla regione. Al contrario, a Reggio Emilia, la percentuale più alta di soggetti si colloca nel terzile meno deprivato. La Tabella 5 mostra la distribuzione per genere e classi di età della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna al 2001. La distribuzione per età della popolazione regionale appare sostanzialmente comparabile con quella della coorte SLEm sia per gli uomini che per le donne.

Tabella 4. Distribuzione percentuale (%) delle caratteristiche socio-demografiche della coorte censuaria SLEm del 2001, per genere e città

	Bologna		Modena		Reggio Emilia		Totale	
	Uomini	Donne	Uomini	Donne	Uomini	Donne	Uomini	Donne
Totale (N)	122838	150665	57336	65530	44347	50245	224521	266440
Classi di età								
30-49 anni	41,8	34,9	45,6	39,4	47,4	41,1	43,9	37,2
50-64 anni	28,0	26,8	28,6	27,4	27,5	26,0	28,1	26,8
65-74 anni	16,6	18,1	14,7	16,1	14,1	15,7	15,6	17,1
75-99 anni	13,6	20,2	11,1	17,1	11,0	17,3	12,5	18,9
Titolo di studio								
Laurea	20,3	16,7	14,8	12,7	11,9	10,7	17,2	14,5
Media superiore	24,8	20,0	25,1	20,4	25,0	20,6	24,9	20,2
Media inferiore/Qualifica professionale	29,8	26,8	30,5	26,6	34,4	28,9	30,9	27,1
Elementare o meno	25,1	36,6	29,6	40,4	28,7	39,8	27,0	38,1
Condizione occupazionale (30-64 anni)								
Occupato	77,5	61,7	79,8	62,8	81,4	60,8	78,9	61,8
Disoccupato/In cerca l'occ.	3,5	3,4	2,9	3,6	2,4	3,3	3,1	3,4
Casalinga		15,4		16,1		20,8		16,7
Ritirato dal lavoro	16,4	17,4	15,1	15,8	13,9	13,2	15,5	16,2
Altra condizione	2,6	2,1	2,1	1,7	2,3	1,8	2,4	2,0
Stato civile								
Celibe/nubile	21,8	17,1	17,9	12,8	18,3	12,8	20,1	15,2
Coniugato	66,6	53,5	7,02	60,4	72,5	61,0	69,1	56,6
Vedovo	5,0	21,5	4,3	19,7	3,9	19,4	4,6	20,7
Separato/Divorziato	6,6	7,9	5,9	7,2	5,3	6,8	6,2	7,5
Cittadinanza								
Italia	97,3	97,6	95,6	96,8	96,1	97,0	96,6	97,3
Altro PSA	0,4	0,5	0,3	0,4	0,2	0,4	0,3	0,4
PFPM	2,3	1,9	4,1	2,8	3,7	2,6	3,0	2,3
Indice di deprivazione								
Terzile 1 (meno deprivato)	35,6	35,4	36,2	35,9	39,4	38,5	36,5	36,1
Terzile 2	27,0	26,9	24,0	24,3	29,7	30,1	26,7	26,8
Terzile 3 (più deprivato)	37,5	37,8	39,8	39,8	30,9	31,4	36,8	37,1
Dato mancante	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Tabella 5. Distribuzione per genere e classi di età della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna, 2001

	Uomini		Donne	
	N	%	N	%
Classi di età				
30-49 anni	619880	44,8	597376	38,9
50-64 anni	388275	28,1	407062	26,5
65-74 anni	214768	15,5	253867	16,6
75-99 anni	160134	11,6	275431	18,0
Totale	1383057	100	1533736	100

Coorte censuaria SLEm del 2011

La coorte censuaria SLEm del 2011 è composta da 506.532 soggetti, di cui 45,6% di genere maschile e 54,4% di genere femminile. I residenti nel comune di Bologna contribuiscono per il 53,8% sul totale della coorte SLEm; i residenti a Modena e Reggio Emilia contribuiscono rispettivamente per il 24,1% e il 22,1%. In tutte e tre le città più della metà della popolazione è di genere femminile. La distribuzione percentuale delle caratteristiche socioeconomiche dei residenti in ciascuna delle tre città e della coorte SLEm è riportata in Tabella 6. La distribuzione per **età**, come nel 2001, vede una maggiore rappresentazione dei soggetti di genere femminile tra gli ultra sessantacinquenni indipendentemente dal comune di residenza. Le differenze tra le tre città persistono in entrambi i generi e Bologna rimane la coorte con la più alta percentuale di soggetti nella classe di età 75-99 anni mentre Reggio Emilia quella con la più alta percentuale di soggetti nella classe di età 30-49 anni. La distribuzione del **titolo di studio** mostra un sostanziale aumento della percentuale di soggetti con laurea rispetto al 2001, proporzionalmente più accentuato tra i soggetti di genere femminile di tutte e tre le coorti. La coorte di Bologna rimane quella con la percentuale più alta di uomini e donne in possesso di laurea, mentre per Modena e Reggio Emilia la categoria più numerosa è quella dei soggetti con licenza media o qualifica professionale. La distribuzione della **condizione occupazionale** nella classe di età 30-64 anni mette in luce un generale incremento della percentuale di occupati tra gli uomini che si attesta intorno all'82% nelle tre città. Al contrario del 2001, la più alta percentuale di uomini disoccupati si registra a Reggio Emilia (5,03%). Tra le donne, la più alta percentuale di occupate (72,1%) si riscontra a Bologna, mentre le più alta percentuale di disoccupate (6,5%) e di casalinghe (13,0%) a Reggio Emilia. La distribuzione dello **stato civile** fa emergere un aumento di circa cinque punti percentuale dei soggetti celibi e nubili rispetto al 2001. Anche nel 2011 sono presenti delle differenze tra le città e Bologna presenta la percentuale di soggetti celibi o nubili più alta rispetto alle altre due città. I soggetti con **cittadinanza** di un paese PFPM arrivano

nel 2011 a rappresentare poco meno di un decimo dell'intera popolazione inclusa nelle tre coorti. Reggio Emilia sorpassa Modena e, nel 2011, diventa la coorte con la proporzione più alta di soggetti stranieri di provenienza PFPM (uomini 10,8%, donne 11,4%). La distribuzione rispetto ai **terzili dell'indice di deprivazione** calibrato a livello regionale continua a differire tra le coorti ma a rimanere comparabile tra uomini e donne come nel 2001. Tuttavia, si notano delle inversioni rispetto al decennio precedente nella distribuzione interna delle coorti di Bologna e Reggio Emilia. Nella prima, la percentuale più alta di soggetti si colloca nel terzile meno deprivato (nel 2001 si collocava nel terzile più deprivato) mentre nella seconda la percentuale più alta di soggetti si colloca nel terzile più deprivato (nel 2001 si collocava nel terzile meno deprivato). La Tabella 7 mostra la distribuzione per genere, classi di età e titolo di studio della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna al 2011. Le differenze di genere nella distribuzione per età (le donne tendono a essere più anziane) e per titolo di studio (le donne tendono a avere titoli di studio più bassi) sono evidenti sia nella popolazione regionale che nella coorte SLEm. Tuttavia, la distribuzione per età della coorte SLEm è lievemente più spostata verso le classi di età più anziane sia negli uomini che nelle donne rispetto alla media regionale. La distribuzione per titolo di studio mette in evidenza che la percentuale di soggetti con laurea è più alta nella coorte SLEm (uomini 21,5%, donne 21,0%) che nella popolazione generale (uomini 12,2%, donne 13,3%) mentre la percentuale dei soggetti con un basso titolo di studio (licenza elementare o meno) è più alta nella popolazione generale (uomini 22,9%, donne 31,3%) che nella coorte SLEm (uomini 17,7%, donne 26,0%).

Tabella 6. Distribuzione percentuale (%) delle caratteristiche socio-demografiche della coorte censuaria del 2011, per genere e città

	Bologna		Modena		Reggio Emilia		Totale	
	Uomini	Donne	Uomini	Donne	Uomini	Donne	Uomini	Donne
Totale (N)	122543	149919	55800	66452	52415	59403	230758	275774
Classi di età								
30-49 anni	42,5	36,7	41,6	37,4	48,3	43,3	43,6	38,3
50-64 anni	26,1	24,7	28,2	27,1	26,5	25,7	26,7	25,5
65-74 anni	15,7	16,4	15,9	15,9	13,7	13,9	15,3	15,7
75-99 anni	15,7	22,2	14,3	19,5	11,5	17,1	14,4	20,5
Titolo di studio								
Laurea	25,8	24,3	18,6	18,5	14,5	15,6	21,5	21,0
Media superiore	28,1	24,2	28,8	24,8	29,3	26,7	28,6	24,9
Media inferiore/Qualifica professionale	30,0	26,6	32,3	28,3	37,5	31,2	32,3	28,0
Elementare o meno	16,1	24,8	20,2	28,4	18,7	26,5	17,7	26,0
Condizione occupazionale (30-64 anni)								
Occupato	81,2	72,1	82,2	70,2	82,7	67,6	81,8	70,6
Disoccupato/In cerca l occ.	4,5	4,2	3,8	4,6	5,3	6,5	4,5	4,8
Casalinga		9,7		10,5		13,0		10,6
Ritirato dal lavoro	8,9	10,5	9,8	11,6	8,2	9,8	8,9	10,6
Altra condizione	5,4	3,5	4,1	3,1	3,8	3,1	4,7	3,4
Stato civile								
Celibe/nubile	28,3	23,0	21,4	16,4	23,1	17,0	25,5	20,1
Coniugato	58,5	46,9	66,3	54,9	65,9	56,0	62,1	50,8
Vedovo	5,3	19,1	4,8	18,0	3,5	16,9	4,7	18,4
Separato/Divorziato	7,9	11	7,5	10,7	7,5	10,0	7,7	10,7
Cittadinanza								
Italia	91,9	91,0	91,4	90,0	89,1	88,3	91,1	90,2
Altro PSA	0,4	0,5	0,3	0,4	0,2	0,3	0,3	0,4
PFPM	7,7	8,5	8,3	9,7	10,8	11,4	8,5	9,4
Indice di deprivazione								
Terzile 1 (meno deprivato)	38,2	38,2	36,9	3,06	28,6	28,7	35,7	35,6
Terzile 2	29,3	29,2	24,3	24,8	23,6	23,8	26,8	27,0
Terzile 3 (più deprivato)	32,4	32,6	38,7	39,2	47,8	47,5	37,4	37,4
Dato mancante	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0

Tabella 7. Distribuzione per genere, classi di età e titolo di studio della popolazione residente e censita nella Regione Emilia-Romagna, 2011

	Uomini		Donne	
	N	%	N	%
Classi di età				
30-49 anni	669089	44,5	670400	39,9
50-64 anni	411313	27,3	437774	26,1
65-74 anni	223381	14,9	253511	15,1
75-99 anni	200138	13,3	317868	18,9
Totale*	1503921	100	1679553	100
Titolo di studio				
Laurea	183910	12,2	223041	13,3
Media superiore	501487	33,3	527056	31,4
Media inferiore/Qualifica Professionale	474548	31,5	405139	24,1
Elementare o meno	344206	22,9	525620	31,3
Totale*	1504151	100	1680856	100

* I totali non coincidono perché nella reportistica automatica non è possibile selezionare il limite superiore dell'età nella tabulazione per titolo di studio.

Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

In questa sezione sono riportati i risultati descrittivi relativi all'analisi delle disuguaglianze per una selezione indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità per tutte le cause e per le principali cause specifiche nelle coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011. Per ciascun esito, indicatore di posizione socioeconomica e anno di censimento, nelle tabelle presentate di seguito vengono riportati il numero di decessi (pesati nel caso della mortalità per cause correlate al fumo e all'alcol), gli anni-persona, i tassi grezzi e quelli standardizzati per età, i rapporti tra tassi e le differenze tra tassi (che sono calcolate come specificato nei metodi e come riportato anche in calce alle figure per facilitare la lettura). I rapporti tra tassi e le differenze tra tassi stratificati per le classi di età 30-64 anni e 65-74 anni sono presentati separatamente in tabelle in appendice. Tutte le misure sono riportate separatamente per gli uomini e per le donne. Nel testo che accompagna le tabelle e le figure vengono commentati solo i risultati relativi ai rapporti tra tassi e alle differenze tra tassi laddove statisticamente significativi, e i risultati città-specifici solo nel caso in cui siano state rilevate delle interazioni tra coorte e indicatore di posizione socioeconomica (tali risultati non vengono presentati in nessuna tabella). Infine, vengono presentati i cambiamenti assoluti e proporzionali nei tassi di mortalità per tutte le cause e per cause specifiche tra il 2001 e il 2011.

Coorte censuaria SLEm del 2001

Tra gli uomini di età compresa tra 30 e 99 anni, disuguaglianze relative nella mortalità per **livello di istruzione** si osservavano per tutti i gruppi di cause di morte specifiche considerati, sebbene non tutte le stime puntuali raggiungevano la significatività statistica e l'intensità delle disuguaglianze differiva tra i gruppi di cause (Tabella 8). Il rapporto tra tassi tra gli uomini più istruiti e quelli meno istruiti per la mortalità per tutte le cause era di 1,28 (IC95% 1,22-1,35). Le cause di morte con il rapporto tra tassi più alto tra le due categorie estreme di titolo di studio erano il tumore del polmone (MRR 2,00 IC95% 1,66-2,42) e le cause evitabili (MRR 1,89 IC95% 1,38-2,58). Nel caso delle disuguaglianze assolute (Figura 2), la differenza tra tassi tra gli uomini più istruiti e quelli meno istruiti per la mortalità generale era di 451,9 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 354,4-549,5); le cause di morte specifiche con la più alta differenza tra tassi erano quelle tumorali (187,2 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 135,9-238,5) e quelle correlate al fumo (137,9 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 100,2-175,5). Lo studio dell'interazione tra il livello di istruzione e il comune di residenza ha fatto emergere un'eterogeneità nel caso della mortalità per

il tumore del polmone. L'ispezione delle stime relative alle singole coorti ha evidenziato la presenza di un gradiente più pronunciato rispetto alla stima complessiva nella città di Modena (MRR 1,37 IC95% 0,79-2,36 media superiore, MRR 2,00 IC95% 1,20-3,27 media inferiore/qualifica professionale, MRR 2,58 IC95% 1,61-4,12 elementare/senza titolo, riferimento laurea) e uno meno pronunciato per la città di Reggio Emilia (MRR 0,52 IC95% 0,30-0,90 media superiore, MRR 1,05 IC95% 0,68-1,63 media inferiore/qualifica professionale, MRR 1,42 IC95% 0,95-2,13 elementare/senza titolo, riferimento laurea). Tra le donne di età compresa tra i 30 e i 99 anni, l'intensità delle disuguaglianze relative era meno pronunciata e le stime puntuali generalmente non raggiungevano la significatività statistica (Tabella 9). Differenze significative si riscontravano solo per la mortalità generale, laddove la mancanza di titolo di studio o la licenza elementare era associata a un rischio di morte più alto rispetto alla laurea (MRR 1,12 IC95% 1,05-1,20), e per la mortalità per tumore alla mammella, per la quale invece, un basso titolo di studio era associato a una riduzione significativa della mortalità (MRR 0,74, IC95% 0,58-0,95). Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute (Figura 2), la differenza tra tassi tra le donne più istruite e quelle meno istruite per la mortalità per tutte le cause era di 91,9 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 8,9-174,8). Una differenza assoluta di segno negativo si riscontrava nel caso della mortalità per tumore alla mammella (differenza tra tassi -15,0 IC95% -33,1-3,2), in quanto i tassi standardizzati di mortalità erano lievemente più alti nelle donne laureate che tra quelle meno istruite. Tra le donne, le disuguaglianze per istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio erano le principali responsabili delle disuguaglianze assolute nella mortalità generale.

Le analisi stratificate per età (Appendice Tabella 5, Appendice Tabella 6) hanno evidenziato una maggiore intensità delle disuguaglianze relative nella classe di età più giovane (30-64 anni) rispetto a quella più anziana (65-74 anni) nel caso della mortalità generale, per malattie del sistema circolatorio e per cause evitabili tra gli uomini, e nel caso della mortalità generale, per malattie del sistema circolatorio e per le cause correlate al fumo tra le donne. Anche l'effetto protettivo della bassa scolarità nella mortalità per tumore della mammella appariva leggermente più accentuato nelle donne di età inferiore ai 65 anni (MRR 0,57 IC95% 0,38-0,86). Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute tra gli uomini, esse erano più alte nella classe di età 65-74 anni e nel caso della mortalità per tumori maligni, indipendentemente dall'età. Tra le donne, solo nella fascia di età 30-64 si riscontravano delle differenze tra tassi significative nella mortalità per tutte le cause e per malattie del sistema circolatorio.

Tabella 8. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

	Laurea			Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
Uomini (30-99 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1667			2214			3803			10721		
Anni-persona	185616,7			268572,5			329874,8			276875,7		
Tasso grezzo	898,1			824,3			1152,8			3872,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	1542,9	1460,6	1625,1	1674,1	1591,0	1757,2	1774,3	1707,7	1841,0	1994,8	1942,4	2047,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,07	1,01	1,15	1,18	1,11	1,24	1,28	1,22	1,35
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	595			815			1440			3647		
Tasso grezzo	320,5			303,4			436,5			1317,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	488,0	446,3	529,7	532,6	491,7	573,6	597,3	562,4	632,2	675,2	645,3	705,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,08	0,97	1,20	1,23	1,12	1,35	1,36	1,24	1,48
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	125			195			434			1089		
Tasso grezzo	67,3			72,6			131,6			393,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	98,5	80,6	116,4	128,0	107,9	148,1	161,2	145,5	176,8	199,2	185,5	213,0
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,20	0,96	1,50	1,72	1,41	2,10	2,00	1,66	2,42
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	562			743			1267			3943		
Tasso grezzo	302,8			276,6			384,1			1424,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	570,9	517,6	624,3	626,2	572,6	679,9	654,0	610,4	697,6	700,1	674,2	726,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,10	0,98	1,22	1,16	1,05	1,28	1,24	1,13	1,35
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	88			108			167			373		
Tasso grezzo	47,4			40,2			50,6			134,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	68,7	51,7	85,7	72,1	53,4	90,9	67,5	55,6	79,5	82,4	69,9	95,0
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,92	0,69	1,22	1,04	0,80	1,35	1,33	1,03	1,70
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	341			433			720			1891		
Decessi pesati (N)	37,6			55,2			89,2			204,4		
Tasso grezzo	20,3			20,5			27,0			73,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	29,5	18,6	40,4	35,9	23,4	48,3	35,0	26,7	43,4	45,7	36,5	55,0
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,10	0,73	1,67	1,27	0,87	1,86	1,59	1,10	2,29
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	769			1014			1843			5647		
Decessi pesati (N)	279,3			380,0			736,9			2110,8		
Tasso grezzo	150,5			141,5			223,4			762,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	249,1	217,2	281,0	282,9	249,3	316,5	318,4	292,4	344,3	386,9	367,6	406,3
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,08	0,93	1,27	1,34	1,17	1,54	1,59	1,40	1,80
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	49			88			160			280		
Tasso grezzo	28,6			35,0			53,1			150,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	38,8	27,5	50,0	52,6	41,2	64,1	60,1	50,6	69,5	88,4	66,6	110,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,30	0,91	1,84	1,60	1,16	2,21	1,89	1,38	2,58

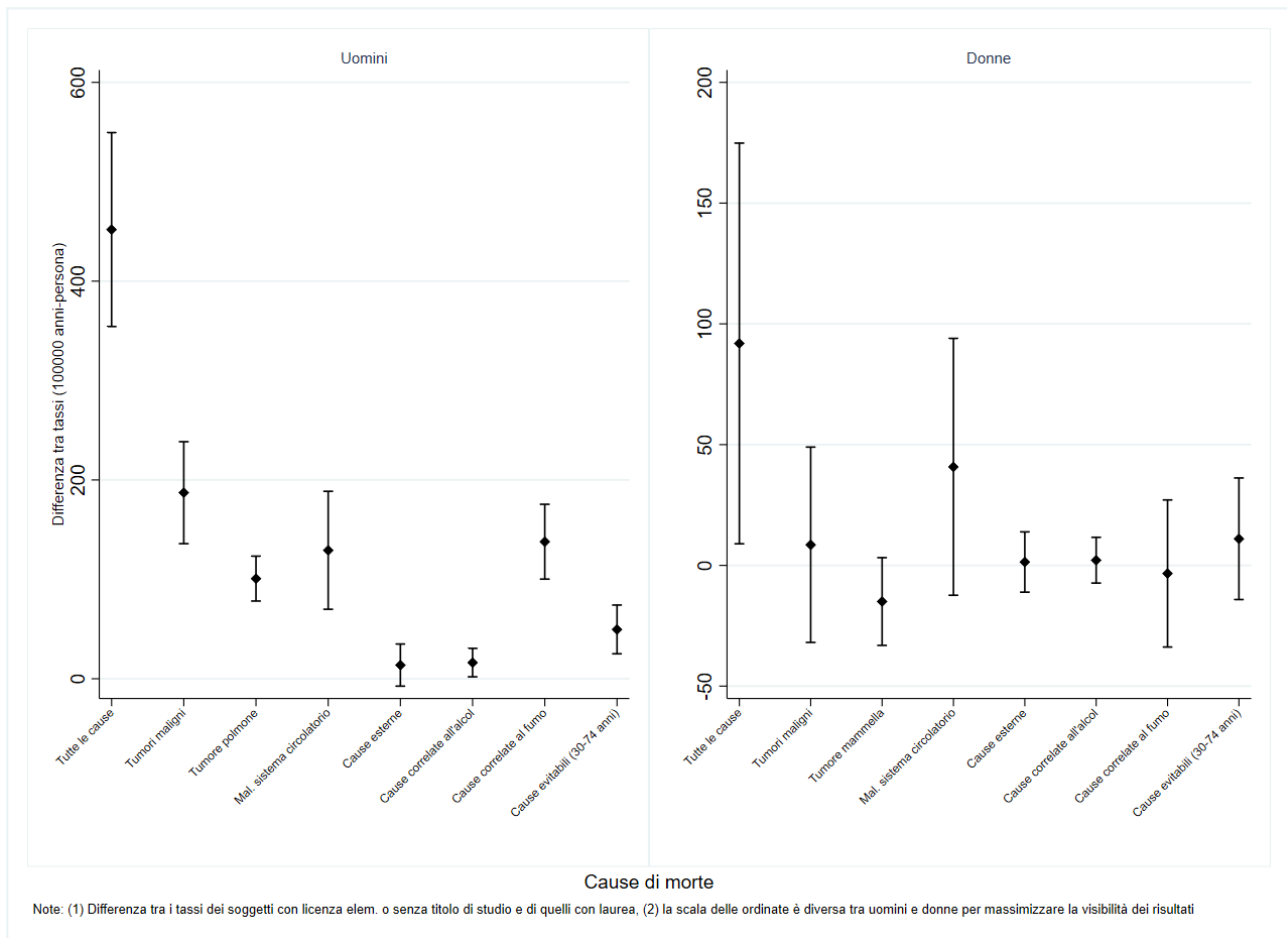
In grassetto le stime statisticamente significative

Tabella 9. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, donne, SLEm, 2001

	Laurea			Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
	Donne (30-99 anni)											
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	887			1476			3107			14256		
Anni-persona	189462,3			262800,3			351672,4			476662,9		
Tasso grezzo	468,2			561,6			883,5			2990,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	1032,6	955,5	1109,7	994,4	940,0	1048,8	1050,7	1013,1	1088,3	1124,5	1094,0	1155,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,01	0,93	1,10	1,07	0,99	1,15	1,12	1,05	1,20
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	355			564			1143			3648		
Tasso grezzo	187,4			214,6			325,0			765,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	324,3	287,0	361,7	323,8	295,3	352,4	354,2	333,3	375,1	332,9	317,3	348,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,02	0,89	1,17	1,11	0,98	1,25	1,07	0,95	1,20
Mortalità per tumore della mammella												
Decessi (N)	85			125			214			458		
Tasso grezzo	44,9			47,6			60,9			96,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	65,8	49,9	81,7	64,4	52,3	76,5	63,8	55,1	72,6	50,8	42,0	59,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,97	0,74	1,28	0,94	0,73	1,22	0,74	0,58	0,95
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	283			461			1034			6164		
Tasso grezzo	149,4			175,4			294,0			1293,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	396,7	346,0	447,4	351,5	317,6	385,5	373,7	350,7	396,8	437,5	421,6	453,4
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,94	0,81	1,10	0,94	0,81	1,10	1,13	1,00	1,28
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	42			67			102			426		
Tasso grezzo	22,2			25,5			29,0			89,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	33,1	21,4	44,7	38,4	28,0	48,8	33,4	26,8	40,0	34,5	30,0	38,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,03	0,70	1,52	0,91	0,64	1,32	1,02	0,72	1,44
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	231			378			669			2738		
Decessi pesati (N)	17,2			30,2			55,0			204,4		
Tasso grezzo	9,1			11,5			15,7			42,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	16,1	7,6	24,6	17,9	10,9	24,9	17,7	12,9	22,4	18,2	14,1	22,4
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,11	0,62	2,02	1,10	0,64	1,90	1,06	0,63	1,78
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	366			564			1284			6565		
Decessi pesati (N)	109,8			175,5			376,5			1676,5		
Tasso grezzo	57,9			66,8			107,1			351,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	135,8	107,2	164,4	121,0	102,0	140,0	128,5	115,4	141,7	132,4	122,9	141,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,97	0,76	1,23	1,02	0,82	1,26	1,04	0,85	1,26
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	97			154			252			401		
Tasso grezzo	54,5			63,4			80,8			146,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	78,2	60,9	95,6	85,0	70,8	99,2	83,2	72,7	93,6	89,2	71,0	107,4
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,09	0,84	1,40	1,05	0,83	1,33	0,95	0,75	1,20

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 2. Disuguaglianze assolute nella mortalità per livello di istruzione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 ani, SLEm, 2001



L'analisi per **condizione occupazionale** (ristretta ai soggetti in età lavorativa compresa tra 30 e 64 anni, Tabella 10, Tabella 11) fa emergere in generale un effetto protettivo dell'occupazione (gruppo di riferimento) rispetto alle altre condizioni (disoccupato o in cerca di prima occupazione, ritirato dal lavoro, in altra condizione, casalinga solo per le donne). Sia tra gli uomini che tra le donne, seppure con intensità diversa, la categoria "in altra condizione" presentava i rischi di mortalità per tutte le cause più alti (uomini: MRR 5,89 IC95% 5,15-6,73, donne: MRR 7,36 IC95% 6,16-8,80). La differenza tra tassi di mortalità tra la categoria degli occupati e quella dei disoccupati faceva emergere un sostanziale eccesso di mortalità tra i disoccupati in quanto tutte le stime puntuali erano di segno positivo (Figura 3). Tuttavia, nelle donne, tali differenze raggiungevano la significatività statistica solo nel caso della mortalità per tutte le cause. Le principali cause di morte che contribuivano alle differenze assolute tra occupati e disoccupati nella mortalità generale erano i tumori maligni tra gli uomini e le malattie del sistema circolatorio tra le donne (Figura 3).

Tabella 10. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

	Occupato			Disoccupato\In cerca l occ.			Ritirato dal lavoro			Altra condizione		
Uomini (30-64 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1299			127			787			267		
Anni-persona	599370,3			23145,7			88730,9			17066,7		
Tasso grezzo	216,7			548,7			886,9			1564,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	259,4	244,5	274,3	652,1	532,7	771,4	568,5	397,1	739,9	1550,1	1360,8	1739,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,74	2,28	3,29	1,54	1,38	1,71	5,89	5,15	6,73
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	589			44			407			86		
Tasso grezzo	98,3			190,1			458,7			503,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	123,8	113,3	134,3	249,4	172,9	326,0	233,9	160,3	307,5	489,2	384,0	594,4
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,14	1,57	2,90	1,38	1,19	1,60	3,85	3,07	4,84
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	176			15			137			27		
Tasso grezzo	29,4			64,8			154,4			158,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	38,9	32,9	44,9	80,6	39,0	122,2	54,1	37,3	71,0	150,8	93,0	208,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,48	1,46	4,21	1,33	1,03	1,71	3,76	2,50	5,66
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	314			26			192			53		
Tasso grezzo	52,4			112,3			216,4			310,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	65,1	57,5	72,6	139,6	82,8	196,3	92,4	50,1	134,7	291,6	212,0	371,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,38	1,60	3,56	1,21	0,99	1,50	4,42	3,29	5,93
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	164			15			36			19		
Tasso grezzo	27,4			64,8			40,6			111,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	27,3	23,0	31,7	67,0	30,8	103,1	47,6	0,0	101,1	117,5	63,8	171,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,38	1,40	4,05	1,49	0,93	2,39	4,16	2,58	6,72
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	337			43			156			47		
Decessi pesati (N)	65,4			12,5			26,2			11,4		
Tasso grezzo	10,9			54,1			29,5			67,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	11,2	8,4	14,1	61,1	25,4	96,8	45,8	-35,7	127,3	69,7	28,6	110,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			5,20	2,84	9,54	2,05	1,14	3,70	6,06	3,21	11,43
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	533			45			365			90		
Decessi pesati (N)	290,9			24,6			208,5			49,2		
Tasso grezzo	48,5			106,4			235,0			288,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	62,2	54,7	69,8	133,9	79,1	188,7	82,3	61,3	103,4	273,2	195,9	350,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,45	1,62	3,69	1,31	1,07	1,60	4,29	3,16	5,82
Mortalità per cause evitabili												
Decessi (N)	100			11			64			25		
Tasso grezzo	16,7			47,5			72,1			146,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	19,8	15,7	23,9	43,7	17,1	70,4	30,3	16,1	44,5	138,1	83,3	192,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			3,04	1,63	5,67	1,68	1,15	2,45	7,05	4,52	10,99

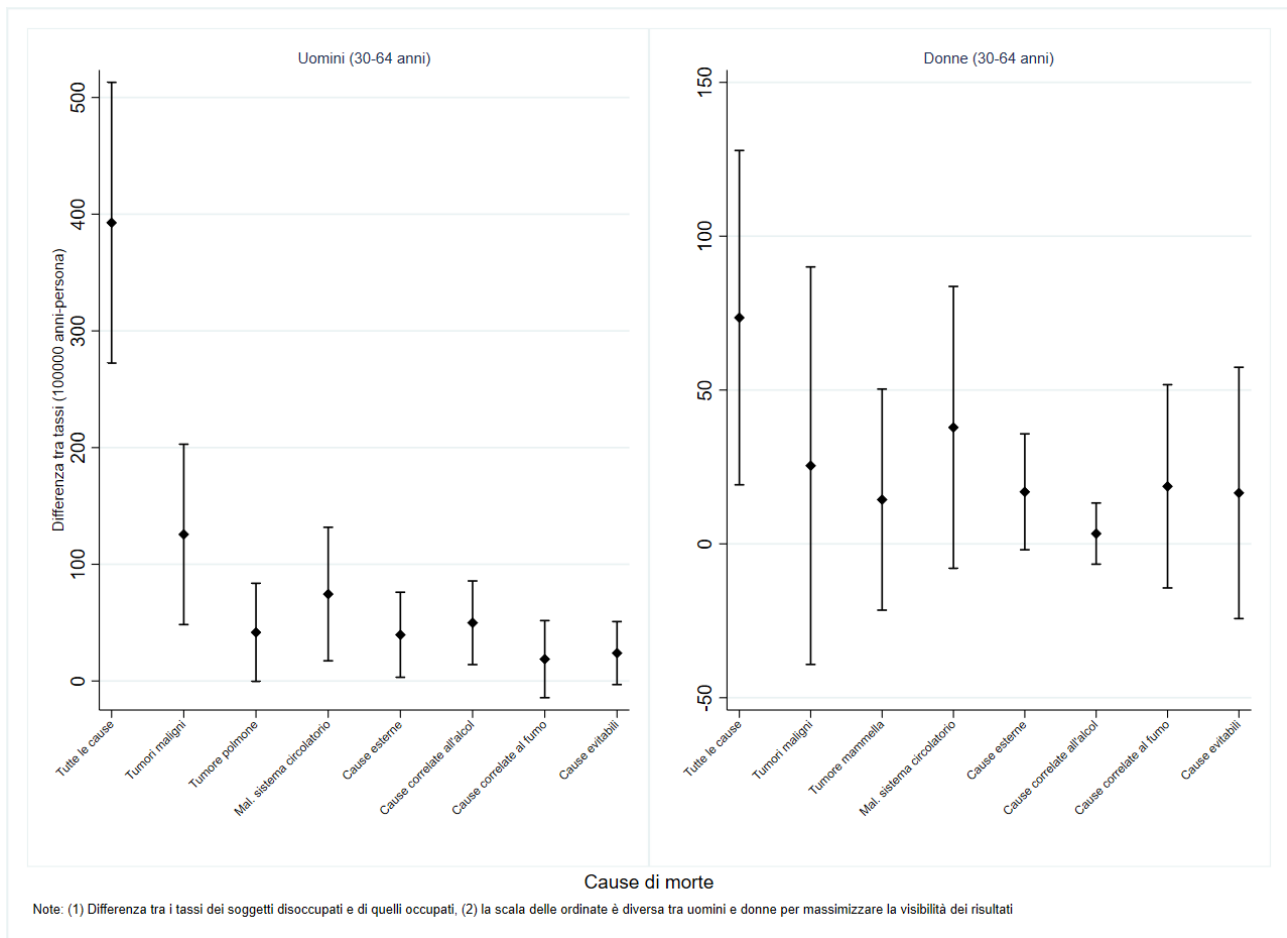
In grassetto le stime statisticamente significative

Tabella 11. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, donne, SLEm, 2001

	Occupato			Disoccupato\In cerca l occ.			Casalinga			Ritirato dal lavoro			Altra condizione		
	Donne (30-64 anni)														
Mortalità per tutte le cause															
Decessi (N)	630			54			350			473			156		
Anni-persona	510894,5			27623,0			123026,3			99706,8			14775,0		
Tasso grezzo	123,3			195,5			284,5			474,4			1055,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	150,5	137,3	163,8	280,6	187,4	373,9	202,8	178,5	227,2	330,3	233,5	427,2	1131,1	949,0	1313,3
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,93	1,46	2,55	1,44	1,25	1,66	1,67	1,45	1,93	7,36	6,16	8,80
Mortalità per tumori maligni															
Decessi (N)	435			22			197			315			66		
Tasso grezzo	85,1			79,6			160,1			315,9			446,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	103,9	92,9	114,9	129,3	65,7	193,0	111,0	93,7	128,4	165,4	114,4	216,5	492,5	370,6	614,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,19	0,77	1,82	1,11	0,93	1,33	1,49	1,25	1,78	4,46	3,43	5,80
Mortalità per tumore della mammella															
Decessi (N)	109			7			42			83			21		
Tasso grezzo	21,3			25,3			34,1			83,2			142,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	25,6	20,2	31,1	40,0	4,5	75,5	26,7	17,9	35,4	75,5	29,0	122,0	163,5	91,8	235,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,44	0,67	3,09	1,17	0,81	1,70	2,23	1,57	3,18	6,60	4,11	10,60
Mortalità per malattie del sistema circolatorio															
Decessi (N)	63			8			58			61			31		
Tasso grezzo	12,3			29,0			47,1			61,2			209,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	16,2	11,7	20,7	54,1	8,5	99,7	30,5	22,0	38,9	37,0	18,6	55,4	210,6	134,5	286,7
Rapporto tra tassi, IC95%	1			3,03	1,45	6,34	2,05	1,40	2,99	1,72	1,15	2,56	13,47	8,67	20,93
Mortalità per cause esterne															
Decessi (N)	55			10			13			17			8		
Tasso grezzo	10,8			36,2			10,6			17,0			54,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	10,9	7,8	14,1	27,9	9,3	46,4	10,6	3,0	18,1	13,9	0,0	29,3	61,9	18,2	105,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			3,36	1,71	6,62	0,91	0,48	1,72	1,37	0,70	2,71	4,96	2,34	10,50
Mortalità per cause correlate all'alcol															
Decessi (N)	210			20			99			143			41		
Decessi pesati (N)	16,0			2,2			13,2			12,4			3,0		
Tasso grezzo	3,1			8,0			10,7			12,5			20,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	3,4	1,5	5,2	6,7	-3,1	16,5	9,1	3,5	14,6	9,7	-3,4	22,7	21,8	-3,4	47,0
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,88	0,70	11,76	2,82	1,29	6,15	2,70	1,10	6,66	6,40	1,84	22,19
Mortalità per cause correlate al fumo															
Decessi (N)	159			15			100			128			33		
Decessi pesati (N)	69,1			6,8			43,6			54,6			11,1		
Tasso grezzo	13,5			24,5			35,4			54,8			75,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	17,4	12,7	22,0	36,1	3,4	68,8	24,9	16,0	33,8	30,0	9,3	50,8	76,1	30,0	122,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1			2,40	1,09	5,30	1,38	0,92	2,07	1,38	0,91	2,09	4,38	2,30	8,33
Mortalità per cause evitabili															
Decessi (N)	166			10			78			121			34		
Tasso grezzo	32,5			36,2			63,4			121,4			230,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	40,2	33,2	47,1	56,7	16,5	97,0	48,1	36,5	59,6	119,4	57,5	181,4	269,4	176,7	362,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,34	0,71	2,54	1,39	1,05	1,85	2,05	1,54	2,72	6,83	4,70	9,94

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 3. Disuguaglianze assolute nella mortalità per condizione occupazionale, genere e gruppi di cause di morte, 30 e 64 anni, SLEm, 2001



L'analisi per **stato civile** (Tabella 12, Tabella 13) evidenzia come tutte le condizioni diverse da coniugato (gruppo di riferimento) presentavano un rischio di morte maggiore rispetto ai coniugati. Questo è vero per ambedue i generi seppure l'intensità delle disuguaglianze relative variava a seconda della causa specifica. Per quanto riguarda la mortalità per tutte le cause, i soggetti celibi o nubili presentavano il rischio più alto rispetto ai coniugati (uomini: MRR 1,46 IC95% 1,39-1,54, donne: MRR 1,36 IC95% 1,29-1,43). Inoltre, tra le donne, le nubili presentavano il più alto rischio di morte anche per tumori, tumore della mammella, cause correlate all'alcol e cause evitabili. Tra gli uomini, essere celibi era associato a un più alto rischio di morte per malattie dell'apparato circolatorio e per cause evitabili mentre essere divorziato o separato a un più alto rischio di morte per cause esterne o per cause correlate all'alcol. La differenza tra tassi di mortalità per tutte le cause tra gli uomini coniugati e i celibi era di 511,1 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 367,3-654,9); tra le donne coniugate e le nubili era di 325,7 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 253,4-398,0). Le differenze tra i coniugati e i soggetti celibi o nubili nella mortalità per tutte le cause erano dovute

principalmente alle differenze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio in ambedue i generi (Figura 4).

Lo studio dell'interazione tra lo stato civile e il comune di residenza ha fatto emergere un'eterogeneità per quanto riguardava la mortalità per cause esterne tra le donne. L'ispezione delle stime relative alle singole città ha messo in evidenza un rischio più elevato rispetto alla stima complessiva nella città di Reggio Emilia per le donne nubili (MRR 2,91 IC95% 1,62-35,41); tuttavia l'aleatorietà della stima era molto ampia.

Le analisi stratificate per età (Appendice Tabella 7, Appendice Tabella 8) hanno fatto emergere una generale modificazione di effetto con un'intensità maggiore nelle disuguaglianze relative tra i soggetti con età inferiore ai 65 anni rispetto a quelli nella classe di età 65-74 anni nel caso della mortalità generale, per tumori maligni (solo tra gli uomini), per malattie del sistema circolatorio, per cause esterne e cause correlate al fumo (solo tra gli uomini). Tra gli uomini, le differenze tra i tassi più alte si riscontravano nella mortalità per malattie del sistema circolatorio, indipendentemente dall'età. Tra le donne invece, le disuguaglianze assolute più forti si avevano nella mortalità per tumori maligni nella classe di età 30-64 anni e nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nella classe di età 65-74 anni.

Tabella 12. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

	Celibe/nubile			Coniugato			Vedovo			Separato/divorziato		
Uomini (30-99 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1601			12913			3266			625		
Anni-persona	211831,06			742662,22			41660,832			63958,697		
Tasso grezzo	755,8			1738,7			7686,6			977,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	2191,5	2051,4	2331,5	1680,5	1648,0	1712,9	2164,6	2001,2	2327,9	1875,2	1653,5	2096,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1,46	1,39	1,54	1			1,17	1,12	1,22	1,27	1,17	1,38
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	478			4917			874			228		
Tasso grezzo	225,6			662,1			2057,0			356,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	619,5	553,4	685,6	582,3	564,9	599,7	739,2	633,5	844,9	622,5	503,2	741,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1,14	1,03	1,25	1			1,10	1,02	1,18	1,03	0,90	1,18
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	120			1443			201			79		
Tasso grezzo	56,6			194,3			473,1			123,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	149,0	120,2	177,7	161,1	152,6	169,7	176,6	136,0	217,2	221,9	143,5	300,4
Rapporto tra tassi, IC95%	0,99	0,82	1,19	1			1,03	0,89	1,20	1,16	0,92	1,46
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	510			4469			1359			177		
Tasso grezzo	240,8			601,7			3198,4			276,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	816,9	728,6	905,3	607,9	587,8	628,0	760,4	708,6	812,2	546,1	434,3	657,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1,49	1,36	1,63	1			1,21	1,14	1,30	1,20	1,03	1,40
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	126			444			116			50		
Tasso grezzo	59,5			59,8			273,0			78,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	102,1	78,7	125,6	61,6	55,0	68,1	73,3	54,7	91,8	122,2	74,9	169,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1,92	1,54	2,39	1			1,40	1,12	1,75	2,25	1,67	3,04
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	365			2303			578			139		
Decessi pesati (N)	61,56			238,03			58,31			28,47		
Tasso grezzo	29,1			32,1			137,2			44,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	56,1	38,3	73,9	31,7	27,2	36,2	51,6	1,2	102,0	54,1	27,5	80,7
Rapporto tra tassi, IC95%	2,07	1,53	2,80	1			1,39	1,03	1,90	2,39	1,60	3,55
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	695			6587			1704			287		
Decessi pesati (N)	275,1			2544,6			551,0			136,3		
Tasso grezzo	129,9			342,6			1296,9			213,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	393,6	337,1	450,2	315,0	301,7	328,3	391,3	335,4	447,2	425,6	313,7	537,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1,31	1,16	1,49	11			1,14	1,03	1,25	1,29	1,08	1,53
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	125			381			32			39		
Tasso grezzo	61,2			60,8			187,9			63,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	137,5	111,2	163,9	48,9	43,9	53,9	58,3	35,8	80,7	74,8	49,8	99,7
Rapporto tra tassi, IC95%	2,87	2,32	3,54	1			1,39	0,96	1,99	1,57	1,12	2,18

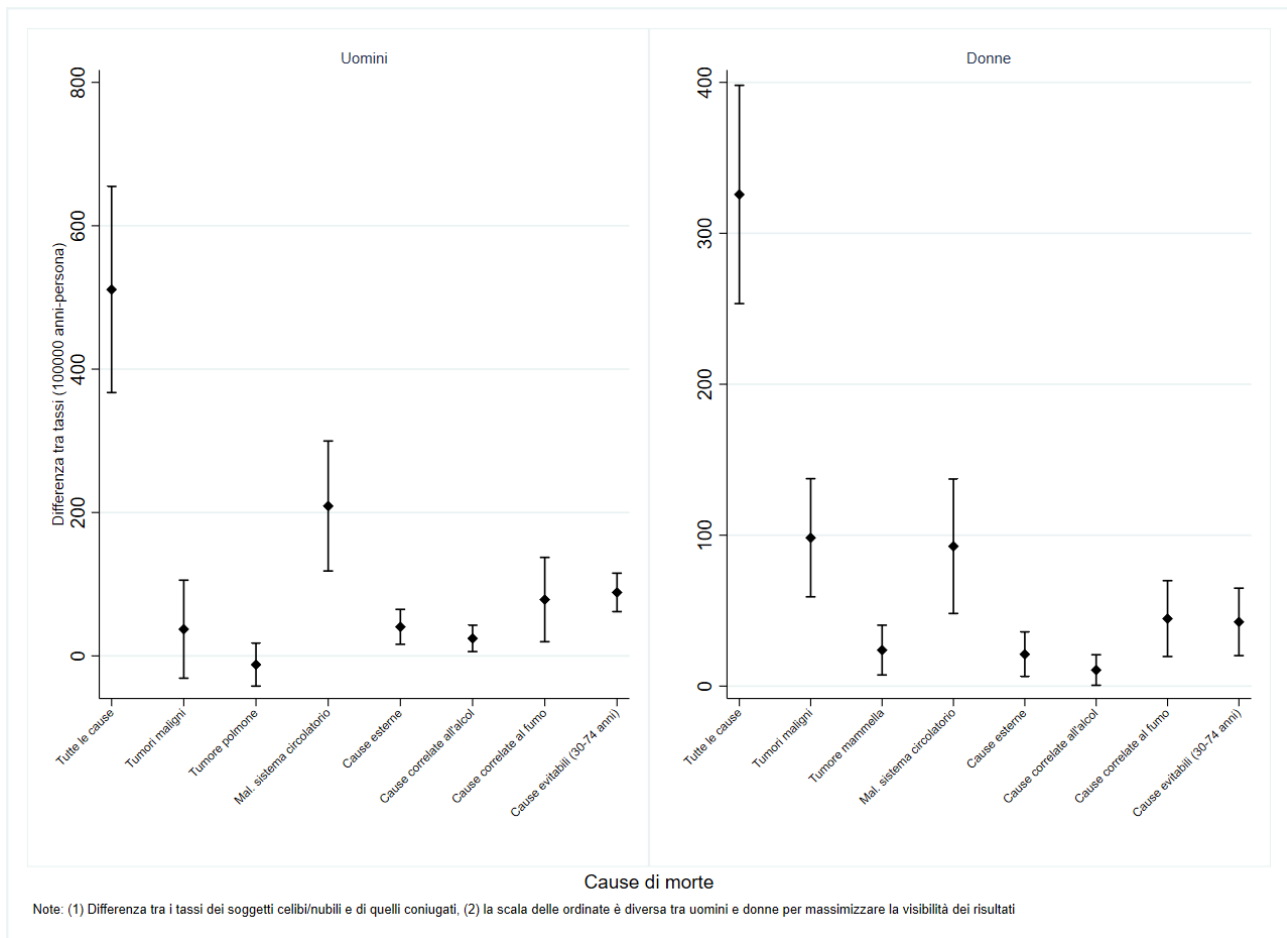
In grassetto le stime statisticamente significative

Tabella 13. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, donne, SLEm, 2001

	Celibe/nubile			Coniugato			Vedovo			Separato/divorziato		
	Donne (30-99 anni)											
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	2119			5415			11631			561		
Anni-persona	191937,6			743983,2			247933,5			96743,7		
Tasso grezzo	1104,0			727,8			4691,1			579,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	1334,6	1275,4	1393,8	1008,9	967,4	1050,4	1172,4	1105,8	1239,0	1138,1	999,6	1276,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1,36	1,29	1,43	1			1,16	1,12	1,20	1,30	1,20	1,42
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	618			2254			2584			254		
Tasso grezzo	322,0			303,0			1042,2			262,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	420,8	385,9	455,7	322,5	304,8	340,2	390,4	334,2	446,5	400,6	331,3	469,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1,33	1,21	1,46	1			1,13	1,06	1,21	1,24	1,09	1,41
Mortalità per tumore della mammella												
Decessi (N)	111			411			319			41		
Tasso grezzo	57,8			55,2			128,7			42,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	78,6	63,3	94,0	54,7	48,7	60,7	80,2	41,6	118,8	53,2	35,1	71,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1,41	1,14	1,75	1			1,06	0,90	1,27	0,96	0,69	1,32
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	794			1706			5294			148		
Tasso grezzo	413,7			229,3			2135,2			153,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	480,5	446,2	514,9	387,9	359,5	416,2	432,0	413,7	450,3	416,7	323,4	509,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1,27	1,17	1,39	1			1,15	1,08	1,22	1,29	1,09	1,52
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	98			168			340			31		
Tasso grezzo	51,1			22,6			137,1			32,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	56,1	44,3	68,0	35,0	26,2	43,8	34,8	27,6	41,9	45,3	16,4	74,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1,90	1,47	2,47	1			1,28	1,03	1,59	2,02	1,37	2,97
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	456			1220			2206			134		
Decessi pesati (N)	41,3			84,9			166,5			14,2		
Tasso grezzo	21,5			11,4			67,2			14,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	26,5	17,9	35,0	15,8	10,4	21,2	18,5	12,3	24,7	18,8	1,2	36,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1,91	1,30	2,81	1			1,42	1,05	1,93	1,87	1,06	3,31
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	922			2094			5556			207		
Decessi pesati (N)	256,9			635,5			1372,0			73,9		
Tasso grezzo	133,8			85,4			553,4			76,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	163,8	143,0	184,5	119,0	105,1	133,0	139,2	121,9	156,5	143,6	98,9	188,3
Rapporto tra tassi, IC95%	1,44	1,24	1,67	1,0			1,18	1,06	1,32	1,48	1,16	1,89
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	121			545			165			73		
Tasso grezzo	72,0			82,8			187,6			79,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	116,1	94,6	137,5	73,5	67,2	79,8	109,5	62,7	156,4	91,6	69,1	114,1
Rapporto tra tassi, IC95%	1,51	1,24	1,85	1			1,12	0,93	1,34	1,20	0,94	1,53

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 4. Disuguaglianze assolute nella mortalità per stato civile, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2001



L'analisi per **livello di deprivazione** (Tabella 14, Tabella 15), ha fatto emergere, per ambedue i generi, l'esistenza di disuguaglianze relative nella mortalità per tutte le cause; il rischio per i soggetti nel terzile più deprivato rispetto a quelli nel terzile meno deprivato era di 1,21 (IC95% 1,17-1,25) per gli uomini e di 1,10 (IC95% 1,07-1,14) per le donne. Tra gli uomini, differenze relative si apprezzavano anche per tutte le cause di morte specifiche, seppure con intensità variabile, mentre tra le donne, una lieve associazione tra il rischio di morte e il livello di deprivazione era apprezzabile solo per le malattie del sistema circolatorio, per le cause esterne e per le cause correlate al fumo. Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute (Figura 5), la differenza tra tassi tra i più deprivati e i meno deprivati per la mortalità generale era di 308,5 decessi/100.000 anni-persona tra gli uomini (IC95% 244,7-372,3) e di 123,9 decessi/100.000 anni-persona tra le donne (IC95% 87,4-160,5). Tra i soggetti di genere femminile, la differenza tra tassi era di segno negativo nella mortalità per tumore della mammella (-9,2 decessi per 100.000 anni-persona, IC95% -18,3- -0,2), a indicare tassi più alti tra le donne che vivevano nelle sezioni di censimento meno deprivate rispetto alla media regionale.

Le disuguaglianze per livello di deprivazione nella mortalità per tumori maligni e nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nelle donne erano quelle che davano il maggior contributo alle disuguaglianze assolute nella mortalità per tutte le cause (Figura 5).

Le analisi stratificate per età (Appendice Tabella 9, Appendice Tabella 10) rivelano che l'intensità delle disuguaglianze relative tendeva a essere più forte tra gli uomini di età inferiore ai 65 anni rispetto a quelli con età compresa tra 65 e 74 anni nel caso della mortalità per tutte le cause, per tumore del polmone, per malattie del sistema circolatorio, per cause correlate al fumo e per cause evitabili. Tra le donne, invece, non si nota un chiaro *pattern*. Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute, tra gli uomini di età compresa tra 30 e 64 anni, le differenze più grandi si avevano nella mortalità per malattie del sistema circolatorio, mentre tra gli uomini di età 65-74 anni le disuguaglianze assolute più importanti si riscontravano per i tumori maligni. Tra le donne, le disuguaglianze assolute erano significative nel caso della mortalità per cause correlate al fumo (ambedue i gruppi di età) e nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio (età 65-74 anni) e della mortalità per cause esterne (età 30-64 anni).

Tabella 14. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

	terzile 1			terzile 2			terzile 3		
	Uomini (30-99 anni)								
Mortalità per tutte le cause									
Decessi (N)	5985			4932			7478		
Anni-persona	391895,45			283369,64			385377,55		
Tasso grezzo	1527,2			1740,4			1940,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	1644,8	1601,3	1688,2	1774,6	1723,0	1826,2	1953,2	1906,5	1999,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,08	1,04	1,13	1,21	1,17	1,25
Mortalità per tumori maligni									
Decessi (N)	2105			1706			2685		
Tasso grezzo	1527,2			1740,4			1940,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	1644,8	1601,3	1688,2	1774,6	1723,0	1826,2	1953,2	1906,5	1999,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,08	1,01	1,15	1,24	1,17	1,31
Mortalità per tumore del polmone									
Decessi (N)	575			515			752		
Tasso grezzo	146,7			181,7			195,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	141,7	130,0	153,4	170,1	155,1	185,0	179,9	166,9	192,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,20	1,06	1,35	1,29	1,16	1,44
Mortalità per malattie del sistema circolatorio									
Decessi (N)	2134			1773			2602		
Tasso grezzo	544,5			625,7			675,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	610,1	583,0	637,2	655,0	623,0	687,1	697,9	669,3	726,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,08	1,02	1,15	1,17	1,11	1,24
Mortalità per cause esterne									
Decessi (N)	223			199			314		
Tasso grezzo	56,9			70,2			81,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	62,7	54,1	71,3	71,6	61,3	82,0	83,3	73,7	93,0
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,19	0,98	1,44	1,37	1,16	1,63
Mortalità per cause correlate all'alcol									
Decessi (N)	1075			922			1388		
Decessi pesati (N)	119,2			105,0			162,1		
Tasso grezzo	30,4			37,1			42,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	32,6	26,5	38,7	37,1	29,8	44,4	42,4	35,6	49,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1,0			1,18	0,91	1,53	1,34	1,06	1,70
Mortalità per cause correlate al fumo									
Decessi (N)	2997			2486			3783		
Decessi pesati (N)	1100,0			948,5			1456,5		
Tasso grezzo	280,7			334,7			377,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	294,2	276,3	312,1	332,7	310,9	354,4	370,5	350,8	390,3
Rapporto tra tassi, IC95%	1,0			1,14	1,05	1,24	1,30	1,20	1,40
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)									
Decessi (N)	168			167			242		
Tasso grezzo	49,5			69,1			73,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	47,1	39,9	54,2	65,0	55,1	74,9	69,8	60,9	78,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,38	1,11	1,71	1,48	1,22	1,81

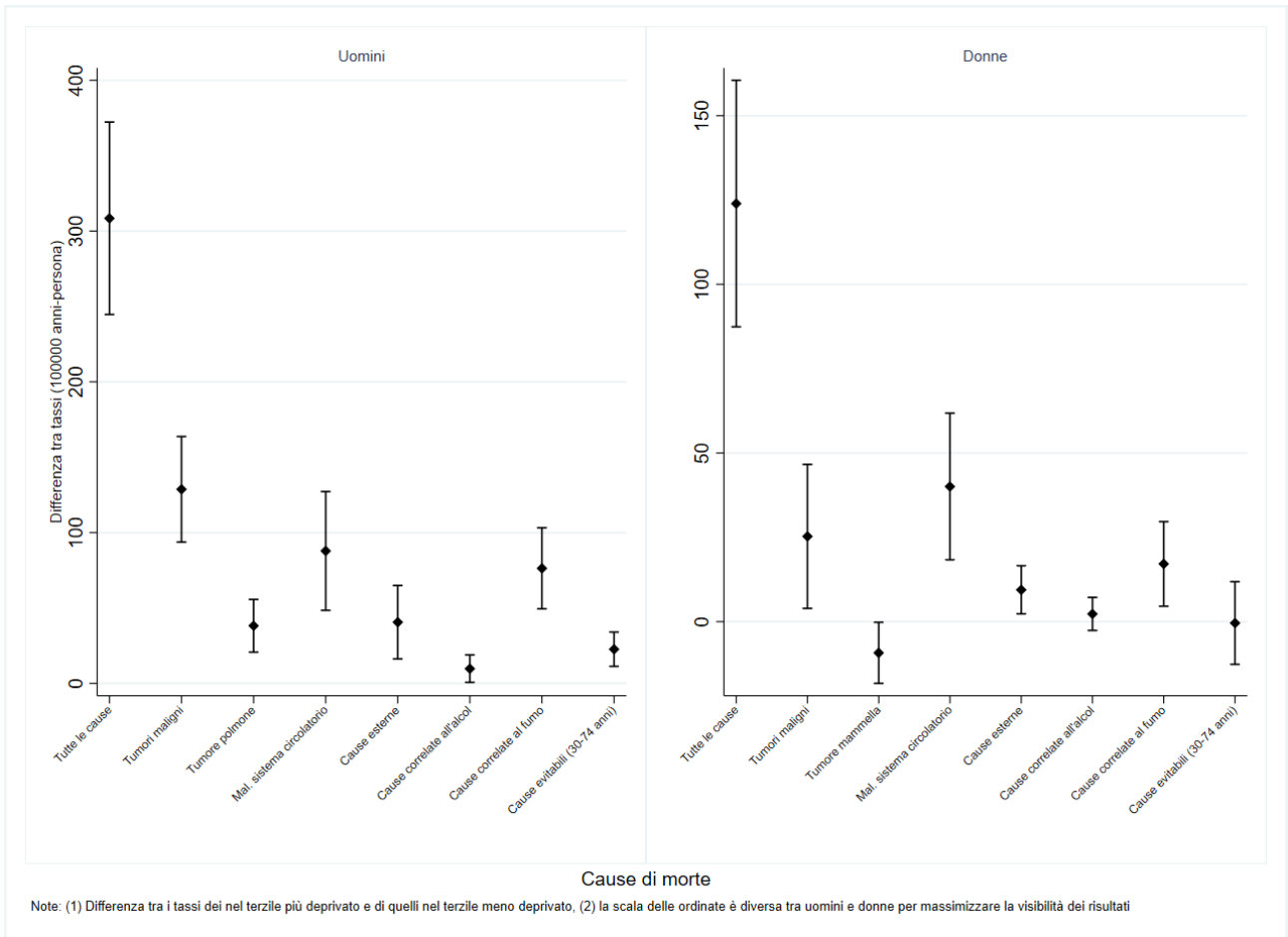
In grassetto le stime statisticamente significative

Tabella 15. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, donne, SLEm, 2001

	terzile 1			terzile 2			terzile 3		
	Donne (30-99 anni)								
Mortalità per tutte le cause									
Decessi (N)	6457			5289			7972		
Anni-persona	465518,5			343651,8			471124,7		
Tasso grezzo	1387,0			1539,0			1692,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	1027,4	1002,0	1052,9	1048,8	1019,8	1077,8	1151,4	1125,2	1177,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1,0			1,02			0,99		
Mortalità per tumori maligni									
Decessi (N)	1908			1532			2266		
Tasso grezzo	1387,0			1539,0			1692,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	1027,4	1002,0	1052,9	1048,8	1019,8	1077,8	1151,4	1125,2	1177,6
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,02			0,96		
Mortalità per tumore della mammella									
Decessi (N)	336			232			314		
Tasso grezzo	72,2			67,5			66,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	61,7	54,9	68,5	55,1	47,7	62,4	52,5	46,4	58,5
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,90			0,76		
Mortalità per malattie del sistema circolatorio									
Decessi (N)	2595			2147			3199		
Tasso grezzo	557,4			624,7			679,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	394,9	379,6	410,3	403,2	385,9	420,5	435,0	419,6	450,4
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,02			0,96		
Mortalità per cause esterne									
Decessi (N)	198			177			262		
Tasso grezzo	42,5			51,5			55,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	32,3	27,7	37,0	36,8	31,2	42,4	41,8	36,4	47,2
Rapporto tra tassi, IC95%	1			1,12			0,91		
Mortalità per cause correlate all'alcol									
Decessi (N)	1360			1069			1586		
Decessi pesati (N)	103,3			79,3			124,3		
Tasso grezzo	22,2			23,1			26,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	17,0	13,7	20,4	16,3	12,6	20,0	19,3	15,7	22,9
Rapporto tra tassi, IC95%	1,0			0,97			0,72		
Mortalità per cause correlate al fumo									
Decessi (N)	2870			2369			3537		
Decessi pesati (N)	769,5			621,2			946,2		
Tasso grezzo	165,3			180,8			200,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	120,6	112,0	129,2	122,9	113,0	132,8	137,8	128,7	146,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1,0			1,01			0,90		
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)									
Decessi (N)	333			225			345		
Tasso grezzo	88,9			83,8			95,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	80,6	71,9	89,4	73,9	64,2	83,7	80,2	71,7	88,8
Rapporto tra tassi, IC95%	1			0,92			0,78		

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 5. Disuguaglianze assolute nella mortalità per terzile di deprivazione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2001



L'analisi delle disuguaglianze relative nella mortalità per **livello di istruzione** rivela un quadro simile a quello osservato nella coorte del 2001 (Tabella 16) con l'esistenza di differenziali significativi per la maggior parte delle cause in studio. Il rapporto tra tassi tra gli uomini più istruiti e quelli meno istruiti per la mortalità generale era di 1,35 (IC95% 1,28-1,43). Le cause di morte con il rapporto tra tassi più alto erano le cause evitabili (MRR 2,39 IC95% 1,65-3,47, età 30-74 anni) e la mortalità per tumore del polmone (MRR 1,88 IC95% 1,52-2,32). Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute (Figura 6), la differenza tra tassi tra gli uomini più istruiti e quelli meno istruiti per la mortalità generale era di 407,0 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 332,1-481,9); le cause di morte specifiche con la più alta differenza tra tassi erano quelle tumorali (159,2 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 118,2-200,1) e quelle per malattie del sistema circolatorio (96,9 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 58,5-135,4). Tra le donne, emergeva al 2011 la presenza di un gradiente nella mortalità per tutte le cause (Tabella 17); il rischio di morte aumentava significativamente nel passaggio dai livelli di istruzione più alta a quelli più basse e le donne con licenza elementare o senza titolo di studio presentavano un rischio 1,24 (IC95% 1,15-1,32) più elevato rispetto alle laureate. Un eccesso significativo di rischio per le donne meno istruite era presente anche per la mortalità per tumori maligni e per cause evitabili (classe di età 30-74 anni). La differenza tra tassi tra le laureate e le donne meno istruite per la mortalità generale era di 195,9 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 138,7-253,1) (Figura 6). Nel caso della mortalità per tumore della mammella, permaneva l'indicazione di una mortalità più elevata nelle donne laureate che tra quelle meno istruite ma era al limite della significatività statistica (differenza tra tassi -11,2 decessi/100.000 anni-persona, IC95% -24,4-2,0). Le disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per malattie del sistema circolatorio erano quelle che presentavano le maggiori differenze in termini assoluti (differenza tra tassi 65,6 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 35,9-95,3). Le analisi stratificate per età (Appendice Tabella 11, Appendice Tabella 12) facevano emergere un eccesso di rischio generalmente più alto e statisticamente significativo nella classe di età 30-64 anni rispetto a quella più anziana (65-74 anni) per tutte le cause di morte tranne che per le cause evitabili negli uomini e le cause esterne nelle donne. Inoltre tra le donne tra i 30 e i 64 anni diveniva apparente un gradiente inverso nella mortalità per tumore della mammella, cioè una mortalità più alta tra le donne con livelli di istruzione più bassa. In ambedue i generi le disuguaglianze assolute più importanti si riscontrano nella mortalità per tumori maligni, indipendentemente dall'età considerata.

