

Settore
Popolazione

**Tavole di mortalità della popolazione italiana
per provincia e regione di residenza**
Anno 1998

A cura di Marco Marsili

Progettazione e realizzazione tavole statistiche: Donatella Marsiglia

Testo: il paragrafo 1 è stato redatto da D. Marsiglia, i paragrafi 2-5 sono stati redatti da M. Marsili.

Per chiarimenti sul contenuto
della pubblicazione rivolgersi a:
Istat Servizio Popolazione Istruzione e Cultura
Tel 06 85227352

**Tavole di mortalità della popolazione italiana
per provincia e regione di residenza
Anno 1998**

Informazioni - 2001

Istituto Nazionale di Statistica
Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Indice

	Pagina
1. Caratteristiche territoriali della sopravvivenza in Italia	7
2. La strategia Istat per l'elaborazione delle tavole di mortalità	14
3. Metodologia di calcolo delle tavole regionali di mortalità	15
3.1 <i>Calcolo dei tassi grezzi di mortalità</i>	15
3.2 <i>Perequazione dei tassi grezzi di mortalità</i>	16
3.3 <i>Stima delle probabilità di morte alle età senili</i>	17
3.4 <i>Posizionamento</i>	20
4. Metodologia di calcolo delle tavole provinciali di mortalità	21
4.1 <i>Calcolo dei tassi grezzi di mortalità</i>	22
4.2 <i>Perequazione dei tassi grezzi di mortalità</i>	22
4.3 <i>Stima delle probabilità di morte alle età senili</i>	23
4.4 <i>Posizionamento</i>	24
4.5 <i>Scomposizione delle probabilità quinquennali in classi annuali</i>	24
5. Significato e modalità di calcolo delle funzioni biometriche presenti nelle tavole	26
TAVOLE STATISTICHE	30

Tavole di mortalità della popolazione italiana per provincia e regione di residenza - Anno 1998

1. Caratteristiche territoriali della sopravvivenza in Italia

Da tempo ormai è nota la dinamica della sopravvivenza nel Paese, caratterizzata soprattutto da una continua riduzione dei rischi di morte nelle età adulte e senili, che consente ad un numero sempre più grande di persone di raggiungere le età più avanzate della vita, con un conseguente progressivo aumento della vita media. Un bambino nato nel 1998 in Italia aveva in quel momento davanti a sé una vita media di 75,5 anni, una bambina di 81,8. Rispetto a soli dieci anni fa l'aumento è stato rispettivamente di 2,4 e 2,2 anni.

Nel contesto europeo l'Italia è certamente uno dei paesi più longevi. Per gli uomini, aspettative di vita migliori in Europa si rilevano solo in Svezia (76,9), Svizzera (76,3) e Norvegia (75,6); per le donne i paesi più longevi del nostro sono la Svizzera (82,5), la Francia (82,2), la Spagna (82) e la Svezia (81,9).

Le condizioni di sopravvivenza, tuttavia, non sono affatto omogenee a livello territoriale. Il Centro è l'area in cui sia gli uomini che le donne vivono più a lungo, assicurandosi un'aspettativa di vita superiore a 76 anni, se maschi, e a 82 anni, se femmine. Nel resto del Paese, si ripresenta il dualismo Nord-Sud: il modello tradizionale che vede il Nord avvantaggiato rispetto al Mezzogiorno, sembra essere confermato dai livelli di vita media delle donne, mentre per gli uomini lo schema è opposto. Per quanto riguarda il Nord, va fatta sicuramente una distinzione tra Est ed Ovest, dove le condizioni di sopravvivenza privilegiano in modo netto la parte nord orientale. Nelle Marche, in Toscana, Umbria e Abruzzo si rileva un indiscusso vantaggio in termini di sopravvivenza per entrambi i sessi, mentre è in Campania che si registrano i livelli minimi di vita media sia per i maschi che per le femmine.

La forte differenziazione della mortalità rispetto alle aree geografiche aumenta l'interesse per un maggior dettaglio territoriale su un fenomeno in cui il dato nazionale e, in minor misura, quello regionale nascondono importanti elementi di analisi. Da tempo, infatti, anche il modello interpretativo che fa riferimento alle due velocità di evoluzione del Paese, è apparso non sempre efficace per rappresentare la capillarità di un processo, sempre più spesso risultato di un'alchimia di fattori che agiscono in tempi e modi distinti.

Prospetto 1.1 – Graduatoria delle province italiane secondo il livello di vita media – 1998

ORDINE	VITA MEDIA	MASCHI		FEMMINE	
		PROVINCIA	VITA MEDIA	PROVINCIA	VITA MEDIA
1	77,21	Firenze	83,42	Treviso	
2	77,18	Forlì	83,23	Pesaro e Urbino	
3	77,11	Macerata	83,02	Rimini	
4	77,10	Chieti	82,98	Prato	
5	77,02	Vibo Valentia	82,84	Ravenna	
6	76,90	Prato	82,81	Trento	
7	76,81	Ancona	82,81	Ancona	
8	76,81	Rimini	82,79	Teramo	
9	76,74	Arezzo	82,77	La Spezia	
10	76,73	Siena	82,75	Padova	
11	76,68	Pesaro e Urbino	82,74	Forlì	
12	76,59	Pisa	82,74	Pistoia	
13	76,56	Perugia	82,73	Firenze	
14	76,56	Bari	82,70	Bolzano	
15	76,51	Terni	82,59	Venezia	
.....	
90	74,59	Ferrara	81,02	Lodi	
91	74,49	Crotone	80,94	Biella	
92	74,40	Brescia	80,90	Agrigento	
93	74,35	Verbano-Cusio-Ossola	80,86	Pavia	
94	74,34	Pavia	80,75	Ragusa	
95	74,22	Biella	80,56	Messina	
96	73,96	Belluno	80,38	Palermo	
97	73,95	Vercelli	80,24	Catania	
98	73,93	Cremona	80,23	Siracusa	
99	73,83	Aosta	80,19	Crotone	
100	73,67	Caserta	79,95	Caltanissetta	
101	73,55	Lodi	79,94	Caserta	
102	73,33	Napoli	79,59	Enna	
103	73,09	Sondrio	79,43	Napoli	

E' ormai riconosciuto che sulla mortalità incidono vari fattori – socio-culturali, medico-sanitari, ambientali - che si combinano in modo diverso generando una forte variabilità a livello territoriale. In queste condizioni, il dato nazionale, come qualsiasi altro dato medio, appiattisce la variabilità a favore di una misura di sintesi. Nelle aree con una spiccata variabilità a livello territoriale diventa più ampia l'approssimazione del dato regionale.

