

Cambiamenti temporali nella speranza di vita per genere e livello socioeconomico, Roma 1991-2005

Temporal changes in life expectancy by gender and socioeconomic position, Rome 1991-2005

Chiara Badaloni, Giulia Cesaroni, Francesco Forastiere, Carlo A. Perucci

Dipartimento di epidemiologia, ASL RME

Corrispondenza: Chiara Badaloni, Dipartimento di epidemiologia, ASL RME, via di Santa Costanza 53, 00198 Roma; tel. 06 83060462; fax 06 83060374; e-mail: badaloni@asplazio.it

Cosa si sapeva già

- Nella letteratura internazionale è riconosciuta l'importanza delle caratteristiche socioeconomiche sullo stato di salute dell'individuo.
- Studi recenti evidenziano una crescente disuguaglianza in termini di mortalità tra i gruppi di popolazione di alta e di bassa posizione socioeconomica
- Nel corso del ventesimo secolo, nei Paesi a sviluppo avanzato l'aspettativa di vita ha superato in entrambi i sessi una media di 75 anni.

Cosa si aggiunge di nuovo

- Si evidenzia una sostanziale crescita nella speranza di vita alla nascita e a 65 anni in entrambi i generi e per tutti i livelli di posizione socioeconomica.
- Si confermano, in entrambi i generi, le differenze socioeconomiche nella speranza di vita alla nascita per tutto il periodo di analisi (pari a 1,5 anni nelle femmine e 3,5 anni nei maschi).
- Nei maschi le disparità socioeconomiche sono in aumento dal 1991 al 2005.

Riassunto

Obiettivo: analizzare i cambiamenti temporali nella speranza di vita alla nascita e a 65 anni dei residenti a Roma nel periodo 1991-2005 per genere e posizione socioeconomica (PSE).

Disegno, setting e partecipanti: studio epidemiologico basato sui dati di mortalità contenuti nel Registro nominativo delle cause di morte (ReNCaM). Sono stati selezionati 365.714 decessi di residenti a Roma dal 1991 al 2005.

Outcome principali: sono stati utilizzati due indicatori: speranza di vita alla nascita e speranza di vita a 65 anni calcolati secondo il metodo delle tavole di mortalità per genere e per cinque periodi di osservazione triennali dal 1991 al 2005. A ogni persona è stato attribuito un indicatore di PSE (cinque livelli) calcolato per sezione di censimento sulla base dei dati del censimento della popolazione del 2001.

Risultati: per entrambi i generi si è osservato un aumento della speranza di vita alla nascita e a 65 anni in tutto il periodo per tutti livelli di PSE. Nei maschi il guadagno è stato maggiore (circa 2,5 anni alla nascita e 1,3 anni a 65 anni) rispetto alle femmine (circa un anno alla nascita e meno di 6 mesi a 65 anni). Esistono differenze marcate per PSE in tutto il periodo di analisi (tra i livelli estremi di PSE: 3,5 anni nei maschi e 1,5 anni nelle femmine) e il differenziale nei maschi è in lieve aumento durante il periodo in studio.

Conclusione: la speranza di vita alla nascita a Roma tra il 1991 e il 2005 è migliorata per tutti, specialmente nei maschi, riducendo notevolmente le differenze tra i generi. Tuttavia, le differenze sociali sono marcate e non si modificano, anzi tendono a crescere nei maschi.

(*Epidemiol Prev* 2008; 32(6): 301-306)

Parole chiave: speranza di vita, posizione socioeconomica, disparità sociali

Abstract

Objective: this study evaluates changes in life expectancy at birth and at 65 years of residents in Rome between 1991 and 2005 by gender and socioeconomic position (SEP).

Design, setting and participants: epidemiologic study based on mortality data from the Regional Registry of Causes of Death (ReNCaM). We analysed 365,714 deaths occurred among residents in Rome from 1991 to 2005.

Main outcome measures: we estimated the life expectancy at birth and at 65 years, measured by the mortality tables by gen-

der for five triennial observation periods from 1991 to 2005. We attributed a small area socioeconomic position index to each subject, computed for census block, based on data of 2001 census of population.

Results: life expectancy at birth and at 65 years between 1991 and 2005 has been increasing for all SEP, especially in males (2.5 years at birth, 1.3 at 65 years) but also in females (1 year at birth, less than 6 months at 65 years). There was a gap between upper and lower SEP (3.5 years in males and 1.5 years in females) and the gap has been slightly increasing in males.

