



**Istituto Nazionale di Statistica
Direzione Centrale per le Statistiche e le Indagini
sulle Istituzioni Sociali
Servizio Sanità e Assistenza
Unità Operativa Mortalità per Causa**

"Procedura di now-cast dei dati di mortalità per causa"

di: Luisa Frova, Marilena Pappagallo

Abstract

Tra le priorità della statistica ufficiale di oggi c'è la combinazione della qualità delle informazioni e della tempestività della loro diffusione. Con le stime anticipatorie (*now-casts*) dei dati di mortalità per causa si intende dare una risposta all'esigenza di avere un dato aggiornato in tempi brevi su un fenomeno demografico rilevante e largamente utilizzato per la definizione dello stato di salute di un paese.

Nel presente lavoro viene descritta una procedura per la stima dei decessi per causa, basata su un campione di schede di morte. Con questo metodo si ottengono i dati provvisori della mortalità per grandi gruppi di cause, distinti per sesso, età e regione dell'evento.

Indice

Introduzione

1. Dati di mortalità: fonti e produzione del dato finale

2. *Now-cast*

2.1 Introduzione

2.2 Metodologia

2.3 Indice di bontà della stima

3. Risultati della strategia di *now-cast* dell'anno 2000 e confronto con i dati reali del 2000

4. Conclusioni

Bibliografia

Appendice

Introduzione

I dati di mortalità per causa costituiscono tradizionalmente la fonte principale per la valutazione dello stato di salute di un paese. Infatti, sebbene con i limiti ampiamente evidenziati in letteratura¹, gli indicatori basati sui dati di mortalità rappresentano lo strumento fondamentale per l'individuazione di aree più o meno problematiche per la salute della popolazione, per il monitoraggio e la programmazione dei possibili interventi di salute pubblica, nonché per i confronti internazionali in termini di salute delle popolazioni.

Il ricorso ai dati di mortalità è ampiamente giustificato dai notevoli vantaggi che questa fonte di informazioni presenta rispetto ad altre fonti di carattere sanitario (registri, dimissioni ospedaliere, indagini campionarie). Infatti, l'indagine sulle cause di morte condotta dall'Istituto nazionale di statistica (Istat), che fornisce i dati di mortalità ufficiali in Italia, è a carattere esaustivo² e l'elaborazione, il processo di individuazione della causa iniziale di morte e la relativa codifica avvengono in forma centralizzata a garanzia di una maggiore confrontabilità dei dati di mortalità per causa per analisi territoriali.

Tuttavia, nonostante la recente automatizzazione di gran parte delle fasi dell'indagine (in particolare del sistema di codifica), con conseguente contrazione dei tempi di rilascio e diffusione dei dati definitivi, la distanza tra anno di evento e anno di pubblicazione dei dati è di circa tre anni, per effetto dei consistenti ritardi dovuti principalmente ai tempi burocratici con cui le schede di morte pervengono all'Istat³.

È importante ricordare che la produzione di un dato statistico è strettamente legata a due obiettivi fondamentali: qualità dell'informazione e tempestività nella divulgazione del dato stesso. Il rilascio di un dato statistico a circa tre anni dall'evento potrebbe non rispondere adeguatamente alle esigenze dei fruitori del dato stesso. In quest'ottica e alla luce dell'importanza dello studio della mortalità, si è deciso di realizzare una procedura di stima (*now-cast*) a livello regionale dei dati della mortalità per causa in Italia, distinti per sesso ed età⁴.

Il presente lavoro ha come obiettivo la descrizione di tale procedura e la presentazione dei risultati ottenuti con riferimento ai dati dei decessi dell'anno 2000⁵.

Nel primo paragrafo saranno presentate le fonti dei dati di mortalità in Italia con una breve descrizione del processo di produzione dei dati.

Poi si procederà con la descrizione della procedura di *now-cast*, delle ipotesi alla base del metodo e degli aspetti più propriamente metodologici.

Nel terzo paragrafo saranno presentati i principali risultati ottenuti e si valuterà la bontà delle stime calcolate.

Infine, si proporranno alcune considerazioni finali sull'utilità delle *now-casts* di mortalità per causa.

Testo di Marilena Pappagallo.

Un particolare ringraziamento alla prof.ssa Viviana Egidi del Dip. Scienze Demografiche – Facoltà Scienze Statistiche dell'Università degli studi di Roma "La Sapienza", per i preziosi suggerimenti forniti per la stesura del presente lavoro.

¹ Cfr. Pollard A.H. (1980); Preston S.H. (1987); CISM (1989); Barchielli A. *et al.* (1992); Barchielli *et al.* (1996).

² L'indagine prevede che per ogni decesso avvenuto in Italia sia compilata una scheda di morte. Cfr. par.1.

³ Cfr. par.1.

⁴ In questa direzione si colloca anche una delle Direttive emanate nel 2001 dal Consiglio dell'Istat, nella quale è esplicitato l'obiettivo della realizzazione di un sistema di stime sui principali fenomeni demografici.

⁵ Tale procedura è stata adottata dall'Istat per la stima dei dati di mortalità per causa a partire dal 2000 con riferimento ai dati del 1998 con varie modifiche metodologiche. Cfr. Istat, Informazioni n.8, n.17.

1. Dati di mortalità: fonti e produzione del dato finale

Le statistiche di mortalità sono basate fundamentalmente su una singola causa di morte: la “causa iniziale”. La definizione di “causa iniziale” di morte è sancita dall’Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS) come:

“la malattia o il traumatismo che avvia il concatenamento degli eventi morbosi che conduce direttamente alla morte”, o

“l’insieme delle circostanze dell’accidente o della violenza che hanno provocato la lesione traumatica mortale”⁶.

In Italia la raccolta e l’elaborazione dei dati di mortalità per causa relativi all’intero territorio nazionale avvengono nell’ambito dell’Indagine sulle Cause di Morte del Servizio Sanità e Assistenza dell’Istat.

Ogni anno, entro il mese di dicembre, l’Istat invia i nuovi modelli (D4 e D5, per i decessi oltre il primo anno di vita per maschi e femmine, rispettivamente; D4bis e D5bis, per i decessi nel primo anno di vita per maschi e femmine, rispettivamente) agli Uffici Regionali Istat e ai Comuni. Le aziende sanitarie locali (ASL), gli ospedali e i medici di famiglia sono tenuti a contattare i Comuni o gli Uffici Regionali Istat per ricevere i nuovi modelli. Per ciascun decesso il medico (medico ospedaliero, di famiglia o necroscopo) è tenuto a indicare sul modello Istat “tutte le malattie, gli stati morbosi o i traumatismi che abbiano condotto o contribuito al decesso, e le circostanze dell’accidente o violenza che hanno provocato questi traumatismi”⁷, e altre notizie di rilievo riguardanti il decesso. Nella scheda esiste una distinzione tra il caso di morte per causa naturale e quello di morte per causa violenta. Se la morte è avvenuta per causa naturale nella scheda viene specificata la causa iniziale, eventuali cause intermedie o complicazioni, la causa terminale e altri stati morbosi rilevanti. Se la morte è avvenuta per causa non naturale, viene specificata la causa violenta, la descrizione della lesione, le malattie o complicazioni, gli stati morbosi preesistenti e il mezzo o modo con il quale è stata determinata la lesione.

Successivamente alla compilazione della parte sanitaria da parte del medico, il modello viene inviato ai Comuni, dove l’ufficiale di stato civile deve completare la scheda riportando le informazioni demografiche del deceduto: data di nascita e di morte, località di nascita e di residenza, stato civile, titolo di studio, condizione professionale, ramo di attività economica, cittadinanza e codice individuale.

Nel caso di morte nel primo anno di vita il modello da compilare è parzialmente diverso e le informazioni sono relative soprattutto alle caratteristiche socio- demografiche dei genitori.

Una volta compilate, le due copie che compongono il modello seguono due percorsi distinti: una copia viene inviata alla ASL di competenza del comune di decesso, l’altra copia viene inviata alle Prefetture, poi agli Uffici Regionali Istat e, infine, perviene al Servizio Sanità e Assistenza dell’Istat, che si occupa di tutto il processo di lavorazione e pubblicazione del dato.

Dopo la registrazione su supporto informatico dei dati riportati nelle schede individuali di morte, distintamente per mese di decesso, si procede alla codifica delle cause di morte, ovvero all’individuazione della causa iniziale e alla definizione del relativo codice ICD IX⁸. A partire

Testo di Luisa Frova.

⁶ Cfr. Istat, *Metodi e Norme* (1998), *Classificazione delle malattie, traumatismi e cause di morte. 9^a revisione 1975*.

⁷ Cfr. nota 6.

⁸ L’ICD IX o International Classification Disease (Classificazione Internazionale delle Malattie) rappresenta, unitamente alle indicazioni fornite dall’OMS, lo strumento fondamentale per la codifica degli eventi morbosi, dei traumatismi e delle cause di morte. Cfr. nota 6.

dai decessi del 1995, l'Istat ha adottato una procedura automatica di codifica delle cause di morte (tranne per i decessi per AIDS e cause violente).

Il sistema di codifica utilizzato è una versione integrata, modificata e adattata in italiano della procedura già ampiamente sperimentata e applicata dal National Center of Health Statistics (NCHS) degli Stati Uniti d'America⁹. Tale procedura è basata sull'utilizzo di due programmi:

- Micar (Mortality Medical Coding Indexing, Classification and Retrieval),
- Acme (Automated Classification of Medical Entities).

Micar è stato sviluppato dall'NCHS negli anni 1992-1993 (versione definitiva 1994), molti anni dopo la procedura Acme. Micar è un programma complesso composto da due moduli.

Il primo modulo (Micar 100) attribuisce ad ogni causa di morte, entità morbosa o lesione, un codice Ern (Entity Reference Number) attraverso un dizionario (The Big Book of Death, BBD) che comprende una lista di cause chiamate "entities", ovvero entità mediche.

Il secondo modulo (Micar 200) trasforma gli Ern in codici della IX revisione della ICD utilizzando specifiche regole di codifica.

Il sistema Acme utilizza delle opportune tavole di decisione per tradurre le regole dettate dall'OMS (in passato seguite e applicate manualmente dai nosologi e/o dai codificatori). Ciò permette di ridurre i tempi di codifica e, allo stesso tempo, di annullare la variabilità soggettiva dovuta ai diversi operatori che partecipano al processo di codifica manuale per individuare la causa iniziale di morte. L'attuale procedura Acme utilizzata in Italia seleziona automaticamente la causa iniziale di morte e associa ad essa un codice della IX revisione della ICD.

Attualmente il sistema di codifica delle cause di morte è per il 77% automatico. Le cause che il sistema di codifica automatica non riesce ad "accoppiare" con i termini del dizionario alla base del sistema stesso (circa il 23%), vengono scartate e codificate manualmente da esperti codificatori. Il mancato accoppiamento è dovuto, oltre che alla presenza di una delle patologie riconducibili ad una causa violenta o all'immunodeficienza acquisita, al fatto che una stessa patologia possa essere descritta in modi diversi a seconda del medico certificatore, creando una discordanza tra testo riportato nella scheda di morte e dizionario.

Oltre ai dati di mortalità delle singole schede di morte, la procedura descritta nel presente lavoro utilizza un'altra fonte di dati di origine amministrativa, ovvero i dati sui decessi che si registrano per la popolazione presente nell'ambito della "Rilevazione comunale mensile degli eventi di stato civile" dell'Istat (mod. D7.A).

Ogni mese i Comuni sono tenuti a compilare il modello D7.A riportando i dati su nascite, decessi e matrimoni che si registrano per la popolazione presente durante il mese di riferimento. Dopo averli compilati, il Comune invia i modelli D7.A alla Prefettura di competenza la quale, dopo una verifica quantitativa, li trasmette all'Ufficio Regionale Istat pertinente. Dopo avere effettuato alcuni controlli di tipo quantitativo e qualitativo, gli Uffici Regionali inviano il materiale all'Ufficio Regionale dell'Umbria (Perugia), punto di riferimento per tutta la rete territoriale. Tale Ufficio Regionale, infine, trasmette i dati archiviati in appositi database alla Direzione Centrale per le Istituzioni Sociali dell'Istat dove vengono ulteriormente elaborati¹⁰.

⁹ Per maggiori dettagli cfr. Istat, Essays, *Applying ACS to causes of death statistics in Italy. Some clues on implementation, bridge-coding and further steps* e Istat, Documenti on-line (2003).

¹⁰ Cfr. Istat "Le stime anticipatorie sui fenomeni demografici".

2. *Now-cast*

2.1 Introduzione

Il termine *now-cast* può essere tradotto come “previsione ad oggi” di un fenomeno statistico ovvero previsione relativa all’anno corrente. Tale termine ben si adatta alla procedura descritta nel presente lavoro; infatti, essa non può essere definita una procedura di vera e propria “previsione” dei dati di mortalità ma piuttosto un metodo di “stima rapida” dei dati dell’anno in esame, basato sulla disponibilità di informazioni parziali dell’anno stesso.

È importante sottolineare che l’obiettivo di ottenere un’anticipazione dei flussi demografici risulta semplificato dalle caratteristiche stesse dei fenomeni demografici e della popolazione. Infatti, i processi demografici sono piuttosto stabili e raramente subiscono drastiche inversioni di tendenza, soprattutto da un anno all’altro; riguardo la popolazione, inoltre, i cambiamenti che annualmente possono intervenire nella sua struttura (per età, sesso e regione di residenza) e nel suo ammontare, di norma, sono di entità piuttosto modesta.

La procedura di *now-cast* proposta per la stima rapida dei dati di mortalità per causa è basata su un procedimento articolato in più fasi e diversi passi. I dati utilizzati sono di due tipi e si riferiscono alle fonti descritte nel paragrafo 1: i dati di mortalità delle singole schede di morte¹¹ (modd. D4 e D5) e i dati sui decessi della popolazione (mod. D7.A).

Si supponga che al momento della stima solo una parte dei dati delle schede di morte sia disponibile. In particolare, lo scenario previsto sia il seguente: per due mesi dell’anno di interesse si dispone dei dati in forma completa (parte anagrafica, codifica automatica o manuale della causa principale di morte); per un secondo gruppo di mesi si dispone solo della parte anagrafica e di quella codificata con la procedura automatica; di un terzo e ultimo 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.A e i dati individuali disponibili del primo e secondo periodo dell’anno di interesse.

In particolare, per quel che riguarda la codifica della causa iniziale di morte, la procedura di *now-cast* messa a punto 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, si suppone che non sia disponibile alcun dato relativo alla codifica delle cause di morte. L’obiettivo è, pertanto, stimare la causa iniziale associata ai 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.

Nel presente studio, il primo gruppo di mesi include gennaio e giugno. I mesi di febbraio, marzo, aprile, maggio e luglio sono stati inclusi nel secondo gruppo. Il terzo gruppo include i mesi restanti (Fig.1). In seguito, per semplificare la terminologia, si farà riferimento anche ad una suddivisione dell’anno in periodi:

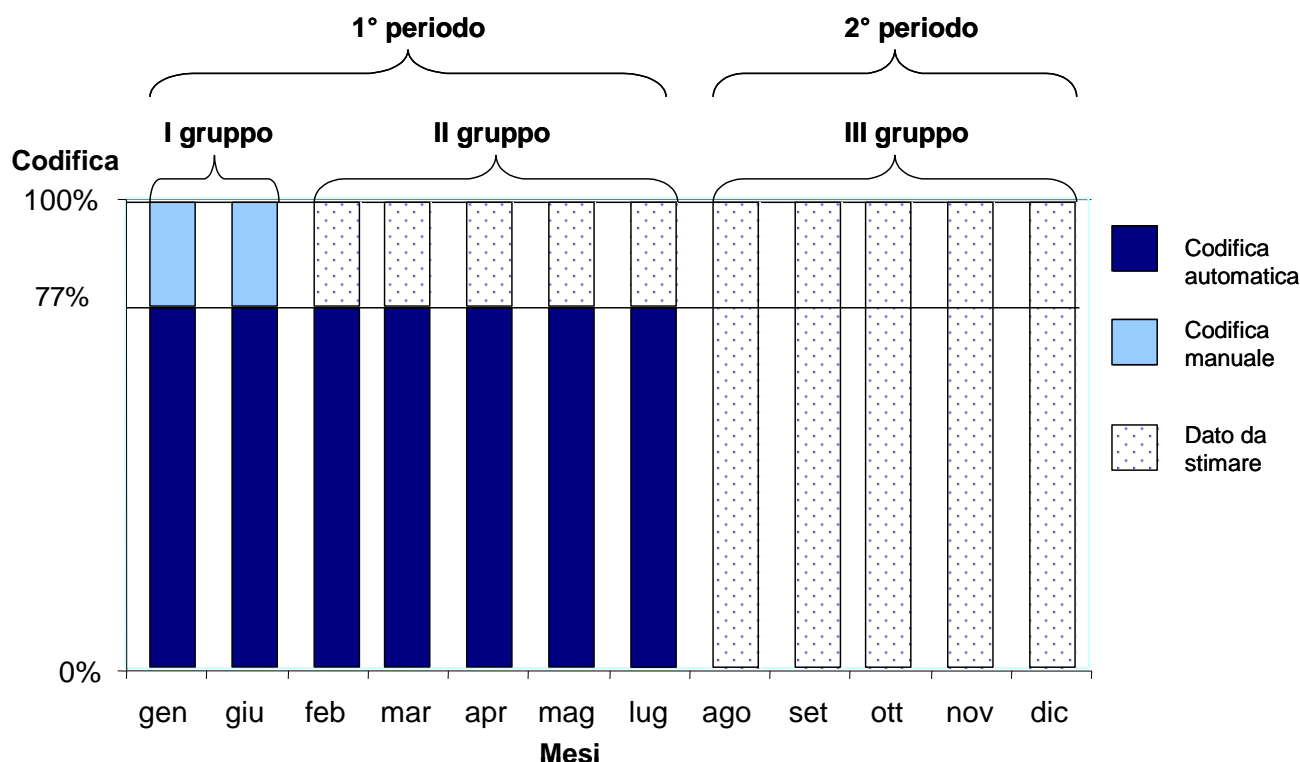
primo periodo = primo e secondo gruppo di mesi (gennaio-luglio)

secondo periodo = terzo gruppo di mesi (agosto-dicembre).