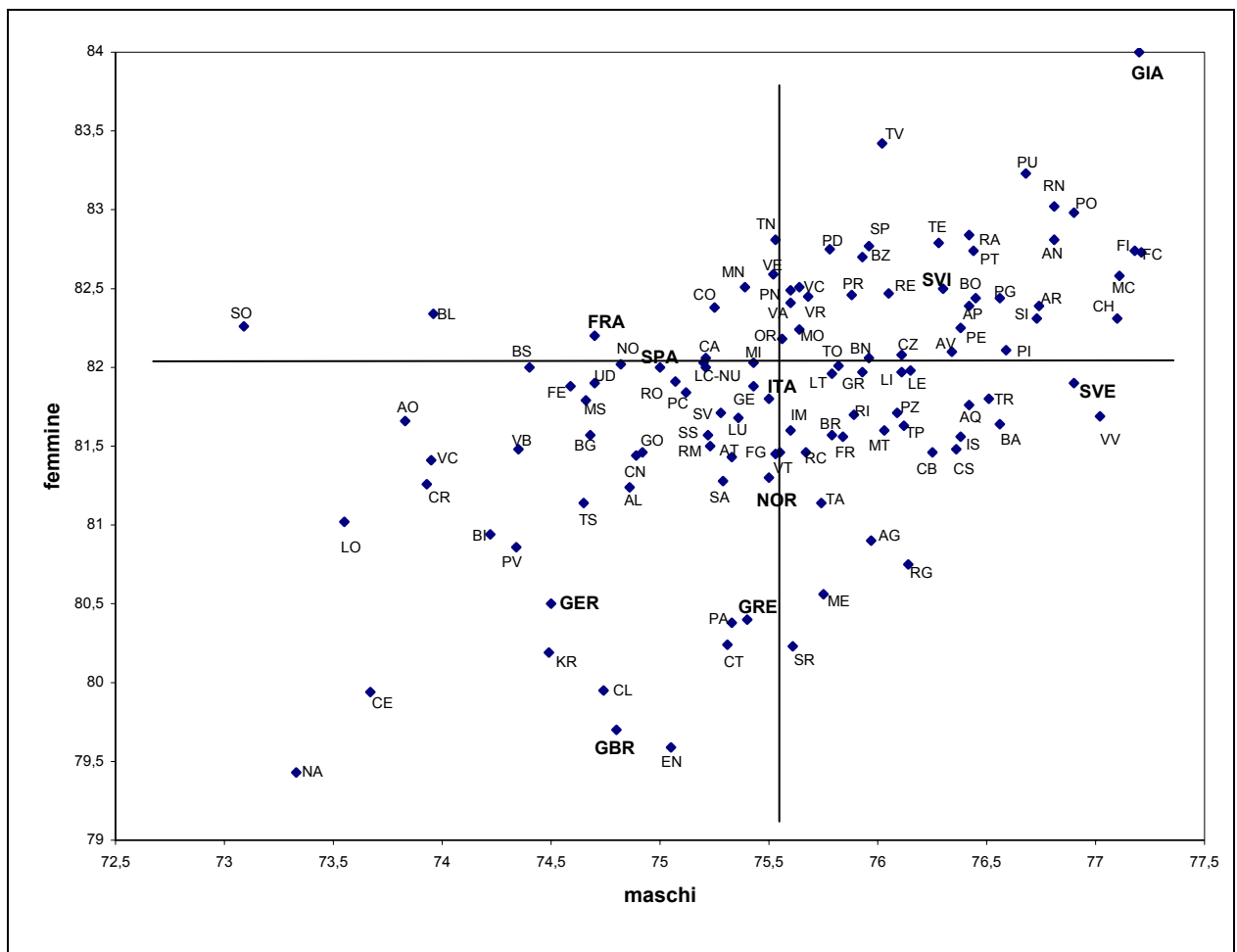
Nel prospetto 1.1 si riportano le prime e le ultime posizioni di una graduatoria delle province italiane secondo il livello di vita media e il sesso. Se si escludono le province del Centro, in cui i livelli di sopravvivenza sono decisamente vantaggiosi per entrambi i sessi, nel resto del Paese, le differenze tra maschi e femmine sono talmente evidenti da imporre due percorsi di analisi distinti.

Gli uomini residenti nelle province settentrionali, del Nord-Ovest in particolare, si trovano in una posizione di svantaggio rispetto agli uomini residenti nelle province meridionali, ad eccezione di Napoli. Le province di Chieti (77,1), Bari (76,6), l'Aquila (76,4), Pescara (76,4) hanno infatti livelli di vita media ben superiori a quelli delle province del Nord-Ovest come Sondrio (73,1), Lodi (73,6), Aosta (73,8), Cremona (73,9). Nel Nord-Est, invece, i livelli di sopravvivenza sono del tutto paragonabili a quelli delle province meridionali, ad eccezione di Belluno (74,0), Ferrara (74,6), Gorizia (74,9), Trieste (74,7) e Udine (74,7).

Per le donne, al contrario, il Nord si presenta in una posizione più favorevole, rispetto al Mezzogiorno: i rischi di morte delle donne nelle province meridionali sono infatti più elevati che nel resto del Paese. Solo una provincia del Mezzogiorno (Teramo) rientra nelle prime 15 province tra quelle più longeve. La Campania e la Sicilia raccolgono le 4 province in cui l'aspettativa di vita è al di sotto degli 80 anni. Nel 1995 le province con vita attesa al di sotto degli 80 anni erano 6, tra cui Palermo e Catania.

L'ampia varietà di situazioni a livello provinciale può essere meglio visualizzata con l'ausilio di un diagramma a dispersione (grafico 1.1) che pone in relazione la speranza di vita alla nascita degli uomini con quella delle donne.

Grafico 1.1 – Distribuzione delle province italiane secondo i livelli di sopravvivenza – 1998



Ogni provincia è rappresentata dal punto di intersezione dei due valori. Le mediane dei due indicatori della vita media, individuano quattro quadranti, associati a situazioni di diversa mortalità.

L'area in basso a sinistra è quella con una minore speranza di vita per entrambi i sessi. All'opposto, sul quadrante in alto a destra, si ritrovano le posizioni più vantaggiose in termini di vita media sia per gli uomini che per le donne. Negli altri due quadranti si osservano posizioni intermedie più favorevoli rispetto alla media per uno dei due sessi.

La frontiera di longevità per l'Italia è nel quadrante in alto a destra, in un'area compresa tra l'Emilia-Romagna, le Marche e la Toscana occidentale. Pesaro-Urbino, Rimini, Prato, Firenze, Forlì-Cesena, registrano valori che si approssimano a quelli del Giappone, il paese più longevo a livello mondiale.

Limitatamente alle due caratteristiche prese in considerazione, la prossimità territoriale si riflette, in generale, in una prossimità demografica. Province geograficamente vicine tendono a posizionarsi in una stessa area del diagramma. Nei due quadranti in basso, ad esempio, è facile individuare una continuità geografica tra Crotone, Caltanissetta, Catania, Palermo, Siracusa, Messina, Ragusa e Agrigento, con valori prossimi a quelli della Grecia.