Conclusion: the life expectancy at birth in Rome, between 1991 and 2005, improved overall, especially in males, reducing the gender gap. However, there were strong socioeconomic differences,

especially in males among whom the gap is slightly widening (Epidemiol Prev 2008; 32(6): 301-306)

Keywords: life expectancy, social class, social disparities

Introduzione

In Italia, come in altri Paesi a sviluppo avanzato, si è osservato un aumento della speranza di vita grazie al miglioramento delle condizioni di vita e all'introduzione di cure e misure di prevenzione più efficaci.¹ Infatti, considerando la decade tra il 1985 e il 1994, si è avuto in Italia un guadagno complessivo di 2,3 anni per i maschi e 2,2 per le femmine.² In molti Paesi del Nord Europa (Paesi Bassi, Finlandia e Regno Unito) e in altri Paesi a sviluppo avanzato (Giappone e Nuova Zelanda) è stata riconosciuta esplicitamente l'importanza di analizzare l'effetto delle caratteristiche socioeconomiche in relazione allo stato di salute dell'individuo e si sono evidenziate crescenti disuguaglianze socioeconomiche e di genere in termini di speranza di vita sia alla nascita sia in età adulta.³⁻⁸

Questo studio si è proposto di valutare lo stato di salute della popolazione a Roma attraverso un'analisi dei cambiamenti di mortalità per genere e posizione socioeconomica nel periodo 1991-2005. In tale prospettiva, si è valutato il cambiamento temporale nella speranza di vita alla nascita e nella speranza di vita a 65 anni per posizione socioeconomica nel periodo tra il 1991 e il 2005 in entrambi i generi. Tali indicatori riescono a sintetizzare in un'unica misura lo stato di salute della popolazione e a dare un'indicazione generale sulla durata di vita media di un individuo.

Metodi

I dati di mortalità

Sono stati selezionati 376.205 decessi di residenti nel comune di Roma dal 1991 al 2005 dal Registro nominativo delle cause di morte (ReNCaM). Tale registro, attivo dal 1987, raccoglie i dati di mortalità del Lazio in forma standardizzata. E' composto da record individuali contenenti dati demografici, data del decesso, principale causa di morte (classificata secondo i codici ICD-IX) e la sezione di censimento di residenza; non contiene però informazioni individuali sulla posizione socioeconomica, come, per esempio, il reddito, l'occupazione e l'istruzione.