Testo di Luisa Frova (par.2.1) e di Marilena Pappagallo (par.2.2 e 2.3).

¹¹ Si osservi che la procedura di stima non viene applicata per le province autonome di Trento e Bolzano, in quanto queste forniscono all’Istat le schede individuali di morte già codificate e registrate su supporto informatico. Si tratta, pertanto di dati non assimilabili agli altri.

Figura 1 – Dati di mortalità utilizzati per le *now-casts* del 2000 per mese e tipo di codifica^(a).



(a) Il grafico ha principalmente l'obiettivo di chiarire la tipologia dei dati che si prevede di potere utilizzare al momento della stima. Pertanto, l'assunzione che la percentuale di codifica automatica e manuale sia sempre uguale al 77% va considerata come un'assunzione di comodo. Più realisticamente la percentuale di decessi codificati automaticamente oscilla intorno al 77%.

La scelta dei mesi per i quali fare codificare tutti i decessi, sia in automatico che in manuale, e di quelli per i quali procedere solo alla codifica automatica non è casuale bensì è frutto di un'importante assunzione alla base del metodo presentato.

L'ipotesi è che, fissata la causa, qualunque sia il mese di decesso le differenze nelle distribuzioni dei decessi codificati automaticamente siano da attribuire esclusivamente a fattori casuali, ovvero che, fissata la causa, la performance del sistema di codifica automatica si possa considerare invariata nei diversi mesi. Se la performance del sistema di codifica, fissata la causa, è indipendente dai mesi considerati (Fig.2), ne consegue che le differenze tra le distribuzioni per causa dei decessi codificati in automatico nei vari mesi, sono da attribuire unicamente alla diversa struttura della mortalità per causa negli stessi mesi. Lo stesso ragionamento è valido per i decessi scartati dalla procedura di codifica automatica. Alla luce di tale assunzione, per stimare la distribuzione per causa degli scarti di un certo gruppo di mesi si deve utilizzare la struttura della mortalità per causa dei mesi stessi, ovvero la distribuzione per causa dei decessi codificati in automatico in quei mesi. Ma, se per stimare la distribuzione per causa degli scarti di un certo mese si fa riferimento alla distribuzione per causa dei decessi codificati in automatico nel mese stesso, risulta ininfluente la scelta di quali mesi fare codificare completamente e quali fare codificare solo in automatico.

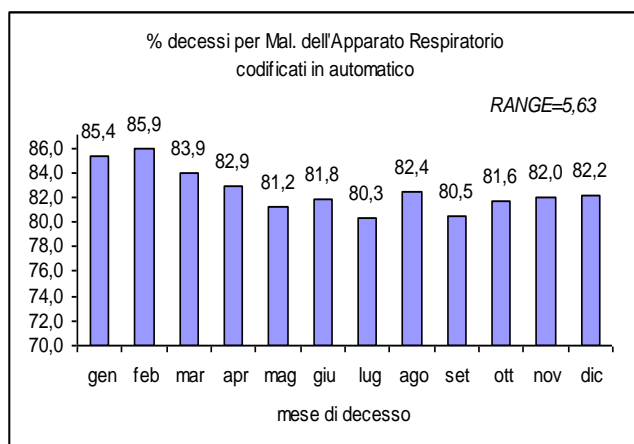
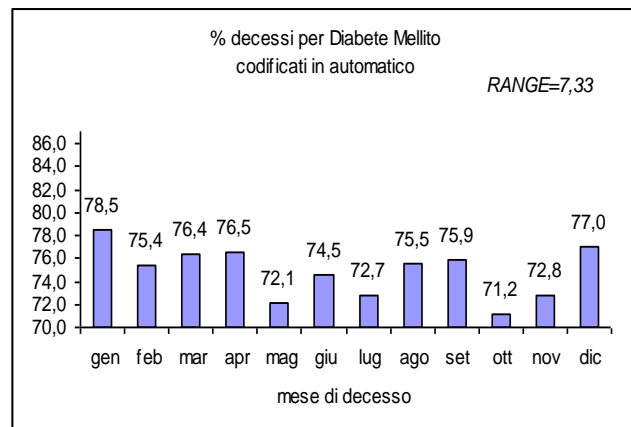
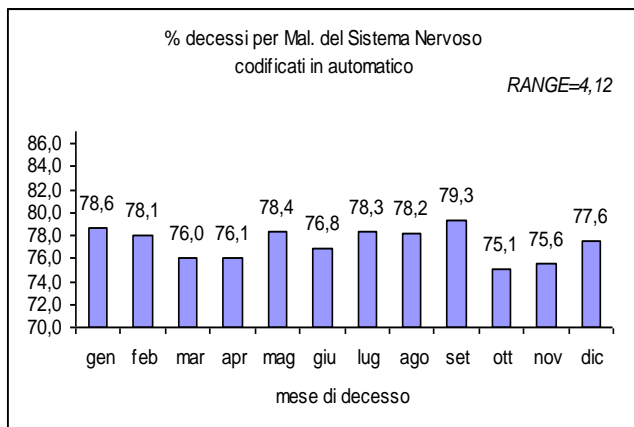
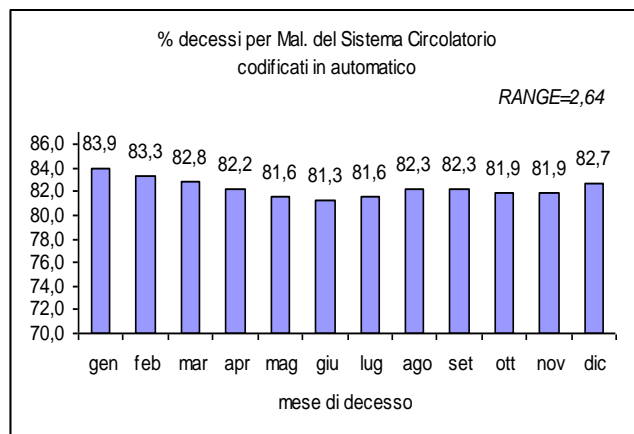
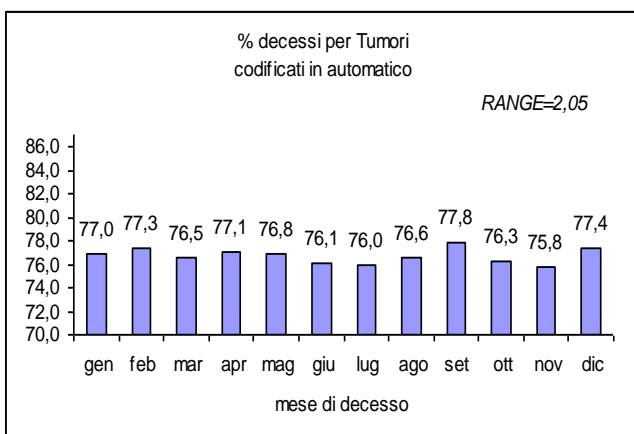
Quanto asserito finora è vero per le cause di natura non violenta. Rimane il problema delle cause violente¹² che invece risentono fortemente del mese di riferimento: si pensi alle

¹² Si ricorda che la codifica delle cause di morte violenta è totalmente manuale.

differenze stagionali di mortalità per incidenti stradali (inclusi nelle cause violente e accidentali), tra mesi estivi e non.

Pertanto, la scelta del mese da codificare per intero viene effettuata in base alla rappresentatività della mortalità per cause violente nei mesi candidati rispetto a tutto l'anno. Tale rappresentatività è definita sulla base delle serie storiche precedenti e della disponibilità dei dati al momento della stima. Alla luce di tali considerazioni, nel presente studio si sono scelti i mesi di gennaio e giugno.

Figura 2 - Performance della codifica automatica delle cause di morte nei vari mesi del 2000, fissata la causa.



2.2 Metodologia

Descriviamo nel dettaglio la metodologia alla base della procedura di *now-cast* dei dati di mortalità.

Sia t_I l'anno di *now-cast* (il 2000 nel presente studio) e t_0 l'ultimo anno di cui sono disponibili i dati in forma completa al momento della stima (nel presente studio si fa riferimento ai dati dell'anno 1999).

Dati disponibili del primo gruppo di mesi:

- ${}^t_R d_{s,x}^1$ numero di decessi registrati nel primo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s ed età x ;
- ${}^t_R d_{s,c,x}^{A1}$ numero di decessi codificati in automatico (A) nel primo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x ;
- ${}^t_R d_{s,c,x}^{M1}$ numero di decessi codificati in manuale (M) nel primo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x .

Si osservi che:

${}^t_R d_{s,c,x}^{A1} + {}^t_R d_{s,c,x}^{M1} = {}^t_R d_{s,c,x}^1$ è il numero di decessi nel primo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x , qualunque sia il sistema di codifica.

Dati disponibili del secondo gruppo di mesi:

- ${}^t_R d_{s,x}^2$ numero di decessi registrati nel secondo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s ed età x ;
- ${}^t_R d_{s,c,x}^{A2}$ numero di decessi codificati in automatico (A) nel secondo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x .

Dati da stimare del secondo gruppo di mesi:

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

Dati disponibili del terzo gruppo di mesi (detto anche secondo periodo dell'anno):

- ${}^t_R d_s^3$ numero di decessi nel terzo gruppo di mesi dell'anno t_I , ricavati dai D7.A, per regione R e sesso s ;

Dati da stimare del terzo gruppo di mesi:

- ${}^t_R d_{s,c,x}^3$ numero di decessi nel terzo gruppo di mesi dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x .

Prima di procedere con la descrizione del metodo è importante osservare che, per ciascuno dei dati sopra indicati, vale la seguente regola:

se è noto ${}^t_1 d_{R,s,c,x}^X$, per $X \in \{A1, A2, M1, M2, 1, 2, 3\}$, saranno noti anche

$${}^t_1 d_{R,s,x}^X = \sum_c {}^t_1 d_{R,s,c,x}^X,$$

$${}^t_1 d_{R,s,c}^X = \sum_x {}^t_1 d_{R,s,c,x}^X,$$

$${}^t_1 d_{R,c,x}^X = \sum_s {}^t_1 d_{R,s,c,x}^X,$$

$${}^t_1 d_{s,c,x}^X = \sum_R {}^t_1 d_{R,s,c,x}^X.$$

La procedura di *now-cast* proposta può essere ricondotta a tre fasi, ciascuna articolata in più passi principali. Nella prima fase si opera per completare l'informazione relativa al secondo gruppo di mesi, nella seconda fase si procede alla stima dei decessi per il terzo gruppo di mesi. Infine nella terza fase si effettua un "aggiustamento" delle *now-casts* calcolate affinché il totale dei decessi coincida con il dato fornito dai D7.A.

Prima fase:

Passo 1.

Obiettivo: calcolare 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 : ${}^t_1 d_{R,s,x}^{M2}$.

Procedura: si ottiene come differenza tra l'ammontare totale dei decessi del secondo gruppo di mesi (${}^t_1 d_{R,s,x}^2$) e l'ammontare dei decessi codificati in automatico del medesimo periodo (${}^t_1 d_{R,s,x}^{A2}$), distintamente per le variabili menzionate:

$${}^t_1 d_{R,s,x}^{M2} = {}^t_1 d_{R,s,x}^2 - {}^t_1 d_{R,s,x}^{A2}$$

Passo 2.

Obiettivo: stimare la causa c dei decessi scartati nel secondo gruppo di mesi, distintamente per regione R e sesso s (in questa fase si tralascia l'età per motivi che saranno spiegati in seguito): ${}^t_1 \hat{d}_{R,s,c}^{M2}$.

Assunzioni: per stimare la distribuzione per causa degli scarti del secondo gruppo di mesi si deve tenere conto sia dell'andamento per causa dei decessi scartati nel primo gruppo di mesi (ovvero della distribuzione per causa osservata negli scarti del primo gruppo di mesi), sia del rapporto tra la mortalità per causa nei due gruppi di mesi coinvolti (che può essere rappresentata dal rapporto tra le distribuzioni per causa dei decessi codificati in automatico nel primo e secondo gruppo di mesi). In questo modo si rispetta anche un'altra assunzione, ovvero che la mortalità per causa degli scarti del secondo gruppo di mesi dipende dalla struttura della mortalità per causa dei mesi

stessi¹³ (rappresentata appunto dalla distribuzione per causa dei decessi codificati in automatico nel secondo gruppo di mesi).

Procedura:

- si stima la proporzione per causa c , distintamente per regione e sesso, dei decessi del secondo gruppo di mesi scartati dalla codifica automatica (${}^t_1 \hat{p}_{s,c}^{M2}$) mediante la stessa proporzione calcolata sugli scarti del primo gruppo di mesi (${}^t_1 p_{s,c}^{M1}$), ovvero:

$${}^t_1 \hat{p}_{s,c}^{M2} = {}^t_1 p_{s,c}^{M1} = \frac{{}^t_1 d_{s,c}^{M1}}{{}^t_1 d_s^{M1}} ;$$

- si definisce un fattore di correzione ${}^t_1 k_{s,c}$ come:

$${}^t_1 k_{s,c} = {}^t_1 \hat{p}_{s,c}^{M2} \times \frac{{}^t_1 p_{s,c}^{A2}}{{}^t_1 p_{s,c}^{A1}} ,$$

dove

$${}^t_1 p_{s,c}^{A2} = \frac{{}^t_1 d_{s,c}^{A2}}{{}^t_1 d_s^{A2}} \text{ è la proporzione per causa } c, \text{ distintamente per regione e}$$

sesso, dei decessi del secondo gruppo di mesi codificati in automatico

e

$${}^t_1 p_{s,c}^{A1} = \frac{{}^t_1 d_{s,c}^{A1}}{{}^t_1 d_s^{A1}} \text{ è la proporzione per causa } c, \text{ distintamente per regione e}$$

sesso, dei decessi del primo gruppo di mesi codificati in automatico.

- Infine, si stimano i decessi del secondo gruppo di mesi scartati dalla codifica automatica, per regione R , sesso s e causa c , come specificato all'inizio di questo passo:

$${}^t_1 \hat{d}_{s,c}^{M2} = \frac{{}^t_1 k_{s,c}}{{}^t_1 k_s} \times {}^t_1 d_s^{M2} , \quad (1)$$

dove:

$${}^t_1 k_s = \sum_c {}^t_1 k_{s,c} \quad (\text{la divisione per } {}^t_1 k_s \text{ è necessaria affinché sia}$$

$$\sum_c {}^t_1 \hat{d}_{s,c}^{M2} = {}^t_1 d_s^{M2}) .$$

Passo 3.

Obiettivo: completare l'informazione relativa al secondo gruppo di mesi con riferimento all'età.

¹³ Vedi par. 2.1.

Assunzioni: per stimare la distribuzione per età degli scarti del secondo gruppo di mesi si fa riferimento alla distribuzione per età dei decessi scartati nel primo gruppo di mesi, distintamente per sesso e causa. Successivamente si assume che tale distribuzione per età stimata per gli scarti del secondo gruppo di mesi, sia invariata qualunque sia la regione di decesso. Questo passo è necessario in quanto l'applicazione diretta della formula (1) fino al dettaglio dell'età (ovvero, la stima simultanea per regione, sesso, causa ed età) coinvolgerebbe nel calcolo dei numeri talmente piccoli da produrre dei risultati non accettabili in quanto troppo soggetti a variazioni casuali. Pertanto è necessario eliminare in prima battuta il dettaglio dell'età e ricorrere alle assunzioni sopra descritte. Tali assunzioni sono parse accettabili alla luce dell'osservazione delle distribuzioni per età dei decessi scartati nel primo gruppo di mesi, avendo fissato sesso e causa di decesso.