Tuttavia, questo non esclude situazioni di massima variabilità a livello regionale. La Campania è certamente l'esempio più significativo. Nella regione infatti, accanto a Napoli e Caserta, province con valori ai minimi nazionali (quadrante in basso a sinistra), si affiancano realtà con aspettative di vita decisamente superiori alla media, come Avellino e Benevento. Situazioni analoghe si verificano in Calabria con Crotone, da un lato, in cui entrambi gli indicatori di vita media sono a livelli minimi, e Catanzaro, dall'altro, posizionato nella zona con speranza di vita superiori alla media per entrambi i sessi, oppure in Toscana con Firenze e Massa Carrara che rappresentano rispettivamente il valore massimo e minimo della sopravvivenza maschile delle province del Centro.

L'eterogeneità a livello provinciale che emerge dalla semplice analisi di dati descrittivi aggregati, rende necessaria un'ultima riflessione sulla distribuzione per età della mortalità, per individuare le classi che maggiormente incidono sulla differenziazione a livello territoriale.

Grafico 1.2 – Probabilità di morte per età (per mille) nelle province di Sondrio e Firenze – Uomini

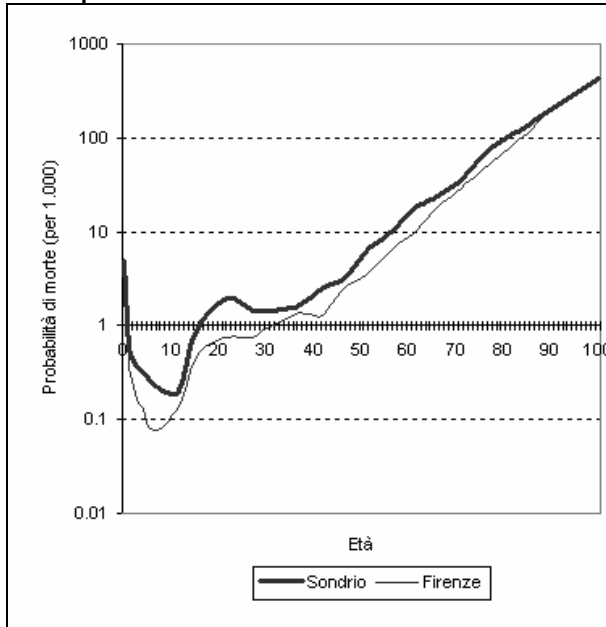
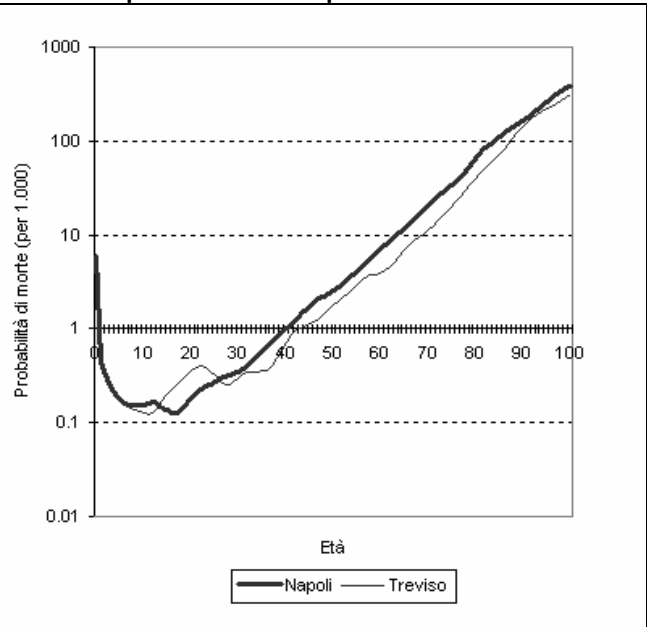


Grafico 1.3 – Probabilità di morte per età (per mille) nelle province di Napoli e Treviso - Donne



A tal fine sono state analizzate le distribuzioni per età delle province che hanno registrato i valori minimi e massimi nella speranza di vita alla nascita, ovvero Sondrio e Firenze per gli uomini e Treviso e Napoli, per le donne (grafici 1.2 e 1.3).

Il confronto tra le serie maschili è immediato: le condizioni di sopravvivenza di Sondrio sembrano essere particolarmente negative, ma indipendenti dalla distribuzione per età. In ogni punto, la curva di Sondrio si adagia su quella di Firenze senza alcuna intersezione.

Per le femmine, invece, dal confronto di Napoli con Treviso emerge una mortalità più elevata in pressoché tutte le età adulte e senili, per la città campana. Tuttavia, nelle fasce di età infantili e giovanili, da 0 a 26 anni,

è evidente un andamento altalenante delle due distribuzioni considerate. La mortalità partenopea è ben al di sopra di quella veneta nelle età comprese tra 0 e 14 anni; da quel momento in poi, però, è proprio nella città campana che si registrano migliori condizioni di sopravvivenza. Per Treviso si verifica infatti un'accentuazione dei rischi di morte tipici delle età giovanili (incidenti, tossicodipendenza, AIDS) che si ritrova più frequentemente nelle distribuzioni per età dei maschi.

Il quadro sin qui descritto, che fotografa l'eterogeneità della sopravvivenza sul territorio per quanto riguarda il 1998, rispecchia in gran parte quello relativo a tre anni prima, primo anno di elaborazione delle tavole provinciali di mortalità. Va tuttavia tenuto in debito conto che: in linea con l'andamento nazionale nel triennio si sono registrati ulteriori guadagni di sopravvivenza per la maggior parte delle province; tale processo non sempre ha interessato le province con la medesima intensità ed anzi, in alcune situazioni la dinamica congiunturale ha comportato delle riduzioni di vita media.