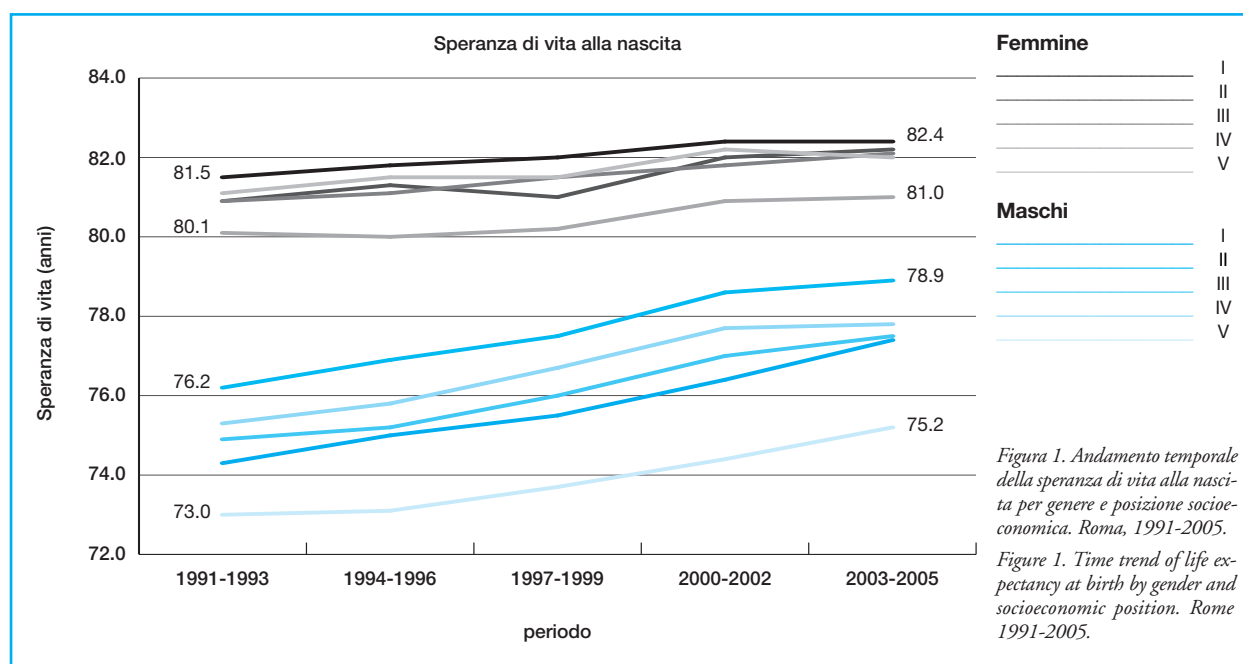
La popolazione di riferimento

La popolazione utilizzata come denominatore è stata selezionata dal censimento della popolazione del 1991 (2.775.250 individui in 5.738 sezioni di censimento) e dal censimento della popolazione del 2001 (2.516.666 individui in 5.376 sezioni di censimento), considerando tutte le età da 0 a 95 anni e più. La popolazione residente per sezione di censimento negli anni compresi tra il 1991 e il 2001 e la popolazione residente fino al 2005 sono state calcolate attraverso un'interpolazione lineare (1991-2001) e un'estrapolazione lineare per i quattro anni successivi al censimento del 2001.

Indicatore di posizione socioeconomica e sua attribuzione

Come indicatore di posizione socioeconomica (PSE) è stato utilizzato un indicatore di piccola area (sezione di censimento), costruito utilizzando i dati individuali del censimento della popolazione 2001.⁹ Tale indicatore è stato sviluppato considerando alcune variabili che possono rappresentare le diverse dimensioni di svantaggio sociale: l'istruzione, l'occupazione, la condizione abitativa, la composizione familiare, l'immigrazione. E' stata analizzata la distribuzione degli indicatori e la correlazione tra gli indicatori selezionati, infine è stata seguita un'analisi fattoriale. Sono stati poi considerati i quintili della distribuzione dell'indicatore composito ed è stato costruito un indicatore di posizione socioeconomica a cinque livelli, da una posizione alta (livello I) a una bassa (livello V), attribuito a ciascuna sezione di censimento. Le sezioni di censimento hanno una popolazione media di 468 individui.

Le sezioni di alto livello socioeconomico hanno una popolazione più anziana caratterizzata da una tipologia di famiglia monocomponente, con un livello d'istruzione e di posizione occupazionale alto, e infine, una bassa presenza di stranieri. All'abbassarsi del livello di posizione socioeconomica la frequenza degli occupati, di studenti e di ritirati dal lavoro diminuisce, mentre la frequenza dei lavoratori part-time aumenta. Inoltre, diminuisce il numero di famiglie monocomponente e aumenta quello delle famiglie numerose.⁹ L'indicatore è stato attribuito sia ai dati di mortalità sia a quelli di popolazione tramite la sezione di censimento di residenza. Dalla selezione dei decessi sono stati eliminati 10.481 individui, ai quali non è stato possibile attribuire un livello di posizione socioeconomica (mancante nel 97% dei casi, appartenente al Comune di Fiumicino in 271 record) e altri 10 individui per i quali non è disponibile l'informazione dell'età al momento del decesso (il 2,8% dei decessi in totale). L'analisi è stata quindi condotta su 365.714 decessi. L'attribuzione dell'indicatore alla popolazione di riferimento ha portato l'esclusione di 16 soggetti dal censimento 2001 residenti in sezioni di censimento per le quali non è stato possibile attribuire un livello di posizione socioeconomica, quindi la popolazione di partenza selezionata dal censimento del 2001 è pari a 2.516.648 soggetti. Inoltre, sono stati esclusi 41.880 individui dal censimento del 1991, poiché residenti in sezioni di censimento non più appartenenti nel 2001 al comune di Roma, ma a quello di Fiumicino. L'area di Fiumicino, infatti, è diventata Comune della provincia di Roma nel 1992, dunque era presente nel censimento del 1991, ma non nell'ultimo censimento della popolazione (2001). Dal censimento del 1991 sono state selezionate per le analisi 2.733.770 individui.



Infine, è stata stimata la popolazione intercensuaria con un modello di regressione lineare.

Indicatori di salute

Abbiamo scelto di analizzare l'andamento dello stato di salute della popolazione tra il 1991 e il 2005 in relazione alle differenze di genere e di posizione socioeconomica attraverso due indicatori: la speranza di vita alla nascita e la speranza di vita a 65 anni. La speranza di vita è un indicatore che descrive l'eliminazione per morte di una generazione di nati fino all'estinzione dell'ultimo dei componenti, esprimendo il numero medio di anni che restano da vivere ai sopravvissuti a i anni. Per calcolare tali indicatori è stata costruita la tavola di mortalità utilizzando le tecniche classiche di analisi di sopravvivenza, tenendo presente la probabilità di morte per ogni singola età tra 0 e 95 anni e più.¹⁰

Inoltre, gli indicatori sono stati stratificati per genere, posizione socioeconomica e per periodo di osservazione. Per analizzare l'andamento temporale sono stati considerati cinque periodi di triennali: 1991-1993, 1994-1996, 1997-1999, 2000-2002 e 2003-2005.

