

**La mortalità per causa nelle regioni italiane.  
Anni 1998 e 2000 (dati provvisori)****Introduzione**

Come noto i dati di mortalità per causa vengono ampiamente utilizzati in campo sanitario come proxy per la misurazione della diffusione di una determinata patologia letale e per delineare quindi un quadro dello stato di salute della popolazione oggetto di studio. L'analisi dell'evoluzione spaziale e temporale della mortalità è di primaria importanza in quanto fornisce un utile strumento di individuazione di aree più o meno problematiche di salute da un lato e, dall'altro, di verifica dell'efficacia degli interventi messi in atto in termini di programmazione e allocazione delle risorse sanitarie.

Il ricorso ai dati di mortalità viene ampiamente giustificato dai notevoli vantaggi che questa fonte informativa presenta rispetto ad altre di carattere sanitario (registri, dimissioni ospedaliere, indagini campionarie). L'indagine delle cause di morte condotta dall'Istituto Nazionale di Statistica (Istat) è infatti a carattere esaustivo<sup>1</sup> e l'elaborazione, il processo di individuazione della causa di morte e la relativa codifica avvengono in forma centralizzata. Questo tipo di lavorazione del dato garantisce una maggiore confrontabilità dei dati di mortalità per causa qualora si vogliano effettuare analisi territoriali. Tuttavia, nonostante il recente processo di automatizzazione che ha coinvolto quasi tutte le fasi dell'indagine (in particolare il sistema di codifica)<sup>2</sup>, con conseguente contrazione dei tempi di rilascio e diffusione dei dati definitivi, la distanza tra anno di evento e anno di pubblicazione è di circa tre anni, per effetto dei consistenti ritardi dovuti principalmente ai tempi burocratici con cui le schede di morte pervengono all'Istat<sup>3</sup>.

Per andare incontro all'esigenza di un'informazione più tempestiva l'Istat pubblica, a partire dai decessi del 1999<sup>4</sup>, delle anticipazioni dei dati di mortalità per gruppi di cause, sesso, età e regione di decesso, sulla base di una procedura di stima basata sui dati disponibili di alcuni mesi dello stesso anno e integrati con altre fonti informative<sup>5</sup>.

Nel presente volume vengono presentate le stime a livello regionale dei dati di mortalità per l'anno 2000.

*A cura di: Luisa Frova e Marilena Pappagallo*

Hanno collaborato: Simona Cinque e Stefano Marchetti

Le appendici A e B, e il paragrafo 1.4 sono da attribuire a Marilena Pappagallo, i paragrafi 1.1, 1.2, 1.3, 2.1 sono da attribuire a Luisa Frova, il paragrafo 2.2 è da attribuire a Simona Cinque.

---

<sup>1</sup> L'indagine prevede infatti che per ogni decesso avvenuto in Italia venga compilata una scheda di morte

<sup>2</sup> Cfr. Istat, Metodi e Norme n.8 (vedi Bibliografia).

<sup>3</sup> Il percorso seguito dai modelli utilizzati per la raccolta dei dati di mortalità (D4 e D5) è infatti piuttosto lungo. Una volta che il medico ha compilato la parte sanitaria della scheda di morte e che l'ufficiale di stato civile ha compilato la parte demografica, il modello viene inviato prima alle Prefetture e poi agli Uffici Regionali Istat e solo successivamente alla sede centrale dell'Istat.

<sup>4</sup> Cfr. Istat, Informazioni n.8 (vedi Bibliografia).

<sup>5</sup> Per un maggiore dettaglio della procedure di stima si vedano l'Appendice A di questo volume e Nota4.

## Guida alla lettura

### La struttura del volume

In questo lavoro, oltre ad un commento generale, sono disponibili i dati definitivi di mortalità del 1998 e quelli stimati del 1999 e del 2000, per sesso, regione e quattordici grandi gruppi di cause di morte.

**3 Tavole nazionali:** una tavola in cui si riportano il numero assoluto dei decessi per causa e sesso dell'anno 1998 e quelli stimati del 1999 e del 2000; due tavole dove si riportano per le classi di età 1-14, 15-34, 35-59, 60-79, 80 e più e per tutte le età, per sesso e causa, il numero assoluto dei decessi, e i tassi di mortalità standardizzati per 10.000, per il 1998 e le stime del 2000.

**2 Tavole regionali** in cui sono riportati i decessi del 1998, le stime del 2000 e i tassi standardizzati di mortalità per 10.000, per sesso e causa, per le venti regioni italiane e per le due province autonome di Trento e Bolzano-Bozen.

**15 Grafici con diagrammi a barre** in cui per la mortalità complessiva e per ogni singola causa si riportano i tassi standardizzati di mortalità per 10.000 per sesso, riferiti a tutte le regioni italiane e alle due province autonome di Trento e Bolzano-Bozen per gli anni 1998 e 2000.

**1 Grafico con diagrammi a barre** in cui per la mortalità complessiva si riportano i rischi relativi per sesso, riferiti a tutte le regioni italiane e alle due province autonome di Trento e Bolzano-Bozen per gli anni 1998 e 2000.

### Le Appendici del volume

Nell'**Appendice A** si riporta la nota statistica e metodologica, con tutte le informazioni sulle fonti dei dati e le procedure statistiche utilizzate.

Nell'**Appendice B** vengono descritti gli indicatori utilizzati per l'analisi temporale e spaziale della mortalità per causa, quali il tasso grezzo, il tasso specifico per età, il tasso standardizzato, la variazione percentuale, il rapporto di mascolinità e il rischio relativo.

### Il dettaglio geografico

Nell'analisi territoriale di mortalità vengono analizzate aree geografiche del territorio italiano, sono definite:

**Nord-Ovest:** Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia, Liguria;

**Nord-Est:** Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna;

**Centro:** Toscana, Umbria, Marche, Lazio;

**Sud e Isole:** Campania, Abruzzo, Molise, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna.

# 1. La mortalità in Italia nel periodo 1998-2000

## 1.1 Premessa

In questo lavoro vengono presentati i dati preliminari della mortalità della popolazione presente in Italia, riferiti all'anno 2000.

I dati assoluti dei decessi del 2000 per sesso e regione di decesso riportati nel presente lavoro sono provvisori, e provengono dai modelli D7 per diciannove regioni<sup>6</sup> e dai dati reali seppur provvisori del 1999<sup>7</sup> inviati dalle province autonome di Trento e Bolzano. La specificazione per età e causa di morte invece, è stata ottenuta mediante una procedura di stima già utilizzata nella stima dei dati del 1999<sup>8</sup> e riadattata in base alla diversa disponibilità dei dati del 2000. Tale procedimento è descritto dettagliatamente nell'appendice A.