Prospetto 1.2 – Guadagni di vita media nel periodo 1995-1998 per provincia

PROVINCIA	Maschi	Femmine	PROVINCIA	Maschi	Femmine	PROVINCIA	Maschi	Femmine
Torino	1.0	0.8	Genova	1.2	1.0	Chieti	1.3	0.0
Vercelli	1.0	0.8	La Spezia	1.2	1.0	Isernia	0.0	-0.3
Biella	1.3	0.3	Piacenza	0.8	0.9	Campobasso	0.7	-0.1
Verbania	0.9	0.6	Parma	0.3	0.6	Caserta	0.7	0.6
Novara	1.4	1.2	Reggio nell'Emilia	0.6	0.2	Benevento	0.4	0.7
Cuneo	0.8	0.5	Modena	0.4	0.4	Napoli	0.2	0.3
Asti	0.4	0.7	Bologna	0.9	1.1	Avellino	0.5	0.5
Alessandria	0.6	0.3	Ferrara	0.0	0.9	Salerno	0.4	0.5
Aosta	1.0	0.1	Ravenna	-0.3	0.1	Foggia	-0.3	0.6
Varese	1.2	0.7	Forlì	1.4	0.1	Bari	0.9	0.5
Como	1.1	0.9	Rimini	1.1	0.4	Taranto	0.9	0.0
Lecco	1.1	0.6	Massa-Carrara	0.5	0.4	Brindisi	0.5	0.1
Sondrio	0.0	0.2	Lucca	0.4	0.3	Lecce	0.5	0.3
Milano	0.8	0.5	Pistoia	0.8	0.3	Potenza	0.3	0.9
Bergamo	0.6	0.1	Firenze	1.0	0.5	Matera	-0.1	0.7
Brescia	0.9	0.4	Prato	0.7	0.7	Cosenza	0.1	0.5
Pavia	1.6	0.7	Livorno	0.0	0.9	Crotone	-0.9	-0.9
Lodi	-1.0	-0.5	Pisa	1.4	0.5	Catanzaro	0.8	1.0
Cremona	1.8	0.8	Arezzo	0.8	0.4	Vibo Valentia	1.7	0.6
Mantova	1.3	0.8	Siena	-0.1	0.2	Reggio di Calabria	0.3	0.9
Bolzano	0.6	0.4	Grosseto	1.7	1.2	Trapani	0.5	0.7
Trento	1.1	0.5	Perugia	0.5	0.1	Palermo	1.0	0.6
Verona	1.0	0.6	Terni	0.5	0.6	Messina	0.1	0.3
Vicenza	0.8	0.7	Pesaro e Urbino	0.7	0.8	Agrigento	0.8	0.9
Belluno	0.4	0.9	Ancona	0.0	0.2	Caltanissetta	0.6	0.4
Treviso	0.9	0.8	Macerata	0.2	0.0	Enna	0.6	0.4
Venezia	0.9	0.5	Ascoli Piceno	0.8	0.2	Catania	0.5	0.6
Padova	1.1	0.7	Viterbo	0.5	0.7	Ragusa	-0.2	0.3
Rovigo	1.1	0.3	Rieti	1.0	0.7	Siracusa	1.3	0.2
Pordenone	0.8	0.5	Roma	0.5	0.5	Sassari	1.0	0.6
Udine	0.5	0.4	Latina	1.0	0.1	Nuoro	0.5	0.1
Gorizia	0.8	0.4	Frosinone	0.6	0.2	Oristano	0.2	0.3
Trieste	0.4	0.7	L'Aquila	1.1	0.6	Cagliari	0.6	0.6
Imperia	1.3	0.5	Teramo	0.4	0.5			
Savona	0.8	0.4	Pescara	1.4	0.7			

Per i maschi, si sono verificati nel triennio, guadagni dell'ordine di almeno 1 anno in 32 province su 103. Per la provincia di Cremona si arriva a 1,8 anni. Le uniche eccezioni sono le province di Crotone, Foggia, Lodi, Matera, Ravenna, Ragusa, Siena in cui si è verificato un decremento. Decisamente meno concentrati i guadagni di vita media delle femmine: la quota di province con incrementi di almeno 1 anno è di sole 6 province su 103. Le province in cui si registra una riduzione della speranza di vita alla nascita sono solo quattro: Campobasso, Crotone, Isernia e Lodi. La distribuzione dei guadagni per le donne sembra essere più costante nel tempo, con guadagni più contenuti, ma più diffusi sul territorio rispetto alla distribuzione dei maschi.

Non tutte le classi di età partecipano all'allungamento della sopravvivenza nella stessa misura. Le età infantili e giovanili hanno raggiunto livelli di mortalità talmente bassi che non possono contribuire in modo significativo ad ulteriori guadagni di sopravvivenza. L'allungamento della vita media sembra quindi essere strettamente legato alle sorti delle classi di età senili. Se si esamina il contributo che le varie classi di età hanno dato nel determinare l'aumento della vita media negli ultimi dieci anni, emerge con chiarezza (prospetto 1.3) che le classi di età dopo i 65 anni di vita sono il cardine del processo di sopravvivenza femminile, mentre negli uomini un importante contributo deriva anche dalle classi adulte dell'ultimo periodo della vita lavorativa (45-64 anni). Si potrebbe ipotizzare che i maschi si trovino, rispetto alle femmine, in una

fase precedente del processo di riduzione dei rischi di morte, che interessa progressivamente le classi di età, dalle più giovani alle più anziane. Nella fascia di età, 45-64 anni, gli uomini registrano ancora contributi di sopravvivenza, doppi rispetto alle loro coetanee. Le donne, possono invece contare su margini di guadagni di vita media soprattutto a fronte di riduzioni della mortalità nell'ultima classe di età, avendo ridotto a livelli minimi la mortalità delle classi più giovani. Questa tendenza, che si verifica in ogni area del paese, si presenta più evidente nel Centro, dove dei circa due anni di vita guadagnati dalle donne, ben il 68% è dovuto al miglioramento delle condizioni di sopravvivenza proprio delle più anziane.

A margine va anche segnalato il contributo negativo provocato dal peggioramento nel decennio dei livelli di mortalità nelle classi giovanili (25-34 anni) che, soprattutto tra gli uomini, è legato all'aumento della mortalità per cause accidentali (incidenti stradali) e sociali (AIDS e tossicodipenze).

Prospetto 1.3 - Contributi delle diverse classi di età all'aumento della vita media tra il 1988 ed il 1998 - Italia e Ripartizioni geografiche

Classi di età	Maschi		Femmine	
	Contributo assoluto	Contributo percentuale	Contributo assoluto	Contributo percentuale
ITALIA				
0	0.32	14	0.25	11
1-24	0.10	4	0.04	2
25-34	-0.05	-2	0.00	0
35-44	0.06	3	0.07	3
45-64	0.96	40	0.41	19
65+	0.97	41	1.44	65
Totale	2.37	100	2.22	100
NORD				
0	0.27	10	0.20	9
1-24	0.07	3	0.04	2
25-34	-0.07	-3	-0.01	0
35-44	0.06	2	0.08	4
45-64	1.20	45	0.44	20
65+	1.16	43	1.45	66
Totale	2.70	100	2.20	100
CENTRO				
0	0.27	14	0.24	13
1-24	0.07	3	0.01	1
25-34	-0.05	-2	-0.01	-1
35-44	-0.02	-1	0.02	1
45-64	0.87	45	0.35	18
65+	0.80	41	1.32	68
Totale	1.95	100	1.92	100
MEZZOGIORNO				
0	0.36	18	0.26	11
1-24	0.13	7	0.06	3
25-34	-0.02	-1	0.02	1
35-44	0.08	4	0.08	3
45-64	0.63	32	0.42	17
65+	0.81	40	1.54	65
Totale	0.36	18	0.26	11

Dopo aver descritto la sopravvivenza in Italia da un punto di vista delle differenze territoriali e delle dinamiche temporali, è di ulteriore interesse l'analisi delle differenze di genere. Nel prospetto 1.4 è riportata la graduatoria delle province in base alla differenza tra la vita media delle donne e quella degli uomini. L'alta o bassa sopravvivenza ha un valore decisamente diverso se si riferisce ai maschi o alle femmine. Le donne vivono mediamente di più: in nessun caso, gli anni di vita attesi da un uomo superano quelli attesi da una donna. Le differenze maggiori si verificano nelle regioni settentrionali in cui l'alta mortalità maschile e la bassa mortalità femminile, permettono alle donne un maggior vantaggio rispetto agli uomini. All'opposto si ritrovano le province meridionali con alta mortalità femminile e bassa mortalità maschile, che riducono il divario di sopravvivenza tra i due sessi.