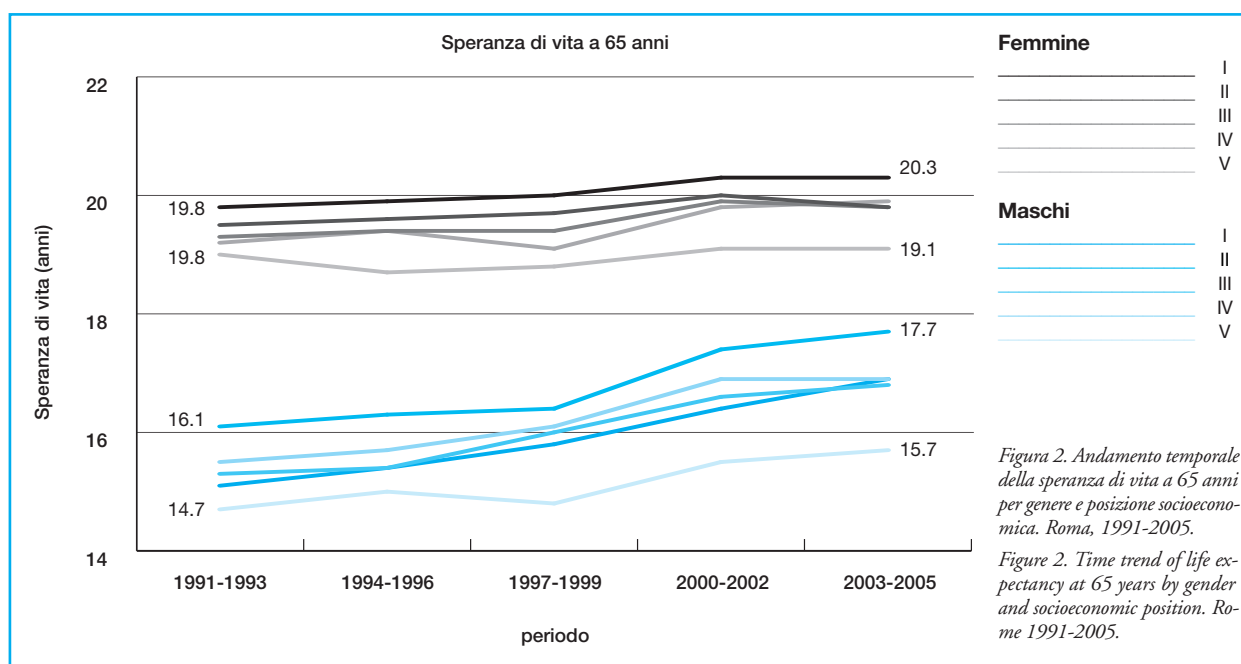
Risultati

La speranza di vita alla nascita per i maschi è passata da 74,7 anni nel primo periodo (1991-1993) a 77,3 anni nel quinto periodo (2003-2005), con un guadagno di 2,6 anni; per le femmine da 80,9 anni nel primo periodo (1991-1993) a 82 anni nell'ultimo periodo (2003-2005), con un guadagno di circa un anno.

La figura 1 mostra che nell'arco dei 15 anni osservati la speranza di vita è aumentata per entrambi i generi in tutti i li-

velli di posizione socioeconomica. Nei maschi il differenziale sociale tra il livello basso e il livello alto, è aumentato di circa sei mesi: da -3,2 anni di differenza nel 1991-1993 si passa a -3,7 anni nel 2003-2005. Nelle femmine invece il differenziale resta sostanzialmente invariato tra l'inizio e la fine del periodo (1,4 anni). Complessivamente, le differenze per livello socioeconomico maggiori sono state sperimentate nei maschi nel periodo tra il 2000 e il 2002 (-4,1 anni), mentre nelle femmine appaiono nel periodo tra il 1997-1999 (-1,8 anni).