Tabella 16. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

	Laurea			Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
Uomini (30-99 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1510			2283			3932			7337		
Anni-persona	241317,66			320311,9			359244,72			184457,17		
Tasso grezzo	625,7			712,7			1094,5			3977,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	1013,3	958,9	1067,8	1093,7	1046,1	1141,2	1242,1	1201,6	1282,7	1420,3	1368,9	1471,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,11	1,04	1,19	1,29	1,22	1,37	1,35	1,28	1,43
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	498			731			1342			2099		
Tasso grezzo	206,4			228,2			373,6			1137,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	296,0	268,8	323,2	314,2	290,3	338,1	392,9	371,4	414,4	455,2	424,6	485,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,08	0,97	1,21	1,38	1,25	1,53	1,48	1,34	1,64
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	108			176			308			537		
Tasso grezzo	44,8			54,9			85,7			291,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	63,5	51,0	75,9	73,6	62,2	84,9	87,5	77,7	97,4	118,5	105,2	131,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,20	0,94	1,52	1,46	1,17	1,82	1,88	1,52	2,32
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	442			665			1150			2458		
Tasso grezzo	183,2			207,6			320,1			1332,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	326,5	293,9	359,1	344,1	316,5	371,6	380,3	357,3	403,3	423,4	403,1	443,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,11	0,98	1,25	1,25	1,12	1,39	1,32	1,19	1,46
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	83			135			216			271		
Tasso grezzo	34,4			42,1			60,1			146,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	49,2	37,5	60,9	55,8	45,4	66,2	67,1	57,6	76,6	79,1	57,8	100,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,20	0,92	1,58	1,45	1,12	1,87	1,39	1,07	1,81
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	302			445			856			1325		
Decessi pesati (N)	31,73			53,48			96,36			98,84		
Tasso grezzo	13,1			16,7			26,8			53,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	17,9	11,1	24,7	20,8	14,8	26,7	28,1	22,3	33,9	31,2	18,4	43,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,23	0,79	1,91	1,69	1,13	2,53	1,49	0,98	2,28
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	585			881			1539			3099		
Decessi pesati (N)	198,1			317,5			550,1			1006,9		
Tasso grezzo	82,1			99,1			153,1			545,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	127,8	109,0	146,6	143,4	126,8	160,1	167,1	152,8	181,5	205,0	188,2	221,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,17	0,98	1,40	1,40	1,19	1,64	1,61	1,37	1,88
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	40			86			147			112		
Tasso grezzo	18,0			29,2			46,6			121,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	21,3	14,5	28,0	35,5	27,9	43,2	45,8	38,3	53,2	57,9	37,4	78,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,59	1,09	2,32	2,14	1,51	3,05	2,39	1,65	3,47

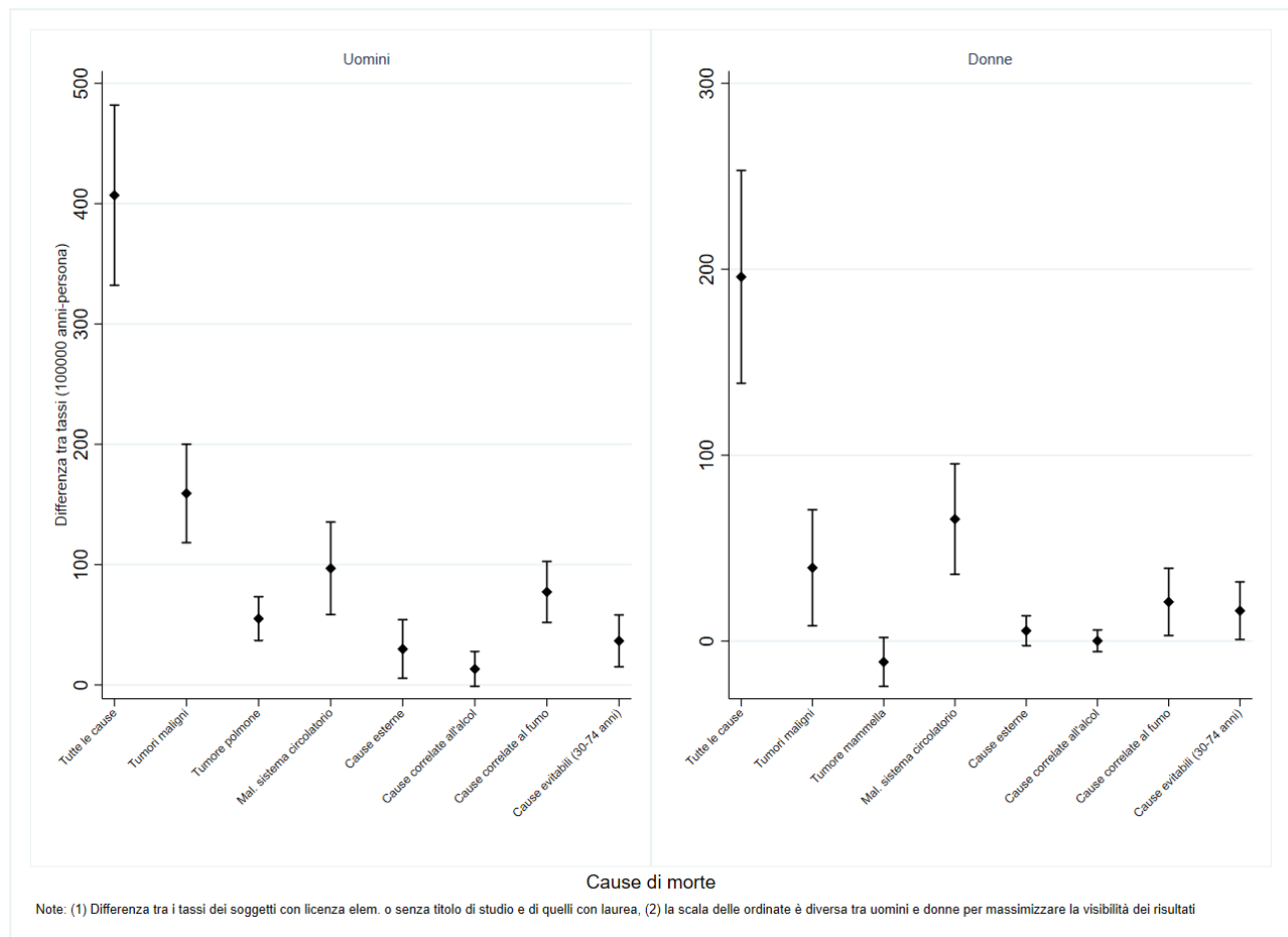
In grassetto le stime statisticamente significative

Tabella 17. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione e cause di morte, donne, SLEm, 2011

	Laurea			Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
Donne (30-99 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	945			1861			3274			11648		
Anni-persona	285811,5			338253,1			379006,2			329422,8		
Tasso grezzo	330,6			550,2			863,8			3535,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	691,8	644,5	739,1	738,4	703,9	772,8	761,9	735,5	788,2	887,7	855,5	919,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,10	1,02	1,19	1,14	1,06	1,22	1,24	1,15	1,32
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	357			651			1004			2430		
Tasso grezzo	124,9			192,5			264,9			737,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	220,6	195,3	245,9	238,0	219,2	256,9	229,9	215,5	244,2	260,0	241,8	278,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,17	1,02	1,33	1,11	0,98	1,26	1,22	1,08	1,38
Mortalità per tumore della mammella												
Decessi (N)	84			128			171			333		
Tasso grezzo	29,4			37,8			45,1			101,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	47,6	36,1	59,2	43,7	35,8	51,6	39,6	33,6	45,5	36,4	30,1	42,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,03	0,78	1,36	0,92	0,70	1,20	0,89	0,68	1,16
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	264			553			1021			4664		
Tasso grezzo	92,4			163,5			269,4			1415,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	222,0	194,3	249,7	231,9	212,2	251,6	240,3	225,5	255,2	287,6	276,9	298,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,03	0,89	1,19	1,08	0,94	1,23	1,22	1,08	1,38
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	35			70			116			363		
Tasso grezzo	29,2			21,2			142,1			27,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	36,3	27,8	44,8	27,1	21,3	32,9	24,1	18,1	30,1	37,4	23,3	51,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,23	0,82	1,85	1,35	0,92	1,98	1,32	0,91	1,92
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	246			409			693			2447		
Decessi pesati (N)	14,28			25,69			41,54			109,78		
Tasso grezzo	5,0			7,6			11,0			33,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	8,9	3,7	14,1	9,4	5,6	13,2	9,6	6,7	12,6	9,1	6,6	11,6
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,06	0,56	2,02	1,10	0,60	2,01	1,06	0,59	1,91
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	307			647			1107			4514		
Decessi pesati (N)	96,6			187,1			332,3			1115,7		
Tasso grezzo	33,8			55,3			87,7			338,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	71,0	56,0	85,9	75,0	64,0	86,0	77,0	68,7	85,3	92,1	82,0	102,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,09	0,85	1,39	1,13	0,90	1,42	1,23	0,99	1,53
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	88			133			179			198		
Tasso grezzo	32,4			43,3			55,8			148,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	46,2	35,7	56,8	49,2	40,5	57,9	48,1	40,8	55,4	62,6	51,2	74,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,17	0,89	1,53	1,12	0,87	1,45	1,59	1,21	2,09

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 6. Disuguaglianze assolute nella mortalità per livello di istruzione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011



L'analisi per **condizione occupazionale** (Tabella 18) fa emergere un sostanziale effetto protettivo dell'occupazione rispetto alle altre condizioni nella fascia di età 30-64 anni. Tra gli uomini, tutte le condizioni diverse da occupato presentavano un eccesso di rischio, sebbene erano i soggetti in altra condizione a presentare il rischio di morte più elevato rispetto agli occupati per tutte le cause analizzate (MRR per tutte le cause 4,05 IC95% 3,50-4,68). Le differenze nei tassi di mortalità standardizzati tra disoccupati e occupati erano tutte di segno positivo a indicare una mortalità assoluta più alta tra i disoccupati indipendentemente dalla causa considerata. Le cause di morte con la più alta differenza tra tassi e quelle che contribuivano maggiormente alle differenze assolute tra occupati e disoccupati nella mortalità generale, erano quelle esterne (Figura 7).

Anche tra le donne (Tabella 19), coloro che si erano dichiarate "in altra condizione" presentavano il rischio di morte più alto per la maggior parte delle cause indagate (MRR per tutte le cause 4,18 IC95% 3,39-5,15). Le differenze assolute nella mortalità tra le donne occupate e quelle disoccupate

non mostravano un chiaro *pattern* in quanto i tassi standardizzati erano pressoché simili tra queste due categorie occupazionali.

Tabella 18. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

	Occupato			Disoccupato\In cerca l occ.			Ritirato dal lavoro			Altra condizione		
Uomini (30-64 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	940			109			376			232		
Anni-persona	633704,3			33565,9			41415,2			33052,6		
Tasso grezzo	148,3			324,7			907,9			701,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	155,4	145,1	165,7	373,0	300,3	445,6	944,7	655,9	1233,5	633,9	550,7	717,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			2,38	1,95	2,91	2,85	2,47	3,30	4,05	3,50	4,68
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	431			34			168			80		
Tasso grezzo	68,0			101,3			405,6			242,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	72,0	65,0	79,0	123,4	80,7	166,2	255,2	146,3	364,2	211,0	164,0	258,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,66	1,17	2,35	2,32	1,88	2,87	2,32	1,88	2,87
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	97			12			38			19		
Tasso grezzo	15,3			35,7			91,8			57,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	16,8	13,4	20,3	49,7	20,8	78,7	35,2	14,0	56,3	48,4	26,4	70,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			2,62	1,44	4,78	1,79	1,16	2,74	2,82	1,71	4,63
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	182			21			70			34		
Tasso grezzo	28,7			62,6			169,0			102,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	31,3	26,6	36,1	78,8	43,7	113,9	211,1	0,0	422,5	90,2	59,6	120,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			2,42	1,54	3,80	1,88	1,36	2,59	2,73	1,88	3,95
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	135			24			23			28		
Tasso grezzo	23,2			69,3			139,6			106,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	36,6	21,1	52,1	52,3	30,5	74,0	81,7	40,3	123,0	108,9	78,1	139,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			3,42	2,22	5,29	2,34	1,38	3,97	3,88	2,57	5,85
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	256			41			83			65		
Decessi pesati (N)	53,9			10,7			15,8			12,3		
Tasso grezzo	8,5			31,8			38,1			37,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	8,4	6,1	10,7	35,6	13,4	57,8	43,4	-0,8	87,5	35,7	15,5	55,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			3,90	2,02	7,53	3,50	1,74	7,02	4,22	2,26	7,89
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	314			29			122			63		
Decessi pesati (N)	165,6			17,5			64,1			33,6		
Tasso grezzo	26,1			52,2			154,8			101,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	29,0	24,4	33,5	69,5	35,9	103,0	117,2	-20,0	254,5	87,1	57,4	116,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			2,23	1,36	3,65	1,75	1,26	2,44	2,91	2,00	4,24
Mortalità per cause evitabili												
Decessi (N)	71			10			33			22		
Tasso grezzo	11,2			29,8			79,7			66,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	11,7	8,8	14,5	36,9	13,0	60,8	55,5	0,0	111,3	56,3	32,5	80,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			2,88	1,49	5,59	3,00	1,83	4,92	4,98	3,07	8,09

In grassetto le stime statisticamente significative

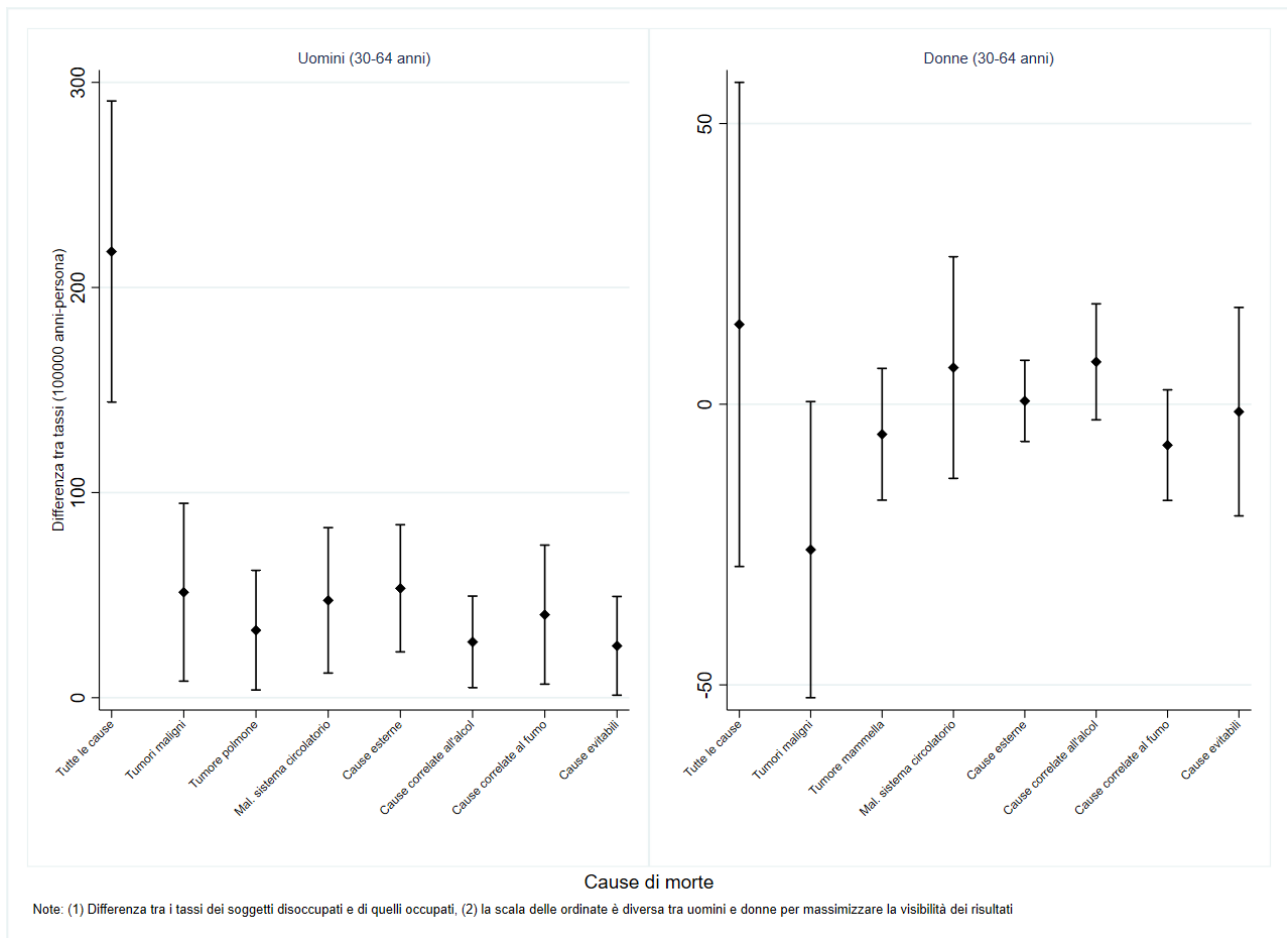
Tabella 19. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per condizione occupazionale e cause di morte, donne, SLEm, 2011

	Occupato			Disoccupato\In cerca l occ.			Casalinga			Ritirato dal lavoro			Altra condizione		
	Donne (30-64 anni)														
Mortalità per tutte le cause															
Decessi (N)	558			34			161			264			108		
Anni-persona	606576,71			40452,2			84643,7			51923,95			26177,899		
Tasso grezzo	92,0			84,0			190,2			508,4			412,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	93,7	85,5	101,9	107,9	65,6	150,3	156,4	131,5	181,3	770,6	449,3	1091,9	393,4	317,9	468,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,12	0,79	1,58	1,73	1,45	2,07	3,02	2,51	3,64	4,18	3,39	5,15
Mortalità per tumori maligni															
Decessi (N)	381			11			101			145			47		
Tasso grezzo	62,8			27,2			119,3			279,3			179,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	64,1	57,4	70,9	38,2	12,7	63,7	96,0	77,0	115,1	380,5	153,4	607,6	162,9	115,7	210,2
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,54	0,30	0,99	1,52	1,22	1,90	2,09	1,65	2,66	2,57	1,90	3,49
Mortalità per tumore della mammella															
Decessi (N)	103			4			15			33			17		
Tasso grezzo	17,0			9,9			17,7			63,6			64,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	16,3	13,0	19,6	11,0	0,0	22,2	14,3	7,0	21,6	101,6	32,1	171,0	59,3	30,6	88,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,69	0,25	1,87	0,95	0,55	1,65	2,87	1,72	4,77	3,86	2,30	6,48
Mortalità per malattie del sistema circolatorio															
Decessi (N)	43			2			17			33			12		
Tasso grezzo	7,1			4,9			20,1			63,6			45,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	7,6	5,2	10,0	14,1	0,0	33,7	15,5	8,0	22,9	42,4	7,9	77,0	40,9	17,5	64,2
Rapporto tra tassi, IC 95%	nc			nc			nc			nc			nc		
Mortalità per cause esterne															
Decessi (N)	42			4			7			12			5		
Tasso grezzo	6,9			9,9			8,3			23,1			19,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	6,5	4,5	8,5	7,1	0,1	14,0	6,4	1,6	11,2	143,4	0,0	347,8	21,0	2,6	39,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,53	0,55	4,29	1,21	0,54	2,71	4,38	1,86	10,31	2,95	1,16	7,48
Mortalità per cause correlate all'alcol															
Decessi (N)	170			12			34			54			31		
Decessi pesati (N)	13,6			3,7			3,6			3,9			2,1		
Tasso grezzo	2,2			9,2			4,2			7,6			8,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	2,1	1,0	3,3	9,7	-0,6	19,9	3,2	-0,1	6,6	10,8	-9,0	30,6	8,2	-2,9	19,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			4,85	1,53	15,40	1,72	0,53	5,56	2,88	0,72	11,49	3,77	0,88	16,15
Mortalità per cause correlate al fumo															
Decessi (N)	125			2			46			67			22		
Decessi pesati (N)	58,2			0,5			22,6			31,9			10,4		
Tasso grezzo	9,6			1,1			26,7			61,4			39,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	10,6	7,7	13,4	3,3	-6,2	12,7	21,7	12,6	30,8	63,4	9,6	117,2	34,9	13,4	56,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,2	0,0	2,9	1,99	1,21	3,26	2,17	1,28	3,67	3,34	1,71	6,52
Mortalità per cause evitabili															
Decessi (N)	132			6			28			60			24		
Tasso grezzo	92,0			84,0			190,2			508,4			412,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	93,7	85,5	101,9	107,9	65,6	150,3	156,4	131,5	181,3	770,6	449,3	1091,9	393,4	317,9	468,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,81	0,36	1,83	1,38	0,92	2,09	4,24	2,84	6,32	4,23	2,73	6,56

nc: non calcolabile

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 7. Disuguaglianze assolute nella mortalità per condizione occupazionale, genere e gruppi di cause di morte, 30-64 anni, SLEm, 2011



Per quanto riguarda i differenziali di mortalità per **stato civile** (Tabella 20, Tabella 21), tutte le condizioni diverse da coniugato (gruppo di riferimento) presentavano un eccesso di rischio rispetto ai coniugati per le cause indagate, seppure con intensità variabile e con differenze per genere. Nel caso della mortalità per tutte le cause, i soggetti celibi o nubili erano quelli con il rischio più alto rispetto ai coniugati (uomini: MRR 1,47 IC95% 1,40-1,56, donne: MRR 1,33 IC95% 1,26-1,41). La differenza tra tassi di mortalità per tutte le cause tra gli uomini coniugati e i celibi era di 414,4 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 325,9-502,9); tra le donne coniugate e le nubili era di 236,8 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 184,3-289,4) (Figura 8). Le differenze tra i coniugati e i soggetti celibi o nubili nella mortalità per tutte le cause erano dovute principalmente alle differenze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio.

La stratificazione per età (Appendice Tabella 13, Appendice Tabella 14) ha fatto emergere una maggiore intensità delle differenze relative tra gli uomini fino a 64 anni rispetto a quelli di età compresa tra 65 e 74 anni per quanto riguarda la mortalità generale, per tumore del polmone, per

cause esterne e cause correlate all'alcol e al fumo. Tra le donne, non emergevano chiare differenze relative per età. Per quanto riguarda le differenze su scala assoluta negli uomini, i differenziali più alti si avevano nella mortalità per tumori maligni per la classe di età 30-64 anni (differenza tra tassi 36,3 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 16,0-56,6) e nella mortalità per malattie del sistema circolatorio per la classe età 65-74 anni (differenza tra tassi 212,3 decessi/100.000 anni-persona, IC95% 107,2-317,3). Nelle donne, differenze assolute a favore delle donne coniugate si riscontravano nella mortalità per tumori maligni e per cause evitabili indipendentemente dall'età, nella mortalità per tumore della mammella e per cause esterne nella classe di età 30-64 anni, e nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nella classe di età 65-74 anni.

Tabella 20. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

	Celibe/nubile			Coniugato			Vedovo			Separato/divorziato		
	Uomini (30-99 anni)											
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1628			9786			2811			837		
Anni-persona	280522,5			695000,62			45795,5			84012,805		
Tasso grezzo	580,3			1408,0			6138,0			996,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	1541,4	1456,2	1626,7	1127,0	1103,2	1150,9	1486,2	1391,3	1581,1	1396,9	1259,8	1534,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,47	1,40	1,56	1			1,20	1,15	1,26	1,37	1,27	1,47
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	501			3262			612			295		
Tasso grezzo	178,6			469,3			1336,3			351,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	432,4	390,9	473,9	358,2	345,5	370,9	460,5	393,9	527,2	427,6	358,1	497,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,26	1,14	1,38	1			1,09	1,00	1,19	1,19	1,06	1,35
Mortalità per tumore del polmone												
Decessi (N)	120			785			138			86		
Tasso grezzo	42,8			112,9			301,3			102,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	97,2	78,5	115,8	84,7	78,7	90,8	111,6	82,0	141,2	118,4	87,7	149,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,29	1,06	1,57	1			1,21	1,00	1,46	1,38	1,10	1,73
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	444			2987			1058			226		
Tasso grezzo	158,3			429,8			2310,2			269,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	503,1	451,2	555,1	352,8	339,1	366,5	483,2	440,4	526,0	430,1	344,3	516,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,49	1,34	1,65	1			1,27	1,18	1,36	1,40	1,22	1,60
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	132			399			120			54		
Tasso grezzo	47,1			57,4			262,0			64,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	88,3	68,0	108,6	50,0	44,5	55,6	88,7	56,2	121,1	68,5	46,3	90,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,81	1,46	2,24	1			1,45	1,17	1,81	1,73	1,30	2,31
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	396			1817			526			189		
Decessi pesati (N)	56,2			153,8			40,6			29,79		
Tasso grezzo	20,0			22,1			88,7			35,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	32,6	22,0	43,3	18,6	15,3	21,8	36,1	15,3	56,8	33,3	19,1	47,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	2,03	1,46	2,83	1			1,59	1,10	2,30	2,25	1,51	3,36
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	604			3948			1219			333		
Decessi pesati (N)	223,4			1368,7			340,3			140,2		
Tasso grezzo	79,6			196,9			743,0			166,9		
Tasso standardizzato, IC 95%	205,8	175,8	235,8	154,6	146,0	163,2	208,2	171,1	245,4	210,5	162,5	258,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,43	1,23	1,65	1			1,23	1,09	1,40	1,46	1,22	1,74
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	98			224			24			39		
Tasso grezzo	36,4			40,0			132,1			50,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	74,5	58,4	90,6	31,4	27,1	35,8	49,8	28,4	71,2	43,1	29,3	56,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	2,47	1,92	3,16	1			1,86	1,22	2,84	1,50	1,06	2,10

In grassetto le stime statisticamente significative

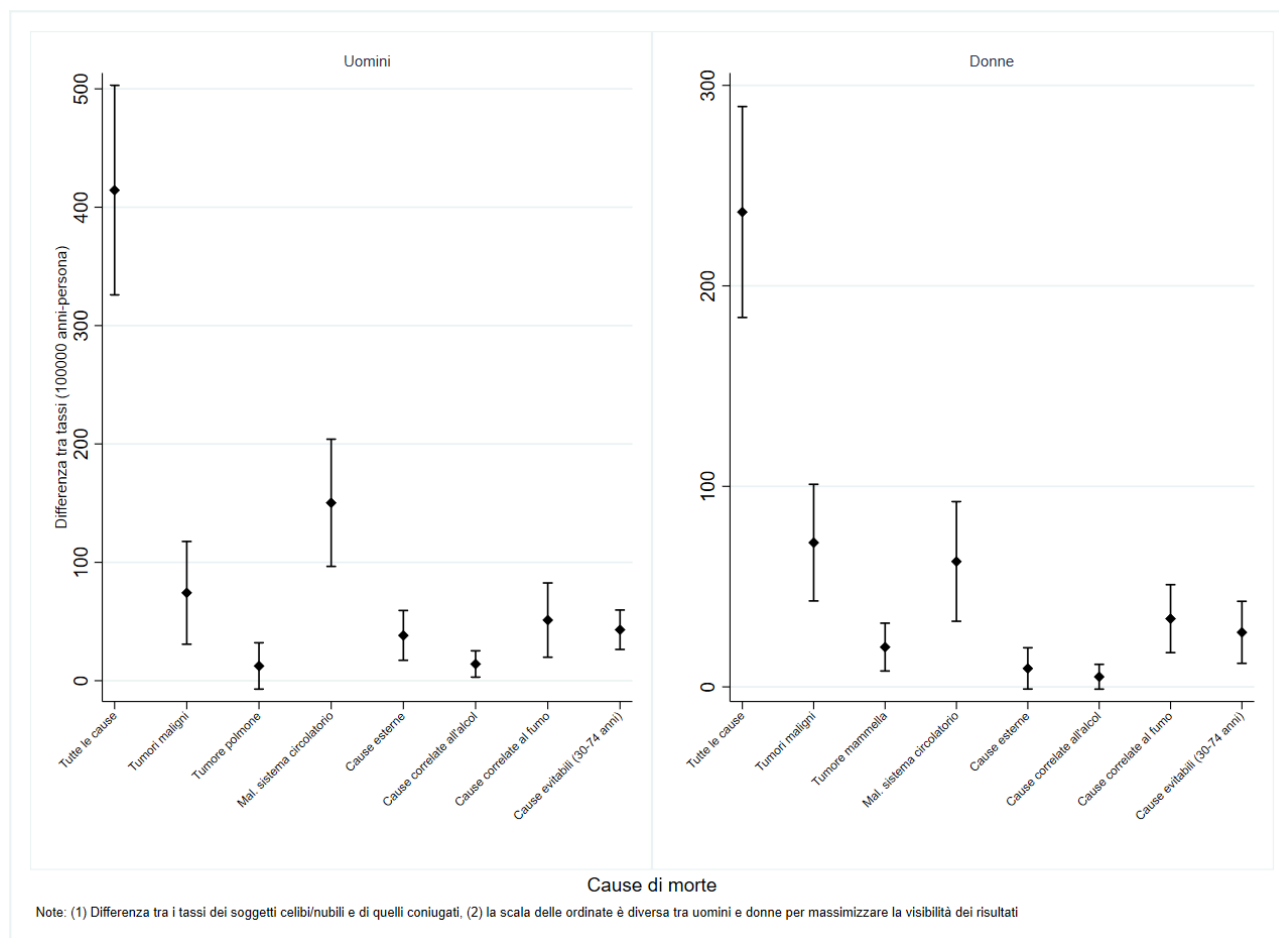
Tabella 21. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile e cause di morte, donne, SLEm, 2011

	Celibe/nubile			Coniugato			Vedovo			Separato/divorziato		
Donne (30-99 anni)												
Mortalità per tutte le cause												
Decessi (N)	1838			4659			10403			828		
Anni-persona	266889,52			697759,34			223778,45			144066,25		
Tasso grezzo	688,7			667,7			4648,7			574,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	960,5	914,7	1006,3	723,7	697,8	749,5	835,2	802,5	867,8	801,3	738,4	864,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,33	1,26	1,41	1			1,14	1,09	1,18	1,18	1,09	1,27
Mortalità per tumori maligni												
Decessi (N)	524			1712			1894			312		
Tasso grezzo	196,3			245,4			846,4			216,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	295,1	268,6	321,7	223,2	211,4	235,0	246,2	224,1	268,4	251,3	220,0	282,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,32	1,19	1,46	1			1,10	1,02	1,19	1,11	0,98	1,26
Mortalità per tumore della mammella												
Decessi (N)	109			272			271			64		
Tasso grezzo	40,8			39,0			121,1			44,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	55,1	44,1	66,2	35,3	30,9	39,7	34,3	25,6	43,0	44,7	32,9	56,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,55	1,23	1,94	1			1,06	0,87	1,29	1,32	1,00	1,73
Mortalità per malattie del sistema circolatorio												
Decessi (N)	596			1319			4373			214		
Tasso grezzo	223,3			189,0			1954,1			148,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	300,2	275,4	325,0	237,7	221,1	254,3	281,0	267,8	294,3	244,9	206,5	283,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	nc			nc			nc			nc		
Mortalità per cause esterne												
Decessi (N)	78			148			318			40		
Tasso grezzo	29,2			21,2			142,1			27,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	36,3	27,8	44,8	27,1	21,3	32,9	24,1	18,1	30,1	37,4	23,3	51,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,48	1,12	1,95	1			1,02	0,81	1,27	1,67	1,17	2,37
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Decessi (N)	413			979			2223			180		
Decessi pesati (N)	26,0			57,3			94,8			13,2		
Tasso grezzo	9,7			8,2			42,4			9,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	13,6	8,1	19,2	8,6	5,9	11,3	10,7	5,5	16,0	12,5	4,2	20,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,63	1,02	2,61	1			1,12	0,77	1,64	1,41	0,77	2,58
Mortalità per cause correlate al fumo												
Decessi (N)	650			1540			4112			273		
Decessi pesati (N)	189,3			468,4			984,4			89,6		
Tasso grezzo	70,9			67,1			439,9			62,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	103,2	87,9	118,4	69,1	61,8	76,5	92,6	80,3	104,9	78,9	61,0	96,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,52	1,28	1,80	1			1,25	1,10	1,42	1,27	1,01	1,59
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Decessi (N)	111			318			81			88		
Tasso grezzo	45,6			53,7			124,4			66,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	72,4	57,8	87,0	45,2	40,1	50,3	52,2	37,3	67,2	61,7	48,4	75,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1,63	1,30	2,04	1			1,17	0,91	1,50	1,38	1,09	1,76

nc: non calcolabile

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 8. Disuguaglianze assolute nella mortalità per stato civile, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011



L'analisi per **livello di deprivazione** (Tabella 22, Tabella 23) conferma anche nel 2011 la presenza di disuguaglianze relative nella mortalità per tutte le cause in ambedue i generi; il rischio per i soggetti nel terzile più deprivato rispetto a quelli nel terzile meno deprivato era di 1,24 (IC95% 1,20-1,29) per gli uomini e di 1,13 (IC95% 1,09-1,17) per le donne. Tra gli uomini, il gradiente era presente anche per le cause di morte specifiche, seppure con intensità variabile da causa a causa, mentre tra le donne non si apprezzavano differenze significative di rischio per le cause specifiche considerate, fatta eccezione di un eccesso di mortalità per tumori maligni tra le donne nel terzile più deprivato. Per quanto riguarda le disuguaglianze assolute (Figura 9), la differenza tra tassi per la mortalità generale era di 291,4 decessi/100.000 anni-persona tra gli uomini (IC95% 244,3-338,6) e di 135,6 decessi/100.000 anni-persona tra le donne (IC95% 106,4-164,7). Tra le donne, la differenza tra tassi era di segno negativo nella mortalità per tumore della mammella (-3,6 decessi/100.000 anni-persona, IC95% -10,9-3,6) seppure gli ampi intervalli di confidenza non permettono di escludere il ruolo del caso. Le disuguaglianze per livello di deprivazione nella mortalità per malattie del sistema

circolatorio erano quelle che davano il maggior contributo alle disuguaglianze assolute nella mortalità generale in ambedue i generi.

Lo studio dell'interazione tra livello di deprivazione e città di residenza ha fatto emergere una eterogeneità dell'effetto della deprivazione sulla mortalità per cause esterne tra gli uomini. In particolare, tra i soggetti di sesso maschile residenti a Bologna non emergeva un vero e proprio gradiente sebbene l'intensità dei differenziali sembrava essere più forte rispetto alla stima complessiva (MRR 1,60 IC95% 1,17-1,95 per il secondo terzile, 1,41 IC95% 1,09-1,81 per il terzo terzile, primo terzile riferimento).

Le analisi stratificate per età (Appendice Tabella 15, Appendice Tabella 16) hanno messo in luce che le disuguaglianze relative tra gli uomini erano più intense nella classe di età più giovane (30-64 anni) rispetto a quella più anziana (65-74 anni) per tutte le cause indagate, ad eccezione della mortalità per tumore al polmone. Nelle donne invece, disuguaglianze più intense erano apprezzabili per la classe di età 65-74 anni nella mortalità per tutte le cause. Nel caso delle disuguaglianze assolute, la mortalità per tumore al polmone tra gli uomini e la mortalità per tumori maligni e per malattie del sistema circolatorio tra le donne presentavano le differenze tra tassi più elevate.

Tabella 22. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

	terzile 1			terzile 2			terzile 3		
	Uomini (30-99 anni)								
Mortalità per tutte le cause									
Decessi (N)	4947			3963			6138		
Anni-persona	398977,2			296023,3			409921,7		
Tasso grezzo	1239,9			1338,7			1497,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	1092,0	1060,8	1123,1	1195,9	1157,9	1233,9	1383,4	1348,1	1418,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,09			1,05 1,14 1,24 1,20 1,29		
Mortalità per tumori maligni									
Decessi (N)	1536			1225			1903		
Tasso grezzo	385,0			413,8			464,2		
Tasso standardizzato, IC 95%	331,6	314,8	348,4	366,2	345,5	387,0	429,2	409,6	448,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,10			1,03 1,19 1,27 1,19 1,36		
Mortalità per tumore del polmone									
Decessi (N)	359			274			495		
Tasso grezzo	90,0			92,6			120,8		
Tasso standardizzato, IC 95%	76,9	68,9	85,0	82,8	72,9	92,7	112,5	102,5	122,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,07			0,92 1,25 1,43 1,24 1,63		
Mortalità per malattie del sistema circolatorio									
Decessi (N)	1551			1279			1882		
Tasso grezzo	388,7			432,1			459,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	344,8	327,2	362,4	385,5	363,8	407,1	424,3	404,7	444,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,11			1,04 1,20 1,21 1,13 1,29		
Mortalità per cause esterne									
Decessi (N)	224			186			295		
Tasso grezzo	56,1			62,8			72,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	52,7	45,4	60,0	57,8	49,3	66,3	68,1	60,1	76,0
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,13			0,93 1,37 1,29 1,08 1,54		
Mortalità per cause correlate all'alcol									
Decessi (N)	940			790			1195		
Decessi pesati (N)	87,9			73,5			119,0		
Tasso grezzo	22,0			24,8			29,0		
Tasso standardizzato, IC 95%	20,1	15,7	24,5	22,8	17,5	28,1	27,5	22,5	32,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,15			0,85 1,57 1,34 1,02 1,77		
Mortalità per cause correlate al fumo									
Decessi (N)	2003			1584			2512		
Decessi pesati (N)	668,2			515,4			886,5		
Tasso grezzo	167,5			174,1			216,3		
Tasso standardizzato, IC 95%	146,3	135,0	157,5	157,1	143,3	170,8	201,1	187,7	214,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,07			0,95 1,19 1,34 1,21 1,48		
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)									
Decessi (N)	128			101			156		
Tasso grezzo	38,5			40,8			45,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	33,8	28,0	39,7	40,0	32,1	47,9	45,2	38,1	52,3
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,15			0,89 1,49 1,31 1,03 1,66		

In grassetto le stime statisticamente significative

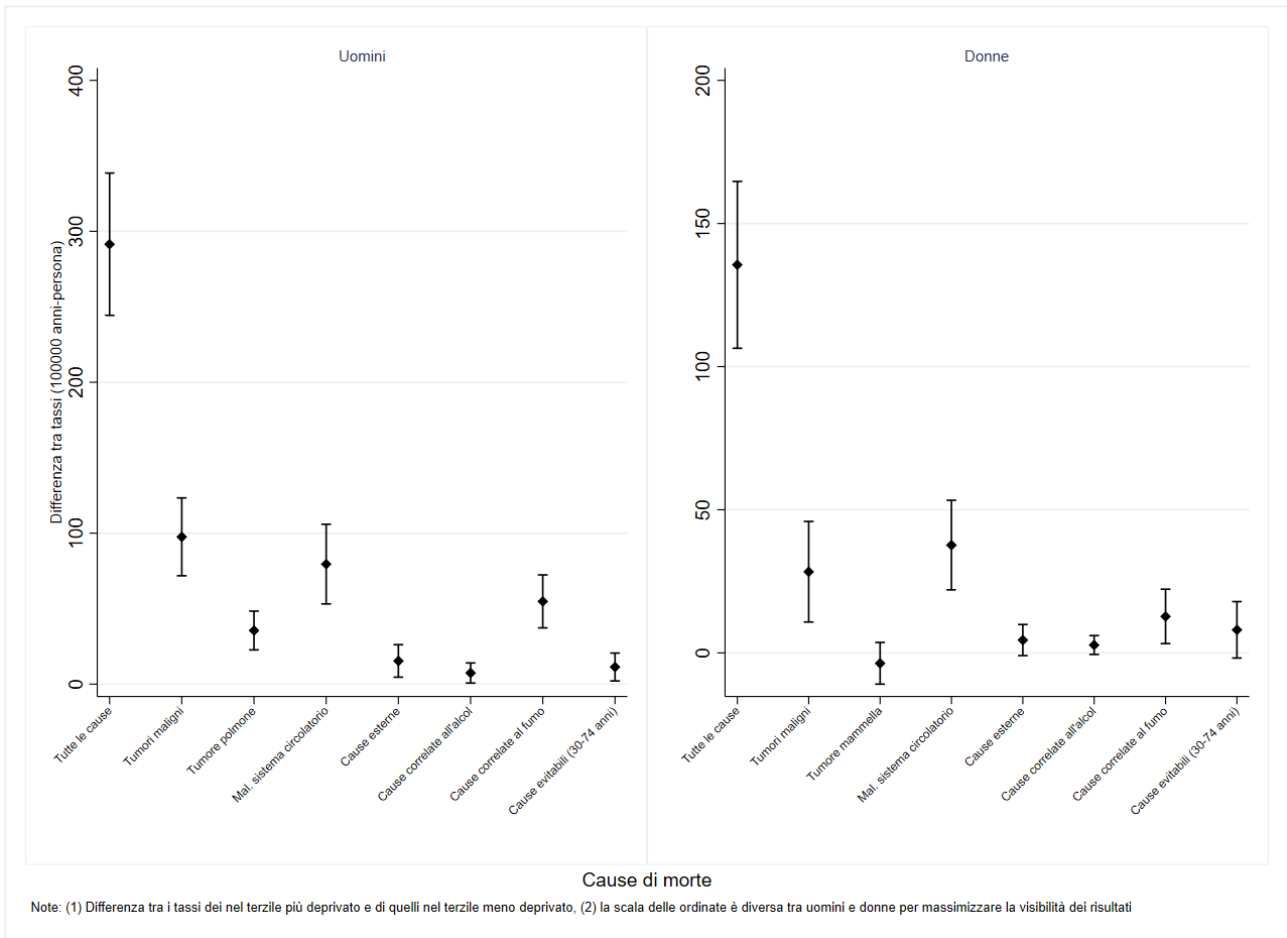
Tabella 23. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per terzile di deprivazione e cause di morte, donne, SLEm, 2011

	terzile 1			terzile 2			terzile 3		
	Donne (30-99 anni)								
Mortalità per tutte le cause									
Decessi (N)	5737			4782			7199		
Anni-persona	478519,9			358600,7			494938,7		
Tasso grezzo	1198,9			1333,5			1454,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	734,9	715,2	754,7	796,1	772,2	819,9	870,5	849,1	891,9
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,07	1,03	1,11	1,13	1,09	1,17
Mortalità per tumori maligni									
Decessi (N)	1524			1150			1765		
Tasso grezzo	318,5			320,7			356,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	229,6	217,6	241,6	232,5	218,3	246,6	257,9	245,1	270,7
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,99	0,92	1,07	1,09	1,02	1,17
Mortalità per tumore della mammella									
Decessi (N)	254			201			260		
Tasso grezzo	53,1			56,1			52,5		
Tasso standardizzato, IC 95%	41,5	36,2	46,9	42,7	36,5	48,9	37,9	33,0	42,8
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,04	0,86	1,25	0,97	0,82	1,16
Mortalità per malattie del sistema circolatorio									
Decessi (N)	2086			1804			2607		
Tasso grezzo	435,9			503,1			526,7		
Tasso standardizzato, IC 95%	245,4	234,6	256,2	268,6	255,8	281,4	283,0	271,7	294,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			nc			nc		
Mortalità per cause esterne									
Decessi (N)	193			148			243		
Tasso grezzo	40,3			41,3			49,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	25,0	21,3	28,8	25,6	21,1	30,1	29,5	25,6	33,5
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			0,96	0,78	1,19	1,12	0,93	1,36
Mortalità per cause correlate all'alcol									
Decessi (N)	1225			1062			1507		
Decessi pesati (N)	56,2			55,5			79,6		
Tasso grezzo	11,7			15,5			16,1		
Tasso standardizzato, IC 95%	7,9	5,7	10,0	10,1	7,3	13,0	10,6	8,1	13,1
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,28	0,89	1,85	1,28	0,91	1,79
Mortalità per cause correlate al fumo									
Decessi (N)	2119			1770			2681		
Decessi pesati (N)	572,4			459,0			700,0		
Tasso grezzo	119,6			128,0			141,4		
Tasso standardizzato, IC 95%	75,7	69,3	82,1	78,9	71,2	86,5	88,5	81,5	95,4
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,03	0,91	1,16	1,09	0,98	1,22
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)									
Decessi (N)	208			156			234		
Tasso grezzo	55,4			56,2			61,6		
Tasso standardizzato, IC 95%	48,3	41,6	55,0	51,2	43,1	59,3	56,3	49,1	63,6
Rapporto tra tassi, IC 95%	1			1,06	0,86	1,31	1,18	0,98	1,43

nc: non calcolabile

In grassetto le stime statisticamente significative

Figura 9. Disuguaglianze assolute nella mortalità per terzile di deprivazione, genere e gruppi di cause di morte, 30-99 anni, SLEm, 2011



Variazioni temporali tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

Tra il 2001 e il 2011 si assiste a una riduzione della mortalità in termini assoluti, in ambedue i generi, tra i soggetti inclusi nelle due coorti censuarie SLEm. Il tasso di mortalità per tutte le cause standardizzato per età passa da 1.792,3 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 1.765,2-1.819,4) a 1.224,5 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 1,204,5-1.244,5) tra gli uomini e da 1.080,0 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 1.064,5-1.095,4) a 801,8 decessi/100.000 anni-persona (IC95% 789,4-814,3) tra le donne. Tuttavia, la riduzione della mortalità non si distribuisce uniformemente in tutti gli strati della popolazione definiti sulla base dei vari indicatori di posizione socioeconomica come verrà riportato di seguito.

Per quanto riguarda le **disuguaglianze relative**, misurate tramite i rapporti tra tassi, la loro evoluzione nel tempo varia a seconda della causa di morte e dell'indicatore di posizione socioeconomica considerati e del genere. I cambiamenti proporzionali nei tassi di mortalità per tutte le cause e per cause specifiche tra le coorti del 2001 e del 2011 vengono riportati nella Tabella 24. Valori negativi indicano che il cambiamento è stato proporzionalmente più importante tra i soggetti nel livello sociale più basso, valori positivi indicano la situazione opposta, ovvero cambiamenti relativi più importanti tra i livelli sociali più alti.

Tabella 24. Differenze tra gli strati della popolazione definiti sulla base dei vari indicatori di posizione socioeconomica nella riduzione proporzionale della mortalità tra le coorti censuarie del 2001 e del 2011 per causa di morte e genere

	Livello di istruzione	Condizione occupazionale	Stato civile	Indice di deprivazione	Livello di istruzione	Condizione occupazionale	Stato civile	Indice di deprivazione
	Uomini (30-99 anni*)				Donne (30-99 anni*)			
Tutte le cause	-5,52	2,72	-3,27	-4,44	-11,94	23,79	-0,24	-4,07
Tumori maligni	-6,76	8,67	-8,28	-2,72	-10,10	32,16	-0,93	-3,01
Tumore del polmone	4,97	-18,48	-12,64	-8,23				
Tumore della mammella					0,71	36,26	-5,62	-4,92
Malattie del sistema circolatorio	-3,29	-8,29	-3,54	-4,28	-9,78	20,80	-1,20	-2,93
Cause esterne	-24,28	-34,93	-5,14	2,35	-13,78	33,84	12,80	6,78
Cause correlate all'alcol	-7,46	16,53	0,46	-3,20	5,62	-80,86	2,89	-8,72
Cause correlate al fumo	-1,69	-5,36	-3,20	-4,55	-17,25	51,75	3,87	-1,45
Cause evitabili	-10,66	-25,67	10,08	7,06	-11,04	17,68	-0,90	-10,34

Per ciascuna variabile socioeconomica considerata, la differenza tra i due livelli sociali nella riduzione proporzionale della mortalità è stata calcolata sottraendo la variazione percentuale della mortalità tra i soggetti nel livello sociale più alto (per il titolo di studio la laurea, per la condizione occupazionale lo stato di occupato, per lo stato civile la condizione di coniugato, per l'indice di deprivazione il terzile meno deprivato) dalla variazione percentuale della mortalità tra i soggetti nel livello sociale più basso (per il titolo di studio la licenza elementare o la mancanza di titolo di studio, per la condizione occupazionale lo stato di disoccupato, per lo stato civile la condizione di celibe o nubile, per l'indice di deprivazione il terzile più deprivato). Per la formula completa si rimanda al paragrafo "Metodi statistici".

* 30-64 nelle stime per condizione occupazionale

Il confronto tra le stime di mortalità per **livello di istruzione** tra gli uomini delle coorti censuarie del 2001 e del 2011 non evidenzia delle variazioni significative nel tempo; tuttavia si nota una tendenza all'aumento dei differenziali, statisticamente non significativo, per tutte le cause considerate tranne che per il del tumore al polmone, causa per la quale le disuguaglianze tendono a diminuire (Tabella 8, Tabella 16). Come si evince dalla Tabella 24, la tendenza all'incremento nell'intensità delle disuguaglianze per livello di istruzione deriva dal fatto che tra il 2001 e il 2011 la mortalità per le cause considerate diminuisce proporzionalmente di più tra i soggetti laureati che tra quelli con licenza elementare o senza titolo di studio. Solo nel caso della mortalità per tumore del polmone, la riduzione è stata percentualmente più alta tra i soggetti meno istruiti. Difatti, nel caso di questa causa specifica di morte, il rischio relativo tra i soggetti meno istruiti passa da 2,00 (IC95% 1,66-2,42) nella coorte del 2001 a 1,88 (IC95% 1,52-2,32) nella coorte del 2011.

Diversamente da quanto accadeva tra le donne che componevano la coorte del 2001, tra quelle arruolate nella coorte del 2011 emerge la presenza di disuguaglianze relative per titolo di studio nella mortalità per tutte le cause e per tumori maligni (Tabella 9, Tabella 17). Tale andamento è spiegato algebricamente da una minor riduzione proporzionale tra le meno istruite tra il 2001 e il 2011 (Tabella 24). Nel caso della mortalità per tumore alla mammella, nella coorte del 2011 si attenua l'effetto protettivo della bassa istruzione che diventa non significativo (MRR per donne con elementare o senza titolo di studio 0,89, IC95% 0,68-1,16, riferimento laurea). In questo caso la riduzione proporzionale della mortalità sembra essere avvenuta in maniera equivalente tra le donne più istruite e quelle meno istruite portando all'assottigliamento del vantaggio di quest'ultime che si poteva apprezzare nella coorte del 2001 (MRR per donne con elementare/senza titolo 0,74, IC95% 0,58-0,95, riferimento laurea).

L'andamento della mortalità per **condizione occupazionale** mostra una lieve tendenza (non significativa) all'aumento nel tempo del rischio di morte tra gli uomini disoccupati rispetto agli occupati per quanto riguarda la mortalità per tumore del polmone, per malattie del sistema circolatorio e per cause esterne (Tabella 10, Tabella 18) che si spiega con una maggiore riduzione percentuale nella mortalità per queste cause tra gli occupati rispetto ai disoccupati (Tabella 24). Nel caso delle donne, le disuguaglianze relative tendono a diminuire nella coorte del 2011 rispetto a quella del 2001 per tutte le cause considerate tranne per quelle correlate all'alcol (Tabella 12, Tabella 19) come conseguenza di una più accentuata riduzione proporzionale della mortalità tra le donne che si erano dichiarate disoccupate al censimento (Tabella 24). Anche in questo caso i cambiamenti non sono statisticamente significativi.

Nel caso dei differenziali relativi per **stato civile**, questi rimangono sostanzialmente invariati nel tempo in ambedue i generi (Tabella 11, Tabella 12, Tabella 19, Tabella 20). Tra gli uomini, fanno eccezione le disuguaglianze relative nella mortalità per tumore del polmone, che aumentano sensibilmente passando da un rischio relativo non significativo nella coorte del 2001 (MRR 0,99 IC95% 0,82-1,19) a un chiaro eccesso di rischio tra i celibi rispetto ai coniugati nella coorte del 2011 (MRR 1,29 IC95% 1,06-1,57). Questo cambiamento è conseguenza di una riduzione proporzionalmente più accentuata tra i soggetti coniugati (Tabella 24). Nel caso delle disuguaglianze nella mortalità per cause evitabili, si nota una lieve riduzione del rischio relativo nella coorte del 2011 (MRR 2,47 IC95% 1,92-3,16) rispetto alla coorte del 2001 (MRR 2,87 IC95% 2,32-3,54) secondaria a una diminuzione dei tassi standardizzati diminuiscono proporzionalmente di più tra i celibi rispetto ai coniugati. Tra le donne, emerge l'indicazione di una riduzione dei differenziali nella mortalità per cause esterne la cui riduzione tra il 2001 e il 2011 è proporzionalmente più importante tra le donne nubili rispetto alle coniugate (Tabella 24).

Le disuguaglianze relative misurate sulla base **dell'indice di deprivazione** rimangono pressoché invariate nelle coorti del 2001 e del 2011 (Tabella 14, Tabella 15, Tabella 22, Tabella 23). Tra gli uomini, si osserva una lieve riduzione dei differenziali nella mortalità per cause evitabili, che sono la conseguenza di una riduzione di circa il 7% più alta tra i più deprivati rispetto ai meno deprivati (Tabella 24). Tra le donne c'è indicazione di un lieve vantaggio delle più deprivate nella riduzione della mortalità per cause esterne. Tuttavia, è utile notare che le disuguaglianze relative misurate tramite indice di deprivazione tra i soggetti di genere femminile tra i 30 e i 99 anni sono al limite della significatività statistica nella maggior parte delle cause di morte considerate, indicando una debole associazione tra il livello di deprivazione e quello di mortalità in questa ampia fascia di età.

Anche per quanto riguarda le **disuguaglianze assolute**, misurate tramite le differenze tra tassi, l'evoluzione nel tempo varia a seconda della causa di morte e dell'indicatore di posizione socioeconomica considerati e del genere. I cambiamenti assoluti nei tassi di mortalità per tutte le cause e per cause specifiche tra le coorti del 2001 e del 2011 vengono riportati nella Tabella 25. Valori negativi indicano che il cambiamento è stato proporzionalmente più importante tra i soggetti nel livello sociale più basso, valori positivi indicano la situazione opposta, ovvero cambiamenti relativi più importanti tra i livelli sociali più alti.

Tabella 25. Differenze tra gli strati della popolazione definiti sulla base dei vari indicatori di posizione socioeconomica nella riduzione assoluta della mortalità tra le coorti censuarie del 2001 e del 2011 per causa di morte e genere

	Uomini (30-99 anni*)				Donne (30-99 anni*)			
	Livello di istruzione	Condizione occupazionale	Stato civile	Indice di deprivazione	Livello di istruzione	Condizione occupazionale	Stato civile	Indice di deprivazione
Tutte le cause	44,96	175,13	96,60	17,03	-103,95	115,90	88,87	-11,62
Tumori maligni	28,04	74,18	-36,97	31,15	-30,88	51,32	26,37	-3,06
Tumore del polmone	45,70	8,77	-24,60	2,65				
Tumore della mammella					-3,77	19,74	4,06	-5,60
Malattie del sistema circolatorio	32,31	27,03	58,80	8,33	-24,81	31,34	30,13	2,41
Cause esterne	-16,13	-13,71	2,34	5,25	-4,14	16,34	11,96	4,96
Cause correlate all'alcol	2,98	22,68	10,37	2,39	1,98	-4,21	5,64	-0,45
Cause correlate al fumo	60,61	31,14	27,41	21,52	-24,44	26,00	14,40	4,37
Cause evitabili	12,99	-1,37	45,54	11,30	-5,34	17,88	15,35	-8,46

Per ciascuna variabile socioeconomica considerata, la differenza tra i due livelli sociali nella riduzione assoluta della mortalità è stata calcolata sottraendo la variazione assoluta della mortalità tra i soggetti nel livello sociale più alto (per il titolo di studio la laurea, per la condizione occupazionale lo stato di occupato, per lo stato civile la condizione di coniugato, per l'indice di deprivazione il terzile meno deprivato) dalla variazione assoluta della mortalità tra i soggetti nel livello sociale più basso (per il titolo di studio la licenza elementare o la mancanza di titolo di studio, per la condizione occupazionale lo stato di disoccupato, per lo stato civile la condizione di celibe o nubile, per l'indice di deprivazione il terzile più deprivato). Per la formula completa si rimanda al paragrafo "Metodi statistici".

* 30-64 nelle stime per condizione occupazionale

L'analisi della mortalità per **livello di istruzione** tra gli uomini delle coorti censuarie del 2001 e del 2011 fa emergere una riduzione delle disuguaglianze assolute in tutte le cause considerate ad eccezione delle cause esterne (Figura 2, Figura 6). Tale incremento è spiegato dal fatto che i tassi di mortalità per cause esterne tra i meno istruiti diminuiscono di circa 16 decessi/100.000 anni-persona in meno rispetto alla riduzione che è avvenuta tra il 2001 e il 2011 tra i più istruiti (Tabella 25). Tra le donne, si assiste alla comparsa delle disuguaglianze assolute in tutte le cause di morte indagate, che erano pressoché assenti nella coorte delle donne del 2001.

L'andamento delle disuguaglianze assolute per **condizione occupazionale** mette in luce una sostanziale riduzione dei differenziali tra occupati e disoccupati che è generalmente spiegata dal fatto che i tassi standardizzati di mortalità diminuiscono in maniera più accentuata tra i soggetti disoccupati rispetto agli occupati tra gli uomini. Questo non avviene solo nel caso della mortalità per cause esterne e cause evitabili, con un conseguente incremento delle differenze tra i tassi tra la coorte del 2001 e quella del 2011 (Figura 3, Figura 7). Tra le donne le differenze tra le occupate e le disoccupate non raggiungono la significatività statistica né nel 2001 né nel 2011.

Nel caso delle disuguaglianze assolute per **stato civile**, si assiste a una generale riduzione dei differenziali tra la coorte del 2001 e quella del 2011 e in ambedue i generi (Figura 4, Figura 8). Questo andamento è dovuto al fatto che i tassi di mortalità diminuiscono in termini assoluti in maniera più

importante tra i celibi e le nubili rispetto ai soggetti coniugati. Fanno eccezione la mortalità per tumori maligni e la mortalità per tumore del polmone tra gli uomini (Tabella 25). Nel caso della mortalità per tumori maligni, si passa da una lieve disuguaglianza assoluta statisticamente non significativa nella coorte del 2001 (differenza tra tassi 37,7 IC95% -31,1-105,6) a una disuguaglianza assoluta più pronunciata a sfavore dei soggetti celibi nella coorte del 2011 (differenza tra tassi 74,2 IC95% 30,8-117,6). Nel caso del tumore al polmone, le disuguaglianze assolute rimangono statisticamente non significative.

Le disuguaglianze assolute misurate sulla base dell'**indice di deprivazione** rimangono pressoché costanti nelle coorti del 2001 e del 2011 (Figura 5, Figura 9). Tra gli uomini, i tassi standardizzati di mortalità per tutte le cause considerate diminuiscono in maniera più pronunciata tra i più deprivati rispetto ai meno deprivati (Tabella 25). Tra le donne, c'è indicazione di un lieve vantaggio delle donne meno deprivate nella riduzione della mortalità per tutte le cause, per tumori maligni, per tumore della mammella, e per cause evitabili. Tuttavia tali vantaggi non comportano variazioni sostanziali nell'intensità delle disuguaglianze assolute tra la coorte del 2001 e quella del 2011. Nel caso della mortalità per tumore della mammella, le donne più deprivate nella coorte del 2011 perdono il loro vantaggio significativo in termini di mortalità.

Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia

In questa sezione sono riportati i risultati dell'analisi dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica individuale nella mortalità generale e per cause specifiche nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna (BO), Modena (MO) e Reggio Emilia (RE). Per ciascun esito, indicatore di posizione socioeconomica, coorte e genere nelle tabelle vengono riportati il numero di decessi (pesati nel caso della mortalità per cause fumo e alcol-correlate), gli anni-persona, i tassi grezzi e standardizzati. Sono poi presentati i rapporti tra tassi (MRR) e l'indice di disuguaglianza relativa (RII) per i modelli univariati e per quelli multivariati (modelli mutualmente aggiustati per tutti gli indicatori). Nel testo che accompagna le tabelle, per ciascun esito, vengono commentati solo i MRR e i RII che sono risultati statisticamente significativi.

Nel caso della **mortalità generale** (Tabella 26, Tabella 27, Tabella 28), tutti gli indicatori di posizione socioeconomica considerati singolarmente (titolo di studio, tipologia familiare, tipologia abitativa, indice di affollamento e classe sociale) erano associati all'esito tra gli uomini residenti nelle tre città nel 2001. Inoltre, un gradiente, cioè un aumento del rischio al diminuire della posizione socioeconomica, era apprezzabile per tutti gli indicatori tranne che per la tipologia familiare (le famiglie monogenitoriali presentavano un rischio più elevato rispetto ai soggetti soli/in convivenza). Nei modelli multivariati, la classe sociale e l'indice di affollamento perdevano la significatività statistica mentre un effetto indipendente di simile entità permaneva per il titolo di studio (BO: RII 1,78 IC95% 1,45-2,19, MO: RII 1,79 IC95% 1,35-2,37, RE: RII 1,65 IC95% 1,22-2,23) e la tipologia abitativa (tranne che a RE). Nel caso della tipologia familiare, nelle analisi multivariate si confermava un rischio più alto nei soggetti appartenenti a nuclei monogenitoriali (BO: MRR 1,65 IC95% 1,48-1,84, MO: MRR 1,72 IC95% 1,44-2,06, RE: MRR 1,75 IC95% 1,45-2,12). Tra le donne, il titolo di studio, la tipologia familiare e quella abitativa erano associate all'esito nelle analisi univariate in tutte e tre le città. Nei modelli multivariati, il rischio di morte rimaneva associato al titolo di studio a Bologna (RII 1,42 IC95% 1,07-1,88), alle condizioni abitative a Modena (RII 1,69 IC95% 1,15-2,48) ed era più elevato per le donne in nuclei monogenitoriali a Bologna (MRR 1,57 IC95% 1,41-1,75) e per quelle sole/in convivenza a Modena (MRR 1,51 IC95% 1,29-1,78).