Non sorprende quindi che la differenza più contenuta si verifichi nel Mezzogiorno, a Enna (4,5 anni), pari alla metà di quella che si registra nel Nord, a Sondrio (9,2 anni). Differenze contenute, al di sotto dei valori nazionali (6,2 anni), si rilevano anche nelle province con alta sopravvivenza per entrambi i sessi, come Macerata, Firenze, Forlì, Bologna e Ancona.

Prospetto 1.4 - Graduatoria delle province italiane secondo la differenza di vita media tra i sessi – 1998

ORDINE	DIFFERENZA	PROVINCIA	ORDINE	DIFFERENZA	PROVINCIA	ORDINE	DIFFERENZA	PROVINCIA
1	9,17	Sondrio	36	6,55	Cuneo	71	5,83	Lecce
2	8,38	Belluno	37	6,55	Pesaro e Urbino	72	5,81	Rieti
3	7,83	Aosta	38	6,54	Gorizia	73	5,79	Reggio Calabria
4	7,60	Brescia	39	6,52	Pavia	74	5,78	Brindisi
5	7,47	Lodi	40	6,51	Teramo	75	5,76	Avellino
6	7,46	Vercelli	41	6,49	Trieste	76	5,72	Frosinone
7	7,40	Treviso	42	6,45	Genova	77	5,70	Crotone
8	7,33	Cremona	43	6,43	Savona	78	5,65	Arezzo
9	7,29	Ferrara	44	6,42	Reggio nell'Emilia	79	5,62	Potenza
10	7,28	Trento	45	6,42	Ravenna	80	5,58	Siena
11	7,20	Novara	46	6,38	Alessandria	81	5,57	Matera
12	7,20	Udine	47	6,35	Sassari	82	5,56	Forlì
13	7,13	Massa-Carrara	48	6,32	Lucca	83	5,52	Firenze
14	7,13	Verbano-Cusio-Ossola	49	6,30	Pistoia	84	5,52	Pisa
15	7,13	Como	50	6,27	Roma	85	5,51	Trapani
16	7,12	Mantova	51	6,27	Caserta	86	5,47	Macerata
17	7,07	Venezia	52	6,21	Rimini	87	5,40	Taranto
18	6,97	Padova	53	6,19	Torino	88	5,34	L'Aquila
19	6,89	Pordenone	54	6,17	Latina	89	5,29	Terni
20	6,89	Bergamo	55	6,10	Asti	90	5,21	Chieti
21	6,87	Vicenza	56	6,10	Benevento	91	5,21	Caltanissetta
22	6,85	Cagliari	57	6,10	Napoli	92	5,21	Campobasso
23	6,84	Rovigo	58	6,08	Prato	93	5,18	Isernia
24	6,83	Lecco	59	6,04	Grosseto	94	5,12	Cosenza
25	6,81	La Spezia	60	6,00	Imperia	95	5,08	Bari
26	6,81	Varese	61	6,00	Ancona	96	5,05	Palermo
27	6,79	Nuoro	62	5,99	Bologna	97	4,93	Agrigento
28	6,77	Bolzano	63	5,99	Salerno	98	4,93	Catania
29	6,77	Verona	64	5,97	Ascoli Piceno	99	4,81	Messina
30	6,72	Piacenza	65	5,97	Catanzaro	100	4,67	Vibo Valentia
31	6,72	Biella	66	5,92	Foggia	101	4,62	Siracusa
32	6,62	Oristano	67	5,91	Viterbo	102	4,61	Ragusa
33	6,60	Milano	68	5,88	Perugia	103	4,54	Enna
34	6,60	Modena	69	5,87	Pescara			
35	6,58	Parma	70	5,86	Livorno			

Prospetto 1.5 - Contributi delle diverse classi di età alla differenza di vita media tra i sessi - Anno 1998 Italia e Ripartizioni geografiche

Classi di età	Contributo assoluto	Contributo percentuale	Contributo assoluto	Contributo percentuale
	ITALIA		NORD	
0	0,05	1	0,04	1
1-24	0,35	6	0,40	6
25-34	0,33	5	0,37	5
35-44	0,30	5	0,32	5
45-64	1,56	25	1,63	24
65+	3,63	58	3,94	59
Totale	6,22	100	6,69	100
	CENTRO		MEZZOGIORNO	
0	0,10	2	0,05	1
1-24	0,30	5	0,33	6
25-34	0,28	5	0,31	6
35-44	0,27	4	0,29	5
45-64	1,39	23	1,56	28
65+	3,71	61	3,06	55
Totale	6,05	100	5,60	100

Una delle domande classiche cui i demografi sono da sempre chiamati a rispondere è perché esista un simile divario di sopravvivenza tra i sessi. La questione che può essere vista da diverse angolature, e non solo demografiche, può essere affrontata dal punto di vista del ruolo, più propriamente del contributo, dato da ciascuna componente della popolazione. Infatti, con la medesima metodologia utilizzata per motivare l'aumento di vita media negli ultimi dieci anni, è possibile inquadrare la differenza tra la vita media di donne e uomini in termini di apporto dato dalle diverse classi di età.

Il prospetto 1.5. evidenzia in primo luogo che i contributi delle varie classi di età sono tutti positivi. Ciò vuol dire che ogni fase dell'esistenza – dalla nascita alla vecchiaia - contribuisce ad accrescere il divario di sopravvivenza tra i sessi a favore delle donne. In secondo luogo, appare determinante il ruolo della classe

degli ultrasessantacinquenni, responsabile del 58% dei 6,22 anni di differenza che si registrano tra le due aspettative di vita, ed anche della classe dei 45-64enni cui si deve un ulteriore 25%. Sul fronte territoriale la situazione non si discosta di molto da quella sopra tracciata, anche se si denota un maggior contributo delle classi di età anziane laddove le donne detengono una vita media più lunga, ovvero al Centro e al Nord del paese.