Pertanto quando si fa riferimento al totale dei decessi e ai tassi standardizzati del 2000 per l'Italia si intende sempre un insieme di dati riferiti al 1999 per Trento e Bolzano e al 2000 per il resto dell'Italia.

L'analisi della mortalità si riferisce al periodo 1998-2000, con una particolare attenzione ai confronti tra i dati del 1998 e le stime del 2000. I dati del 1998 sono stati scelti come riferimento per il confronto in quanto al momento della stima erano i più recenti ufficialmente disponibili.

Osserviamo che eventuali differenze nell'andamento della mortalità nel tempo sono riscontrabili in modo significativo solo nel lungo periodo. Pertanto nel confronto tra i dati di mortalità del periodo 1998-2000 del presente lavoro non si sono notate significative variazioni rispetto a quelle riscontrate nell'analisi riportata nel precedente volume della collana Informazioni<sup>9</sup>, riferita agli anni 1997 e 1999.

## 1.2 Uno sguardo d'insieme

I dati provvisori del 2000 mostrano, con un ammontare complessivo di 560.058 decessi, un decremento del numero assoluto dei casi sia rispetto al 1998 (574.231) sia rispetto al 1999 (565.929 casi).

**Prospetto 1 - Ammontare assoluto dei decessi avvenuti in Italia dal 1998 al 2000, distinti per sesso**

SESSO	1998		1999		2000	
	Decessi nel 1° anno di vita	Totale decessi	Decessi nel 1° anno di vita	Totale decessi	Decessi nel 1° anno di vita	Totale decessi
Maschi	1.524	290.473	1.539	285.516	1.361	281.416
Femmine	1.279	283.758	1.185	280.413	1.113	278.642
Totale	2.803	574.231	2.724	565.929	2.474	560.058

Fonti. Anno 1998 schede individuali dell'indagine sulle cause di morte (dati definitivi). Anni 1999-2000 riepiloghi mensili relativi alla popolazione presente (D7 - dati provvisori).

Ricordiamo che i dati del 1999 e 2000 riportati vanno considerati con cautela essendo ricavati dai modelli D7, che generalmente sottostimano il numero reale dei decessi avvenuti in un anno<sup>10</sup>.

Per una analisi più approfondita della mortalità nel periodo in esame, osserviamo i tassi di

<sup>5</sup> Testo di Luisa Frova (par. 1.1, 1.2, 1.3) e Marilena Pappagallo (par. 1.4).

<sup>6</sup> I modelli D7 forniscono dati riepilogativi mensili relativi alla popolazione presente.

<sup>7</sup> Al momento della stesura del presente lavoro i dati del 2000 di Trento e Bolzano non erano disponibili. Pertanto sono stati sostituiti con i dati del 1999.

<sup>8</sup> Cfr. Istat, Informazioni n.8 (vedi Bibliografia).

<sup>9</sup> Cfr. Nota 3.

<sup>10</sup> La sottostima tuttavia è di lieve entità, ad es. nel 1998 era di 0,8 %.

mortalità. Sia il tasso grezzo di mortalità<sup>11</sup> che quello standardizzato<sup>12</sup> mostrano una diminuzione del fenomeno tra il 1998 e il 2000. Infatti il tasso grezzo è passato da 103,9 a 100,5 decessi per 10.000 uomini e da 95,8 a 93,9 per 10.000 donne. Ancora più evidente è il declino se si considera il tasso standardizzato che diminuisce di -3,9% per i maschi (da 111,3 decessi per 10.000 a 107) e di -5,1% per le femmine (da 66,3 a 62,9)<sup>13</sup>. La distanza tra i sessi resta stabile rispetto al 1998, con un rapporto di mascolinità<sup>14</sup> pari a 1,7.

### 1.3 La mortalità per età

I livelli di mortalità sono diminuiti rispetto al 1998 in tutte le età, sebbene esista un andamento differenziato nelle varie classi.

Un aspetto che continua a caratterizzare la diminuzione della mortalità negli ultimi anni rispetto al passato riguarda il contributo delle diverse classi di età: infatti, negli anni più recenti, sono i giovani a contribuire in modo significativo alla diminuzione della mortalità complessiva.

Tra il 1998 e il 2000 le classi di età che, in termini percentuali, hanno fatto registrare le riduzioni di mortalità più consistenti sono quelle dei bambini (1-14 anni) e dei giovani adulti (15-34 anni). Tuttavia, anche nelle età più avanzate, ovvero le età che pesano in misura maggiore nel determinare i livelli di mortalità complessiva, si registra un declino della mortalità. Il tasso di mortalità standardizzato tra gli ultrasessantenni si è ridotto in entrambi i sessi: in particolare tra le donne di 80 anni e più, passando da 969,8 decessi per 10.000 a 921,2 con una variazione di -5%, mentre tra gli uomini ultraottantenni la diminuzione è di -1,3% (da 1305 a 1288,6 decessi per 10.000 uomini).

### 1.4 La mortalità per causa

In generale, nel panorama della mortalità per causa si conferma una consistente diminuzione dei decessi per le cause di morte più diffuse, prime fra tutte le malattie del sistema circolatorio, e una riduzione della mortalità per tumori maligni, come osservato negli anni più recenti (Tavole 1, 2, 3).

Le **malattie cardiovascolari** rappresentano la prima causa di morte nel complesso della popolazione e negli anziani, e la seconda causa, dopo i tumori, negli adulti.

Queste patologie, sulla scia dell'andamento degli ultimi decenni, hanno subito nel 2000 rispetto al 1998 un'ulteriore diminuzione in entrambi i sessi, passando da un tasso standardizzato di 45 decessi nel 1998 a 42,5 per 10.000 uomini nel 2000, e da 30,6 a 28,2 per 10.000 donne. Tale riduzione riguarda in generale soprattutto i decessi dovuti all'**infarto del miocardio**, che costituiscono complessivamente il 15% delle cause di morte nell'ambito delle malattie del sistema circolatorio. Osserviamo che nel 1999 rispetto al 1997 invece, la diminuzione principale nell'ambito di queste patologie si riscontrava tra i decessi per **disturbi circolatori dell'encefalo**. Il quadro favorevole per il complesso delle malattie cardiovascolari si osserva soprattutto nella classe di età 60-79 anni, che in soli due anni ha visto una flessione di -7,9% dei tassi di mortalità standardizzati per i maschi (da 105,6 decessi a 97,3 per 10.000) e ben di -8,6% nelle femmine (da 54,8 a 50,1). Anche i decessi per disturbi circolatori dell'encefalo diminuiscono in tutte le classi di età, soprattutto tra le donne nelle fasce di età più avanzata (60-79 anni: -9,4% e 80 anni e più: -9,1%). La flessione osservata è in linea con la dinamica degli ultimi decenni che ha trovato spiegazione nei progressi ottenuti sia in campo medico che in campo preventivo e in una sempre maggiore accessibilità da parte della popolazione ai servizi sanitari preposti alla diagnosi e cura di queste patologie.