Tabella 26. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	631	213060,3	296,2	277,5	255,0	299,9	1			1		
Media superiore	924	258765,3	357,1	346,6	323,7	369,5	1,26	1,14	1,39	1,17	1,05	1,31
Media inf/qualifica prof	1501	280382,4	535,3	447,3	423,4	471,2	1,60	1,46	1,76	1,40	1,25	1,58
Elementare/senza titolo	1253	106578,7	1175,6	637,3	564,8	709,8	1,94	1,76	2,15	1,61	1,43	1,82
RII IC95%							2,27	2,03	2,54	1,78	1,45	2,19
Tipologia familiare												
Coppia con figli	1718	431870,8	397,8	332,0	315,4	348,7	1			1		
Coppia senza figli	1188	185441,2	640,6	379,8	354,8	404,7	1,13	1,04	1,22	1,06	0,98	1,15
Monogenitoriale	398	66318,4	600,1	583,3	524,6	642,0	1,81	1,62	2,02	1,65	1,48	1,84
Soli/conviventi	1005	175156,3	573,8	552,7	518,0	587,4	1,66	1,54	1,80	1,55	1,43	1,69
RII IC95%							2,20	1,97	2,47	1,86	1,57	2,19
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	582	138766,7	419,4	313,1	286,0	340,2	1			1		
Agiata	1355	272490,9	497,3	370,6	349,7	391,4	1,18	1,07	1,30	1,00	0,90	1,10
Media	1289	273227,9	471,8	373,9	352,5	395,3	1,19	1,08	1,31	0,87	0,79	0,97
Disagiata	1073	173259,1	619,3	593,3	557,2	629,3	1,89	1,70	2,09	1,28	1,14	1,44
Unknown	10	1042,0	959,6	1872,8	372,4	3373,2	5,04	2,69	9,42	2,49	1,21	5,16
RII IC95%							1,94	1,74	2,17	1,35	1,12	1,62
Affollamento												
Non affollato	3585	702538,5	510,3	390,8	377,5	404,1	1			1		
Affollato	719	155390,4	462,7	452,4	417,7	487,1	1,14	1,05	1,24	1,04	0,95	1,14
Unknown	5	857,9	582,8	791,1	17,3	1564,9	2,41	1,00	5,79	0,95	0,34	2,61
Classe Sociale												
Borghesia	680	236490,3	287,5	275,4	253,5	297,3	1			1		
Classe media impiegatizia	347	119982,7	289,2	372,4	325,1	419,6	1,19	1,04	1,35	1,07	0,93	1,23
Lavoratori autonomi	604	147713,4	408,9	361,2	330,6	391,8	1,31	1,17	1,46	1,04	0,92	1,18
Classe operaia	499	167990,3	297,0	374,1	334,5	413,6	1,30	1,16	1,47	0,97	0,85	1,11
Unknown	2179	186610,0	1167,7	742,8	690,5	795,1	2,05	1,87	2,26	1,56	1,40	1,75
RII IC95%							1,55	1,33	1,80	0,98	0,80	1,20
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	426	233964,0	182,1	193,9	174,3	213,5	1			1		
Media superiore	597	261689,3	228,1	229,7	210,5	248,8	1,20	1,06	1,36	1,29	1,12	1,48
Media inf/qualifica prof	1048	307096,9	341,3	256,1	239,4	272,8	1,35	1,21	1,52	1,40	1,23	1,61
Elementare/senza titolo	973	161816,3	601,3	341,4	296,5	386,4	1,47	1,31	1,67	1,48	1,28	1,71
RII IC95%							1,59	1,38	1,82	1,42	1,07	1,88
Tipologia familiare												
Coppia con figli	1007	436777,5	230,5	202,0	188,7	215,4	1			1		
Coppia senza figli	818	214256,3	381,8	234,6	215,0	254,3	1,12	1,02	1,23	1,09	0,99	1,21
Monogenitoriale	502	128214,7	391,5	320,0	289,2	350,8	1,58	1,42	1,75	1,57	1,41	1,75
Soli/conviventi	717	185317,9	386,9	301,7	278,8	324,6	1,51	1,37	1,67	1,50	1,36	1,67
RII IC95%							1,98	1,72	2,28	1,74	1,38	2,18
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	457	159850,8	285,9	216,9	194,5	239,4	1			1		
Agiata	937	306595,3	305,6	227,3	210,5	244,1	1,04	0,93	1,17	0,99	0,89	1,11
Media	942	311374,5	302,5	227,8	212,6	243,0	1,07	0,96	1,20	0,98	0,87	1,10
Disagiata	702	185998,5	377,4	331,2	306,4	356,0	1,57	1,40	1,77	1,33	1,16	1,51
Unknown	6	747,3	802,9	1153,6	180,3	2127,0	5,06	2,26	11,32	4,78	2,01	11,39
RII IC95%							1,64	1,44	2,28	1,14	0,89	1,46
Affollamento												
Non affollato	2605	799922,7	325,7	240,4	230,4	250,4	1			1		
Affollato	438	164107,3	266,9	255,3	230,8	279,9	1,08	0,97	1,19	0,99	0,88	1,11
Unknown	1	536,4	186,4	917,0	0,0	2714,1	1,15	0,16	8,15	0,28	0,03	2,22
Classe Sociale												
Borghesia	325	167100,9	194,5	214,5	187,3	241,6	1			1		
Classe media impiegatizia	352	225370,9	156,2	192,4	166,3	218,5	0,88	0,75	1,02	0,74	0,63	0,87
Lavoratori autonomi	197	74061,5	266,0	232,3	197,1	267,5	1,14	0,95	1,36	0,93	0,77	1,12
Classe operaia	261	140354,2	186,0	201,3	174,1	228,6	0,94	0,80	1,11	0,72	0,60	0,86
Unknown	1909	357678,9	533,7	316,3	295,8	336,8	1,46	1,28	1,65	1,22	1,06	1,41
RII IC95%							0,97	0,78	1,21	0,75	0,57	1,00

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 27. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	219	76139,8	287,6	285,5	245,1	325,8	1			1		
Media superiore	390	132949,5	293,3	303,3	271,4	335,2	1,07	0,90	1,26	1,06	0,89	1,26
Media inf/qualifica prof	594	149886,8	396,3	375,3	343,4	407,1	1,36	1,17	1,59	1,22	1,02	1,47
Elementare/senza titolo	743	74239,6	1000,8	562,9	470,2	655,6	1,82	1,56	2,13	1,52	1,26	1,82
RII IC95%							2,22	1,88	2,63	1,79	1,35	2,37
Tipologia familiare												
Coppia con figli	878	253945,7	345,7	312,2	289,6	334,7	1			1		
Coppia senza figli	527	85814,1	614,1	385,2	346,1	424,3	1,20	1,07	1,34	1,11	0,99	1,25
Monogenitoriale	141	25123,8	561,2	557,5	463,0	651,9	1,84	1,54	2,20	1,72	1,44	2,06
Soli/conviventi	400	68332,2	585,3	577,9	519,1	636,7	1,80	1,60	2,03	1,63	1,44	1,84
RII IC95%							2,41	2,03	2,87	1,96	1,53	2,50
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	504	121035,0	416,4	340,7	303,3	378,1	1			1		
Agiata	768	171919,0	446,7	365,6	337,7	393,4	1,16	1,04	1,30	1,05	0,93	1,17
Media	304	68829,7	441,7	356,7	316,4	396,9	1,18	1,03	1,37	0,95	0,82	1,11
Disagiata	366	70863,6	516,5	583,9	522,3	645,4	1,86	1,63	2,13	1,39	1,19	1,63
Unknown	4	568,4	703,7	978,2	0,0	2012,5	2,91	1,09	7,78	1,27	0,46	3,52
RII IC95%							1,89	1,60	2,23	1,52	1,17	1,98
Affollamento												
Non affollato	1739	380214,8	457,4	371,6	352,5	390,7	1			1		
Affollato	204	52738,4	386,8	487,8	416,4	559,3	1,30	1,12	1,50	1,08	0,91	1,28
Unknown	3	262,6	1142,5	1544,6	0,0	3459,2	4,42	1,42	13,72	2,75	0,86	8,75
Classe Sociale												
Borghesia	315	108307,7	290,8	291,0	255,5	326,4	1			1		
Classe media impiegatizia	121	61908,4	195,4	225,8	175,2	276,4	0,79	0,64	0,97	0,76	0,61	0,94
Lavoratori autonomi	301	71921,3	418,5	358,4	315,3	401,6	1,30	1,11	1,52	1,09	0,91	1,30
Classe operaia	292	107848,8	270,7	369,1	316,9	421,4	1,18	1,00	1,38	0,92	0,76	1,10
Unknown	917	83229,6	1101,8	720,6	625,9	815,3	1,92	1,67	2,22	1,51	1,29	1,78
RII IC95%							1,47	1,18	1,83	0,91	0,69	1,21
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	132	82148,7	160,7	164,8	134,7	195,0	1			1		
Media superiore	243	127617,0	190,4	200,6	174,4	226,8	1,17	0,94	1,44	1,14	0,90	1,43
Media inf/qualifica prof	376	154677,6	243,1	224,3	199,1	249,5	1,28	1,05	1,56	1,13	0,90	1,41
Elementare/senza titolo	517	102123,0	506,2	320,7	239,3	402,1	1,49	1,22	1,82	1,23	0,98	1,55
RII IC95%							1,58	1,27	1,96	1,48	0,96	2,30
Tipologia familiare												
Coppia con figli	499	253375,5	196,9	192,8	174,1	211,5	1			1		
Coppia senza figli	353	97315,4	362,7	226,6	198,3	254,9	1,14	0,99	1,32	1,09	0,94	1,26
Monogenitoriale	156	50819,7	307,0	264,7	215,7	313,6	1,36	1,13	1,63	1,34	1,11	1,60
Soli/conviventi	260	65055,8	399,6	301,2	262,4	340,0	1,60	1,37	1,87	1,51	1,29	1,78
RII IC95%							1,93	1,55	2,41	1,66	1,16	2,38
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	305	134150,2	227,4	171,6	151,8	191,4	1			1		
Agiata	508	186851,2	271,9	215,4	194,9	235,8	1,23	1,07	1,42	1,19	1,03	1,37
Media	225	75337,5	298,6	233,2	202,1	264,3	1,36	1,14	1,61	1,24	1,04	1,49
Disagiata	228	69793,6	326,7	331,7	287,0	376,3	1,86	1,56	2,21	1,57	1,29	1,90
Unknown	2	433,9	461,0	356,2	0,0	856,1	3,20	0,80	12,84	2,13	0,52	8,77
RII IC95%							2,01	1,63	2,47	1,69	1,15	2,48
Affollamento												
Non affollato	1151	416981,4	276,0	215,4	201,9	228,9	1			1		
Affollato	117	49395,0	236,9	294,1	237,3	351,0	1,31	1,08	1,59	1,02	0,82	1,28
Unknown	0	190,0										
Classe Sociale												
Borghesia	103	69518,2	148,2	155,7	120,0	191,3	1			1		
Classe media impiegatizia	138	109374,8	126,2	164,1	125,4	202,8	0,95	0,74	1,23	0,87	0,66	1,14
Lavoratori autonomi	77	36819,5	209,1	184,6	136,3	232,9	1,16	0,86	1,56	1,06	0,77	1,46
Classe operaia	156	83855,3	186,0	199,2	162,5	235,9	1,26	0,99	1,62	1,07	0,81	1,41
Unknown	794	166998,6	475,4	295,7	262,7	328,7	1,80	1,45	2,24	1,62	1,27	2,06
RII IC95%							1,50	1,07	2,10	1,11	0,73	1,71

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 28. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tutte le cause, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	133	48361,7	275,0	265,8	217,8	313,9	1			1		
Media superiore	342	105763,6	323,4	345,1	306,9	383,2	1,30	1,06	1,59	1,22	0,99	1,50
Media inf/qualifica prof	550	138011,8	398,5	388,1	354,9	421,3	1,51	1,25	1,82	1,28	1,04	1,58
Elementare/senza titolo	521	57944,8	899,1	555,8	460,1	651,6	1,74	1,43	2,12	1,41	1,14	1,76
RII IC95%							1,78	1,48	2,14	1,65	1,22	2,23
Tipologia familiare												
Coppia con figli	760	213241,2	356,4	331,9	306,9	356,8	1			1		
Coppia senza figli	356	65348,0	544,8	340,4	300,8	380,0	1,03	0,90	1,17	0,96	0,84	1,10
Monogenitoriale	127	20095,9	631,9	600,3	494,7	705,8	1,88	1,56	2,27	1,75	1,45	2,12
Soli/conviventi	303	51396,7	589,5	571,7	505,3	638,1	1,67	1,46	1,91	1,51	1,31	1,74
RII IC95%							2,10	1,73	2,55	1,90	1,45	2,50
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	414	102635,5	403,4	319,7	286,1	353,3	1			1		
Agiata	630	142270,1	442,8	374,8	343,9	405,6	1,18	1,04	1,33	1,07	0,94	1,21
Media	252	54381,5	463,4	404,9	354,7	455,1	1,30	1,11	1,52	1,09	0,92	1,29
Disagiata	246	49706,1	494,9	580,7	505,7	655,8	1,82	1,55	2,13	1,40	1,17	1,68
Unknown	4	1088,6	367,4	623,7	0,0	1280,1	1,64	0,61	4,39	0,95	0,35	2,61
RII IC95%							1,89	1,57	2,27	1,24	0,92	1,65
Affollamento												
Non affollato	1405	312123,5	450,1	375,1	354,7	395,5	1			1		
Affollato	141	37725,6	373,7	489,9	403,0	576,9	1,26	1,06	1,50	1,06	0,86	1,29
Unknown	0	232,7										
Classe Sociale												
Borghesia	202	77779,1	259,7	261,5	222,7	300,4	1			1		
Classe media impiegatizia	113	46945,5	240,7	317,3	244,8	389,8	1,10	0,87	1,38	0,98	0,77	1,25
Lavoratori autonomi	277	75120,0	368,7	354,3	309,0	399,6	1,34	1,12	1,61	1,15	0,94	1,40
Classe operaia	244	89791,0	271,7	367,4	310,3	424,6	1,36	1,13	1,65	1,11	0,90	1,37
Unknown	710	60446,2	1174,6	805,7	697,0	914,3	2,15	1,81	2,55	1,77	1,46	2,13
RII IC95%							1,66	1,30	2,13	1,13	0,84	1,52
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	92	52772,1	174,3	177,2	138,9	215,4	1			1		
Media superiore	179	101253,5	176,8	200,7	169,1	232,4	1,08	0,84	1,39	0,98	0,75	1,28
Media inf/qualifica prof	288	135148,2	213,1	201,0	175,5	226,5	1,07	0,85	1,36	0,92	0,71	1,20
Elementare/senza titolo	356	77302,2	460,5	213,5	186,8	240,2	1,31	1,03	1,67	1,08	0,83	1,41
RII IC95%							1,36	1,06	1,74	1,14	0,70	1,86
Tipologia familiare												
Coppia con figli	387	210248,3	184,1	182,4	163,1	201,6	1			1		
Coppia senza figli	248	71881,2	345,0	243,5	204,7	282,3	1,16	0,98	1,38	1,15	0,97	1,36
Monogenitoriale	121	38248,6	316,3	263,2	215,7	310,8	1,50	1,22	1,84	1,50	1,22	1,85
Soli/conviventi	159	46097,9	344,9	272,3	225,5	319,1	1,44	1,19	1,74	1,39	1,14	1,70
RII IC95%							1,82	1,40	2,37	1,44	0,94	2,19
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	258	110263,3	234,0	191,5	165,3	217,8	1			1		
Agiata	364	151855,2	239,7	198,1	177,1	219,2	1,05	0,90	1,24	1,02	0,87	1,20
Media	145	58655,0	247,2	209,9	173,1	246,7	1,09	0,89	1,33	1,00	0,81	1,25
Disagiata	143	44789,3	319,3	331,0	275,1	386,8	1,68	1,37	2,07	1,47	1,17	1,85
Unknown	5	913,3	547,5	789,4	0,0	1587,3	3,88	1,60	9,42	2,62	1,02	6,70
RII IC95%							1,58	1,24	2,02	1,29	0,83	2,00
Affollamento												
Non affollato	840	331992,8	253,0	207,8	192,8	222,8	1			1		
Affollato	75	34380,1	218,1	298,1	226,4	369,8	1,30	1,03	1,66	1,03	0,78	1,36
Unknown	0	103,1	0,0	0,0	0,0	0,0						
Classe Sociale												
Borghesia	60	46317,1	129,5	159,8	111,7	207,8	1			1		
Classe media impiegatizia	113	83172,4	135,9	166,8	121,9	211,8	1,20	0,88	1,65	1,22	0,87	1,70
Lavoratori autonomi	81	32565,1	248,7	224,7	170,4	279,0	1,55	1,11	2,17	1,56	1,09	2,23
Classe operaia	103	66593,6	154,7	172,8	133,9	211,7	1,24	0,90	1,70	1,19	0,84	1,68
Unknown	558	137827,9	404,8	258,7	230,2	287,3	1,74	1,32	2,30	1,72	1,27	2,33
RII IC95%							1,30	0,88	1,91	1,17	0,73	1,89

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Per quanto riguarda la mortalità per il **tumore del polmone** (Tabella 29, Tabella 30, Tabella 31), per tutti gli indicatori di posizione socioeconomica considerati singolarmente (tranne la tipologia familiare a Modena e l'indice di affollamento a Reggio Emilia) era presente un'associazione significativa con l'esito tra gli uomini residenti nelle tre città emiliane. Solo nel caso del titolo di studio, era chiaramente presente un gradiente e i soggetti con licenza elementare o senza titolo di studio presentavano un rischio aumentato di circa tre volte rispetto ai laureati. Nei modelli multivariati, rimanevano associati all'esito in maniera significativa solo il titolo di studio a Bologna (RII 2,96 IC95% 1,72-5,12) e Reggio Emilia (RII 3,55 IC95% 1,62-7,75) e la tipologia familiare a Bologna (RII 1,70 IC95% 1,08-2,67). Tra gli uomini residenti a Modena, nessuna delle associazioni mutualmente aggiustate raggiungeva la significatività statistica, fatta eccezione per un chiaro aumento di rischio tra i soggetti in condizioni abitative disagiate (MRR 1,98 IC95% 1,29-3,04) che era evidente anche tra gli uomini a Bologna (MRR 1,57 IC95% 1,15-2,14). Tra le donne, il titolo di studio a Bologna (RII modello univariato 1,67 IC95% 1,08-2,59, RII modello multivariato 2,66 IC95% 1,15-6,19), la tipologia familiare a Modena (RII modello univariato 2,54 IC95% 1,28-5,02) e Reggio Emilia (RII modello univariato 2,99 IC95% 1,28-6,98, RII modello multivariato 4,17 IC95% 1,31-13,28) erano gli indicatori associati all'esito nelle analisi univariate e in quelle multivariate (con l'eccezione della tipologia familiare a Modena che perdeva di significatività nei modelli mutualmente aggiustati). Inoltre, nel modello multivariato per la città di Bologna, appariva un inaspettato effetto protettivo della classe sociale bassa sul rischio di morire per tumore del polmone (RII 0,40 IC95% 0,17-0,95, MRR per le donne nella classe operaia 0,56 IC95% 0,33-0,98).

Tabella 29. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	67	213060,3	31,4	28,9	21,9	35,9	1			1		
Media superiore	110	258765,3	42,5	42,7	34,6	50,7	1,43	1,06	1,94	1,25	0,90	1,75
Media inf/qualifica prof	240	280382,4	85,6	68,0	59,4	76,7	2,29	1,75	3,01	1,92	1,38	2,67
Elementare/senza titolo	203	106578,7	190,5	78,3	65,3	91,2	2,45	1,84	3,25	1,99	1,41	2,81
RII IC95%							3,08	2,27	4,17	2,96	1,72	5,12
Tipologia familiare												
Coppia con figli	258	431870,8	59,7	48,4	42,5	54,4	1			1		
Coppia senza figli	211	185441,2	113,8	62,5	53,5	71,6	1,22	1,01	1,47	1,14	0,94	1,38
Monogenitoriale	45	66318,4	67,9	68,1	48,1	88,1	1,42	1,04	1,95	1,30	0,94	1,79
Soli/conviventi	106	175156,3	60,5	58,9	47,7	70,2	1,20	0,96	1,51	1,10	0,86	1,39
RII IC95%							1,45	1,07	1,98	1,70	1,08	2,67
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	75	138766,7	54,0	38,3	29,6	47,0	1			1		
Agiata	193	272490,9	70,8	50,6	43,4	57,8	1,30	1,00	1,70	1,04	0,79	1,37
Media	194	273227,9	71,0	54,8	47,0	62,6	1,40	1,08	1,83	0,98	0,73	1,32
Disagiata	158	173259,1	91,2	88,4	74,6	102,2	2,29	1,74	3,02	1,57	1,15	2,14
Unknown	0	1042,0										
RII IC95%							2,44	1,82	3,26	1,29	0,79	2,12
Affollamento												
Non affollato	513	702538,5	73,0	53,4	48,8	58,1	1			1		
Affollato	107	155390,4	68,9	68,1	55,1	81,0	1,28	1,04	1,58	1,04	0,82	1,32
Unknown	0	857,9										
Classe Sociale												
Borghesia	77	236490,3	32,6	31,2	24,0	38,3	1			1		
Classe media impiegatizia	49	119982,7	40,8	54,2	36,2	72,2	1,67	1,17	2,40	1,35	0,92	2,00
Lavoratori autonomi	100	147713,4	67,7	57,9	46,5	69,3	1,78	1,32	2,40	1,18	0,84	1,66
Classe operaia	68	167990,3	40,5	62,1	44,9	79,3	1,83	1,32	2,53	1,06	0,73	1,54
Unknown	326	186610,0	174,7	77,8	65,4	90,2	2,00	1,53	2,60	1,26	0,92	1,72
RII IC95%							2,41	1,60	3,65	1,03	0,61	1,77
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	39	233964,0	16,7	18,9	12,7	25,1	1			1		
Media superiore	62	261689,3	23,7	23,0	17,2	28,8	1,37	0,92	2,05	1,68	1,07	2,62
Media inf/qualifica prof	114	307096,9	37,1	27,2	22,1	32,3	1,59	1,10	2,30	2,04	1,32	3,16
Elementare/senza titolo	94	161816,3	58,1	37,1	18,5	55,7	1,57	1,05	2,33	2,04	1,27	3,27
RII IC95%							1,67	1,08	2,59	2,66	1,15	6,19
Tipologia familiare												
Coppia con figli	116	436777,5	26,6	22,4	18,3	26,6	1			1		
Coppia senza figli	73	214256,3	34,1	18,6	13,8	23,5	0,88	0,65	1,19	0,86	0,63	1,17
Monogenitoriale	53	128214,7	41,3	32,6	23,8	41,4	1,45	1,05	2,00	1,44	1,03	2,01
Soli/conviventi	67	185317,9	36,2	27,4	20,7	34,2	1,25	0,92	1,70	1,27	0,92	1,75
RII IC95%							1,51	0,98	2,33	1,41	0,70	2,82
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	54	159850,8	33,8	23,7	17,4	30,1	1			1		
Agiata	100	306595,3	32,6	22,6	18,1	27,1	0,95	0,68	1,32	0,87	0,62	1,23
Media	90	311374,5	28,9	21,4	16,9	25,8	0,88	0,63	1,23	0,80	0,55	1,15
Disagiata	65	185998,5	34,9	30,3	22,9	37,8	1,26	0,88	1,80	1,07	0,71	1,60
Unknown	0	747,3										
RII IC95%							1,21	0,80	1,83	0,88	0,41	1,89
Affollamento												
Non affollato	269	799922,7	33,6	23,7	20,8	26,5	1			1		
Affollato	40	164107,3	24,4	23,3	16,0	30,6	0,96	0,68	1,33	0,90	0,62	1,31
Unknown	0	536,4										
Classe Sociale												
Borghesia	38	167100,9	22,7	26,9	17,1	36,7	1			1		
Classe media impiegatizia	40	225370,9	17,7	23,1	13,4	32,8	0,86	0,55	1,34	0,64	0,39	1,05
Lavoratori autonomi	17	74061,5	23,0	19,8	10,2	29,4	0,83	0,47	1,47	0,58	0,31	1,06
Classe operaia	28	140354,2	19,9	21,4	12,7	30,1	0,87	0,53	1,41	0,56	0,33	0,98
Unknown	186	357678,9	52,0	29,7	24,0	35,5	1,18	0,80	1,73	0,86	0,56	1,33
RII IC95%							0,76	0,39	1,48	0,40	0,17	0,95

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 30. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	23	76139,8	30,2	31,0	18,1	43,9	1			1		
Media superiore	45	132949,5	33,8	35,9	25,2	46,5	1,19	0,72	1,97	1,08	0,63	1,83
Media inf/qualifica prof	85	149886,8	56,7	52,8	41,5	64,1	1,84	1,16	2,92	1,37	0,81	2,33
Elementare/senza titolo	114	74239,6	153,6	69,1	54,7	83,5	2,21	1,40	3,49	1,52	0,89	2,59
RII IC95%							2,76	1,74	4,37	2,12	0,97	4,64
Tipologia familiare												
Coppia con figli	125	253945,7	49,2	42,8	35,2	50,4	1			1		
Coppia senza figli	90	85814,1	104,9	58,0	44,8	71,2	1,31	0,98	1,74	1,22	0,91	1,63
Monogenitoriale	7	25123,8	27,9	29,1	7,4	50,8	0,67	0,31	1,43	0,62	0,29	1,33
Soli/conviventi	45	68332,2	65,9	63,3	44,8	81,8	1,45	1,03	2,04	1,24	0,87	1,78
RII IC95%							1,62	1,00	2,62	0,88	0,43	1,82
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	60	121035,0	49,6	34,5	25,8	43,3	1			1		
Agiata	115	171919,0	66,9	51,7	42,3	61,2	1,49	1,09	2,03	1,32	0,96	1,82
Media	36	68829,7	52,3	42,2	28,4	56,1	1,21	0,80	1,83	0,95	0,61	1,48
Disagiata	55	70863,6	77,6	92,1	67,5	116,8	2,66	1,84	3,83	1,98	1,29	3,04
Unknown	1	568,4	175,9	414,7	0,0	1227,5	7,30	1,01	52,76	2,94	0,36	23,86
RII IC95%							2,58	1,64	4,05	1,98	0,93	4,19
Affollamento												
Non affollato	236	380214,8	62,1	46,9	40,9	52,9	1			1		
Affollato	30	52738,4	56,9	75,9	47,7	104,1	1,65	1,12	2,41	1,22	0,77	1,92
Unknown	1	262,6	380,8	516,1	0,0	1527,6	13,45	1,89	95,93	9,84	1,26	76,58
Classe Sociale												
Borghesia	33	108307,7	30,5	31,4	20,2	42,5	1			1		
Classe media impiegatizia	13	61908,4	21,0	27,4	9,0	45,8	0,90	0,47	1,71	0,82	0,42	1,60
Lavoratori autonomi	45	71921,3	62,6	52,3	36,9	67,8	1,74	1,11	2,74	1,34	0,81	2,21
Classe operaia	42	107848,8	38,9	57,2	36,2	78,2	1,89	1,19	2,99	1,28	0,76	2,18
Unknown	134	83229,6	161,0	71,8	53,2	90,4	2,01	1,33	3,02	1,47	0,92	2,34
RII IC95%							2,82	1,51	5,29	1,31	0,60	2,88
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	16	82148,7	19,5	19,1	9,2	29,1	1			1		
Media superiore	24	127617,0	18,8	22,5	13,3	31,8	0,93	0,49	1,75	0,91	0,46	1,81
Media inf/qualifica prof	42	154677,6	27,2	26,1	16,9	35,3	1,10	0,61	1,95	0,98	0,51	1,89
Elementare/senza titolo	58	102123,0	56,8	22,5	15,1	29,9	1,08	0,60	1,93	0,90	0,46	1,74
RII IC95%							1,17	0,62	2,20	1,35	0,37	4,93
Tipologia familiare												
Coppia con figli	47	253375,5	18,5	18,1	12,8	23,4	1			1		
Coppia senza figli	45	97315,4	46,2	23,7	15,8	31,6	1,36	0,88	2,10	1,33	0,86	2,06
Monogenitoriale	16	50819,7	31,5	33,9	9,8	58,0	1,42	0,81	2,52	1,39	0,78	2,47
Soli/conviventi	32	65055,8	49,2	34,8	22,5	47,2	1,93	1,22	3,07	1,86	1,15	3,02
RII IC95%							2,54	1,28	5,02	2,20	0,74	6,56
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	31	134150,2	23,1	17,0	11,0	23,0	1			1		
Agiata	64	186851,2	34,3	25,2	19,0	31,4	1,53	0,99	2,34	1,49	0,96	2,31
Media	24	75337,5	31,9	23,7	14,2	33,3	1,41	0,83	2,41	1,27	0,72	2,23
Disagiata	20	69793,6	28,7	30,1	16,2	44,1	1,67	0,95	2,93	1,40	0,75	2,62
Unknown	1	433,9	230,5	206,5	0,0	611,1	18,15	2,47	133,32	14,34	1,65	124,79
RII IC95%							1,76	0,95	3,29	1,32	0,42	4,19
Affollamento												
Non affollato	129	416981,4	30,9	22,6	18,7	26,5	1			1		
Affollato	11	49395,0	22,3	33,4	12,8	54,0	1,23	0,66	2,29	1,13	0,55	2,34
Unknown	0	190,0										
Classe Sociale												
Borghesia	12	69518,2	17,3	16,8	5,9	27,8	1			1		
Classe media impiegatizia	14	109374,8	12,8	23,3	5,9	40,7	0,88	0,41	1,91	0,87	0,38	2,00
Lavoratori autonomi	9	36819,5	24,4	20,6	6,9	34,2	1,03	0,43	2,46	1,05	0,42	2,67
Classe operaia	17	83855,3	20,3	26,1	11,5	40,7	1,18	0,56	2,46	1,12	0,49	2,57
Unknown	88	166998,6	52,7	29,4	17,7	41,0	1,25	0,65	2,39	1,22	0,60	2,50
RII IC95%							1,34	0,48	3,73	1,13	0,31	4,13

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 31. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per tumore del polmone, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	20	48361,7	41,4	41,1	22,9	59,3	1			1		
Media superiore	27	105763,6	25,5	31,1	19,2	43,0	0,71	0,40	1,26	0,69	0,38	1,27
Media inf/qualifica prof	80	138011,8	58,0	56,5	44,0	69,0	1,49	0,91	2,43	1,28	0,73	2,22
Elementare/senza titolo	106	57944,8	182,9	89,5	69,9	109,0	2,10	1,29	3,42	1,73	0,99	3,03
RII IC95%							3,61	2,18	5,99	3,55	1,62	7,75
Tipologia familiare												
Coppia con figli	111	213241,2	52,1	47,2	38,3	56,1	1			1		
Coppia senza figli	72	65348,0	110,2	63,3	47,4	79,2	1,30	0,96	1,78	1,24	0,90	1,71
Monogenitoriale	20	20095,9	99,5	96,4	53,8	138,9	2,06	1,28	3,32	1,95	1,21	3,16
Soli/conviventi	30	51396,7	58,4	56,1	36,0	76,3	1,14	0,76	1,71	1,03	0,67	1,56
RII IC95%							1,68	1,01	2,81	1,76	0,86	3,60
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	63	102635,5	61,4	45,4	34,2	56,7	1			1		
Agiata	98	142270,1	68,9	56,4	45,2	67,6	1,23	0,89	1,69	1,10	0,80	1,52
Media	34	54381,5	62,5	55,2	36,6	73,8	1,19	0,78	1,80	0,95	0,61	1,49
Disagiata	38	49706,1	76,4	95,7	64,8	126,7	2,09	1,39	3,12	1,58	0,99	2,51
Unknown	0	1088,6										
RII IC95%							1,99	1,23	3,22	1,27	0,59	2,71
Affollamento												
Non affollato	212	312123,5	67,9	54,7	47,3	62,1	1			1		
Affollato	21	37725,6	55,7	74,7	41,5	108,0	1,46	0,93	2,29	1,16	0,69	1,97
Unknown	0	232,7										
Classe Sociale												
Borghesia	29	77779,1	37,3	41,7	26,0	57,5	1			1		
Classe media impiegatizia	9	46945,5	19,2	18,9	6,0	31,9	0,69	0,33	1,46	0,72	0,33	1,57
Lavoratori autonomi	47	75120,0	62,6	57,1	40,6	73,6	1,50	0,95	2,39	1,12	0,66	1,87
Classe operaia	40	89791,0	44,5	75,8	47,0	104,6	1,87	1,16	3,03	1,27	0,74	2,19
Unknown	108	60446,2	178,7	90,2	61,9	118,4	1,64	1,06	2,55	1,19	0,73	1,94
RII IC95%							2,83	1,46	5,49	1,35	0,60	3,03
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	10	52772,1	18,9	23,2	8,0	38,3	1			1		
Media superiore	19	101253,5	18,8	21,6	11,1	32,1	1,09	0,51	2,35	0,92	0,40	2,09
Media inf/qualifica prof	27	135148,2	20,0	18,0	11,1	24,9	0,93	0,45	1,92	0,75	0,33	1,69
Elementare/senza titolo	29	77302,2	37,5	20,1	11,7	28,5	1,01	0,48	2,13	0,84	0,36	1,94
RII IC95%							0,93	0,43	2,02	1,39	0,38	5,06
Tipologia familiare												
Coppia con figli	36	210248,3	17,1	16,7	11,1	22,4	1			1		
Coppia senza figli	15	71881,2	20,9	23,2	8,3	38,1	0,81	0,43	1,51	0,79	0,42	1,49
Monogenitoriale	10	38248,6	26,1	20,3	7,7	32,9	1,34	0,66	2,70	1,18	0,58	2,41
Soli/conviventi	24	46097,9	52,1	40,5	23,8	57,1	2,51	1,48	4,25	2,18	1,24	3,83
RII IC95%							2,99	1,28	6,98	4,17	1,31	13,28
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	24	110263,3	21,8	16,5	9,9	23,2	1			1		
Agiata	35	151855,2	23,0	18,3	12,3	24,4	1,11	0,66	1,87	1,11	0,66	1,89
Media	8	58655,0	13,6	11,7	3,4	20,0	0,67	0,30	1,50	0,67	0,29	1,54
Disagiata	18	44789,3	40,2	45,5	23,4	67,5	2,40	1,30	4,44	2,25	1,13	4,47
Unknown	0	913,3										
RII IC95%							1,83	0,82	4,05	1,14	0,36	3,66
Affollamento												
Non affollato	81	331992,8	24,4	20,6	15,6	25,5	1			1		
Affollato	4	34380,1	11,6	16,9	0,0	34,5	0,73	0,27	2,01	0,64	0,21	1,90
Unknown	0	103,1										
Classe Sociale												
Borghesia	7	46317,1	15,1	18,3	2,4	34,2	1			1		
Classe media impiegatizia	14	83172,4	16,8	22,9	5,5	40,4	1,37	0,55	3,39	1,44	0,54	3,83
Lavoratori autonomi	13	32565,1	39,9	32,6	14,6	50,6	1,97	0,78	4,97	2,29	0,84	6,27
Classe operaia	14	66593,6	21,0	24,7	10,5	38,8	1,45	0,58	3,58	1,56	0,57	4,31
Unknown	37	137827,9	26,8	22,3	10,4	34,2	0,87	0,37	2,03	1,00	0,39	2,52
RII IC95%							1,50	0,52	4,32	1,17	0,32	4,31

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Nel caso della mortalità per **tumore della mammella** tra le donne, le analisi univariate non hanno messo in evidenza associazioni significative per nessuno degli indicatori di posizione socioeconomica considerati, fatta eccezione per un effetto protettivo delle condizioni abitative disagiate nelle donne residenti a Reggio Emilia (MRR 0,43 IC95% 0,20-0,96). Anche le stime relative al RII calcolate per i modelli completamente aggiustati non sono risultate mai significative tranne che nel caso dei differenziali per classe sociale. A Bologna le donne appartenenti alla classe media impiegatizia presentavano un rischio minore di morte per tumore della mammella (MRR 0,65 IC95% 0,45-0,96), mentre a Reggio Emilia le lavoratrici autonome e le donne della classe operaia (MRR 4,13 IC95% 1,68-10,15, MRR 3,27 IC95% 1,33-8,01 rispettivamente) presentavano un chiaro eccesso di rischio. Si deve sottolineare però che nel caso di Reggio Emilia le stime si basano su un numero di eventi estremamente basso (≈ 20 casi per ogni strato) e hanno di conseguenza una grande aleatorietà. A Reggio Emilia, le stime mutualmente aggiustate evidenziavano anche un gradiente per titolo di studio, con una attesa riduzione del rischio tra le meno istruite.

Tabella 32. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Titolo di studio												
Laurea	88	233964,0	37,6	36,2	28,3	44,1	1			1		
Media superiore	104	261689,3	39,7	38,7	31,0	46,5	1,02	0,77	1,35	1,16	0,84	1,60
Media inf/qualifica prof	150	307096,9	48,8	36,4	30,4	42,4	0,96	0,74	1,26	1,08	0,78	1,49
Elementare/senza titolo	96	161816,3	59,3	33,5	20,5	46,6	0,76	0,56	1,04	0,84	0,58	1,21
RII IC95%							0,75	0,53	1,06	0,74	0,37	1,46
Tipologia familiare												
Coppia con figli	168	436777,5	38,5	32,0	27,0	36,9	1			1		
Coppia senza figli	120	214256,3	56,0	38,1	29,4	46,7	1,10	0,86	1,41	1,09	0,85	1,40
Monogenitoriale	67	128214,7	52,3	41,3	31,4	51,2	1,29	0,97	1,71	1,30	0,97	1,73
Soli/conviventi	83	185317,9	44,8	37,7	29,4	45,9	1,11	0,85	1,45	1,11	0,84	1,46
RII IC95%							1,28	0,89	1,84	1,64	0,96	2,82
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	73	159850,8	45,7	34,5	26,3	42,8	1			1		
Agiata	156	306595,3	50,9	39,5	32,5	46,5	1,10	0,83	1,45	1,14	0,86	1,52
Media	145	311374,5	46,6	36,0	30,1	42,0	1,04	0,79	1,38	1,14	0,84	1,56
Disagiata	64	185998,5	34,4	30,4	22,9	37,9	0,88	0,63	1,23	0,97	0,66	1,41
Unknown	0	747,3										
RII IC95%							0,86	0,61	1,21	0,99	0,55	1,77
Affollamento												
Non affollato	386	799922,7	48,3	36,8	32,9	40,7	1					
Affollato	52	164107,3	31,7	28,4	20,6	36,2	0,81	0,60	1,08	0,88	0,63	1,22
Unknown	0	536,4										
Classe Sociale												
Borghesia	70	167100,9	41,9	42,0	30,7	53,4	1			1		
Classe media impiegatizia	62	225370,9	27,5	27,6	19,4	35,8	0,71	0,50	1,00	0,65	0,45	0,96
Lavoratori autonomi	28	74061,5	37,8	35,7	19,8	51,6	0,77	0,50	1,20	0,77	0,48	1,23
Classe operaia	44	140354,2	31,3	32,3	21,7	42,8	0,74	0,51	1,08	0,76	0,50	1,18
Unknown	234	357678,9	65,4	42,5	35,2	49,7	0,91	0,68	1,22	0,93	0,66	1,30
RII IC95%							0,65	0,38	1,09	0,80	0,40	1,57

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 33. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Titolo di studio												
Laurea	24	82148,7 127617,	29,2	27,6	15,8	39,3	1			1		
Media superiore	30	154677,	23,5	22,1	13,9	30,3	0,80	0,47	1,36	0,82	0,46	1,49
Media inf/qualifica prof	60	102123,	38,8	35,8	25,5	46,1	1,14	0,71	1,83	1,21	0,70	2,11
Elementare/senza titolo	40	0	39,2	21,6	10,7	32,5	0,68	0,39	1,16	0,73	0,39	1,35
RII IC95%							0,79	0,44	1,43	1,09	0,36	3,34
Tipologia familiare												
		253375,										
Coppia con figli	75	5	29,6	25,7	19,7	31,7	1			1		
Coppia senza figli	41	97315,4	42,1	28,3	17,8	38,9	1,00	0,67	1,50	1,01	0,67	1,53
Monogenitoriale	14	50819,7	27,5	30,8	7,1	54,4	0,84	0,47	1,49	0,87	0,49	1,56
Soli/conviventi	24	65055,8	36,9	30,1	17,6	42,7	1,06	0,66	1,69	1,08	0,66	1,76
RII IC95%							0,80	0,34	1,90	1,43	0,57	3,59
Tipologia abitativa												
		134150,										
Molto Agiata	51	2	38,0	28,0	20,3	35,8	1			1		
		186851,										
Agiata	62	2	33,2	25,7	19,2	32,2	0,90	0,62	1,30	0,94	0,64	1,38
Media	27	75337,5	35,8	30,8	18,9	42,7	0,98	0,61	1,56	1,11	0,67	1,85
Disagiata	14	69793,6	20,1	22,1	9,8	34,4	0,65	0,36	1,17	0,77	0,39	1,50
Unknown	0	433,9										
RII IC95%							0,73	0,40	1,32	1,09	0,41	2,93
Affollamento												
		416981,										
Non affollato	146	4	35,0	28,0	23,0	33,0	1			1		
Affollato	8	49395,0	16,2	18,6	4,7	32,5	0,63	0,31	1,29	0,68	0,31	1,50
Unknown	0	190,0										
Classe Sociale												
Borghesia	19	69518,2	27,3	26,6	12,5	40,8	1			1		
Classe media		109374,										
impiegatizia	25	8	22,9	29,4	13,4	45,4	0,92	0,50	1,67	0,95	0,49	1,83
Lavoratori autonomi	9	36819,5	24,4	19,5	6,6	32,4	0,77	0,35	1,70	0,78	0,33	1,82
Classe operaia	20	83855,3	23,9	24,9	12,2	37,7	0,88	0,47	1,65	0,93	0,45	1,90
		166998,										
Unknown	81	6	48,5	36,7	23,2	50,2	1,11	0,64	1,91	1,18	0,64	2,16
RII IC95%							0,80	0,34	1,90	0,88	0,29	2,67

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 34. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica, mortalità per tumore della mammella, donne, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Titolo di studio												
Laurea	21	52772,1	39,8	38,8	21,2	56,4	1			1		
Media superiore	30	101253,5	29,6	31,4	19,5	43,3	0,79	0,45	1,37	0,58	0,32	1,06
Media inf/qualifica prof	42	135148,2	31,1	27,2	18,8	35,6	0,69	0,41	1,17	0,48	0,27	0,85
Elementare/senza titolo	38	77302,2	49,2	22,3	13,7	30,9	0,66	0,37	1,16	0,47	0,26	0,87
RII IC95%							0,64	0,34	1,19	0,67	0,21	2,08
Tipologia familiare												
Coppia con figli	61	210248,3	29,0	27,5	20,3	34,7	1			1		
Coppia senza figli	42	71881,2	58,4	45,1	29,2	61,1	1,42	0,94	2,17	1,42	0,93	2,18
Monogenitoriale	17	38248,6	44,4	36,5	19,0	54,0	1,38	0,81	2,37	1,42	0,82	2,46
Soli/conviventi	11	46097,9	23,9	18,2	7,2	29,3	0,69	0,36	1,31	0,70	0,36	1,36
RII IC95%							1,13	0,56	2,25	0,71	0,26	1,91
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	47	110263,3	42,6	34,1	24,0	44,2	1			1		
Agiata	54	151855,2	35,6	30,3	22,0	38,5	0,86	0,58	1,27	0,90	0,60	1,35
Media	23	58655,0	39,2	30,9	18,2	43,5	0,95	0,58	1,56	1,14	0,66	1,96
Disagiata	7	44789,3	15,6	15,1	3,9	26,4	0,43	0,20	0,96	0,59	0,25	1,40
Unknown	0	913,3										
RII IC95%							0,61	0,32	1,16	0,90	0,32	2,47
Affollamento												
Non affollato	127	331992,8	38,3	31,5	25,9	37,1	1			1		
Affollato	4	34380,1	11,6	17,1	0,0	34,8	0,41	0,15	1,12	0,49	0,17	1,44
Unknown	0	103,1										
Classe Sociale												
Borghesia	8	46317,1	17,3	23,0	3,6	42,4	1			1		
Classe media impiegatizia	21	83172,4	25,2	27,4	9,9	45,0	1,65	0,73	3,73	2,30	0,97	5,47
Lavoratori autonomi	18	32565,1	55,3	49,4	26,0	72,8	2,64	1,14	6,11	4,13	1,68	10,15
Classe operaia	21	66593,6	31,5	33,2	16,8	49,7	1,89	0,84	4,27	3,27	1,33	8,01
Unknown	63	137827,9	45,7	29,9	21,0	38,7	1,53	0,71	3,31	2,38	1,04	5,42
RII IC95%							2,02	0,83	4,92	3,07	0,99	9,53

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Per quanto riguarda la mortalità per **malattie del sistema circolatorio** (Tabella 35, Tabella 36, Tabella 37), il rischio di morte tra gli uomini aumentava al diminuire della posizione sociale misurata tramite titolo di studio, tipologia familiare, tipologia abitativa o indice di affollamento (tranne che a BO). Solo tra i residenti a Bologna, il rischio aumentava anche in relazione alla classe sociale (RII 1,70 IC95% 1,25-1,32). Nei modelli multivariati, tra i residenti a Bologna o Modena, il titolo di studio (BO: RII 1,67 IC95% 1,10-2,54, MO: RII 2,03 IC95% 1,15-3,59) e la tipologia familiare (BO: RII 1,74 IC95% 1,23-2,45, MO: RII 2,43 IC95% 1,49-3,97) mantenevano un'associazione indipendente con l'esito. Tra le donne di Bologna e Modena, era presente un gradiente inverso tra la mortalità per malattie del sistema circolatorio e i singoli indicatori di posizione socioeconomica (tranne la classe sociale a BO). Nelle analisi multivariate, tutti gli indicatori perdevano di significatività tra le residenti a Modena, mentre tra le residenti a Reggio Emilia non emergevano chiare differenze nella mortalità. A Bologna invece, basso titolo di studio e condizioni di solitudine familiare rimanevano fortemente associati a un aumentato rischio di morte mentre la classe sociale mostrava un effetto protettivo (RII 0,33 IC95% 0,15-0,76).

Tabella 35. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	137	213060,3	64,3	59,4	49,3	69,4	1			1		
Media superiore	218	258765,3	84,2	81,9	70,9	92,9	1,37	1,11	1,70	1,32	1,04	1,67
Media inf/qualifica prof	351	280382,4	125,2	101,7	90,8	112,6	1,68	1,38	2,05	1,57	1,23	2,00
Elementare/senza titolo	322	106578,7	302,1	127,1	109,4	144,8	2,06	1,68	2,53	1,85	1,43	2,38
RII IC95%							2,35	1,86	2,96	1,67	1,10	2,54
Tipologia familiare												
Coppia con figli	390	431870,8	90,3	73,6	66,0	81,2	1			1		
Coppia senza figli	295	185441,2	159,1	88,7	77,4	100,0	1,16	0,99	1,36	1,09	0,92	1,28
Monogenitoriale	73	66318,4	110,1	107,4	82,5	132,3	1,50	1,16	1,92	1,36	1,06	1,75
Soli/conviventi	270	175156,3	154,1	148,6	130,9	166,4	1,99	1,71	2,33	1,82	1,55	2,15
RII IC95%							2,67	2,11	3,38	1,74	1,23	2,45
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	148	138766,7	106,7	76,7	64,3	89,2	1			1		
Agiata	305	272490,9	111,9	80,8	71,6	89,9	1,04	0,86	1,27	0,87	0,71	1,07
Media	310	273227,9	113,5	86,8	77,0	96,5	1,13	0,93	1,37	0,83	0,67	1,03
Disagiata	265	173259,1	152,9	146,7	128,9	164,6	1,88	1,54	2,30	1,26	1,00	1,59
Unknown	0	1042,0										
RII IC95%							2,10	1,68	2,64	1,35	0,93	1,96
Affollamento												
Non affollato	870	702538,5	123,8	92,1	86,0	98,3	1			1		
Affollato	157	155390,4	101,0	97,8	82,0	113,6	1,06	0,90	1,26	0,95	0,78	1,15
Unknown	1	857,9	116,6	78,3	0,0	231,6	2,31	0,33	16,47	2,57	0,36	18,44
Classe Sociale												
Borghesia	156	236490,3	66,0	62,1	52,0	72,2	1			1		
Classe media impiegatizia	81	119982,7	67,5	93,9	69,4	118,5	1,28	0,98	1,68	1,11	0,83	1,48
Lavoratori autonomi	152	147713,4	102,9	88,1	74,0	102,2	1,38	1,10	1,73	1,05	0,81	1,35
Classe operaia	115	167990,3	68,5	92,6	72,3	112,9	1,41	1,11	1,80	1,00	0,75	1,32
Unknown	524	186610,0	280,8	144,0	124,6	163,5	1,80	1,48	2,19	1,32	1,05	1,67
RII IC95%							1,70	1,25	2,32	1,17	0,78	1,76
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	45	233964,0	19,2	21,6	15,0	28,2	1			1		
Media superiore	81	261689,3	31,0	32,4	25,0	39,7	1,53	1,06	2,20	1,57	1,05	2,34
Media inf/qualifica prof	140	307096,9	45,6	32,1	26,7	37,4	1,60	1,14	2,24	1,54	1,04	2,27
Elementare/senza titolo	154	161816,2	95,2	44,2	32,8	55,7	1,94	1,36	2,75	1,71	1,14	2,57
RII IC95%							1,99	1,36	2,91	3,11	1,35	7,17
Tipologia familiare												
Coppia con figli	124	436777,5	28,4	24,6	20,2	29,0	1			1		
Coppia senza figli	110	214256,3	51,3	31,8	25,0	38,6	1,14	0,87	1,48	1,10	0,84	1,45
Monogenitoriale	66	128214,7	51,5	39,6	30,0	49,2	1,66	1,23	2,24	1,62	1,19	2,20
Soli/conviventi	120	185317,9	64,8	49,3	40,0	58,7	1,99	1,54	2,57	1,91	1,46	2,50
RII IC95%							2,87	1,96	4,21	2,28	1,13	4,57
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	53	159850,8	33,2	27,0	17,1	36,8	1			1		
Agiata	111	306595,3	36,2	25,0	20,3	29,8	1,06	0,76	1,47	0,99	0,71	1,38
Media	127	311374,5	40,8	29,1	24,0	34,3	1,24	0,90	1,71	1,06	0,75	1,50
Disagiata	127	185998,5	68,3	59,3	49,0	69,7	2,52	1,83	3,47	1,94	1,36	2,77
Unknown	2	747,3	267,6	488,5	0,0	1165,5	16,61	4,04	68,27	14,37	3,34	61,82
RII IC95%							3,20	2,23	4,60	1,85	0,86	3,97
Affollamento												
Non affollato	349	799922,7	43,6	30,7	27,3	34,2	1			1		
Affollato	71	164107,3	43,3	41,2	31,5	50,9	1,38	1,07	1,79	1,11	0,83	1,49
Unknown	0	536,4										
Classe Sociale												
Borghesia	34	167100,9	20,3	24,8	15,2	34,3	1			1		
Classe media impiegatizia	42	225370,9	18,6	21,6	13,0	30,2	1,02	0,65	1,60	0,77	0,47	1,26
Lavoratori autonomi	23	74061,5	31,1	29,9	14,8	45,1	1,22	0,72	2,08	0,90	0,51	1,58
Classe operaia	25	140354,2	17,8	20,7	11,6	29,8	0,86	0,51	1,43	0,55	0,31	0,97
Unknown	296	357678,9	82,8	43,3	36,6	49,9	1,97	1,35	2,87	1,49	0,98	2,27
RII IC95%							0,89	0,46	1,72	0,33	0,15	0,76

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 36. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^			
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	55	76139,8	72,2	70,5	50,6	90,4	1			1		
Media superiore	93	132949,5	70,0	73,5	57,9	89,2	1,02	0,73	1,42	1,06	0,74	1,51
Media inf/qualifica prof	140	149886,8	93,4	86,9	72,3	101,4	1,26	0,92	1,72	1,16	0,81	1,67
Elementare/senza titolo	205	74239,6	276,1	141,0	96,1	185,9	1,76	1,29	2,39	1,54	1,07	2,21
RII IC95%							2,18	1,56	3,05	2,03	1,15	3,59
Tipologia familiare												
Coppia con figli	221	253945,7	87,0	79,6	68,4	90,7	1			1		
Coppia senza figli	123	85814,1	143,3	86,4	67,8	104,9	0,98	0,78	1,24	0,91	0,72	1,15
Monogenitoriale	35	25123,8	139,3	137,2	91,2	183,2	1,82	1,28	2,61	1,70	1,19	2,44
Soli/conviventi	114	68332,2	166,8	160,6	130,6	190,5	2,00	1,59	2,51	1,81	1,43	2,30
RII IC95%							2,53	1,79	3,59	2,43	1,49	3,97
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	131	121035,0	108,2	80,8	65,2	96,4	1			1		
Agiata	184	171919,0	107,0	85,8	72,7	98,9	1,08	0,86	1,35	0,99	0,78	1,24
Media	88	68829,7	127,8	103,2	81,5	124,9	1,32	1,01	1,73	1,08	0,81	1,44
Disagiata	90	70863,6	127,0	145,0	114,2	175,7	1,86	1,42	2,43	1,36	0,99	1,85
Unknown	0	568,4										
RII IC95%							2,02	1,45	2,81	1,54	0,91	2,62
Affollamento												
Non affollato	443	380214,8	116,5	90,9	82,0	99,8	1			1		
Affollato	50	52738,4	94,8	131,4	93,0	169,8	1,35	1,01	1,82	1,07	0,76	1,50
Unknown	0	262,6										
Classe Sociale												
Borghesia	79	108307,7	72,9	74,8	56,6	93,0	1			1		
Classe media impiegatizia	23	61908,4	37,2	41,5	21,0	62,0	0,64	0,40	1,02	0,62	0,38	1,00
Lavoratori autonomi	76	71921,3	105,7	86,6	67,0	106,2	1,25	0,91	1,72	1,06	0,75	1,52
Classe operaia	71	107848,8	65,8	86,2	61,4	111,0	1,23	0,89	1,70	0,96	0,66	1,40
Unknown	244	83229,6	293,2	128,9	95,7	162,2	1,64	1,24	2,17	1,32	0,95	1,82
RII IC95%							1,53	0,98	2,38	0,92	0,52	1,62
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	9	82148,7	11,0	14,1	4,3	23,8	1			1		
Media superiore	29	127617,0	22,7	23,5	14,7	32,3	2,03	0,96	4,29	1,77	0,81	3,88
Media inf/qualifica prof	43	154677,6	27,8	24,8	17,3	32,3	2,05	1,00	4,20	1,49	0,69	3,22
Elementare/senza titolo	113	102123,0	110,6	72,6	27,7	117,6	4,04	2,01	8,12	2,63	1,24	5,58
RII IC95%							4,46	2,38	8,33	2,89	0,71	11,72
Tipologia familiare												
Coppia con figli	61	253375,5	24,1	25,9	18,7	33,0	1			1		
Coppia senza figli	63	97315,4	64,7	38,1	27,0	49,2	1,37	0,95	1,99	1,26	0,86	1,84
Monogenitoriale	27	50819,7	53,1	40,5	25,1	55,8	1,81	1,15	2,86	1,78	1,12	2,83
Soli/conviventi	43	65055,8	66,1	45,0	31,3	58,8	1,91	1,28	2,85	1,76	1,16	2,68
RII IC95%							2,78	1,55	5,00	2,45	0,81	7,37
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	35	134150,2	26,1	19,0	12,6	25,3	1			1		
Agiata	74	186851,2	39,6	29,1	22,5	35,8	1,56	1,05	2,34	1,34	0,89	2,02
Media	40	75337,5	53,1	40,1	27,5	52,8	2,08	1,32	3,28	1,55	0,96	2,49
Disagiata	45	69793,6	64,5	66,3	46,4	86,3	3,37	2,16	5,25	2,11	1,29	3,46
Unknown	0	433,9										
RII IC95%							4,34	2,54	7,44	1,86	0,57	6,08
Affollamento												
Non affollato	170	416981,4	40,8	29,6	25,2	34,1	1			1		
Affollato	24	49395,0	48,6	69,1	40,2	97,9	2,16	1,40	3,33	1,40	0,85	2,30
Unknown	0	190,0										
Classe Sociale												
Borghesia	7	69518,2	10,1	10,9	2,6	19,1	1			1		
Classe media impiegatizia	13	109374,8	11,9	21,9	4,8	39,0	1,40	0,56	3,51	1,07	0,41	2,82
Lavoratori autonomi	7	36819,5	19,0	14,3	3,6	25,1	1,41	0,49	4,02	0,99	0,33	2,95
Classe operaia	24	83855,3	28,6	27,4	15,1	39,8	2,83	1,22	6,57	1,63	0,66	4,04
Unknown	143	166998,6	85,6	47,8	34,5	61,1	3,73	1,70	8,17	2,49	1,08	5,74
RII IC95%							4,57	1,55	13,48	2,16	0,56	8,26

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 37. Numero di decessi, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità malattie del sistema circolatorio, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%			MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	36	48361,7	74,4	72,5	48,5	96,5	1			1		
Media superiore	100	105763,6	94,5	103,7	82,8	124,5	1,44	0,98	2,10	1,37	0,92	2,04
Media inf/qualifica prof	130	138011,8	94,2	92,4	76,4	108,5	1,32	0,92	1,92	1,15	0,76	1,72
Elementare/senza titolo	152	57944,8	262,3	140,7	110,3	171,0	1,65	1,14	2,38	1,37	0,91	2,06
RII IC95%							1,48	1,04	2,09	1,63	0,89	2,98
Tipologia familiare												
Coppia con figli	213	213241,2	99,9	93,2	80,5	106,0	1			1		
Coppia senza figli	83	65348,0	127,0	73,1	56,1	90,2	0,76	0,58	0,99	0,71	0,54	0,93
Monogenitoriale	33	20095,9	164,2	161,8	106,3	217,4	1,74	1,21	2,51	1,67	1,15	2,42
Soli/conviventi	89	51396,7	173,2	164,4	130,1	198,6	1,71	1,33	2,19	1,58	1,22	2,05
RII IC95%							1,85	1,26	2,70	1,57	0,89	2,77
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	104	102635,5	101,3	77,4	62,2	92,5	1			1		
Agiata	173	142270,1	121,6	99,0	84,2	113,8	1,30	1,02	1,65	1,21	0,94	1,55
Media	81	54381,5	148,9	131,5	102,7	160,2	1,68	1,25	2,24	1,36	0,98	1,87
Disagiata	60	49706,1	120,7	149,9	111,3	188,4	1,89	1,37	2,60	1,32	0,91	1,89
Unknown	0	1088,6										
RII IC95%							2,25	1,57	3,22	1,07	0,59	1,95
Affollamento												
Non affollato	372	312123,5	119,2	96,6	86,7	106,4	1			1		
Affollato	46	37725,6	121,9	161,1	111,7	210,5	1,72	1,26	2,35	1,50	1,04	2,15
Unknown	0	232,7										
Classe Sociale												
Borghesia	55	77779,1	70,7	74,2	53,6	94,9	1			1		
Classe media impiegatizia	29	46945,5	61,8	74,8	42,3	107,2	1,10	0,70	1,73	0,93	0,58	1,49
Lavoratori autonomi	66	75120,0	87,9	79,4	60,1	98,8	1,14	0,80	1,63	1,01	0,69	1,49
Classe operaia	55	89791,0	61,3	81,9	56,2	107,6	1,23	0,84	1,80	1,02	0,67	1,54
Unknown	213	60446,2	352,4	184,6	142,5	226,8	1,96	1,42	2,71	1,67	1,17	2,37
RII IC95%							1,35	0,82	2,22	0,84	0,47	1,52
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	11	52772,1	20,8	22,7	8,4	37,0	1			1		
Media superiore	26	101253,5	25,7	32,8	19,6	46,0	1,31	0,65	2,65	1,36	0,65	2,86
Media inf/qualifica prof	32	135148,2	23,7	22,5	14,5	30,5	0,94	0,47	1,87	0,89	0,43	1,86
Elementare/senza titolo	58	77302,2	75,0	37,2	25,5	48,9	1,40	0,72	2,74	1,19	0,58	2,45
RII IC95%							1,28	0,66	2,48	0,64	0,12	3,40
Tipologia familiare												
Coppia con figli	44	210248,3	20,9	21,8	15,1	28,5	1			1		
Coppia senza figli	39	71881,2	54,3	33,4	20,9	45,8	1,33	0,85	2,11	1,43	0,90	2,27
Monogenitoriale	19	38248,6	49,7	41,8	22,9	60,7	1,96	1,14	3,36	2,16	1,25	3,73
Soli/conviventi	25	46097,9	54,2	39,2	23,3	55,0	1,72	1,04	2,85	1,85	1,10	3,14
RII IC95%							2,60	1,27	5,33	3,16	0,75	13,39
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	41	110263,3	37,2	29,4	20,2	38,6	1			1		
Agiata	47	151855,2	31,0	25,4	18,0	32,8	0,84	0,56	1,28	0,82	0,53	1,25
Media	19	58655,0	32,4	25,5	13,9	37,0	0,86	0,50	1,49	0,72	0,40	1,30
Disagiata	17	44789,3	38,0	39,0	20,4	57,6	1,26	0,72	2,23	0,94	0,50	1,79
Unknown	3	913,3	328,5	426,4	0,0	997,5	16,52	5,08	53,64	5,71	1,35	24,13
RII IC95%							1,06	0,55	2,05	0,96	0,21	4,41
Affollamento												
Non affollato	114	331992,8	34,3	27,1	22,1	32,2	1			1		
Affollato	13	34380,1	37,8	54,1	23,2	85,1	1,90	1,06	3,39	1,52	0,72	3,24
Unknown	0	103,1										
Classe Sociale												
Borghesia	7	46317,1	15,1	18,3	2,4	34,2	1			1		
Classe media impiegatizia	7	83172,4	8,4	12,9	0,0	28,3	0,65	0,23	1,85	0,62	0,21	1,84
Lavoratori autonomi	9	32565,1	27,6	26,0	8,4	43,6	1,46	0,54	3,93	1,43	0,50	4,06
Classe operaia	7	66593,6	10,5	8,8	2,1	15,4	0,73	0,26	2,09	0,74	0,24	2,24
Unknown	97	137827,9	70,4	41,8	31,6	52,0	2,37	1,06	5,29	2,30	0,97	5,43
RII IC95%							0,90	0,23	3,43	1,09	0,19	6,09

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Nel caso della mortalità per **cause correlate all'alcol** (Tabella 38, Tabella 39, Tabella 40), la tipologia familiare appariva come il fattore più rilevante e gli uomini e le donne (tranne che le residenti di Reggio Emilia) in condizioni di solitudine (nuclei monogenitoriali o persone sole o in convivenza) erano quelli con il rischio più alto di morire a causa di patologie potenzialmente correlate al consumo di alcol. Anche il titolo di studio (tra gli uomini residenti a Bologna) e le condizioni abitative (tra gli uomini residenti a Bologna o Modena) apparivano come dei fattori di rischio nelle analisi univariate ma perdevano di significatività nei modelli mutualmente aggiustati. È importante sottolineare che tutte le stime puntuali nel caso delle donne presentavano degli intervalli di confidenza molto ampi a causa di un numero molto contenuto di eventi (<20 nella coorte di Bologna e <10 nelle coorti di Modena e Reggio Emilia).