2. La strategia Istat per l'elaborazione delle tavole di mortalità

I dati di mortalità sono sempre più spesso utilizzati anche per valutare, o per impostare, misure politiche di intervento sulle tematiche riguardanti la salute dei cittadini. Questo, negli ultimi anni, ha fatto emergere proprio da parte degli stessi utilizzatori, la netta esigenza di analisi più specifiche, in termini di dettaglio territoriale. In quest'ambito s'inserisce la costruzione sia di tavole di mortalità regionali, che da molti anni sono oggetto di diffusione da parte dell'Istat, sia di tavole di mortalità provinciali, disponibili a partire dall'anno 1995. L'attività svolta nel settore ha portato negli ultimi anni al rilascio, in successione logica, delle "Tavole di mortalità e tavole attuariali della popolazione italiana al 1992" (Note e Relazioni, 1996), delle "Tavole di mortalità della popolazione italiana per regione, Anni 1989-93" (Informazioni, 1996) e delle "Tavole provinciali di mortalità, Anno 1995 (Informazioni, 2000). Un ulteriore traguardo sarà, nel prossimo futuro, la costruzione di tavole di mortalità per i grandi comuni, perché è innegabile la diversità di fattori di contesto per il centro urbano, rispetto alla provincia in cui si sono sviluppati ed è quindi presumibile una diversa evoluzione della mortalità.

Rispetto al passato, le tavole di mortalità di questa pubblicazione sono state oggetto di importanti innovazioni sul versante metodologico. Una prima e importante innovazione è rappresentata dall'unificazione della metodologia di calcolo tra le tavole di mortalità nazionali e regionali. In passato, fino al rilascio delle tavole del 1996, le due metodologie erano abbastanza diverse tra loro e, in particolare le tavole nazionali avevano una base di tre anni per il calcolo dei tassi grezzi di mortalità¹, a differenza di quelle regionali che ne avevano una di cinque. Inoltre, mentre nelle tavole nazionali l'anno di riferimento dei risultati era sempre l'ultimo dei tre considerati, per effetto della presenza di una formula perequativa che tendeva a riequilibrare l'intensità della mortalità proprio sull'ultimo anno, in quelle regionali l'anno di riferimento dei risultati consisteva in quello medio del periodo. Ad esempio, nelle ultime elaborazioni rilasciate con tali metodologie, la tavola nazionale fu ottenuta utilizzando come base di calcolo i dati elementari (decessi e popolazione per sesso e singolo anno di età) del triennio 1994-1996 e avendo come riferimento finale dei risultati il 1996. Le tavole regionali furono invece ottenute considerando i dati elementari del quinquennio 1992-1996 e avendo come riferimento finale dei risultati l'anno centrale, il 1994. E' chiaro che, a causa del disallineamento statistico di base, la diversità tra le due metodologie di calcolo ingenerava un considerevole disturbo per gli utenti finali. La nuova metodologia diviene ora unica per quel riguarda sia gli anni base, per il calcolo dei tassi grezzi di mortalità – gli ultimi tre disponibili – sia per l'anno di riferimento dei risultati finali che è l'ultimo di essi. In questo modo, anno dopo anno, sarà d'ora in poi possibile diffondere le elaborazioni adeguandone l'uscita con il rilascio dei microdati della rilevazione sulle cause di morte e con l'uscita dell'annuario "Decessi – Caratteristiche demografiche e sociali" relativo al medesimo anno.

L'introduzione della nuova metodologia delle tavole regionali ha portato al ricalcolo delle tavole relative agli anni 1974-1996. Questa nuova serie non sostituisce la precedente serie di tavole regionali (disponibili dal quinquennio 1972-76 al quinquennio 1992-96) e nazionali (disponibili dall'anno 1974 all'anno 1996) calcolate alla vecchia maniera, ma si rende necessaria per ovvie ragioni di comparabilità storica e geografica con le tavole 1997 (non presenti in questo volume ma disponibili) e 1998. Inoltre, i controlli hanno confermato che la vecchia e la nuova metodologia di calcolo non producono risultati molto diversi. Avendo l'accortezza di porre nella maniera giusta il confronto tra vecchi e nuovi risultati (confrontando ad esempio la vecchia tavola di mortalità 1992-96 con la nuova tavola 1994) si evincono nella maggior parte dei casi differenze limitate a pochi decimi di punto nell'indicatore della speranza di vita alla nascita.

Un'altra importante novità, che d'ora in poi caratterizzerà ogni anno la diffusione delle tavole di mortalità, è la presentazione in un unico volume dei risultati relativi ai differenti livelli territoriali – nazionale, regionale e provinciale - perché si possa avere l'informazione più completa, ma anche più integrata dei dati di mortalità, tra quelli attualmente disponibili. La metodologia di calcolo delle tavole provinciali è rimasta invariata rispetto alla pubblicazione del già citato volume riportante i risultati del 1995. Si ricorda che per il 1995, anno di istituzione di 8 nuove province italiane, si disponeva di una classificazione della popolazione in 95 province e non in 103 come quelle che si presentano in questo volume. Per le province, prima raggruppate, sono ora disponibili singole tavole di mortalità. Naturalmente il confronto su tali province va fatto con maggior cautela tenendo conto di questo aspetto. I dati della provincia di Bergamo andranno, ad esempio, confrontati con il dato della macro provincia Bergamo-Como-Lecco dell'edizione precedente, che di per sé è un dato medio. Vale la pena sottolineare l'allineamento metodologico esistente tra i due principali livelli territoriali, il regionale ed il provinciale, poiché, così come per le tavole regionali, anche per le tavole provinciali le probabilità di morte sono calcolate utilizzando i dati elementari relativi agli ultimi tre anni ma i risultati finali si riferiscono all'ultimo di essi.

¹ Per tasso grezzo di mortalità si intende il semplice rapporto tra decessi e popolazione esposta a rischio di morte nel corso di un dato anno. Il tasso grezzo viene successivamente trasformato in probabilità di morte pura attraverso procedimenti perequativi.

Una terza innovazione è rappresentata dall'introduzione di un nuovo modello di stima delle probabilità di morte alle età molto anziane che è andato a sostituire il vecchio modello, in uso fino alle tavole di mortalità del 1996, basato su una funzione di mortalità della famiglia Gompertz. Anche questa novità si è resa necessaria per rispondere al meglio alle accresciute esigenze informative sulla mortalità nelle fasi estreme della vita. Nella vecchia metodologia, le probabilità di morte erano calcolate solo fino agli 89 anni di età sui dati derivanti direttamente dalle rilevazioni demografiche, ossia come rapporto tra decessi ed esposti a rischio, poiché dopo i 90 anni di età si verificava un numero di eventi troppo esiguo. Da qui si formava la necessità di chiudere le tavole di mortalità con modelli estrapolativi che legassero l'andamento della mortalità in funzione dell'età degli individui. Uno dei più antichi e tutt'ora più importanti esempi di tali modelli è la *law of mortality* che fu introdotta da Gompertz nel lontano 1825. Questa legge nacque dall'esigenza di dover rispondere con un modello matematico alla carenza di fonti informative sulla mortalità, carenza che data l'epoca caratterizzava tutte le età della vita e non solo quelle finali. Da allora in poi, le curve di Gompertz, sia con la formulazione originale sia con alcune varianti volte a migliorarne le capacità predittive, sono state utilizzate per oltre centocinquant'anni proprio perché si adattavano benissimo a descrivere il pattern della mortalità nella maggior parte dell'arco delle età. Il principale limite della Gompertz è caratterizzato da una buona ma non ottimale capacità descrittiva della mortalità nelle età molto anziane, rispetto alle quali, oggi, si dispone di modelli demografici più efficaci. Uno di questi è il modello proposto da Kannisto (1998) che per le sue proprietà e per la sua maneggevolezza ben si presta ad interpretare le condizioni di sopravvivenza nelle età molto anziane di un paese che, come quello italiano, presentano anno dopo anno continui incrementi. Queste caratteristiche positive del modello di Kannisto, nonostante l'esistenza di numerosi modelli alternativi, tutti validi sotto il profilo scientifico, un po' meno dal punto di vista applicativo, lo hanno portato ad essere quello preferito per la nuova metodologia delle tavole di mortalità. Esso si applica a tutte le tavole nazionali, regionali e provinciali dai 95 anni di età in avanti, essendo stato portato ai 94 anni di età il calcolo delle probabilità di morte su dati direttamente rilevati alla fonte. Ulteriori ragguagli sul modello sono riportati nell'appendice metodologica del volume.