Procedura:

- si pone dapprima che la proporzione per età x , per ciascun sesso e causa, dei decessi del secondo gruppo di mesi scartati dalla codifica automatica (${}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2}$) sia uguale alla stessa proporzione calcolata sugli scarti del primo gruppo di mesi (${}^t_1 p_{s,c,x}^{M1}$), ovvero:

$${}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2} = {}^t_1 p_{s,c,x}^{M1} = \frac{{}^t_1 d_{s,c,x}^{M1}}{{}^t_1 d_{s,c}^{M1}};$$

- poi si assume che tale distribuzione sia invariata per tutte le regioni di decesso:

$${}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2} = {}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2} \quad \forall R.$$

- A questo punto, valendo la formula:

$${}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2} = \frac{{}^t_1 \hat{d}_{s,c,x}^{M2}}{{}^t_1 \hat{d}_{s,c}^{M2}},$$

si ottiene:

$${}^t_1 \hat{d}_{s,c,x}^{M2} = {}^t_1 \hat{p}_{s,c,x}^{M2} \times {}^t_1 \hat{d}_{s,c}^{M2}.$$

- Al termine di questo calcolo, per utilizzare l'informazione nota sull'ammontare dei decessi del secondo gruppo di mesi scartati dal sistema di codifica automatica, distinti per regione di decesso R e sesso s (ovvero ${}^t_1 d_{s,x}^{M2}$ calcolati nel primo passo), le stime vengono riproporzionate nel seguente modo:

$${}^t_1 \hat{d}_{s,c,x}^{M2} = {}^t_1 \hat{d}_{s,c,x}^{M2} \times \frac{{}^t_1 d_{s,x}^{M2}}{{}^t_1 \hat{d}_{s,x}^{M2}},$$

dove:

${}^t_R \hat{d}_{s,x}^{M2} = \sum_C {}^t_R \hat{d}_{s,c,x}^{M2}$ (le ${}^t_R \hat{d}_{s,c,x}^{M2}$ presenti nella sommatoria sono le stime precedenti al riproporzionamento).

Al termine della prima fase della procedura si ottiene il numero dei decessi nel primo periodo (primo e secondo gruppo di mesi) dell'anno t_I per regione R , sesso s , causa c ed età x :

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

Completata l'informazione relativa al primo e al secondo gruppo di mesi, si avvia la seconda fase, mediante la quale si procede alla stima dei decessi per regione, sesso, causa ed età per il terzo ed ultimo gruppo di mesi.

Seconda fase:

Passo 1.

Obiettivo: calcolare l'ammontare dei decessi del terzo gruppo di mesi (o secondo periodo dell'anno) distinti per regione di decesso R e sesso s .

Procedura: si ottiene come differenza tra l'ammontare dei decessi dell'anno t_I per regione di decesso R e sesso s fornito dai D7.A (${}^t_R D7_s$) e l'ammontare totale dei decessi del primo periodo (${}^t_R \hat{d}_s^{1+2}$), distintamente per le variabili menzionate:

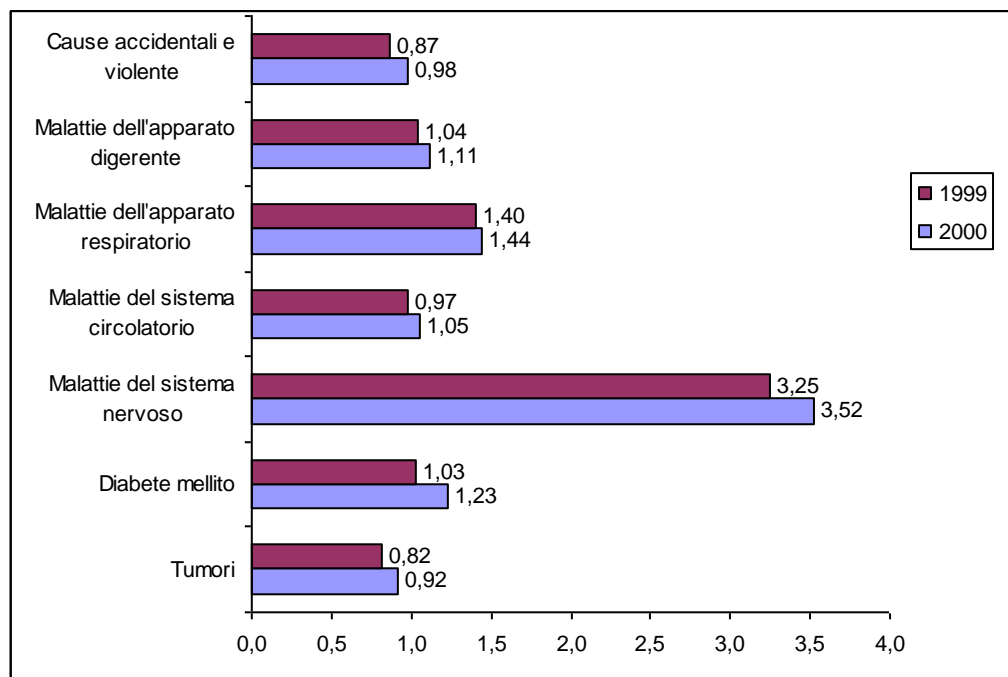
$${}^t_R \hat{d}_s^3 = {}^t_R D7_s - {}^t_R \hat{d}_s^{1+2}.$$

Passo 2.

Obiettivo: stimare la distribuzione per causa dei decessi del terzo gruppo di mesi, regione per regione e distintamente per sesso.

Assunzioni: non essendo disponibile alcuna informazione sulle cause dei decessi dell'ultimo periodo dell'anno t_I , si deve ricorrere all'andamento della mortalità per causa nel primo periodo dell'anno stesso. Tuttavia si ritiene necessario dover correggere l'informazione del primo periodo per tenere conto del divario esistente tra la mortalità nel primo e secondo periodo di un anno. Alla luce della notevole stabilità della mortalità nel breve periodo, si assume che il divario tra la mortalità per causa nei due periodi dell'anno di stima t_I possa essere equiparato al divario osservato in t_0 (Fig.3).

Figura 3 – Rapporto tra le proporzioni dei decessi per causa nel primo e secondo periodo degli anni 1999 e 2000.



Procedura:

- si stima il divario tra la mortalità per causa nel primo e secondo periodo dell'anno t_1 con quello osservato in t_0 :

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

dove:

$${}_{t_0} p_{s,c}^{1+2} = \frac{{}_{t_0} d_{s,c}^{1+2}}{{}_{t_0} d_s^{1+2}}$$

e

$${}_{t_0} p_{s,c}^3 = \frac{{}_{t_0} d_{s,c}^3}{{}_{t_0} d_s^3}$$

sono le proporzioni per causa c , per ciascuna regione e sesso, dei decessi, rispettivamente, del primo e secondo periodo dell'anno t_0 .

- Si stimano i decessi per regione, sesso e causa del secondo periodo dell'anno t_1 applicando un fattore di correzione, dato dall'inverso di ${}_{t_1} \hat{\delta}_{s,c}$, al prodotto tra la proporzione per causa, distintamente per regione e sesso,

dei decessi stimati nel primo periodo dell'anno (${}_{t_1} \hat{p}_{s,c}^{1+2}$) e l'ammontare dei decessi per regione e sesso stimato nel passo precedente (${}_{t_1} \hat{d}_s^3$):

$${}_{t_1} \hat{d}_{s,c}^3 = {}_{t_1} \hat{p}_{s,c}^{1+2} \times {}_{t_1} \hat{d}_s^3 \times \frac{1}{{}_{t_1} \hat{\delta}_{s,c}}$$

dove:

$${}_{t_1} \hat{p}_{s,c}^{1+2} = \frac{{}_{t_1} \hat{d}_{s,c}^{1+2}}{{}_{t_1} \hat{d}_s^{1+2}}$$

è la stima della proporzione per causa c , per ciascuna

regione e sesso, dei decessi del primo periodo dell'anno t_1 .

Passo 3.

Obiettivo: stimare la distribuzione per età dei decessi del terzo gruppo di mesi dell'anno t_1 , distintamente per regione, sesso e causa.

Assunzioni: i decessi di un certo periodo in un anno risentono della distribuzione per età della popolazione dello stesso periodo. Questa ipotesi può essere concretizzata applicando ai decessi del secondo periodo dell'anno t_1 , stimati per sesso, regione e causa nel passo precedente, la distribuzione per età dei decessi dello stesso periodo dell'anno t_0 corretta per tenere conto della struttura per età della popolazione dello stesso periodo dell'anno t_1 .

Procedura:

- si calcola la popolazione per regione R , sesso s ed età x del terzo gruppo di mesi dell'anno t_1 come media delle popolazioni relative al primo e all'ultimo mese del periodo (vedi Appendice): ${}_{t_1} P_{s,x}^3$.
- Una volta ottenuta ${}_{t_1} P_{s,x}^3$ e noti i quozienti specifici di mortalità per regione R , sesso s , causa c ed età x dello stesso periodo dell'anno t_0 (${}_{t_0} q_{s,c,x}^3 = \frac{{}_{t_0} d_{s,c,x}^3}{{}_{t_0} P_{s,x}^3}$), si possono calcolare i decessi per regione R , sesso s , causa c ed età x attesi nel terzo gruppo di mesi dell'anno t_0 , con la distribuzione per età della popolazione dello stesso periodo dell'anno t_1 :

$${}_{t_0} \hat{d}_{s,c,x}^3 = {}_{t_0} q_{s,c,x}^3 \times {}_{t_1} P_{s,x}^3$$

- Per ciascuna regione, sesso e causa, si stima la proporzione per età x dei decessi del terzo gruppo di mesi di t_1 con la stessa proporzione relativa all'anno t_0 calcolata rispetto ai decessi ${}_{t_0} \hat{d}_{s,c,x}^3$ stimati nel punto precedente:

$${}_{t_1} \hat{p}_{s,c,x}^3 = {}_{t_0} \hat{p}_{s,c,x}^3 = \frac{{}_{t_0} \hat{d}_{s,c,x}^3}{{}_{t_0} \hat{d}_{s,c}^3}$$

dove:

$${}_{t_0} \hat{d}_{s,c}^3 = \sum_x {}_{t_0} \hat{d}_{s,c,x}^3$$

- Essendo la formula della proporzione per età la seguente:

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

si ottiene che l'ammontare dei decessi per regione, sesso, causa ed età del terzo gruppo di mesi dell'anno t_1 é:

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

Pertanto, la stima del numero dei decessi di tutto l'anno t_1 per regione R , sesso s , causa c ed età x risulta essere:

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

Terza fase:

Considerato che al momento della stima dei decessi per causa dell'anno t_1 , si prevede che non tutte le schede individuali di morte siano ancora disponibili, è opportuno procedere ad un'ultima correzione per rispettare il numero complessivo dei decessi nelle diverse regioni come risulta dal dato provvisorio fornito dai D7.A che, al momento dell'anno in cui si suppone venga effettuata la stima, è da ritenere il più completo (questo dato diviene definitivo a seguito del completamento della procedura di verifica ed eventuale recupero delle schede individuali di morte).

Le stime vengono pertanto riproporzionate sulla base del valore provvisorio dei decessi per regione e sesso fornito dai D7.A, assumendo che la differenza a livello regionale e per sesso tra dati provvisori D7.A e dati individuali non dipenda dall'età:

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

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.A e ${}_{R}^{t_1} \hat{d}_s$ è l'ammontare dei decessi stimati prima del riproporzionamento, per regione R e sesso s .

2.3 Indice di bontà della stima

Per misurare la bontà delle *now-casts* si fa riferimento alla differenza percentuale (o variazione percentuale) tra valore stimato e valore reale, ovvero all'Errore Relativo percentuale (ER %):

$$ER(\%) = \frac{\hat{d} - d}{d} \times 100,$$

che consente di valutare la qualità delle stime anticipatorie.

3. Risultati della strategia di *now-cast* per l'anno 2000 e confronto con i dati reali del 2000

Nel presente paragrafo riportiamo alcuni dei risultati ottenuti con il metodo proposto. La qualità delle stime è valutata sulla base delle differenze percentuali (indici ER) tra i valori stimati e quelli realmente osservati per l'anno 2000.

Con riferimento alla mortalità per causa relativa alla popolazione nel suo complesso (Tab.1), osserviamo che l'indice ER calcolato per i decessi non supera il 2,2% in valore assoluto: tra i valori negativi più alti (la stima è inferiore al valore reale) troviamo le malattie del sistema respiratorio (ER=-2,1%), mentre, tra quelli positivi (sovrastima del valore reale) il massimo errore si rileva per il diabete mellito (ER=2,1%). Indicazioni analoghe derivano dagli errori relativi ai tassi standardizzati¹⁴: l'indice ER è sempre inferiore a 2,3 in valore assoluto e anche in questo caso i valori più alti sono riscontrabili in corrispondenza della mortalità per malattie del sistema respiratorio e per diabete mellito.

Se si considerano i dati distintamente per i due sessi, i valori dell'indice ER divengono lievemente più alti. Ciò accade soprattutto per alcune cause (Tab.1 e Fig.4): in particolare si produce, tra gli uomini una non trascurabile sottostima del numero reale di decessi per le cause accidentali e violente (ER pari a -3,7%) e, per le donne, una più forte sovrastima dei decessi per tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni (3,1%) e una maggiore sottostima di quelli per malattie del sistema respiratorio (-3,5%).

Un risultato incoraggiante è la bontà delle stime ottenute in corrispondenza delle cause che costituiscono le principali responsabili della mortalità in Italia, ovvero le malattie del sistema circolatorio e i tumori. Infatti, risulta ottima la stima della mortalità per malattie del sistema circolatorio con un ER pari a -0,8% per il numero dei decessi e -0,5% per il tasso standardizzato; buona è anche la stima della mortalità per tumori (ER=1,4% sia per i decessi che per il tasso standardizzato) di mortalità.

Testo di Marilena Pappagallo.

¹⁴ La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo dei tassi standardizzati (standardizzazione diretta) è la popolazione italiana al Censimento del 1991 (dati Istat).

Tabella 1 - Decessi e tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) in Italia per sesso e grandi gruppi di cause. Dati reali e *now-casts* - Anno 2000^(a).

GRUPPO ICD9 ^(b)	CAUSE DI MORTE	N. assoluto decessi			Tassi stand. per 10.000 ^(c)		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
MASCHI							
140-239	Tumori	91.853	93.405	1,69	33,85	34,40	1,62
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	6.492	6.636	2,22	2,40	2,46	2,33
153-154	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	8.807	8.988	2,05	3,28	3,35	2,02
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	25.503	25.832	1,29	9,25	9,35	1,10
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	-	-	-	-	-	-
250	Diabete mellito	6.998	7.147	2,14	2,64	2,70	2,34
320-389	Malattie del sistema nervoso	5.922	6.057	2,28	2,27	2,32	2,16
390-459	Malattie del sistema circolatorio	107.411	107.007	-0,38	40,92	40,81	-0,28
410	<i>Infarto del miocardio</i>	20.072	20.017	-0,27	7,45	7,43	-0,22
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	27.380	27.674	1,07	10,58	10,72	1,28
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	21.904	21.649	-1,16	8,48	8,42	-0,77
520-579	Malattie dell'apparato digerente	12.980	13.193	1,64	4,80	4,89	1,81
800-999	Cause accidentali e violente	15.774	15.199	-3,65	5,82	5,60	-3,81
-	Altre cause	16.547	16.326	-1,33	6,18	6,10	-1,21
TOTALE		279.389	279.983	0,21	104,96	105,23	0,26
FEMMINE							
140-239	Tumori	68.178	68.811	0,93	17,45	17,62	0,95
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	4.786	4.762	-0,50	1,15	1,14	-0,92
153-154	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	7.839	7.854	0,19	1,93	1,94	0,44
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	6.031	6.219	3,12	1,60	1,65	3,19
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	11.354	11.315	-0,35	3,08	3,06	-0,85
250	Diabete mellito	10.649	10.875	2,12	2,39	2,45	2,28
320-389	Malattie del sistema nervoso	7.358	7.355	-0,04	1,69	1,69	0,08
390-459	Malattie del sistema circolatorio	132.982	131.435	-1,16	26,73	26,53	-0,74
410	<i>Infarto del miocardio</i>	14.411	14.621	1,46	3,24	3,29	1,53
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	39.962	39.493	-1,17	8,09	8,03	-0,81
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	15.841	15.287	-3,50	3,18	3,07	-3,47
520-579	Malattie dell'apparato digerente	12.042	11.919	-1,02	2,79	2,77	-0,94
800-999	Cause accidentali e violente	10.291	10.508	2,11	2,43	2,50	2,63
-	Altre cause	20.962	21.388	2,03	4,39	4,52	2,85
TOTALE		278.303	277.578	-0,26	61,06	61,14	0,12
TOTALE							
140-239	Tumori	160.031	162.216	1,37	24,13	24,46	1,40
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	11.278	11.399	1,07	1,67	1,68	1,02
	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	16.646	16.842	1,18	2,48	2,51	1,30
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	31.534	32.052	1,64	4,84	4,92	1,69
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	11.354	11.315	-0,35	1,73	1,72	-0,61
250	Diabete mellito	17.647	18.022	2,13	2,52	2,58	2,25
320-389	Malattie del sistema nervoso	13.280	13.412	1,00	1,92	1,95	1,16
390-459	Malattie del sistema circolatorio	240.393	238.442	-0,81	32,58	32,41	-0,52
410	<i>Infarto del miocardio</i>	34.483	34.638	0,45	5,04	5,06	0,52
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	67.342	67.166	-0,26	9,08	9,09	0,13
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	37.745	36.936	-2,14	5,13	5,03	-1,87
520-579	Malattie dell'apparato digerente	25.022	25.112	0,36	3,65	3,67	0,42
800-999	Cause accidentali e violente	26.065	25.707	-1,37	4,03	3,97	-1,46
-	Altre cause	37.509	37.714	0,55	5,18	5,22	0,85
TOTALE		557.692	557.561	-0,02	79,14	79,29	0,19