Per quanto riguarda i **tumori maligni** si conferma l'inversione di tendenza osservata negli anni più recenti con un lieve calo dei tassi di mortalità (il tasso è passato da 24,9 decessi per 10.000 nel

<sup>11</sup> Il tasso grezzo si ottiene rapportando i decessi assoluti all'ammontare complessivo della popolazione. Cfr Appendice B.

<sup>12</sup> Il tasso standardizzato permette di analizzare i livelli di mortalità *al netto* della struttura per età di una popolazione. Nel caso specifico la popolazione standard di riferimento è quella al censimento 91, maschi più femmine. Cfr. Appendice B.

<sup>13</sup> Il tasso standardizzato riportato nel testo non coincide con quello riportato nelle tavole in quanto in esse è stato calcolato escludendo i morti e la popolazione nel primo anno di vita.

<sup>14</sup> Cfr. Appendice B.

1999 a 24,2 nel 2000). Il quadro del fenomeno appare molto differenziato secondo l'età, facendo registrare delle importanti diminuzioni di mortalità tra i "giovani" anziani (60-79 anni) e tra le donne ultraottantenni, e un lieve incremento negli uomini anziani (il tasso è passato da 271,1 decessi per 10.000 a 272,8).

L'analisi per genere, inoltre, mostra che la mortalità per tumori, se è sostanzialmente analoga nella classe di età 15-34 anni (con un rapporto di mascolinità di 1,1), tende ad aumentare negli uomini al crescere dell'età sino a divenire doppia rispetto alle donne dopo i 60 anni.

La diminuzione della mortalità per tumori che si osserva tra il 1998 e il 2000 è riscontrabile tra tutti i sottogruppi considerati in questo volume, sia negli uomini che nelle donne, fatta eccezione per i decessi per **tumori della trachea, dei bronchi e dei polmoni** che nelle donne vedono un leggero aumento, passando da 1,5 a 1,6 decessi per 10.000 donne. Tale circostanza potrebbe essere legata alla più diffusa abitudine al fumo nelle donne contro un consumo decrescente negli uomini<sup>15</sup>.

Le **malattie dell'apparato respiratorio**, nonostante la forte diminuzione di mortalità osservata negli ultimi decenni, sono ancora oggi la terza causa di morte dopo i tumori e le malattie cardiovascolari. Contrariamente al trend storico di declino della mortalità per malattie dell'apparato respiratorio degli anni più recenti, ma analogamente a quanto si riscontrava nel 1999, nel 2000 si osserva un incremento, seppur lieve, dovuto principalmente ad un aumento della mortalità nelle classi d'età più avanzate. I tassi di mortalità standardizzati aumentano nel complesso delle età soprattutto negli uomini, passando tra il 1998 e il 2000, da 8,7 a 9,1 decessi per 10.000 uomini.

Per quel che concerne i decessi per **malattie dell'apparato digerente** invece, come già osservato nel 1999, hanno continuato a contribuire alla diminuzione della mortalità complessiva con un declino della mortalità di -7,3%. Il rapporto tra i sessi è sempre a svantaggio degli uomini, che continuano a presentare tassi di mortalità 1,7 volte più elevati delle donne. Tuttavia la diminuzione di mortalità nel 2000 rispetto al 1998 risulta più evidente negli uomini che nelle donne, infatti nel complesso delle età i tassi standardizzati maschili si riducono di -7,1% assestandosi nel 2000 a 4,9 decessi per 10.000 abitanti, mentre quelli femminili subiscono una diminuzione di -6,8% corrispondente a un valore del tasso pari a 2,9 decessi per 10.000.

Le **cause accidentali e violente** rappresentano la prima causa di morte tra i giovani fino a 34 anni. Il livello della mortalità per queste cause per il complesso delle età è decrescente, passando dal 1998 al 2000 da 4,4 a 3,9 decessi per 10.000 per un ammontare assoluto stimato nel 2000 di 24.677 casi. La diminuzione è più evidente negli uomini per i quali il tasso passa da 6,4 a 5,4 per 10.000, mentre per le donne la variazione è da 2,7 a 2,5 per 10.000.

Ancora nel 2000 come già osservato nel 1999, il rapporto tra i sessi risulta molto sfavorevole per gli uomini soprattutto nella classe dei 15-34enni con 4 decessi maschili per ogni decesso femminile.

La mortalità associata al **diabete mellito** continua a rimanere stabile nei due anni 1998 e 2000, con un tasso di 2,7 decessi per 10.000 uomini e di 2,7-2,6 per 10.000 donne. Tuttavia si osserva un lieve aumento della mortalità nelle fasce di età più avanzate per entrambi i sessi, in particolare tra gli ultraottantenni si passa da 30,5 a 31,2 decessi per 10.000 uomini e da 35,7 a 36,3 per 10.000 donne. Osserviamo anche che in questa fascia di età il rapporto tra i due sessi diviene sfavorevole per le donne (il rapporto di mascolinità è pari a 0,9), contrariamente a quanto accade in genere per le altre cause di morte.

---

<sup>15</sup> Istat-Iss (s.d.) (vedi Bibliografia).



## 2. La mortalità nelle regioni italiane

### 2.1 La mortalità complessiva

I dati del 2000 sono stati stimati sulla base dell'ammontare complessivo dei modelli D7<sup>16</sup>, che notoriamente sottostimano i dati reali di mortalità<sup>17</sup>. Le variazioni che si osservano nel confronto diretto tra il 1998 e il 2000 risentono delle due diverse fonti da cui sono desunti i dati. Pertanto l'analisi della mortalità regionale sarà basata sulle modificazioni avvenute nella geografia della mortalità, ovvero sulle variazioni delle posizioni occupate dalle diverse regioni nella graduatoria nazionale, integrando questa informazione con il confronto diretto dei livelli nei due periodi considerati.