3. Metodologia di calcolo delle tavole regionali di mortalità

La costruzione delle tavole regionali di mortalità passa attraverso il perfezionamento di diverse fasi elaborative:

- a) Il calcolo dei tassi grezzi di mortalità, dal quale si ottengono le probabilità di 1° stadio.
- b) La perequazione dei tassi grezzi ed il passaggio alle probabilità di 2° stadio.
- c) La stima delle probabilità di morte alle età senili.
- d) La determinazione delle probabilità di morte finali utilizzando la tecnica del posizionamento (o *scaling*) sulle probabilità di 2° stadio.

3.1 Calcolo dei tassi grezzi di mortalità

La fase preliminare è quella del calcolo dei tassi grezzi di mortalità, dette anche probabilità di morte di 1° stadio, dove si fa uso dei dati sui decessi e sulla popolazione, classificati per sesso, singolo anno di età (in anni compiuti) e luogo di residenza². Facendo riferimento al grafico 3.1, il tasso grezzo di mortalità, a livello regionale, ripartizionale e nazionale, è determinato sulla base della seguente espressione:

$${}^t q'_x = \frac{M(ABDE)}{L(AB)} = \frac{M(ABD) + M(AED)}{P(BD) + M(ABD)} = \frac{{}^t M_x}{{}^{t+1} P_x + {}^t M_{x,t-x}} \quad [1]$$

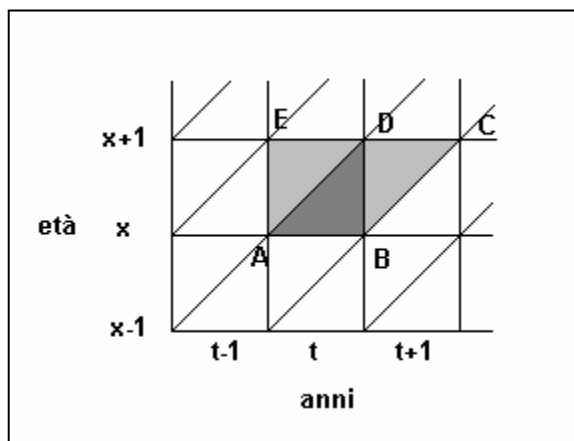
per tutte le età $x=0,1,\dots,94$. Tralasciando la notazione che si riferisce al sesso, la relazione [1] esprime, il rapporto tra la quantità di individui deceduti di età x nel corso dell'anno t e il numero di individui esposti al rischio di subire l'evento morte nel corso dell'anno³. Si osservi, in particolare, come è determinata quest'ultima quantità. Trattandosi di una coorte di individui coetanei, ossia di individui che raggiungono l'età

² Cfr. Istat, 2001, "Decessi caratteristiche demografiche e sociali – anno 1997", Annuario n.6, e Istat, 2000 "Popolazione per sesso, età e stato civile nelle province e nei grandi comuni - Anno 1999 – Stime regionali al 1.1.2000", Informazioni n.55.

³ Nell'ambito di questa pubblicazione è da intendersi $t=1998$.

esatta x in momenti diversi dell'anno, il numero di esposti a rischio è determinato sommando alla popolazione di età x sopravvissuta alla data del 1° gennaio $t+1$ (segmento BD nel grafico) tutti coloro che sono deceduti tra il compimento dell' x -simo compleanno e la fine dell'anno t (triangolino ABD nel grafico). L'espressione è in pratica un'approssimazione della realtà, poiché in essa non si tiene conto tanto degli individui che nel corso dell'anno emigrano dalla regione sottraendosi al rischio di morte, quanto degli individui che immigrano nella regione e che, al contrario, vi si sottopongono. L'ipotesi sottostante è quindi che le poste di individui in entrata ed in uscita dalla regione si equivalgano.

Grafico 3.1 – Rappresentazione sul diagramma di Lexis del calcolo dei tassi grezzi di mortalità regionali



La [1]   generalizzata a tutte le regioni che presentano un cospicuo numero di decessi nel corso di un dato anno. Nelle regioni di modeste dimensioni demografiche pu  accadere che possano non verificarsi eventi morte in corrispondenza di et  con maggiori possibilit  di sopravvivere. Questa positiva connotazione della sopravvivenza pu  indurre, tuttavia, un problema di misurazione. Man mano, infatti, che si fanno sempre pi  importanti i guadagni di sopravvivenza aumenta la possibilit  di riscontrare nessuno o limitati casi di decesso. Per ovviare al problema si fa uso di una versione modificata della [1], nella quale, limitatamente ad alcune regioni ed alle et  che vanno da 1 a 39 anni, la quantit  considerata al denominatore   una media dei decessi verificatisi negli ultimi tre anni⁴:

$$M(ABDE)_{1-39} = \frac{{}^{t-2}M_x + {}^{t-1}M_x + {}^tM_x}{3}$$

3.2 Perequazione dei tassi grezzi di mortalit 

Il passaggio dal tasso grezzo alla probabilit  di morte allo stato puro, ossia all'indicatore depurato dagli eventi che perturbano l'evento morte, avviene nella seconda fase nella quale si applicano procedure perequative che hanno lo scopo di eliminare, per quanto possibile, le irregolarit  rilevate nelle serie dei dati elementari. Si persegue l'obiettivo di ottenere una curva per et  "liscia" che approssimi quanto pi  possibile la "legge di sopravvivenza" sottostante in ciascuna regione italiana. La perequazione si sostanzia applicando delle medie mobili alle probabilit  di 1° stadio.