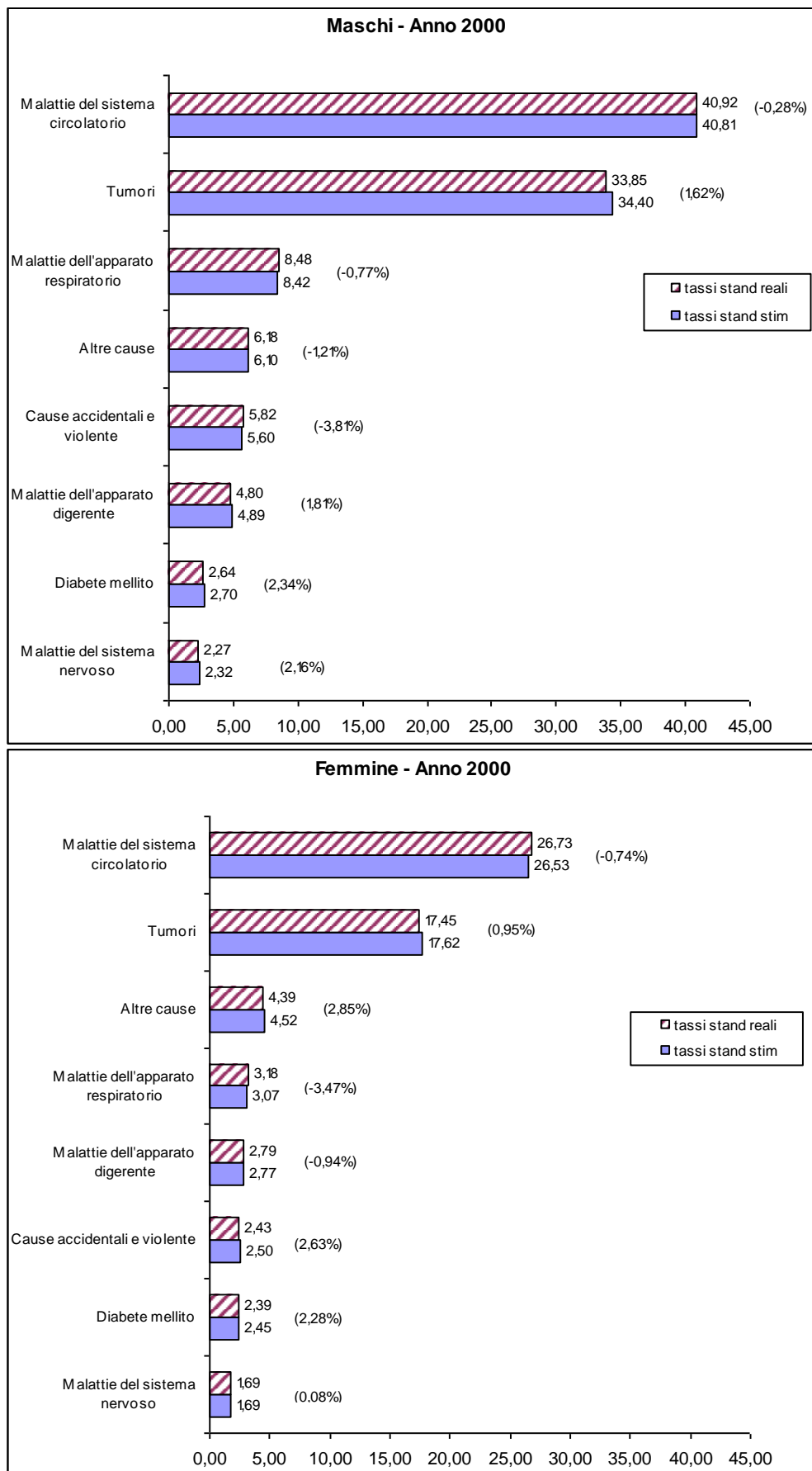
(a) Sono esclusi i morti a meno di un anno di vita. *Now-casts*: i dati di mortalità per causa sono stimati per tutta l'Italia, fatta eccezione per le province autonome di Trento e Bolzano-Bozen per le quali sono stati utilizzati i dati reali del 2000. Il totale dei decessi (maschi, femmine, totale) è un dato provvisorio ricavato dai mod. D7.A (Istat).

(b) Settori ICD9 - International Classification of Diseases IX Rev. 1975.

(c) La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo dei tassi standardizzati (standardizzazione diretta) è la popolazione italiana al Censimento del 1991 (Istat).

(d) ER: Errore Relativo.

Figura 4 – Tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) reali e stimati, per causa di morte (in parentesi Errore Relativo). Anno 2000.



Considerando i risultati della procedura di stima effettuata distintamente per sesso, causa e grandi gruppi di età (Tab.2 e Fig.5) si rileva la performance generalmente bassa per le età più giovani (valori dell'indice ER inferiori a -6% o superiori a +6%, con picchi anche molto elevati e superiori al 60%). Si tratta comunque di età in cui la mortalità è molto bassa e differenze anche lievi dei tassi producono errori relativi anche molto elevati. In effetti, se per queste stesse classi d'età si esaminano le differenze assolute tra i tassi stimati e reali si osservano valori inferiori a 0,1 punti per 10.000 in valore assoluto, indice del fatto che la stima è molto buona anche in questi casi.

Raramente si osservano dei valori dell'errore relativo maggiori a 6% in valore assoluto nelle altre fasce d'età e anche in questi casi si tratta di cause che, in quelle età, presentano bassi rischi di morte. Tra queste eccezioni troviamo i tassi per diabete mellito nelle donne della classe 35-59 anni (14,9%) con una differenza tra i tassi pari a 0,1 punti per 10.000; i tassi per cause violente nelle donne tra i 60 e i 79 anni per le quali il tasso standardizzato stimato è 3,8 decessi per 10.000 a fronte di un tasso reale pari a 3,4 (ER pari a 10,9% e differenza assoluta pari a 0,4 punti per 10.000). Sempre per le cause violente, ma con riferimento agli uomini di 80+ anni, troviamo l'indice ER pari a -6,1% ma, in questo caso, l'errore elevato non è giustificato da una bassa mortalità per queste cause tra gli ultraottantenni (tasso standardizzato reale pari a 39,5 decessi per 10.000).

Tabella 2 - Tassi standardizzati di mortalità (per 10.000)^(a) in Italia per sesso, età e grandi gruppi di cause. Dati reali e *now-casts* - Anno 2000. Maschi^(b).

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	1-14 anni			15-34 anni		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	0,45	0,42	-6,15	0,90	0,84	-7,00
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	-	-	-	0,04	0,03	-29,30
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	-	-	-	0,03	0,04	7,29
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	-	0,00	-	0,03	0,03	-1,53
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	-	-	-	-	-	-
250	Diabete mellito	0,01	0,01	-0,85	0,03	0,02	-23,50
320-389	Malattie del sistema nervoso	0,15	0,16	9,91	0,22	0,24	7,85
390-459	Malattie del sistema circolatorio	0,17	0,13	-20,94	0,65	0,60	-7,15
410	<i>Infarto del miocardio</i>	0,00	0,00	-	0,07	0,07	-5,25
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	0,04	0,03	-8,82	0,09	0,08	-3,25
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	0,06	0,08	27,02	0,15	0,14	-10,16
520-579	Malattie dell'apparato digerente	0,02	0,02	1,19	0,11	0,13	15,43
800-999	Cause accidentali e violente	0,48	0,54	11,35	5,12	4,85	-5,34
-	Altre cause	0,29	0,28	-4,26	1,44	1,46	1,12
TOTALE		1,63	1,65	0,70	8,63	8,28	-4,10

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	35-59 anni			60-79 anni		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	13,70	14,17	3,44	109,62	111,46	1,68
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	0,88	0,94	6,68	7,64	7,69	0,69
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	1,20	1,21	1,30	10,25	10,57	3,12
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	4,06	4,16	2,57	34,02	34,71	2,02
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	0,00	0,00	-	0,00	0,00	-
250	Diabete mellito	0,64	0,64	0,37	7,65	7,88	3,09
320-389	Malattie del sistema nervoso	0,58	0,61	4,05	5,44	5,62	3,36
390-459	Malattie del sistema circolatorio	9,07	8,93	-1,49	92,89	93,53	0,69
410	<i>Infarto del miocardio</i>	3,25	3,19	-1,90	21,98	22,14	0,74
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	1,40	1,44	3,09	21,81	22,16	1,61
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	0,93	0,92	-1,44	18,17	17,82	-1,93
520-579	Malattie dell'apparato digerente	2,43	2,37	-2,67	13,36	13,69	2,48
800-999	Cause accidentali e violente	4,14	3,98	-3,83	8,11	8,06	-0,67
-	Altre cause	2,68	2,59	-3,27	11,30	11,24	-0,58
TOTALE		34,17	34,20	0,11	266,54	269,30	1,04

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	80 anni e +			TOT		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	275,46	278,07	0,95	33,85	34,40	1,62
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	21,49	22,38	4,14	2,40	2,46	2,33
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	30,46	30,56	0,33	3,28	3,35	2,02
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	53,66	52,07	-2,97	9,25	9,35	1,10
	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	0,00	0,00	-	-	-	-
250	Diabete mellito	30,65	31,25	1,95	2,64	2,70	2,34
320-389	Malattie del sistema nervoso	29,58	29,61	0,12	2,27	2,32	2,16
390-459	Malattie del sistema circolatorio	613,42	608,61	-0,78	40,92	40,81	-0,28
410	<i>Infarto del miocardio</i>	70,84	70,16	-0,96	7,45	7,43	-0,22
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	179,76	181,51	0,97	10,58	10,72	1,28
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	141,37	141,48	0,08	8,48	8,42	-0,77
520-579	Malattie dell'apparato digerente	46,03	47,30	2,75	4,80	4,89	1,81
800-999	Cause accidentali e violente	39,54	37,11	-6,14	5,82	5,60	-3,81
-	Altre cause	81,01	79,91	-1,36	6,18	6,10	-1,21
TOTALE		1.257,07	1.253,35	-0,30	104,96	105,23	0,26

(a) La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo dei tassi standardizzati (standardizzazione diretta) è la popolazione italiana al Censimento del 1991 (Istat).

(b) Sono esclusi i morti a meno di un anno di vita. *Now-casts*: i dati di mortalità per causa sono stimati per tutta l'Italia, fatta eccezione per le province autonome di Trento e Bolzano-Bozen per le quali sono stati utilizzati i dati reali del 2000. Il totale dei decessi (maschi, femmine) è un dato provvisorio ricavato dai modd. D7.A (Istat).

(c) Settori ICD9 - International Classification of Diseases IX Rev. 1975.

(d) ER: Errore Relativo.

Tabella 2 (segue) - Tassi standardizzati di mortalità (per 10.000)^(a) in Italia per sesso, età e grandi gruppi di cause. Dati reali e *now-casts* - Anno 2000. Femmine^(b).

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	1-14 anni			15-34 anni		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	0,40	0,33	-16,72	0,81	0,79	-2,23
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	-	-	-	0,03	0,03	15,26
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	0,00	-	-100,00	0,03	0,03	-7,47
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	0,01	0,00	-53,23	0,02	0,04	80,63
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	-	-	-	0,12	0,11	-13,77
250	Diabete mellito	0,01	0,01	-62,26	0,01	0,01	22,39
320-389	Malattie del sistema nervoso	0,13	0,13	3,00	0,11	0,11	0,23
390-459	Malattie del sistema circolatorio	0,15	0,10	-29,80	0,29	0,27	-5,89
410	<i>Infarto del miocardio</i>	0,00	0,00	9,91	0,01	0,01	8,88
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	0,03	0,02	-2,29	0,09	0,07	-27,76
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	0,05	0,03	-44,40	0,07	0,09	17,72
520-579	Malattie dell'apparato digerente	0,01	0,01	31,60	0,07	0,06	-20,10
800-999	Cause accidentali e violente	0,29	0,30	2,05	1,24	1,23	-0,79
-	Altre cause	0,34	0,30	-12,58	0,47	0,50	6,46
TOTALE		1,38	1,20	-12,54	3,08	3,06	-0,44

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	35-59 anni			60-79 anni		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	10,30	10,39	0,84	50,92	51,68	1,49
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	0,47	0,47	0,63	3,21	3,10	-3,52
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	0,90	0,91	1,85	5,47	5,56	1,62
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	1,02	1,07	4,99	5,10	5,34	4,73
174	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	2,97	2,99	0,91	8,51	8,23	-3,26
250	Diabete mellito	0,31	0,35	14,89	6,19	6,32	2,03
320-389	Malattie del sistema nervoso	0,45	0,44	-2,19	4,00	4,07	1,84
390-459	Malattie del sistema circolatorio	3,02	2,98	-1,42	48,01	48,25	0,51
410	<i>Infarto del miocardio</i>	0,58	0,52	-10,07	8,29	8,55	3,10
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	0,89	0,86	-3,50	13,91	13,94	0,24
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	0,44	0,41	-8,24	5,65	5,49	-2,74
520-579	Malattie dell'apparato digerente	0,94	0,97	3,23	7,36	7,34	-0,30
800-999	Cause accidentali e violente	1,14	1,10	-3,02	3,43	3,80	10,92
-	Altre cause	1,11	1,21	8,37	7,87	8,04	2,17
TOTALE		17,72	17,85	0,75	133,43	135,00	1,18

GRUPPO ICD9 ^(c)	CAUSE DI MORTE	80 anni e +			TOT		
		dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)	dati reali	<i>now-casts</i>	ER (%) ^(d)
140-239	Tumori	136,67	137,18	0,37	17,45	17,62	0,95
151	<i>Tumori maligni dello stomaco</i>	11,99	12,21	1,78	1,15	1,14	-0,92
153054	<i>Tumori maligni del colon, retto e ano</i>	18,88	18,55	-1,78	1,93	1,94	0,44
162	<i>Tumori maligni della trachea, bronchi e polmoni</i>	10,27	9,90	-3,62	1,60	1,65	3,19
	<i>Tumori maligni della mammella della donna</i>	16,39	16,96	3,49	3,08	3,06	-0,85
250	Diabete mellito	34,25	34,77	1,57	2,39	2,45	2,28
320-389	Malattie del sistema nervoso	22,49	22,22	-1,18	1,69	1,69	0,08
390-459	Malattie del sistema circolatorio	494,29	488,05	-1,26	26,73	26,53	-0,74
410	<i>Infarto del miocardio</i>	45,42	46,06	1,42	3,24	3,29	1,53
430-438	<i>Disturbi circolatori dell'encefalo</i>	153,12	151,58	-1,01	8,09	8,03	-0,81
460-519	Malattie dell'apparato respiratorio	57,76	55,70	-3,58	3,18	3,07	-3,47
520-579	Malattie dell'apparato digerente	33,34	32,53	-2,42	2,79	2,77	-0,94
800-999	Cause accidentali e violente	29,65	29,96	1,03	2,43	2,50	2,63
-	Altre cause	70,27	72,06	2,54	4,39	4,52	2,85
TOTALE		878,73	872,47	-0,71	61,06	61,14	0,12

(a) La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo dei tassi standardizzati (standardizzazione diretta) è la popolazione italiana al Censimento del 1991 (Istat).

(b) Sono esclusi i morti a meno di un anno di vita. *Now-casts*: i dati di mortalità per causa sono stimati per tutta l'Italia, fatta eccezione per le province autonome di Trento e Bolzano-Bozen per le quali sono stati utilizzati i dati reali del 2000. Il totale dei decessi (maschi, femmine) è un dato provvisorio ricavato dai modd. D7.A (Istat).

(c) Settori ICD9 - International Classification of Diseases IX Rev. 1975.

(d) ER: Errore Relativo.

Figura 5 –Errore relativo (ER %) dei tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) stimati per età ed alcune cause di morte. Anno 2000. Maschi.