Da una prima analisi territoriale della mortalità stimata in Italia nel 2000 si conferma la geografia della mortalità già osservata negli anni più recenti: i livelli più elevati per il complesso dei maschi e delle femmine si rilevano nel Sud e Isole, precisamente in Campania (93,4 decessi per 10.000) e in Sicilia (86,9 per 10.000). Tuttavia, distinguendo per sesso, osserviamo che per gli uomini la mortalità è in generale più elevata nell'area settentrionale della penisola, mentre per le donne nell'area meridionale e insulare. In particolare, nei maschi, oltre ai livelli elevati delle due regioni del Sud e Isole già citate, osserviamo una mortalità superiore al livello medio nazionale in Valle d'Aosta<sup>18</sup>, Lombardia, Piemonte, Lazio e Friuli Venezia Giulia.

Le stime del 2000 indicano i livelli più bassi nelle regioni centrali della penisola. Tra queste si conferma la regione Marche come l'area con la più bassa mortalità (il tasso passa da 77,5 decessi per 10.000 nel 1999 a 72,9 nel 2000). Tra le regioni del centro si distingue tuttavia il Lazio che continua ad avere una mortalità analoga alla media nazionale nelle donne (63,1 decessi per 10.000 nel 2000) e lievemente più elevata negli uomini (108,1 decessi per 10.000).

Considerata la forte diversificazione della geografia della mortalità complessiva a seconda delle cause di morte che si prendono in considerazione, descriveremo più dettagliatamente la mortalità per alcune di queste.

### 2.2 La mortalità regionale per causa

La geografia della mortalità per **malattie cardiovascolari** nel 2000 non varia molto rispetto a quella osservata negli anni più recenti e conferma ancora lo svantaggio delle donne di tutte le regioni del Sud e Isole rispetto al resto della popolazione femminile italiana. Per gli uomini i tassi più elevati si riscontrano non solo nelle regioni meridionali e insulari, quali Campania, Sicilia, Molise e Calabria, ma anche in Valle d'Aosta, Lazio, Trentino Alto Adige e Piemonte. La condizione sfavorevole della Sicilia e della Campania in entrambi i sessi, è probabilmente legata ad una mortalità per **disturbi circolatori dell'encefalo** particolarmente elevata, come si evince dalla tavola 5 (5.a-5.v) e dal grafico 3.10. Abbastanza invariato il quadro della mortalità per malattie cardiovascolari anche nei livelli più bassi, che vedono tuttavia graduatorie diverse nei due sessi. Da evidenziare il caso della Puglia, che ad un alto livello di mortalità per malattie cardiovascolari tra le donne, vede corrispondere uno dei tassi più bassi tra gli uomini. Per la regione Marche, invece, i livelli di mortalità per malattie del sistema circolatorio sono tra i più bassi d'Italia sia per gli uomini che per le donne.

Anche la geografia della mortalità per **tumori** del 2000 resta sostanzialmente invariata rispetto al triennio precedente. La posizione rispetto alla media nazionale resta infatti invariata per tutte le regioni in entrambi i sessi tranne che per Valle d'Aosta, Toscana e Trentino Alto Adige per gli uomini

---

Testo di Luisa Frova (par. 2.1) e Simona Cinque (par. 2.2).

<sup>16</sup> Distinti per sesso e regione di decesso. Si ricorda che i dati per sesso, età e causa relativi alla regione Trentino Alto Adige sono relativi all'anno 1999 e non sono stati sottoposti a procedure di stima in quanto l'Istat dispone di dati individuali completi e codificati, inviati direttamente dalle province autonome di Trento e Bolzano-Bozen. Pertanto, le differenze che si possono osservare tra la regione Trentino Alto Adige ed il resto dell'Italia potrebbero dipendere sia da un reale diverso profilo della mortalità per causa sia dai due diversi sistemi di codifica adottati.

<sup>17</sup> Cfr. nota 4 del capitolo 1.

<sup>18</sup> L'esiguità dei casi considerati in Valle d'Aosta richiede molta cautela nell'interpretazione dei risultati.

e Piemonte per le donne. Per entrambi i sessi i tassi più elevati si riscontrano nell'Italia settentrionale, in particolar modo in Lombardia e Friuli Venezia Giulia, mentre i più bassi nelle regioni del Sud e Isole, nelle quali la graduatoria della mortalità è sostanzialmente uguale per gli uomini e le donne.

La geografia della mortalità per **malattie dell'apparato respiratorio** nel 2000 è lievemente mutata rispetto al 1998. In entrambi i sessi infatti si osservano degli spostamenti nella graduatoria regionale della mortalità, anche se questa continua ad essere più elevata nelle regioni settentrionali sia per gli uomini che per le donne, fatta eccezione per alcune regioni del Sud e Isole (Campania, Sicilia, Puglia e Sardegna) che presentano dei livelli di mortalità per malattie dell'apparato respiratorio più elevati rispetto alla media nazionale.

La graduatoria della mortalità maschile per **cause accidentali e violente** ha subito solo piccole variazioni rispetto al 1998 e vede ancora una volta le regioni del Nord, e in particolare del Nord-Est, con i tassi più elevati, e Campania e Basilicata con i più bassi livelli di mortalità.

Il quadro territoriale della mortalità femminile per cause accidentali e violente non consente una netta distinzione tra le aree geografiche con più alta o più bassa mortalità. Possiamo comunque osservare che la mortalità femminile per queste cause è ancora in diminuzione in tutte le regioni come già osservato nel 1999.