Per quanto riguarda la mortalità per **cause correlate al fumo** (Tabella 41, Tabella 42, Tabella 43), il quadro appariva sostanzialmente sovrapponibile a quello descritto per le disuguaglianze nella mortalità per tumore del polmone (Tabella 29, Tabella 30, Tabella 31). Anche l'intensità delle disuguaglianze misurate su scala relativa era simile. Tra gli uomini, nei modelli multivariati, un gradiente significativo era presente per il titolo di studio a Bologna (RII 2,99 IC95% 1,92-4,66) e Reggio Emilia (RII 3,19 IC95% 1,71-5,97), per la tipologia familiare a Bologna (RII 1,81 IC95% 1,26-2,61) e Reggio Emilia (RII 1,90 IC95% 1,07-3,36) e per la tipologia abitativa a Bologna (RII 1,70 IC95% 1,16-2,49) e a Modena (RII 2,15 IC95% 1,20-3,84). Tra le donne residenti a Bologna, i modelli multivariati facevano emergere un'associazione inversa tra esito e il titolo di studio (RII 2,53 IC95% 1,11-5,75) e si confermava l'inaspettato effetto protettivo della classe sociale bassa (RII 0,40 IC95% 0,17-0,92). Tra le donne residenti a Reggio Emilia, l'unico indicatore che rimaneva indipendentemente associato all'esito, seppure con una spiccata aleatorietà, era la tipologia familiare (RII 4,95 IC95% 1,55-15,82).

Tabella 38. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	0	25,5	213060,3	12,0	11,0	6,5	15,5	1			1	
Media superiore	196	36,8	258765,3	14,2	12,7	8,4	16,9	1,21	0,73	2,01	1,02	0,58 1,79
Media inf/qualifica prof	326	57,4	280382,4	20,5	18,7	13,3	24,1	1,65	1,03	2,63	1,21	0,68 2,17
Elementare/senza titolo	256	38,6	106578,7	36,2	26,7	12,6	40,8	2,28	1,35	3,85	1,46	0,77 2,76
RII IC95%								2,78	1,53	5,08	2,36	0,84 6,63
Tipologia familiare												
Coppia con figli	352	54,7	431870,8	12,7	11,4	7,9	14,8	1			1	
Coppia senza figli	228	34,4	185441,2	18,6	14,4	8,2	20,6	1,27	0,82	1,97	1,26	0,80 1,97
Monogenitoriale	91	21,9	66318,4	33,0	29,3	16,9	41,6	2,90	1,77	4,77	2,64	1,59 4,39
Soli/conviventi	247	47,2	175156,3	26,9	25,0	17,7	32,3	2,33	1,58	3,45	2,23	1,47 3,38
RII IC95%								3,98	2,24	7,08	2,71	1,24 5,92
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	124	19,9	138766,7	14,4	11,9	5,8	18,1	1			1	
Agiata	264	42,4	272490,9	15,6	12,5	8,5	16,5	1,09	0,64	1,85	0,91	0,53 1,57
Media	282	43,7	273227,9	16,0	13,2	8,9	17,5	1,16	0,68	1,97	0,76	0,43 1,34
Disagiata	242	51,1	173259,1	29,5	27,7	19,8	35,6	2,36	1,40	3,96	1,31	0,73 2,35
Unknown	6	1,0	1042,0	94,0	180,3	-238,7	599,2	9,50	1,24	72,57	3,82	0,40 36,77
RII IC95%								2,86	1,60	5,12	1,88	0,80 4,42
Affollamento												
Non affollato	729	122,4	702538,5	17,4	14,5	11,7	17,4	1			1	
Affollato	188	35,6	155390,4	22,9	21,8	14,2	29,5	1,45	1,00	2,12	1,38	0,89 2,15
Unknown	1	0,2	857,9	26,8	27,2	-83,8	138,2	2,09	0,03	124,90	0,50	0,01 42,50
Classe Sociale												
Borghesia	149	25,1	236490,3	10,6	9,4	5,4	13,4	1			1	
Classe media impiegatizia	82	16,7	119982,7	13,9	16,2	6,8	25,5	1,37	0,74	2,55	1,32	0,67 2,60
Lavoratori autonomi	128	22,5	147713,4	15,2	13,0	7,5	18,5	1,42	0,80	2,51	1,18	0,62 2,25
Classe operaia	132	27,5	167990,3	16,3	17,0	9,7	24,3	1,66	0,96	2,86	1,28	0,67 2,46
Unknown	427	66,5	186610,0	35,7	35,1	22,0	48,3	2,81	1,71	4,62	2,08	1,16 3,75
RII IC95%								2,03	0,99	4,19	1,05	0,41 2,71
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	147	9,5	233964,0	0,0	4,1	1,1	7,0	1			1	
Media superiore	180	15,9	261689,3	6,1	5,5	2,7	8,4	1,50	0,67	3,35	1,45	0,60 3,51
Media inf/qualifica prof	278	24,9	307096,9	8,1	6,5	3,6	9,4	1,78	0,84	3,80	1,55	0,65 3,72
Elementare/senza titolo	216	17,7	161816,3	10,9	9,6	3,1	16,1	2,13	0,92	4,92	1,60	0,61 4,22
RII IC95%								2,38	0,94	6,07	0,94	0,15 5,95
Tipologia familiare												
Coppia con figli	284	19,6	436777,5	4,5	4,3	1,9	6,6	1			1	
Coppia senza figli	211	16,4	214256,3	7,7	6,9	3,0	10,8	1,54	0,78	3,03	1,48	0,74 2,96
Monogenitoriale	141	16,5	128214,7	12,8	10,5	5,3	15,7	2,79	1,45	5,38	2,90	1,48 5,67
Soli/conviventi	185	15,5	185317,9	8,4	7,2	3,5	10,8	1,93	0,98	3,77	1,97	0,97 4,01
RII IC95%								3,50	1,41	8,70	4,14	0,93 18,47
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	119	6,6	159850,8	4,1	3,3	0,7	6,0	1			1	
Agiata	266	22,5	306595,3	7,4	6,1	3,0	9,2	1,78	0,75	4,24	1,71	0,71 4,11
Media	251	21,3	311374,5	6,8	6,0	3,1	8,9	1,72	0,72	4,11	1,59	0,63 3,98
Disagiata	184	17,1	185998,5	9,2	8,3	4,3	12,2	2,52	1,02	6,19	2,00	0,76 5,27
Unknown	1	0,4	747,3	53,5	46,0	-96,2	188,2	17,90	0,73	437,48	15,55	0,56 432,23
RII IC95%								2,22	0,92	5,36	1,95	0,43 8,92
Affollamento												
Non affollato	709	56,9	799922,7	7,1	5,9	4,2	7,6	1			1	
Affollato	112	11,1	164107,3	6,8	6,0	2,2	9,7	1,06	0,56	2,03	0,97	0,46 2,04
Unknown	0	0,0	536,4					1,13	0,31	4,13		
Classe Sociale												
Borghesia	111	6,7	167100,9	4,0	4,5	0,3	8,7	1			1	
Classe media impiegatizia	109	9,3	225370,9	4,1	3,6	0,6	6,6	1,04	0,39	2,81	0,79	0,27 2,35
Lavoratori autonomi	58	6,5	74061,5	8,7	7,1	1,5	12,7	2,15	0,73	6,35	1,62	0,50 5,22
Classe operaia	76	4,5	140354,2	3,2	3,1	-0,3	6,5	0,82	0,25	2,69	0,55	0,15 2,03
Unknown	467	41,0	357678,9	11,5	9,1	5,6	12,7	2,80	1,19	6,57	2,19	0,83 5,78
RII IC95%								1,10	0,26	4,56	0,97	0,15 6,11

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 39. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^			
Uomini													
Titolo di studio													
Laurea	0	8,2	76139,8	10,7	12,4	2,2	22,7	1			1		
Media superiore	86	16,2	132949,5	12,2	12,9	5,5	20,2	1,15	0,50	2,67	1,08	0,44	2,69
Media inf/qualifica prof	134	25,3	149886,8	16,8	17,0	9,3	24,8	1,57	0,71	3,45	1,35	0,53	3,45
Elementare/senza titolo	147	19,3	74239,6	26,0	17,2	5,5	28,9	1,95	0,83	4,55	1,45	0,53	3,98
RII IC95%								2,36	0,95	5,89	2,14	0,50	9,26
Tipologia familiare													
Coppia con figli	163	25,2	253945,7	9,9	10,2	5,0	15,5	1			1		
Coppia senza figli	108	15,7	85814,1	18,3	15,6	6,2	25,0	1,60	0,83	3,06	1,47	0,76	2,86
Monogenitoriale	40	6,4	25123,8	25,3	27,1	4,1	50,0	2,67	1,11	6,38	2,40	1,00	5,80
Soli/conviventi	106	21,7	68332,2	31,7	31,9	17,3	46,6	3,30	1,85	5,87	2,90	1,58	5,35
RII IC95%								6,16	2,53	15,02	3,87	1,23	12,19
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	109	15,8	121035,0	13,1	16,8	4,8	28,8	1			1		
Agiata	146	25,1	171919,0	14,6	13,6	7,1	20,1	1,16	0,62	2,18	1,02	0,54	1,93
Media	63	9,5	68829,7	13,8	11,0	4,0	18,1	1,11	0,50	2,49	0,83	0,36	1,92
Disagiata	98	18,4	70863,6	26,0	26,7	13,8	39,6	2,33	1,18	4,62	1,54	0,70	3,35
Unknown	1	0,1	568,4	8,8	9,7	-75,3	94,7						
RII IC95%								2,49	1,04	6,00	1,87	0,54	6,50
Affollamento													
Non affollato	363	60,3	380214,8	15,9	15,5	10,6	20,4	1			1		
Affollato	53	8,5	52738,4	16,2	19,1	4,9	33,4	1,18	0,57	2,43	0,98	0,43	2,27
Unknown	1	0,1	262,6	19,0	11,8	-91,8	115,5						
Classe Sociale													
Borghesia	76	11,4	108307,7	10,5	10,6	2,8	18,4	1			1		
Classe media impiegatizia	27	6,8	61908,4	10,9	13,4	0,4	26,4	1,06	0,41	2,74	1,01	0,37	2,78
Lavoratori autonomi	64	10,0	71921,3	13,9	14,3	3,0	25,6	1,31	0,56	3,06	1,10	0,43	2,84
Classe operaia	77	14,7	107848,8	13,6	16,6	6,3	26,9	1,34	0,61	2,91	1,02	0,41	2,57
Unknown	173	26,0	83229,6	31,3	40,9	9,9	71,8	2,65	1,23	5,73	1,94	0,81	4,67
RII IC95%								1,62	0,56	4,65	1,05	0,27	4,05
Donne													
Titolo di studio													
Laurea	47	4,8	82148,7	5,8	6,2	0,3	12,1	1			1		
Media superiore	63	6,5	127617,0	5,1	4,3	0,8	7,7	0,86	0,26	2,81	0,96	0,26	3,54
Media inf/qualifica prof	112	8,7	154677,6	5,6	5,6	1,4	9,7	0,92	0,30	2,81	0,89	0,24	3,34
Elementare/senza titolo	95	8,6	102123,0	8,4	5,6	-0,2	11,4	1,07	0,32	3,61	0,99	0,24	4,03
RII IC95%								1,14	0,28	4,61	1,54	0,13	18,58
Tipologia familiare													
Coppia con figli	132	9,0	253375,5	3,5	3,7	1,0	6,5	1			1		
Coppia senza figli	80	5,7	97315,4	5,9	5,4	0,4	10,3	1,40	0,47	4,16	1,30	0,43	3,94
Monogenitoriale	37	3,7	50819,7	7,3	6,1	-0,4	12,6	1,97	0,59	6,64	1,86	0,54	6,38
Soli/conviventi	68	10,2	65055,8	15,6	14,3	5,2	23,4	4,09	1,64	10,21	3,57	1,36	9,39
RII IC95%								7,64	1,76	33,18	11,45	1,32	99,34
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	98	8,5	134150,2	6,4	5,6	1,6	9,6	1			1		
Agiata	114	8,4	186851,2	4,5	4,4	1,2	7,5	0,71	0,28	1,85	0,70	0,27	1,83
Media	56	5,0	75337,5	6,7	5,7	0,6	10,8	1,05	0,35	3,18	0,99	0,31	3,11
Disagiata	49	6,6	69793,6	9,5	9,4	2,0	16,8	1,63	0,58	4,56	1,41	0,46	4,35
Unknown	0	0,0	433,9										
RII IC95%								1,75	0,45	6,82	2,82	0,38	21,19
Affollamento													
Non affollato	299	26,9	416981,4	6,5	5,9	3,5	8,3	1			1		
Affollato	18	1,6	49395,0	3,3	3,3	-2,3	8,9	0,58	0,12	2,84	0,45	0,08	2,50
Unknown													
Classe Sociale													
Borghesia	35	3,8	69518,2	5,5	5,6	-0,4	11,6	1			1		
Classe media impiegatizia	45	3,4	109374,8	3,1	4,7	-2,5	12,0	0,58	0,13	2,52	0,64	0,13	3,16
Lavoratori autonomi	18	2,3	36819,5	6,3	4,9	-1,4	11,1	1,08	0,21	5,56	1,20	0,20	7,14
Classe operaia	41	5,3	83855,3	6,3	7,2	-0,2	14,5	1,15	0,31	4,28	1,30	0,28	6,15
Unknown	178	13,8	166998,6	8,2	7,2	1,4	12,9	1,22	0,36	4,13	1,42	0,35	5,72
RII IC95%								1,51	0,22	10,27	1,40	0,12	16,25

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 40. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate all'alcol, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^A			MRR**, IC95%^A		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	0	5,2	48361,7	10,8	11,5	-1,0	24,0	1			1	
Media superiore	74	17,2	105763,6	16,2	14,8	7,6	22,0	1,53	0,57	4,06	1,45	0,52 4,07
Media inf/qualifica prof	128	26,1	138011,8	18,9	17,3	10,3	24,2	1,75	0,69	4,48	1,45	0,51 4,12
Elementare/senza titolo	88	14,7	57944,8	25,4	17,2	4,8	29,6	1,89	0,68	5,24	1,39	0,45 4,28
RII IC95%								1,80	0,70	4,62	0,69	0,15 3,14
Tipologia familiare												
Coppia con figli	150	28,3	213241,2	13,3	11,4	6,8	16,0	1			1	
Coppia senza figli	68	11,9	65348,0	18,3	14,0	5,1	22,9	1,19	0,59	2,38	1,09	0,54 2,22
Monogenitoriale	32	7,6	20095,9	37,8	34,3	9,5	59,2	2,95	1,32	6,58	2,53	1,12 5,72
Soli/conviventi	73	15,4	51396,7	29,9	29,0	13,5	44,4	2,28	1,22	4,25	2,05	1,06 3,96
RII IC95%								3,87	1,54	9,72	4,16	1,20 14,35
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	81	16,8	102635,5	16,4	14,0	6,0	22,0	1			1	
Agiata	135	26,3	142270,1	18,5	16,7	9,7	23,7	1,15	0,62	2,13	1,01	0,54 1,88
Media	50	8,5	54381,5	15,6	13,7	4,4	23,0	1,00	0,44	2,28	0,82	0,34 1,96
Disagiata	57	11,7	49706,1	23,6	22,1	8,6	35,5	1,65	0,77	3,50	1,20	0,51 2,81
Unknown	0	0,0	1088,6									
RII IC95%								1,53	0,62	3,80	1,48	0,40 5,51
Affollamento												
Non affollato	297	57,8	312123,5	18,5	16,5	11,8	21,1	1			1	
Affollato	26	5,4	37725,6	14,3	14,4	1,0	27,8	0,86	0,35	2,10	0,91	0,33 2,50
Unknown	0	0,0	232,7									
Classe Sociale												
Borghesia	49	8,3	77779,1	10,7	9,4	1,6	17,2	1			1	
Classe media impiegatizia	23	5,2	46945,5	11,0	15,0	-0,9	30,9	1,03	0,34	3,09	0,90	0,29 2,81
Lavoratori autonomi	61	12,2	75120,0	16,2	16,5	5,6	27,3	1,55	0,64	3,74	1,36	0,52 3,54
Classe operaia	57	11,3	89791,0	12,6	10,5	3,4	17,5	1,18	0,48	2,91	1,01	0,37 2,73
Unknown	133	26,3	60446,2	43,4	54,7	23,9	85,5	4,49	1,90	10,64	3,59	1,41 9,17
RII IC95%								1,46	0,46	4,64	1,55	0,38 6,24
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	33	1,6	52772,1	3,0	3,4	-2,2	9,0	1			1	
Media superiore	56	4,0	101253,5	4,0	5,0	-0,4	10,5	1,37	0,21	8,71	1,23	0,18 8,59
Media inf/qualifica prof	81	7,4	135148,2	5,5	5,0	1,3	8,8	1,70	0,30	9,57	1,46	0,23 9,30
Elementare/senza titolo	90	8,1	77302,2	10,5	4,8	0,9	8,7	2,02	0,34	11,97	1,54	0,23 10,39
RII IC95%								2,09	0,39	11,30	0,78	0,02 31,86
Tipologia familiare												
Coppia con figli	102	6,1	210248,3	2,9	3,4	0,4	6,3	1			1	
Coppia senza figli	77	7,1	71881,2	9,8	6,3	0,8	11,8	2,16	0,69	6,80	2,22	0,69 7,17
Monogenitoriale	38	3,0	38248,6	7,7	7,3	-1,6	16,2	2,36	0,59	9,49	2,56	0,62 10,51
Soli/conviventi	43	5,0	46097,9	10,7	10,3	0,0	20,6	2,77	0,82	9,31	2,88	0,80 10,30
RII IC95%								5,58	0,99	31,65	2,51	0,10 61,93
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	86	6,0	110263,3	5,4	5,2	0,0	10,4	1			1	
Agiata	100	8,0	151855,2	5,2	4,6	1,3	7,9	0,97	0,34	2,82	0,87	0,30 2,53
Media	44	3,3	58655,0	5,6	4,6	-0,4	9,7	1,03	0,27	3,96	0,84	0,21 3,41
Disagiata	29	3,9	44789,3	8,6	8,8	-0,4	18,0	1,82	0,50	6,58	1,40	0,34 5,71
Unknown	1	0,0	913,3	2,2	1,3	-16,2	18,7					
RII IC95%								1,68	0,34	8,30	4,47	0,20 98,30
Affollamento												
Non affollato	249	19,8	331992,8	6,0	5,3	2,7	8,0	1			1	
Affollato	11	1,3	34380,1	3,7	3,9	-3,1	10,9	0,83	0,13	5,06	0,68	0,09 5,01
Unknown	0	0,0	103,1									
Classe Sociale												
Borghesia	15	0,9	46317,1	1,9	4,4	-5,7	14,6	1			1	
Classe media impiegatizia	34	2,4	83172,4	2,9	3,5	-1,7	8,7	1,63	0,14	18,65	1,47	0,11 19,00
Lavoratori autonomi	26	1,6	32565,1	4,8	4,1	-2,5	10,7	2,28	0,17	31,35	1,95	0,12 30,61
Classe operaia	31	1,4	66593,6	2,1	2,2	-2,2	6,5	1,10	0,08	16,02	0,88	0,05 15,03
Unknown	154	14,9	137827,9	10,8	8,5	3,1	14,0	3,99	0,44	36,26	3,67	0,34 39,11
RII IC95%								0,95	0,05	17,68	0,90	0,03 31,98

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^A: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 41. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Bologna, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^		
Uomini												
Titolo di studio												
Laurea	226	107,9	213060,3	50,6	44,5	36,0	53,0	1			1	
Media superiore	354	171,3	258765,3	66,2	62,8	53,3	72,3	1,39	1,09	1,76	1,24	0,95 1,61
Media inf/qualifica prof	653	338,1	280382,4	120,6	94,8	84,5	105,1	2,11	1,70	2,62	1,78	1,36 2,32
Elementare/senza titolo	604	303,7	106578,7	285,0	123,3	105,8	140,8	2,72	2,17	3,40	2,16	1,64 2,85
RII IC95%								3,51	2,74	4,50	2,99	1,92 4,66
Tipologia familiare												
Coppia con figli	725	375,3	431870,8	86,9	68,3	61,2	75,4	1			1	
Coppia senza figli	555	277,5	185441,2	149,6	84,6	73,6	95,6	1,18	1,00	1,38	1,09	0,92 1,29
Monogenitoriale	140	70,9	66318,4	107,0	102,6	78,6	126,5	1,53	1,18	1,97	1,38	1,07 1,78
Soli/conviventi	417	197,3	175156,3	112,6	105,6	90,8	120,3	1,54	1,29	1,83	1,40	1,16 1,68
RII IC95%								1,99	1,56	2,55	1,81	1,26 2,61
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	236	111,8	138766,7	80,6	56,1	45,6	66,6	1			1	
Agiata	558	279,5	272490,9	102,6	72,4	63,7	81,1	1,28	1,03	1,59	1,01	0,81 1,27
Media	562	282,7	273227,9	103,5	78,3	69,1	87,5	1,39	1,12	1,73	0,93	0,73 1,18
Disagiata	480	246,5	173259,1	142,3	133,0	116,3	149,7	2,36	1,89	2,96	1,48	1,15 1,91
Unknown	1	0,5	1042,0	52,2	239,4	-389,8	868,5	1,79	0,12	25,75	0,84	0,05 14,60
RII IC95%								2,58	2,03	3,28	1,70	1,16 2,49
Affollamento												
Non affollato	1538	758,3	702538,5	107,9	78,1	72,5	83,7	1			1	
Affollato	298	162,4	155390,4	104,5	98,5	83,1	113,9	1,25	1,05	1,48	1,04	0,85 1,26
Unknown	1	0,4	857,9	49,0	33,1	-66,9	133,2	1,09	0,05	22,36	0,86	0,03 21,96
Classe Sociale												
Borghesia	255	123,9	236490,3	52,4	47,2	38,7	55,8	1			1	
Classe media impiegatizia	143	76,1	119982,7	63,4	75,4	55,5	95,3	1,48	1,11	1,97	1,24	0,91 1,69
Lavoratori autonomi	278	142,9	147713,4	96,7	80,3	66,9	93,6	1,68	1,32	2,14	1,13	0,86 1,49
Classe operaia	204	106,7	167990,3	63,5	84,1	65,5	102,7	1,63	1,26	2,11	0,97	0,72 1,32
Unknown	957	471,6	186610,0	252,7	125,4	107,9	142,8	2,30	1,87	2,83	1,44	1,12 1,85
RII IC95%								2,11	1,52	2,94	0,94	0,61 1,44
Donne												
Titolo di studio												
Laurea	100	41,1	233964,0	17,6	20,8	14,2	27,5	1			1	
Media superiore	161	72,8	261689,3	27,8	28,3	21,6	34,9	1,51	1,03	2,21	1,73	1,14 2,64
Media inf/qualifica prof	298	128,2	307096,9	41,8	30,8	25,4	36,3	1,62	1,14	2,32	1,88	1,25 2,85
Elementare/senza titolo	281	111,9	161816,3	69,2	40,0	23,4	56,7	1,60	1,10	2,32	1,80	1,16 2,79
RII IC95%								1,60	1,07	2,39	2,53	1,11 5,75
Tipologia familiare												
Coppia con figli	282	126,5	436777,5	29,0	25,3	20,8	29,8	1			1	
Coppia senza figli	211	83,1	214256,3	38,8	22,8	17,3	28,4	0,87	0,66	1,16	0,85	0,64 1,14
Monogenitoriale	133	56,6	128214,7	44,2	35,5	26,2	44,8	1,41	1,03	1,92	1,39	1,01 1,91
Soli/conviventi	214	87,9	185317,9	47,4	36,2	28,5	43,9	1,46	1,11	1,93	1,45	1,08 1,94
RII IC95%								1,79	1,19	2,70	1,58	0,79 3,15
Tipologia abitativa												
Molto Agiata	133	58,3	159850,8	36,5	26,2	19,4	32,9	1			1	
Agiata	236	105,8	306595,3	34,5	24,5	19,8	29,2	0,92	0,67	1,27	0,87	0,63 1,21
Media	255	104,9	311374,5	33,7	25,2	20,4	30,1	0,94	0,68	1,30	0,86	0,61 1,22
Disagiata	214	84,9	185998,5	45,7	40,8	32,1	49,5	1,53	1,10	2,14	1,30	0,90 1,89
Unknown	2	0,2	747,3	20,3	39,2	-157,4	235,7	1,12	0,01	172,51	0,21	0,00 48,91
RII IC95%								1,63	1,11	2,40	1,27	0,62 2,60
Affollamento												
Non affollato	715	303,3	799922,7	37,9	27,2	24,1	30,3	1			1	
Affollato	124	50,1	164107,3	30,5	30,1	21,7	38,6	1,09	0,81	1,48	0,98	0,70 1,37
Unknown	1	0,7	536,4	129,4	671,4	-857,4	2200,2	7,82	0,74	82,58	9,01	0,68 118,59
Classe Sociale												
Borghesia	81	37,3	167100,9	22,3	27,4	17,2	37,5	1			1	
Classe media impiegatizia	92	41,8	225370,9	18,5	24,6	14,4	34,8	0,93	0,60	1,44	0,68	0,42 1,10
Lavoratori autonomi	51	19,1	74061,5	25,9	22,4	12,2	32,6	0,92	0,53	1,60	0,66	0,36 1,18
Classe operaia	61	27,4	140354,2	19,5	22,0	12,8	31,1	0,86	0,52	1,40	0,57	0,33 0,98
Unknown	555	228,5	357678,9	63,9	35,4	29,4	41,4	1,36	0,94	1,96	1,00	0,66 1,52
RII IC95%								0,79	0,41	1,53	0,40	0,17 0,92

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 42. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Modena, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^			
Uomini													
Titolo di studio													
Laurea	82	40,8	76139,8	53,6	51,9	35,3	68,6	1			1		
Media superiore	152	72,8	132949,5	54,7	54,6	41,9	67,4	1,08	0,74	1,59	0,99	0,66	1,49
Media inf/qualifica prof	228	118,0	149886,8	78,7	70,8	58,0	83,7	1,46	1,02	2,08	1,09	0,72	1,65
Elementare/senza titolo	348	166,5	74239,6	224,3	105,4	80,1	130,8	2,04	1,44	2,89	1,38	0,91	2,09
RII IC95%								2,61	1,80	3,78	1,69	0,90	3,16
Tipologia familiare													
Coppia con figli	368	183,8	253945,7	72,4	61,3	52,3	70,3	1			1		
Coppia senza figli	235	119,6	85814,1	139,3	79,4	63,2	95,5	1,22	0,96	1,56	1,14	0,89	1,45
Monogenitoriale	48	19,6	25123,8	78,0	75,5	41,8	109,2	1,26	0,79	2,00	1,16	0,73	1,86
Soli/conviventi	159	75,1	68332,2	109,9	102,9	79,4	126,4	1,64	1,25	2,15	1,42	1,07	1,88
RII IC95%								2,10	1,43	3,09	1,45	0,83	2,54
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	198	96,0	121035,0	79,4	55,6	43,5	67,7	1			1		
Agiata	324	160,8	171919,0	93,5	71,2	60,0	82,4	1,30	1,01	1,67	1,16	0,89	1,50
Media	129	59,1	68829,7	85,9	68,0	50,5	85,4	1,25	0,90	1,73	0,99	0,70	1,40
Disagiata	158	81,2	70863,6	114,6	128,3	100,1	156,5	2,36	1,76	3,18	1,76	1,25	2,49
Unknown	1	0,8	568,4	149,0	331,5	-362,0	1024,9	3,45	0,41	29,34	1,51	0,17	13,79
RII IC95%								2,41	1,67	3,49	2,15	1,20	3,84
Affollamento													
Non affollato	727	353,7	380214,8	93,0	69,4	62,0	76,8	1			1		
Affollato	82	43,5	52738,4	82,5	103,3	71,5	135,1	1,48	1,08	2,03	1,12	0,77	1,63
Unknown	1	0,8	262,6	322,6	438,4	-478,8	1355,6	7,12	0,84	60,09	4,87	0,55	43,12
Classe Sociale													
Borghesia	109	54,2	108307,7	50,0	48,4	34,6	62,3	1			1		
Classe media impiegatizia	40	19,7	61908,4	31,9	36,6	17,1	56,0	0,79	0,47	1,32	0,77	0,45	1,32
Lavoratori autonomi	129	66,0	71921,3	91,8	73,4	55,6	91,2	1,61	1,12	2,30	1,37	0,91	2,04
Classe operaia	118	63,0	107848,8	58,4	74,6	52,8	96,5	1,62	1,12	2,33	1,25	0,82	1,92
Unknown	414	195,1	83229,6	234,4	105,3	81,8	128,7	2,10	1,53	2,89	1,66	1,15	2,41
RII IC95%								2,30	1,39	3,79	1,33	0,70	2,52
Donne													
Titolo di studio													
Laurea	24	13,9	82148,7	16,9	17,7	7,7	27,8				1		
Media superiore	63	27,6	127617,0	21,6	26,0	15,9	36,0	1,24	0,65	2,37	1,22	0,61	2,43
Media inf/qualifica prof	94	41,7	154677,6	26,9	26,3	17,4	35,3	1,26	0,69	2,32	1,10	0,56	2,16
Elementare/senza titolo	179	72,6	102123,0	71,0	34,9	12,4	57,4	1,60	0,88	2,89	1,24	0,64	2,42
RII IC95%								1,67	0,91	3,06	1,33	0,36	4,87
Tipologia familiare													
Coppia con figli	118	49,8	253375,5	19,6	20,5	14,4	26,5	1			1		
Coppia senza figli	111	48,5	97315,4	49,8	27,5	18,7	36,3	1,33	0,87	2,01	1,25	0,82	1,91
Monogenitoriale	43	18,2	50819,7	35,8	36,1	13,8	58,3	1,51	0,88	2,59	1,45	0,84	2,50
Soli/conviventi	88	39,3	65055,8	60,4	43,0	29,3	56,7	2,18	1,42	3,35	2,01	1,28	3,14
RII IC95%								3,10	1,63	5,90	2,30	0,76	6,94
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	68	30,9	134150,2	23,0	17,4	11,2	23,5	1			1		
Agiata	159	68,4	186851,2	36,6	28,0	21,3	34,7	1,64	1,07	2,51	1,57	1,02	2,42
Media	61	27,0	75337,5	35,8	27,5	17,1	37,9	1,61	0,96	2,69	1,40	0,81	2,41
Disagiata	71	28,8	69793,6	41,3	44,0	27,3	60,6	2,44	1,47	4,07	1,95	1,11	3,44
Unknown	1	0,7	433,9	170,1	153,5	-194,3	501,3	13,63	1,35	137,36	8,57	0,76	97,25
RII IC95%								2,62	1,45	4,73	1,66	0,53	5,21
Affollamento													
Non affollato	329	142,7	416981,4	34,2	25,8	21,5	30,0	1			1		
Affollato	31	13,0	49395,0	26,4	39,2	17,0	61,5	1,34	0,76	2,38	1,07	0,56	2,06
Unknown	0	0,0	190,0										
Classe Sociale													
Borghesia	20	11,0	69518,2	15,8	16,0	5,2	26,8	1			1		
Classe media impiegatizia	31	13,3	109374,8	12,2	21,6	4,9	38,2	0,92	0,41	2,04	0,81	0,34	1,90
Lavoratori autonomi	21	9,5	36819,5	25,9	21,7	7,7	35,7	1,21	0,51	2,89	1,10	0,43	2,77
Classe operaia	39	16,3	83855,3	19,4	24,9	10,5	39,4	1,22	0,57	2,63	1,00	0,43	2,32
Unknown	249	105,6	166998,6	63,3	35,2	23,4	47,1	1,71	0,89	3,27	1,45	0,71	2,97
RII IC95%								1,46	0,52	4,16	1,12	0,30	4,21

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Tabella 43. Numero di decessi e decessi pesati, anni-persona, tasso di mortalità grezzo e standardizzato, rapporto tra tassi e indice di disuguaglianza relativa e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per indicatore di posizione socioeconomica e genere, mortalità per cause correlate al fumo, 30-69 anni, Reggio Emilia, 2001

	Decessi (N)	Decessi pesati (N)	Anni persona	Tasso grezzo	Tasso standardizzato, IC95%		MRR*, IC95%^			MRR**, IC95%^			
Uomini													
Titolo di studio													
Laurea	53	28,8	48361,7	59,5	56,2	35,4	76,9	1			1		
Media superiore	140	59,1	105763,6	55,9	59,2	43,8	74,6	1,06	0,68	1,65	1,00	0,63	1,61
Media inf/qualifica prof	231	118,6	138011,8	85,9	80,9	66,2	95,6	1,53	1,02	2,30	1,32	0,83	2,08
Elementare/senza titolo	269	141,3	57944,8	243,8	126,5	99,9	153,0	2,20	1,46	3,30	1,80	1,13	2,86
RII IC95%								2,89	1,94	4,31	3,19	1,71	5,97
Tipologia familiare													
Coppia con figli	351	172,4	213241,2	80,9	71,1	60,3	81,8	1			1		
Coppia senza figli	154	85,1	65348,0	130,3	75,8	58,1	93,6	1,06	0,81	1,39	1,00	0,76	1,32
Monogenitoriale	60	31,9	20095,9	158,7	150,2	97,9	202,5	2,11	1,45	3,08	2,00	1,37	2,94
Soli/conviventi	128	58,3	51396,7	113,4	105,7	78,5	132,8	1,44	1,07	1,94	1,30	0,95	1,78
RII IC95%								1,98	1,32	2,99	1,90	1,07	3,36
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	177	89,2	102635,5	86,9	63,7	50,3	77,1	1			1		
Agiata	290	143,8	142270,1	101,1	80,4	67,2	93,6	1,27	0,98	1,66	1,14	0,87	1,49
Media	117	55,7	54381,5	102,4	88,1	64,9	111,4	1,39	0,99	1,94	1,09	0,76	1,57
Disagiata	108	58,2	49706,1	117,2	138,9	102,7	175,1	2,16	1,55	3,01	1,53	1,05	2,24
Unknown	1	0,8	1088,6	75,7	80,9	-93,1	254,9	1,73	0,20	15,13	0,80	0,09	7,37
RII IC95%								2,25	1,52	3,33	1,45	0,80	2,63
Affollamento													
Non affollato	622	311,3	312123,5	99,7	78,6	69,8	87,3	1			1		
Affollato	71	36,4	37725,6	96,5	123,5	81,7	165,3	1,57	1,11	2,22	1,25	0,83	1,89
Unknown	0	0,0	232,7										
Classe Sociale													
Borghesia	91	45,9	77779,1	59,0	60,5	42,3	78,7	1			1		
Classe media impiegatizia	48	22,4	46945,5	47,7	52,0	27,5	76,6	1,01	0,61	1,67	0,95	0,56	1,61
Lavoratori autonomi	119	63,6	75120,0	84,6	74,6	56,1	93,0	1,34	0,92	1,96	1,02	0,67	1,55
Classe operaia	111	62,5	89791,0	69,7	97,5	68,4	126,7	1,69	1,15	2,49	1,19	0,77	1,83
Unknown	324	153,4	60446,2	253,8	139,1	101,7	176,4	1,85	1,31	2,62	1,33	0,90	1,97
RII IC95%								2,21	1,31	3,71	1,09	0,58	2,03
Donne													
Titolo di studio													
Laurea	25	10,1	52772,1	19,2	22,3	7,6	36,9	1			1		
Media superiore	50	20,9	101253,5	20,6	24,8	13,4	36,1	1,18	0,56	2,49	1,09	0,49	2,42
Media inf/qualifica prof	74	31,3	135148,2	23,2	21,6	13,9	29,2	1,04	0,51	2,12	0,93	0,42	2,03
Elementare/senza titolo	112	43,7	77302,2	56,5	27,9	18,4	37,4	1,39	0,69	2,81	1,20	0,55	2,65
RII IC95%								1,38	0,68	2,81	1,37	0,37	5,03
Tipologia familiare													
Coppia con figli	99	41,1	210248,3	19,5	19,9	13,6	26,2	1			1		
Coppia senza figli	68	24,6	71881,2	34,2	27,3	13,2	41,4	1,02	0,60	1,71	0,99	0,58	1,69
Monogenitoriale	35	13,5	38248,6	35,4	28,9	13,4	44,4	1,54	0,83	2,85	1,44	0,77	2,69
Soli/conviventi	59	26,9	46097,9	58,4	45,3	27,8	62,8	2,24	1,36	3,69	2,04	1,20	3,45
RII IC95%								3,06	1,43	6,57	4,95	1,55	15,82
Tipologia abitativa													
Molto Agiata	74	27,8	110263,3	25,2	19,7	12,3	27,0	1			1		
Agiata	105	43,7	151855,2	28,8	23,5	16,5	30,5	1,19	0,74	1,92	1,14	0,71	1,85
Media	38	14,8	58655,0	25,2	21,1	10,2	32,0	1,06	0,56	1,99	0,95	0,49	1,84
Disagiata	41	18,9	44789,3	42,3	47,6	25,5	69,7	2,21	1,23	3,96	1,81	0,94	3,47
Unknown	3	0,8	913,3	91,9	144,4	-205,3	494,1	6,91	0,78	60,85	5,11	0,47	55,07
RII IC95%								1,98	0,97	4,06	1,42	0,45	4,51
Affollamento													
Non affollato	241	98,6	331992,8	29,7	24,8	19,5	30,0	1			1		
Affollato	20	7,4	34380,1	21,7	33,3	8,2	58,3	1,19	0,56	2,52	0,92	0,39	2,21
Unknown	0	0,0	103,1										
Classe Sociale													
Borghesia	19	8,0	46317,1	17,4	21,1	4,0	38,1	1			1		
Classe media impiegatizia	30	13,7	83172,4	16,5	23,8	4,9	42,7	1,16	0,49	2,78	1,13	0,45	2,87
Lavoratori autonomi	21	11,3	32565,1	34,7	29,0	11,8	46,2	1,49	0,60	3,71	1,46	0,55	3,89
Classe operaia	32	14,1	66593,6	21,1	26,9	10,9	42,9	1,27	0,53	3,02	1,15	0,44	2,99
Unknown	159	58,9	137827,9	42,8	28,9	17,7	40,1	1,20	0,56	2,58	1,13	0,49	2,62
RII IC95%								1,35	0,47	3,92	1,11	0,30	4,18

MRR*: univariato, MRR**: multivariato, IC95%^: in grassetto i risultati che non contengono l'unità con livello di confidenza al 95%

Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio

In questa sezione sono riportati i risultati relativi all'analisi delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio (mortalità totale e mortalità specifica per cardiopatia ischemica e malattie cerebrovascolari) in 12 popolazioni europee negli ultimi 25 anni circa. Le 12 popolazioni sono state raggruppate in cinque macro-aree: Europa settentrionale (Finlandia e Danimarca), Europa occidentale (Inghilterra e Galles, Austria, Svizzera), Europa meridionale (Spagna (Barcellona), Italia (Torino; Studio Longitudinale Emiliano: Modena, Bologna e Reggio Emilia), Europa centro-orientale (Ungheria e Polonia), paesi baltici (Estonia e Lituania).

Per ciascun esito, popolazione e periodo di osservazione sono stati calcolati il numero di decessi, gli anni-persona, i tassi standardizzati per età e le misure di disuguaglianza relativa e assoluta. Tutte le misure sono riportate separatamente per gli uomini e per le donne. I risultati vengono presentati sia nel testo che in appendice.

Per questa analisi sono stati presi in considerazione un totale di 2.152.018 decessi per malattie del sistema circolatorio che si sono verificati in 504.631.113 anni-persona di *follow-up*. Lo SLEm ha contribuito con 9.979 decessi e 5.605.387 anni-persona. Il dettaglio degli anni-persone e del numero di decessi per ciascun esito stratificati per livello di istruzione sono riportati nella Appendice Tabella 17 e Appendice Tabella 18.

Andamento della mortalità per livello di istruzione

Nei quattro quadranti di destra della Figura 10 è presentato l'andamento nel tempo dei tassi standardizzati per età della mortalità (a) per malattie del sistema circolatorio, (b) cardiopatia ischemica, (c) malattie cerebrovascolari nei soggetti con livello di istruzione basso e alto. Il dettaglio dei tassi standardizzati stratificati per livello di istruzione per ciascuna popolazione, periodo e genere sono riportati in Appendice Tabella 19, Appendice Tabella 20, Appendice Tabella 21, Appendice Tabella 22, Appendice Tabella 23, Appendice Tabella 24.

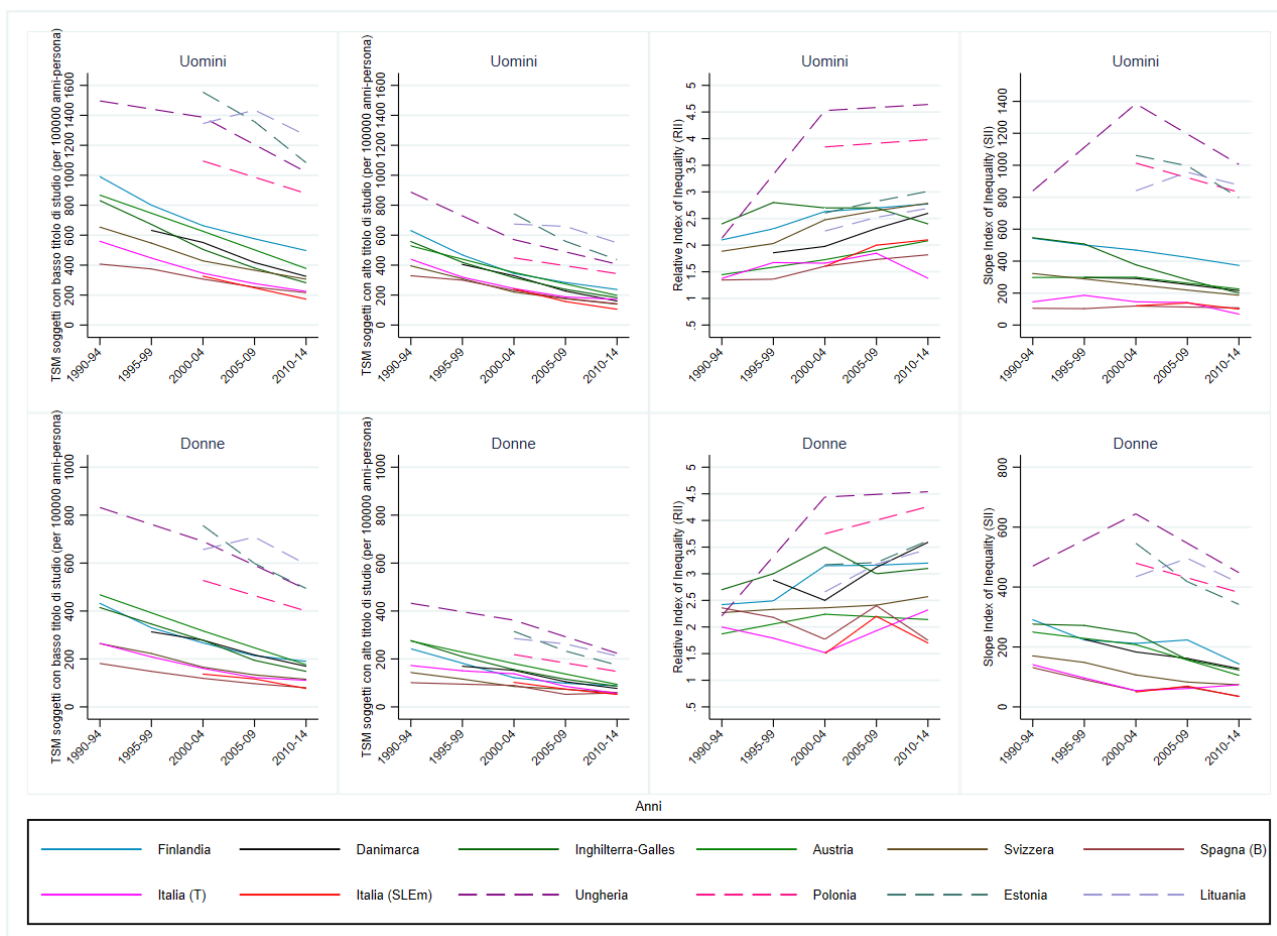
Dagli anni '90 in poi c'è stata una drammatica riduzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio in entrambi i generi nella maggior parte delle popolazioni dell'Europa occidentale (Finlandia, Danimarca, Inghilterra e Galles, Austria, Svizzera, Spagna e Italia) (Figura 10 parte a). La riduzione è apprezzabile anche per la coorte SLEm a partire dagli anni 2000 (inizio del *follow-up*); i tassi di mortalità per 100.000 anni-persona per malattie del sistema circolatorio tra il 2000-2004 e il 2010-2014 sono passati da 326,1 (IC95% 311,1-340,7) a 173,0 (IC95% 161,8-184,7) tra gli uomini

meno istruiti, da 241,6 (IC95% 212,5-272,8) a 105,5 (IC95% 89,0-123,2) tra gli uomini più istruiti, da 136,8 (IC95%128,8-144,6) a 76,8 (IC95% 70,5-83,3) tra le donne meno istruite e da 102,5 (IC95% 80,7-126,6) a 52,0 (IC95% 38,9-65,5) tra le donne più istruite. Lo stesso andamento decrescente è evidente anche per i paesi dell'Europa dell'est (Ungheria, Polonia ed Estonia), ad eccezione della Lituania, dove la mortalità è aumentata fino alla fine del primo decennio degli anni 2000, specialmente tra i soggetti meno istruiti tra i quali ha raggiunto tassi per 100.000 anni-persona di 1435,5 (IC95% 1410,8-1461,1) negli uomini e di 798,7 (IC95% 690,1-728,2) nelle donne, per poi diminuire successivamente.

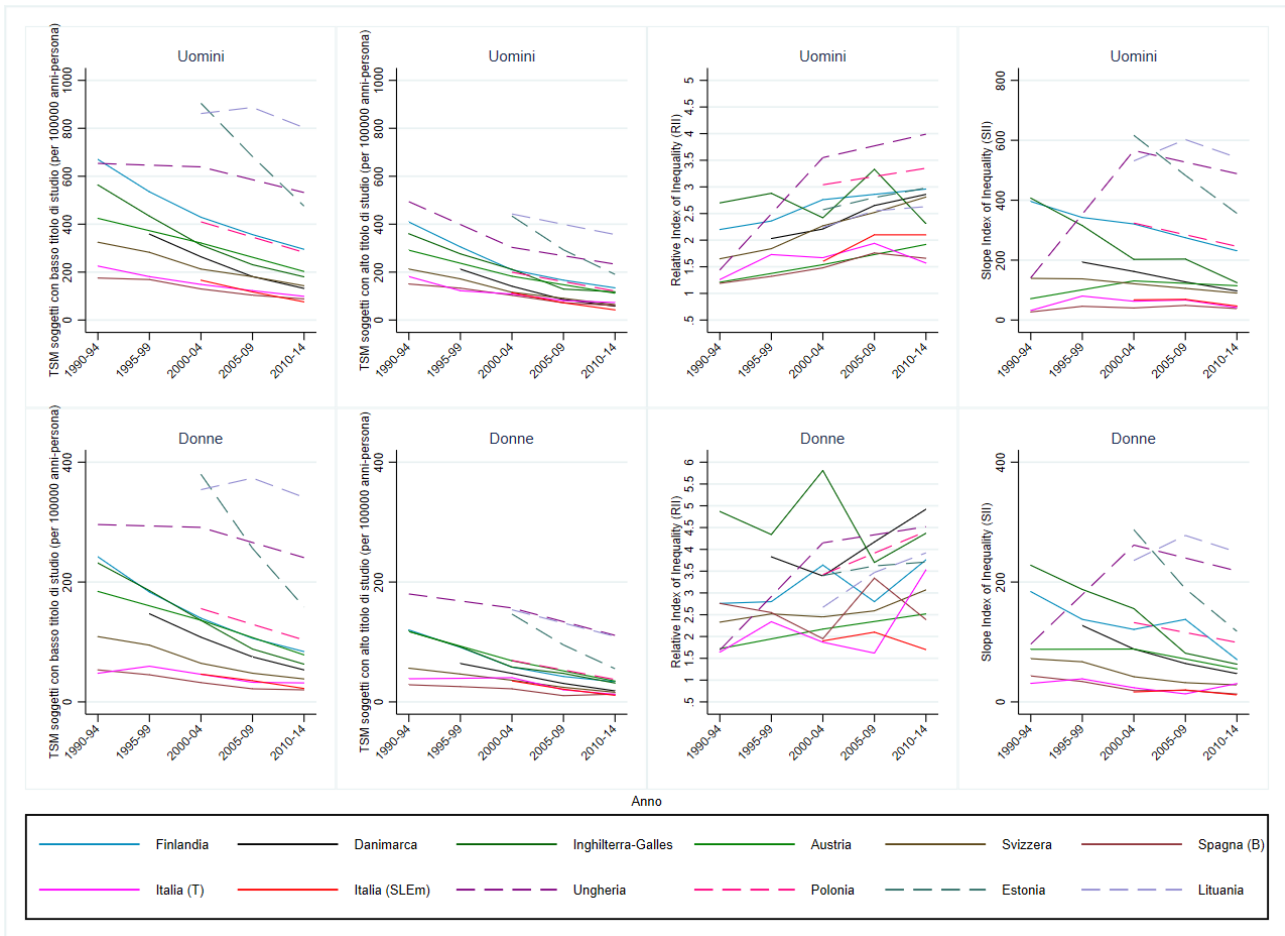
Il quadro appare sostanzialmente simile nel caso della mortalità per cardiopatia ischemica (Figura 10 parte b) e per malattie cerebrovascolari (Figura 10 parte c).

Figura 10. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) nei soggetti con basso e alto titolo di studio, indici di disuguaglianza relativa e assoluta (Relative Index of Inequality – RII e Slope Index of Inequality – SII) per genere e popolazione

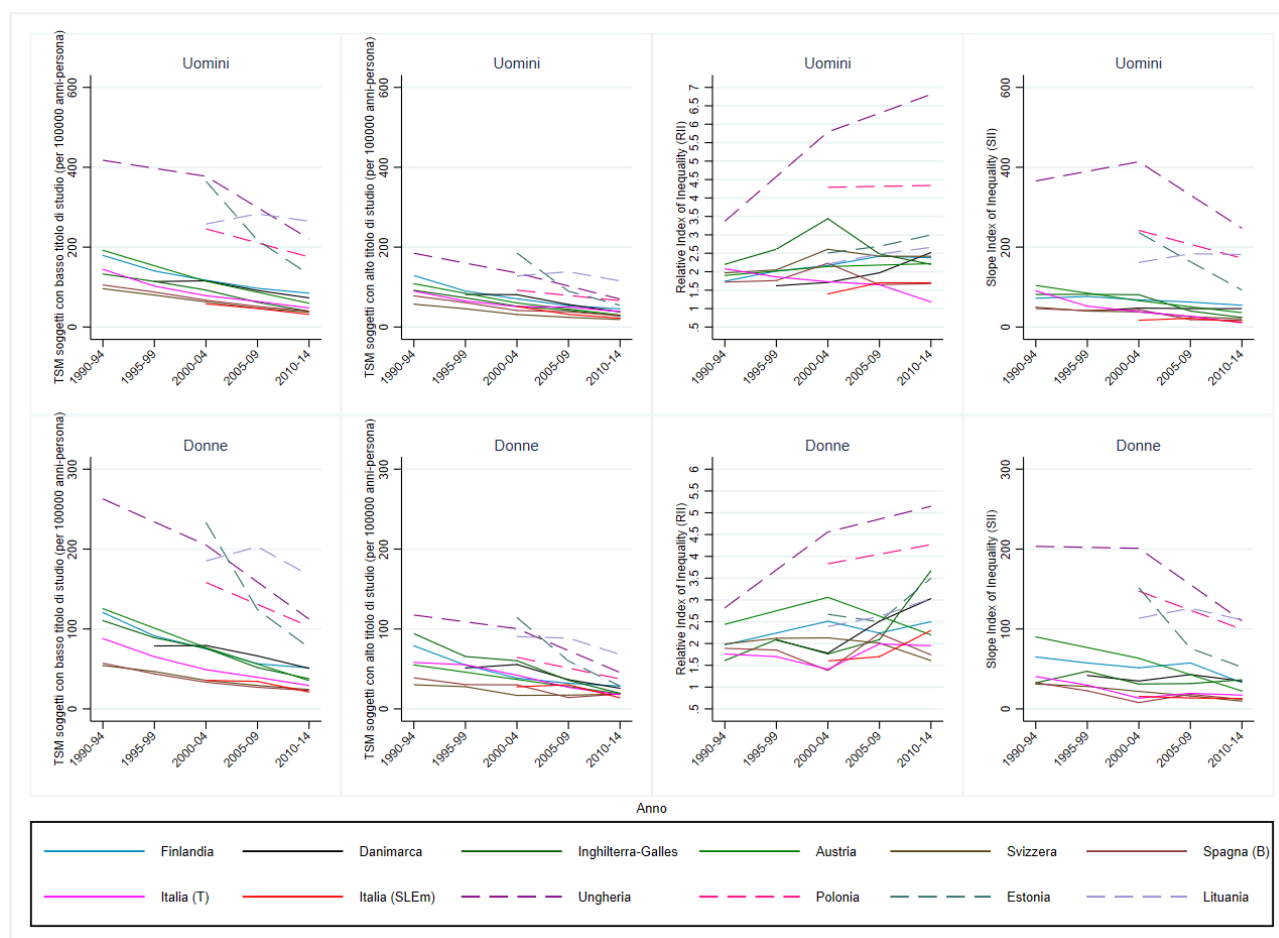
a. Mortalità per malattie del sistema circolatorio



b. Mortalità per cardiopatia ischemica



c. *Mortalità per malattie cerebrovascolari*



La Tabella 44 riporta i cambiamenti nella mortalità misurati in termini relativi e assoluti tra l'inizio del periodo di osservazione e il quinquennio 2010-2014.

Le riduzioni nella mortalità espresse in termini assolute sono state generalmente più importanti tra i soggetti meno istruiti, mentre quelle espresse in termini relativi sono state maggiori tra i soggetti più istruiti. Tuttavia, ci sono alcune eccezioni. In Lituania, i cali nella mortalità sia totale che per cardiopatia ischemica e malattie cerebrovascolari sono stati sistematicamente più importanti sia in termini assoluti che relativi nella popolazione che possedeva un livello di istruzione alto. Lo stesso si è verificato per la mortalità totale e per quella per cardiopatia ischemica tra gli uomini in Ungheria. La situazione opposta, ovvero riduzioni relative e assolute più consistenti tra i meno istruiti nella mortalità per cardiopatia ischemica e malattie cerebrovascolari, si è invece verificata tra gli uomini in Inghilterra e Galles e in Italia (Torino - solo per mortalità per malattie cerebrovascolari), tra le donne in Spagna (Barcellona), tra i soggetti di entrambi i generi in Austria e Svizzera (solo per mortalità per malattie cerebrovascolari).

Tabella 44. Cambiamenti annualizzati relativi (%) e assoluti (per 100.000 anni-persona) nella mortalità tra il 1990-94 e il 2010-14 per genere e popolazione

		Mal. sistema cardiocircolatorio		Cardiopatia ischemica		Mal. cerebrovascolari	
		relativo	assoluto	relativo	assoluto	relativo	assoluto
Uomini							
Finlandia	Basso	-3,6	-26,0	-4,2	-19,7	-3,9	-5,0
	Alto	-5,0	-20,7	-5,7	-14,5	-5,3	-4,4
Danimarca†	Basso	-4,3	-20,5	-6,4	-15,1	-2,9	-2,7
	Alto	-6,0	-16,3	-8,3	-10,3	-5,0	-2,9
Inghilterra e Galles	Basso	-5,8	-30,5	-6,1	-21,3	-6,5	-5,2
	Alto	-6,0	-20,9	-6,0	-13,5	-6,5	-3,6
Austria	Basso	-4,1	-24,5	-3,6	-11,1	-5,7	-6,6
	Alto	-4,8	-16,5	-4,7	-9,0	-6,2	-3,9
Svizzera	Basso	-3,9	-18,3	-4,2	-9,6	-4,9	-3,1
	Alto	-5,3	-13,4	-6,1	-7,8	-5,6	-2,0
Spagna (Barcellona)	Basso	-3,5	-10,6	-3,7	-4,8	-5,3	-3,6
	Alto	-4,6	-10,4	-4,9	-5,0	-5,4	-2,7
Italia (Torino)	Basso	-4,9	-18,6	-4,5	-7,0	-6,0	-5,4
	Alto	-5,1	-14,9	-4,9	-6,0	-4,6	-2,8
Italia (SLEm)††	Basso	-6,1	-15,3	-7,5	-9,0	-5,9	-2,7
	Alto	-7,9	-13,6	-9,4	-7,1	-8,0	-2,9
Ungheria	Basso	-1,8	-22,6	-1,0	-5,8	-3,0	-9,3
	Alto	-3,6	-22,9	-3,5	-12,4	-4,5	-5,5
Polonia††	Basso	-2,4	-24,0	-4,1	-14,2	-3,7	-7,8
	Alto	-2,9	-11,7	-5,4	-8,7	-3,7	-2,9
Estonia††	Basso	-3,2	-42,8	-5,7	-39,0	-8,9	-21,2
	Alto	-4,7	-27,9	-7,2	-22,1	-10,5	-11,9
Lituania††	Basso	-0,6	-7,8	-0,7	-5,9	0,3	0,7
	Alto	-2,0	-12,5	-2,1	-8,6	-1,0	-1,2
Donne							
Finlandia	Basso	-4,2	-12,7	-5,4	-8,3	-4,4	-3,7
	Alto	-5,2	-8,1	-6,5	-4,5	-5,2	-2,7
Danimarca†	Basso	-4,0	-9,6	-6,5	-6,3	-2,9	-1,9
	Alto	-5,1	-6,2	-8,0	-3,0	-4,4	-1,7
Inghilterra e Galles	Basso	-5,6	-14,8	-7,0	-9,4	-5,8	-4,0
	Alto	-6,2	-10,6	-7,1	-4,8	-8,4	-4,1
Austria	Basso	-4,8	-14,6	-4,2	-5,3	-6,1	-4,5
	Alto	-5,2	-9,1	-5,9	-4,1	-5,2	-1,8
Svizzera	Basso	-4,3	-7,8	-5,4	-3,7	-4,2	-1,6
	Alto	-4,5	-4,4	-6,4	-2,1	-2,6	-0,6
Spagna (Barcellona)	Basso	-4,4	-5,6	-5,3	-1,9	-4,9	-1,9
	Alto	-3,0	-2,4	-4,3	-0,9	-4,0	-1,1
Italia (Torino)	Basso	-4,7	-8,5	-2,3	-0,9	-6,0	-3,3
	Alto	-6,0	-6,4	-6,1	-1,5	-6,4	-2,2
Italia (SLEm)††	Basso	-5,6	-6,0	-7,0	-2,4	-5,2	-1,5
	Alto	-6,6	-5,1	-11,0	-2,4	-6,6	-1,4
Ungheria	Basso	-2,5	-16,2	-1,0	-2,6	-4,0	-7,2
	Alto	-3,1	-9,9	-2,3	-3,3	-4,4	-3,4
Polonia††	Basso	-3,0	-14,1	-4,5	-5,8	-4,6	-6,1
	Alto	-4,2	-7,8	-6,6	-3,5	-5,9	-3,0
Estonia††	Basso	-3,8	-23,9	-7,6	-20,1	-9,6	-14,2
	Alto	-5,2	-12,8	-8,5	-8,3	-11,8	-7,8
Lituania††	Basso	-1,0	-6,1	-0,4	-1,3	-1,0	-1,8
	Alto	-2,9	-7,3	-3,3	-4,4	-2,8	-2,2

† Cambiamento annualizzato tra il 2010-14 e il 1995-99, †† Cambiamento annualizzato tra il 2010-14 e il 2000-04

Nota: i cambiamenti annualizzati assoluti sono stati ottenuti secondo la seguente formula: $(TSM_{fine} - TSM_{inizio})/follow-up$; quelli relativi secondo la seguente formula: $100 * [(TSM_{fine} - TSM_{inizio})^{1/follow-up} - 1]$

Andamento delle disuguaglianze nella mortalità per livello di istruzione

Le variazioni differenziali nei tassi di mortalità tra i soggetti con basso e alto livello di istruzione hanno causato importanti cambiamenti nelle disuguaglianze per questo indicatore di posizione socioeconomica. I quattro quadranti di destra della Figura 10 mostrano graficamente l'andamento nel tempo del RII e del SII mentre la Tabella 45 riporta le stime delle misure di impatto (PAF e PAR) e degli indici sintetici (RII e SII) a inizio e fine dei periodi di osservazione.