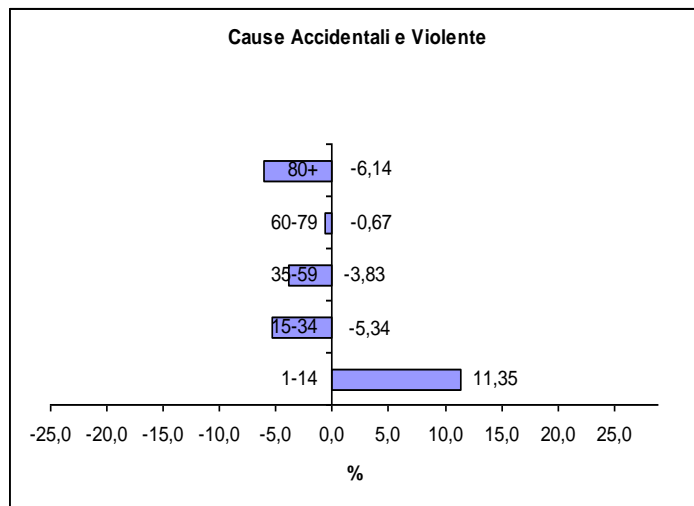
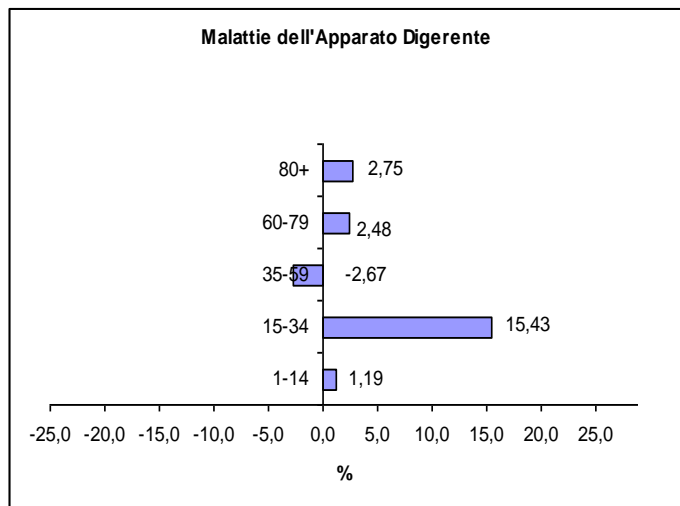
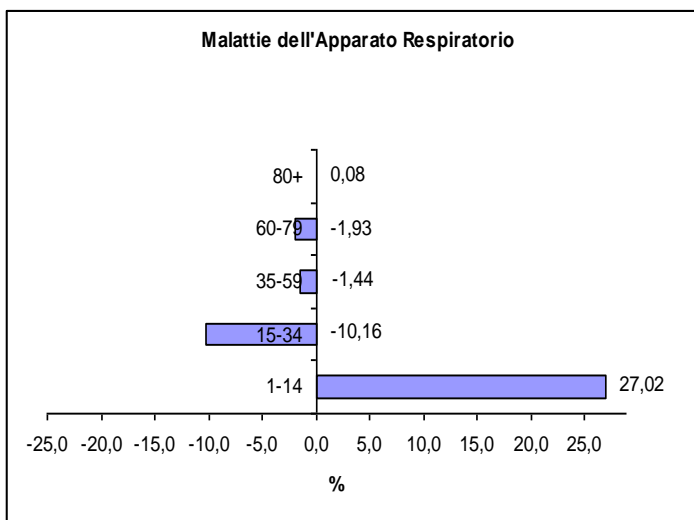
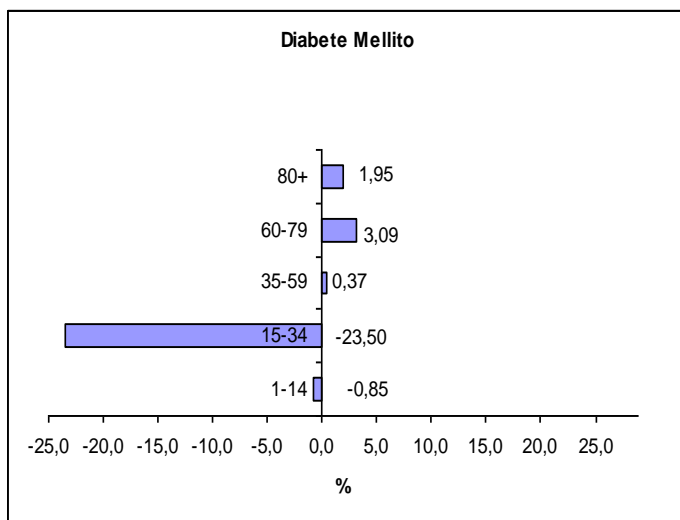
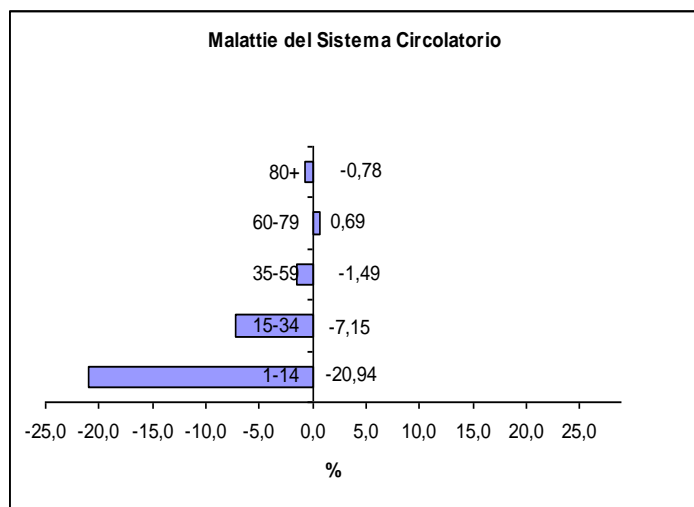
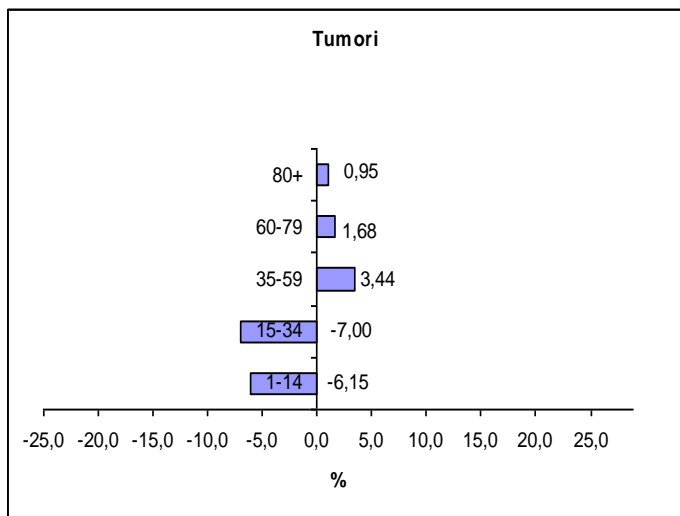
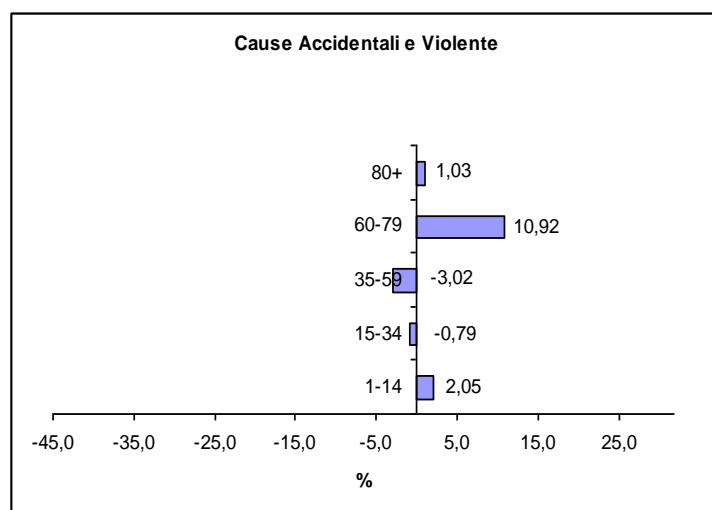
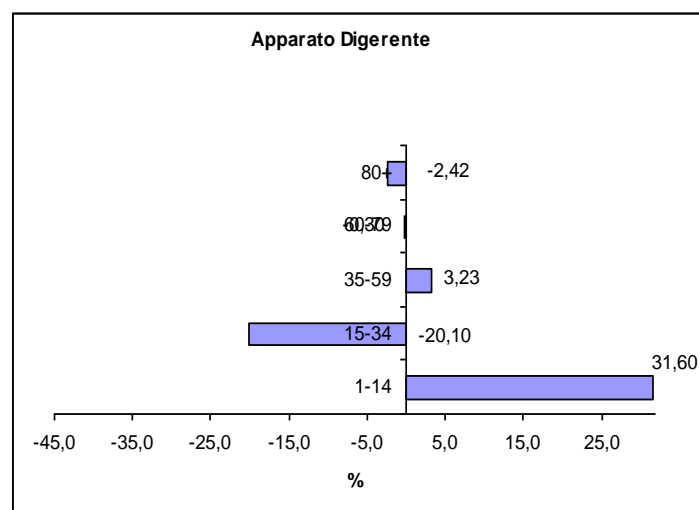
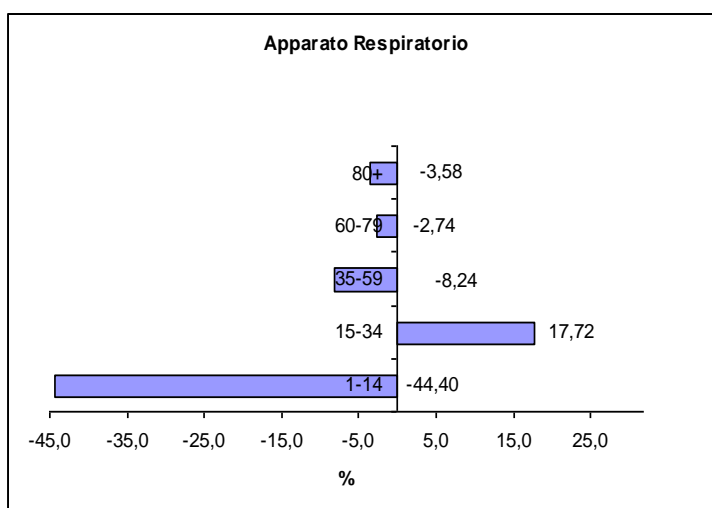
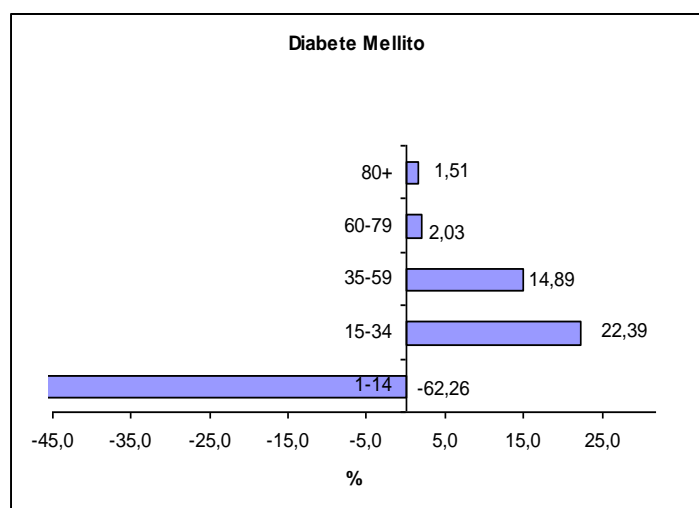
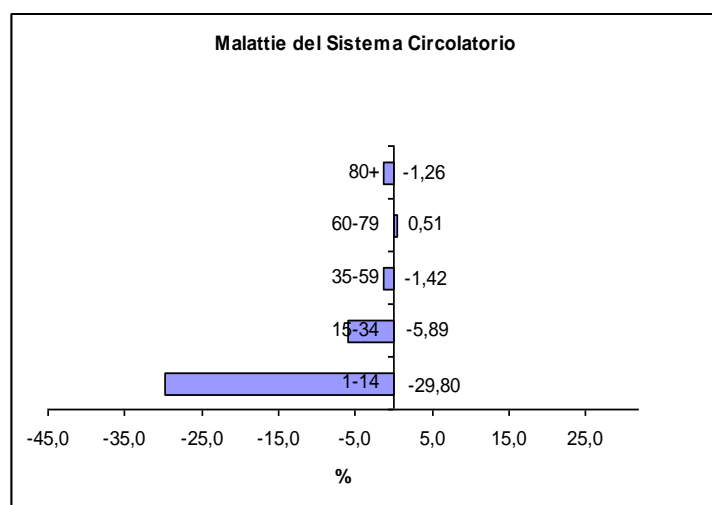
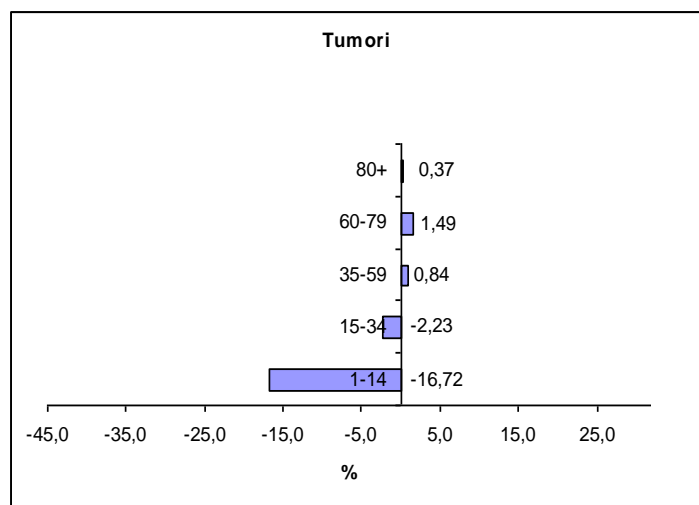


Figura 5 (segue) – Errore Relativo (ER %) dei tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) stimati per età ed alcune cause di morte. Anno 2000. Femmine.



Un'ulteriore verifica della qualità delle stime prodotte riguarda il riferimento territoriale. Dalla Tab.3 e dalla Fig.6 si rileva un errore relativo negativo piuttosto elevato per il Friuli-Venezia Giulia (ER=-3,8%), dove a fronte di un tasso standardizzato reale di 80,9 decessi per 10.000 si è stimato un tasso pari a 77,9 per 10.000. La sottostima osservata nel complesso per il Friuli-Venezia Giulia si conferma anche distintamente per i due sessi: per gli uomini il tasso reale è pari a 110,4 per 10.000 mentre il tasso stimato è di 106,4 (ER pari a -3,6%); per le donne il tasso reale è di 61,6 e quello stimato di 59,4 decessi per 10.000 (ER pari a -3,5%). Il risultato ottenuto per il Friuli-Venezia Giulia è in gran parte dovuto ad una forte sottostima del numero assoluto dei decessi ricavati dai D7.A: il numero reale di decessi nel 2000 è risultato superiore di 481 unità rispetto al dato provvisorio fornito dai D7.A (il 3,4% in più). Analogamente non si riscontra per altre regioni per le quali, infatti, il ER è molto più contenuto e varia tra -1,8 % del Lazio e +1,8 % della Sicilia.

Tabella 3 - Decessi e tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) per regione di decesso e sesso. Dati reali e now-casts - Anno 2000^(a).