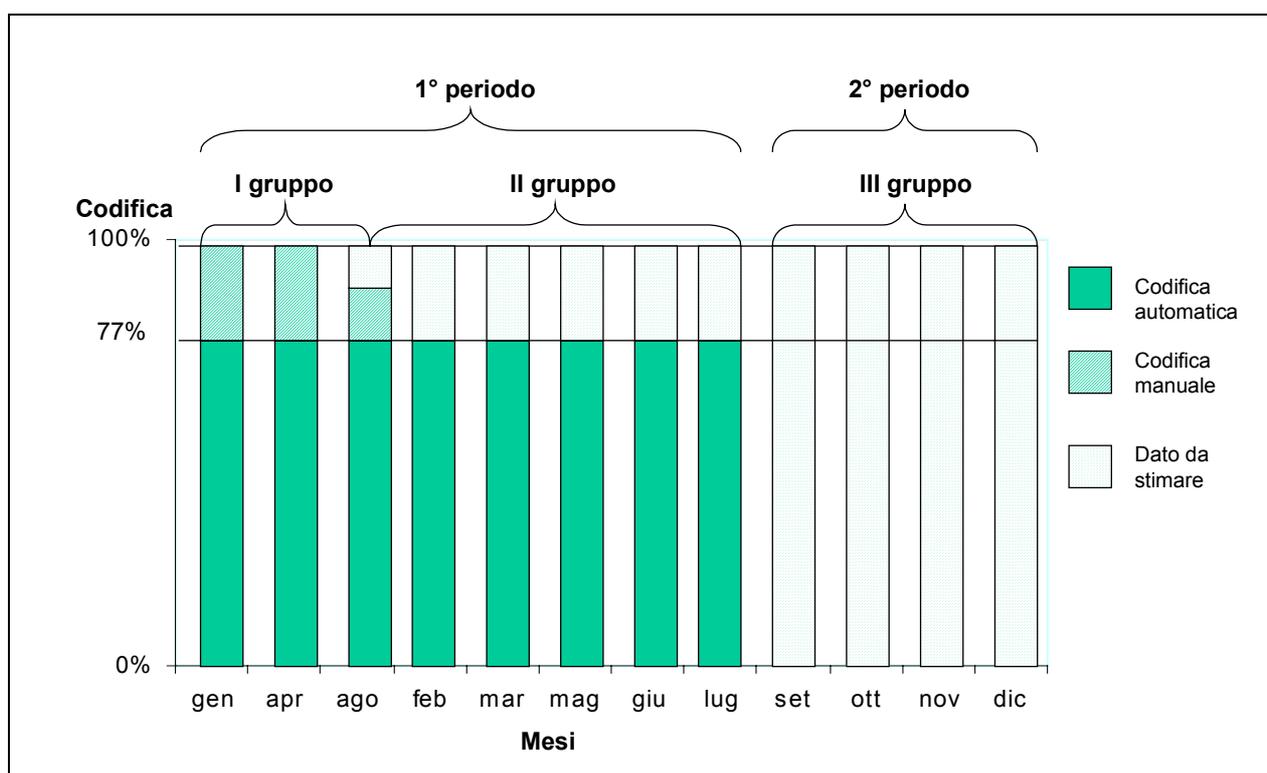
## Appendice A: Metodologia

### a.1 Materiali e metodi

La stima dei decessi dell'anno 2000 è stata effettuata mediante un procedimento articolato in tre fasi basato su due tipi di dati: i dati di mortalità delle singole schede di morte (modd. D4 e D5), e un'altra fonte di origine amministrativa, ovvero il totale dei morti per sesso e mese relativi alla popolazione presente che i comuni sono tenuti ad inviare all'ISTAT (mod. D7).

I dati delle schede di morte sono stati utilizzati in forma completa (parte anagrafica, codifica automatica o manuale della causa principale di morte) per circa tre mesi dell'anno di interesse; mentre per sei mesi è stata considerata solo la parte anagrafica e quella codificata con la procedura automatica. A tal proposito è importante ricordare che il sistema di codifica automatica adottato dall'Istat consente l'attribuzione automatica del codice della causa principale di morte al 77% del totale delle schede. Del terzo gruppo di mesi, invece, non si ha alcuna informazione, tranne l'ammontare dei decessi per sesso e regione di decesso ricavato come differenza tra il dato provvisorio D7 e i dati individuali disponibili del primo e secondo periodo dell'anno di interesse.

Figura 2 – Dati di mortalità del 2000 disponibili per mese e tipo di codifica.



La procedura di stima prevede che i dati dei decessi del primo gruppo di mesi siano stati interamente codificati, sia quelli codificati automaticamente dal sistema MICAR-ACME, sia quelli scartati dalla procedura di codifica automatica e quindi codificati manualmente; per il secondo gruppo, invece, si prevede che solo una parte dei dati risulti codificata, ovvero i dati processati con il sistema automatico MICAR-ACME; per il terzo gruppo, infine, non è disponibile alcun dato relativo alla

La metodologia di stima è il frutto della collaborazione comune di Luisa Frova e Marilena Pappagallo. In particolare la stesura delle Appendici A e B è di Marilena Pappagallo.

codifica delle cause di morte. L'obiettivo è pertanto stimare la causa associata ai restanti decessi del secondo gruppo, scartati dalla procedura automatica per i quali si ha comunque l'informazione del sesso, dell'età e della regione di decesso, e stimare sesso, regione, causa ed età dei decessi del terzo gruppo di mesi.

Il primo gruppo di mesi include gennaio, aprile e parte di agosto. I mesi di febbraio, marzo, maggio, giugno, luglio e il resto di agosto sono stati inclusi nel secondo gruppo. Il terzo gruppo include i mesi restanti. La scelta dei mesi non è stata casuale, ma tesa ad includere nel primo gruppo anche periodi differenti al fine di tenere conto delle eventuali differenze stagionali di mortalità tra mesi estivi e non, in particolare per quel che concerne la mortalità per cause violente e accidentali (che includono anche gli incidenti stradali).

La procedura di stima non viene applicata per le province autonome di Trento e Bolzano, che forniscono all'Istat le schede individuali di morte già codificate e registrate su supporto informatico.

Vediamo in maggiore dettaglio la procedura utilizzata.

Alla base del metodo qui utilizzato ci sono due ipotesi.

La prima ipotesi è che i decessi del secondo gruppo dell'anno d'interesse, scartati dalla procedura di codifica automatica, abbiano la stessa distribuzione per causa degli scarti del primo gruppo di mesi per i quali, come detto è disponibile la codifica manuale. Infatti la distribuzione degli scarti della procedura di codifica automatica non è influenzata dal mese di decesso, pertanto la differenza tra le distribuzioni nei vari mesi è da ritenersi casuale.

Una volta stimati i decessi per causa ed età del secondo gruppo di mesi, si procede con la stima dei decessi del terzo gruppo di mesi. Poiché del terzo gruppo di mesi si conosce solo l'ammontare assoluto per sesso e regione di decesso, si è deciso di utilizzare la distribuzione per sesso, regione e causa del primo periodo (primo e secondo gruppo di mesi) dell'anno in questione, aggiustata per un fattore di correzione stimato a partire dai dati dell'ultimo anno (che chiameremo in seguito  $t_0$ ) di cui erano disponibili i dati in forma completa al momento della stima (anno 1998, nel presente studio). Tale scelta viene adottata sotto l'ipotesi che il divario tra i due periodi nell'anno  $t_1$  può essere considerato analogo a quello osservato nell'anno  $t_0$ . In particolare, tale fattore di correzione è dato dal rapporto tra le proporzioni dei decessi per sesso, regione e causa di morte nel corrispondente primo e secondo periodo dell'anno  $t_0$ .

Descriviamo nel dettaglio i dati e la simbologia utilizzati nella procedura di stima.