La figura 2 mostra che nell'arco dei 15 anni osservati la speranza di vita a 65 anni è aumentata per entrambi i generi in tutti i livelli di posizione socioeconomica. La speranza di vita a 65 anni per gli uomini è passata da 15,4 anni nel primo periodo (1991-1993) a 16,8 anni nell'ultimo periodo (2003-2005), con un guadagno di un anno e cinque mesi; nelle donne da 19,4 anni nel primo periodo (1991-1993) a 19,8 anni nel quinto periodo (2003-2005), con un guadagno di cinque mesi. L'incremento maggiore è avvenuto tra il periodo 1997-1999 e il periodo 2000-2002 (0,8 anni per gli uomini e 0,4 anni per le donne). Negli uomini il differenziale sociale tra i livelli estremi dell'indicatore è lievemente aumentato: da -1,4 anni nel 1991-1993 si passa a un minimo di -1,3 anni tra il 1994 e il 1996 fino a raggiungere il massimo di -2 anni nel 2003-2005. Nelle donne il differenziale sociale tra la posizione socioeconomica di basso livello e quella di alto livello presenta delle variazioni nel tempo: da un minimo di -0,8 anni nel periodo tra 1991-1993, si osserva un massimo di -1,2 anni nel periodo tra 1997-1999 con un lieve livellamento a -1,2 anni nell'ultimo periodo. Le differenze di speranza di vita in età avanzata si stabilizzano attorno al valore di un anno.



Per entrambi gli esiti presi in esame emerge che nella posizione socioeconomica medio-bassa (livello IV) c'è stato il maggior incremento di speranza di vita. Considerando tutto il periodo di osservazione, alla nascita c'è stato un guadagno di circa tre anni nei maschi e poco più di un anno nelle femmine; a 65 anni, un guadagno di poco meno di due anni negli uomini e circa sei mesi nelle donne. Nella posizione socioeconomica bassa (livello V) si è osservato invece il minor incremento: alla nascita è stato di circa due anni nei maschi e di uno nelle femmine, a 65 anni è stato di un anno negli uomini e quasi nullo nelle donne.

Discussione

Si è osservato un sostanziale aumento della speranza di vita alla nascita e della speranza di vita a 65 anni in un periodo di 15 anni dal 1991 al 2005. L'incremento nella speranza di vita alla nascita è stato maggiore nei maschi (circa due anni e mezzo) che nelle femmine (circa un anno), quest'ultime avevano già raggiunto una speranza di vita molto alta nel 1991 (più di 81 anni). Le differenze sociali nella speranza di vita alla nascita, tra i più e i meno avvantaggiati, sono rimaste praticamente invariate nelle femmine, ma sono aumentate nei maschi; nella speranza di vita a 65 anni si osserva un aumento del gap sociale sia nei maschi sia nelle femmine. Che la speranza di vita alla nascita sia più alta nelle femmine rispetto ai maschi è noto dalla seconda metà del diciottesimo secolo, quando sono state costruite le prime tavole di mortalità separate per maschi e femmine.¹¹ Parte della più alta mortalità maschile è spiegata da differenze biologiche e genetiche: lo stesso fenomeno è osservato nella maggior parte delle specie animali, gli ormoni femminili, infat-

ti, sembrano avere un'azione protettiva sulle malattie ischemiche del cuore.¹² A conferma di quest'ipotesi, in uno studio su monaci e monache tedeschi, Luy e coll. hanno mostrato che, al riparo da stili di vita dannosi, da rischi occupazionali, dai diversi ruoli di genere, dagli effetti della stratificazione sociale e con abitudini alimentari simili, esiste una differenza di circa un anno nella speranza di vita a 25 anni fino a 70 anni, attribuibile a fattori biologici.¹² D'altra parte, i maschi hanno tradizionalmente stili di vita meno salutaris: abitudine al fumo e consumo di alcool sono più diffusi nella popolazione maschile e l'esposizione a fattori di rischio in ambito lavorativo è maggiore.¹³

Negli ultimi decenni in diversi Paesi, quali gli Stati Uniti, la Gran Bretagna, la Svizzera, la Finlandia, le disuguaglianze socioeconomiche nella speranza di vita alla nascita sono aumentate in entrambi i generi e in modo più incisivo nella popolazione maschile.^{4,6,14,15} Negli USA Singh e Siahpush hanno mostrato, utilizzando un indice di deprivazione per stato di residenza a dieci livelli, che la differenza nella speranza di vita alla nascita, negli stati più deprivati, è passata per i maschi da 3,8 anni nel periodo 1980-1982 a 5,4 anni nel 1998-2000 e per le femmine da 1,3 a 3,3 anni.¹⁴ In Inghilterra si è utilizzata una misura di povertà per piccole unità geografiche su dieci livelli e, tra il 1992 e il 2003, si è osservato un aumento della speranza di vita in tutta la popolazione e il differenziale sociale tra i ricchi e i poveri è cresciuto da 3,9 a 4,1 anni. Negli uomini più poveri la speranza di vita alla nascita cresce di 2,1 anni tra il 1992-1994 e il 2001-2003 rispetto agli inglesi più ricchi, che hanno avuto un guadagno leggermente più alto (da 75,9 a 78,3 anni), di conseguenza le differenze tra i gruppi aumentano da 4,7 a 4,9 anni. Le donne