Tabella 45. Rischio attribuibile nella popolazione (PAF), frazione attribuibile nella popolazione (PAF), indici di disuguaglianza relativa (RII) e assoluta (SII) per titolo di studio tra inizio (1990-94) e fine (2010-2014) del periodo di osservazione per genere e popolazione

a. Uomini

	PAR (100000pyrs)		PAF (%)		RII (95% CI)		SII (95% CI)	
	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014
Malattie del sistema circolatorio								
Finlandia	281,4	156,4	30,8	39,7	2.10 (2.00-2.20)	2.77 (2.63-2.92)	543.3 (506.1-580.4)	373.2 (355.2-391.2)
Danimarca	198,3	88,0	32,9	35,4	1.86 (1.77-1.95)	2.60 (2.44-2.76)	297.9 (268.7-327.0)	215.2 (201.3-229.1)
Inghilterra e Galles	241,3	64,6	30,2	26,1	2.40 (2.00-3.00)	2.40 (1.70-3.40)	546.5 (412.1-681.0)	199.8 (126.6-273.1)
Austria	269,8	107,6	33,8	35,2	1.45 (1.34-1.56)	2.08 (1.94-2.24)	297.9 (237.3-358.4)	225.6 (204.9-246.3)
Svizzera	140,9	67,7	26,3	32,7	1.89 (1.80-1.97)	2.79 (2.59-2.99)	322.7 (300.5-344.9)	186.6 (173.2-200.0)
Spagna (Barcellona)	96,4	60,0	22,7	29,7	1.35 (1.21-1.50)	1.82 (1.53-2.16)	104.9 (63.7-146.2)	107.8 (77.5-138.2)
Italia (Torino)	104,5	39,6	19,2	18,8	1.37 (1.20-1.57)	1.38 (1.08-1.76)	145.1 (76.0-214.2)	68.6 (20.7-116.4)
Italia (SLEm)	61,5	41,7	20,3	28,3	1.60 (1.30-1.90)	2.10 (1.70-2.60)	120.3 (74.1-166.5)	99.9 (72.2-127.6)
Ungheria	524,6	407,0	37,1	50,0	2.13 (2.06-2.20)	4.64 (4.45-4.84)	839.5 (798.2-880.9)	1005.0 (980.1-1029.9)
Polonia	466,1	372,6	50,9	52,1	3.84 (3.76-3.93)	3.98 (3.92-4.05)	1013.3 (997.5-1029.2)	831.2 (822.1-840.2)
Estonia	508,6	338,3	40,6	43,7	2.60 (2.46-2.76)	3.01 (2.77-3.27)	1062.0 (1000.2-1123.9)	796.9 (741.6-852.3)
Lituania	496,9	462,9	42,4	45,7	2.27 (2.17-2.37)	2.69 (2.56-2.83)	840.5 (798.5-882.6)	876.1 (835.2-917.0)
Cardiopatia ischemica								
Finlandia	205,5	97,1	33,4	41,9	2.20 (2.07-2.33)	2.96 (2.76-3.17)	395.9 (365.9-425.9)	231.1 (217.5-244.7)
Danimarca	123,3	41,7	36,8	41,8	2.03 (1.90-2.17)	2.86 (2.60-3.15)	193.4 (172.1-214.8)	97.1 (88.5-105.8)
Inghilterra e Galles	175,9	40,2	32,8	25,4	2.70 (2.06-3.53)	2.31 (1.51-3.55)	407.1 (299.8-514.4)	124.8 (66.3-183.3)
Austria	121,8	58,4	29,5	34,3	1.21 (1.09-1.34)	1.92 (1.75-2.12)	71.4 (27.9-114.9)	114.6 (99.0-130.1)
Svizzera	69,4	32,2	24,6	33,2	1.65 (1.55-1.75)	2.81 (2.53-3.12)	139.1 (122.9-155.3)	90.0 (80.9-99.2)
Spagna (Barcellona)	36,4	24,4	19,5	28,5	1.19 (1.01-1.40)	1.66 (1.28-2.15)	27.1 (-0.3-54.5)	38.4 (18.4-58.3)
Italia (Torino)	40,4	17,7	18,2	19,4	1.26 (1.03-1.55)	1.57 (1.08-2.28)	31.9 (-12.9-76.7)	41.8 (11.1-72.5)
Italia (SLEm)	40,3	23,4	26,1	35,5	1.60 (1.30-2.10)	2.10 (1.50-2.90)	67.5 (34.8-100.2)	46.8 (28.4-65.1)
Ungheria	143,1	198,1	22,5	45,9	1.44 (1.38-1.51)	3.99 (3.78-4.22)	141.2 (111.7-170.7)	488.7 (470.3-507.1)
Polonia	151,1	114,3	43,1	48,6	3.04 (2.94-3.15)	3.35 (3.26-3.44)	323.8 (313.8-333.8)	245.9 (240.6-251.2)
Estonia	300,3	153,9	40,9	44,7	2.57 (2.39-2.78)	2.98 (2.63-3.37)	616.6 (569.3-663.8)	356.2 (319.4-393.0)
Lituania	309,7	283,7	41,2	44,3	2.24 (2.12-2.37)	2.63 (2.46-2.80)	531.3 (497.4-565.1)	542.3 (509.6-575.0)
Malattie cerebrovascolari								
Finlandia	40,1	23,6	23,7	34,2	1.74 (1.56-1.94)	2.38 (2.10-2.70)	72.1 (55.1-89.1)	54.6 (46.9-62.3)
Danimarca	31,8	18,3	28,0	32,6	1.62 (1.44-1.82)	2.52 (2.22-2.87)	40.1 (27.0-53.2)	46.1 (39.4-52.7)
Inghilterra e Galles	36,4	8,8	28,3	24,3	2.20 (1.27-3.82)	2.20 (0.87-5.55)	81.6 (25.8-137.5)	24.0 (-4.7-52.8)
Austria	53,1	16,1	32,8	34,8	1.90 (1.60-2.25)	2.22 (1.84-2.67)	104.2 (77.0-131.3)	35.9 (27.9-43.9)
Svizzera	20,9	8,1	26,7	30,0	1.97 (1.75-2.21)	2.42 (1.98-2.95)	49.6 (41.1-58.1)	20.6 (15.8-25.5)
Spagna (Barcellona)	27,9	8,4	26,3	22,6	1.72 (1.36-2.17)	1.68 (1.13-2.49)	46.2 (25.8-66.6)	16.9 (3.8-30.0)
Italia (Torino)	44,9	8,1	33,3	17,3	2.08 (1.54-2.80)	1.18 (0.71-1.98)	90.7 (58.7-122.7)	10.5 (-12.1-33.1)
Italia (SLEm)	2,5	5,3	4,6	19,0	1.40 (1.00-2.20)	1.70 (1.10-2.80)	17.0 (-2.8-36.9)	12.8 (0.6-25.1)
Ungheria	197,7	99,2	51,7	58,6	3.37 (3.14-3.63)	6.81 (6.18-7.50)	365.7 (345.9-385.6)	247.4 (236.4-258.4)
Polonia	111,2	75,2	54,6	53,2	4.29 (4.08-4.51)	4.34 (4.18-4.50)	242.1 (234.7-249.4)	172.5 (168.4-176.5)
Estonia	112,4	39,1	37,8	41,8	2.51 (2.23-2.82)	3.00 (2.36-3.80)	236.5 (206.0-267.1)	92.6 (73.4-111.7)
Lituania	103,1	96,4	44,6	45,5	2.21 (1.99-2.44)	2.66 (2.38-2.97)	161.7 (143.0-180.4)	181.5 (162.9-200.1)

* 1995-99 per Danimarca, 2000-04 per Italia (SLEm), Polonia, Estonia e Lituania

b. Donne

	PAR (100000pyrs)		PAF (%)		RII (95% CI)		SII (95% CI)	
	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014	1990-94*	2010-2014
Malattie del sistema circolatorio								
Finlandia	157,4	57,0	39,4	39,4	2.42 (2.25-2.60)	3.20 (2.92-3.51)	291.0 (269.2-312.8)	143.3 (132.5-154.2)
Danimarca	127,4	48,0	42,9	38,4	2.88 (2.65-3.14)	3.59 (3.28-3.93)	225.6 (205.4-245.8)	127.7 (118.5-137.0)
Inghilterra e Galles	130,1	46,0	32,0	34,7	2.70 (1.80-3.90)	3.10 (1.80-5.30)	276.2 (167.6-384.8)	123.2 (71.2-175.2)
Austria	154,5	56,1	36,0	37,4	1.87 (1.69-2.07)	2.14 (1.93-2.37)	249.7 (212.1-287.2)	105.2 (90.9-119.4)
Svizzera	84,7	32,3	37,1	35,2	2.27 (2.12-2.42)	2.57 (2.31-2.85)	170.4 (157.1-183.7)	73.7 (65.3-82.2)
Spagna (Barcellona)	87,7	20,2	46,5	25,7	2.36 (1.89-2.94)	1.75 (1.31-2.35)	131.1 (103.8-158.4)	35.9 (16.4-55.5)
Italia (Torino)	83,6	42,6	32,7	42,7	2.00 (1.57-2.56)	2.32 (1.54-3.50)	140.9 (90.4-191.5)	73.7 (41.3-106.1)
Italia (SLEm)	29,0	17,5	22,1	25,2	1.50 (1.20-2.00)	1.70 (1.30-2.40)	49.6 (19.1-80.2)	34.4 (15.2-53.6)
Ungheria	373,1	179,2	46,3	44,5	2.21 (2.09-2.34)	4.54 (4.30-4.80)	470.1 (433.4-506.8)	448.1 (432.4-463.8)
Polonia	238,1	173,1	52,2	53,9	3.75 (3.63-3.87)	4.26 (4.17-4.36)	479.7 (469.5-489.9)	382.0 (376.7-387.2)
Estonia	249,4	129,9	44,2	42,6	3.17 (2.94-3.41)	3.62 (3.23-4.04)	546.2 (514.0-578.3)	342.1 (314.3-370.0)
Lituania	255,2	199,6	47,2	48,4	2.66 (2.51-2.82)	3.46 (3.23-3.70)	434.5 (410.7-458.2)	413.8 (392.9-434.8)
Cardiopatía ischemica								
Finlandia	103,3	30,2	46,2	47,2	2.76 (2.5-3.06)	3.76 (3.26-4.34)	184.1 (168.1-200.0)	70.7 (63.7-77.7)
Danimarca	72,3	19,3	53,0	51,1	3.83 (3.36-4.37)	4.92 (4.14-5.85)	127.5 (114.3-140.6)	47.3 (42.4-52.1)
Inghilterra e Galles	106,8	22,9	47,6	42,1	4.87 (2.72-8.72)	4.37 (1.83-10.44)	228.1 (155.6-300.6)	63.0 (30.8-95.1)
Austria	53,3	30,0	31,2	46,3	1.72 (1.47-2.01)	2.52 (2.15-2.96)	87.7 (63.8-111.6)	55.1 (45.9-64.3)
Svizzera	37,4	13,5	39,9	45,6	2.33 (2.10-2.59)	3.07 (2.55-3.70)	72.2 (63.7-80.7)	28.4 (23.8-33.1)
Spagna (Barcellona)	25,9	5,9	47,6	31,1	2.76 (1.81-4.22)	2.39 (1.27-4.51)	43.3 (29.0-57.7)	13.1 (4.2-22.0)
Italia (Torino)	8,1	15,5	17,3	55,4	1.64 (1.06-2.55)	3.53 (1.53-8.14)	30.9 (3.6-58.1)	30.6 (15.2-46.0)
Italia (SLEm)	10,3	9,7	22,7	47,0	1.90 (1.21-3.72)	1.70 (1.00-3.10)	16.6 (-1.2-34.3)	11.7 (1.6-21.8)
Ungheria	109,1	86,9	37,7	43,9	1.69 (1.55-1.84)	4.52 (4.18-4.89)	96.4 (72.9-119.9)	218.6 (207.6-229.7)
Polonia	66,0	45,0	48,8	54,7	3.42 (3.23-3.62)	4.41 (4.22-4.61)	132.5 (126.8-138.1)	99.3 (96.6-101.9)
Estonia	139,5	47,1	48,8	46,0	3.40 (3.07-3.78)	3.71 (3.06-4.49)	287.3 (265.0-309.6)	117.7 (101.9-133.5)
Lituania	144,2	120,8	48,4	52,5	2.67 (2.47-2.90)	3.92 (3.57-4.29)	236.0 (218.6-253.4)	250.1 (235.0-265.1)
Malattie cerebrovascolari								
Finlandia	34,0	12,3	30,1	30,1	1.97 (1.74-2.25)	2.50 (2.11-2.96)	65.1 (53.1-77.1)	32.9 (27.0-38.9)
Danimarca	27,2	12,9	34,7	33,3	2.08 (1.78-2.43)	3.03 (2.58-3.56)	41.9 (31.1-52.6)	34.8 (29.6-40.1)
Inghilterra e Galles	15,8	14,2	14,3	42,1	1.61 (0.84-3.07)	3.67 (1.24-10.84)	32.7 (-29.6-95.0)	36.5 (11.5-61.4)
Austria	57,2	11,2	50,9	37,0	2.44 (1.99-2.99)	2.20 (1.75-2.77)	90.2 (71.6-108.7)	22.5 (16.2-28.8)
Svizzera	17,9	3,0	37,3	14,2	1.99 (1.72-2.30)	1.61 (1.31-1.99)	31.1 (24.9-37.3)	9.7 (5.5-13.9)
Spagna (Barcellona)	21,4	2,5	35,5	11,6	1.89 (1.30-2.74)	1.74 (1.00-3.03)	32.9 (16.8-49.0)	11.9 (1.9-21.9)
Italia (Torino)	27,7	9,9	32,3	35,9	1.76 (1.16-2.68)	1.95 (0.91-4.18)	40.5 (10.5-70.5)	17.2 (1.2-33.3)
Italia (SLEm)	6,6	4,2	19,3	23,3	1.60 (1.00-2.70)	2.30 (1.20-4.50)	15.7 (0.5-30.9)	13.0 (3.5-22.5)
Ungheria	135,0	45,8	53,5	50,1	2.82 (2.55-3.13)	5.15 (4.57-5.80)	203.4 (184.4-222.5)	110.2 (102.9-117.4)
Polonia	71,8	45,2	52,6	54,7	3.83 (3.62-4.06)	4.27 (4.09-4.46)	147.5 (142.0-152.9)	99.6 (97.0-102.3)
Estonia	66,5	19,0	36,7	39,9	2.67 (2.35-3.03)	3.50 (2.63-4.64)	151.6 (133.0-170.2)	52.3 (41.0-63.6)
Lituania	66,1	53,9	42,2	44,2	2.39 (2.14-2.66)	3.03 (2.68-3.43)	113.4 (100.3-126.4)	111.3 (99.8-122.8)

* 1995-99 per Danimarca, 2000-04 per Italia (SLEm), Polonia, Estonia e Lituania

Indipendentemente dalla misura utilizzata, emerge come le differenze assolute siano tendenzialmente diminuite nel tempo mentre quelle relative siano generalmente aumentate.

Nello specifico, le **disuguaglianze assolute** nella mortalità per malattie del sistema circolatorio, misurate mediante l'indice di disuguaglianza assoluta (SII), sono diminuite significativamente nella maggior parte delle popolazioni oppure sono rimaste stabili. Tuttavia, tale andamento favorevole non è stato osservato in modo uniforme in Ungheria e Lituania, dove le disuguaglianze assolute nella mortalità per malattie del sistema circolatorio, e in particolare nella mortalità per cardiopatía ischemica, sono aumentate notevolmente tra gli uomini. Parallelamente, il rischio attribuibile di

popolazione (PAR), ovvero il numero assoluto di decessi causato da malattie del sistema circolatorio che si sarebbero potuti evitare se tutti avessero avuto un titolo di studio alto, è diminuito in quasi tutte le popolazioni in studio. Tuttavia, un sensibile aumento del PAR si è verificato tra gli uomini in Ungheria, le donne in Italia (SLEm) nel caso della mortalità per cardiopatia ischemica e tra gli uomini in Italia (SLEm) per la mortalità per malattie cerebrovascolari.

Per quanto riguarda le **disuguaglianze relative** nella mortalità per malattie del sistema circolatorio misurate tramite l'indice di disuguaglianza relativa (RII), esse sono aumentate tra gli uomini nella maggior parte delle popolazioni. Sono invece rimaste abbastanza stabili nel tempo in Inghilterra e Galles, Italia (Torino e SLEm), Polonia ed Estonia. Tra le donne, le disuguaglianze relative – che generalmente erano di entità leggermente maggiore rispetto a quelle degli uomini – sono aumentate significativamente nei paesi dell'Europa settentrionale, dell'Europa centro-orientale e in Lituania.

Come si può evincere dalla Figura 10 parte b, le disuguaglianze relative alla mortalità per cardiopatia ischemica hanno mostrato un andamento simile a quelle per mortalità cardiovascolare totale.

La situazione appariva invece lievemente diversa nel caso delle disuguaglianze nella mortalità per malattie cerebrovascolari (Figura 10 parte c). Nonostante la loro intensità fosse chiaramente più forte nei paesi dell'Europa centro-orientale, le disuguaglianze relative apparivano di simile entità nei due generi e, nella maggior parte delle popolazioni, esse sono rimaste stabili nel tempo. Un aumento significativo si è verificato solo nei paesi dell'Europa settentrionale e in Ungheria.

La misura delle stesse disuguaglianze relative tramite la frazione attribuibile nella popolazione (PAF) (Tabella 45), ovvero misurate come percentuale di decessi per malattie del sistema circolatorio che potrebbero essere prevenuti a livello di popolazione se tutti avessero un livello di istruzione alto, ha rivelato un aumento pressoché ubiquitario tra gli uomini ma non tra le donne.

Infine, la scomposizione delle disuguaglianze assolute e relative nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nei due principali gruppi di cause (Tabella 45), ha fatto emergere ulteriori differenze tra i due esiti. Infatti, mentre i differenziali sia assoluti che relativi erano generalmente più alti nel caso della mortalità per cardiopatia ischemica che nel caso di quella per malattie cerebrovascolari, un *pattern* opposto è emerso in Austria, Italia (Torino), Ungheria e Polonia. In queste popolazioni, soprattutto negli anni '90, le disuguaglianze erano di intensità maggiore nella mortalità per malattie cerebrovascolari che nella mortalità per cardiopatia ischemica.

Differenze tra le popolazioni europee

Il carico della mortalità per malattie del sistema circolatorio era distribuito in modo diseguale a livello geografico; i tassi di mortalità erano generalmente più bassi nelle popolazioni dell'Europa meridionale (Spagna (Barcellona) e Italia (Torino e SLEm)) che nei paesi dell'Europa centro-orientale, nei paesi baltici e in Finlandia. Come si può chiaramente vedere dai quadranti di destra dalla Figura 10, alla fine del periodo di osservazione, è emersa una tripartizione geografica in termini di intensità delle disuguaglianze. Queste apparivano contenute nelle popolazioni dell'Europa meridionale, di intensità intermedia nei paesi dell'Europa settentrionale e occidentale e elevate nei paesi baltici e dell'Europa centro-orientale. Tuttavia è opportuno notare che, nel caso dei paesi baltici, l'entità delle disuguaglianze misurate su una scala relativa era più simile a quella dei paesi dell'Europa settentrionale e occidentale che a quella dei paesi dell'Europa centro-orientale. Indipendentemente dalla misura utilizzata, le popolazioni dell'Europa meridionale e, in una certa misura, Austria e Svizzera, hanno combinato modeste disuguaglianze assolute con contenute disuguaglianze relative; al contrario, nei paesi dell'Europa centro-orientale grandi disuguaglianze assolute sono state accompagnate da ampie disuguaglianze relative.

DISCUSSIONE

L'obiettivo generale di questo lavoro di tesi è stato quello di esplorare e sfruttare il potenziale informativo dello Studio Longitudinale Emiliano rispetto alla relazione tra condizioni socioeconomiche e mortalità. Il lavoro di ricerca è stato articolato in due parti principali: la descrizione dell'intensità e dell'andamento temporale delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e per cause specifiche nello Studio Longitudinale Emiliano tra il 2001 e il 2016 e il confronto e lo studio dell'andamento nel tempo delle disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nello SLEm e in altre 11 coorti, italiane ed europee. In questo capitolo, i risultati sono presentati sinteticamente e discussi alla luce delle evidenze disponibili e delle considerazioni metodologiche. Alla prima parte, in cui per ciascuno degli obiettivi della ricerca vengono sintetizzati e commentati i risultati e presentati gli specifici limiti metodologici, fa seguito una discussione generale in cui sono illustrati i punti di forza e le limitazioni comuni a tutte le analisi e le considerazioni trasversali al lavoro nel suo insieme. Infine, vengono identificati i potenziali sviluppi della ricerca e i suggerimenti per le politiche sanitarie.

Sintesi e interpretazione dei risultati

La sintesi e l'interpretazione dei risultati è stata organizzata sulla base di un criterio diverso a seconda degli obiettivi della ricerca che corrispondono a ciascuno dei seguenti paragrafi. Per il primo obiettivo la discussione è stata sviluppata intorno a ciascun indicatore di posizione socioeconomica considerato e all'andamento delle disuguaglianze nel tempo. Per il secondo obiettivo i risultati sono invece commentati in relazione a ciascun gruppo di cause di morte. Infine, per il terzo obiettivo, cioè quello relativo alla comparazione internazionale delle disuguaglianze per malattie del sistema circolatorio, il commento è organizzato intorno a tre assi principali: l'evoluzione temporale dei tassi di mortalità per livello di istruzione, l'andamento delle disuguaglianze nel tempo e le differenze geografiche.

Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011

Nelle analisi finalizzate a descrivere le disuguaglianze nella mortalità per indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 e del 2011 e l'andamento di tali differenze nel tempo, le tre coorti emiliane sono state analizzate congiuntamente. Questo esercizio rappresenta la descrizione più completa al momento disponibile dello stato delle disuguaglianze

socioeconomiche nella mortalità nello Studio Longitudinale Emiliano. Per tutti e tre gli indicatori di posizione socioeconomica individuali (titolo di studio, condizione occupazionale e stato civile) e per quello misurato a livello di piccola area (indice di deprivazione) è stata riscontrata un'associazione con la mortalità, sia su scala relativa che assoluta. L'intensità e la direzione delle associazioni tra i singoli indicatori e la mortalità variavano con l'età, il genere e la causa di morte indagata. Complessivamente, le disuguaglianze erano più accentuate nelle classi di età più giovani, tra gli uomini e, per quanto riguarda le cause di morte, nel caso della mortalità per tumore al polmone (valutato solo tra gli uomini), per malattie del sistema circolatorio, per cause evitabili e per cause correlate all'alcol. L'analisi delle variazioni nel tempo (tra il 2001 e il 2016) ha messo in luce un andamento sostanzialmente stabile per le disuguaglianze relative e una diminuzione di quelle assolute, indipendentemente dall'indicatore di posizione socioeconomica considerato.

Nell'intero periodo di osservazione, è emersa la presenza di un gradiente di mortalità inverso per **titolo di studio** con evidenza, più o meno forte da un punto di vista statistico, di un eccesso di mortalità tra soggetti con livelli di istruzione bassi, soprattutto tra gli uomini. L'esistenza di un'associazione tra titolo di studio e mortalità è stata ampiamente documentata nella letteratura internazionale (Mackenbach et al. 2008; Stirbu et al. 2010; Borrell et al. 2014; Reques et al. 2014; Strand et al. 2014; Mackenbach et al. 2014; Regidor, Vallejo, et al. 2016; de Gelder et al. 2017). La stessa associazione è stata riportata anche in studi condotti a livello nazionale (Caiazzo et al. 2004; Stringhini et al. 2015); essa permaneva anche quando le stime relative al rischio di morte per titolo di studio erano aggiustate per altri indicatori di posizione socioeconomica individuali e di contesto (Pinzone et al. 2009), per luogo di nascita (Cacciani et al. 2015), o per regione italiana di residenza e stato civile (Federico et al. 2013; Alicandro, Frova, Sebastiani, Boffetta, et al. 2017). Il titolo di studio è l'indicatore di posizione socioeconomica più comunemente utilizzato in ambito epidemiologico e riflette sia la posizione sociale raggiunta in età adulta che le condizioni socioeconomiche del contesto di origine (Galobardes et al. 2006a). L'associazione tra titolo di studio ed esiti in salute si esplicherebbe attraverso una serie di meccanismi che vanno da quelli di tipo comportamentale (adozione di comportamenti più o meno salutari come abitudine al fumo, consumo di alcol, tipo di dieta, livello di attività fisica), fino a quelli di tipo psicosociale che si esprimono attraverso la capacità degli individui di recepire e di usare le informazioni, di comunicare efficacemente e, più in generale, di percepire senso di controllo sulla propria vita (Ross & Wu 1995). Il livello di istruzione influenza anche le opportunità lavorative e le condizioni di vita, e quindi il livello di esposizione a condizioni

materiali o ambientali più o meno avverse, così come l'accesso e l'uso dei servizi sanitari attraverso la capacità dell'individuo di fruire degli stessi in maniera appropriata e di aderire a campagne di prevenzione (Berkman et al. 2011).

Nelle coorti SLEm, i differenziali sia relativi che assoluti per titolo di studio erano particolarmente pronunciati nella mortalità per malattie del sistema circolatorio e per cause correlate al fumo tra gli uomini di tutte le età e tra le donne giovani (di età compresa tra 30 e 64 anni), e nella mortalità per tumore del polmone tra gli uomini. Il riscontro di un gradiente per livello di istruzione nella mortalità per cause cardiovascolari, cause correlate al fumo e tumore del polmone conferma quanto riportato in letteratura (Smith et al. 1998; Avendano et al. 2006; Khaing et al. 2017) e può essere in parte spiegato da una forte stratificazione sociale dei principali fattori di rischio, quali l'abitudine al fumo (in maniera predominante nel caso del tumore del polmone), il consumo di alcol, l'ipertensione, la scorretta alimentazione e la scarsa attività fisica che si concentrano tra i soggetti con istruzione più bassa (de Mestral & Stringhini 2017). Il fatto che il gradiente nella mortalità per cause correlate al fumo e per malattie cardiovascolari emerga in maniera significativa solo tra le donne più giovani nella coorte del 2011 indica probabilmente la presenza di un effetto coorte nell'abitudine al fumo. Infatti, se fino alla fine degli anni '90 erano principalmente le donne con un livello di istruzione alto a fumare (Caiazzo et al. 2004), negli anni seguenti si è assistito alla transizione verso il cosiddetto "terzo stadio" dell'epidemia del fumo di sigaretta che è caratterizzato da un aumento della prevalenza dell'abitudine al fumo tra le donne, soprattutto tra quelle negli strati più svantaggiati (Lopez et al. 1994; Thun et al. 2012), con la conseguente inversione del gradiente sociale nella mortalità.

I differenziali per istruzione misurati su scala relativa apparivano particolarmente pronunciati anche nel caso della mortalità per cause evitabili, cioè modificabili grazie a interventi sanitari efficaci e tempestivi. La mortalità per cause evitabili è considerata un indicatore della performance dei sistemi sanitari (Karanikolos et al. 2018), e differenziali per titolo di studio sono stati riportati in tutti i paesi europei, compresa l'Italia (rappresentata da Torino) (Stirbu et al. 2010). L'interpretazione di tali differenziali è complessa in quanto non è facile scomporre il contributo delle disuguaglianze nella distribuzione dei fattori di rischio e quello delle disuguaglianze nell'accesso e/o nell'appropriatezza delle cure, ambedue associate con le condizioni socioeconomiche. In questo lavoro, per limitare le difficoltà nell'interpretazione secondarie all'eterogeneità delle condizioni comprese in questo raggruppamento, sono state escluse dal gruppo delle cause evitabili quelle cause per le quali le disuguaglianze nella mortalità sono fortemente determinate dalla distribuzione socialmente

diseguale dei fattori di rischio (cardiopatia ischemica, tumore del colon e del retto e diabete). Uno studio internazionale che ha operato la stessa selezione di cause e che ha valutato se le disuguaglianze nella mortalità evitabile potessero effettivamente riflettere differenze nell'utilizzo dei servizi sanitari (piuttosto che nella distribuzione dei più comuni fattori di rischio come ad esempio, l'abitudine al fumo di sigaretta) in 14 paesi europei non ha di fatto trovato evidenza a supporto di questa ipotesi (Plug et al. 2012). Infine, nell'interpretare l'associazione tra titolo di studio, e più in generale posizione socioeconomica, e mortalità per cause evitabili si deve tenere conto che scelta delle cause di morte considerate evitabili è tempo-dipendente in quanto si può modificare a seguito delle innovazioni che vengono introdotte in campo medico-chirurgico. In questa sede si è scelto di utilizzare la lista proposta da McKee e Nolte nel 2003, ovvero in corrispondenza dell'inizio del periodo di studio, per favorire la confrontabilità dei risultati tra le coorti del 2001 e quella del 2011.

Tra i soggetti di ambedue i generi di età compresa tra i 30 e i 64 anni, emergeva un eccesso di rischio per coloro che erano in una **condizione occupazionale** diversa da occupato per quasi tutte le cause di morte indagate e per tutti e due i periodi di osservazione. L'aumentato rischio di morte tra i disoccupati (ambedue i generi nel 2001 e solo tra gli uomini nel 2011), riportato anche nella coorte di Torino (Costa & Segnan 1987; Costa et al. 2017) e in altre popolazioni europee (Martikainen 1990; Regidor et al. 2001), rimanda a due spiegazioni non mutualmente esclusive nelle quali il nesso causale fra stato di salute e posizione socioeconomica ha direzione opposta. Da un lato, la mancanza o la perdita del lavoro possono agire negativamente sulla salute per mezzo di meccanismi che vanno dalla deprivazione materiale (secondaria alla riduzione del reddito) all'accumulo di fattori di rischio psicosociali (ad esempio la perdita delle reti sociali o l'adozione di abitudini meno salutari come l'eccessivo uso di alcol) che produrrebbero un peggioramento della salute fisica e/o mentale (associazione causale). Dall'altro, la mancanza o la perdita del lavoro sarebbe invece la conseguenza di una cattiva salute, come suggerisce anche la "teoria del lavoratore sano" secondo la quale gli individui con una salute compromessa sarebbero selezionati negativamente e non entrerebbero a far parte della forza lavoro attiva (causalità inversa o *bias* di selezione). Sebbene l'importanza relativa di questi due meccanismi nello spiegare i differenziali nella mortalità sia difficilmente quantificabile, un recente studio condotto in Scozia ha concluso che, soprattutto tra gli uomini, l'associazione tra disoccupazione e mortalità può essere considerato di tipo causale (Clemens et al. 2015). Inoltre, è stato sottolineato come l'impatto del *bias* di selezione sembrerebbe essere più

forte in condizioni di bassa disoccupazione quando la maggior parte dei soggetti in grado di svolgere attività lavorative è effettivamente impiegata (Martikainen et al. 2007). Il tasso di disoccupazione nei soggetti di età compresa tra i 30 e i 64 anni delle coorti SLEm aumenta tra il 2001 e il 2011 ma rimane comunque contenuto, oscillando tra il 3,1% (uomini nel 2001) e il 4,8% (donne nel 2011); non si può quindi escludere che parte dell'effetto della disoccupazione sulla mortalità possa essere di fatto attribuito a un meccanismo di causalità inversa. L'interpretazione dell'eccesso di rischio nella categoria "in altra condizione" non si presta a una facile interpretazione data l'eterogeneità nella composizione di questo gruppo. Verosimilmente, parte dell'associazione è spiegato dal fenomeno della causalità inversa in quanto in questa categoria confluiscono per definizione anche gli inabili al lavoro, ovvero quei soggetti che sono fuori dal mercato del lavoro a causa delle loro condizioni di salute. Per quanto riguarda le donne, la distinzione tra le categorie disoccupate o casalinghe non è del tutto chiara in quanto la definizione della condizione stessa di casalinga è strettamente soggettiva e dipende largamente da fattori sociali e culturali. Questa potenziale misclassificazione pone delle difficoltà interpretative rispetto al significato dell'eccesso di rischio in queste due categorie.

Sia tra gli uomini che tra le donne e per tutto il periodo di osservazione, il rischio di morte era più alto tra le categorie dei non coniugati, nonostante lo **stato civile** potrebbe aver perso nel tempo la capacità di discriminare situazioni di solitudine familiare dato il crescente numero di conviventi o coppie di fatto tra i non coniugati (Istituto Nazionale di Statistica 2016). Questi risultati sono in linea con quelli di altri studi che hanno indagato l'associazione tra stato civile ed esiti di salute e che hanno sistematicamente riportato un vantaggio per i soggetti coniugati, indipendentemente dall'età, dalle variabili di aggiustamento considerate (ad esempio: stato occupazionale, titolo di studio o condizioni di salute) e dal contesto geografico (Murphy et al. 2007; Manzoli et al. 2007; Robards et al. 2012; Van Hedel et al. 2015; Costa et al. 2017). Due sono le spiegazioni generalmente proposte per interpretare tale associazione: quella della selezione e quella basata sull'esistenza di una relazione causale tra stato civile e salute. Nel caso del meccanismo di selezione, le probabilità di un individuo di sposarsi o di mantenere un rapporto coniugale sarebbe funzione dello stato di salute (selezione diretta) e/o di una serie di fattori associati sia con lo stato di salute che con lo stato civile (selezione indiretta). Nel caso della selezione indiretta, individui con un basso livello scolastico oppure con comportamenti problematici (ad esempio, abuso di alcol o tendenza all'aggressività) avrebbero minori probabilità di iniziare o mantenere un rapporto coniugale (Fu & Goldman 1996). In ambedue

i casi, l'associazione sarebbe spiegata da un meccanismo di causalità inversa per cui la probabilità di sposarsi dipenderebbe da condizioni pre-esistenti al matrimonio, a loro volta indipendentemente associate a peggiori esiti in salute. Sebbene non sia possibile escludere questo *bias* di selezione, la maggior parte degli studi disponibili, molti dei quali hanno corretto le stime per una serie di potenziali fattori di confondimento, indica che la maggior parte dell'associazione sarebbe di tipo causale (Manzoli et al. 2007; Rendall et al. 2011). In questo senso, l'effetto protettivo dell'essere sposati si esplicherebbe attraverso un vantaggio di tipo economico e materiale, di tipo psicosociale e attraverso un maggior controllo da parte del coniuge di comportamenti rischiosi per la salute (Umberson 1992; Wyke & Ford 1992). Di contro, soggetti non sposati o divorziati sarebbero più a rischio di trovarsi in situazioni di difficoltà economica, di isolamento sociale e di stress emotivo in caso di risoluzione del rapporto. Il vantaggio relativo dell'essere in una relazione coniugale sembrerebbe essere più importante tra gli uomini e più accentuato nelle classi di età più giovani (Murphy et al. 2007; Rendall et al. 2011; Robards et al. 2012). Un'indicazione di una modificazione di effetto per genere ed età era presente anche nella coorte SLEm, anche se le differenze di genere apparivano poco pronunciate nel caso della mortalità generale e non sempre più accentuate negli uomini nel caso delle cause di morte specifiche. Indipendentemente dal genere, i differenziali relativi erano particolarmente pronunciati nella mortalità per cause esterne (solo tra gli uomini), cause correlate all'alcol e cause evitabili. Come riportato anche da altri autori, e soprattutto per i primi due gruppi di cause, l'eccesso di rischio tra i soggetti celibi o nubili oppure divorziati o separati potrebbe, in parte, essere espressione di quel meccanismo di mancanza di controllo di comportamenti rischiosi per la salute da parte del partner, di un ridotto supporto sociale e di una aumentata vulnerabilità rispetto all'impatto di eventi stressanti (Agren & Romelsjo 1992; Martikainen et al. 2005). I differenziali assoluti (espressi in termini di numero di decessi per 100.000 anni-persona) erano più alti nel caso delle malattie del sistema circolatorio suggerendo la presenza di una più sfavorevole distribuzione dei fattori di rischio (tipo di dieta, abitudine al fumo) tra i soggetti non sposati e, contemporaneamente, da una minore propensione a modificare comportamenti nocivi per la salute in assenza di un rinforzo positivo da parte del coniuge (Umberson 1992; Martikainen et al. 2005).

Anche il **livello di deprivazione** appariva associato alla mortalità nelle coorti SLEm in ambedue i periodi di osservazione, in maniera più significativa tra gli uomini e per alcuni gruppi di cause specifiche. L'indice di deprivazione esprime il livello di svantaggio sociale relativo tramite la

combinazione di alcune caratteristiche socioeconomiche di origine censuaria relative alla popolazione residente (Osservatorio nazionale sulla salute nelle regioni italiane 2009). Da un lato, esso rappresenta il contesto in cui il soggetto vive ed è quindi utile per valutare l'impatto degli attributi della piccola area (condizioni ambientali, disponibilità di servizi, sicurezza) che non possono essere colti dalle caratteristiche misurate a livello individuale. L'utilizzo di analisi multilivello è la strategia più appropriata per valutare l'effetto dell'area di residenza al netto delle caratteristiche socioeconomiche individuali, così come è stato fatto in uno studio condotto nella città di Torino che ha messo in evidenza un effetto indipendente del contesto di residenza sul rischio di morte (Marinacci et al. 2004). Dall'altro lato, l'indice di deprivazione può essere considerato come *proxy* delle condizioni socioeconomiche individuali e come tale viene spesso utilizzato quando informazioni non sono disponibili a livello del soggetto (Marí-Dell'Olmo et al. 2015). In questo caso, a causa della potenziale misclassificazione delle circostanze socioeconomiche individuali misurate sulla base di quelle medie della piccola area di residenza, cioè dell'eterogeneità all'interno della piccola area, è probabile che l'associazione con la mortalità venga sottostimata piuttosto che sovrastimata (Krieger et al. 1997a; Galobardes et al. 2006b). Una sottostima dei differenziali di mortalità misurati sulla base dell'indice di deprivazione sembra avvenire anche nelle coorti SLEm quando essi vengono confrontati con quelli misurati sulla base degli altri indicatori di posizione socioeconomica considerati. Questo è vero soprattutto per le donne, tra le quali l'associazione con la mortalità tende a diventare meno intensa o a perdere significatività statistica per la maggior parte delle cause di morte specifiche. La possibilità di una sottostima dei differenziali è un elemento che deve essere tenuto in considerazione quando l'indice di deprivazione è l'unico indicatore di posizione socioeconomica a essere disponibile, come nel caso di molte analisi delle disuguaglianze condotte a livello regionale o nazionale (Morandi et al. 2015; Di Salvo et al. 2017).

Per tutti gli indicatori di posizione socioeconomica considerati, nelle coorti SLEm si assiste a una sostanziale stabilità nell'**andamento nel tempo** (tra il 2001 e il 2016) delle disuguaglianze relative e a una riduzione di quelle assolute, in linea con quanto emerso dall'analisi dei trend di mortalità per livello di istruzione nello Studio Longitudinale Torinese (Stringhini et al. 2015) e in altre popolazioni sud europee incluse in studi comparativi internazionali (Mackenbach, Kulhánová, et al. 2016; Mackenbach et al. 2018). Questo risultato aggiunge forza all'evidenza dell'andamento favorevole delle disuguaglianze nella mortalità nelle popolazioni dell'Europa meridionale che, al contrario di quelle dell'Europa settentrionale e centro-orientale, sono caratterizzate da differenziali di piccola

intensità che non sono aumentati significativamente negli ultimi 15 anni. Come negli altri paesi dell'Europa occidentale (Mackenbach et al. 2014), anche nella coorte SLEm le disuguaglianze nella mortalità generale erano principalmente influenzate dalla mortalità per malattie cardiovascolari e per tumori (solo tra gli uomini nel 2001). Il riscontro di disuguaglianze di minore entità nei paesi dell'Europa meridionale rispetto alle altre aree del continente è stato attribuito a differenziali meno pronunciati nella mortalità per cause correlate all'alcol, al fumo e a quelle evitabili (Mackenbach et al. 2008). Nella maggior parte degli studi internazionali, l'unico indicatore di posizione socioeconomica utilizzato è il titolo di studio per ragioni di copertura di popolazione e di facilità di armonizzazione. Nello SLEm, le disuguaglianze nella mortalità sono state valutate anche sulla base di altre dimensioni socioeconomiche e il fatto che i risultati siano comparabili per tutti gli indicatori considerati rafforza il riscontro di un andamento sostanzialmente favorevole nei differenziali socioeconomici della mortalità in questa popolazione.

In questo quadro generalmente favorevole, ci sono alcuni elementi che meritano un ulteriore commento. Il primo riguarda l'andamento delle disuguaglianze per titolo di studio nelle donne di età compresa tra 30 e 99 anni. Se nella coorte del 2001 i differenziali di mortalità erano appena accennati solo per la mortalità generale, in quella del 2011 le differenze in termini relativi e assoluti si accentuano e diventano significative per quasi tutte le cause di morte considerate. In un contesto di aumentato accesso all'istruzione superiore, come dimostrato anche dal rimodellamento della distribuzione proporzionale nei vari livelli di istruzione nella popolazione in studio, possedere un titolo di studio basso, soprattutto tra le classi di età più giovani, riflette delle condizioni socioeconomiche avverse. La selezione di soggetti più vulnerabili nei livelli di istruzione più bassi e il conseguente aumento del divario sociale tra i più e i meno istruiti potrebbe in parte spiegare la comparsa di differenze significative tra le donne. A supporto di questa ipotesi sta il fatto che le disuguaglianze relative si sono dimostrate essere sempre di intensità maggiore tra le donne nelle classi di età più giovani, nelle quali la polarizzazione dello svantaggio sociale espresso dal titolo di studio sarebbe maggiore. Il secondo elemento concerne le disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per tumore della mammella nelle donne. Alla fine del periodo di studio, il vantaggio delle donne con titolo di studio basso tende ad attenuarsi – soprattutto nella classe di età 30-64 anni, in linea con quanto osservato anche a Torino e in altri paesi europei (Stringhini et al. 2015; Trewin et al. 2017). Nella coorte SLEm questo è dovuto principalmente al fatto che la riduzione proporzionale della mortalità è stata di simile entità tra le donne più istruite e quelle meno istruite. L'interpretazione di questi risultati è difficile dato che la mortalità è la risultante dell'incidenza della

patologia e della sopravvivenza in seguito alla diagnosi. Inoltre, nel caso del tumore della mammella l'associazione tra posizione socioeconomica e queste due componenti può andare in direzioni opposte. L'incidenza è influenzata sia dai comportamenti riproduttivi che da fattori di rischio comportamentali. Però, se i fattori di rischio ormonali legati ai *pattern* riproduttivi (prima gravidanza tardiva, nulliparità, menopausa tardiva, maggior ricorso al trattamento con terapia ormonale sostitutiva e uso della pillola anticoncezionale) tendono a essere più frequenti tra le donne negli strati sociali più alti, quelli comportamentali (dieta squilibrata, scarsa attività fisica, abitudine al fumo e consumo di alcol) sono più prevalenti tra le donne negli strati sociali più bassi. Fino alla fine del XX secolo, il bilancio tra l'azione opposta di queste condizioni di rischio faceva comunque sì che l'incidenza del tumore della mammella fosse generalmente a favore delle classi sociali più basse (Strand et al. 2007). La sopravvivenza è invece influenzata dalla tempestività della diagnosi (Walters et al. 2013) e dalla presenza di percorsi-diagnostico terapeutici dedicati che minimizzano il ritardo diagnostico e avviano i casi positivi a un trattamento tempestivo e appropriato, fattori per cui è stato documentato un vantaggio delle donne di classe sociale più alta (Lagerlund et al. 2005; Bouchardy et al. 2006). I dati a disposizione in questo lavoro non rendono possibile definire con certezza se la tendenza al livellamento sociale della mortalità per tumore del seno nelle coorti SLEm sia da attribuire principalmente a cambiamenti nel tempo nelle disuguaglianze nell'incidenza oppure nella sopravvivenza. In letteratura è stato suggerito che, data la relativa stabilità nel tempo delle disuguaglianze nell'incidenza, siano principalmente le variazioni nelle disuguaglianze nella sopravvivenza a guidare l'attenuazione o l'inversione del gradiente nella mortalità (Stringhini et al. 2015; Gadeyne et al. 2017). Tramite la diagnosi precoce del tumore alla mammella, i programmi di screening hanno dimostrato di migliorare la sopravvivenza (Hakama et al. 2008). Tuttavia, essi hanno il potenziale di distribuire tale vantaggio a tutti gli strati sociali solo se organizzati a livello di popolazione e se raggiungono un'alta copertura (Spadea, Bellini, et al. 2010; Giorgi Rossi et al. 2012). In Emilia-Romagna, quando gli screening di popolazione hanno raggiunto un'alta copertura (>95%), si è potuta osservare una riduzione delle disuguaglianze nella sopravvivenza limitatamente alla popolazione target, ovvero tra le donne in età post-menopausale di età compresa tra i 50 e i 69 anni (Pacelli et al. 2014). Lo stesso non è accaduto tra le donne in età pre-menopausale tra le quali le differenze socioeconomiche nella sopravvivenza osservate sono probabilmente espressione di un accesso allo screening e ai percorsi diagnostico-terapeutici specifici più opportunistico e differenziale tra le donne più istruite e quelle meno istruite (Palencia et al. 2010; Puliti et al. 2012; Pacelli et al. 2014). L'attenuazione del gradiente nella mortalità per tumore alla mammella che è

stato osservato in questo studio è compatibile con la persistenza di differenze nella sopravvivenza tra le donne più giovani. Questa evoluzione sembrerebbe in linea con la teoria delle “cause fondamentali” secondo la quale nel momento in cui nuovi presidi diagnostico-terapeutici diventano disponibili (in assenza di interventi costruiti con l’obiettivo di raggiungere attivamente tutti gli strati sociali della popolazione) sono inevitabilmente le classi più avvantaggiate a trarne beneficio, con conseguente comparsa o esacerbazione dei differenziali sociali (Gadeyne et al. 2017). Il terzo e ultimo elemento che merita un commento è l’indicazione di una riduzione nei differenziali nella mortalità per tumore del polmone negli uomini, conseguente a un calo del tasso degli eventi più accentuato tra i soggetti meno istruiti. Questo calo, seppur lieve, potrebbe essere interpretato come un risultato positivo delle politiche preventive per la lotta al tabagismo a livello di popolazione e l’implementazione di leggi antifumo, che potrebbero avere avuto un ruolo nel ridurre l’abitudine al fumo in maniera piuttosto uniforme tra gli strati sociali e potenzialmente contribuito a ridurre le disuguaglianze nella mortalità per tumore al polmone, soprattutto nelle fasce di età più avanzate (Schaap et al. 2008).

Limiti specifici di questa analisi. Questa analisi presenta due principali limitazioni. La prima sta nella selezione delle variabili utilizzate per descrivere la posizione socioeconomica negli individui arruolati nelle coorti SLEm. La scelta è stata guidata dall’obiettivo di valutare l’andamento nel tempo delle disuguaglianze della mortalità e quindi sono state considerate solo le variabili disponibili per tutta la popolazione ai due censimenti del 2001 e del 2011. Questo non ha permesso di prendere in considerazione nessun indicatore relativo alle condizioni materiali e di considerare solo la condizione occupazionale per quanto riguarda la dimensione lavorativa.

Inoltre, essendo il fine principale di questa analisi quello di fornire una preliminare descrizione dell’intensità e della direzione dei differenziali socioeconomici nelle coorti SLEm, per ciascun indicatore si è scelto di presentare stime aggiustate solo per età, calendario e coorte e quindi non mutualmente aggiustate tra loro. Pertanto, nella loro interpretazione è fondamentale considerare che ciascuna di esse non tiene conto dell’effetto degli altri indicatori di posizione socioeconomica sull’esito considerato. Questa limitazione è stata superata nella analisi condotta nella sola coorte del 2001, che ha avuto l’obiettivo di stimare l’associazione indipendente tra una serie di indicatori di posizione socioeconomica e la mortalità.

Il secondo limite sta nell’uso del rapporto tra tassi e la differenza tra tassi usati per valutare le disuguaglianze su scala relativa e assoluta. Queste misure non tengono in conto della distribuzione

dei soggetti nei singoli strati della variabile e delle potenziali variazioni della composizione proporzionale nel tempo, come può essere il caso della composizione della popolazione per titolo di studio o per stato civile, introducendo un potenziale *bias* quando si confronta uno stesso indicatore in momenti temporali diversi, in popolazioni diverse (ad esempio uomini e donne) o in gruppi di età diversi. Questa limitazione si sarebbe potuta superare utilizzando misure quali il *Relative Index of Inequality* o lo *Slope Index of Inequality*, che tengono in conto della distribuzione della popolazione tra gli strati della variabile. Tuttavia questi indici richiedono che la variabile abbia delle categorie che possono essere ordinate gerarchicamente secondo una scala definita. Questo era il caso del titolo di studio e del livello di deprivazione ma non della condizione occupazionale e dello stato civile le cui modalità non possono essere ordinate univocamente secondo una scala ordinale. Quindi, per poter utilizzare lo stesso tipo di misura statistica indipendentemente dall'indicatore di posizione socioeconomica utilizzata, i differenziali sono stati valutati attraverso i rapporti e le differenze tra tassi.

Valutazione dell'intensità delle disuguaglianze e del ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti censuarie del 2001 di Bologna, Modena e Reggio Emilia

L'intensità del gradiente e il ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica misurata a livello individuale sono stati studiati separatamente nelle tre coorti censuarie del 2001 delle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia. Questo esercizio permette di identificare quali sono le dimensioni della posizione socioeconomica che hanno maggiore impatto sugli esiti considerati, le une al netto delle altre. Per tutte le cause di morte indagate è stata riscontrata un'associazione indipendente con gli indicatori di posizione socioeconomica di intensità e direzione variabili tra i due generi e le tre città.

Complessivamente, considerando la mortalità generale, la presenza di un gradiente socioeconomico misurato tramite il *Relative Index of Inequality* (RII) era evidente per il titolo di studio, la tipologia abitativa e quella familiare, considerate al netto delle altre variabili. Tra gli uomini tale gradiente variava tra il 35% (tipologia abitativa a Bologna) e il 96% (tipologia familiare a Modena) ed era paragonabile tra le tre città. Tra le donne invece la variabilità del gradiente era molto più pronunciata: le stime dell'RII oscillavano da 4,78 nel caso della tipologia abitativa a Bologna fino a perdere completamente la significatività statistica (RII per titolo di studio: 1,14 IC95% 0,70-1,86) nel caso della coorte di Reggio Emilia.

L'analisi dei differenziali nelle cause di morte specifiche ha messo in luce che l'importanza relativa delle differenti dimensioni socioeconomiche era funzione dello specifico esito e, in parte, della città, come dettagliato di seguito, e che il titolo di studio e la tipologia familiare erano le variabili che più spesso rimanevano significativamente associate agli esiti.

Le disuguaglianze nella mortalità per **tumore del polmone** e per **cause correlate al fumo** presentavano un quadro simile tra loro: erano più intense se misurate sulla base dell'associazione indipendente con il titolo di studio e la tipologia familiare, più marcate tra gli uomini e meno accentuate nella coorte di Modena. Le disuguaglianze socioeconomiche per le patologie correlate al fumo sono ampiamente documentate in letteratura (Mackenbach et al. 2004; Van der Heyden et al. 2009; Vanthomme et al. 2017). Esse riflettono in gran parte la distribuzione sociale dell'abitudine al fumo che, in contesti come quello italiano e verosimilmente anche emiliano, si è andata progressivamente concentrando nelle classi sociali più svantaggiate, soprattutto tra i giovani e prevalentemente tra i soggetti di genere maschile (Federico et al. 2004; Huisman, Kunst & Mackenbach 2005). Il fatto che il titolo di studio e la tipologia familiare rimanessero associati al rischio di morte dopo aver considerato anche altre dimensioni socioeconomiche, fa supporre che sia la dimensione culturale che quella relativa alle reti sociali siano degli importanti determinanti dell'iniziazione e del mantenimento dell'abitudine al fumo. In questo senso, il titolo di studio rappresenterebbe sia il contesto socioeconomico di origine, che influisce sulla probabilità di iniziare a fumare, sia il livello culturale in età adulta, che modula la ricettività a messaggi preventivi e quindi la probabilità di modificare comportamenti rischiosi per la salute (Galea et al. 2004; Merletti et al. 2011). La tipologia familiare rappresenterebbe invece la rete di supporto e le condizioni materiali che influiscono sulla possibilità di smettere di fumare anche attraverso il meccanismo di controllo e di incoraggiamento da parte del coniuge citato in precedenza (Umberson 1992). Per quanto riguarda le differenze di genere, l'assenza di un gradiente sociale altrettanto consistente tra le donne residenti a Modena e Reggio Emilia potrebbe riflettere una stratificazione sociale dell'abitudine al fumo meno marcata, probabilmente secondaria al fatto che la transizione verso una maggiore prevalenza tra gli strati più svantaggiati della popolazione non era ancora avvenuta a inizio secolo tra le donne residenti nelle due città emiliane. Nella coorte delle donne residenti a Bologna invece, il quadro era sostanzialmente diverso e caratterizzato da un atteso eccesso di rischio tra quelle con basso titolo di studio e contemporaneamente da una riduzione del rischio tra quelle della classe operaia. Se si esclude una misclassificazione differenziale della classe sociale tra le donne a Bologna,

l'inatteso effetto protettivo della classe sociale bassa potrebbe essere spiegato da un effetto congiunto di più fattori. Il primo potrebbe essere la discrepanza tra titolo di studio e classe sociale; la tabulazione incrociata di queste due variabili ha fatto emergere che nella coorte di Bologna, la percentuale di donne operaie con licenza superiore o laurea era lievemente più alta (22,1%) rispetto alle coorti di Modena e Reggio Emilia (rispettivamente 17,9% e 20,4%). Tuttavia questa lieve differenza non può spiegare da sola l'associazione inversa. Parte della spiegazione potrebbe stare nella connotazione intrinseca della classe operaia tra le residenti a Bologna che potrebbe essere composta da donne che svolgono mansioni e lavori meno pesanti (ad esempio una maggiore preponderanza di addette alla vendita), e quindi con un profilo di rischio più basso, rispetto alle altre due città.

In linea con evidenze nazionali e internazionali (Avendano et al. 2005; Avendano et al. 2006; Stringhini et al. 2015; de Gelder et al. 2017), anche per la mortalità per **malattie del sistema circolatorio** emergevano differenziali socioeconomici per titolo di studio e tipologia familiare. Un chiaro gradiente era evidente tra gli uomini e le donne di Bologna e tra gli uomini di Modena; nel caso Bologna i differenziali erano più accentuati tra le donne che tra gli uomini. Come richiamato in uno dei precedenti paragrafi, le disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio sono generalmente interpretate come il risultato di una maggiore prevalenza dei principali fattori di rischio comportamentali (fumo, uso di alcol, dieta, attività fisica) nelle classi più svantaggiate (de Mestral & Stringhini 2017). Le differenze sociali nella distribuzione di tali fattori di rischio e del carico di malattia emergono fin dai primi stadi dello sviluppo e agirebbero attraverso una serie di meccanismi che vanno dal potenziale impatto delle condizioni socioeconomiche nell'infanzia sul rischio di sviluppare malattie cardiovascolari in età adulta, fino all'effetto cumulativo dell'esposizione a circostanze avverse durante l'intero corso della vita (Harper et al. 2011; Havranek et al. 2015). L'importanza di questa prospettiva *life-course* nella genesi del rischio cardiovascolare potrebbe spiegare perché il titolo di studio, che tra tutti gli indicatori di posizione socioeconomica utilizzati in questa analisi è l'unico a non rispecchiare solo la posizione socioeconomica in età adulta ma anche a tracciare la storia dell'individuo a partire dal suo contesto di origine, sia quello con l'effetto indipendente più importante. Analogamente a quanto discusso per lo stato civile, la tipologia familiare rappresenterebbe il livello di supporto sociale e condizionerebbe lo stato di salute principalmente in quanto fonte di risorse materiali e psicosociali che possono essere usate per ridurre il rischio di malattia e minimizzarne le conseguenze oppure per promuovere comportamenti

salutari (Berkman 1984). Per quanto concerne le differenze di genere, tra le donne della coorte di Bologna emergeva un effetto protettivo della classe sociale bassa anche per questo esito e l'intensità dell'associazione appariva più accentuata rispetto agli uomini, come riportato anche in Spagna (Reques et al. 2014).

L'indicazione di un effetto protettivo del basso titolo di studio e dell'appartenenza alla classe operaia nella mortalità per **tumore della mammella** rispecchierebbe una stratificazione sociale a sfavore delle donne in posizioni socioeconomiche più alte dei fattori di rischio ormonali citati in precedenza che sono considerati tra i principali mediatori della relazione tra condizione socioeconomica e rischio di sviluppo del tumore del seno (Heck & Pamuk 1997; Menvielle et al. 2011).

Infine, per quanto riguarda la mortalità per **cause correlate all'alcol**, l'unico fattore che rimaneva significativamente associato a un eccesso di rischio tra gli uomini di tutte e tre le città e tra le donne di Modena era la tipologia familiare. L'assetto familiare influenza il consumo di alcol (Power et al. 1999) e gli stessi meccanismi ipotizzati per le altre cause (ruolo del partner e dei membri della famiglia nella funzione di controllo e promozione di comportamenti salutari e nel sostegno di fronte a situazioni di stress) possono essere alla base dell'associazione tra condizioni di solitudine familiare e mortalità per cause correlate all'alcol.

Limiti specifici di questa analisi. La principale limitazione di questa analisi risiede nella variabile utilizzata per descrivere la classe sociale. Tre sono gli elementi critici a questo proposito: l'importante percentuale di soggetti con valori mancanti soprattutto tra le donne, la potenziale misclassificazione e la capacità interpretativa dell'indicatore. La classe sociale, costruita sulla base delle informazioni relative a titolo di studio, posizione nella professione e tipo di attività lavorativa, può essere derivata solo per i soggetti attivi al momento del censimento. Nelle coorti SLEm essa risulta essere mancante per il 21% degli uomini e il 38% delle donne. Un *bias* di selezione potrebbe essere stato introdotto laddove la composizione di coloro che erano inattivi al censimento del 2001 fosse stata postata verso una o più classi sociali e non proporzionalmente distribuita tra esse (vale a dire se la propensione di uscire dal mondo del lavoro precocemente fosse stata associata a una specifica classe sociale). L'impossibilità di tracciare le storie occupazionali dei soggetti non attivi rende difficile quantificare l'importanza e l'impatto in termini di stima dell'effetto di questo *bias*. Inoltre, l'esclusione dei soggetti senza informazioni sulla classe sociale nella stima dell'indice di

disuguaglianza relativa ha ridotto sostanzialmente la potenza statistica dell'analisi stessa. In secondo luogo, l'algoritmo di costruzione di questa variabile non discerne completamente tra le classi dirigenti e la classe media impiegatizia comportando un certo grado di misclassificazione che è difficile quantificare sulla base delle informazioni attualmente disponibili dal censimento nel contesto dello SLEm. Infine, occorre precisare che lo schema utilizzato è stato proposto da Schizzerotto per studiare la mobilità sociale nelle coorti di italiani nati tra il 1920 e il 1965 e che quindi potrebbe non riflettere con precisione il contesto socioeconomico e la stratificazione sociale dei soggetti adulti tra il 2001 e il 2013. Questi elementi potrebbero in parte spiegare l'impatto modesto della classe sociale rispetto agli altri indicatori di posizione socioeconomica utilizzati nelle analisi.

[Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio](#)

Nell'analisi volta a studiare l'intensità e l'andamento nel tempo delle disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nello SLEm e in altre 11 coorti nazionali ed europee, le coorti sono state analizzate separatamente e seguite nel tempo dagli anni '90 circa fino al 2014 circa. Questo esercizio rappresenta l'analisi più aggiornata delle tendenze nelle disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio in Europa. Coprendo una vasta gamma di paesi, dalle popolazioni dell'Europa meridionale ai paesi dell'Europa dell'est, ha consentito non solo di apprezzare come le disuguaglianze si sono evolute nel tempo ma anche geograficamente.

La mortalità per malattie del sistema circolatorio è diminuita rapidamente in tutti gli strati socioeconomici delle popolazioni considerate e, anche se le riduzioni espresse in termini relativi (in percentuale) sono state più importanti tra i soggetti più istruiti, quelle espresse in termini assoluti (in decessi per 100.000 anni-persona) sono generalmente state più consistenti tra i soggetti meno istruiti. Di conseguenza, anche se le disuguaglianze relative sono tendenzialmente aumentate nel tempo, quelle assolute sono diminuite sostanzialmente in quasi tutte le popolazioni, indipendentemente dalla misura statistica utilizzata per la valutazione dei differenziali. Tendenze simili sono state osservate separatamente sia per quanto riguarda le disuguaglianze nella mortalità per cardiopatia ischemica che in quelle nella mortalità per malattie cerebrovascolari. Nel caso di quest'ultime, in particolare, le disuguaglianze relative sono rimaste sostanzialmente stabili in quasi tutte le popolazioni. Inghilterra e Galles (uomini) e Spagna (Barcellona - donne) hanno combinato

ampie riduzioni nella mortalità media per malattie cardiovascolari con forti riduzioni delle disuguaglianze assolute e sostanziale stabilità nelle disuguaglianze relative. Nel periodo 2010-2014 è emersa una tripartizione geografica in termini di intensità delle disuguaglianze, soprattutto tra gli uomini. Queste apparivano contenute nelle popolazioni dell'Europa meridionale, di intensità intermedia nei paesi dell'Europa settentrionale e occidentale ed elevate nei paesi baltici e dell'Europa centro-orientale.