Dati disponibili del primo gruppo di mesi:

${}_{R}d_{s,x}^{t_1 1}$  numero di decessi registrati nel primo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$  ed età  $x$ ;

${}_{R}d_{s,c,x}^{t_1 A1}$  numero di decessi codificati in automatico ( $A$ ) nel primo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ ;

${}_{R}d_{s,c,x}^{t_1 M1}$  numero di decessi codificati in manuale ( $M$ ) nel primo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ .

Si osservi che:

${}_{R}d_{s,c,x}^{t_1 A1} + {}_{R}d_{s,c,x}^{t_1 M1} = {}_{R}d_{s,c,x}^{t_1 1}$  numero di decessi nel primo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ .

Dati disponibili del secondo gruppo di mesi:

${}_{R}d_{s,x}^{t_1 2}$  numero di decessi registrati nel secondo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$  ed età  $x$ ;

${}_{R}d_{s,c,x}^{A2}$  numero di decessi codificati in automatico (A) nel secondo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ .

Dati da stimare:

${}_{R}d_{s,c,x}^{M2}$  numero di decessi codificati in manuale (M) nel secondo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ ;

${}_{R}d_{s,c,x}^3$  numero di decessi nel terzo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$ .

La procedura di stima è riconducibile a tre fasi principali.

Nella prima si calcola l'ammontare dei decessi del secondo gruppo di mesi scartati dal sistema di codifica automatica MICAR-ACME, distinti per regione di decesso  $R$ , sesso  $s$  ed età  $x$ , come differenza tra l'ammontare totale dei decessi del secondo gruppo di mesi e l'ammontare dei decessi codificati in automatico del medesimo periodo, distintamente per le variabili menzionate:

$${}_{R}d_{s,x}^{M2} = {}_{R}d_{s,x}^2 - {}_{R}d_{s,x}^{A2}$$

Nella seconda fase si calcolano le stime dei decessi per causa nel secondo gruppo di mesi, applicando agli scarti di questi mesi ( ${}_{R}d_{s,x}^{M2}$ ) la distribuzione per causa osservata nel primo gruppo.

Ponendo infatti:

$${}_{R}\hat{p}_{s,c,x}^{M2} = {}_{R}\hat{p}_{s,c,x}^{M1} = \frac{{}_{R}d_{s,c,x}^{M1}}{{}_{R}d_{s,x}^{M1}} ;$$

si ottiene:

$${}_{R}\hat{d}_{s,c,x}^{M2} = {}_{R}\hat{p}_{s,c,x}^{M2} \times {}_{R}d_{s,x}^{M2} .$$

Pertanto il numero dei decessi nel primo periodo (primo e secondo gruppo di mesi) nell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , età  $x$  e causa  $c$  risulta essere:

$${}_{R}\hat{d}_{s,c,x}^{1+2} = {}_{R}d_{s,c,x}^{A1} + {}_{R}d_{s,c,x}^{M1} + {}_{R}d_{s,c,x}^{A2} + {}_{R}\hat{d}_{s,c,x}^{M2} .$$

Nella terza fase si calcola dapprima l'ammontare dei decessi del terzo gruppo di mesi distinti per regione di decesso  $R$  e sesso  $s$ , come differenza tra l'ammontare totale dei decessi del primo periodo e l'ammontare dei decessi dell'anno  $t_1$  per regione di decesso  $R$  e sesso  $s$  fornito dai D7, distintamente per le variabili menzionate:

$${}_{R}\hat{d}_s^3 = {}_{R}D7_s - {}_{R}\hat{d}_s^{1+2} .$$

Poi si procede con la stima prima della causa poi dell'età associata ai decessi del terzo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$ . La causa viene stimata applicando un fattore di correzione basato sul rapporto delle proporzioni corrispondenti osservate nell'anno  $t_0$ , al prodotto tra la proporzione dei decessi stimati nel primo periodo dell'anno e l'ammontare  ${}_{R}\hat{d}_s^3$  stimato nel passo precedente:

$${}_{R}\hat{d}_{s,c}^3 = {}_{R}\hat{p}_{s,c}^{1+2} \times {}_{R}\hat{d}_s^3 \times \frac{1}{{}_{R}\hat{\delta}_{s,c}^3} ,$$

dove:

$${}_{R}^{t_1}\hat{p}_{s,c}^{1+2} = \frac{{}_{R}^{t_1}d_{s,c}^{1+2}}{{}_{R}^{t_1}d_s^{1+2}}$$

e

$${}_{R}^{t_1}\hat{\delta}_{s,c} = {}_{R}^{t_0}\delta_{s,c} = \frac{{}_{R}^{t_0}p_{s,c}^{1+2}}{{}_{R}^{t_0}p_{s,c}^3}$$

Infine, per stimare l'età dei decessi del terzo gruppo di mesi dell'anno  $t_1$  si applica ai decessi stimati per regione  $R$ , sesso  $s$  e causa  $c$  di questo periodo ( ${}_{R}^{t_1}d_{s,c}^3$ ) la distribuzione per età osservata nello stesso periodo nell'anno  $t_0$ .

Ponendo infatti:

$${}_{R}^{t_1}\hat{p}_{s,c,x}^3 = {}_{R}^{t_0}p_{s,c,x}^3 = \frac{{}_{R}^{t_0}d_{s,c,x}^3}{{}_{R}^{t_0}d_{s,c}^3};$$

si ottiene:

$${}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x}^3 = {}_{R}^{t_1}\hat{p}_{s,c,x}^3 \times {}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c}^3.$$

Pertanto il numero dei decessi nell'anno  $t_1$  per regione  $R$ , sesso  $s$ , causa  $c$  ed età  $x$  risulta essere:

$${}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x} = {}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x}^{1+2} + {}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x}^3.$$

Poiché al momento della stima per causa dei decessi del 2000, non tutte le schede individuali di morte sono pervenute all'Istat, si è ritenuto opportuno riproporzionare le stime sulla base del dato provvisorio per sesso e regione di decesso fornito dai D7 (quest'ultimo dato infatti, è da ritenere il più completo fino alla conclusione della procedura di verifica ed eventuale recupero delle schede individuali di morte).

La correzione adottata è la seguente:

$${}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x} = {}_{R}^{t_1}\hat{d}_{s,c,x} \times \frac{{}_{R}^{t_1}D7_s}{{}_{R}^{t_1}\hat{d}_s}$$

(dove  ${}_{R}^{t_1}D7_s$  è l'ammontare dei decessi dell'anno  $t_1$  per regione di decesso  $R$  e sesso  $s$  fornito dai D7 e  ${}_{R}^{t_1}\hat{d}_s$  è l'ammontare dei decessi stimati prima del riproporzionamento, per regione  $R$  e sesso  $s$ ) sotto l'assunzione che la differenza a livello regionale e per sesso tra dati provvisori D7 e dati individuali non dipende dall'età.