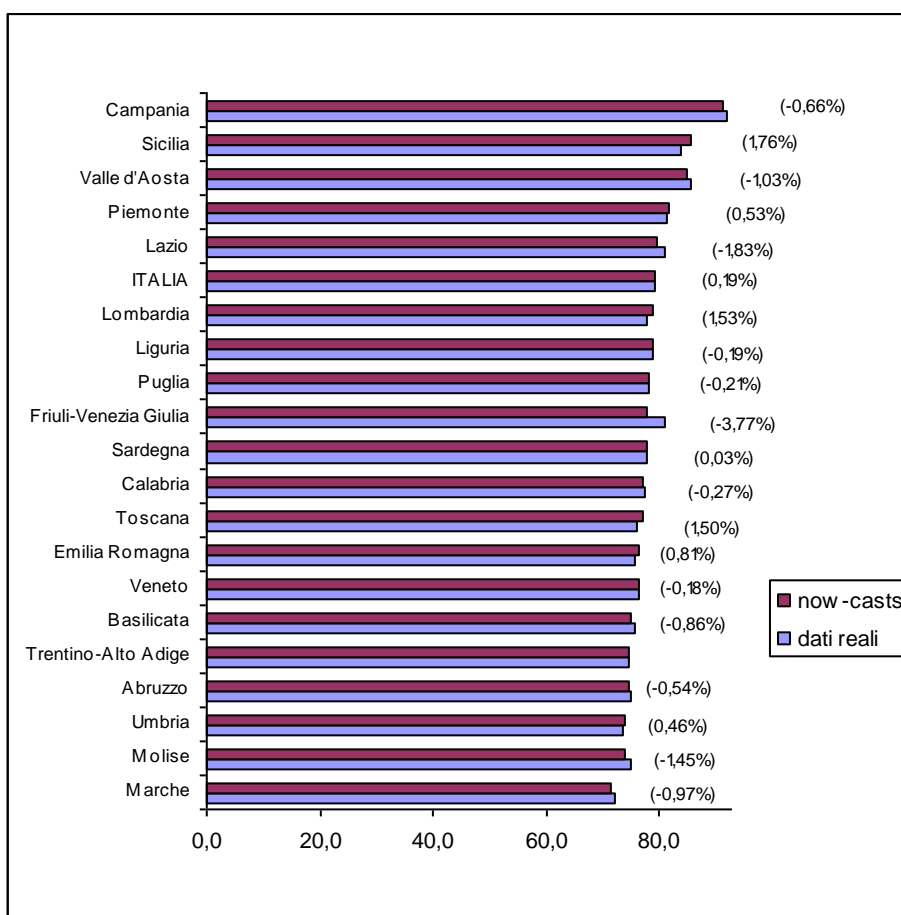
REGIONI DI DECESSO	N. assoluto decessi		Tassi stand. per 10.000 ^(b)		ER (%) ^(c)
	dati reali	now-casts	dati reali	now-casts	
MASCHI					
Piemonte	23.694	23.719	107,91	108,14	0,21
Valle d'Aosta	691	684	120,71	118,88	-1,52
Lombardia	41.171	41.803	107,91	109,78	1,73
Trentino-Alto Adige	4.134	4.134	103,22	103,22	
<i>Trento</i>	2.222	2.222	103,24	103,24	
<i>Bolzano-Bozen</i>	1.912	1.912	103,22	103,22	
Veneto	21.115	21.102	105,75	105,67	-0,07
Friuli-Venezia Giulia	6.804	6.556	110,35	106,43	-3,56
Liguria	10.501	10.473	106,13	106,19	0,06
Emilia-Romagna	23.226	23.346	101,70	102,27	0,56
Toscana	20.488	20.728	100,97	102,19	1,21
Umbria	4.727	4.730	97,57	97,95	0,39
Marche	7.820	7.703	95,47	94,13	-1,41
Lazio	24.270	24.297	105,58	105,74	0,15
Abruzzo	6.634	6.586	98,47	97,60	-0,89
Molise	1.809	1.775	98,97	97,64	-1,34
Campania	23.648	23.435	117,48	116,74	-0,63
Puglia	16.463	16.388	100,34	99,43	-0,91
Basilicata	2.820	2.795	95,44	94,77	-0,70
Calabria	8.817	8.739	96,74	96,06	-0,70
Sicilia	23.096	23.575	105,77	108,05	4,68
Sardegna	7.461	7.415	103,79	102,83	-0,40
TOTALE	279.389	279.983	104,96	105,23	0,26
FEMMINE					
Piemonte	25.262	25.291	63,03	63,75	1,14
Valle d'Aosta	632	627	59,77	59,73	-0,06
Lombardia	42.495	42.843	58,59	59,39	1,37
Trentino-Alto Adige	4.126	4.126	55,56	55,56	
<i>Trento</i>	2.335	2.335	56,03	56,03	
<i>Bolzano-Bozen</i>	1.791	1.791	54,94	54,94	
Veneto	21.164	21.077	56,84	56,49	-0,61
Friuli-Venezia Giulia	7.516	7.283	61,56	59,41	-3,49
Liguria	11.355	11.318	60,24	60,00	-0,41
Emilia-Romagna	23.000	23.099	57,29	57,88	1,03
Toscana	20.802	21.083	58,38	59,42	1,79
Umbria	4.463	4.491	56,24	56,53	0,51
Marche	7.655	7.556	54,81	54,77	-0,07
Lazio	23.891	22.898	63,60	61,05	-4,02
Abruzzo	6.211	6.148	57,83	57,44	-0,67
Molise	1.633	1.602	56,59	55,30	-2,28
Campania	22.979	22.817	73,61	73,16	-0,62
	15.771	15.751	62,21	62,59	0,61
Basilicata	2.476	2.457	59,84	59,35	-0,81
Calabria	8.516	8.459	62,39	62,48	0,14
Sicilia	22.246	22.496	67,76	68,69	1,37
Sardegna	6.110	6.156	57,65	58,40	1,30
TOTALE	278.303	277.578	61,06	61,14	0,12
TOTALE					
Piemonte	48.956	49.010	81,32	81,75	0,53
Valle d'Aosta	1.323	1.311	85,75	84,87	-1,03
Lombardia	83.666	84.646	77,70	78,89	1,53
Trentino-Alto Adige	8.260	8.260	74,78	74,78	
<i>Trento</i>	4.557	4.557	74,97	74,97	
<i>Bolzano-Bozen</i>	3.703	3.703	74,55	74,55	
Veneto	42.279	42.179	76,38	76,24	-0,18
Friuli-Venezia Giulia	14.320	13.839	80,93	77,88	-3,77
Liguria	21.856	21.791	78,87	78,72	-0,19
Emilia Romagna	46.226	46.445	75,84	76,46	0,81
Toscana	41.290	41.811	76,02	77,16	1,50
Umbria	9.190	9.221	73,66	74,00	0,46
Marche	15.475	15.259	72,00	71,30	-0,97
Lazio	48.161	47.195	80,93	79,45	-1,83
Abruzzo	12.845	12.734	75,10	74,70	-0,54
Molise	3.442	3.377	74,94	73,86	-1,45
Campania	46.627	46.252	91,93	91,33	-0,66
Puglia	32.234	32.139	78,32	78,16	-0,21
Basilicata	5.296	5.252	75,76	75,11	-0,86
Calabria	17.333	17.198	77,41	77,20	-0,27
Sicilia	45.342	46.071	83,97	85,45	1,76
Sardegna	13.571	13.571	77,76	77,78	0,03
TOTALE	557.692	557.561	79,14	79,29	0,19

(a) Sono esclusi i morti a meno di un anno di vita. *Now-casts*: dati provvisori per regione, ricavati dai modd. D7, fatta eccezione per le province autonome di Trento e Bolzano-Bozen, i cui dati sono definitivi, registrati dalle province stesse e relativi al 2000 (Istat).

(b) La popolazione di riferimento utilizzata per il calcolo dei tassi standardizzati (standardizzazione diretta) è la popolazione italiana al Censimento del 1991 (Istat).

(c) ER: Errore Relativo.

Fig.6 – Tassi standardizzati di mortalità (per 10.000) reali e stimati, per regione di decesso. Anno 2000 (in parentesi Errore Relativo %).



Un ultimo, importante, aspetto da evidenziare è legato alle tendenze della mortalità. Se si osserva l'andamento dei tassi di mortalità per le varie cause tra il 1999 e il 2000, sia con riferimento ai dati reali che ai dati stimati (Figg.7 e 8), risulta evidente che le *now-casts* sono in grado di riprodurre fedelmente i trend reali. Tale aspetto è di estremo interesse da un punto di vista previsivo garantendo la possibilità di monitorare l'andamento della mortalità per causa mediante l'uso dei dati stimati. Questo vantaggio è tanto più rilevante in quanto risulta verificato per qualunque livello di dettaglio si consideri (Fig.8).

Fig.7 – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

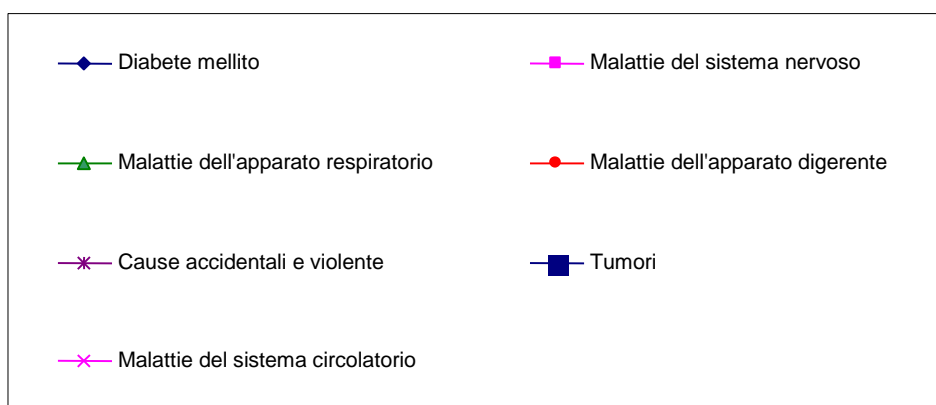
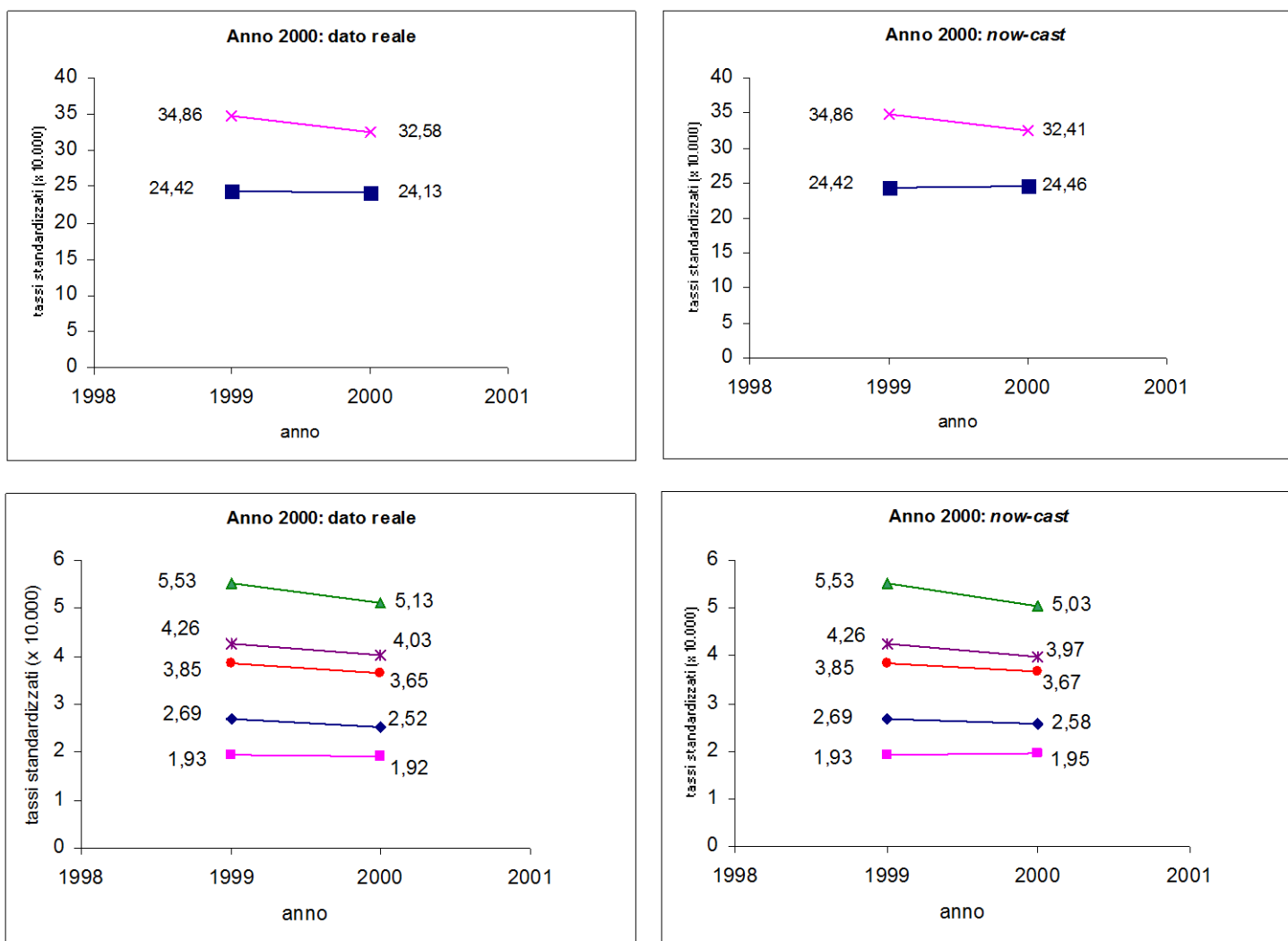


Fig.8 – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

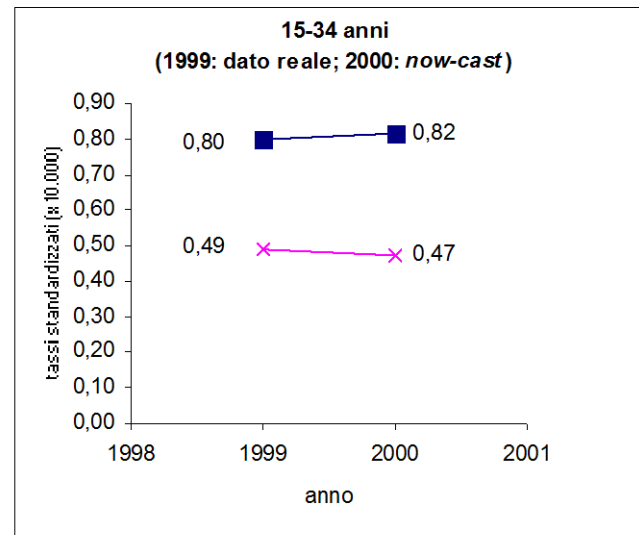
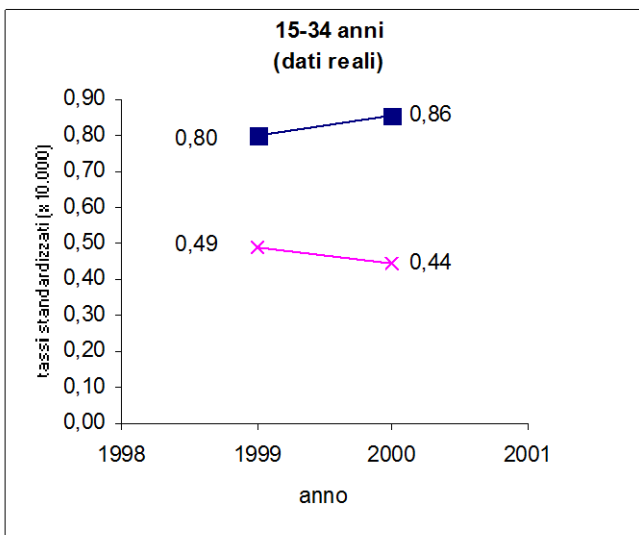
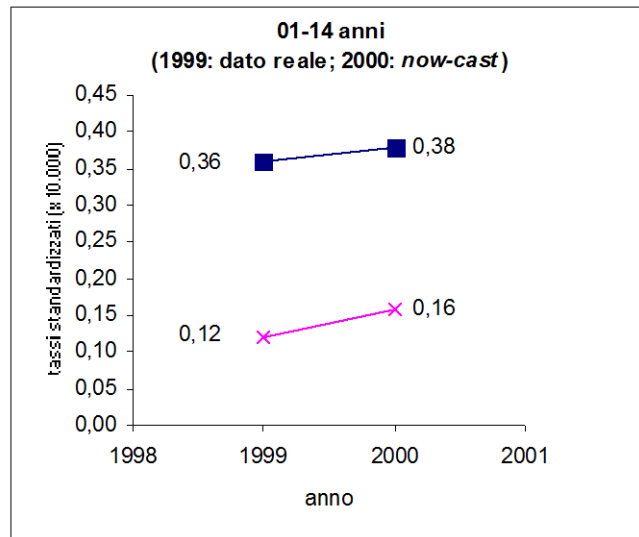
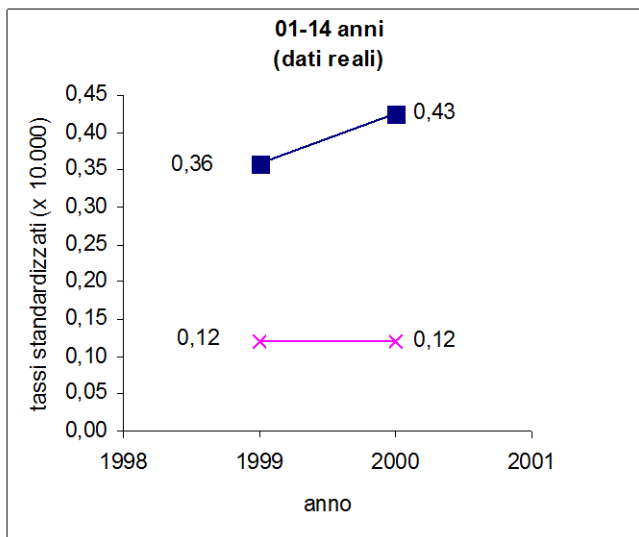