Il forte calo della mortalità per malattie del sistema circolatorio tra i soggetti con basso titolo di studio in quasi tutti i paesi in studio, e la conseguente riduzione delle disuguaglianze assolute, è un riscontro incoraggiante. Questo risultato sembra indicare che i sistemi sanitari europei, di concerto con gli altri attori coinvolti nelle politiche di sanità pubblica, sono stati in grado di far sì che tutti gli strati socioeconomici beneficiassero degli interventi di prevenzione e della disponibilità di interventi terapeutici efficaci. Nel caso della mortalità per malattie del sistema circolatorio, e soprattutto per cardiopatia ischemica, è stato suggerito che la riduzione dei tassi di mortalità possa essere attribuita a cambiamenti nella distribuzione determinanti prossimali di malattia, come ad esempio i fattori di rischio comportamentali quali l'abitudine al fumo di sigaretta, il consumo di grassi saturi, l'assunzione di quantità eccessive di sale, la scarsa attività fisica, e/o a cambiamenti nell'accesso a trattamenti efficaci di prevenzione sia primaria (ad esempio diagnosi e trattamento dell'ipertensione e dell'ipercolesterolemia tramite statine) che secondaria (ad esempio terapia trombolitica, interventi di rivascolarizzazione coronarica, riabilitazione dopo infarto miocardico) (Mackenbach, Kulhánová, et al. 2016). Studi che, in Inghilterra e Scozia, hanno indagato il contributo dell'esposizione ai principali fattori di rischio cardiovascolari e il contributo degli interventi terapeutici nell'andamento della mortalità per cardiopatia ischemica hanno evidenziato che, in quel contesto, l'assottigliamento delle disuguaglianze assolute misurate sulla base del livello di deprivazione nel primo decennio degli anni 2000 era da attribuire a un accesso uniforme tra i gruppi socioeconomici ai principali trattamenti farmacologici piuttosto che a cambiamenti nella distribuzione sociale dei fattori di rischio (Bajekal et al. 2012; Hotchkiss et al. 2014). Studi simili non sono disponibili per altri paesi europei, ma questi risultati potrebbero essere validi anche per altri contesti con sistemi sanitari simili, come nel caso di quello italiano. A sostegno dell'ipotesi che un accesso equo a cure mediche di qualità abbia contribuito al declino della mortalità per malattie del sistema circolatorio in Europa, possono essere richiamati anche i risultati di uno studio che ha indagato l'andamento nella mortalità per cause evitabili in 17 paesi europei, molti dei quali oggetto

anche di questo confronto internazionale (Mackenbach, Hu, et al. 2017). È probabile che il declino delle disuguaglianze assolute nella mortalità per cause evitabili rifletta in parte sostanziali miglioramenti nel trattamento di queste condizioni tra i gruppi socioeconomici più svantaggiati. In altre parole, nonostante le disuguaglianze nell'accesso o nella qualità delle cure persistano, esse sembrerebbero essere diminuite nel tempo anche grazie al fatto che i miglioramenti nell'assistenza medica hanno raggiunto tutti gli strati sociali della popolazione.

Il notevole calo della mortalità per malattie del sistema circolatorio tra tutti gli strati della popolazione, compresi i soggetti con bassa istruzione, può essere attribuito, oltre che agli effetti di interventi di prevenzione farmacologica e medica, anche a interventi di sanità pubblica finalizzati a ridurre la prevalenza di fattori di rischio cardiovascolare a livello di popolazione e delle politiche strutturali volte a contrastare la loro iniqua distribuzione. Le politiche di controllo della commercializzazione del tabacco e l'introduzione di legislazioni anti-fumo sono esempi di tali interventi; essi hanno dimostrato di contribuire a ridurre la prevalenza dell'uso del tabacco in modo uniforme tra i gruppi socioeconomici e potenzialmente a ridurre le disuguaglianze nell'incidenza e nella mortalità per cause correlate al fumo di sigaretta, comprese le disuguaglianze nella mortalità per malattie cardiovascolari (Schaap et al. 2008; Main et al. 2008; Hoffman & Tan 2015).

L'analisi dell'andamento nel tempo delle disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio ha messo in luce una riduzione quasi ubiquitaria delle differenze assolute accompagnata da una stabilità, nei paesi dell'Europa meridionale e centrale, e da un aumento, in quelli dell'Europa settentrionale, centro-orientale e baltici, delle differenze relative. La tendenza all'aumento delle disuguaglianze relative associata a una riduzione di quelle assolute non è un riscontro inconsueto in un contesto di forte declino della mortalità complessiva (Mackenbach, Martikainen, et al. 2016). L'eccezione è rappresentata dalla Lituania, dove le disuguaglianze sono aumentate indipendentemente dal tipo di misura utilizzata perché i soggetti più istruiti sono quelli che hanno beneficiato di più della riduzione sia proporzionale che assoluta della mortalità. È stato suggerito che questo andamento sfavorevole riflette sia l'esacerbazione della stratificazione sociale dei fattori di rischio che un cambiamento del ruolo dell'istruzione a seguito del collasso dell'Unione Sovietica. Durante il periodo di transizione, il titolo di studio è diventato un fattore determinante nel definire il livello di ricchezza, le possibilità di accedere a opportunità lavorative migliori e la capacità di evitare condizioni di disoccupazione molto di più di quanto non accadesse prima del crollo del regime. Pertanto le crescenti disuguaglianze nella mortalità per livello di istruzione rifletterebbero

una più ampia condizione di svantaggio economico e sociale mediata dal titolo di studio (Leinsalu et al. 2009).

Nel caso specifico di Inghilterra e Galles, il riscontro della consistente diminuzione delle disuguaglianze assolute combinata con la stabilità delle disuguaglianze relative nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nel periodo di studio suggerisce che le politiche strutturali mirate esplicitamente volte a colmare il divario in salute tra gli strati socioeconomici della popolazione abbiano avuto un qualche effetto. Infatti, tra il 1997 e il 2010 il governo del Regno Unito ha attuato un ambizioso insieme di politiche intersettoriali per contrastare le disuguaglianze in salute (Department of Health 2003) che, secondo i risultati di un recente studio, hanno probabilmente contribuito alla riduzione dei differenziali geografici nell'aspettativa di vita, invertendo una precedente tendenza negativa (Barr et al. 2017). Inoltre, dagli anni 2000 il Ministero della Salute britannico ha lanciato una serie di azioni, tra cui l'attivazione di un programma di screening, mirate a ridurre le disuguaglianze in ambito cardiovascolare che hanno portato alla riduzione della prevalenza dell'abitudine al fumo e all'aumento della prescrizione di statine, in particolare tra la popolazione residente nelle aree più deprivate del paese (Care Quality Commission 2009).

Alla fine del periodo di osservazione, erano presenti enormi differenze tra le popolazioni in studio in termini di disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio. Come già riportato in letteratura (Mackenbach et al. 2014; Hartley et al. 2016; de Gelder et al. 2017; Mackenbach 2017), era distinguibile un chiaro *pattern* geografico secondo il quale le disuguaglianze erano minime nelle popolazioni dell'Europa del sud e più accentuate nei paesi dell'Europa settentrionale, dell'Europa centro-orientale e nei paesi baltici. Le disuguaglianze meno intense nelle popolazioni dell'Europa meridionale sono state solitamente interpretate come conseguenza di una minor stratificazione sociale dei fattori di rischio in tali paesi rispetto a quelli dell'Europa settentrionale e orientale (Cavelaars et al. 1997; De Vogli et al. 2005). Queste differenze potrebbero essere spiegate dal fatto che nei paesi dell'Europa del sud gli stili di vita, come l'abitudine al fumo, il consumo di alcol e il tipo di alimentazione, sarebbero condizionati più da un congiunto di norme culturali e da tradizioni piuttosto che da fattori di tipo socioeconomico (Knoops et al. 2004; Huisman, Kunst & Mackenbach 2005). A questo proposito, un ruolo fondamentale sarebbe giocato dalle tradizioni alimentari, caratterizzate dal consumo di moderate quantità di alcol e dall'aderenza alla dieta mediterranea che esercita un effetto protettivo sul rischio di incidenti cardiovascolari (Trichopoulou & Lagiou 1997; Rosato et al. 2017). Tuttavia, i recenti riscontri di un declino nell'aderenza a questo modello

alimentare, soprattutto tra gli strati più deprivati della popolazione, e la concentrazione dell'effetto protettivo della dieta mediterranea nei gruppi socioeconomici più avvantaggiati (Bonaccio et al. 2017; Bonaccio et al. 2016), fanno supporre che questo meccanismo di livellamento delle disuguaglianze nell'incidenza e nella mortalità per malattie cardiovascolari possa perdere di importanza nel prossimo futuro. Un'altra spiegazione della minore intensità dei differenziali nella mortalità per malattie del sistema circolatorio nei paesi dell'Europa meridionale può essere rintracciata nel ritardo nella cosiddetta transizione epidemiologica, cioè quel processo secondo il quale le malattie che un tempo erano più prevalenti tra gli strati socioeconomici più avvantaggiati, tra cui le malattie cardiovascolari, sono a mano a mano diventate le "malattie dei poveri" attraverso la progressiva adozione di stili di vita insalubri, come ad esempio l'abitudine al fumo, tra i soggetti più svantaggiati (Yusuf et al. 2001; Omran 2001). A supporto di queste ipotesi, un recente studio che ha valutato l'impatto dell'abitudine al fumo sulle disuguaglianze nella mortalità per cardiopatia ischemica per titolo di studio, ha riportato che questo è minimo nei paesi dell'Europa meridionale rispetto a quelli dell'Europa settentrionale o centro-orientale (Kulhánová et al. 2017). Analogamente, una stratificazione sociale nell'abitudine al fumo a svantaggio delle classi più deprivate era meno evidente tra le donne dei paesi dell'Europa del sud rispetto a quelle dell'Europa occidentale e orientale (Schaap et al. 2009).

Per contro, la presenza di importanti disuguaglianze e la loro tendenza all'aumento nei paesi dell'Europa centro-orientale e nei paesi baltici sono da attribuire sia a una più marcata stratificazione sociale dei fattori di rischio cardiovascolare, tra cui il consumo eccessivo di alcol, che alle disparità nell'accesso a un'assistenza sanitaria di buona qualità che si sono esacerbate in un contesto socio-politico caratterizzato da una travagliata transizione verso un'economia di mercato dopo il crollo dell'Unione Sovietica (McKee & Nolte 2004; Leinsalu et al. 2009).

Oltre ai meccanismi già citati, le disuguaglianze tra paesi potrebbero in parte riflettere differenze nel significato del livello di istruzione come indicatore di posizione socioeconomica nei vari contesti geografici. Rispetto ai paesi dell'Europa occidentale e settentrionale, quelli meridionali avrebbero sperimentato più tardi il processo di modernizzazione, inteso come l'insieme di profondi cambiamenti sociali e l'aumento della prosperità economica, dell'industrializzazione, dell'urbanizzazione e dell'espansione e della settorializzazione dell'educazione, che diventa una credenziale chiave per l'accesso alle diverse possibilità e carriere lavorative (Schofer & Meyer 2005). A causa di tale ritardo nella modernizzazione, il livello di istruzione potrebbe essere un indicatore di posizione socioeconomica meno rilevante nei paesi del sud rispetto a quelli del centro e del nord

dell'Europa (Kulhánová 2015). Nel confronto tra l'insieme dei paesi dell'Europa occidentale (Finlandia, Danimarca, Austria, Inghilterra e Galles, Svizzera, Italia e Spagna) e quelli dell'Europa orientale (Ungheria, Polonia, Estonia e Lituania), si deve inoltre tenere conto del fatto che questi ultimi erano caratterizzati, durante il regime comunista, da una forte determinazione sociale del livello di istruzione. I soggetti provenienti dalle classi sociali basse erano principalmente indirizzati verso la formazione professionale, mentre l'istruzione superiore di tipo non professionalizzante e quella universitaria rimaneva appannaggio delle classi elitarie (Kogan et al. 2012). Questa forte polarizzazione, che si rende manifesta anche nella distribuzione della popolazione nei vari livelli educativi con una grande proporzione di soggetti con istruzione secondaria e una minoranza di soggetti con istruzione terziaria che generalmente presentano livelli di mortalità molto bassa, potrebbe contribuire a spiegare i forti differenziali nella mortalità che vengono osservati in queste popolazioni (Kulhánová 2015).

Limiti specifici di questa analisi. Nonostante il meticoloso processo di armonizzazione dei dati a livello centrale, il confronto tra i paesi e nel tempo può tuttavia essere soggetto a forme di *bias* che possono influenzare i risultati e che dipendono principalmente da differenze nella raccolta dei dati, nel disegno di studio, nel livello di copertura geografico e temporale, e nella classificazione delle informazioni su esposizione ed esito.

Una delle principali limitazioni insite nella natura internazionale dei dati sta nella variabilità tra i paesi della codifica delle cause di morte nelle statistiche di mortalità. La misclassificazione delle morti dovute a cardiopatia ischemica è una delle potenziali fonti di *bias* che può minare la validità dei confronti tra paesi (Lozano et al. 2001; Pagidipati & Gaziano 2013). Al fine di valutare l'impatto di questa potenziale misclassificazione, è stata condotta un'analisi di sensibilità e la stima delle disuguaglianze assolute e relative per livello di istruzione è stata ripetuta combinando le morti per cardiopatia ischemica con quelle classificate come "altre malattie cardiache". Quest'ultimo gruppo comprende anche quelle patologie cardiache che possono erroneamente essere usate come causa di morte al posto della cardiopatia ischemica (per la lista dei codici ICD inclusi in questo gruppo si veda l'Appendice Tabella 1). Tale analisi non è stata possibile per la Danimarca e per i primi due periodi di osservazione in Inghilterra e Galles a causa della mancanza nei *dataset* originali del dettaglio della conta delle cause di morte classificate come "altre malattie cardiache". In Appendice Figura 1 si mostra l'andamento nel tempo delle disuguaglianze relative e assolute per questo gruppo di cause. Il confronto con le stesse stime relative alla sola mortalità per cardiopatia ischemica

evidenza che l'entità e la direzione delle disuguaglianze per titolo di studio, il loro andamento nel tempo e le differenze tra le popolazioni sono sostanzialmente simili e, sebbene non sia possibile escludere completamente un certo grado di misclassificazione, è improbabile che essa possa spiegare da sola i risultati ottenuti. Recentemente è stato evidenziato che, nel caso dell'Estonia, anche la codifica delle morti per malattie cerebrovascolari può andare incontro a fenomeni di misclassificazione. Nello specifico è stato riportato che la drastica riduzione della mortalità per malattie cerebrovascolari tra il 2004 e il 2013 fosse, almeno in parte, secondaria ai cambi nelle pratiche di codifica dei decessi e all'aumento della selezione dell'ipertensione come causa di morte (Denissov 2016). Anche se i cambi nelle pratiche di codifica non dovrebbero essere differenziali per posizione socioeconomica, questa potenziale fonte di *bias* deve essere tenuta in considerazione nell'interpretazione dei risultati.

Un'altra limitazione sta nella copertura di popolazione e temporale dei diversi *dataset*. Per ambedue le popolazioni dell'Europa meridionale, la copertura era limitata a zone urbane. Nel caso della Spagna, i dati provenivano dalla città di Barcellona. Uno studio longitudinale basato sul censimento del 2001 e condotto con lo scopo di confrontare le disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità tra l'intera popolazione spagnola e le aree sub-nazionali, tra cui Barcellona, ha concluso che i risultati delle aree subnazionali riflettevano abbastanza fedelmente la situazione nazionale nel suo insieme (Regidor, Reques, et al. 2016). Pertanto è plausibile ritenere che i dati di Barcellona possano rappresentare la situazione per l'intera Spagna con un livello di incertezza minimo. Nel caso dell'Italia, i dati utilizzati in questo confronto internazionale provenivano da due studi longitudinali metropolitani, quello torinese e quello emiliano. Entrambi gli studi coprono aree urbane e relativamente benestanti situate nella parte settentrionale del paese; l'entità delle disuguaglianze sia assolute che relative erano largamente confrontabili tra queste due coorti. Un recente studio di coorte retrospettivo a livello nazionale basato sul censimento del 2011 ha mostrato che il divario educativo nella mortalità per malattie cardiovascolari era leggermente più ampio tra le persone residenti in Italia settentrionale rispetto a quelle che vivevano al centro o al sud (Alicandro, Frova, Sebastiani, Boffetta, et al. 2017). Questo suggerirebbe che considerare solo le coorti di questa regione geografica può sovrastimare l'entità delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità per malattie del sistema circolatorio per l'intero paese.

Analogamente, la durata del *follow-up* variava tra le popolazioni rendendo difficile giudicare se l'entità dei cambiamenti nelle disuguaglianze di mortalità per malattie del sistema circolatorio in

Danimarca, Italia (SLEm), Polonia, Estonia e Lituania sarebbe rimasta la stessa se queste popolazioni fossero state seguite dagli anni '90.

Infine, si deve considerare che il livello di istruzione originale è stato riclassificato secondo lo schema ISCED. Tuttavia, per l'Inghilterra e il Galles non è stato possibile distinguere il livello basso da quello intermedio. Le stime delle disuguaglianze devono pertanto essere interpretate con cautela perché non si può escludere che possa emergere un gradiente più accentuato se una stratificazione più granulare del titolo di studio fosse disponibile. Nel caso dell'Ungheria, il diploma professionale è stato considerato come un livello di istruzione bassa anziché di livello medio perché esso rientrava nell'ambito dell'istruzione obbligatoria prima delle riforme del sistema scolastico degli anni '70 (de Gelder et al. 2017); questa scelta potrebbe aver causato una sottostima delle differenze.

Discussione generale

In questa sezione vengono presentati i punti di forza e le limitazioni comuni a tutte le analisi condotte in questa tesi e illustrate le considerazioni generali che possono essere tratte dall'insieme dei risultati ottenuti.

Punti di forza e limitazioni della ricerca

I punti di forza di questa ricerca stanno negli attributi di novità, aggiornamento e copertura geografica dei dati utilizzati e nella disponibilità di molteplici indicatori in grado di catturare diversi aspetti del costrutto della posizione socioeconomica. La caratteristica di novità è da attribuire principalmente al fatto che lo Studio Longitudinale Emiliano è un sistema integrato di dati messo a punto di recente e ancora quasi totalmente inesplorato. Questa struttura informativa ha permesso per la prima volta di studiare con un approccio analitico le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità contemporaneamente nelle città di Bologna, Modena e Reggio Emilia, tre dei principali comuni della regione Emilia-Romagna. Inoltre, il *follow-up* di 15 anni ha reso possibile una stima dell'evoluzione nel tempo delle differenze nella mortalità sulla base di vari indicatori di posizione socioeconomica. In secondo luogo, tutti i dati utilizzati in questa tesi, sia quelli relativi allo SLEm che quelli impiegati nel confronto internazionale, erano aggiornati all'ultimo censimento disponibile (dopo il 2010). Questo ha consentito di affiancare all'analisi dei trend una descrizione dell'impatto delle condizioni socioeconomiche sulla mortalità aggiornata e tempestiva, due qualità ritenute fondamentali dai decisori politici per massimizzare l'utilizzo delle evidenze scientifiche nei processi di definizione delle politiche (Petticrew et al. 2004). La terza qualità dei dati utilizzati in questo lavoro sta nella loro copertura geografica. A livello locale, le evidenze prodotte dallo Studio Longitudinale

di Reggio Emilia del 1991 (Candela et al. 2005) sono state aggiornate e affiancate da quelle delle città di Bologna e Modena. A livello internazionale, la disponibilità dei dati dello SLEm ha fatto sì che l'Italia non fosse rappresentata solo dalla coorte di Torino che, grazie alla profondità storica e informativa dello suo studio longitudinale, è stata quella tradizionalmente inclusa negli studi comparativi europei sulle disuguaglianze nella mortalità (Mackenbach et al. 2008; de Gelder et al. 2017). Inoltre, la ricchezza dei dati collezionati nell'ambito dei progetti europei DEMETRIQ e LIFEPAH ha reso possibile studiare le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità per malattie cardiovascolari in tutte le aree della regione europea, da quelle meridionali a quelle settentrionali, e da quelle occidentali a quelle centro-orientali e baltiche. Infine, grazie all'utilizzo della ricca gamma di informazioni di origine censuaria disponibili per le coorti SLEm, l'analisi delle disuguaglianze è stata declinata sulla base di molteplici indicatori di posizione socioeconomica, il cui effetto è stato studiato sia singolarmente che al netto del contributo degli altri.

Questa ricerca non è priva di limitazioni. Quelle specifiche relative alle singole analisi sono state descritte nelle sezioni precedenti; qui vengono passati in rassegna i limiti generali che, seppure con sfumature diverse, sono comuni a tutte le analisi. Il primo concerne il disegno di studio. Sebbene lo studio di coorte possa essere considerato l'approccio ottimale per lo studio longitudinale delle disuguaglianze, l'utilizzo di una coorte chiusa, come nel caso dello SLEm e della maggior parte degli studi inclusi nel confronto internazionale⁹, porta con sé delle criticità. Infatti, la composizione della popolazione della coorte è condizionata sia dalla probabilità degli individui di entrare nella stessa, vale a dire dalla probabilità dei soggetti di essere formalmente residenti in un paese o in una città e al momento del censimento (o in un momento temporalmente prossimo a esso), sia dalla probabilità degli stessi di uscirne per emigrazione. In ambedue i casi si potrebbe introdurre un *bias* di selezione, cioè una distorsione che sussiste quando la relazione tra posizione socioeconomica e mortalità risulta diversa tra i soggetti in studio e quelli esclusi, sia perché entrati a far parte della popolazione target dopo il censimento oppure perché usciti selettivamente durante il *follow-up*. L'impatto di questo *bias* può variare da coorte a coorte e pertanto è difficile da quantificare globalmente. Rispetto al fenomeno della emigrazione selettiva, uno studio condotto nell'ambito dello Studio Longitudinale Torinese ha concluso che la potenziale distorsione era minima in quel contesto poiché, sebbene i soggetti che lasciavano la città tendevano ad avere una mortalità più bassa, essi non differivano significativamente dalla popolazione rispetto alle caratteristiche

⁹ È questo il caso di Finlandia, Austria, Danimarca, Inghilterra e Galles, Austria, Svizzera, Italia (Torino), Estonia, Lituania

socioeconomiche (Costa et al. 1988). Un'altra criticità relativa al disegno di studio sta nel fatto che per tre delle 12 popolazioni incluse nel confronto internazionale (Spagna (Barcellona), Polonia e Ungheria) i dati provenivano da studi trasversali. In questi casi le stime potrebbero essere distorte (sia in una direzione che nell'altra) a causa del cosiddetto *bias* numeratore/denominatore che è secondario alla possibile discrepanza tra le informazioni sulla posizione socioeconomica di origine censuaria (denominatore) e quelle provenienti dalle schede di morte (numeratore) (Shkolnikov et al. 2007). Tuttavia, dato che il disegno di studio per queste tre popolazioni è rimasto lo stesso per tutta la durata dello studio, è improbabile che questa distorsione abbia un effetto sulla valutazione dei trend all'interno di ciascuna coorte.

La seconda limitazione sta nella classificazione delle cause di morte. Nel caso dello SLEm, la criticità principale è data dal passaggio tra la 9ª (ICD-9) e la 10ª revisione (ICD-10) della classificazione internazionale delle malattie nella codifica delle cause di morte durante il periodo di studio. È stato riportato che questo passaggio ha avuto un impatto maggiore su alcune patologie quali malattie infettive, respiratorie e demenze (Brocco et al. 2010), che non sono state il focus delle analisi di questa tesi, in cui invece si sono presi in considerazione grandi gruppi di cause o gruppi di diagnosi più specifici nel capitolo dei tumori e delle malattie cardiovascolari. Questo rende minimo il rischio di avere introdotto delle distorsioni secondarie alla variabilità tra una revisione e quella successiva. Per quanto riguarda il confronto internazionale, il rischio di *bias* derivava principalmente dalla potenziale misclassificazione delle morti per cardiopatia ischemica secondaria alla variabilità tra paesi nella codifica delle cause di morte.

Il terzo limite è relativo alla generalizzabilità dei risultati, vale a dire alla possibilità di applicare i risultati dello studio a popolazioni diverse rispetto a quelle da cui sono stati ottenuti (Hennekens et al. 1987). Quella della generalizzabilità è una questione ricorrente in ambito epidemiologico perché molti studi sono condotti su popolazioni circoscritte che vengono selezionate per convenienza a causa di circostanze storiche, politiche o geografiche favorevoli. L'estrapolazione dei risultati e la loro applicazione a popolazioni diverse da quelle in cui lo studio è stato condotto devono essere valutate di volta in volta sulla base di un giudizio qualitativo che consideri sia la comparabilità dell'assetto socio-demografico delle popolazioni a confronto che il quesito di ricerca a cui si intende rispondere (St. Sauver et al. 2012). Nell'ambito di questo lavoro, il tema della generalizzabilità può essere affrontato dalla prospettiva geografica e da quella demografica. Rispetto alla prospettiva geografica, sono due i livelli in cui si può scomporre la questione della generalizzabilità dei risultati: (a) quanto lo SLEm sia rappresentativo dell'intera regione Emilia-Romagna, e (b) quanto lo SLEm e

la coorte di Torino e la coorte di Barcellona possano approssimare rispettivamente la situazione italiana e quella spagnola nel caso di confronti internazionali.

Rispetto alla rappresentatività regionale occorre ricordare che le coorti SLEm non sono un campione casuale della popolazione della regione Emilia-Romagna ma sono composte dai residenti e censiti in tre delle principali città emiliane, quelle di Bologna, Modena e Reggio Emilia. Queste tre popolazioni urbane presentano caratteristiche socio-demografiche lievemente differenti tra loro e, se prese congiuntamente, una distribuzione per età e per titolo di studio sensibilmente spostata rispettivamente verso le classi più anziane e livelli di istruzione più alti rispetto alla media regionale. A queste differenze in termini di assetto socio-demografico, si aggiunge il fatto che le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità sono solitamente più accentuate nelle aree urbane che in quelle rurali (Senior et al. 2000; O'Reilly et al. 2007). Questi elementi fanno supporre che i risultati ottenuti dall'analisi delle coorti SLEm tendano a sovrastimare la situazione dell'intera regione, dove circa il 60% della popolazione vive in zone che non sono definite urbane¹⁰.

La rappresentatività di coorti territorialmente circoscritte rispetto al contesto nazionale, come può essere il caso di Torino o della coorte SLEm in Italia o della popolazione di Barcellona in Spagna, nell'ambito di confronti internazionali è stata messa in discussione (De Vogli et al. 2008). Come già accennato in precedenza, uno studio condotto in Spagna con l'obiettivo di valutare la rappresentatività di tre sub-aree tradizionalmente considerate negli studi internazionali rispetto all'intero paese (Barcellona, Madrid e paesi baschi), ha concluso che le disuguaglianze nella mortalità nelle aree subnazionali riflettevano abbastanza fedelmente la situazione nazionale nel suo insieme (Regidor, Reques, et al. 2016). Per quanto riguarda l'Italia, ambedue le coorti usate in questo lavoro coprono popolazioni residenti in città situate nelle regioni settentrionali del paese. Sebbene nel nostro paese non sia stato condotto un esercizio di validazione simile a quello spagnolo, uno studio condotto sulla coorte nazionale dei censiti al 2011 ha riportato che l'associazione tra livello di istruzione e mortalità generale non appare sostanzialmente modificata dalla macro-regione di residenza (nord, centro e sud e isole) (Alicandro, Frova, Sebastiani, Boffetta, et al. 2017). Questi elementi suggeriscono che i dati disponibili per i paesi dell'Europa meridionale, sebbene abbiano una copertura geografica limitata, ricalcano abbastanza fedelmente la situazione nazionale e non

¹⁰ Secondo il *Factbook* della Regione Emilia-Romagna (<https://statistica.regione.emilia-romagna.it/factbook/fb>) "Il concetto di area urbana non è univocamente definito e può anche travalicare i confini amministrativi di un comune, poiché i processi di agglomerazione e di espansione delle città stesse creano spesso un continuum edificato tra un comune centrale di grandi dimensioni e diverse città-satellite. In questa sede [ndr] si considerano aree urbane i comuni con più di 50.000 abitanti."

invalidano il riscontro di disuguaglianze di minore entità nelle regioni sud-europee rispetto a quelle settentrionali od orientali.

Nel caso della rappresentatività demografica, si deve considerare che le analisi relative alla valutazione del ruolo indipendente degli indicatori di posizione socioeconomica nelle tre coorti SLEm e nel confronto internazionale erano ristrette alla popolazione di età compresa tra i 30 e, rispettivamente, 69 e 79 anni. I gruppi di età avanzata non sono stati inclusi e pertanto i risultati non possono essere generalizzati alla popolazione anziana che è quella in cui avviene il maggior numero di morti, soprattutto quelle per malattie del sistema circolatorio, ma anche quella nella quale le disuguaglianze tendono a diminuire di intensità per effetto della selezione dei sopravvissuti. Sono stati esclusi dalle analisi anche i giovani, gli adolescenti e le popolazioni pediatriche che oltre a presentare un'epidemiologia specifica introducono anche delle difficoltà nell'assegnazione dei tradizionali indicatori di posizione socioeconomica che, nella maggior parte di casi, non possono essere attribuiti su base individuale ma devono essere ricavati dal contesto familiare.

Discussione dei principali risultati

I risultati di questa tesi possono essere sintetizzati in tre grandi temi: quello della natura della relazione tra circostanze socioeconomiche e mortalità, quello dell'interpretazione dei differenziali nella mortalità sulla base del tipo di misure utilizzate e infine quello delle differenze geografiche nelle disuguaglianze socioeconomiche.

In questa ricerca, una serie di indicatori di posizione socioeconomica attinenti alle credenziali educative (titolo di studio), alla dimensione lavorativa e sociale (condizione occupazionale e classe sociale), a quella della rete di supporto (stato civile e tipologia familiare), a quella relativa alle risorse materiali (tipologia abitativa e affollamento dell'abitazione) e a quella della piccola area di residenza (indice di deprivazione a livello della sezione di censimento) sono stati studiati in relazione alla mortalità generale e per cause specifiche. Il loro effetto è stato valutato singolarmente e al netto del contributo degli altri. I risultati hanno mostrato che tutti gli indicatori di posizione socioeconomica si associavano agli esiti considerati ma con un'intensità, una direzione e un effetto indipendente che variavano in base al genere, all'età, alla città (nel caso delle analisi stratificate) e all'esito considerato. In particolare, il titolo di studio era e rimaneva indipendentemente associato a quelle cause di morte note per essere correlate a circostanze sociali relative non solo all'età adulta ma anche al contesto di origine (tumore del polmone, cause di morte correlate al fumo, malattie del sistema circolatorio). Gli indicatori relativi alla rete sociale e di supporto (stato civile e tipologia

familiare) erano e rimanevano indipendentemente associati invece a quelle cause di morte principalmente determinate dalle circostanze sociali in età adulta (cause esterne e cause di morte correlate all'alcol). Questi risultati, che sono in linea con altri studi che hanno esaminato e confrontato l'associazione tra indicatori di posizione socioeconomica e esiti in salute (Næss et al. 2005; Geyer et al. 2006), suggeriscono che ciascun indicatore probabilmente coglie una specifica dimensione della posizione socioeconomica e che i meccanismi che sottendono all'associazione tra esposizione ed esito variano a seconda dell'indicatore e della causa di morte in esame. Questo implica che tali indicatori non possono essere usati in maniera intercambiabile ma piuttosto scelti in base alla domanda di ricerca e al meccanismo che si vuole indagare, come già sottolineato in letteratura (Lahelma et al. 2004; Galobardes et al. 2006a; Stringhini 2011). Tuttavia, nel caso di analisi esplorative finalizzate al monitoraggio delle disuguaglianze, come parte di quelle presentate in questa trattazione, l'uso di una gamma composita di indicatori ha il valore aggiunto di aiutare a identificare quali possono essere i gruppi maggiormente a rischio per esiti specifici nei singoli contesti (Spadea, Zengarini, et al. 2010).

Nell'analizzare le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità, sono state utilizzate sia misure assolute che relative. I risultati di questo lavoro evidenziano come andamenti favorevoli in una misura non si accompagnano necessariamente ad andamenti favorevoli nell'altra. Come già ricordato nell'introduzione, questo è dovuto al fatto che la dinamica con cui le disuguaglianze misurate su scala relativa aumentano o diminuiscono in risposta alle variazioni differenziali nella mortalità negli strati socioeconomici della popolazione è diversa rispetto a quella con cui le stesse cambiano quando misurate su scala assoluta (Mackenbach, Martikainen, et al. 2016). Tale dinamica cambia anche in relazione alla prevalenza sottostante dell'evento in esame (Scanlan 2016). Anche a causa delle difficoltà interpretative che si pongono in essere davanti alla plausibilità di trend opposti, ricercatori e decisori politici non sono d'accordo su quale misura, relativa o assoluta, sia più opportuno utilizzare per monitorare i progressi nel contrasto delle disuguaglianze in salute. È stato suggerito che porre l'enfasi su una o sull'altra dipende principalmente dalla prospettiva normativa che si intende adottare nella lettura del fenomeno (Harper et al. 2010). In tal senso, l'uso di misure relative rifletterebbe un approccio prettamente egualitario secondo il quale il solo e principale interesse è quello dell'equità tra i diversi gruppi della popolazione. In questo caso, l'attenzione sarebbe focalizzata nel valutare (e contrastare) quanto è più alto (o più basso) il rischio di sviluppare un certo esito nello strato più svantaggiato della popolazione rispetto quello più avvantaggiato e il

fine ultimo sarebbe quello di raggiungere uno stato di completa equità. L'uso di misure assolute rispecchierebbe invece una visione più pragmatica secondo la quale non solo l'equità ma anche il tasso assoluto di eventi nei vari strati della popolazione sarebbe importante. In tal senso, l'attenzione sarebbe focalizzata sul ridurre in termini assoluti l'occorrenza di un evento negli strati più svantaggiati della popolazione, nei quali di solito si concentra il maggiore carico di malattia, anche in presenza di un lieve eccesso rispetto agli strati più avvantaggiati (Mackenbach 2015). Tuttavia, prescindere da un approccio dicotomico troppo rigido e considerare ambedue le prospettive, come si è fatto in questa tesi, è l'approccio suggerito in quanto ha il vantaggio di poter ricostruire un quadro più completo che rispecchia la complessità della situazione in esame (Arcaya et al. 2015). Da un lato infatti, le misure assolute sono fondamentali per la valutazione dell'impatto sulla popolazione di politiche di salute pubblica. Tuttavia, esse possono essere poco informative, se usate da sole, quando l'obiettivo è quello di confrontare due diverse popolazioni o la stessa popolazione in due momenti diversi perché il tasso di mortalità di partenza può non essere comparabile. Le misure relative, per contro, essendo adimensionali, permettono più facilmente il confronto tra due popolazioni o la stessa popolazione in due momenti diversi e danno un'idea della distribuzione del carico di mortalità nella popolazione esprimendo qual è il rischio di morire associato all'essere in una certa posizione sociale, anche quando i tassi sottostanti sono diversi o cambiano. Inoltre, le misure relative hanno un ruolo cruciale nella valutazione della potenziale modificazione di effetto di interventi e di politiche sull'intensità dello svantaggio in salute. Nel tentativo di fornire un commento sintetico sull'andamento delle disuguaglianze nelle coorti analizzate in questa tesi, si può affermare che nel caso dello SLEm la tendenza è favorevole in quanto le disuguaglianze sono generalmente diminuite o rimaste stabili negli ultimi 15 anni. Nel caso del confronto internazionale, il quadro è più complesso. Nella maggior parte dei paesi considerati si è assistito a una riduzione sostanziale della mortalità per malattie del sistema circolatorio tra i soggetti meno istruiti. Tuttavia, la pressoché ubiquitaria riduzione delle disuguaglianze assolute non è stata accompagnata da un andamento altrettanto favorevole delle disuguaglianze relative che sono rimaste stabili nei paesi dell'Europa Meridionale e in Inghilterra e Galles ma che si sono acuite in alcuni paesi delle regioni dell'Europa settentrionale e soprattutto di quella orientale.

Infine, il lavoro di questa tesi conferma l'esistenza di disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e per cause specifiche anche nella popolazione inclusa nello Studio Longitudinale Emiliano. L'andamento e l'intensità delle disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema

circolatorio nella coorte SLEm, che finora non erano stati studiati e confrontati con altri contesti nazionali e internazionali a causa della mancanza della struttura informativa, sono comparabili con quelli della coorte torinese e con la popolazione di Barcellona. Questo riscontro aggiunge forza all'evidenza di disuguaglianze meno intense e stabili nel tempo nelle popolazioni dell'Europa meridionale per cui sono disponibili i dati rispetto ai paesi dell'Europa occidentale, settentrionale e centro-orientale.

Suggerimenti per le ricerche future e per le politiche sanitarie

L'insieme dei risultati della prima parte di questo lavoro, il cui focus è stato la descrizione delle disuguaglianze nello Studio Longitudinale Emiliano, suggerisce che ciascun indicatore coglie una specifica dimensione del costrutto della posizione socioeconomica in età adulta e che il meccanismo prevalente che sottende all'associazione tra indicatore di posizione socioeconomica ed esito può variare a seconda del gruppo di cause di morte in esame. Questo implica che, come già sottolineato in letteratura (Lahelma et al. 2004; Galobardes et al. 2006b), gli indicatori di posizione socioeconomica non possono essere usati in maniera intercambiabile ma devono essere scelti in base alla domanda di ricerca e al meccanismo che si vuole indagare.

Una delle limitazioni trasversali alle analisi presentate in questo lavoro di tesi è quella della generalizzabilità dei risultati ottenuti alle popolazioni target di riferimento (quella italiana e quella dell'intera regione Emilia-Romagna), una limitazione che è secondaria al livello geografico di copertura di popolazione dei dati disponibili. Per capire quanto i risultati ottenuti dalle coorti longitudinali dell'Emilia e di Torino siano generalizzabili rispetto alla popolazione italiana e quando i risultati dello SLEm lo siano rispetto alla popolazione della regione Emilia-Romagna sarebbero utili degli esercizi che permettano di confrontare l'intensità delle disuguaglianze nella mortalità tra le popolazioni incluse nei *dataset* degli studi longitudinali e quelle target ed evidenziare eventuali eterogeneità o similarità nella mortalità generale e per cause specifiche. A livello nazionale, il lavoro di integrazione tra gli archivi relativi all'"Indagine su decessi e cause di morte" e quelli del Censimento della popolazione e delle abitazioni del 2011 realizzato dall'ISTAT ha prodotto tavole di mortalità secondo il livello di istruzione per tutta la popolazione italiana (Istituto Nazionale di Statistica 2017). Sfruttando la disponibilità di questi dati, sarebbe strategico mettere a confronto i differenziali di mortalità nell'intera popolazione italiana con quelli dello Studio Longitudinale Emiliano e Torinese, inclusi in questo lavoro, ma anche con quelli delle altre coorti longitudinali metropolitane attualmente operative in Italia (Caranci et al. 2018). Questo confronto

permetterebbe di validare o confutare direttamente il riscontro di disuguaglianze di minore intensità in Italia rispetto ad altri paesi europei e di esplorare l'eventuale eterogeneità nell'intensità delle disuguaglianze per cause specifiche tra il contesto nazionale e quelli metropolitani, come riscontrato ad esempio in Spagna (Regidor, Reques, et al. 2016). A livello regionale, è stato recentemente finalizzata un'operazione di *record-linkage* tra l'archivio dell'anagrafe sanitaria regionale e quello del Censimento della popolazione e delle abitazioni del 2011 (Pacelli et al. 2018). Questo *dataset* integrato potrebbe essere utilizzato per comparare l'intensità delle disuguaglianze nella mortalità tra le tre popolazioni urbane incluse nello SLEm e l'intera popolazione della regione Emilia-Romagna.

In questo lavoro, la struttura informativa dello Studio Longitudinale Emiliano è stata utilizzata per descrivere le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità. Tuttavia, il potenziale informativo di questo *dataset* non si esaurisce alla mortalità in quanto permette di ottenere per ciascun individuo arruolato nelle coorti delle tre città anche informazioni provenienti da altre banche dati sanitarie e quindi di studiare altri esiti sanitari. Valorizzando la ricchezza di informazioni disponibili attraverso lo SLEm, studi e applicazioni future dovrebbero estendere il monitoraggio delle disuguaglianze ad altri esiti (come ad esempio l'incidenza di patologie, il livello di accesso e utilizzo dei servizi sanitari o la presa in carico da parte del sistema sanitario) che possono essere identificati di concerto con gli attori locali (comunità, operatori socio-sanitari e decisori politici) a partire dai bisogni informativi e dall'epidemiologia specifica delle realtà di Bologna, Modena e Reggio Emilia.

Il confronto internazionale ha messo in luce un'eterogeneità geografica nell'intensità e nell'andamento nel tempo delle disuguaglianze per titolo di studio nella mortalità per malattie del sistema circolatorio. Come è stato argomentato nella discussione, queste differenze possono in parte essere spiegate dal fatto che i singoli paesi si trovano in fasi diverse della transizione epidemiologica. La teoria della transizione epidemiologica suggerisce che le disuguaglianze socioeconomiche nella salute, e i meccanismi sottostanti ad esse, cambiano attraverso le fasi della transizione stessa (Omran 2001). Il fatto che la distribuzione sociale del carico di malattia cambi in risposta a cambiamenti sociali, economici e politici, implica che un monitoraggio continuo delle disuguaglianze in ottica comparativa (in diverse aree geografiche e nel tempo) sia necessario per capire quali sono i determinanti delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute, individuare tempestivamente andamenti sfavorevoli e identificare i punti di entrata per le politiche di contrasto.

Sebbene fornire indicazioni per le politiche sanitarie non sia un obiettivo primario di questo lavoro di tesi, di seguito vengono descritte alcune possibili implicazioni dei risultati ottenuti.

Il rapporto finale della Commissione sui determinanti sociali della salute dell'OMS identifica nel monitoraggio delle disuguaglianze il primo passo per il loro contrasto (WHO Commission on Social Determinants of Health 2008); la rilevazione sistematica delle differenze negli esiti in salute su base socioeconomica è anche una delle azioni chiave da sviluppare secondo il Piano Sociale e Sanitario della Regione Emilia-Romagna (Regione Emilia-Romagna 2017). Come già ribadito, lo studio delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità, e più in generale nella salute, presuppone la possibilità di mettere in relazione dati sanitari con informazioni di tipo socioeconomico. Pertanto, al fine di rendere operativo il monitoraggio delle disuguaglianze, i decisori politici e i responsabili delle politiche di salute pubblica dovrebbero favorire la creazione di sistemi informativi integrati che raccolgano e facciano dialogare dati sanitari e socioeconomici aggiornati e di buona qualità, impegnandosi anche a metterli a disposizione dei professionisti sanitari e dei ricercatori. Parallelamente, dovrebbero favorire l'acquisizione di dati riferiti all'intera popolazione al fine di superare il limite dovuto alla copertura limitata a contesti sub-regionali (come nel caso dell'Emilia-Romagna) e sub-nazionali (come nel caso dell'Italia e della Spagna) che rappresenta un ostacolo per il monitoraggio delle disuguaglianze, anche in ottica comparativa.

A livello internazionale, sebbene le disuguaglianze assolute nella mortalità per malattie del sistema circolatorio abbiano mostrato un trend generalmente favorevole, quelle relative sono aumentate in molti dei paesi presi in esame. Nel contesto dello SLEm, le disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio, insieme a quelle per tumore del polmone e per cause correlate al fumo e a quelle evitabili, sono quelle che presentano i differenziali più consistenti, soprattutto tra gli uomini e nelle classi di età più giovani. Circa tre quarti dell'eccesso di rischio di sviluppare malattie cardiovascolari tra gli strati più svantaggiati della popolazione può essere spiegato dalla diseguale distribuzione dei fattori di rischio comportamentali e dagli stili di vita (Singh-Manoux et al. 2008). Questo implica che strategie di prevenzione primaria o secondaria finalizzate a ridurre l'esposizione ai fattori di rischio e a ridurre le complicanze di condizioni patologiche già instaurate hanno non solo il potenziale di migliorare il livello di salute della popolazione e ma anche di agire sulle disuguaglianze in salute. Tuttavia, è stato sottolineato che l'impatto di interventi di prevenzione sulle disuguaglianze sociali dipende dal tipo di strategia messa in campo (Capewell & Graham 2010). Da un lato, interventi di riduzione del rischio che fanno leva sulla capacità del singolo individuo di mobilitare risorse, sia di tipo materiale che psicologico, per adottare stili di vita più salutari, di

rispondere positivamente a campagne di promozione della salute e/o di aderire a trattamenti farmacologici tendono ad aumentare le disuguaglianze in salute in quanto vengono recepiti e adottati principalmente dagli individui negli strati sociali più alti. Dall'altro lato, interventi strutturali che riducono il livello di esposizione ai fattori di rischio e che incidono sull'ambiente creando delle condizioni favorevoli per la salute attraverso azioni intersettoriali integrate (come ad esempio l'insieme di politiche fiscali e regolatorie messe in campo per ridurre la prevalenza dei fumatori) hanno dimostrato di avere un impatto simile su tutti i gruppi socioeconomici e quindi potenzialmente di ridurre le disuguaglianze sociali (Schaap et al. 2008). Queste evidenze dovrebbero essere tenute in considerazione nel processo di definizione delle politiche sanitarie e sociali dato che la riduzione delle disuguaglianze sociali nella salute e la promozione dell'equità sono obiettivi di salute pubblica prioritari nelle agende politiche internazionali, nazionali e locali (Regione Emilia-Romagna 2015; Ministero della Salute 2017; Marmot & Bell 2018; United Nations 2018).

Infine, i risultati dello Studio Longitudinale Emiliano hanno messo in evidenza un altro elemento rilevante per le politiche socio-sanitarie a livello locale. Le reti sociali, misurate sia attraverso lo stato civile che la tipologia familiare, hanno dimostrato essere un importante determinante del rischio di morte, un risultato che sottolinea e conferma l'importanza di contrastare le condizioni di isolamento sociale come strategia per ridurre le disuguaglianze in salute (The Marmot Review 2010). La relazione tra reti sociali familiari e esiti in salute è mediata da un congiunto di fattori che vanno dalle risorse materiali a quelle emotive e quindi le strategie per contrastare le condizioni di isolamento sociale devono necessariamente essere intersettoriali. Inoltre, il riscontro di disuguaglianze in tutti i gruppi di età sottolinea inoltre la necessità di agire a livello di tutti gli stadi della vita, dall'età giovane adulta fino a quella anziana.

CONCLUSIONI

Questo lavoro di tesi ha avuto l'obiettivo di sfruttare il potenziale informativo dello Studio Longitudinale Emiliano, valutando l'intensità e l'andamento nel tempo delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e per cause specifiche nelle coorti di Bologna, Modena e Reggio Emilia e mettendo a confronto le disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio e il loro sviluppo temporale nelle coorti emiliane con altre 11 coorti europee.

I risultati confermano quanto riportato nelle evidenze già disponibili e mostrano che, nonostante i miglioramenti nello stato di salute e nell'aspettativa di vita, le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità persistono e continuano a costituire ancora oggi una delle problematiche più rilevanti per la salute pubblica nel contesto europeo e locale.

I risultati dello Studio Longitudinale Emiliano hanno messo in luce che le disuguaglianze nel rischio di morte erano di maggiore intensità ma tendenzialmente stabili nel tempo tra gli uomini e di minore intensità ma con una tendenza all'aumento tra le donne. Oltre a variare in base al genere e all'età, il ruolo degli indicatori di posizione socioeconomica variava in relazione all'esito considerato. Mentre il titolo di studio era fortemente associato alle cause di morte correlate a circostanze sociali relative non solo all'età adulta ma anche al contesto di origine (tumore del polmone, cause di morte correlate al fumo, malattie del sistema circolatorio), gli indicatori relativi alla rete sociale e di supporto erano indipendentemente associati alle cause di morte principalmente determinate dalle condizioni sociali in età adulta (cause esterne e cause di morte correlate all'alcol). Pertanto, nel ridurre il livello di esposizione ai fattori di rischio mediante interventi strutturali a beneficio di tutta la popolazione, le azioni di contrasto delle disuguaglianze dovrebbero tenere in considerazione queste specificità locali al fine di agire sulle situazioni di maggiore vulnerabilità. Questo lavoro, che ha contribuito a tracciare con un approccio analitico le connessioni tra le circostanze socioeconomiche e la mortalità nel contesto locale, rappresenta un punto di partenza per lo sviluppo di ulteriori indagini che rispondano a quesiti identificati di concerto con gli attori locali a partire dalle esigenze informative e dall'epidemiologia specifica del contesto di riferimento.

La comparazione internazionale ha confermato l'esistenza di un chiaro *pattern* geografico secondo il quale le disuguaglianze nella mortalità per malattie del sistema circolatorio erano minime nelle popolazioni dell'Europa del sud e più accentuate nei paesi dell'Europa settentrionale, dell'Europa centro-orientale e nei paesi baltici. Sebbene i soggetti meno istruiti abbiano beneficiato di una sostanziale riduzione della mortalità per malattie cardiovascolari e le disuguaglianze assolute siano diminuite in maniera quasi ubiquitaria, le disuguaglianze assolute sono rimaste stabili o sono

aumentate nell'arco degli ultimi 25 anni circa, soprattutto nei paesi dell'Europa settentrionale, centro-orientale e in quelli baltici. La mancata riduzione, o addirittura l'aumento, del divario tra gli strati socioeconomici della popolazione rappresenta una sfida per i sistemi sanitari e per le politiche sanitarie europee che individuano come obiettivi centrali il controllo delle malattie croniche e la promozione dell'equità.

BIBLIOGRAFIA

- Agenzia sanitaria e sociale regionale Regione Emilia-Romagna, 2016. Studi longitudinali in tema di vulnerabilità sociale e disuguaglianze. Available at: <http://assr.regione.emilia-romagna.it/it/ricerca-innovazione/innovazione-sociale/equita-in-pratica/studio-longitudinale-vulnerabilita> [Accessed August 17, 2017].
- Agren, G. & Romelsjo, A., 1992. Mortality in alcohol-related diseases in Sweden during 1971-80 in relation to occupation, marital status and citizenship in 1970. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 20(3), pp.134–142.
- Alicandro, G., Frova, L., Sebastiani, G., Boffetta, P., et al., 2017. Differences in education and premature mortality: a record linkage study of over 35 million Italians. *European Journal of Public Health*, 28(2), pp.231–237.
- Alicandro, G., Frova, L., Sebastiani, G., El Sayed, I., et al., 2017. Educational inequality in cancer mortality: a record linkage study of over 35 million Italians. *Cancer Causes & Control*, 28(9), pp.997–1006.
- Arcaya, M.C., Arcaya, A.L. & Subramanian, S. V, 2015. Inequalities in health: definitions, concepts, and theories. *Global Health Action*, 8, p.10.3402/gha.v8.27106.
- Avendano, M. et al., 2006. Socioeconomic status and ischaemic heart disease mortality in 10 western European populations during the 1990s. *Heart*, 92(4), p.461 LP-467.
- Avendano, M. et al., 2005. Trends in socioeconomic disparities in stroke mortality in six european countries between 1981-1985 and 1991-1995. *American Journal of Epidemiology*, 161(1), pp.52–61.
- Bajekal, M. et al., 2012. Analysing Recent Socioeconomic Trends in Coronary Heart Disease Mortality in England, 2000–2007: A Population Modelling Study. *PLOS Medicine*, 9(6), pp.1–14.
- Bambra, C., 2011. Health inequalities and welfare state regimes: theoretical insights on a public health 'puzzle'. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65(9), pp.740–745.
- Barr, B., Higgerson, J. & Whitehead, M., 2017. Investigating the impact of the English health inequalities strategy: time trend analysis. *British Medical Journal*, 358, p.j3310.
- Bartley, M., 2001. *Health Inequality - An introduction to Theories, Concepts and methods.*, Oxford: Blackwell Publishing.
- Baum, F., 1999. Social capital: is it good for your health? Issues for a public health agenda. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 53(4), pp.195–196.
- Berkman, L.F., 1984. Assessing the physical health effects of social networks and social support. *Annual review of public health*, 5, pp.413–432.
- Berkman, L.F., 2004. Introduction: seeing the forest and the trees-from observation to experiments in social epidemiology. *Epidemiologic reviews*, 26, pp.2–6.
- Berkman, L.F. & Kawachi, I. eds., 2000. *Social epidemiology*, New York: Oxford University Press.
- Berkman, L.F. & Macintyre, S., 1997. The measurement of social class in health studies: old measures and new formulations. *IARC scientific publications*, (138), pp.51–64.
- Berkman, N.D. et al., 2011. Low health literacy and health outcomes: an updated systematic review. *Annals of internal medicine*, 155(2), pp.97–107.
- Biggeri, A. et al., 1999. [The Tuscany longitudinal study: mortality among selected causes in inner city of Florence and Leghorn]. *Epidemiologia e prevenzione*, 23(3), pp.161–174.

- Birn, A.-E., 2009. Making it Politic(al): closing the Gap in a Generation: Health Equity Through Action on the Social Determinants of Health. *Social Medicine*, 4(3), pp.166–182.
- Bonaccio, M. et al., 2016. Challenges to the Mediterranean diet at a time of economic crisis. *Nutrition, metabolism, and cardiovascular diseases*, 26(12), pp.1057–1063.
- Bonaccio, M. et al., 2017. High adherence to the Mediterranean diet is associated with cardiovascular protection in higher but not in lower socioeconomic groups: prospective findings from the Moli-sani study. *International Journal of Epidemiology*, 46(5), pp.1478–1487.
- Bonnefoy, J. et al., 2007. *Constructing the evidence base on the social determinants of health: A guide*, Geneva.
- Bor, J., Cohen, G.H. & Galea, S., 2017. Population health in an era of rising income inequality: USA, 1980-2015. *The Lancet*, 389(10077), pp.1475–1490.
- Borrell, C. et al., 2014. Socioeconomic inequalities in mortality in 16 European cities. *Scandinavian Journal of Public Health*, 42(3), pp.245–254.
- Bouchardy, C., Verkooijen, H.M. & Fioretta, G., 2006. Social class is an important and independent prognostic factor of breast cancer mortality. *International Journal of Cancer*, 119(5), pp.1145–1151.
- Braveman, P., Krieger, N. & Lynch, J., 2000. Health inequalities and social inequalities in health. *Bulletin of the World Health Organization*, 78(2), pp.232-4; discussion 234-5.
- Brocco, S. et al., 2010. «Bridge Coding» ICD-9, ICD-10 and effects on mortality statistics. *Epidemiologia e prevenzione*, 34(3), pp.109–19.
- Cacciani, L. et al., 2015. Education and Mortality in the Rome Longitudinal Study. *PloS one*, 10(9), p.e0137576.
- Caiazzo, A. et al., 2004. [Inequalities in health in Italy]. *Epidemiologia e prevenzione*, 28(3 Suppl), p.i–ix, 1-161.
- Candela, S., Cavuto, S. & Luberto, F., 2005. *Condizioni socioeconomiche e mortalità nella popolazione di Reggio Emilia*, Azienda USL di Reggio Emilia.
- Capewell, S. & Graham, H., 2010. Will cardiovascular disease prevention widen health inequalities? *PLoS medicine*, 7(8), p.e1000320.
- Caranci, N. et al., 2010. [The Italian deprivation index at census block level: definition, description and association with general mortality]. *Epidemiologia e prevenzione*, 34(4), pp.167–176.
- Caranci, N. et al., 2018. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ open*, 8(4), p.e020572.
- Care Quality Commission, 2009. *Closing the gap. Tackling cardiovascular disease and health inequalities by prescribing statins and stop smoking services.*, London.
- Carstairs, V., 1995. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 49(Suppl 2), pp.S3–S8.
- Cassel, J., 1976. The contribution of the social environment to host resistance. *American Journal of Epidemiology*, 104(2), pp.107–123.
- Cavelaars, A.E., Kunst, A.E. & Mackenbach, J.P., 1997. Socio-economic Differences in Risk Factors for Morbidity and Mortality in the European Community: An International Comparison. *Journal of Health Psychology*, 2(3), pp.353–372.
- Centers for Disease Control and Prevention, 2017. Alcohol and Public Health: Alcohol-Related

Disease Impact (ARDI). Available at:

https://nccd.cdc.gov/DPH_ARDI/Default/Report.aspx?T=AAF&P=f6d7eda7-036e-4553-9968-9b17ffad620e&R=d7a9b303-48e9-4440-bf47-070a4827e1fd&F=&D.

- Chadwick, E. & Richardson, B.W., 1887. *The Health of Nations: A Review of the Works of Edwin Chadwick*, Longmans.
- Clemens, T., Popham, F. & Boyle, P., 2015. What is the effect of unemployment on all-cause mortality? A cohort study using propensity score matching. *European Journal of Public Health*, 25(1), pp.115–121.
- Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España, 2010. *Avanzando hacia la equidad. PROPUESTA DE POLÍTICAS E INTERVENCIONES PARA REDUCIR LAS DESIGUALDADES SOCIALES EN SALUD EN ESPAÑA.*, Madrid.
- Costa, G. et al. eds., 2017. *40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche*, Milano: Inferenze.
- Costa, G., Cardano, M. & Demaria, M., 1988. *Storie di salute in una grande città*, Torino.
- Costa, G. & Segnan, N., 1987. Unemployment and mortality. *British Medical Journal*, 294, pp.1550–1.
- Denissov, G., 2016. Sharp decrease in observed cerebrovascular mortality may be due to certification and coding. *Scandinavian Journal of Public Health*, 44(4), pp.335–337.
- Department of Health, 2003. *Tackling health inequalities: A programme for Action.*, London.
- Department of Health and Social Security, 1980. *Inequalities in health: report from a Research Group Chaired by Sir Douglas Black*, London.
- Diez-Roux, A. V, 1998. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *American Journal of Public Health*, 88(2), pp.216–222.
- Eikemo, T.A. et al., 2014. How can inequalities in mortality be reduced? A quantitative analysis of 6 risk factors in 21 european populations. *PLoS ONE*, 9(11), p.e110952.
- Engels, F., 1972. *La situazione della classe operaia in Inghilterra* Editori Riuniti, ed., Roma.
- European Commission, 2009. *Solidarity in health: reducing health inequalities in the EU*.
- Fantini, M.P. et al., 2012. Amenable mortality as a performance indicator of Italian health-care services. *BMC health services research*, 12, p.310.
- Federico, B. et al., 2013. Educational inequalities in mortality in northern, mid and southern Italy and the contribution of smoking. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 67(7), pp.603–609.
- Federico, B. et al., 2004. Trends in educational inequalities in smoking in northern, mid and southern Italy, 1980-2000. *Preventive medicine*, 39(5), pp.919–926.
- Fennelly, K.P. et al., 2016. Biofilm formation by mycobacterium abscessus in a lung cavity. *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 193(6), pp.692–693.
- Fu, H. & Goldman, N., 1996. Incorporating Health into Models of Marriage Choice: Demographic and Sociological Perspectives. *Journal of Marriage and Family*, 58(3), pp.740–758.
- Gadeyne, S. et al., 2017. The turn of the gradient? Educational differences in breast cancer mortality in 18 European populations during the 2000s. *International Journal of Cancer*, 141(1), pp.33–44.
- Galea, S., Nandi, A. & Vlahov, D., 2004. The social epidemiology of substance use. *Epidemiologic reviews*, 26, pp.36–52.

- Gallo, V. et al., 2012. Social inequalities and mortality in Europe - results from a large multi-national cohort. *PLoS ONE*, 7(7), p.e39013.
- Galobardes, B. et al., 2006a. Indicators of socioeconomic position (part 1). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(1), pp.7–12.
- Galobardes, B. et al., 2006b. Indicators of socioeconomic position (part 2). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(2), pp.95–101.
- Galobardes, B., Lynch, J. & Smith, G.D., 2007. Measuring socioeconomic position in health research. *British Medical Bulletin*, 81–82(1), pp.21–37.
- de Gelder, R. et al., 2017. Long-term trends of inequalities in mortality in 6 European countries. *International Journal of Public Health*, 62(1), pp.127–141.
- Geyer, S. et al., 2006. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(9), p.804 LP-810.
- Giorgi Rossi, P. et al., 2012. [Methods to increase participation in cancer screening programmes]. *Epidemiologia e prevenzione*, 36(1 Suppl 1), pp.1–104.
- Goldberg, M. et al., 2007. Cohort profile: the GAZEL Cohort Study. *International Journal of Epidemiology*, 36(1), pp.32–39.
- Gordis, L., 2014. *Epidemiology, 5th edition*, Philadelphia: Elsevier.
- Hakama, M. et al., 2008. Cancer screening: evidence and practice in Europe 2008. *European Journal of Cancer*, 44(10), pp.1404–1413.
- Harper, S. et al., 2010. Implicit Value Judgments in the Measurement of Health Inequalities. *Milbank Quarterly*, 88(1), pp.4–29.
- Harper, S., Lynch, J. & Smith, G.D., 2011. Social Determinants and the Decline of Cardiovascular Diseases: Understanding the Links. *Annual Review of Public Health*, 32(1), pp.39–69.
- Hartley, A. et al., 2016. Trends in Mortality From Ischemic Heart Disease and Cerebrovascular Disease in Europe: 1980 to 2009. *Circulation*, 133(20), pp.1916–1926.
- Havranek, E.P. et al., 2015. Social Determinants of Risk and Outcomes for Cardiovascular Disease. *Circulation*, 132(9), pp.873–898.
- Heck, K.E. & Pamuk, E.R., 1997. Explaining the relation between education and postmenopausal breast cancer. *American Journal of Epidemiology*, 145(4), pp.366–372.
- Van Hedel, K. et al., 2015. Marital status, labour force activity and mortality: a study in the USA and six European countries. *Scandinavian Journal of Public Health*, 43(5), pp.469–480.
- Hennekens, C.H., Buring, J.E. & Mayrent, S.L., 1987. *Epidemiology in medicine*, Philadelphia: Lippincott Williams and Wilkins.
- Van der Heyden, J.H.A. et al., 2009. Socioeconomic inequalities in lung cancer mortality in 16 European populations. *Lung Cancer*, 63(3), pp.322–330.
- Hoffman, S.J. & Tan, C., 2015. Overview of systematic reviews on the health-related effects of government tobacco control policies. *BMC Public Health*, 15, p.744.
- Hoffmann, R. et al., 2013. Amenable mortality revisited: the AMIEHS study. *Gaceta sanitaria*, 27(3), pp.199–206.
- Hotchkiss, J.W. et al., 2014. Explaining trends in Scottish coronary heart disease mortality between 2000 and 2010 using IMPACTSEC model: retrospective analysis using routine data. *British Medical Journal*, 348, p.g1088.