inglesi, invece, hanno una crescita più stabile: le fasce più povere aumentano la speranza di vita da 77,4 (nel 1992-1994) a 79 anni (nel 2001-2003), mentre quelle più ricche, passano da 80,6 a 82,2 anni.⁶ Nei Paesi Bassi e in Canada, invece, le disuguaglianze tra i più ricchi e i più poveri sono diminuite^{3,16} grazie anche a un maggiore incremento nella speranza di vita alla nascita della popolazione in una posizione di disagio socioeconomico. Con il passare degli anni, i maschi olandesi hanno diminuito le disuguaglianze sociali da 5 anni, nel 1989-1992, a 4,8 anni, nel 1997-2000; mentre le differenze nelle femmine olandesi sono state più contenute: da 2,4 anni nel 1989-1992 a 2,5 anni nel 1997-2000.³ Infine, tra i maschi canadesi c'è stata una riduzione del gap sociale da 6,3 a 5,6 anni dal 1971 al 1986, mentre le femmine sono passate da 2,8 nel 1971 a 1,8 anni nel 1986.¹⁶

Le disuguaglianze socioeconomiche nella salute dipendono:

- dalla diversa distribuzione di fattori di rischio nella popolazione quali abitudini alimentari, esercizio fisico, e abitudine al fumo;¹⁷⁻¹⁸

- da diverso accesso alle cure, già documentato in Italia e in particolare a Roma;¹⁹⁻²¹

- da disuguaglianze nella distribuzione di patologie come ipertensione, obesità e diabete.²²⁻²³

Ovviamente, i cambiamenti nei fattori di rischio influenzano gli andamenti temporali della mortalità e della speranza di vita. In Italia, esistono alcuni studi sugli andamenti temporali delle disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità, ma non sono disponibili dati sugli andamenti temporali delle disuguaglianze nella speranza di vita.²⁴⁻³⁰

I due indicatori che abbiamo considerato sono influenzati dalla mortalità in modi diversi: la speranza di vita alla nascita dalla mortalità a tutte le età, compresa quella prematura; la speranza di vita a 65 anni solo dalla mortalità in età avanzata. Le cause di morte che concorrono agli andamenti temporali dei due indicatori sono quindi differenti. Le principali cause di morte sono le malattie cardiovascolari in generale, ma in età prematura sono i tumori.³¹ Per entrambe le cause il ruolo del fumo è ben noto, ma sicuramente è molto più importante rispetto ad altri fattori di rischio nella mortalità prematura. In Italia, l'epidemia del consumo di tabacco ha avuto caratteristiche diverse per maschi e femmine, con più alte prevalenze nei maschi di bassa posizione socioeconomica nei nati negli anni Quaranta, Cinquanta e Sessanta, e con più alte prevalenze nelle femmine di alta posizione socioeconomica per le nate negli anni Quaranta e Cinquanta.¹⁸

Questo può spiegare i diversi andamenti delle disuguaglianze riscontrati nella speranza di vita alla nascita e a 65 anni nelle donne: la stabilità delle disuguaglianze nella speranza di vita alla nascita e il lieve aumento delle disuguaglianze nella speranza di vita a 65 anni.

Per poter condurre uno studio che abbia un riferimento temporale di 15 anni, abbiamo dovuto fare delle assunzioni sulla distribuzione della popolazione e questo costituisce il proble-

ma metodologico più importante. Come noto, i dati vengono raccolti ogni dieci anni in occasione del censimento della popolazione, quindi per poter misurare la speranza di vita per ogni anno dal 1991 al 2005, per sesso ed età specifica, abbiamo assunto che alcuni fenomeni demografici, come la fecondità e le migrazioni, abbiano una certa stabilità (o inerzia) nel tempo e che scegliere una curva di interpolazione lineare potesse dar conto dell'ammontare annuale della popolazione.¹⁰

In questo studio è stato utilizzato un indicatore di area per valutare la posizione socioeconomica. In letteratura è aperto il dibattito sulla scelta di indicatori che misurano la posizione socioeconomica, poiché si riferiscono a fattori sociali ed economici che influenzano posizioni individuali o di gruppo concordanti con la struttura della società.³² Negli studi di epidemiologia vengono frequentemente usati indicatori individuali come occupazione, istruzione, reddito e condizione abitativa. Questi indicatori riescono bene a spiegare particolari disuguaglianze sociali, ma non sempre sono disponibili. In loro assenza vengono usati indicatori costruiti su base geografica, sia in Europa (Regno Unito³³⁻³⁵ e Finlandia³⁶) sia negli Stati Uniti^{14,37} utilizzando dati censuari o amministrativi. In generale, più è piccola l'area che si considera, più gli indicatori di area si possono usare come surrogato della posizione socioeconomica individuale. Ovviamente, attribuendo a un individuo un indicatore di area, da un lato si produce una distorsione tanto più grande quanto maggiore è l'area su cui l'indicatore viene calcolato, dall'altro si riescono a sintetizzare le caratteristiche demografiche, abitative e socioeconomiche, tenendo conto della multidimensionalità del concetto di posizione socioeconomica. Utilizzando la sezione di censimento come aggregazione territoriale per la costruzione dell'indicatore (quindi un'area molto piccola), il rischio di fallacia ecologica è molto limitato, ma bisogna tener conto che l'associazione tra posizione socioeconomica e la speranza di vita potrebbe essere sottostimata.^{38,39}