Fig.8 (segue) – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

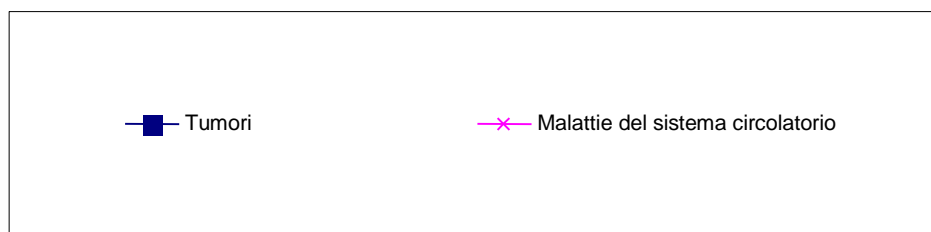
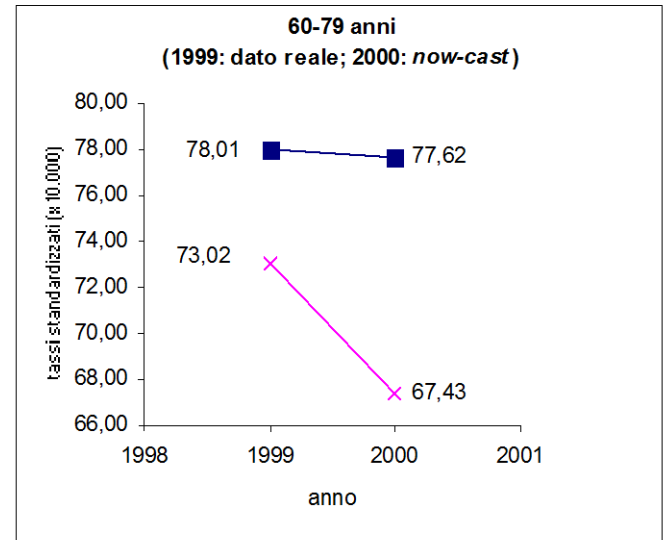
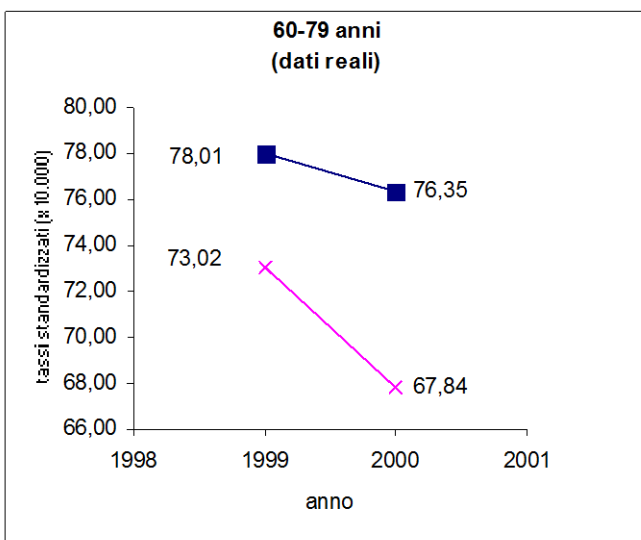
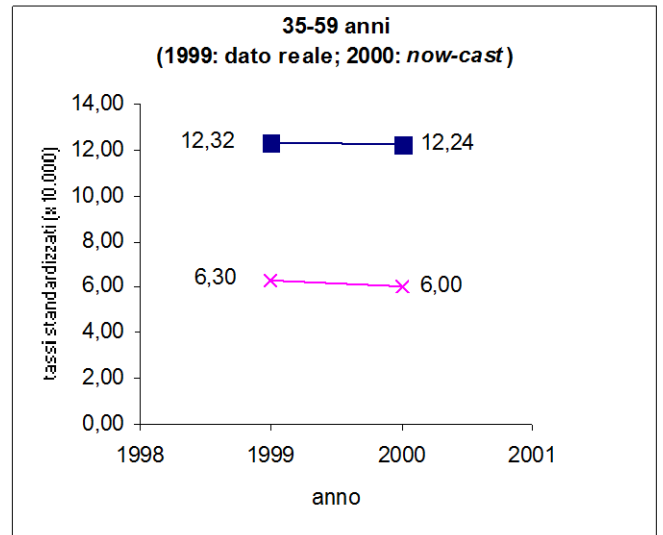
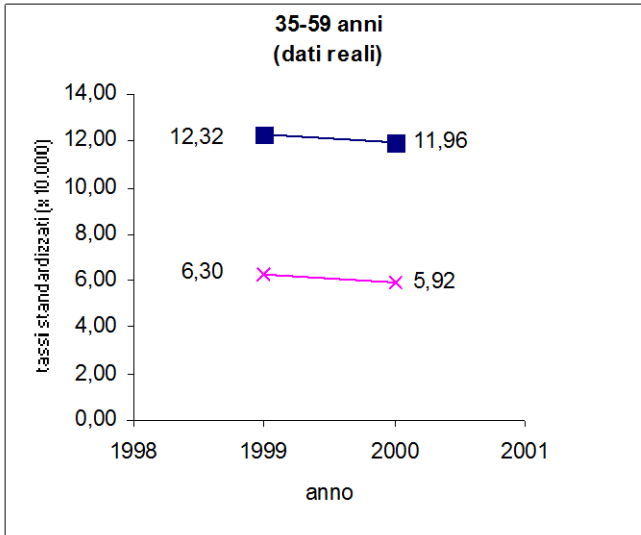


Fig.8 (segue) – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

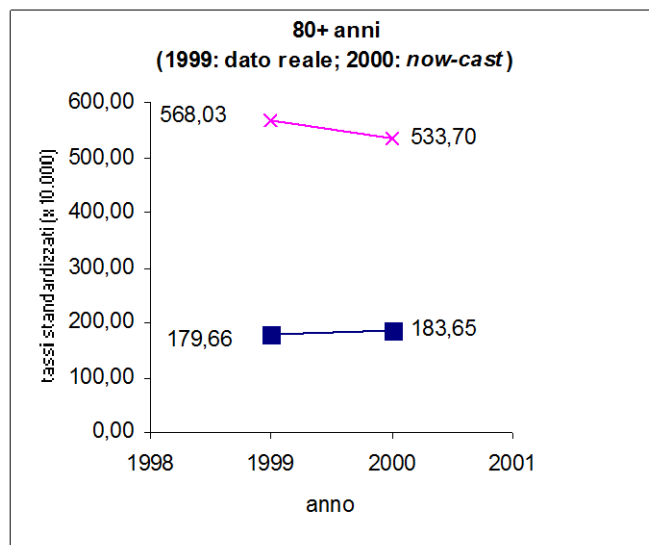
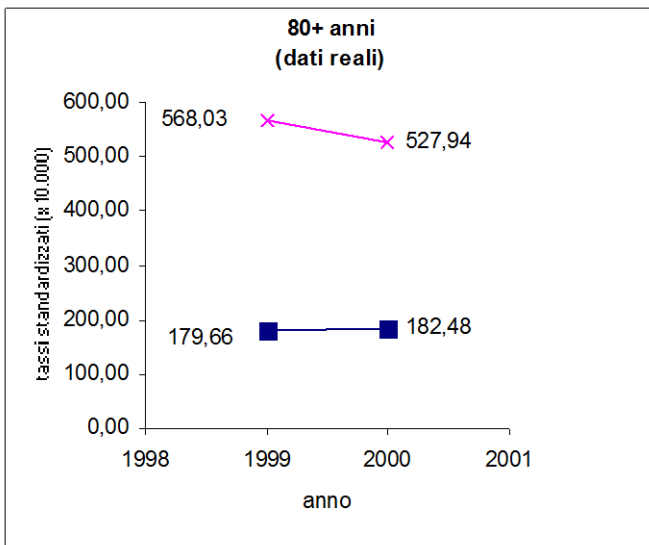


Fig.8 (segue) – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

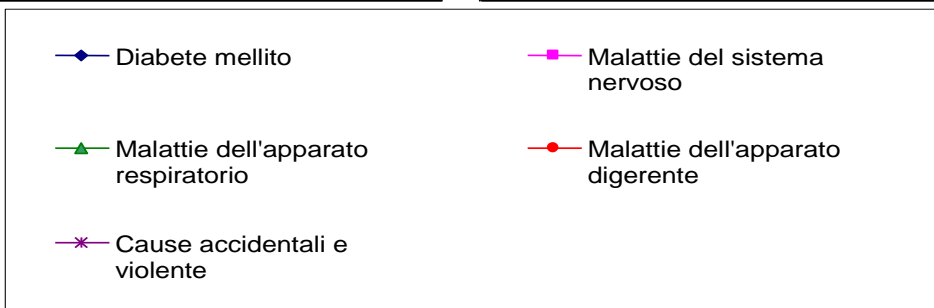
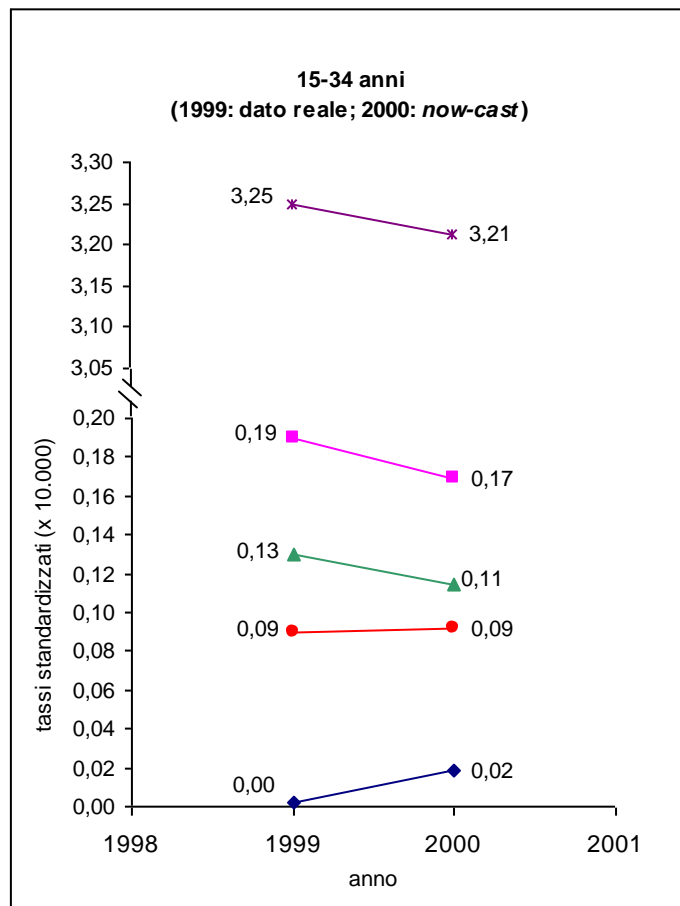
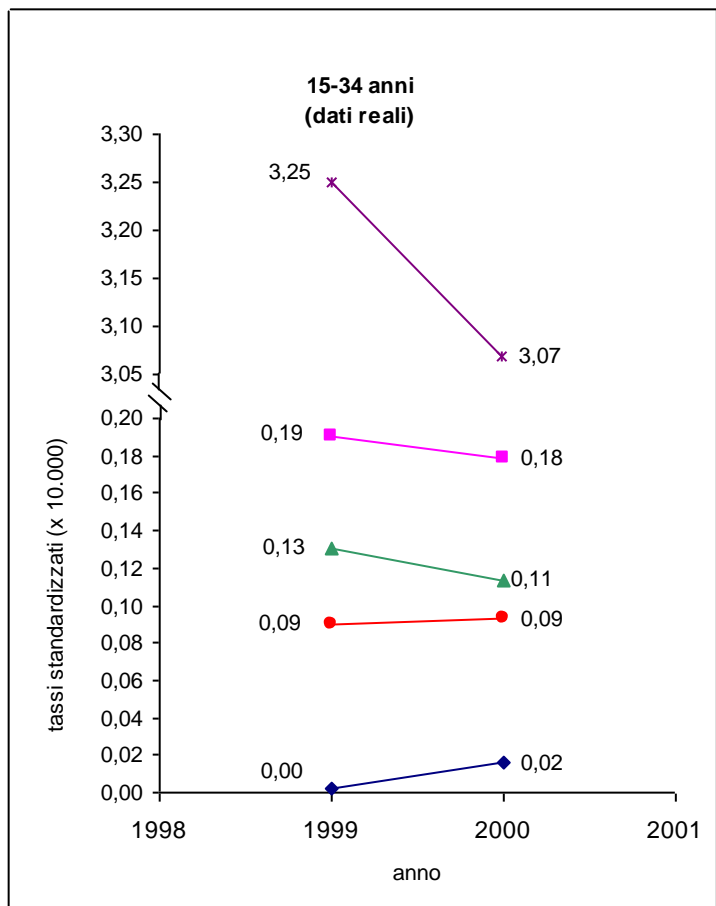
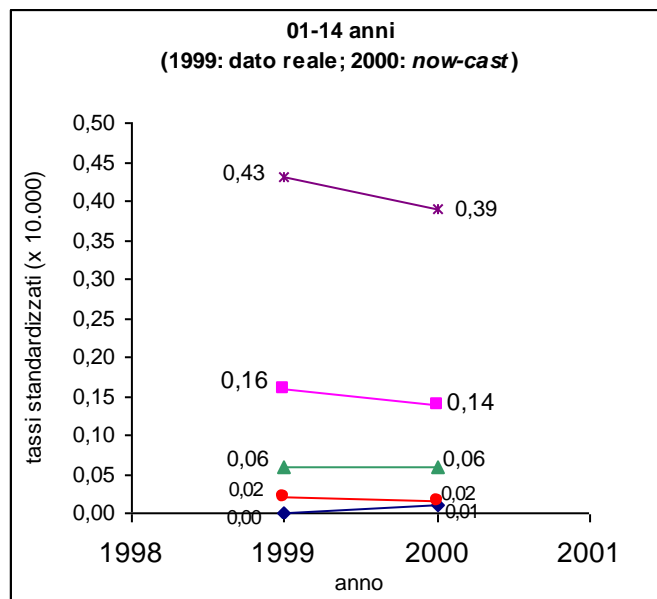
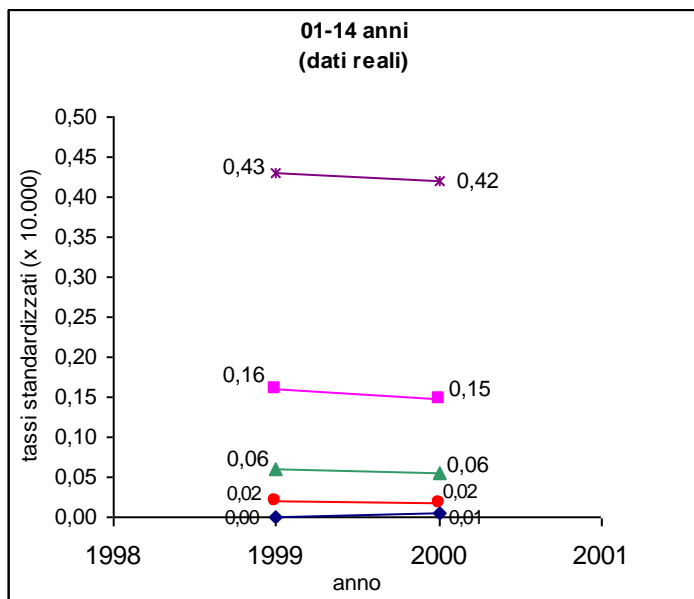


Fig.8 (segue) – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).