- Howden-Chapman, P., 2004. Housing standards: a glossary of housing and health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58(3), p.162 LP-168.
- Huisman, M., Kunst, A.E., Bopp, M., et al., 2005. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*, 365(9458), pp.493–500.
- Huisman, M., Kunst, A.E. & Mackenbach, J.P., 2005. Educational inequalities in smoking among men and women aged 16 years and older in 11 European countries. *Tobacco control*, 14(2), pp.106–113.
- Istituto Nazionale di Statistica, 2001. 14° Censimento Generale della Popolazione e delle Abitazioni. Available at: <http://dawinci.istat.it/MD/index.html> [Accessed January 30, 2018].
- Istituto Nazionale di Statistica, 2011a. 15° Censimento Popolazione Abitazioni. Available at: <http://dati-censimentopopolazione.istat.it/Index.aspx> [Accessed January 30, 2018].
- Istituto Nazionale di Statistica, 2011b. *15 °Censimento Generale della Popolazione e delle Abitazioni 2011 Manuale della rilevazione*, Roma.
- Istituto Nazionale di Statistica, 2017. DISEGUAGLIANZE NELLA MORTALITÀ PER CAUSA SECONDO IL LIVELLO DI ISTRUZIONE. Available at: <https://www.istat.it/it/archivio/201175> [Accessed August 30, 2018].
- Istituto Nazionale di Statistica, 2018. DISEGUAGLIANZE REGIONALI NELLA SPERANZA DI VITA PER LIVELLO DI ISTRUZIONE.
- Istituto Nazionale di Statistica, 2016. *MATRIMONI, SEPARAZIONI E DIVORZI. 2015*, Roma.
- Julia, C. & Valleron, A.-J., 2011. Louis-René Villermé (1782–1863), a pioneer in social epidemiology: re-analysis of his data on comparative mortality in Paris in the early 19th century. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65(8), p.666 LP-670.
- Karanikolos, M. et al., 2018. Amenable mortality in the EU-has the crisis changed its course? *European journal of public health*, 28(5), pp.864–869.
- Kawachi, I., Subramanian, S. V & Almeida-Filho, N., 2002. A glossary for health inequalities. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 56(9), p.647 LP-652.
- Khaing, W. et al., 2017. Effects of education and income on cardiovascular outcomes: A systematic review and meta-analysis. *European Journal of Preventive Cardiology*, 24(10), pp.1032–1042.
- Knoops, K.T.B. et al., 2004. Mediterranean diet, lifestyle factors, and 10-year mortality in elderly European men and women: the HALE project. *JAMA*, 292(12), pp.1433–1439.
- Kogan, I., Gebel, M. & Noelke, C., 2012. Educational systems and inequalities in educational attainment in central and eastern European countries. *Studies of Transition States and Societies*, 4(4.1), pp.69–83.
- Krieger, N., 2001a. A glossary for social epidemiology. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(10), p.693 LP-700.
- Krieger, N., 2005. Embodiment: a conceptual glossary for epidemiology. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(5), pp.350–5.
- Krieger, N., 2011. *Epidemiology and the People's Health: Theory and Context*, Oxford: Oxford University Press, Inc.
- Krieger, N. et al., 2002. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: does the choice of area-based measure and geographic level matter?: the Public Health Disparities Geocoding Project. *American journal of epidemiology*, 156(5), pp.471–482.

- Krieger, N., 1992. Overcoming the absence of socioeconomic data in medical records: validation and application of a census-based methodology. *American Journal of Public Health*, 82(5), pp.703–10.
- Krieger, N., 2008. Proximal, distal, and the politics of causation: what's level got to do with it? *American Journal of Public Health*, 98(2), pp.221–30.
- Krieger, N., 1999. Sticky webs, hungry spiders, buzzing flies, and fractal metaphors: on the misleading juxtaposition of 'risk factor' versus 'social' epidemiology. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 53(11), pp.678–80.
- Krieger, N., 2001b. Theories for social epidemiology in the 21st century: an ecosocial perspective. *International Journal of Epidemiology*, 30(4), pp.668–77.
- Krieger, N. et al., 2018. Using the Index of Concentration at the Extremes at multiple geographical levels to monitor health inequities in an era of growing spatial social polarization: Massachusetts, USA (2010-14). *International Journal of Epidemiology*, p.[Epub ahead of print].
- Krieger, N., Williams, D.R. & Moss, N.E., 1997a. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annual review of public health*, 18(16), pp.341–78.
- Krieger, N., Williams, D.R. & Moss, N.E., 1997b. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annual Review of Public Health*, 18(16), pp.341–78.
- Kulhánová, I. et al., 2014. Assessing the potential impact of increased participation in higher education on mortality: Evidence from 21 European populations. *Social Science & Medicine*, 117, pp.142–149.
- Kulhánová, I., 2015. *Exploring educational inequalities in mortality in Europe*. Erasmus University.
- Kulhánová, I. et al., 2017. The role of three lifestyle risk factors in reducing educational differences in ischaemic heart disease mortality in Europe. *European Journal of Public Health*, 27(2), pp.203–210.
- Kunst, A.E. & Mackenbach, J.P., 1995. *Measuring socioeconomic inequalities in health*, Copenhagen.
- Lagerlund, M. et al., 2005. Socio-economic factors and breast cancer survival--a population-based cohort study (Sweden). *Cancer causes & control*, 16(4), pp.419–430.
- Lahelma, E. et al., 2004. Pathways between socioeconomic determinants of health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58(4), p.327 LP-332.
- Leinsalu, M. et al., 2009. Educational inequalities in mortality in four Eastern European countries: divergence in trends during the post-communist transition from 1990 to 2000. *International Journal of Epidemiology*, 38(2), pp.512–525.
- Link, B.G. & Phelan, J.C., 1996. Understanding sociodemographic differences in health--the role of fundamental social causes. *American Journal of Public Health*, 86(4), pp.471–473.
- Lopez, A.D., Collishaw, N.E. & Piha, T., 1994. A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries. *Tobacco Control*, 3(3), p.242.
- Lozano, R. et al., 2001. *Miscoding and misclassification of ischaemic heart disease mortality*, Geneva.
- Lupi, C. et al., 2017. *La nascita in Emilia-Romagna. 14° Rapporto sui dati del Certificato di Assistenza al Parto (CedAP) - Anno 2016.*, Bologna.
- Lynch, J. & Kaplan, G., 2000. Socioeconomic Position. In L. F. Berkman & I. Kawachi, eds. *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press.

- Lynch, J.W. et al., 2000. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*, 320(7243), pp.1200–1204.
- Mackenbach, J.P., Kulháňová, I., et al., 2016. Changes in mortality inequalities over two decades: register based study of European countries. *BMJ*, 353, p.i1732.
- Mackenbach, J.P., Looman, C.W.N., et al., 2017. ‘Fundamental causes’ of inequalities in mortality: an empirical test of the theory in 20 European populations. *Sociology of Health & Illness*, 39(7), pp.1117–1133.
- Mackenbach, J.P. et al., 2015. Inequalities in Alcohol-Related Mortality in 17 European Countries: A Retrospective Analysis of Mortality Registers. *PLOS Medicine*, 12(12), p.e1001909.
- Mackenbach, J.P. et al., 2004. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. *European Journal of Cancer*, 40(1), pp.126–135.
- Mackenbach, J.P., 2017. Nordic paradox, Southern miracle, Eastern disaster: persistence of inequalities in mortality in Europe. *European Journal of Public Health*, 27(4), pp.14–17.
- Mackenbach, J.P., 2015. Should we aim to reduce relative or absolute inequalities in mortality? *European Journal of Public Health*, 25(2), p.185.
- Mackenbach, J.P. et al., 2008. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New England Journal of Medicine*, 358(23), pp.2468–2481.
- Mackenbach, J.P. et al., 1997. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet*, 349(9066), pp.1655–1659.
- Mackenbach, J.P., Martikainen, P., et al., 2016. The arithmetic of reducing relative and absolute inequalities in health: a theoretical analysis illustrated with European mortality data. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 70(7), pp.730–736.
- Mackenbach, J.P. et al., 2018. Trends in health inequalities in 27 European countries. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(25), pp.6440–6445.
- Mackenbach, J.P., Hu, Y., et al., 2017. Trends in inequalities in mortality amenable to health care in 17 European countries. *Health Affairs*, 36(6), pp.1110–1118.
- Mackenbach, J.P. et al., 2014. Trends in inequalities in premature mortality: a study of 3.2 million deaths in 13 European countries. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 69(3), pp.1–11.
- Mackenbach, J.P. et al., 2003. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *International Journal of Epidemiology*, 32(5), pp.830–837.
- Mackenbach, J.P. & Kunst, A.E., 1997. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: An overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Social Science & Medicine*, 44(6), pp.757–771.
- Mackenbach, J.P. & Whitehead, M., 2015. *DEMETRIQ Developing methodologies to reduce inequalities in the determinants of health. Final report*, Rotterdam.
- Main, C. et al., 2008. Population tobacco control interventions and their effects on social inequalities in smoking: placing an equity lens on existing systematic reviews. *BMC Public Health*, 8, p.178.
- Manzoli, L. et al., 2007. Marital status and mortality in the elderly: a systematic review and meta-analysis. *Social Science & Medicine*, 64(1), pp.77–94.
- Marí-Dell’Olmo, M. et al., 2015. Socioeconomic inequalities in cause-specific mortality in 15

- European cities. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 69(5), pp.432–441.
- Marinacci, C. et al., 2013. Social inequalities in total and cause-specific mortality of a sample of the Italian population, from 1999 to 2007. *European Journal of Public Health*, 23(4), pp.582–587.
- Marinacci, C. et al., 2004. The role of individual and contextual socioeconomic circumstances on mortality: analysis of time variations in a city of north west Italy. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58(3), pp.199–207.
- Marmot, M. & Bell, R., 2018. The Sustainable Development Goals and Health Equity. *Epidemiology*, 29(1).
- Marmot, M. & Wilkinson, R., 1999. *Social Determinants of Health*, New York: Oxford University Press.
- Marmot, M.G. et al., 1991. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet*, 337(8754), pp.1387–93.
- Martikainen, P. et al., 2005. Differences in mortality by marital status in Finland from 1976 to 2000: analyses of changes in marital-status distributions, socio-demographic and household composition, and cause of death. *Population studies*, 59(1), pp.99–115.
- Martikainen, P., 1990. Unemployment and mortality among Finnish men, 1981–5. *British Medical Journal*, 301(6749), p.407 LP-411.
- Martikainen, P., Mäki, N. & Jäntti, M., 2007. The effects of unemployment on mortality following workplace downsizing and workplace closure: a register-based follow-up study of Finnish men and women during economic boom and recession. *American Journal of Epidemiology*, 165(9), pp.1070–5.
- McCartney, D. et al., 2012. Trends in social inequalities for premature coronary heart disease mortality in Great Britain, 1994–2008: a time trend ecological study. *BMJ Open*, 2(3), p.e000737.
- McEwen, B.S. & Seeman, T., 1999. Protective and damaging effects of mediators of stress. Elaborating and testing the concepts of allostasis and allostatic load. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 896, pp.30–47.
- McKee, M. & Nolte, E., 2004. Lessons from health during the transition from communism. *British Medical Journal*, 329(7480), pp.1428–1429.
- Menvielle, G. et al., 2011. The contribution of risk factors to the higher incidence of invasive and in situ breast cancers in women with higher levels of education in the European prospective investigation into cancer and nutrition. *American journal of epidemiology*, 173(1), pp.26–37.
- Merletti, F., Galassi, C. & Spadea, T., 2011. The socioeconomic determinants of cancer. *Environmental health : a global access science source*, 10 Suppl 1, p.S7.
- de Mestral, C. & Stringhini, S., 2017. Socioeconomic Status and Cardiovascular Disease: an Update. *Current Cardiology Reports*, 19(11), p.115.
- Ministero della Salute, 2017. *L'Italia per l'equità in salute*, Roma.
- Morandi, M. et al., 2015. [Tuberculosis among children and young adults in Emilia-Romagna Region (Northern Italy): surveillance system and integration with socioeconomic data]. *Epidemiologia e prevenzione*, 39(2), pp.115–120.
- Murphy, M., Grundy, E. & Kalogirou, S., 2007. The increase in marital status differences in mortality up to the oldest age in seven European countries, 1990–99. *Population studies*, 61(3), pp.287–298.
- Næss, Ø. et al., 2005. Four indicators of socioeconomic position: relative ranking across causes of

- death. *Scandinavian Journal of Public Health*, 33(3), pp.215–221.
- Navarro, V., 2009. What we mean by social determinants of health. *Global health promotion*, 16(1), pp.5–16.
- Nolte, E. & McKee, M., 2003. Measuring the health of nations: analysis of mortality amenable to health care. *British Medical Journal*, 327(7424), p.1129.
- O'Reilly, G. et al., 2007. Urban and rural variations in morbidity and mortality in Northern Ireland. *BMC public health*, 7, p.123.
- Oakes, M.J. & Kaufman, J.S. eds., 2006. *Methods in Social Epidemiology*, San Francisco: John Wiley & Sons.
- Oeppen, J. & Vaupel, J.W., 2002. Demography. Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), pp.1029–1031.
- Olshansky, S.J. et al., 2012. Differences in life expectancy due to race and educational differences are widening, and many may not catch up. *Health Affairs*, 31(8), pp.1803–1813.
- Omran, A.R., 2001. The epidemiologic transition. A theory of the Epidemiology of population change. 1971. *Bulletin of the World Health Organization*, 79(2), pp.161–170.
- Osservatorio nazionale sulla salute nelle regioni italiane, 2009. *Rapporto Osservasalute 2009. Stato di salute e qualità dell'assistenza nelle regioni italiane*, Milano.
- Pace, M. et al., 2013. *Revision of the European Standard. Population Report of Eurostat's task force*, Luxembourg.
- Pacelli, B. et al., 2016. Differences in mortality by immigrant status in Italy. Results of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies. *European Journal of Epidemiology*, 31(7), pp.691–701.
- Pacelli, B. et al., 2014. Does breast cancer screening level health inequalities out? A population-based study in an Italian region. *European Journal of Public Health*, 24(2), pp.280–285.
- Pacelli, B. et al., 2017. Gradiente socioeconomico nella mortalità per status di immigrato nelle coorti dello studio longitudinale emiliano. Available at: assr.regione.emilia-romagna.it/it/servizi/pubblicazioni/corsi-convegni/pacelli-aie2017 [Accessed December 12, 2017].
- Pacelli, B., Caranci, N. & Di Girolamo, C., 2018. *Analisi delle condizioni socio-economiche e salute in Emilia-Romagna attraverso l'uso integrato di dati*, Bologna.
- Pagidipati, N.J. & Gaziano, T.A., 2013. Estimating Deaths From Cardiovascular Disease: A Review of Global Methodologies of Mortality Measurement. *Circulation*, 127(6), pp.749–756.
- Palencia, L. et al., 2010. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *International Journal of Epidemiology*, 39(3), pp.757–765.
- Pappas, G. et al., 1993. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine*, 329(2), pp.103–109.
- Petrelli, A. et al., 2006. Socioeconomic inequalities in coronary heart disease in Italy: A multilevel population-based study. *Social Science & Medicine*, 63(2), pp.446–456.
- Petrovic, D. et al., 2018. The contribution of health behaviors to socioeconomic inequalities in health: A systematic review. *Preventive Medicine*, 113, pp.15–31.
- Petticrew, M. et al., 2004. Evidence for public health policy on inequalities: 1: The reality according to policymakers. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58(10), p.811 LP-816.
- Phelan, J.C., Link, B.G. & Tehranifar, P., 2010. Social conditions as fundamental causes of health

inequalities: theory, evidence, and policy implications. *Journal of health and social behavior*, 51 Suppl, pp.S28-40.

- Phillimore, P., Beattie, A. & Townsend, P., 1994. Widening inequality of health in northern England, 1981-91. *British Medical Journal*, 308(6937), pp.1125–1128.
- Pickett, K.E. & Wilkinson, R.G., 2006. Income Inequality and Health: a review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine*, 62(7), pp.1768–1784.
- Pinzone, F. et al., 2009. [Mortality in relation to individual- and area-level socioeconomic status in Palermo (Italy): a multilevel analysis]. *Epidemiologia e prevenzione*, 33(6), pp.207–214.
- Plug, I. et al., 2012. Socioeconomic inequalities in mortality from conditions amenable to medical interventions: do they reflect inequalities in access or quality of health care? *BMC public health*, 12(1), p.346.
- Power, C., Rodgers, B. & Hope, S., 1999. Heavy alcohol consumption and marital status: disentangling the relationship in a national study of young adults. *Addiction*, 94(10), pp.1477–1487.
- Presidenza del Consiglio dei Ministri. Dipartimento per gli affari sociali, 1997. *Povert  abilitativa in Italia 1989-1993*, Roma.
- Puliti, D. et al., 2012. Does an organised screening programme reduce the inequalities in breast cancer survival? *Annals of Oncology*, 23(2), pp.319–323.
- Regidor, E. et al., 1996. [Socioeconomic differences in mortality in 8 Spanish provinces]. *Medicina clinica*, 106(8), pp.285–289.
- Regidor, E., Reques, L., et al., 2016. Education and mortality in Spain: a national study supports local findings. *International Journal of Public Health*, 61(1), pp.139–145.
- Regidor, E., 2004a. Measures of health inequalities: part 1. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58, pp.858–861.
- Regidor, E., 2004b. Measures of health inequalities: part 2. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 58, pp.900–903.
- Regidor, E. et al., 2001. Mortalidad seg n caracter sticas sociales y econ micas: Estudio de Mortalidad de la Comunidad Aut noma de Madrid. *Medicina Cl nica*, 116(19), pp.726–731.
- Regidor, E., Vallejo, F., et al., 2016. Mortality decrease according to socioeconomic groups during the economic crisis in Spain: a cohort study of 36 million people. *Lancet*, 388(10060), pp.2642–2652.
- Regione Emilia-Romagna, 2015. Piano regionale della prevenzione 2015-2018.
- Regione Emilia-Romagna, 2017. Piano sociale e sanitario della Regione Emilia-Romagna 2017-2019.
- Regione Emilia-Romagna - Assessorato Politiche Sociali, 2014. *L'immigrazione straniera in Emilia-Romagna - Edizione 2013*, Bologna.
- Rehkopf, D.H. et al., 2006. Monitoring socioeconomic disparities in death: comparing individual-level education and area-based socioeconomic measures. *American Journal of Public Health*, 96(12), pp.2135–8.
- Rendall, M.S. et al., 2011. The Protective Effect of Marriage for Survival: A Review and Update. *Demography*, 48(2), pp.481–506.
- Reques, L. et al., 2014. Educational differences in mortality and the relative importance of different causes of death: a 7-year follow-up study of Spanish adults. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 68(12), pp.1151–1160.

- Robards, J. et al., 2012. Marital status, health and mortality. *Maturitas*, 73(4), pp.295–9.
- Rosato, V. et al., 2017. Mediterranean diet and cardiovascular disease: a systematic review and meta-analysis of observational studies. *European journal of nutrition*, p.[Epub ahead of print].
- Ross, C.E. & Wu, C., 1995. The Links Between Education and Health. *American Sociological Review*, 60(5), pp.719–745.
- van Rossum, C.T.M., 2000. Employment grade differences in cause specific mortality. A 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 54(3), pp.178–184.
- Rothman, K.J., Lash, T.L. & Greenland, S., 2012. *Modern Epidemiology* Third Edit., Philadelphia: Lippincott Williams and Wilkins.
- Rutstein, D.D. et al., 1977. Measuring the quality of medical care: revision of tables of indexes. *New England Journal of Medicine*, 297(9), p.508.
- Rutstein, D.D. et al., 1980. Measuring the quality of medical care: second revision of tables of indexes. *New England Journal of Medicine*, 302(20), p.1146.
- Rutstein, D.D. et al., 1976. Measuring the Quality of Medical Care. *New England Journal of Medicine*, 294(11), pp.582–588.
- Di Salvo, F. et al., 2017. Socioeconomic deprivation worsens the outcomes of Italian women with hormone receptor-positive breast cancer and decreases the possibility of receiving standard care. *Oncotarget*, 8(40), pp.68402–68414.
- Saracci, R., 2009. Virchow, a model for epidemiologists. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63(3), p.185.
- St. Sauver, J.L. et al., 2012. Generalizability of Epidemiological Findings and Public Health Decisions: An Illustration From the Rochester Epidemiology Project. *Mayo Clinic Proceedings*, 87(2), pp.151–160.
- Scanlan, J.P., 2016. The Mismeasure of Health Disparities. *Journal of Public Health Management and Practice*, 22(4), pp.415–419.
- Schaap, M.M. et al., 2008. Effect of nationwide tobacco control policies on smoking cessation in high and low educated groups in 18 European countries. *Tobacco control*, 17(4), pp.248–255.
- Schaap, M.M. et al., 2009. Female ever-smoking, education, emancipation and economic development in 19 European countries. *Social Science & Medicine*, 68(7), pp.1271–1278.
- Schizzerotto, A., 1988. *Classi sociali e società contemporanea* F. Angeli., Milano.
- Schofer, E. & Meyer, J.W., 2005. The Worldwide Expansion of Higher Education in the Twentieth Century. *American Sociological Review*, 70(6), pp.898–920.
- Senior, M., Williams, H. & Higgs, G., 2000. Urban-rural mortality differentials: controlling for material deprivation. *Social Science & Medicine*, 51(2), pp.289–305.
- Shaw, M., 2004. Housing and Public Health. *Annual Review of Public Health*, 25(1), pp.397–418.
- Shkolnikov, V.M. et al., 2007. Linked versus unlinked estimates of mortality and length of life by education and marital status: evidence from the first record linkage study in Lithuania. *Social Science & Medicine*, 64(7), pp.1392–1406.
- Simonato, L., Canova, C. & Tessari, R., 2009. *La geografia delle malattie nel comune di Venezia* CLEUP., Padova.
- Singh-Manoux, A. et al., 2008. The role of conventional risk factors in explaining social inequalities in coronary heart disease: the relative and absolute approaches to risk. *Epidemiology*, 19(4), pp.599–605.

- Single, E. et al., 2000. The relative risks and etiologic fractions of different causes of death and disease attributable to alcohol, tobacco and illicit drug use in Canada. *Canadian Medical Association Journal*, 162(12), pp.1669–1675.
- Sistema Informativo Politiche per la Salute e Politiche Sociali, 2012. Anagrafe Assistiti NAAR. Available at: <http://salute.regione.emilia-romagna.it/sisepts/anagrafi/assistiti> [Accessed August 23, 2017].
- Smith, G.D. et al., 1998. Adverse socioeconomic conditions in childhood and cause specific adult mortality: prospective observational study. *British Medical Journal*, 316(7145), pp.1631–1635.
- Smith, G.D., Blane, D. & Bartley, M., 1994. Explanations for socio-economic differentials in mortality. Evidence from Britain and elsewhere. *European Journal of Public Health*, 4(2), pp.131–144.
- Solar, O. & Irwin, A., 2010. *A conceptual framework for action on the social determinants of health. Discussion Paper Series on Social Determinants of Health 2.*, Geneva.
- Spadea, T., Zengarini, N., et al., 2010. Cancer risk in relationship to different indicators of adult socioeconomic position in Turin, Italy. *Cancer Causes & Control*, 21(7), pp.1117–1130.
- Spadea, T., Bellini, S., et al., 2010. The impact of interventions to improve attendance in female cancer screening among lower socioeconomic groups: a review. *Preventive medicine*, 50(4), pp.159–164.
- Stefanini, A., Albonico, M. & Maciocco, G., 2004. Le disuguaglianze nella salute: definizioni, principi e concetti. In Feltrinelli, ed. *Rapporto 2004 salute e globalizzazione*. Milano, pp. 36–50.
- Stirbu, I. et al., 2010. Educational inequalities in avoidable mortality in Europe. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 64(10), pp.913–920.
- Strand, B.H. et al., 2007. The reversed social gradient: higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *European Journal of Cancer*, 43(7), pp.1200–1207.
- Strand, B.H. et al., 2014. Trends in educational inequalities in cause specific mortality in Norway from 1960 to 2010: a turning point for educational inequalities in cause specific mortality of Norwegian men after the millennium? *BMC Public Health*, 14(1), p.1208.
- Stringhini, S. et al., 2010. Association of socioeconomic position with health behaviors and mortality. *JAMA*, 303(12), pp.1159–1166.
- Stringhini, S. et al., 2015. Decreasing educational differences in mortality over 40 years: evidence from the Turin Longitudinal Study (Italy). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 69(12), pp.1208–1216.
- Stringhini, S., 2011. *Explaining social inequalities in mortality: Evidence from the British Whitehall II and the French GAZEL studies*. UNIVERSITE PARIS XI.
- Stringhini, S. et al., 2017. Socioeconomic status and the 25X25 risk factors as determinants of premature mortality: a multicohort study and meta-analysis of 1.7 million men and women. *Lancet*, 389(10075), pp.1229–1237.
- Sundmacher, L., Scheller-Kreinsen, D. & Busse, R., 2011. The wider determinants of inequalities in health: a decomposition analysis. *International Journal for Equity in Health*, 10, p.30.
- The Marmot Review, 2010. *Fair Society, Healthy Lives: Strategic Review of Health Inequalities in England Post 2010*, London.
- Thun, M. et al., 2012. Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. *Tobacco Control*, 21(2), p.96 LP-101.

- Townsend, N. et al., 2016. Cardiovascular disease in Europe: epidemiological update 2016. *European Heart Journal*, 37(42), pp.3232–3245.
- Trewin, C.B. et al., 2017. Changing patterns of breast cancer incidence and mortality by education level over four decades in Norway, 1971–2009. *European Journal of Public Health*, 27(1), pp.160–166.
- Trichopoulou, A. & Lagiou, P., 1997. Healthy traditional Mediterranean diet: an expression of culture, history, and lifestyle. *Nutrition reviews*, 55(11 Pt 1), pp.383–389.
- Trichopoulou, A., Naska, A. & Costacou, T., 2002. Disparities in food habits across Europe. *The Proceedings of the Nutrition Society*, 61(4), pp.553–558.
- Umberson, D., 1992. Gender, marital status and the social control of health behavior. *Social science & medicine (1982)*, 34(8), pp.907–917.
- United Nations, 2018. *The Sustainable Development Goals Report 2018*, New York.
- Valkonen, T., 1992. Trends in regional and socio-economic mortality differentials in Finland. *International journal of health sciences*, 3(3–4), pp.157–166.
- Vanthomme, K. et al., 2017. Site-specific cancer mortality inequalities by employment and occupational groups: a cohort study among Belgian adults, 2001–2011. *BMJ Open*, 7(11), p.e015216.
- Villermé, L.-R., 1830. De la mortalité dans les divers quartiers de la ville de Paris, et des causes qui la rendent très différente dans plusieurs d’entre eux, ainsi que dans les divers quartiers de beaucoup de grande villes. *Annales d’Hygiène Publique et de Médecine Légale*, 3, pp.294–341.
- Vineis, P. et al., 2017. The biology of inequalities in health: the LIFEPAH project. *Longitudinal and Life Course Studies*, 8(4).
- De Vogli, R. et al., 2005. The lack of social gradient of health behaviors and psychosocial factors in Northern Italy. *Sozial- und Präventivmedizin*, 50(4), pp.197–205.
- De Vogli, R., Gimeno, D. & Kivimaki, M., 2008. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *The New England journal of medicine*, 359(12), p.1290; author reply 1290-1.
- Walters, S. et al., 2013. Breast cancer survival and stage at diagnosis in Australia, Canada, Denmark, Norway, Sweden and the UK, 2000-2007: a population-based study. *British Journal Of Cancer*, 108, p.1195.
- Whitehead, M., 1992. The concepts and principles of equity and health. *International journal of health services: planning, administration, evaluation*, 22(3), pp.429–445.
- Whitehead, M. & Dahlgren, G., 2006. *Concepts and principles for tackling social inequities in health : Levelling up Part 1*, Copenhagen.
- WHO Commission on Social Determinants of Health, 2008. *Closing the gap in a generation*, Geneva.
- Wilkinson, R.G., 1996. *Unhealthy societies : the afflictions of inequality*, London: Routledge.
- World Health Organization, R.O. for E., 2003. *The solid facts: social determinants of health* World Heal. R. Wilkinson & M. Marmot, eds., Copenhagen: Centre for Urban Health, World Health Organization.
- Wyke, S. & Ford, G., 1992. Competing explanations for associations between marital status and health. *Social science & medicine (1982)*, 34(5), pp.523–532.
- Yusuf, S. et al., 2001. Global burden of cardiovascular diseases: part I: general considerations, the epidemiologic transition, risk factors, and impact of urbanization. *Circulation*, 104(22),

pp.2746–2753.

APPENDICE

Liste delle cause di morte

Appendice Tabella 1. Singole cause di morte e gruppi di cause di morte e rispettivi codici ICD-8, ICD-9 e ICD-10

Cause di morte	CODICI ICD-8*	CODICI ICD-9	CODICI ICD-10
Tutte le cause		000-999	A00-T98
Tumori maligni		140-208	C00-C96
Tumore polmone		162	C34
Tumore mammella		174	C50, D48.6
Malattie apparato circolatorio		390-459	I00-I99
Cardiopatìa ischemica	410-414	410-414	I20-I25
Altre malattie cardiache	Resto delle cause comprese tra 400-429	Resto delle cause comprese tra 401-429	Resto delle cause comprese tra I00-I59
Malattie cerebrovascolari	430-438	430-438	I60-I69
Tutte le altre cause		000-139, 240-389, 460-999	A00-B99, D5-H95, J00- U85
Cause accidentali (o esterne)		E800-999	V00-Y98

* Tali codici vengono riportati solo per le cause specifiche di morte considerate nel confronto internazionale

Appendice Tabella 2. Cause di morte correlate al fumo di sigaretta, rispettivi codici ICD-9 e ICD-10, peso ottenuto dalla frazione attribuibile e fascia di età

Causa di morte	CODICI ICD-9	CODICI ICD-10	Età	Peso	
				M	F
Tumori della bocca e dell'apparato respiratorio	140-141, 143-146, 148-149, 230.0	C00-C04, C06-C10, C13-C14, D00.0	tutte	0.544	0.43
Malattie ischemiche del cuore	410-414	I20-I25	≤64 anni	0.415	0.133
			>64 anni	0.386	0.076
Aritmie cardiache	427	I46-I49	≤64 anni	0.414	0.131
			>64 anni	0.376	0.074
Scompenso cardiaco e sue complicazioni non definite	428-429	I50-I51	tutte	0.146	0.074
Malattie cerebrovascolari	430-438	I60-I69	≤64 anni	0.430	0.153
			>64 anni	0.415	0.087
Malattie delle arterie e dei piccoli vasi	440-448	I70-I79	tutte	0.420	0.245
Influenza e polmonite	480-487	J09-J18	tutte	0.191	0.094
Bronchiti croniche ed enfisema	490-492, 496	J40-J43, J44.9	tutte	0.824	0.694
Tumori maligni e in situ dell'esofago	150, 230.1	C15, D00.1	tutte	0.512	0.387
Tumori maligni del pancreas	157, 230.9	C25, D01	tutte	0.205	0.145
Tumori maligni dei polmoni e dei bronchi	162, 231.2	C33, C34, D02.2	tutte	0.847	0.738

Appendice Tabella 3. Cause di morte correlate all'alcol, rispettivi codici ICD-9 e ICD-10, peso ottenuto dalla frazione attribuibile e fascia di età

Cause di morte	Codici ICD-9	Codici ICD-10	Età	Peso	
				M	F
Psicosi alcolica	291	F10.3-F10.9	tutte	1	1
Abuso di alcol	305.0, 303.0	F10.0, F10.1	tutte	1	1
Sindrome da dipendenza alcolica	303.9	F10.2	tutte	1	1
Polineuropatia alcolica	357.5	G62.1	tutte	1	1
Cardiomiopatia alcolica	425.5	I42.6	tutte	1	1
Gastrite alcolica	535.3	K29.2	tutte	1	1
Malattia alcolica del fegato	571.0-571.3	K70-K70.4, K70.9	tutte	1	1
Sindrome alcolica fetale	655.4, 760.71	Q86.0	tutte	1	1
Pancreatite acuta	577.0	K85	tutte	0,24	0,24
Pancreatite cronica indotta da alcol	577.1	K86.1	tutte	0,84	0,84
Epilessia	345	G40, G41	tutte	0,15	0,15
Varici esofagee	456.0-456.2	I85, I98.2	tutte	0,4	0,4
Emorragia gastroesofagea	530.7	K22.6	tutte	0,47	0,47
Cirrosi epatica, non specificata	571.5-571.9	K74.3-K74.6, K76.0, K76.9	tutte	0,4	0,4
Ipertensione portale	572.3	K76.6	tutte	0,4	0,4
Aborto spontaneo	634	O03	tutte	0,4	0,4
Tumore della mammella, donne	174	C50	tutte		0,01
Epatite cronica	571.4	K73	tutte	0,01	0,01
Tumore dell'esofago	150	C15	tutte	0,03	0,03
Ipertensione	401-405	I10-I15	tutte	0,01	0,01
Tumore della laringe	161	C32	tutte	0,07	0,06
Tumore del fegato	155	C22	tutte	0,05	0,04
Basso peso alla nascita, prematurità, ritardo di crescita intrauterino o morte	656.5, 764, 765	O36.5, O36.4, P05, P07	tutte	0,01	0,01
Tumore orofaringeo	141, 143-146, 148, 149	C01-C06, C09-C10, C12-C14	tutte	0,02	0,02
Psoriasi	696.1	L40.0-L40.4, L40.8, L40.9	tutte	0,01	0,01
Aritmia sopraventricolare	427.0, 427.2, 427.3	I47.1, I47.9, I48	tutte	0,03	0,03
Ictus ischemico	433-435, 437, 362.34	G45, I63, I65-I67, I69.3	tutte	0,03	0,01
Ictus emorragico	430-432	I60-I62, I69.0-I69.2	tutte	0,07	0,02
Tumore della prostata	185	C61	tutte	0,01	0,01
Intossicazione da alcol	980.0, 980.1, E860.0, E860.1, E860.2, E860.9	X45, Y15, T51.0, T51.1, T51.9	tutte	1	1
Eccessivi livelli di alcol nel sangue	790.3	R78.0	tutte	1	1

Cause di morte	Codici ICD-9	Codici ICD-10	Età	Peso	
				M	F
Trasporto aereo	E840-E845	V95-V97	tutte	0,18	0,18
Aspirazione	E911	W78-W79	tutte	0,18	0,18
Maltrattamento infantile	E960-E968	X85-Y09, Y87.1	tutte		
Incidenti causati da immersione	E910	W65-W74	tutte	0,34	0,34
Incidenti causati da cadute	E880-E888, E848	W00-W19	tutte	0,32	0,32
Incidenti causati dal fuoco	E890-E899	X00-X09	tutte	0,42	0,42
Incidente causato da arma da fuoco e proiettile da arma ad aria compressa	E922	W32-W34	tutte	0,18	0,18
Omicidio	E960-E969	X85-Y09, Y87.1	tutte	0,47	0,47
Ipotermia	E901	X31	tutte	0,42	0,42
Incidente non da traffico dei veicoli a motore	E820-E825	V02.0, V03.0, V04.0, V09.0, V12-V14(.0-.2), V19.0-V19.3, V20-V28(.0-.2), V29.0-V29.3, V30-V39(.0-.3), V40-V49(.0-.3), V50-V59(.0-.3), V60-V69(.0-.3), V70-V79(.0-.3), V81.0, V82.0, V83-V86(.4-.9), V88.0-V88.8, V89.0	tutte	0,18	0,18
Incidente da traffico dei veicoli a motore	E810-E819	V02(.1, .9), V03(.1, .9), V04(.1, .9), V09.2, V12-V14(.3-.9), V19.4-V19.6, V20-V28(.3-.9), V29.4-V29.9, V30-V39(.4-.9), V40-V49(.4-.9), V50-V59(.4-.9), V60-V69(.4-.9), V70-V79(.4-.9), V80.3-V80.5, V81.1, V82.1, V83-V86(.0-.3), V87.0-V87.8, V89.2	25-34	0.49	0.33
			35-44	0.47	0.35
			45-54	0.4	0.25
			55-64	0.28	0.15
			≤65 anni	0.13	0.08
Altri incidenti	E917-E920	W24-W31, W45	tutte	0,18	0,18
Altri incidenti da veicoli a motore	E800-E807, E826-E829	V01, V05-V06, V09.1, V09.3, V09.9, V10-V11, V15-V18, V19.3, V19.8-V19.9, V80.0-V80.2, V80.6-V80.9, V81.2-V81.9, V82.2-V82.9, V87.9, V88.9, V89.1, V89.3, V89.9	tutte	0,18	0,18
Avvelenamento (non da alcol)	E850-E869, E924.1	X40-X49 (except X45)	tutte	0,29	0,29
Suicidio	E950-E959	X60-X84, (except X65) Y87.0	tutte	0,23	0,23
Trasporto marittimo	E830-E838	V90-V94	tutte	0,18	0,18

Appendice Tabella 4. Cause di morte evitabili, fascia di età e rispettivi codici ICD-9 e ICD-10

Cause di morte	Età	CODICI ICD-9	CODICI ICD-10
Tubercolosi	0-74	010-8, 137	A15-9, B90
Altre infezioni (difterite, tetano, poliomielite)	0-74	032, 037, 045	A36, A35, A80
Setticemia	0-74	038	A40-1
Tumori maligni della pelle	0-74	173	C44
Tumori maligni del seno	0-74	174	C50
Tumori maligni della cervice uterina	0-74	180	C53
Tumori maligni della cervice uterina e del collo dell'utero	0-44	179, 182	C54, C55
Tumori maligni dei testicoli	0-74	186	C62
Linfoma di Hodgkin	0-74	201	C81
Leucemia	0-44	204-8	C91-5
Malattie della tiroide	0-74	240-6	E00-7
Epilessia	0-74	345	G40-1
Malattie reumatica cronica del cuore	0-74	393-8	I05-9
Ipertensione	0-74	401-5	I10-3, I15
Malattie cerebrovascolari	0-74	430-8	I60-9
Influenza	0-74	487	J10-1
Polmonite	0-74	480-6	J12-8
Ulcera peptica	0-74	531-3	K25-7
Appendicite	0-74	540-3	K35-8
Ernia addominale	0-74	550-3	K40-6
Colelitiasi e colecistiti	0-74	574-5.1	K80-1
Nefriti and nefrosi	0-74	580-9	N00-7, N17-9, N25-7
Iperplasia prostatica benigna	0-74	600	N40
Morte materna	tutte	630-76	O00-99
Anomalie cardiovascolari congenite	0-74	745-7	Q20-8
Morte perinatale per qualsiasi causa, eccetto nati morti	tutte	760-79	P00-96, A33
Incidenti in pazienti durante cure chirurgiche o mediche	tutte	E870-6, E878-9	Y60-9, Y83-4

Adattata da Nolte e McKee, 2003.

Descrizione delle disuguaglianze per indicatori di posizione socioeconomica nella mortalità generale e per cause specifiche e differenze tra le coorti censuarie SLEm del 2001 e del 2011
- analisi stratificate per età

Appendice Tabella 5. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

		Laurea	Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
		Uomini									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,09	0,95	1,25	1,47	1,29	1,66	1,96	1,71	2,23
	65-74 anni	1	1,29	1,11	1,50	1,30	1,13	1,49	1,54	1,36	1,76
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								276,5	213,1	339,9
	65-74 anni								774,7	578,4	970,9
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,06	0,86	1,29	1,31	1,09	1,58	1,72	1,42	2,08
	65-74 anni	1	1,32	1,06	1,65	1,46	1,19	1,79	1,66	1,37	2,00
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								101,2	62,8	139,5
	65-74 anni								419,7	286,8	552,6
Mortalità per tumore del polmone											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,94	0,61	1,43	1,82	1,27	2,60	2,59	1,80	3,73
	65-74 anni	1	1,63	1,04	2,57	2,30	1,53	3,48	2,55	1,72	3,78
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								44,2	27,3	61,2
	65-74 anni								223,3	155,5	291,0
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,11	0,83	1,49	1,46	1,11	1,90	2,05	1,56	2,69
	65-74 anni	1	1,48	1,12	1,95	1,28	0,98	1,66	1,58	1,24	2,01
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								60,7	35,0	86,4
	65-74 anni								245,1	141,0	349,2
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,87	0,59	1,28	1,12	0,78	1,61	1,53	0,98	2,38
	65-74 anni	1	1,16	0,50	2,67	1,30	0,61	2,78	1,66	0,83	3,32
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								10,3	-7,9	28,4
	65-74 anni								31,0	-5,7	67,8
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,14	0,62	2,09	1,52	0,86	2,68	2,14	1,13	4,05
	65-74 anni	1	1,49	0,45	4,91	1,81	0,61	5,36	2,32	0,84	6,43
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								12,7	-0,1	25,5
	65-74 anni								27,4	1,5	53,3
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,06	0,78	1,46	1,65	1,25	2,19	2,50	1,88	3,31
	65-74 anni	1	1,51	1,05	2,18	1,83	1,31	2,56	2,16	1,58	2,96
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								68,4	45,9	90,9
	65-74 anni								267,5	185,3	349,7
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,29	0,75	2,19	2,13	1,31	3,45	2,66	1,59	4,43
	65-74 anni	1	1,32	0,83	2,10	1,25	0,82	1,93	1,54	1,04	2,28
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								41,4	14,9	67,8
	65-74 anni								86,4	23,2	149,6

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 6. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2001

		Laurea	Media superiore		Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo			
		Donne									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,17	0,99	1,38	1,26	1,08	1,47	1,35	1,14	1,59
	65-74 anni	1	1,05	0,84	1,30	1,12	0,92	1,37	1,13	0,94	1,36
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								76,0	18,0	133,9
	65-74 anni								109,7	-64,4	283,9
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,06	0,86	1,30	1,14	0,94	1,38	1,03	0,84	1,26
	65-74 anni	1	1,05	0,78	1,42	1,18	0,90	1,55	1,08	0,84	1,40
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-5,0	-31,7	21,7
	65-74 anni								33,2	-91,5	157,8
Mortalità per tumore della mammella											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,90	0,63	1,30	0,89	0,64	1,25	0,57	0,38	0,86
	65-74 anni	1	0,95	0,50	1,80	1,06	0,60	1,86	0,68	0,40	1,17
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-11,7	-27,6	4,2
	65-74 anni								-37,0	-96,0	22,0
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,95	1,15	3,32	1,53	0,91	2,56	2,54	1,52	4,25
	65-74 anni	1	1,07	0,66	1,72	1,13	0,74	1,74	1,13	0,74	1,74
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								28,3	9,8	46,7
	65-74 anni								58,7	-23,7	141,0
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,85	0,50	1,45	0,73	0,43	1,25	0,76	0,39	1,47
	65-74 anni	1	0,43	0,12	1,62	0,65	0,23	1,86	0,87	0,35	2,20
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-7,1	-15,0	0,9
	65-74 anni								-4,9	-40,5	30,8
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,28	0,50	3,28	1,30	0,53	3,17	1,26	0,46	3,44
	65-74 anni	1	0,42	0,10	1,78	0,55	0,17	1,77	0,51	0,18	1,44
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-7,1	-27,9	13,6
	65-74 anni								-36,0	-127,4	55,4
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,34	0,78	2,30	1,36	0,82	2,24	1,81	1,08	3,02
	65-74 anni	1	1,27	0,68	2,39	1,26	0,70	2,25	1,14	0,66	1,98
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								13,1	0,0	26,3
	65-74 anni								16,5	-42,2	75,2
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,03	0,76	1,40	1,01	0,76	1,35	0,94	0,68	1,30
	65-74 anni	1	1,23	0,78	1,96	1,17	0,76	1,80	1,03	0,69	1,54
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								12,8	-12,3	37,8
	65-74 anni								3,2	-77,0	83,3

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio

In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 7. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

		Celibe/nubile			Coniugato	Vedovo			Separato/divorziato		
		Uomini									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,07	1,88	2,29	1	1,74	1,36	2,22	1,58	1,38	1,80
	65-74 anni	1,67	1,50	1,86	1	1,26	1,11	1,43	1,28	1,10	1,49
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	276,7	225,9	327,5							
	65-74 anni	1236,8	916,2	1557,5							
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,35	1,15	1,60	1	1,58	1,13	2,22	1,09	0,88	1,35
	65-74 anni	1,22	1,03	1,46	1	1,12	0,93	1,36	0,99	0,77	1,26
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	44,9	14,3	75,5							
	65-74 anni	216,0	17,9	414,1							
Mortalità per tumore del polmone											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,24	0,90	1,70	1	1,33	0,71	2,50	1,26	0,88	1,79
	65-74 anni	0,98	0,71	1,37	1	1,04	0,74	1,46	1,07	0,72	1,60
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	7,3	-9,2	23,9							
	65-74 anni	0,3	-104,6	105,3							
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,06	1,67	2,54	1	1,84	1,16	2,92	1,42	1,07	1,87
	65-74 anni	2,01	1,67	2,43	1	1,52	1,22	1,90	1,56	1,20	2,04
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	73,2	46,5	99,9							
	65-74 anni	516,0	331,9	700,2							
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,13	1,57	2,90	1	1,07	0,26	4,34	2,47	1,66	3,68
	65-74 anni	2,79	1,70	4,60	1	2,23	1,27	3,94	1,71	0,79	3,70
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	26,2	12,5	39,8							
	65-74 anni	104,6	31,3	178,0							
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,42	1,55	3,77	1	1,06	0,17	6,51	2,93	1,73	4,96
	65-74 anni	2,77	1,46	5,25	1	1,44	0,59	3,49	2,45	1,06	5,64
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	14,2	4,1	24,2							
	65-74 anni	61,0	5,2	116,8							
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,61	1,28	2,03	1	1,70	1,07	2,70	1,37	1,04	1,81
	65-74 anni	1,29	1,00	1,66	1	1,15	0,87	1,53	1,29	0,93	1,79
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	39,7	16,1	63,3							
	65-74 anni	123,2	-11,3	257,8							
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	3,17	2,29	4,38	1	0,68	0,17	2,75	1,43	0,86	2,39
	65-74 anni	2,64	1,98	3,52	1	1,49	1,02	2,17	1,70	1,10	2,63
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	43,0	25,6	60,5							
	65-74 anni	292,6	168,0	417,1							

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 8. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2001

		Celibe/nubile		Coniugato		Vedovo		Separato/divorziato			
		Donne									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,96	1,71	2,23	1	1,53	1,28	1,82	1,48	1,27	1,71
	65-74 anni	1,63	1,43	1,87	1	1,20	1,09	1,32	1,45	1,22	1,73
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	60,8	35,8	85,8							
	65-74 anni	595,3	403,2	787,3							
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,64	1,38	1,96	1	1,33	1,06	1,67	1,17	0,96	1,43
	65-74 anni	1,27	1,03	1,56	1	1,18	1,04	1,34	1,38	1,08	1,77
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	74,8	43,8	105,7							
	65-74 anni	136,8	11,7	262,0							
Mortalità per tumore della mammella											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,45	1,03	2,03	1	1,15	0,71	1,88	0,79	0,51	1,24
	65-74 anni	1,42	0,89	2,26	1	1,03	0,74	1,42	1,07	0,56	2,04
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	17,1	1,6	32,6							
	65-74 anni	34,1	-20,3	88,6							
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,24	1,55	3,25	1	1,93	1,25	2,98	1,84	1,25	2,71
	65-74 anni	1,86	1,43	2,42	1	1,26	1,05	1,52	1,38	0,94	2,02
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	28,8	12,3	45,3							
	65-74 anni	186,0	88,5	283,6							
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,59	1,58	4,24	1	2,06	0,86	4,92	3,47	2,09	5,76
	65-74 anni	2,67	1,35	5,26	1	1,44	0,84	2,46	1,19	0,36	3,86
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	11,7	3,0	20,4							
	65-74 anni	41,1	1,3	80,9							
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,91	1,36	6,21	1	1,98	0,64	6,15	3,48	1,66	7,25
	65-74 anni	2,44	0,94	6,28	1	1,79	0,91	3,51	1,28	0,26	6,32
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	7,6	0,2	14,9							
	65-74 anni	18,4	-9,1	45,8							
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,24	1,50	3,33	1	1,92	1,19	3,08	1,62	1,05	2,51
	65-74 anni	1,90	1,31	2,75	1	1,20	0,92	1,58	1,77	1,11	2,84
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	20,5	6,5	34,4							
	65-74 anni	95,0	25,1	165,0							
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,43	1,08	1,88	1	1,17	0,79	1,74	1,11	0,81	1,52
	65-74 anni	1,61	1,21	2,16	1	1,12	0,91	1,38	1,35	0,91	2,00
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	25,4	6,2	44,5							
	65-74 anni	119,5	32,2	206,8							

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 9. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di deprivazione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2001

		terzile 1	terzile 2			terzile 3		
		Uomini						
Mortalità per tutte le cause								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,23	1,11	1,37	1,49	1,36	1,64
	65-74 anni	1	1,08	0,99	1,17	1,25	1,16	1,35
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					129,4	98,9	159,9
	65-74 anni					441,9	288,9	594,8
Mortalità per tumori maligni								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,14	0,98	1,33	1,29	1,12	1,47
	65-74 anni	1	1,04	0,92	1,18	1,25	1,12	1,39
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					37,9	17,6	58,2
	65-74 anni					213,0	106,1	319,9
Mortalità per tumore del polmone								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,50	1,15	1,95	1,34	1,04	1,73
	65-74 anni	1	1,09	0,88	1,35	1,30	1,08	1,58
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					12,4	1,6	23,2
	65-74 anni					79,1	17,6	140,6
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,46	1,17	1,81	1,76	1,45	2,14
	65-74 anni	1	1,13	0,97	1,33	1,29	1,11	1,48
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					41,1	26,6	55,7
	65-74 anni					140,3	57,8	222,7
Mortalità per cause esterne								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,00	0,70	1,43	1,51	1,12	2,03
	65-74 anni	1	1,37	0,88	2,15	1,22	0,80	1,88
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					12,8	2,6	23,0
	65-74 anni					12,5	-15,1	40,0
Mortalità per cause correlate all'alcol								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,29	0,78	2,11	1,71	1,11	2,64
	65-74 anni	1	1,02	0,56	1,86	1,24	0,73	2,10
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					7,6	0,8	14,4
	65-74 anni					8,3	-14,1	30,6
Mortalità per cause correlate al fumo								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,48	1,19	1,83	1,51	1,24	1,84
	65-74 anni	1	1,06	0,88	1,28	1,29	1,09	1,52
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					29,0	15,0	43,1
	65-74 anni					103,4	32,0	174,8
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,72	1,19	2,49	1,86	1,32	2,62
	65-74 anni	1	1,23	0,95	1,60	1,32	1,04	1,68
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					15,2	6,7	23,8
	65-74 anni					56,0	6,9	105,1

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
 In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 10. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di deprivazione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2001

		terzile 1	terzile 2		terzile 3			
		Donne						
Mortalità per tutte le cause								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,99	0,87	1,13	1,29	1,16	1,44
	65-74 anni	1	1,12	1,01	1,25	1,27	1,16	1,40
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					22,6	0,8	44,3
	65-74 anni					250,3	153,8	346,7
Mortalità per tumori maligni								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,98	0,84	1,15	1,09	0,95	1,26
	65-74 anni	1	1,04	0,90	1,20	1,11	0,97	1,27
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					9,3	-8,5	27,1
	65-74 anni					57,3	-12,1	126,7
Mortalità per tumore della mammella								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,88	0,65	1,19	0,76	0,57	1,01
	65-74 anni	1	0,77	0,54	1,09	0,82	0,60	1,12
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					-9,3	-18,1	-0,5
	65-74 anni					-18,8	-48,5	10,8
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,13	0,80	1,59	1,31	0,97	1,79
	65-74 anni	1	1,17	0,94	1,46	1,31	1,08	1,60
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					7,8	-0,4	16,0
	65-74 anni					67,7	20,9	114,6
Mortalità per cause esterne								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,23	0,71	2,12	1,97	1,24	3,12
	65-74 anni	1	1,83	0,98	3,40	1,57	0,87	2,85
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					9,0	2,7	15,4
	65-74 anni					12,6	-3,2	28,3
Mortalità per cause correlate all'alcol								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,83	0,37	1,87	1,44	0,76	2,76
	65-74 anni	1	1,03	0,47	2,26	1,18	0,58	2,39
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					2,5	-1,6	6,6
	65-74 anni					2,3	-10,6	15,1
Mortalità per cause correlate al fumo								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,36	0,92	2,01	1,76	1,25	2,49
	65-74 anni	1	1,17	0,85	1,59	1,43	1,09	1,89
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					13,0	5,5	20,6
	65-74 anni					44,7	11,1	78,3
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,92	0,72	1,18	0,91	0,73	1,14
	65-74 anni	1	0,92	0,73	1,16	1,11	0,90	1,36
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					-5,5	-16,7	5,7
	65-74 anni					22,5	-22,1	67,2

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
 In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 11. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

		Laurea	Media superiore		Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo			
		Uomini									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,44	1,23	1,68	2,24	1,93	2,59	2,64	2,19	3,20
	65-74 anni	1	1,15	0,99	1,33	1,29	1,13	1,48	1,47	1,28	1,68
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								99,6	22,7	176,4
	65-74 anni								540,7	384,9	696,4
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,31	1,03	1,66	2,02	1,62	2,52	2,53	1,91	3,34
	65-74 anni	1	1,09	0,88	1,35	1,30	1,07	1,58	1,54	1,27	1,87
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								36,3	16,0	56,6
	65-74 anni								140,0	7,0	273,0
Mortalità per tumore del polmone											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,87	1,07	3,27	3,05	1,80	5,16	3,96	2,14	7,32
	65-74 anni	1	1,08	0,74	1,60	1,25	0,87	1,78	1,63	1,15	2,31
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								26,1	11,3	41,0
	65-74 anni								105,7	45,5	165,9
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,69	1,15	2,48	2,78	1,94	3,97	2,49	1,56	3,98
	65-74 anni	1	1,08	0,81	1,46	1,16	0,88	1,53	1,37	1,04	1,80
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								26,7	8,3	45,0
	65-74 anni								128,0	50,4	205,6
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,57	1,03	2,40	2,04	1,35	3,06	2,90	1,67	5,05
	65-74 anni	1	0,73	0,34	1,58	1,51	0,80	2,83	1,24	0,64	2,38
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								36,9	7,2	66,6
	65-74 anni								17,4	-14,6	49,4
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,41	1,04	1,92	2,44	1,83	3,24	2,65	1,81	3,88
	65-74 anni	1	1,15	0,81	1,63	1,57	1,14	2,14	1,55	1,13	2,13
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								15,2	-2,6	33,0
	65-74 anni								11,9	-10,4	34,1
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,53	1,14	2,05	2,51	1,92	3,30	2,70	1,93	3,79
	65-74 anni	1	1,04	0,83	1,30	1,16	0,94	1,42	1,44	1,17	1,76
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								36,4	17,6	55,3
	65-74 anni								134,7	66,8	202,7
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,54	0,86	2,75	3,00	1,76	5,11	2,07	0,98	4,37
	65-74 anni	1	1,64	1,00	2,69	1,66	1,04	2,65	2,22	1,40	3,51
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								20,0	-4,0	43,9
	65-74 anni								111,2	62,1	160,2

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 12. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di istruzione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2011

		Laurea	Media superiore			Media inferiore/qualifica professionale			Elementare/senza titolo		
		Donne									
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,40	1,18	1,66	1,56	1,32	1,85	2,08	1,67	2,58
	65-74 anni	1	1,12	0,92	1,36	1,08	0,91	1,29	1,33	1,12	1,58
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								44,0	-7,8	95,8
	65-74 anni								242,0	124,2	359,9
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,45	1,17	1,79	1,30	1,05	1,62	1,69	1,27	2,24
	65-74 anni	1	1,06	0,81	1,38	1,10	0,87	1,39	1,21	0,96	1,53
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								31,9	7,5	56,4
	65-74 anni								89,7	2,4	177,0
Mortalità per tumore della mammella											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,33	0,89	1,96	0,98	0,65	1,49	1,29	0,71	2,34
	65-74 anni	1	1,03	0,57	1,87	0,78	0,44	1,36	0,83	0,48	1,43
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-3,1	-12,3	6,1
	65-74 anni								-12,6	-51,7	26,6
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,53	0,79	2,94	2,59	1,42	4,72	3,26	1,60	6,63
	65-74 anni	1	1,29	0,84	1,98	0,86	0,57	1,30	1,33	0,90	1,95
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								12,2	2,6	21,9
	65-74 anni								49,6	-2,6	101,7
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,05	0,58	1,90	0,99	0,53	1,84	0,84	0,28	2,52
	65-74 anni	1	1,64	0,32	8,49	1,89	0,42	8,56	1,68	0,38	7,55
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-4,6	-9,8	0,6
	65-74 anni								6,7	-7,1	20,6
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,30	0,95	1,76	1,17	0,85	1,60	1,56	1,01	2,42
	65-74 anni	1	0,96	0,65	1,44	0,72	0,50	1,05	0,98	0,69	1,39
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								-0,8	-4,2	2,6
	65-74 anni								8,1	-3,8	20,0
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,63	1,11	2,40	1,97	1,36	2,86	2,38	1,51	3,74
	65-74 anni	1	1,36	0,96	1,91	1,09	0,79	1,51	1,38	1,01	1,89
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								15,3	2,5	28,2
	65-74 anni								39,3	0,8	77,8
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,38	0,97	1,97	1,33	0,94	1,90	2,27	1,45	3,56
	65-74 anni	1	0,90	0,59	1,38	0,89	0,61	1,29	1,21	0,84	1,73
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni								12,9	-0,8	26,6
	65-74 anni								32,0	-26,8	90,8

differenza tra i soggetti con laurea e quelli con licenza elementare o senza titolo di studio
 In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 13. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

		Celibe/nubile			Coniugato	Vedovo			Separato/divorziato		
Uomini											
Mortalità per tutte le cause											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,91	1,71	2,14	1	1,93	1,42	2,62	1,69	1,46	1,95
	65-74 anni	1,64	1,45	1,85	1	1,52	1,30	1,79	1,67	1,47	1,91
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	36,8	18,1	55,4							
	65-74 anni	670,7	463,3	878,2							
Mortalità per tumori maligni											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,41	1,18	1,69	1	2,09	1,39	3,16	1,21	0,96	1,52
	65-74 anni	1,27	1,05	1,53	1	1,12	0,87	1,45	1,39	1,14	1,69
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	36,3	16,0	56,6							
	65-74 anni	140,0	7,0	273,0							
Mortalità per tumore del polmone											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,11	1,48	3,01	1	2,39	1,04	5,48	1,40	0,87	2,26
	65-74 anni	1,28	0,90	1,80	1	1,07	0,66	1,73	1,68	1,21	2,34
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	18,4	7,4	29,4							
	65-74 anni	38,1	-34,0	110,3							
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,65	1,26	2,17	1	1,10	0,45	2,68	2,13	1,58	2,88
	65-74 anni	1,91	1,50	2,44	1	2,11	1,58	2,82	1,81	1,38	2,38
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	20,5	7,1	33,8							
	65-74 anni	212,3	107,2	317,3							
Mortalità per cause esterne											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,13	1,55	2,93	1	3,71	1,71	8,04	2,57	1,72	3,84
	65-74 anni	2,34	1,37	4,01	1	2,09	1,04	4,22	1,49	0,74	3,00
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	20,0	9,3	30,8							
	65-74 anni	53,9	6,0	101,9							
Mortalità per cause correlate all'alcol											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,36	1,90	2,93	1	2,92	1,70	5,04	2,40	1,83	3,14
	65-74 anni	2,10	1,62	2,72	1	1,78	1,26	2,53	1,58	1,15	2,17
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	10,3	3,3	17,4							
	65-74 anni	22,5	-9,3	54,3							
Mortalità per cause correlate al fumo											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,94	1,58	2,38	1	2,18	1,34	3,57	1,82	1,42	2,32
	65-74 anni	1,55	1,28	1,88	1	1,49	1,16	1,90	1,69	1,38	2,06
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	26,0	12,3	39,6							
	65-74 anni	90,8	4,8	176,7							
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)											
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,65	1,81	3,89	1	1,16	0,28	4,76	1,79	1,06	3,02
	65-74 anni	2,3	1,7	3,2	1	1,93	1,23	3,02	1,34	0,85	2,11
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	21,2	10,6	31,8							
	65-74 anni	141,1	63,2	218,9							

differenza tra i soggetti coniugati e i celibi o nubili

In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 14. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per stato civile, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2011