L'indicatore che abbiamo usato è stato costruito sui dati dell'ultimo censimento della popolazione, quindi riflette la posizione socioeconomica delle sezioni di Roma al 2001. Nonostante studi internazionali abbiano dimostrato la stabilità nel tempo d'indicatori su dati censuari, cioè il fatto che possano essere utilizzati anche a distanza di molti anni, questo può costituire un limite.⁴⁰ La città si trasforma lentamente e le valorizzazioni delle aree più depresse sono processi che impiegano decine di anni ad attuarsi. La correlazione tra l'indicatore utilizzato in questo lavoro con uno analogo costruito sui dati del censimento 1991 è comunque molto elevata (Φ di Spearman 0,73) e rassicura sulla stabilità del suo significato.²⁴

In conclusione, a Roma, negli ultimi 15 anni, la speranza di vita alla nascita e la speranza di vita a 65 anni sono migliorate specie tra i maschi e si è registrata una riduzione delle differenze di genere. Tuttavia, le differenze sociali nelle posizioni estreme, nella speranza di vita alla nascita e a 65 anni, sono aumentate specialmente tra i maschi rimanendo

piuttosto stabili tra le femmine. I quintili intermedi tendono, invece, a confluire a un unico valore, riducendo al minimo le differenze. Questi risultati indicano ancora una volta la necessità d'interventi attivi per ridurre lo svantaggio di salute delle persone in condizioni sociali più deboli.