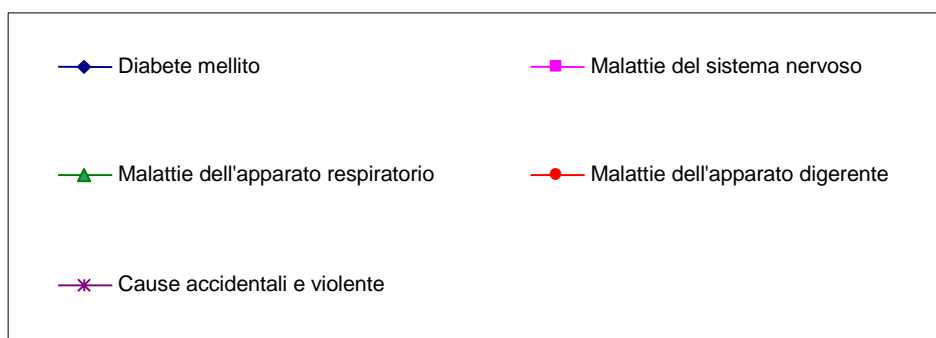
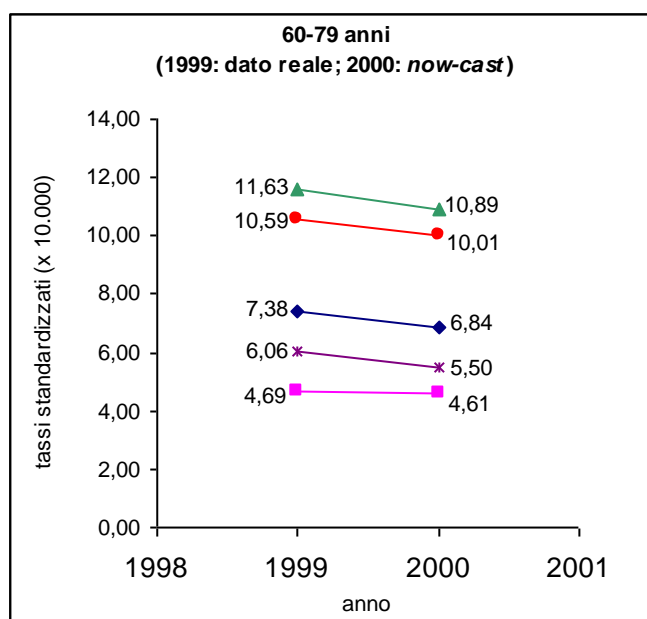
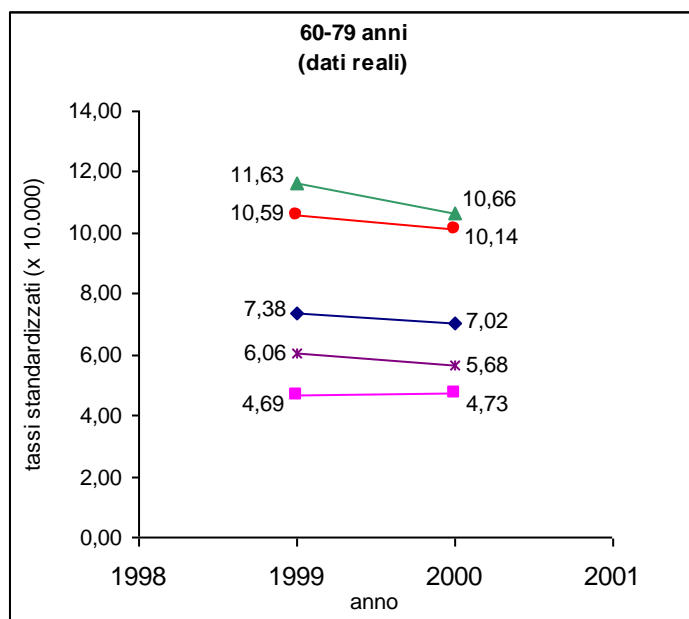
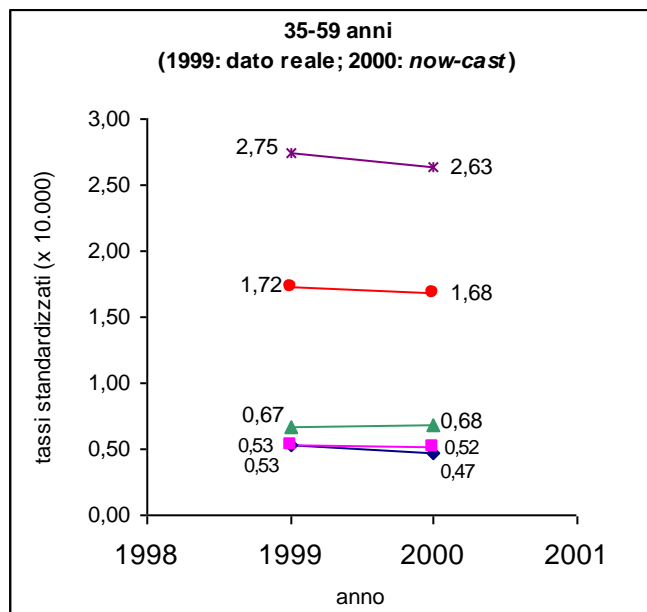
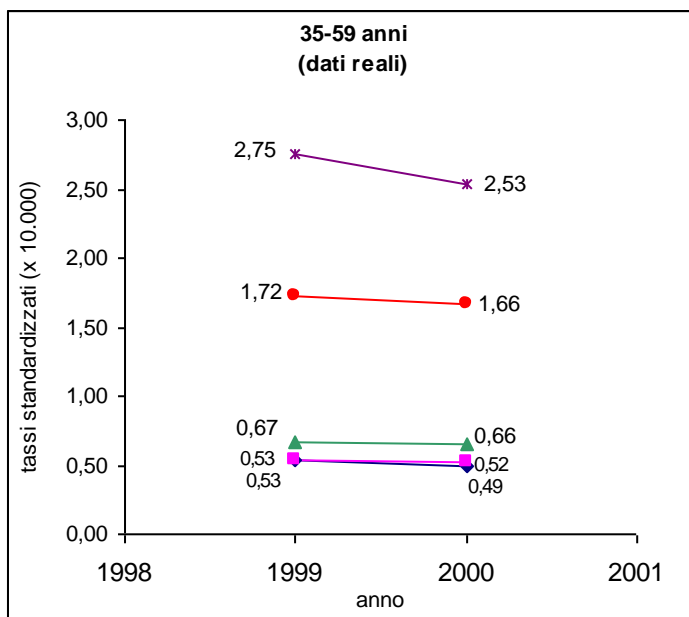
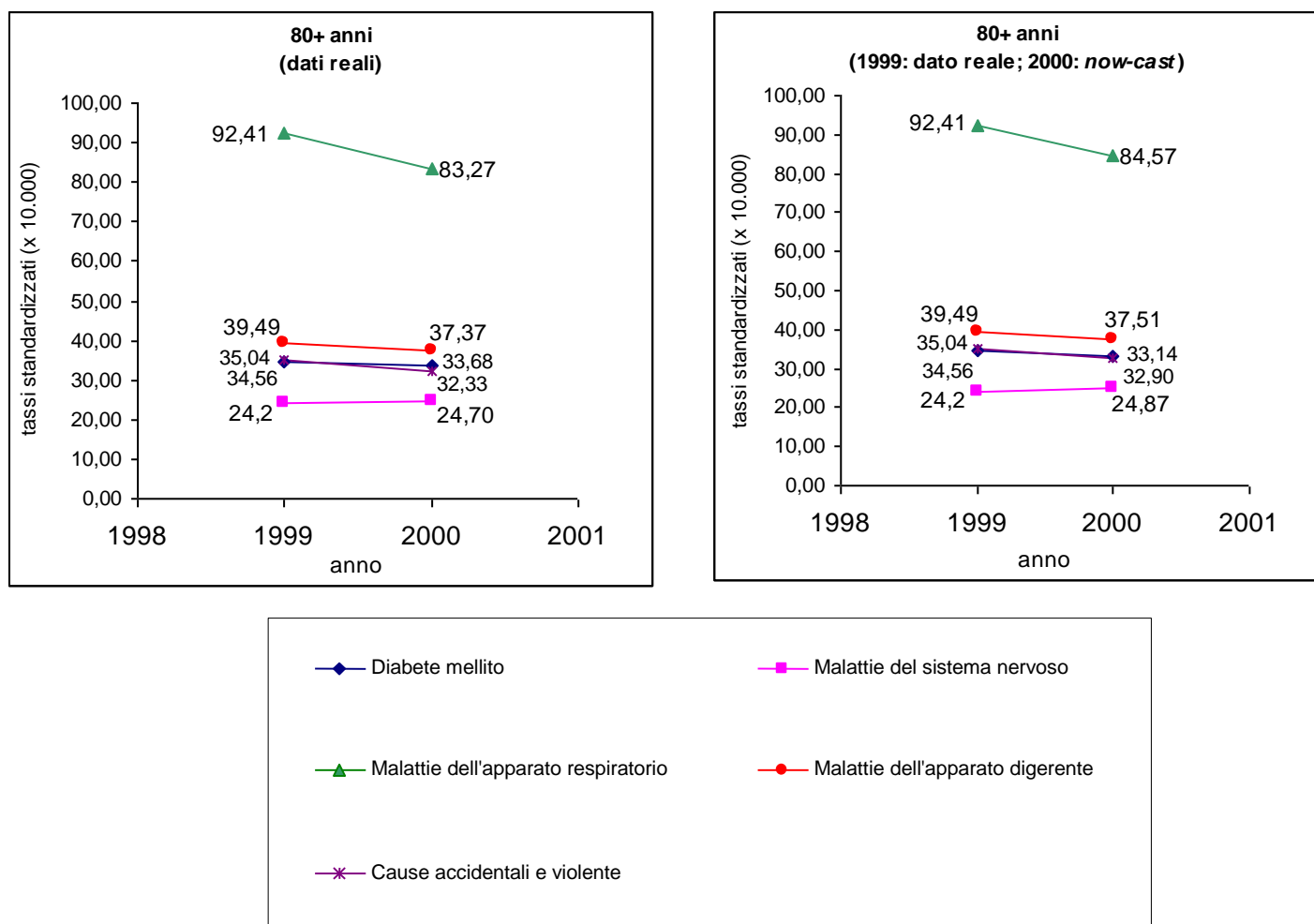


Fig.8 (segue) – Confronto tra gli andamenti della mortalità per causa e grandi gruppi di età, nel periodo 1999-2000 con riferimento ai dati reali e alle *now-casts* (tassi standardizzati per 10.000).



4. Conclusioni

L'utilizzo di un sistema di *now-cast* per l'anticipazione dei dati della mortalità in Italia consente di fornire l'informazione sui decessi per causa a solo un anno di distanza dalla data dell'evento.

Il rilascio di un dato così tempestivo ha una notevole importanza per la statistica ufficiale soprattutto in considerazione delle difficoltà oggettive a ridurre i tempi di raccolta, codifica e elaborazione di tutte le schede delle morti avvenute in un anno che, attualmente, permettono la pubblicazione del dato finale completo a non meno di due anni e mezzo di distanza dall'evento. È esattamente in quest'ottica che il metodo è stato sperimentato dall'Istat a partire

dal 2001 sui dati dei decessi del 1998; infatti, grazie alla strategia di *now-cast*, attualmente l'Istat rilascia i dati provvisori sulla mortalità ad un solo anno di distanza dall'evento¹⁵.

Il metodo di *now-cast* descritto nel presente lavoro è un metodo che può essere definito "empirico", certamente meno sofisticato dal punto di vista metodologico e delle ipotesi formulate rispetto, per esempio, ai metodi basati sull'analisi delle serie storiche della mortalità. Tuttavia, come descritto nel terzo paragrafo, i risultati ottenuti mediante questo approccio "empirico", mostrano una buona qualità delle *now-casts* rispetto ai dati reali.

A tale proposito occorre sottolineare che *"modellizzare, estrapolare le tendenze va benissimo, ma ciò che è più complesso non sempre è il migliore"*¹⁶. Quando l'obiettivo è prevedere la mortalità negli anni futuri per i quali non si ha alcuna informazione supplementare sull'andamento del fenomeno, è indubbiamente preferibile un approccio basato sull'estrapolazione delle tendenze del passato. Se però si intende fornire una previsione dettagliata della mortalità relativamente a periodi di tempo per i quali si dispone già di informazioni magari limitate e parziali, come previsto nel presente lavoro, l'utilizzo di un metodo, anche complesso, di estrapolazione delle tendenze storiche non consente di ottenere risultati migliori. Questo è particolarmente vero quando si intende specificare le stime in relazione alle cause di morte¹⁷.

L'approccio di *now-cast* qui illustrato è un tentativo di superare i limiti dei metodi basati sulle serie storiche nella stima della mortalità per causa, valorizzando i dati già disponibili. Il metodo presentato segue, in parte, l'approccio delle serie storiche, in quanto fa riferimento ai dati del passato, ma non si limita ad una estrapolazione "cieca" delle tendenze della mortalità rispetto al contesto di riferimento, bensì sfrutta al massimo il depositato informativo già disponibile al momento della stima che, peraltro, costituisce una parte rilevante del dato finale. Ed è proprio questa massima valorizzazione del contesto di riferimento la principale caratteristica del metodo.

Dall'esame dei risultati ottenuti la metodologia di *now-cast* presentata in questo lavoro dimostra una buona performance, producendo delle stime di mortalità per causa alquanto soddisfacenti. I risultati sono particolarmente buoni quando si fa riferimento alla mortalità per causa nel complesso della popolazione e distintamente per i due sessi. Una certa cautela nell'utilizzazione delle stime, invece, è necessaria quando aumenta il livello di disaggregazione dei dati. Infatti, quanto più è esiguo il numero di dati osservabili al dettaglio che si sta considerando, tanto più rilevanti possono essere le oscillazioni prodotte da variazioni anche di lieve entità nell'ammontare assoluto dei dati stessi, avvenute nel brevissimo periodo. In questi casi, la natura relativamente "conservativa" del metodo descritto nel presente lavoro, pur fornendo un'ottima stima delle tendenze del fenomeno, non sempre consente di cogliere appieno il cambiamento avvenuto, in particolare quando la variazione si produce nella parte dell'anno per la quale non si dispone di alcun dato parziale.

¹⁵ Alla fine del 2003 sono stati stimati i dati di mortalità del 2002.

¹⁶ *"Modéliser, extrapoler les tendances, c'est très bien, mais le plus complexe n'est pas toujours nécessairement le meilleur"*. Cfr. Caselli G., Vallin J. (1996).

¹⁷ Cfr. nota 16.

Bibliografia

Barchielli A., De Angelis R., Frova L. (1996), "Uso delle statistiche di mortalità per lo studio della diffusione dei tumori dell'apparato digerente: caratteristiche e qualità dei dati". In: *Epidemiologia dei tumori dell'apparato digerente in Italia*, Capocaccia R., Terracini B., Verdicchi A., *Annali dell'Istituto Superiore di Sanità*.

Barchielli A., Geddes M. (1992), "Uso delle statistiche di mortalità per lo studio della diffusione dei tumori dell'apparato respiratorio in Italia: caratteristiche e qualità dei dati". In: *Epidemiologia dei tumori dell'apparato respiratorio in Italia*, Capocaccia R., Terracini B., Verdicchi A., *Annali dell'Istituto Superiore di Sanità*, 28(1), pp.13-20.

Burgio A., Frova L. (1995), Projections de mortalité par cause de décès: extrapolation tendancielle ou modèle âge-période-cohorte. *Population*, vol.50, n.4/5, pp.1031-52.

Caselli G., Vallin J. (Marzo 1996), *Est-il utile de prendre en compte les causes de décès pou extrapoler les tendances de la mortalité?* Collana Materiali di studi e di ricerche, n.10, Dipartimento di Scienze Demografiche, Università degli Studi di Roma «La Sapienza».

CISM (1989), *Manuale per la raccolta, codifica ed elaborazione dei dati di mortalità*, a cura di Balzi D. et al., Firenze.

Istat, Annuari n.15 (2002), *Cause di morte. Anno 1999*, Roma.

Istat, Annuari n.16 (2003), *Cause di morte. Anno 2000*, Roma. In corso di stampa.

Istat, Documenti on-line (2001), *Tendenze della mortalità in Italia - Anni 1995-1998* (<http://www.istat.it/Societ-/Sanita-e-p/Storico/index.htm>).

Istat, Documenti on-line (2002), *La mortalità per causa nelle regioni italiane. Anni 1999 e 2001. Dati provvisori* (<http://www.istat.it/Popolazione/Nati-e-mor/index.htm>).

Istat, Documenti on-line (2003), *Cause di morte: la codifica automatica* (<http://www.istat.it/Societ-/Sanita-e-p/index.htm>).

Istat, Essays, *Applying ACS to causes of death statistics in Italy. Some clues on implementation, bridge-coding and further steps*, Roma. In corso di stampa.

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

Istat, Informazioni n.17 (2002), *La mortalità per causa nelle regioni italiane. Anni 1998 e 2000. Dati provvisori*, Roma.

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

Istat, Informazioni (2004), *La mortalità per causa nelle regioni italiane. Anni 2000 e 2002. Dati provvisori* (in corso di pubblicazione).

Istat “Le stime anticipatorie sui fenomeni demografici” (<http://www.demo.istat.it>).

Istat, Metodi e Norme (1998, 6^a ristampa), *Classificazione delle malattie, traumatismi e cause di morte. 9^a revisione 1975*. Volumi 1 e 2, 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-Iss (s.d.) *La mortalità in Italia nel periodo 1970-1992: evoluzione e geografia*, ISTAT-ISS, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.

Pollard A.H. (1980), The interaction between morbidity and mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 107(3), pp.233-302 + summary of discussion, pp.303-13.

Preston S.H. (1987), Relations among standard epidemiologic measures in a population. *Am J of Epidemiology*, vol.126, n.2, pp. 336-45.

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

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

Appendice

Calcolo della popolazione mensile

Per calcolare l'ammontare della popolazione nei singoli mesi di un dato anno (il 2000 nel presente caso), è necessario fare riferimento alla popolazione all'inizio (${}^1\text{gen}2000P$) e alla fine dell'anno (${}^{1^\circ\text{gennaio}2001}P$) e al tasso d'incremento r della popolazione nell'intervallo temporale considerato.

In generale, se si vuole calcolare il tasso d'incremento di una popolazione in un intervallo di tempo t , note la popolazione all'inizio (0P) e alla fine del periodo (tP), si può supporre che il tasso d'incremento sia di tipo continuo, ovvero che ciascuna unità aggiuntiva contribuisca alla crescita successiva della popolazione. Questo equivale ad ipotizzare una funzione di sviluppo della popolazione di tipo esponenziale:

$${}^tP = {}^0P \times \exp\{r \times t\} .$$

Da cui si ricava che il tasso d'incremento nel periodo t è:

$$r = \frac{1}{t} \times \log\left(\frac{{}^tP}{{}^0P}\right) .$$

Con riferimento ai dati del presente lavoro, il tasso d'incremento calcolato a partire dalle popolazioni al 1° gennaio 2000 e al 1° gennaio 2001 per regione R , sesso s ed età x , con $t=1$, è:

$${}^{2000}Rr_{s,x} = \log\left(\frac{{}^{1^\circ\text{gen}2001}R P_{s,x}}{{}^{1^\circ\text{gen}2000}R P_{s,x}}\right) .$$

Il tasso così calcolato è assunto come costante per tutti i mesi dell'anno 2000, e la popolazione all'inizio di un qualunque mese m 2000 è:

$${}^{1^\circ m2000}R \hat{P}_{s,x} = {}^{1^\circ\text{gen}2000}R P_{s,x} \times \exp\left\{{}^{2000}Rr_{s,x} \times {}^{m2000}t\right\} ,$$

dove ${}^{m2000}t$ è l'intervallo di tempo tra il 1° gennaio 2000 e il 1° del mese m 2000, espresso in giorni, ovvero è:

$${}^{m2000}t = \frac{1^\circ m2000 - 1^\circ\text{gennaio}2000}{365,25} .$$