## a.2 Intervalli di confidenza

Il numero assoluto dei decessi per sesso e regione del 2000, riportati nel presente lavoro, rappresenta un valore realmente osservato, sebbene ricavato dai modelli D7 e non dalle schede individuali di morte del 2000. Pertanto non è un dato soggetto a errori campionari, pur se quasi certamente inferiore al dato reale<sup>19</sup>. Tuttavia, se si vogliono effettuare confronti temporali e territoriali sui dati anche distintamente per età e causa di decesso, si deve tenere conto della variabilità della frequenza degli eventi stimati nell'anno in questione. In quest'ottica sono state introdotte delle assunzioni statistiche<sup>20</sup> sulla variabile numero dei decessi al fine di calcolare i relativi intervalli di confidenza (C.I.).

Quando il numero di eventi è piccolo (in genere si considera tale se minore di 100) e la probabilità dell'evento stesso è piccola, si può assumere che gli eventi seguano una distribuzione di Poisson con media e varianza  $d$ , dove  $d$  è il numero di decessi.

Se  $d$  è minore di 100, l'intervallo di confidenza al 95% può essere calcolato come:

$$CI_{95\%} = (d \times L(1 - \alpha = 0,95; d); d \times U(1 - \alpha = 0,95; d)),$$

dove  $L(1 - \alpha = 0,95; d)$  e  $U(1 - \alpha = 0,95; d)$  rappresentano, rispettivamente, le costanti moltiplicative inferiore e superiore in corrispondenza del livello di fiducia del 95% basato su una variabile di Poisson (vedi Prospetto 3).

Se, invece,  $d$  è maggiore o uguale a 100, la sua distribuzione è approssimabile alla Normale con identiche media e varianza. Pertanto l'intervallo di confidenza al 95% può essere calcolato come:

$$CI_{95\%} = d \pm 1.96 \times \sqrt{d},$$

dove  $\sqrt{d}$  è la deviazione standard della variabile  $d$ .

---

<sup>19</sup> Cfr. nota 4 del Capitolo 1

<sup>20</sup> Tale metodologia è già utilizzata dal National Center for Health Statistics (vedi Bibliografia).

**Prospetto 3 – Costanti moltiplicative inferiore e superiore in corrispondenza del livello di fiducia del 95% per il numero di decessi d, basato su una variabile di Poisson (se d<100).**

<i>Numero di decessi (d)</i>	<i>L(1-<math>\alpha</math>=0,95;d)</i>	<i>U(1- <math>\alpha</math>=0,95;d)</i>	<i>Numero di decessi (d)</i>	<i>L(1-<math>\alpha</math>=0,95;d)</i>	<i>U(1- <math>\alpha</math>=0,95;d)</i>
1	0,02532	5,57164	51	0,74457	1,31482
2	0,12110	3,61234	52	0,74685	1,31137
3	0,20622	2,92242	53	0,74907	1,30802
4	0,27247	2,56040	54	0,75123	1,30478
5	0,32470	2,33367	55	0,75334	1,30164
6	0,36698	2,17658	56	0,75539	1,29858
7	0,40205	2,06038	57	0,75739	1,29562
8	0,43173	1,97040	58	0,75934	1,29273
9	0,45726	1,89831	59	0,76125	1,28993
10	0,47954	1,83904	60	0,76311	1,28720
11	0,49920	1,78928	61	0,76492	1,28454
12	0,51671	1,74680	62	0,76669	1,28195
13	0,53246	1,71003	63	0,76843	1,27943
14	0,54671	1,67783	64	0,77012	1,27698
15	0,55969	1,64935	65	0,77178	1,27458
16	0,57159	1,62394	66	0,77340	1,27225
17	0,58254	1,60110	67	0,77499	1,26996
18	0,59266	1,58043	68	0,77654	1,26774
19	0,60207	1,56162	69	0,77806	1,26556
20	0,61083	1,54442	70	0,77955	1,26344
21	0,61902	1,52861	71	0,78101	1,26136
22	0,62669	1,51401	72	0,78244	1,25933
23	0,63391	1,50049	73	0,78384	1,25735
24	0,64072	1,48792	74	0,78522	1,25541
25	0,64715	1,47620	75	0,78656	1,25351
26	0,65323	1,46523	76	0,78789	1,25165
27	0,65901	1,45495	77	0,78918	1,24983
28	0,66449	1,44528	78	0,79046	1,24805
29	0,66972	1,43617	79	0,79171	1,24630
30	0,67470	1,42756	80	0,79294	1,24459
31	0,67945	1,41942	81	0,79414	1,24291
32	0,68400	1,41170	82	0,79533	1,24126
33	0,68835	1,40437	83	0,79649	1,23965
34	0,69253	1,39740	84	0,79764	1,23807
35	0,69654	1,39076	85	0,79876	1,23652
36	0,70039	1,38442	86	0,79987	1,23499
37	0,70409	1,37837	87	0,80096	1,23350
38	0,70766	1,37258	88	0,80203	1,23203
39	0,71110	1,36703	89	0,80308	1,23059
40	0,71441	1,36172	90	0,80412	1,22917
41	0,71762	1,35661	91	0,80514	1,22778
42	0,72071	1,35171	92	0,80614	1,22641
43	0,72370	1,34699	93	0,80713	1,22507
44	0,72660	1,34245	94	0,80810	1,22375
45	0,72941	1,33808	95	0,80906	1,22245
46	0,73213	1,33386	96	0,81000	1,22117
47	0,73476	1,32979	97	0,81093	1,21992
48	0,73732	1,32585	98	0,81185	1,21868
49	0,73981	1,32205	99	0,81275	1,21746
50	0,74222	1,31838			

NOTA: I valori riportati nella tavola sono stati generati mediante un programma SAS.

## Appendice B: Indicatori per l'analisi temporale e spaziale della mortalità per causa

### **b.1 Il tasso grezzo di mortalità**

Il tasso grezzo di mortalità esprime il rapporto tra i decessi avvenuti in un dato periodo di tempo e la popolazione media esposta al rischio di morire.

Il tasso grezzo è dato dalla seguente espressione:

$$m = \frac{d}{P} \times 10.000$$

dove:

$d$  rappresenta il numero dei decessi osservati nella popolazione di riferimento nell'anno di interesse;

$P$  rappresenta l'ammontare medio della popolazione relativa all'anno di decesso.

### **b.2 Il tasso specifico di mortalità per età**

I tassi specifici di mortalità utilizzati per il calcolo dei tassi standardizzati sono costruiti, separatamente per i due sessi e per il totale maschi e femmine, rapportando il numero dei decessi per classe di età ai corrispondenti contingenti di popolazione.