Conflitti di interesse: nessuno

Bibliografia

- WHO. Health for all database. <http://data.euro.who.int/hfad/>
- Conti S, Farchi G, Masocco M, Toccarelli V, Vichi M. The impact of the major causes of death on life expectancy in Italy. *Int J Epidemiol* 1999; 28(5): 905-10.
- Perenboom RJM, Van Herten LM, Boshuizen HC, Van den Bos G. Life Expectancy without chronic Morbidity: Trends in Gender and Socioeconomic disparities. *Public Health Rep* 2005; 120(1): 46-54.
- Martikainen P, Valkonen T, Martelin T. Change in male and female life expectancy by social class: decomposition by age and cause of death in Finland 1971-95. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55(7): 494-99.
- Dyer O. Disparities in health widen between rich and poor in England. *BMJ* 2005; 331(7154): 419.
- Shaw M, Devey Smith G, Dorling D. Health inequalities and New Labour: how the promises compare with real progress. *BMJ* 2005; 330(7498): 1016-21.
- Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Municipal health expectancy in Japan: decreased healthy longevity of older people in socioeconomically disadvantaged areas. *BMC Public Health* 2005; 5: 65-73.
- Davis P, Graham P, Pearce N. Health expectancy in New Zealand, 1981-1991: social variations and trends in a period of rapid social and economic change. *J Epidemiol Community Health* 1991; 53: 519-27.
- Cesaroni G, Agabiti N, Rosati R, Forestiere F, Perucci CA. Un indicatore sintetico di posizione socioeconomica basato sui dati del censimento 2001 per la città di Roma. *Epidemiol Prev* 2006; 30(6): 352-57.
- Livi Bacci M. *Introduzione alla demografia* Torino Loescher Editore, 1997.
- Struyck N. *Inleiding tot de Algemeene Geographie, benevens eenige sterrekundige en andere Verhandelingen*. Amsterdam Isaak Tirion, 1740.
- Luy M. Causes of Male Excess Mortality: Insights from Cloistered Populations. *Population and Development Review* 2003; 29: 647-76.
- Giskes K, Kunst AE, Benach J et al. Trends in smoking behaviour between 1985 and 2000 in nine European countries by education. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59(5): 395-401.
- Singh GK, Siahpush M. Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980-2000. *Int J Epidemiol* 2006; 35(4): 969-79.
- Spoerri A, Zwahlen M, Egger M, Gutzwiller F, Minder C, Bopp M. Educational inequalities in life expectancy in the German speaking part of Switzerland between 1990 and 1997: Swiss National Cohort. *Swiss Med Wkly* 2006; 136(9-10): 145-48.
- Wilkins R, Adams O, Bracken A. Changes in mortality by income in urban Canada from 1971 to 1986. *Health Rep* 1989; 1(2): 137-74.
- Vannoni F, Spadea T, Frasca G et al. Association between social class and food consumption in the Italian EPIC population. *Tumori* 2003; 89(6): 669-78.
- Federico B, Costa G, Kunst AE. Educational inequalities in initiation, cessation, and prevalence of smoking among 3 Italian birth cohorts. *Am J Public Health* 2007; 97(5): 838-45.
- Materia E, Spadea T, Rossi L, Cesaroni G, Arè M, Perucci CA. Health care inequalities: hospitalization and socioeconomic position in Rome. *Epidemiol Prev* 1999; 23(3): 197-206.
- Rapiti E, Porta D, Forestiere F, Fusco D, Perucci CA. Socioeconomic status and survival of persons with AIDS before and after the introduction of highly active antiretroviral therapy. Lazio AIDS Surveillance Collaborative Group. *Epidemiology* 2000; 11(5): 496-501.
- Ancona C, Arcà M, Saitto C et al. Differences in access to coronary care unit among patients with acute myocardial infarction in Rome: old, ill, and poor people hold the burden of inefficiency. *BMC Health Serv Res* 2004; 4(1): 34.
- Vannoni F, Burgio A, Quattrociochi L, Costa G, Faggiano F. Social differences and indicators of perceived health, chronic diseases, disability and life style in the 1994. ISTAT national health interview survey. *Epidemiol Prev* 1999; 23(3): 215-29.
- Gnavi R, Petrelli A, Demaria M, Spadea T, Carta Q, Costa G. Mortality and educational level among diabetic and non-diabetic population in the Turin Longitudinal Study: a 9-year follow-up. *Int J Epidemiol* 2004; 33(4): 864-71.
- Michelozzi P, Perucci CA, Forastiere F, Fusco D, Ancona C, Dell'Orco V. Inequality in health: socioeconomic differentials in mortality in Rome, 1990-95. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53(11): 687-93.
- Cesaroni G, Agabiti N, Forastiere F, Ancona C, Perucci CA. Socioeconomic differentials in premature mortality in Rome: changes from 1990 to 2001. *BMC Public Health* 2006; 2: 270.
- Spadea T, Quarta D, Demaria M, Marinacci C, Costa G. Speranza di vita in buona salute nella popolazione occupata torinese. *Med Lav* 2005; 96(suppl): s28-s38.
- De Vogli R, Mistry R, Gnesotto R, Cornia GA. Has the relation between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialised countries. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59(2): 158-62.
- Vescio MF, Smith GD, Gaimpaoli S, MATISS Research Group. Socio-economic position overall and cause-specific mortality in an Italian rural population. *Eur J Epidemiol* 2003; 18(11): 1051-58.
- Cardano M, Costa G, Demaria M, Merler E, Biggeri A. Le disuguaglianze di mortalità negli studi longitudinali italiani. *Epidemiol Prev* 1999; 23(3): 141-52.
- Mackenbach JP, Bos V, Andersen O et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol* 2003; 32(5): 830-37.
- Statistical Office of the European Communities (Eurostat): Causes of death in the EU - Statistics in Focus (Population and Social Conditions 10/2006); <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.
- Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Geocoding and Monitoring of US socioeconomic Inequalities in Mortality and Cancer Incidence: Does the Choice of Area-based Measure and Geographic Level Matter? *Am J Epidemiol* 2002; 156(5): 471-82.
- Carstairs V, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ* 1989; 299(6704): 886-69.
- Townsend P, Phillimore, Beattie A. *Health and deprivation: inequality in the North*, London, Croom Helm, 1988.
- Jarman B. Identification of underprivileged areas. *BMJ* 1983; 286(6379): 1705-09.
- Martikainen P, Kauppinen TM, Valkonen T. Effects of the characteristics of neighbourhoods and the characteristics of people on cause specific mortality: a register based follow up study of 252 000 men. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(3): 210-17.
- Braveman PA, Cubbin C, Egerter S et al. Socioeconomic Status in Health Research. One Size Does Not Fit All. *JAMA* 2005; 294(22): 2879-88.
- Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Smith GD. Indicator of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Health* 2006; 60(1): 7-12.
- Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Smith GD. Indicator of socioeconomic position (part 2). *J Epidemiol Community Health* 2006; 60(2): 95-101.
- Geronimus AT, Bound J. Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples. *Am J Epidemiol* 1998; 148(5): 475-86.