		Celibe/nubile			Coniugato		Vedovo			Separato/divorziato		
		Donne										
Mortalità per tutte le cause												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,77	1,53	2,04	1	1,22	0,94	1,59	1,18	1,00	1,40	
	65-74 anni	1,53	1,31	1,79	1	1,31	1,16	1,47	1,38	1,18	1,61	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	26,5	11,4	41,5								
	65-74 anni	341,2	194,7	487,8								
Mortalità per tumori maligni												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,45	1,21	1,75	1	1,15	0,82	1,60	0,98	0,78	1,22	
	65-74 anni	1,32	1,06	1,64	1	1,18	1,00	1,40	1,18	0,95	1,47	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	34,2	15,4	53,0								
	65-74 anni	114,1	11,4	216,8								
Mortalità per tumore della mammella												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,78	1,24	2,56	1	1,07	0,49	2,33	1,42	0,94	2,14	
	65-74 anni	0,97	0,52	1,82	1	0,96	0,60	1,53	1,35	0,81	2,24	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	12,2	3,0	21,4								
	65-74 anni	-2,1	-37,7	33,4								
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	nc				nc			nc			
	65-74 anni	nc				nc			nc			
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	3,2	-3,9	10,3								
	65-74 anni	99,7	31,6	167,9								
Mortalità per cause esterne												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	2,46	1,41	4,28	1	1,07	0,25	4,52	2,00	1,05	3,82	
	65-74 anni	1,18	0,26	5,29	1	2,04	0,83	5,03	2,04	0,83	5,03	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	9,6	3,1	16,0								
	65-74 anni	1,6	-13,3	16,6								
Mortalità per cause correlate all'alcol												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,88	1,43	2,46	1	1,30	0,76	2,23	1,34	0,98	1,85	
	65-74 anni	1,36	0,94	1,96	1	1,18	0,89	1,57	1,62	1,18	2,24	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	3,1	-0,8	6,9								
	65-74 anni	12,1	-8,0	32,2								
Mortalità per cause correlate al fumo												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,72	1,27	2,34	1	1,47	0,92	2,35	1,21	0,86	1,71	
	65-74 anni	1,80	1,38	2,34	1	1,41	1,14	1,75	1,79	1,39	2,30	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	9,5	1,1	17,8								
	65-74 anni	35,2	-14,7	85,0								
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)												
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1,68	1,24	2,27	1	1,39	0,79	2,42	1,36	0,96	1,92	
	65-74 anni	1,56	1,12	2,18	1	1,13	0,85	1,49	1,42	1,02	1,97	
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni	16,4	5,1	27,8								
	65-74 anni	75,3	7,6	143,0								

differenza tra i soggetti coniugati e quelli celibi o nubili
In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 15. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di deprivazione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, uomini, SLEm, 2011

		terzile 1	terzile 2			terzile 3		
		Uomini						
Mortalità per tutte le cause								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,30	1,14	1,48	1,65	1,47	1,85
	65-74 anni	1	1,12	1,00	1,24	1,41	1,28	1,55
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					30,5	11,0	50,1
	65-74 anni					479,6	356,1	603,2
Mortalità per tumori maligni								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,27	1,05	1,55	1,46	1,22	1,74
	65-74 anni	1	1,20	1,03	1,40	1,45	1,26	1,66
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					34,3	18,3	50,3
	65-74 anni					243,5	157,8	329,1
Mortalità per tumore del polmone								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,05	0,69	1,59	1,52	1,06	2,16
	65-74 anni	1	1,31	0,99	1,73	1,57	1,22	2,02
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					10,5	2,4	18,5
	65-74 anni					88,1	41,0	135,2
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,51	1,13	2,02	1,50	1,14	1,98
	65-74 anni	1	0,92	0,74	1,16	1,25	1,03	1,52
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					14,3	4,2	24,4
	65-74 anni					83,7	23,1	144,3
Mortalità per cause esterne								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,49	1,01	2,19	2,07	1,47	2,91
	65-74 anni	1	0,76	0,44	1,30	1,06	0,68	1,66
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					16,7	7,3	26,1
	65-74 anni					6,1	-19,7	31,9
Mortalità per cause correlate all'alcol								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,49	1,15	1,93	1,96	1,56	2,47
	65-74 anni	1	1,02	0,80	1,32	1,41	1,13	1,75
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					7,9	1,8	13,9
	65-74 anni					7,2	-11,0	25,4
Mortalità per cause correlate al fumo								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,37	1,09	1,72	1,50	1,22	1,85
	65-74 anni	1	1,08	0,92	1,28	1,39	1,20	1,61
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					15,8	5,7	25,9
	65-74 anni					98,8	45,5	152,0
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,60	1,02	2,51	1,69	1,11	2,56
	65-74 anni	1	0,96	0,70	1,34	1,16	0,87	1,54
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					8,1	1,3	14,8
	65-74 anni					26,1	-14,4	66,7

differenza tra i soggetti nel primo terzile e quelli nel terzo terzile

In grassetto le stime statisticamente significative

Appendice Tabella 16. Rapporto tra tassi e differenza tra tassi e intervalli di confidenza al 95% (IC95%) per livello di deprivazione, classi di età (30-64 anni e 65-74 anni) e cause di morte, donne, SLEm, 2011

		terzile 1	terzile 2			terzile 3		
		Donne						
Mortalità per tutte le cause								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,08	0,93	1,26	1,30	1,13	1,49
	65-74 anni	1	1,14	1,00	1,29	1,36	1,21	1,52
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					16,4	1,7	31,2
	65-74 anni					242,1	157,2	326,9
Mortalità per tumori maligni								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	0,99	0,81	1,20	1,13	0,95	1,34
	65-74 anni	1	1,11	0,94	1,32	1,21	1,04	1,41
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					10,4	-3,6	24,4
	65-74 anni					84,1	22,6	145,7
Mortalità per tumore della mammella								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,04	0,73	1,49	0,71	0,49	1,03
	65-74 anni	1	0,99	0,64	1,52	1,01	0,68	1,50
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					-6,5	-13,3	0,3
	65-74 anni					0,9	-22,9	24,7
Mortalità per malattie del sistema cardiocircolatorio								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	nc			nc		
	65-74 anni	1	nc			nc		
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					5,2	-0,3	10,7
	65-74 anni					42,0	3,9	80,2
Mortalità per cause esterne								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,47	0,80	2,69	1,40	0,78	2,49
	65-74 anni	1	0,73	0,27	1,93	1,20	0,55	2,64
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					2,3	-2,0	6,6
	65-74 anni					2,3	-9,6	14,2
Mortalità per cause correlate all'alcol								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,14	0,85	1,52	1,12	0,86	1,47
	65-74 anni	1	1,18	0,89	1,56	1,29	1,00	1,66
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					1,4	-1,3	4,1
	65-74 anni					2,1	-7,3	11,4
Mortalità per cause correlate al fumo								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,03	0,75	1,42	1,33	1,00	1,76
	65-74 anni	1	1,04	0,83	1,30	1,29	1,07	1,57
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					4,4	-1,6	10,3
	65-74 anni					25,6	-4,1	55,2
Mortalità per cause evitabili (30-74 anni)								
Rapporto tra tassi, IC 95%	30-64 anni	1	1,06	0,78	1,44	0,89	0,66	1,20
	65-74 anni	1	1,06	0,80	1,40	1,43	1,12	1,83
Differenza tra tassi, IC95%#	30-64 anni					-3,2	-11,5	5,2
	65-74 anni					58,3	19,4	97,3

differenza tra i soggetti nel primo terzile e quelli nel terzo terzile

In grassetto le stime statisticamente significative

Confronto internazionale delle disuguaglianze per livello di istruzione nella mortalità per malattie del sistema circolatorio

Appendice Tabella 17. Numero di anni-persona e di decessi per malattie del sistema circolatorio (MSC), cardiopatia ischemica (CI) e malattie cerebrovascolari (MCV) per livello di istruzione e popolazione, uomini, 35-79 anni

		1990-1994				1995-1999				2000-2004				2005-2009				2010-2014								
		Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV					
		N	%				N	%				N	%				N	%								
Finlandia	Basso	3063862	50,5	30020	20488	5260	2738419	46,0	24895	16756	4326	2582030	38,0	21077	13764	3718	2225260	33,9	17397	10947	2953	1622578	28,4	11202	6762	1941
	Medio	1700099	28,0	5121	3330	941	1851423	31,1	5542	3607	968	2432850	35,8	6181	3879	1057	2501196	38,1	7289	4319	1129	2305363	40,3	6487	3703	1050
	Alto	1300251	21,4	3665	2384	705	1364150	22,9	3491	2259	648	1788264	26,3	3543	2140	691	1830589	27,9	3806	2228	664	1787056	31,3	3216	1808	579
Danimarca	Basso	-	-	-	-	-	2115048	34,6	12679	7243	2230	2107680	31,4	12668	6072	2672	1968746	28,0	8884	3859	1946	1829193	25,2	6630	2685	1495
	Medio	-	-	-	-	-	2744305	44,9	8387	4677	1519	3104266	46,2	9182	4308	1925	3316392	47,2	7754	3292	1791	3462344	47,7	6962	2891	1516
	Alto	-	-	-	-	-	1255152	20,5	2478	1321	487	1502674	22,4	2870	1239	679	1734890	24,7	2476	966	581	1964224	27,1	2276	845	514
Inghilterra e Galles	Basso	470395	80,9	3581	2449	558	453846	79,7	3006	1951	504	468847	78,1	2170	1348	395	445351	76,9	1639	999	264	229763	65,6	611	390	85
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	111191	19,1	355	234	56	115782	20,3	325	214	54	131313	21,9	263	176	41	134084	23,1	233	131	38	120465	34,4	163	107	23
Austria	Basso	525388	30,6	4389	2170	954	-	-	-	-	441786	21,7	3234	1652	597	-	-	-	-	-	-	746441	16,5	3421	1810	551
	Medio	1063871	61,9	5527	3042	986	-	-	-	-	1400269	68,7	4903	2780	757	-	-	-	-	-	-	2864726	63,5	6915	3991	984
	Alto	130090	7,6	436	245	87	-	-	-	-	195742	9,6	399	206	69	-	-	-	-	-	-	903567	20,0	1285	726	195
Svizzera	Basso	1283900	20,3	11453	5666	1758	1078287	17,6	8622	4441	1309	1043983	15,3	5894	2930	891	891006	13,5	4477	2209	595	757055	13,0	2893	1346	360
	Medio	3523059	55,6	14195	7843	1916	3480714	56,9	12565	6992	1676	3623813	53,2	8641	4543	1190	3557759	53,8	8168	4200	1025	3191676	55,0	6052	2902	765
	Alto	1528247	24,1	3871	2113	529	1553571	25,4	3642	2033	517	2145411	31,5	3199	1706	432	2165592	32,7	3064	1594	404	1858163	32,0	2369	1111	308
Spagna (Barcelona)	Basso	1237926	63,8	5304	2319	1348	1100921	58,7	4903	2222	1146	1050171	52,3	3899	1634	874	792854	47,9	2361	960	491	565691	44,2	1379	551	264
	Medio	350373	18,1	899	421	185	391459	20,9	943	448	190	498351	24,8	836	359	163	440474	26,6	615	250	121	351670	27,5	469	216	77
	Alto	351099	18,1	739	347	169	382422	20,4	772	353	152	458786	22,9	713	322	122	422162	25,5	506	205	103	361180	28,2	336	142	67
Italia (Torino)	Basso	802403	68,7	4236	1762	1044	678424	66,4	3553	1457	812	661870	57,5	2810	1206	643	536306	54,3	2125	920	517	254954	47,5	759	325	174
	Medio	244121	20,9	706	323	134	230623	22,6	611	258	130	326521	28,3	652	275	139	300286	30,4	528	232	115	185925	34,6	295	124	65
	Alto	122230	10,5	357	148	73	111935	11,0	286	112	57	163619	14,2	297	133	61	150338	15,2	239	107	61	95757	17,8	116	50	25
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	465378	52,5	2069	1052	373	375878	48,8	1408	655	274	387631	40,5	947	412	180	
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	262980	29,7	443	236	69	247752	32,1	367	167	73	352386	36,9	341	168	62	
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	157449	17,8	257	121	52	147061	19,1	187	87	35	215919	22,6	162	66	33	

		1990-1994				1995-1999				2000-2004				2005-2009				2010-2014								
		Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV					
		N	%				N	%				N	%				N	%								
Ungheria	Basso	6865976	72,5	88657	39480	24367	-	-	-	-	-	6221876	65,2	76848	35582	20655	-	-	-	-	-	4448391	58,4	38777	20249	8244
	Medio	1469996	15,5	9982	5548	2175	-	-	-	-	-	1960936	20,5	10326	5391	2391	-	-	-	-	-	1865685	24,5	7482	4145	1324
	Alto	1139288	12,0	6127	3551	1229	-	-	-	-	-	1363220	14,3	5881	3167	1364	-	-	-	-	-	1308606	17,2	4279	2465	721
Polonia	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15636906	61,1	139782	53409	30957	-	-	-	-	-	30294021	56,5	230510	75042	45210
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7092219	27,7	27692	12001	5758	-	-	-	-	-	15505443	28,9	58616	20846	10846
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2875902	11,2	9000	4105	1810	-	-	-	-	-	7844694	14,6	18968	6786	3578
Estonia	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	498889	29,2	10120	5962	2426	378745	23,9	7620	3907	1260	242230	19,8	3352	1481	413
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	911196	53,4	5801	3258	1287	912855	57,7	6091	2914	984	710737	58,1	3684	1642	422
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	297283	17,4	1624	942	389	291064	18,4	1556	810	245	270683	22,1	995	433	122
Lituania	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1006759	27,8	19479	12684	3908	670489	22,9	14781	9392	3129	523087	19,0	9406	6066	2092
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2020083	55,7	10070	6175	1801	1757597	60,0	10479	6205	1812	1697485	61,5	9959	6167	1913
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	597078	16,5	2685	1720	479	501802	17,1	2653	1588	521	538928	19,5	2425	1570	496

Appendice Tabella 18. Numero di anni-persona e di decessi per malattie del sistema circolatorio (MSC), cardiopatia ischemica (CI) e malattie cerebrovascolari (MCV) per livello di istruzione e popolazione, donne, 35-79 anni

		1990-1994				1995-1999				2000-2004				2005-2009				2010-2014								
		Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV					
		N	%				N	%				N	%				N	%								
Finlandia	Basso	3616611	54,3	21177	12019	5845	3166780	49,0	15959	9040	4371	2753025	38,3	12238	6653	3380	2285947	33,2	8626	4477	2223	1522433	25,7	5293	2443	1442
	Medio	1819277	27,3	2666	1387	835	1951567	30,2	2582	1340	755	2405151	33,4	2619	1221	830	2439843	35,4	2647	1202	771	2158583	36,4	2382	1046	671
	Alto	1229839	18,5	1108	511	381	1346273	20,8	1095	499	363	2037788	28,3	1044	454	361	2164519	31,4	1183	468	394	2248972	37,9	1129	402	370
Danimarca	Basso	-	-	-	-	-	2952647	47,0	9764	4632	2427	2808146	40,8	10494	4109	2981	2430715	34,0	7270	2538	2203	2109303	28,5	5213	1644	1548
	Medio	-	-	-	-	-	2058831	32,7	2380	998	692	2487065	36,1	3190	1083	1052	2780228	38,8	2720	819	925	2963329	40,0	2416	718	779
	Alto	-	-	-	-	-	1275369	20,3	788	287	263	1594865	23,1	1090	329	403	1947243	27,2	1015	282	370	2340507	31,6	1028	249	346
Inghilterra e Galles	Basso	547626	87,0	2468	1380	658	523884	85,6	2077	1112	538	551468	81,0	1543	753	425	522606	79,7	1055	480	282	286686	70,7	443	189	113
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	82117	13,0	113	47	39	87852	14,4	113	50	35	129357	19,0	117	44	45	133352	20,3	108	43	34	118696	29,3	64	23	15
Austria	Basso	1089820	55,1	6672	2630	1798	-	-	-	-	-	945397	42,8	4510	1939	1083	-	-	-	-	-	1489246	31,2	3951	1742	792

		1990-1994				1995-1999				2000-2004				2005-2009				2010-2014								
		Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV	Anni-persona		MSC	CI	MCV
		N	%				N	%				N	%				N	%				N	%			
	Medio	812279	41,1	2015	822	480	-	-	-	-	-	1103065	49,9	1734	761	371	-	-	-	-	-	2656966	55,7	2524	1083	519
	Alto	75478	3,8	95	38	20	-	-	-	-	-	161961	7,3	109	39	23	-	-	-	-	-	626690	13,1	242	82	49
Svizzera	Basso	3085532	41,8	11613	4816	2402	2718748	38,0	9602	4108	2041	2473331	32,6	6043	2373	1294	2137069	29,1	4500	1637	994	1643671	25,8	2944	988	617
	Medio	3788293	51,3	4799	1935	1068	3893896	54,4	4746	1931	1044	4229886	55,7	3407	1254	812	4270400	58,2	3145	1107	776	3832595	60,3	2485	788	629
	Alto	505370	6,8	374	143	75	539677	7,5	379	147	95	889556	11,7	382	155	76	934549	12,7	414	132	97	884081	13,9	367	99	112
Spagna (Barcelona)	Basso	1779565	76,8	4066	1211	1278	1584656	70,4	3384	1058	998	1439528	61,7	2655	723	739	1030970	54,8	1549	355	432	699172	48,9	859	213	228
	Medio	264286	11,4	216	57	70	323188	14,4	230	65	74	446065	19,1	254	66	77	407831	21,7	204	37	63	332507	23,3	155	27	46
	Alto	272812	11,8	145	39	57	342951	15,2	156	40	53	449393	19,2	183	46	62	442556	23,5	109	20	31	396912	27,8	104	25	28
Italia (Torino)	Basso	1050277	77,8	3088	876	1022	898806	75,1	2579	752	805	848741	64,7	2033	590	617	692559	60,9	1474	410	470	308043	51,2	579	168	160
	Medio	215215	15,9	229	73	80	213982	17,9	238	58	72	312374	23,8	251	58	81	298719	26,2	194	62	60	193946	32,2	111	28	29
	Alto	84653	6,3	67	20	24	84047	7,0	76	19	28	149738	11,4	118	33	37	146760	12,9	77	19	24	99599	16,6	23	4	9
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	581285	57,1	1411	493	367	459536	51,9	1005	327	281	439321	40,3	639	186	179
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	278674	27,4	202	70	47	269081	30,4	153	53	42	394079	36,2	176	59	38
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	157927	15,5	80	26	24	156742	17,7	67	18	27	256307	23,5	65	16	16
Ungheria	Basso	8366860	75,4	76388	27118	24077	-	-	-	-	-	7303436	63,6	66280	27954	19740	-	-	-	-	-	4506591	50,7	29068	14333	6656
	Medio	1900364	17,1	4339	1789	1237	-	-	-	-	-	2937424	25,6	5522	2401	1635	-	-	-	-	-	2802474	31,5	5174	2524	1126
	Alto	834204	7,5	1342	563	375	-	-	-	-	-	1244456	10,8	1632	700	473	-	-	-	-	-	1575303	17,7	1804	870	379
Polonia	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	15703887	53,6	105363	30832	31472	-	-	-	-	-	26991381	45,1	135592	34848	34748
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	10485912	35,8	17538	5455	5317	-	-	-	-	-	22627092	37,8	39954	10230	10348
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3088419	10,5	2755	864	871	-	-	-	-	-	10219002	17,1	7500	1854	2002
Estonia	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	583644	25,9	8703	4576	2756	420061	19,9	5700	2617	1186	220858	14,5	2258	787	341
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1256349	55,7	4014	1930	1300	1266629	60,0	3852	1537	886	872204	57,3	2404	808	376
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	415318	18,4	834	385	297	424250	20,1	902	365	233	428881	28,2	586	184	99
Lituania	Basso	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1308298	28,4	17533	10031	5039	843691	22,6	13062	7405	3916	609265	17,4	8281	4948	2465
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2473355	53,7	5782	2942	1684	2170089	58,2	5954	2969	1750	2054878	58,7	5493	2940	1611
	Alto	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	822697	17,9	1223	630	385	714156	19,2	1242	600	417	834099	23,8	1299	644	413

Appendice Tabella 19. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per malattie del sistema circolatorio per livello di istruzione e popolazione, uomini, 35-79 anni

		1990-1994			1995-1999			2000-2004			2005-2009			2010-2014		
		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%	
Finlandia	Basso	990,6	979,1	- 1002,1	800,4	790,5	- 810,7	663,6	654,2	- 672,4	576,0	567,5	- 584,7	497,3	488,1	- 506,5
	Medio	819,9	793,3	- 845,5	642,8	621,8	- 662,5	512,9	497,6	- 529,0	453,7	441,3	- 465,6	395,1	383,9	- 405,7
	Alto	631,0	607,8	- 653,5	467,5	450,8	- 484,0	344,5	332,6	- 356,5	283,9	274,3	- 293,8	237,4	228,6	- 245,7
	Totale	912,3	902,9	- 921,6	715,3	707,7	- 722,9	567,0	560,5	- 573,8	473,8	468,1	- 479,4	393,8	388,2	- 399,0
Danimarca	Basso	-	-	-	632,1	620,1	- 644,2	551,3	541,4	- 560,4	417,7	408,8	- 426,9	325,2	317,4	- 332,9
	Medio	-	-	-	541,2	528,0	- 555,6	455,2	445,3	- 464,8	323,3	315,8	- 330,7	241,3	235,3	- 247,1
	Alto	-	-	-	404,5	386,5	- 424,2	329,1	316,6	- 341,8	226,8	217,3	- 236,1	160,5	154,1	- 167,3
	Totale	-	-	-	602,8	596,3	- 609,7	474,7	469,2	- 480,6	337,4	332,8	- 342,4	248,5	244,7	- 252,3
Inghilterra e Galles	Basso	831,0	802,8	- 860,3	672,2	648,6	- 695,9	504,9	484,0	- 526,2	380,4	362,9	- 399,0	282,3	261,2	- 304,5
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	557,8	496,8	- 618,6	418,6	371,5	- 463,7	316,4	280,1	- 356,4	238,4	206,8	- 269,4	182,4	154,3	- 211,9
	Totale	799,1	775,1	- 823,2	635,2	613,9	- 655,6	470,4	453,0	- 488,3	351,8	337,3	- 367,6	246,9	231,6	- 262,6
Austria	Basso	867,6	840,2	- 892,2	-	-	-	626,2	604,7	- 648,8	-	-	-	378,1	365,0	- 391,6
	Medio	782,4	760,8	- 804,5	-	-	-	515,3	500,2	- 530,0	-	-	-	307,7	300,4	- 315,3
	Alto	528,1	478,0	- 578,0	-	-	-	351,4	313,8	- 387,6	-	-	-	197,8	186,9	- 209,3
	Totale	797,9	782,7	- 814,1	-	-	-	538,0	527,0	- 550,0	-	-	-	305,4	300,0	- 311,1
Svizzera	Basso	654,1	641,7	- 666,5	546,9	534,0	- 559,3	428,4	417,2	- 438,9	365,8	355,2	- 376,6	306,4	294,7	- 317,6
	Medio	520,4	512,1	- 529,2	419,8	412,2	- 427,1	297,9	291,8	- 304,4	246,7	241,3	- 252,3	202,9	197,7	- 208,0
	Alto	395,1	382,2	- 408,3	309,5	299,4	- 319,8	220,2	212,4	- 228,1	175,6	169,2	- 181,9	139,7	133,9	- 145,0
	Totale	536,1	530,5	- 542,3	428,2	423,0	- 433,4	325,7	321,3	- 330,4	261,2	257,4	- 265,1	207,4	203,7	- 211,4
Spagna (Barcellona)	Basso	407,0	395,9	- 418,3	374,5	364,0	- 384,9	306,7	297,3	- 316,3	253,3	242,9	- 264,1	216,0	204,6	- 227,4
	Medio	393,3	366,4	- 419,8	360,4	336,5	- 383,5	265,9	247,7	- 285,5	223,1	205,6	- 241,5	206,3	186,3	- 226,7
	Alto	329,2	305,4	- 353,2	299,8	279,2	- 321,1	231,3	214,2	- 247,9	178,7	162,6	- 195,1	142,2	127,0	- 159,0
	Totale	425,6	416,2	- 435,6	375,0	366,0	- 383,6	298,6	290,6	- 306,6	240,9	233,3	- 248,8	202,2	193,9	- 210,2
Italia (Torino)	Basso	559,4	543,0	- 576,6	446,9	431,5	- 461,8	345,8	332,7	- 358,5	276,9	264,2	- 289,7	225,0	209,0	- 241,5
	Medio	527,3	484,1	- 569,9	376,3	346,8	- 406,4	293,3	271,0	- 315,8	214,8	196,7	- 233,5	209,1	185,0	- 233,6
	Alto	439,1	392,9	- 487,2	319,6	281,8	- 357,5	243,6	215,6	- 272,0	187,6	164,3	- 213,0	171,6	139,6	- 203,8
	Totale	543,7	529,4	- 559,0	422,4	409,9	- 434,4	323,6	313,9	- 333,6	250,3	241,0	- 259,6	211,2	200,1	- 223,6
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	-	-	326,1	311,1	- 340,7	248,2	234,4	- 261,9	173,0	161,8	- 184,7
	Medio	-	-	-	-	-	-	281,7	254,9	- 308,0	192,0	172,5	- 212,6	129,6	115,8	- 143,4
	Alto	-	-	-	-	-	-	241,6	212,5	- 272,8	156,8	133,8	- 179,1	105,5	89,0	- 123,2
	Totale	-	-	-	-	-	-	303,1	291,5	- 313,7	222,3	213,0	- 232,2	147,2	140,0	- 154,8
Ungheria	Basso	1496,4	1486,6	- 1506,5	-	-	-	1387,6	1377,7	- 1397,8	-	-	-	1021,6	1011,4	- 1032,2
	Medio	1318,9	1291,1	- 1348,7	-	-	-	759,2	743,9	- 774,6	-	-	-	561,7	548,7	- 575,0
	Alto	887,6	863,3	- 910,3	-	-	-	570,6	555,5	- 586,2	-	-	-	406,7	393,8	- 419,1
	Totale	1412,2	1403,2	- 1421,7	-	-	-	1169,7	1162,2	- 1177,1	-	-	-	813,7	806,6	- 820,9
Polonia	Basso	-	-	-	-	-	-	1095,1	1089,3	- 1101,0	-	-	-	879,0	875,4	- 882,5
	Medio	-	-	-	-	-	-	643,4	635,4	- 651,6	-	-	-	525,0	520,7	- 529,5
	Alto	-	-	-	-	-	-	448,7	439,2	- 458,3	-	-	-	343,1	338,0	- 348,0
	Totale	-	-	-	-	-	-	914,8	910,5	- 919,3	-	-	-	715,7	713,1	- 718,3
Estonia	Basso	-	-	-	-	-	-	1555,0	1523,9	- 1586,9	1357,9	1324,6	- 1389,8	1084,1	1046,9	- 1123,6
	Medio	-	-	-	-	-	-	1099,3	1069,8	- 1129,8	954,6	928,8	- 981,8	741,5	714,9	- 767,6

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
	Alto	-	-	-	-	743,7	708,3 - 783,1	559,6	533,3 - 587,7	436,6	410,1 - 466,1
	Totale	-	-	-	-	1252,3	1233,0 - 1271,0	1024,7	1008,4 - 1041,4	774,9	757,8 - 792,7
Lituania	Basso	-	-	-	-	1345,0	1325,3 - 1365,4	1435,5	1410,8 - 1461,1	1267,0	1238,9 - 1296,8
	Medio	-	-	-	-	1025,8	1001,7 - 1050,3	1016,8	994,0 - 1039,5	875,7	857,3 - 895,9
	Alto	-	-	-	-	674,3	647,8 - 702,0	658,9	631,9 - 686,1	549,3	527,5 - 570,7
	Totale	-	-	-	-	1171,1	1158,0 - 1183,8	1180,7	1167,2 - 1194,0	1012,2	999,4 - 1025,4

Appendice Tabella 20. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per malattie del sistema circolatorio per livello di istruzione e popolazione, donne, 35-79 anni

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Finlandia	Basso	432,1	426,3 - 438,1	330,2	325,1 - 335,2	266,8	261,7 - 271,8	213,5	208,5 - 218,4	190,2	184,3 - 196,1
	Medio	318,9	306,3 - 331,9	242,6	233,1 - 252,6	191,3	183,4 - 199,1	149,3	143,1 - 155,5	133,0	127,4 - 138,9
	Alto	242,5	227,9 - 258,1	182,3	171,0 - 193,8	122,2	114,8 - 130,6	98,7	92,7 - 105,0	87,8	82,4 - 93,4
	Totale	399,9	395,5 - 404,8	297,7	293,5 - 302,1	227,8	224,0 - 231,3	173,3	170,2 - 176,4	144,7	141,7 - 147,9
Danimarca	Basso	-	-	313,2	306,7 - 319,8	278,2	272,6 - 284,0	216,9	211,7 - 222,2	169,7	164,9 - 174,4
	Medio	-	-	214,5	205,0 - 224,6	204,6	197,2 - 211,5	144,3	138,8 - 149,7	101,9	97,8 - 106,3
	Alto	-	-	169,5	156,0 - 184,0	152,7	142,9 - 162,5	105,0	97,8 - 112,5	77,0	72,0 - 82,0
	Totale	-	-	296,9	292,8 - 301,1	240,4	236,7 - 244,4	174,7	171,5 - 178,1	125,0	122,3 - 127,6
Inghilterra e Galles	Basso	414,7	398,6 - 430,8	345,8	332,0 - 361,6	278,0	263,6 - 291,2	194,2	182,6 - 205,5	148,2	134,9 - 162,1
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	276,6	225,0 - 330,6	209,9	172,2 - 253,2	155,7	127,7 - 185,5	115,4	94,5 - 139,0	86,7	65,5 - 110,3
	Totale	406,6	392,0 - 421,7	334,9	321,5 - 349,1	262,8	250,6 - 274,7	182,2	172,7 - 192,2	132,6	121,4 - 143,9
Austria	Basso	467,8	457,1 - 479,6	-	-	317,0	307,3 - 326,7	-	-	176,3	170,9 - 182,0
	Medio	349,9	335,1 - 365,2	-	-	219,0	208,7 - 229,0	-	-	130,1	124,8 - 135,4
	Alto	275,2	220,7 - 334,5	-	-	180,9	145,1 - 217,6	-	-	93,9	81,1 - 107,3
	Totale	429,7	420,8 - 438,9	-	-	277,9	271,2 - 284,6	-	-	150,0	146,4 - 153,7
Svizzera	Basso	264,3	259,2 - 269,1	222,7	218,1 - 227,2	165,7	161,5 - 170,1	133,5	129,4 - 137,8	115,3	111,1 - 119,4
	Medio	180,9	175,5 - 186,0	150,6	146,6 - 154,7	113,7	109,8 - 117,5	87,6	84,6 - 90,8	73,4	70,7 - 76,4
	Alto	143,5	129,0 - 158,6	116,1	104,3 - 127,6	85,3	76,5 - 94,4	73,6	66,6 - 81,2	59,6	53,5 - 66,2
	Totale	228,1	224,7 - 231,5	187,7	184,7 - 190,7	143,3	140,8 - 145,9	112,6	110,2 - 114,9	91,9	89,8 - 94,2
Spagna (Barcellona)	Basso	181,3	175,6 - 186,7	148,2	143,3 - 153,6	119,2	114,4 - 123,9	96,8	91,7 - 102,0	80,3	74,8 - 85,9
	Medio	132,2	115,1 - 150,2	110,8	96,3 - 125,6	94,8	82,9 - 106,5	82,4	70,8 - 94,4	72,7	61,6 - 85,2
	Alto	101,0	84,2 - 118,7	94,9	80,0 - 111,1	89,6	76,0 - 103,7	52,4	42,3 - 63,1	58,5	46,2 - 70,8
	Totale	188,7	183,3 - 194,2	151,0	146,5 - 155,6	117,3	113,2 - 121,6	93,8	89,7 - 98,0	78,7	74,2 - 83,1
Italia (Torino)	Basso	264,7	255,6 - 274,3	208,6	200,5 - 216,9	160,9	153,8 - 168,0	122,2	115,5 - 129,0	111,0	101,4 - 121,3
	Medio	203,0	175,4 - 230,8	165,4	145,0 - 186,8	130,3	113,7 - 148,4	93,2	80,8 - 106,9	87,1	71,6 - 103,5
	Alto	172,5	130,7 - 218,3	150,6	119,2 - 186,5	138,3	114,0 - 165,0	85,7	66,2 - 105,6	57,1	34,1 - 83,5
	Totale	256,1	247,2 - 264,5	200,7	193,4 - 207,6	154,0	147,9 - 159,9	112,7	107,2 - 118,0	99,7	92,6 - 107,2
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	136,8	128,8 - 144,6	116,7	108,8 - 125,0	76,8	70,5 - 83,3

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
	Medio	-	-	-	-	119,2	103,7 - 136,8	82,8	69,7 - 96,7	63,0	54,0 - 72,9
	Alto	-	-	-	-	102,5	80,7 - 126,6	74,3	56,2 - 93,6	52,0	38,9 - 65,5
	Totale	-	-	-	-	131,6	125,2 - 138,1	104,6	98,7 - 110,4	69,5	65,0 - 74,4
Ungheria	Basso	-	-	-	-	690,8	685,4 - 696,0	-	-	491,6	485,5 - 497,4
	Medio	-	-	-	-	354,7	344,4 - 364,9	-	-	258,2	250,8 - 265,9
	Alto	-	-	-	-	361,6	342,8 - 382,2	-	-	223,8	212,4 - 235,1
	Totale	-	-	-	-	621,5	617,2 - 626,0	-	-	403,0	398,7 - 407,1
Polonia	Basso	-	-	-	-	527,7	524,4 - 530,9	-	-	400,4	398,3 - 402,7
	Medio	-	-	-	-	304,1	299,5 - 308,7	-	-	225,7	223,5 - 228,0
	Alto	-	-	-	-	218,4	209,3 - 227,3	-	-	148,1	144,6 - 151,6
	Totale	-	-	-	-	456,5	453,9 - 459,0	-	-	321,1	319,7 - 322,6
Estonia	Basso	832,0	825,9 - 837,8	-	-	756,8	736,8 - 778,1	598,7	578,6 - 618,8	494,4	469,0 - 521,6
	Medio	712,6	688,4 - 737,8	-	-	453,7	439,4 - 467,5	345,4	334,8 - 356,9	272,8	261,6 - 283,8
	Alto	432,4	407,8 - 457,9	-	-	315,2	294,4 - 337,5	233,0	217,7 - 248,9	174,7	160,8 - 189,4
	Totale	805,5	799,6 - 811,0	-	-	564,6	555,0 - 574,1	409,2	401,6 - 416,9	304,5	296,0 - 312,9
Lituania	Basso	-	-	-	-	656,2	642,3 - 670,3	708,7	690,1 - 728,2	595,2	575,5 - 615,3
	Medio	-	-	-	-	442,7	430,7 - 455,4	426,0	414,9 - 437,2	334,5	325,5 - 343,8
	Alto	-	-	-	-	285,5	268,1 - 303,1	262,6	247,6 - 278,1	212,5	200,4 - 224,4
	Totale	-	-	-	-	540,7	534,1 - 547,3	520,6	513,4 - 527,8	412,1	405,7 - 418,7

Appendice Tabella 21. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per cardiopatia ischemica per livello di istruzione e popolazione, uomini, 35-79 anni

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Finlandia	Basso	670,3	661,0 - 680,1	535,2	527,0 - 543,3	429,0	422,0 - 436,1	356,7	350,1 - 363,8	295,2	288,1 - 302,1
	Medio	542,7	521,4 - 563,5	432,9	416,2 - 449,4	334,7	322,6 - 347,4	278,0	268,0 - 288,0	227,2	219,2 - 235,6
	Alto	409,2	391,5 - 426,5	305,4	291,7 - 318,8	209,7	200,0 - 219,2	166,4	158,6 - 174,0	134,3	127,9 - 140,7
	Totale	614,7	606,8 - 622,2	478,2	471,9 - 484,6	366,7	361,4 - 372,0	292,2	287,6 - 296,7	231,4	227,2 - 235,5
Danimarca	Basso	-	-	358,6	349,8 - 367,6	264,1	257,5 - 270,5	181,3	175,8 - 187,3	132,0	127,1 - 137,0
	Medio	-	-	296,7	287,1 - 306,7	212,6	206,0 - 218,9	135,9	131,2 - 140,6	99,3	95,7 - 102,9
	Alto	-	-	212,3	199,1 - 226,1	141,2	133,1 - 149,7	85,6	80,0 - 91,1	58,0	54,1 - 62,2
	Totale	-	-	335,6	330,6 - 340,8	223,0	218,9 - 227,0	142,6	139,6 - 145,8	99,7	97,3 - 102,1
Inghilterra e Galles	Basso	563,8	543,6 - 587,3	433,7	414,4 - 451,9	312,9	296,3 - 330,3	230,9	217,4 - 245,2	180,4	162,6 - 199,3
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	360,2	313,4 - 409,0	276,1	238,6 - 314,0	211,7	180,2 - 243,1	129,1	106,4 - 153,0	118,0	95,4 - 140,1
	Totale	536,2	516,6 - 555,7	409,7	393,8 - 426,1	294,9	282,0 - 308,7	212,0	200,7 - 223,3	158,2	145,6 - 171,3
Austria	Basso	424,5	406,2 - 442,0	-	-	321,5	305,5 - 336,5	-	-	202,8	193,5 - 212,1

		1990-1994			1995-1999			2000-2004			2005-2009			2010-2014		
		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%		TSM	IC 95%	
	Medio	422,9	407,3	- 439,1	-	-	-	288,5	277,9	- 299,9	-	-	-	176,0	170,3	- 181,6
	Alto	291,5	255,6	- 329,4	-	-	-	182,8	158,0	- 210,3	-	-	-	112,0	103,7	- 120,0
	Totale	413,3	402,5	- 424,9	-	-	-	289,3	280,7	- 297,9	-	-	-	170,3	166,1	- 174,5
Svizzera	Basso	324,8	315,9	- 334,1	282,6	274,1	- 291,8	212,7	204,7	- 220,6	180,9	173,2	- 188,3	143,0	135,5	- 151,1
	Medio	284,9	278,4	- 291,2	232,3	226,8	- 237,7	155,9	151,2	- 160,5	125,7	122,0	- 129,5	96,6	93,0	- 100,1
	Alto	212,6	202,7	- 222,2	171,8	164,3	- 179,1	116,0	110,4	- 121,4	90,6	85,9	- 95,2	64,7	61,0	- 68,6
	Totale	282,0	277,7	- 286,5	231,6	227,6	- 235,4	166,7	163,5	- 169,8	131,5	128,7	- 134,1	97,0	94,4	- 99,5
Spagna (Barcellona)	Basso	175,4	168,2	- 182,2	169,1	162,0	- 176,1	129,9	123,7	- 136,7	103,8	97,1	- 110,3	88,2	80,8	- 95,8
	Medio	180,1	163,1	- 198,0	168,6	152,9	- 184,1	115,9	104,0	- 127,9	90,9	79,8	- 102,2	93,8	81,4	- 107,5
	Alto	150,5	134,5	- 167,7	133,0	120,0	- 147,3	103,4	91,5	- 114,7	72,1	62,5	- 82,1	61,0	50,7	- 71,4
	Totale	186,8	180,3	- 193,3	171,3	165,5	- 177,1	127,6	122,6	- 132,5	98,8	94,1	- 103,7	85,3	79,8	- 90,7
Italia (Torino)	Basso	225,3	214,8	- 236,0	181,1	171,9	- 190,6	148,6	140,1	- 157,2	122,6	114,5	130,9	99,0	88,1	- 110,1
	Medio	235,9	207,0	- 266,0	155,0	135,1	- 175,0	121,6	106,9	- 136,3	92,0	80,6	104,9	84,2	70,0	- 100,0
	Alto	181,4	153,6	- 211,8	122,5	101,9	- 145,4	108,6	90,4	- 127,3	81,3	65,9	98,5	73,2	54,2	- 95,3
	Totale	221,8	212,8	- 230,8	170,9	163,2	- 179,1	138,4	131,7	- 144,9	109,6	103,7	116,0	90,8	82,9	- 98,4
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	-	-	166,2	156,1	- 176,4	117,4	107,9	126,7	76,0	68,7	- 83,4
	Medio	-	-	-	-	-	-	149,2	129,4	- 168,8	88,2	75,0	102,5	62,9	53,7	- 73,1
	Alto	-	-	-	-	-	-	114,0	93,4	- 134,5	72,0	56,9	88,4	42,5	32,5	- 53,1
	Totale	-	-	-	-	-	-	154,3	146,8	- 162,2	103,3	96,7	110,3	65,9	60,7	- 71,0
Ungheria	Basso	653,7	647,2	- 660,5	-	-	-	639,1	632,6	- 645,7	-	-	-	532,2	525,0	- 539,7
	Medio	701,7	680,9	- 722,2	-	-	-	388,5	377,8	- 399,2	-	-	-	310,2	300,1	- 320,1
	Alto	494,0	476,1	- 511,0	-	-	-	303,4	292,5	- 313,5	-	-	-	233,2	223,6	- 242,6
	Totale	637,1	631,5	- 642,7	-	-	-	550,0	544,7	- 555,4	-	-	-	431,3	426,0	- 436,7
Polonia	Basso	-	-	-	-	-	-	409,9	406,2	- 413,6	-	-	-	282,4	280,4	- 284,6
	Medio	-	-	-	-	-	-	270,1	265,1	- 275,5	-	-	-	183,5	180,9	- 186,0
	Alto	-	-	-	-	-	-	199,5	192,9	- 205,5	-	-	-	120,9	117,8	- 123,7
	Totale	-	-	-	-	-	-	350,6	348,1	- 353,1	-	-	-	235,2	233,7	- 236,6
Estonia	Basso	-	-	-	-	-	-	904,6	880,7	- 927,6	682,3	661,4	- 704,8	475,6	450,4	- 501,8
	Medio	-	-	-	-	-	-	639,1	614,5	- 662,9	471,5	454,1	- 489,9	332,0	314,9	- 348,8
	Alto	-	-	-	-	-	-	434,1	404,4	- 464,3	293,1	273,3	- 313,9	190,7	172,4	- 209,3
	Totale	-	-	-	-	-	-	734,4	719,7	- 749,3	515,8	504,6	- 527,8	344,5	333,1	- 355,9

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Lituania	Basso	-	-	-	-	861,7	845,7 - 878,7	887,2	867,1 - 908,7	802,8	780,7 - 825,2
	Medio	-	-	-	-	654,9	634,5 - 673,2	633,1	614,8 - 652,6	555,0	539,9 - 571,6
	Alto	-	-	-	-	442,7	420,5 - 465,6	399,4	379,2 - 418,9	357,0	338,7 - 375,9
	Totale	-	-	-	-	752,3	742,2 - 762,4	732,9	722,1 - 744,5	640,7	630,3 - 651,1

Appendice Tabella 22. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per cardiopatia ischemica per livello di istruzione e popolazione, donne, 35-79 anni

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Finlandia	Basso	242,2	238,1 - 246,5	183,4	179,7 - 187,2	139,8	136,2 - 143,3	106,1	102,8 - 109,5	84,0	80,5 - 87,6
	Medio	174,0	164,7 - 183,6	132,1	124,7 - 139,5	95,1	89,6 - 101,0	71,4	67,2 - 75,5	59,8	56,3 - 63,5
	Alto	120,1	109,3 - 130,9	91,1	83,0 - 99,0	58,1	52,7 - 63,7	42,4	38,4 - 46,5	33,7	30,2 - 37,3
	Totale	223,3	219,7 - 227,0	165,0	161,9 - 168,1	119,5	117,0 - 122,1	85,6	83,5 - 87,8	64,0	62,0 - 66,0
Danimarca	Basso	-	-	147,1	142,8 - 151,7	108,0	104,8 - 111,4	75,2	72,0 - 78,1	53,4	50,6 - 56,0
	Medio	-	-	92,8	86,2 - 99,4	71,2	67,0 - 75,9	44,2	41,1 - 47,2	30,2	28,0 - 32,5
	Alto	-	-	64,1	55,4 - 72,6	47,6	42,3 - 53,0	30,8	27,1 - 34,9	18,4	16,0 - 20,9
	Totale	-	-	136,4	133,6 - 139,2	90,1	87,8 - 92,6	58,1	56,2 - 60,0	37,7	36,3 - 39,2
Inghilterra e Galles	Basso	231,8	219,6 - 244,0	185,8	175,5 - 197,3	136,1	127,0 - 145,9	88,2	80,4 - 97,0	63,0	54,9 - 72,3
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	117,7	85,1 - 152,7	91,9	67,6 - 119,7	58,2	41,3 - 76,5	47,6	33,6 - 61,9	31,5	19,1 - 45,5
	Totale	224,6	213,5 - 236,1	179,1	169,3 - 188,6	126,9	118,4 - 135,2	81,4	75,0 - 88,1	54,4	48,0 - 61,7
Austria	Basso	184,4	177,2 - 191,7	-	-	136,3	130,0 - 142,7	-	-	78,5	74,8 - 82,3
	Medio	143,4	133,9 - 153,5	-	-	97,8	90,8 - 104,7	-	-	55,7	52,3 - 59,0
	Alto	117,5	80,4 - 157,5	-	-	68,7	47,9 - 91,1	-	-	34,8	26,8 - 43,5
	Totale	170,8	165,3 - 176,3	-	-	120,2	115,9 - 125,0	-	-	64,9	62,6 - 67,2
Svizzera	Basso	109,0	105,8 - 112,1	94,7	91,8 - 97,6	64,5	62,0 - 67,1	47,9	45,4 - 50,3	38,3	36,0 - 40,8
	Medio	73,9	70,4 - 77,3	61,9	59,1 - 64,6	42,2	39,8 - 44,7	31,1	29,3 - 33,0	23,2	21,6 - 24,8
	Alto	56,3	47,2 - 66,0	46,5	39,1 - 54,0	36,2	30,8 - 41,9	24,4	19,9 - 28,6	16,1	12,8 - 19,4
	Totale	93,7	91,5 - 95,7	78,7	76,7 - 80,6	55,4	53,8 - 57,0	40,3	39,0 - 41,7	29,5	28,2 - 30,8
Spagna (Barcellona)	Basso	53,5	50,6 - 56,7	45,2	42,5 - 47,9	32,2	29,8 - 34,8	21,8	19,6 - 24,1	20,1	17,2 - 23,0
	Medio	35,0	25,8 - 44,9	31,5	24,2 - 39,7	24,6	18,6 - 31,0	14,9	10,0 - 19,9	13,1	8,4 - 18,1

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
	Alto	28,6	19,1 - 37,7	25,5	18,0 - 33,6	21,8	15,3 - 28,2	10,4	6,0 - 15,5	13,0	7,9 - 18,7
	Totale	54,5	51,6 - 57,5	46,1	43,7 - 48,8	31,7	29,6 - 33,7	20,8	18,9 - 22,8	18,9	16,7 - 21,1
Italia (Torino)	Basso	47,8	40,6 - 55,4	59,6	55,4 - 64,0	46,1	42,4 - 49,9	32,7	29,5 - 36,0	31,7	26,9 - 36,5
	Medio	48,8	37,6 - 61,0	41,0	31,0 - 51,8	30,7	23,0 - 38,4	29,7	22,2 - 37,3	21,2	13,7 - 30,4
	Alto	38,6	23,5 - 54,1	39,4	22,8 - 57,8	40,5	26,3 - 54,4	20,2	11,1 - 30,2	12,5	1,9 - 26,4
	Totale	46,7	41,2 - 52,7	56,9	53,3 - 60,8	43,5	40,4 - 47,0	31,5	28,7 - 34,5	28,1	24,3 - 31,9
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	46,3	42,2 - 50,6	35,5	31,7 - 39,7	22,4	18,7 - 26,1
	Medio	-	-	-	-	41,2	31,5 - 51,8	28,2	21,0 - 36,0	21,2	16,2 - 26,5
	Alto	-	-	-	-	35,1	21,4 - 49,3	21,2	12,0 - 31,9	11,0	5,6 - 17,1
	Totale	-	-	-	-	45,5	41,6 - 49,3	33,7	30,4 - 37,2	20,7	18,2 - 23,2
Ungheria	Basso	296,0	292,3 - 299,4	-	-	291,3	288,1 - 294,7	-	-	240,8	237,0 - 244,8
	Medio	295,3	279,0 - 310,5	-	-	156,1	149,4 - 163,1	-	-	127,1	121,7 - 132,1
	Alto	180,1	164,3 - 196,3	-	-	156,7	144,3 - 169,3	-	-	111,1	103,3 - 118,7
	Totale	289,2	285,7 - 292,7	-	-	263,1	260,2 - 265,9	-	-	198,1	195,2 - 201,1
Polonia	Basso	-	-	-	-	155,7	153,9 - 157,5	-	-	103,2	102,2 - 104,3
	Medio	-	-	-	-	94,6	92,0 - 97,2	-	-	57,8	56,7 - 59,0
	Alto	-	-	-	-	69,2	64,3 - 74,4	-	-	37,4	35,5 - 39,1
	Totale	-	-	-	-	135,2	133,9 - 136,6	-	-	82,4	81,7 - 83,2
Estonia	Basso	-	-	-	-	379,9	366,4 - 393,1	256,3	244,1 - 267,7	158,4	145,5 - 171,8
	Medio	-	-	-	-	224,7	214,3 - 234,9	140,3	133,1 - 147,4	92,2	86,0 - 98,6
	Alto	-	-	-	-	146,6	132,5 - 161,9	95,1	85,3 - 105,1	55,4	47,9 - 63,6
	Totale	-	-	-	-	286,1	279,6 - 292,6	175,7	170,7 - 181,0	102,5	97,6 - 107,4
Lituania	Basso	-	-	-	-	354,2	345,4 - 363,7	373,5	361,8 - 387,3	341,4	326,8 - 356,0
	Medio	-	-	-	-	241,7	232,4 - 250,4	222,2	213,4 - 230,6	183,4	176,9 - 190,3
	Alto	-	-	-	-	153,7	141,7 - 166,1	131,6	120,8 - 142,2	109,4	100,8 - 117,9
	Totale	-	-	-	-	297,8	292,7 - 302,6	280,3	275,4 - 285,4	230,2	225,3 - 235,1

Appendice Tabella 23. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per malattie cerebrovascolari per livello di istruzione e popolazione, uomini, 35-79 anni

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Finlandia	Basso	179,4	174,5 - 184,3	140,4	136,0 - 144,7	117,1	113,3 - 121,0	96,9	93,4 - 100,5	84,8	80,7 - 88,6
	Medio	163,4	151,4 - 175,8	116,3	107,8 - 124,9	94,1	87,6 - 100,5	75,8	71,0 - 81,0	71,5	66,7 - 76,4
	Alto	128,9	118,7 - 139,6	90,2	83,0 - 98,0	70,8	65,3 - 77,1	53,7	49,5 - 58,0	45,5	41,8 - 49,6
	Totale	169,0	164,7 - 172,7	128,0	124,7 - 131,3	102,8	100,1 - 105,6	81,0	78,8 - 83,5	69,2	66,9 - 71,5
Danimarca	Basso	-	-	113,9	108,8 - 119,2	115,7	111,4 - 120,2	91,6	87,2 - 95,8	73,1	69,3 - 76,8
	Medio	-	-	103,7	97,7 - 110,2	97,1	92,8 - 101,5	76,5	72,9 - 80,4	53,4	50,6 - 56,2
	Alto	-	-	81,7	73,2 - 90,5	81,1	74,5 - 87,6	56,5	51,7 - 61,3	37,9	34,4 - 41,4
	Totale	-	-	113,5	110,7 - 116,4	102,8	100,2 - 105,4	77,8	75,7 - 80,2	56,2	54,3 - 57,9
Inghilterra e Galles	Basso	132,9	122,0 - 143,8	114,2	104,6 - 124,2	92,7	83,8 - 101,7	62,0	54,9 - 69,6	39,6	31,1 - 48,3
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	92,1	68,0 - 117,6	73,2	53,6 - 94,5	52,2	36,4 - 69,7	41,9	28,5 - 55,6	27,6	16,6 - 39,2
	Totale	128,5	118,9 - 138,5	109,9	100,9 - 118,6	84,9	77,5 - 92,8	58,1	52,0 - 64,0	36,4	30,2 - 42,7
Austria	Basso	192,1	179,8 - 204,4	-	-	114,8	105,6 - 124,5	-	-	59,7	54,7 - 64,9
	Medio	144,9	135,4 - 154,2	-	-	82,0	76,3 - 87,9	-	-	45,1	42,2 - 48,0
	Alto	108,6	87,0 - 131,0	-	-	60,3	46,7 - 75,5	-	-	30,1	25,7 - 34,7
	Totale	161,7	154,4 - 168,9	-	-	91,6	86,9 - 96,4	-	-	46,2	44,0 - 48,4
Svizzera	Basso	96,1	91,5 - 100,8	80,0	75,5 - 84,7	63,1	58,9 - 67,4	47,2	43,4 - 51,0	37,2	33,3 - 40,9
	Medio	73,4	70,2 - 76,6	57,9	55,1 - 60,7	42,6	40,2 - 45,0	31,8	29,8 - 33,8	26,4	24,4 - 28,2
	Alto	57,3	52,4 - 62,2	45,8	41,9 - 49,7	31,4	28,4 - 34,5	24,4	22,1 - 26,9	19,0	16,8 - 21,1
	Totale	78,2	75,8 - 80,5	61,2	59,2 - 63,2	47,5	45,7 - 49,2	34,6	33,2 - 36,1	27,1	25,7 - 28,4
Spagna (Barcellona)	Basso	105,5	99,6 - 111,2	87,6	82,5 - 92,8	67,3	63,1 - 71,6	51,6	47,1 - 56,4	39,9	35,0 - 45,2
	Medio	86,5	74,3 - 99,6	74,2	63,4 - 85,1	51,7	43,9 - 60,6	46,4	38,0 - 55,0	34,6	26,9 - 42,9
	Alto	78,1	66,7 - 89,9	61,2	51,4 - 71,0	41,4	33,9 - 48,7	38,3	31,0 - 46,1	28,7	22,0 - 35,7
	Totale	106,0	101,0 - 110,9	84,9	80,5 - 89,1	63,4	60,0 - 67,0	48,5	45,3 - 52,0	37,1	33,5 - 40,7
Italia (Torino)	Basso	144,5	136,3 - 153,6	102,5	95,1 - 109,8	78,5	72,6 - 84,6	64,2	58,6 - 69,9	47,8	40,6 - 55,4
	Medio	103,9	84,2 - 123,1	84,9	69,6 - 100,3	66,2	55,5 - 77,8	48,6	40,2 - 57,7	48,8	37,6 - 61,0
	Alto	89,9	69,7 - 111,8	65,1	49,0 - 82,6	51,3	38,8 - 64,2	50,1	37,8 - 62,8	38,6	23,5 - 54,1
	Totale	134,7	127,2 - 142,4	96,3	90,7 - 102,8	73,1	68,1 - 78,3	59,0	54,5 - 63,5	46,7	41,2 - 52,7
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	58,1	52,1 - 64,2	46,6	40,8 - 52,8	31,6	26,7 - 36,8
	Medio	-	-	-	-	44,5	33,9 - 55,7	39,5	30,3 - 49,4	25,0	18,8 - 31,3
	Alto	-	-	-	-	51,5	37,7 - 66,5	31,7	21,9 - 43,5	22,4	15,0 - 30,3
	Totale	-	-	-	-	54,0	49,3 - 59,0	42,9	38,6 - 47,5	27,6	24,4 - 30,8
Ungheria	Basso	417,5	412,1 - 423,0	-	-	377,4	372,3 - 382,4	-	-	221,2	216,5 - 226,1
	Medio	294,8	280,8 - 309,5	-	-	181,7	174,6 - 189,6	-	-	102,6	96,7 - 108,7
	Alto	184,8	173,4 - 196,9	-	-	135,3	128,2 - 142,9	-	-	70,2	65,0 - 75,4
	Totale	382,5	378,0 - 387,1	-	-	312,5	308,5 - 316,3	-	-	169,4	166,0 - 172,9
Polonia	Basso	-	-	-	-	246,0	243,2 - 248,7	-	-	175,5	173,8 - 177,2
	Medio	-	-	-	-	137,3	133,5 - 141,2	-	-	98,8	96,8 - 100,7
	Alto	-	-	-	-	92,3	88,0 - 96,9	-	-	66,0	63,7 - 68,3
	Totale	-	-	-	-	203,5	201,4 - 205,5	-	-	141,3	140,1 - 142,5
Estonia	Basso	-	-	-	-	365,2	350,7 - 381,0	217,4	204,9 - 229,5	131,5	118,6 - 145,0
	Medio	-	-	-	-	260,6	245,4 - 276,3	161,8	151,0 - 172,7	88,0	79,4 - 96,9
	Alto	-	-	-	-	185,3	165,9 - 204,4	89,8	78,2 - 101,1	54,5	45,0 - 64,2
	Totale	-	-	-	-	297,7	288,7 - 306,9	169,8	163,5 - 176,7	93,5	88,0 - 99,6

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Lituania	Basso	-	-	-	-	257,9	249,3 - 266,5	283,5	272,5 - 294,2	265,0	252,6 - 278,2
	Medio	-	-	-	-	205,9	195,2 - 216,7	196,7	186,5 - 208,0	184,5	175,3 - 194,1
	Alto	-	-	-	-	127,9	116,1 - 140,2	138,5	126,5 - 150,8	115,5	105,7 - 125,6
	Totale	-	-	-	-	231,0	225,5 - 236,7	235,1	229,1 - 241,1	211,9	205,8 - 218,4

Appendice Tabella 24. Tassi standardizzati di mortalità (TSM) per 100.000 anni-persona e relativi intervalli di confidenza (IC 95%) per malattie cerebrovascolari per livello di istruzione e popolazione, donne, 35-79 anni

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
Finlandia	Basso	120,6	117,5 - 123,8	91,4	88,7 - 94,1	75,2	72,2 - 78,1	56,5	53,7 - 59,3	51,3	48,3 - 54,4
	Medio	94,9	87,8 - 102,2	67,3	62,4 - 72,5	58,7	54,6 - 63,1	42,7	39,4 - 45,9	37,1	34,1 - 40,2
	Alto	79,0	70,2 - 87,6	54,8	48,7 - 60,9	38,6	34,1 - 42,9	32,1	28,6 - 35,8	28,6	25,5 - 31,8
	Totale	113,0	110,5 - 115,7	83,1	81,0 - 85,3	65,3	63,4 - 67,3	47,2	45,6 - 48,8	40,9	39,3 - 42,5
Danimarca	Basso	-	-	78,8	75,4 - 82,4	79,3	76,3 - 82,3	66,3	63,5 - 69,2	50,8	48,1 - 53,5
	Medio	-	-	61,9	56,5 - 67,4	66,1	62,0 - 70,3	48,1	44,9 - 51,3	32,9	30,5 - 35,4
	Alto	-	-	51,2	43,5 - 59,1	55,5	49,6 - 61,6	36,6	32,8 - 40,9	25,9	22,8 - 28,8
	Totale	-	-	78,4	76,3 - 80,6	71,8	69,6 - 73,8	55,3	53,4 - 57,1	38,8	37,4 - 40,3
Inghilterra e Galles	Basso	110,5	102,3 - 119,1	89,1	82,2 - 96,5	75,9	68,4 - 83,4	51,7	45,8 - 58,2	37,8	31,1 - 45,0
	Medio	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Alto	94,2	64,8 - 124,0	65,6	44,4 - 88,7	60,3	42,6 - 79,5	35,8	23,9 - 48,6	19,6	10,1 - 30,2
	Totale	109,9	102,3 - 118,2	86,5	79,4 - 93,7	75,2	69,1 - 81,9	50,4	45,0 - 55,9	33,8	28,3 - 39,4
Austria	Basso	125,5	119,6 - 131,1	-	-	76,7	72,1 - 81,5	-	-	35,5	33,0 - 38,0
	Medio	83,2	75,4 - 91,0	-	-	45,4	40,8 - 50,0	-	-	26,0	23,6 - 28,4
	Alto	55,1	31,3 - 81,7	-	-	36,9	21,4 - 53,7	-	-	19,0	13,4 - 25,3
	Totale	112,2	107,5 - 116,7	-	-	64,4	61,2 - 67,5	-	-	30,2	28,6 - 31,9
Svizzera	Basso	54,3	52,1 - 56,6	46,8	44,7 - 48,8	35,8	33,9 - 38,0	29,4	27,5 - 31,4	24,2	22,3 - 26,2
	Medio	40,2	37,8 - 42,7	32,8	30,8 - 34,9	26,8	25,0 - 28,6	21,6	20,1 - 23,3	18,6	17,1 - 20,1
	Alto	30,2	23,4 - 37,4	27,8	22,3 - 33,6	16,9	13,0 - 21,1	17,3	13,7 - 20,9	18,4	14,9 - 22,0
	Totale	48,2	46,7 - 49,7	40,5	39,1 - 41,8	31,4	30,2 - 32,5	25,6	24,4 - 26,7	21,4	20,3 - 22,4
Spagna (Barcellona)	Basso	57,2	54,0 - 60,5	43,9	41,0 - 46,7	33,4	30,7 - 35,8	27,1	24,5 - 29,8	23,0	21,9 - 19,0
	Medio	42,7	32,9 - 53,3	34,8	27,1 - 43,5	28,6	22,3 - 35,5	24,6	18,3 - 30,9	18,1	21,5 - 15,3
	Alto	38,9	28,8 - 50,0	30,4	22,4 - 39,1	30,1	22,5 - 38,1	14,2	9,3 - 19,9	18,7	15,6 - 9,7
	Totale	60,3	57,5 - 63,5	45,2	42,9 - 47,7	33,4	31,2 - 35,7	26,5	24,2 - 28,8	21,1	21,8 - 19,5
Italia (Torino)	Basso	88,1	83,1 - 93,9	65,3	60,8 - 70,0	49,1	45,1 - 53,2	39,5	35,8 - 43,6	29,2	24,7 - 34,0
	Medio	72,0	55,0 - 91,0	48,9	37,7 - 61,1	42,1	33,1 - 52,0	29,8	22,5 - 38,1	21,7	14,1 - 29,7
	Alto	58,1	34,6 - 84,9	55,3	35,4 - 77,2	42,2	29,3 - 56,7	27,0	16,4 - 38,1	17,7	5,6 - 32,2
	Totale	85,8	80,9 - 90,9	63,0	58,9 - 67,2	47,2	43,9 - 50,6	35,7	32,7 - 38,9	27,6	23,6 - 31,6
Italia (SLEm)	Basso	-	-	-	-	35,8	32,0 - 39,6	34,4	29,7 - 39,8	21,1	17,8 - 24,6
	Medio	-	-	-	-	28,2	20,4 - 36,5	22,0	15,6 - 29,3	13,8	9,4 - 18,7
	Alto	-	-	-	-	27,6	16,8 - 39,5	30,3	18,8 - 43,1	13,9	7,1 - 21,3

		1990-1994		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%	TSM	IC 95%
	Totale	-	-	-	-	34,2	31,1 - 37,5	30,3	27,2 - 33,7	18,1	15,8 - 20,5
Ungheria	Basso	262,9	259,5 - 266,1	-	-	205,2	202,3 - 208,0	-	-	112,4	109,7 - 115,1
	Medio	191,1	177,5 - 204,2	-	-	101,5	96,2 - 107,2	-	-	55,7	52,4 - 59,1
	Alto	117,5	104,5 - 130,9	-	-	100,4	90,3 - 110,3	-	-	45,6	40,7 - 50,8
	Totale	252,5	249,5 - 255,7	-	-	184,8	182,6 - 187,2	-	-	91,4	89,5 - 93,4
Polonia	Basso	-	-	-	-	158,3	156,5 - 160,0	-	-	103,3	102,2 - 104,4
	Medio	-	-	-	-	88,7	86,1 - 91,3	-	-	57,6	56,4 - 58,7
	Alto	-	-	-	-	64,6	59,8 - 69,5	-	-	37,5	35,7 - 39,2
	Totale	-	-	-	-	136,3	135,0 - 137,7	-	-	82,6	81,9 - 83,4
Estonia	Basso	-	-	-	-	233,4	222,8 - 244,4	124,2	114,9 - 133,4	76,8	66,4 - 87,9
	Medio	-	-	-	-	148,9	140,6 - 157,9	79,3	73,7 - 84,4	42,6	38,4 - 47,0
	Alto	-	-	-	-	114,4	101,5 - 128,8	59,9	52,6 - 67,6	28,7	23,2 - 34,4
	Totale	-	-	-	-	180,9	175,4 - 186,3	90,6	86,8 - 94,3	47,8	44,5 - 51,0
Lituania	Basso	-	-	-	-	185,2	177,7 - 192,6	203,0	192,9 - 213,2	167,5	157,5 - 177,8
	Medio	-	-	-	-	129,5	122,6 - 136,2	130,4	124,0 - 137,0	99,6	94,6 - 104,8
	Alto	-	-	-	-	90,4	80,7 - 99,7	88,7	80,3 - 97,4	68,1	61,5 - 74,9
	Totale	-	-	-	-	156,5	153,0 - 160,0	154,8	150,9 - 158,6	122,0	118,6 - 125,5

Appendice Figura 1. Relative Index of Inequality (RII) e Slope Index of Inequality (SII) per livello di istruzione nella mortalità per cardiopatia ischemica e altre malattie cardiache per popolazione e genere