Il tasso specifico di mortalità per regione  $R$ , sesso  $s$ , classe d'età  $x$  e causa  $c$ , è stato calcolato mediante la seguente espressione:

$${}_R m_{s,c,x} = \frac{{}_R d_{s,c,x}}{{}_R P_{s,x}} \times 10.000 \quad (1)$$

dove  ${}_R d_{s,c,x}$  rappresenta il numero dei decessi per regione  $R$ , sesso  $s$ , classe d'età  $x$  e causa  $c$ , e  ${}_R P_{s,x}$  rappresenta l'ammontare della popolazione, relativa all'anno di decesso per regione  $R$ , sesso  $s$  e classe d'età  $x$ .

Le aggregazioni territoriali utilizzate sono le 20 regioni italiane e le province autonome di Trento e Bolzano-Bozen.

### **b.3 Il tasso di mortalità standardizzato**

Per poter confrontare in maniera semplice e corretta i livelli di un fenomeno demografico rispetto a diverse realtà territoriali, eliminando gli effetti non imputabili all'intensità del fenomeno ma in particolare alle differenze nella struttura per età delle popolazioni, sono stati costruiti tassi standardizzati di mortalità.

La standardizzazione dei tassi è stata effettuata con il metodo "diretto" o della "popolazione tipo".

La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo è quella al Censimento del 1991. Tale scelta è stata effettuata al fine di permettere confronti con altre fonti già disponibili.

I tassi di mortalità standardizzati sono calcolati utilizzando una disaggregazione dei decessi per regione di decesso, sesso, classi di età e causa di morte.

La standardizzazione, effettuata per il gruppo complessivo di tutte le età e separatamente per le classi di età 1-14 anni, 15-34 anni, 35-59 anni, 60-79 anni, 80 anni e più, è stata effettuata utilizzando la seguente espressione:

$${}^R\bar{m}_{s,c} = \frac{\int_{x=\alpha}^{\beta} {}^R m_{s,c,x} \times P_x^{\text{censimento91}}}{\int_{x=\alpha}^{\beta} P_x^{\text{censimento91}}} \quad (2),$$

dove:

$\alpha=1$  e  $\beta=\omega$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui su tutte le età;

$\alpha=1$  e  $\beta=14$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui sul gruppo 1-14 anni;

$\alpha=15$  e  $\beta=34$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui sul gruppo 15-34 anni;

$\alpha=35$  e  $\beta=59$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui sul gruppo 35-59 anni;

$\alpha=60$  e  $\beta=79$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui sul gruppo 60-79 anni;

$\alpha=80$  e  $\beta=\omega$  nel caso in cui la standardizzazione si effettui sul gruppo 80 anni ed oltre;

e dove  ${}^R m_{s,c,x}$  rappresenta il tasso specifico di mortalità per regione  $R$ , sesso  $s$ , classe di età  $x$  e causa di decesso  $c$ , (cfr. espressione (1)), e  $P_x^{\text{censimento91}}$  rappresenta l'ammontare della popolazione standard per classe di età  $x$ .

#### **b.4 La variazione percentuale**

Per valutare gli andamenti recenti della mortalità, sia per area geografica sia per età, si è talvolta utilizzata la variazione percentuale dei tassi standardizzati, tra il 1998 e il 2000, calcolata nel modo seguente:

$$\text{var} = \frac{\left( \frac{{}^R m_{s,c}^{'00} - {}^R m_{s,c}^{'98}}{{}^R m_{s,c}^{'98}} \right)}{{}^R m_{s,c}^{'98}} \times 100$$

dove  ${}^R \bar{m}_{s,c}^t$  è il tasso di mortalità standardizzato per regione  $R$ , sesso  $s$ , classe di età  $x$  e causa di decesso  $c$ , dell'anno  $t$  (cfr. espressione (2)).

Questo indicatore, calcolato per causa, per età, per area geografica e per sesso descrive la variazione percentuale nel periodo 1998-2000 del corrispondente tasso di mortalità.

#### **b.5 Il rapporto di mascolinità**

Per valutare la composizione per sesso della mortalità in generale o per ciascuna causa, è utile calcolare il rapporto di mascolinità tra i tassi standardizzati maschile e femminile:

$$R_m = \frac{\bar{m}_m}{\bar{m}_f} \times 100$$

dove  $\bar{m}_m$  e  $\bar{m}_f$  sono i tassi di mortalità standardizzati, rispettivamente, maschile e femminile (cfr. espressione (2)).

#### **b.6 Il rischio relativo**

Al fine di un'analisi territoriale della mortalità si è ritenuto opportuno utilizzare una misura approssimata del rischio relativo rispetto al valore medio nazionale. Tale stima del rischio relativo è stata ottenuta rapportando il tasso standardizzato di mortalità di una data regione a quello italiano

separatamente per i due sessi. Valori di tale rapporto superiori all'unità indicano un eccesso di rischio per la popolazione di quella regione; valori inferiori ad 1, indicano, viceversa, un rischio minore.

## Bibliografia

Istat, Metodi e Norme (1998, 6<sup>a</sup> ristampa), *Classificazione delle malattie, traumatismi e cause di morte. 9<sup>a</sup> revisione 1975*. Volumi 1 e 2, Roma.

Istat, Annuari n.13 (2000), *Cause di morte. Anno 1997*, Roma.

Istat, Annuari n.14 (2001), *Cause di morte. Anno 1998*, Roma.

Istat, Metodi e Norme n.8 (2001), *La nuova indagine sulle cause di morte. La codifica automatica, il bridge coding ed altri elementi innovativi*, Roma.

Istat, Informazioni n.18 (2001), *Il quadro evolutivo della mortalità per causa in Italia. Anni 1991, 1994 e 1997*, Roma.

Istat, Informazioni n.8 (2001), *La mortalità per causa nelle regioni italiane. Anni 1997 e 1999*, Roma.

Istat, Documenti on line (2001), *Tendenze della mortalità in Italia – Anni 1995-1998* (<http://www.istat.it>).

Istat-Iss (s.d.) *La mortalità in Italia nel periodo 1970-1992: evoluzione e geografia*, ISTAT-ISS, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.

National Center for Health Statistics, *Technical appendix. Vital statistics of United States, 1995, mortality*. U.S. Department of Health and Human Services, Public health service. Hyattsville, Maryland, April 1999 (<http://www.cdc.gov/nchs/datawh/statab/morttechnotes.htm>).

Livi Bacci M., *Introduzione alla demografia*. Loescher editore, Torino 1990.