Per facilitare la lettura delle formule si tralascia d'ora in avanti la notazione relativa al tempo "t". Soltanto per l'et  0 si trascura la fase di perequazione ponendo direttamente:

$$q_0'' = q_0'$$

Per le et  comprese tra 5 e 91 anni le probabilit  di morte di 2° stadio si calcolano in base alla formula:

⁴ Tali regioni sono l'Umbria, il Trentino-Alto Adige e la Basilicata, nelle quali l'ammontare annuo di decessi non supera le 10.000 unit . Le tavole dell'Abruzzo e del Molise sono calcolate congiuntamente in un'unica tavola. Infine, la tavola della regione Valle d'Aosta   calcolata congiuntamente alla tavola del Piemonte.

$$q_x'' = \frac{1}{21} \cdot [7q_x' + 6(q_{x-1}' + q_{x+1}') + 3(q_{x-2}' + q_{x+2}') - 2(q_{x-3}' + q_{x+3}')]]$$

la quale deriva dall'interpolazione col metodo dei minimi quadrati di archi di parabole passanti per i valori corrispondenti alle ascisse che vanno da $x-3$ a $x+3$ ⁵. Sulla base di analoghe considerazioni, per le età 1, 2, 3 e 4 si applicano le formule:

$$q_1'' = \frac{1}{35} \cdot [31q_1' + 9q_2' - 3q_3' - 5q_4' + 3q_5']$$

$$q_2'' = \frac{1}{280} \cdot [79q_1' + 98q_2' + 87q_3' + 46q_4' - 25q_5' - 5q_7']$$

$$q_3'' = \frac{1}{140} \cdot [-q_1' + 39q_2' + 54q_3' + 44q_4' + 9q_5' + 5q_6' - 10q_7']$$

$$q_4'' = \frac{1}{140} \cdot [-15q_1' + 21q_2' + 42q_3' + 48q_4' + 39q_5' + 15q_6' - 10q_7']$$

Per l'età 92 anni la probabilità di 2° stadio si determina mediante interpolazione parabolica delle sette probabilità di 1° stadio da 88 a 94 anni:

$$q_{92}'' = \frac{1}{14} \cdot [-2q_{88}' + q_{89}' + 3q_{90}' + 4q_{91}' + 4q_{92}' + 3q_{93}' + q_{94}']$$

3.3 Stima delle probabilità di morte alle età senili

Poiché dopo i 95 anni di età gli eventi morte si fanno rari, se non addirittura unici, man mano che ci si avvicina a soglie di sopravvivenza estreme, è necessario usufruire di un modello demografico che sia atto a descrivere un andamento regolare delle probabilità di morte. L'utilizzo di un modello è in questo caso finalizzato alla "chiusura" delle tavole di mortalità all'età di 125 anni.

La prima fase è consistita nell'identificazione di un modello parametrico che fosse idoneo a descrivere il *pattern* di mortalità per le varie realtà territoriali. Il modello prescelto è quello proposto da Kannisto⁶:

$$q_x = \frac{\alpha \cdot e^{\beta x}}{1 + \alpha \cdot e^{\beta x}}$$

funzione appartenente alla famiglia delle curve logistiche⁷ che linearizzata nei logit assume la forma⁷:

$$\log \text{it}(q_x) = \ln(\alpha) + \beta x$$

ossia la forma di una retta nella quale le trasformate nei logit delle probabilità di morte sono funzione dell'età e dei due parametri $\ln(\alpha)$ e β .

La stima delle probabilità di morte è stata realizzata attraverso i seguenti passaggi: 1) determinazione di una serie di probabilità di morte per l'arco di età 70-94 anni, calcolata su base nazionale per maschi e femmine; 2) imposizione del passaggio del modello di Kannisto lungo le due serie di probabilità calcolate, utilizzando la tecnica della regressione e stima dei parametri dello stesso (Prospetto 3.1); 3) estrapolazione delle due distribuzioni teoriche fino all'età di 124 anni ed identificazione delle serie di probabilità standard; 4) funzione di passaggio dalla serie di probabilità standard a ciascuna serie di probabilità regionale.

⁵ Per ulteriori dettagli metodologici circa la determinazione dei coefficienti di ponderazione delle medie mobili si veda: Del Chiaro A., 1958, "Tavole di eliminazione", Ed. Scientifiche Einaudi, Torino.

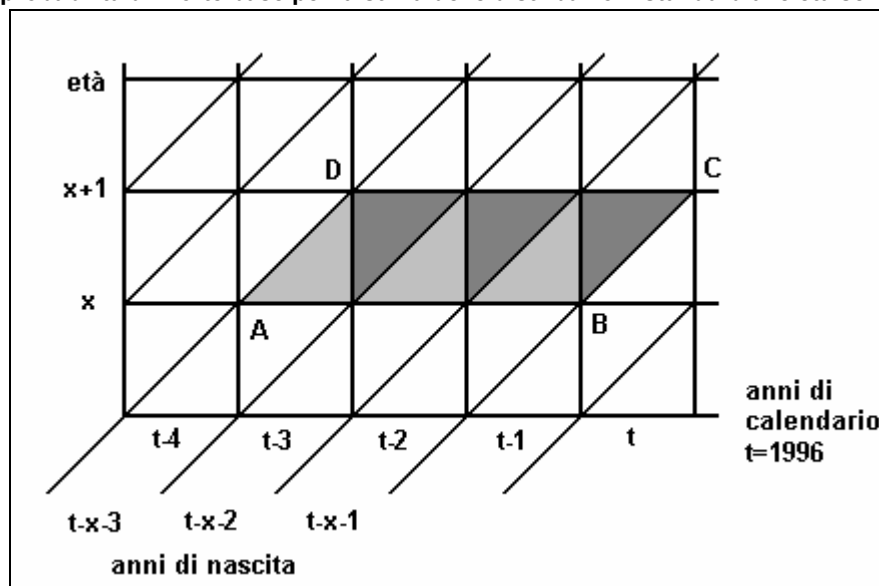
⁶ Si veda: Thatcher, Kannisto, Vaupel, 1998, The force of mortality at ages 80 to 120, Odense University Press, Denmark.

⁷ Si ricorda che vale la relazione $\log \text{it}(q) = \ln\left(\frac{q}{1-q}\right)$; la relazione inversa è invece $q = \frac{\exp\{\log \text{it}(q)\}}{1 + \exp\{\log \text{it}(q)\}}$

Le serie delle probabilità di morte base (q_x^B), sulle quali viene successivamente stimato il modello di Kannisto, sono state costruite aggregando tra loro i dati di mortalità di più anni (Grafico 3.2):

$$q_x^B = \frac{M(ABCD)}{L(AB)} = \frac{{}^{93}M_{x,93-x} + {}^{94}M_x + {}^{95}M_x + {}^{96}M_{x,96-x-1}}{{}^{94}P_x + {}^{93}M_{x,93-x} + {}^{95}P_x + {}^{94}M_{x,94-x} + {}^{96}P_x + {}^{95}M_{x,95-x}} \quad x = 70, \dots, 94$$

Grafico 3.2 – Rappresentazione sul diagramma di Lexis del calcolo delle probabilità di morte base per la stima delle distribuzioni standard alle età senili

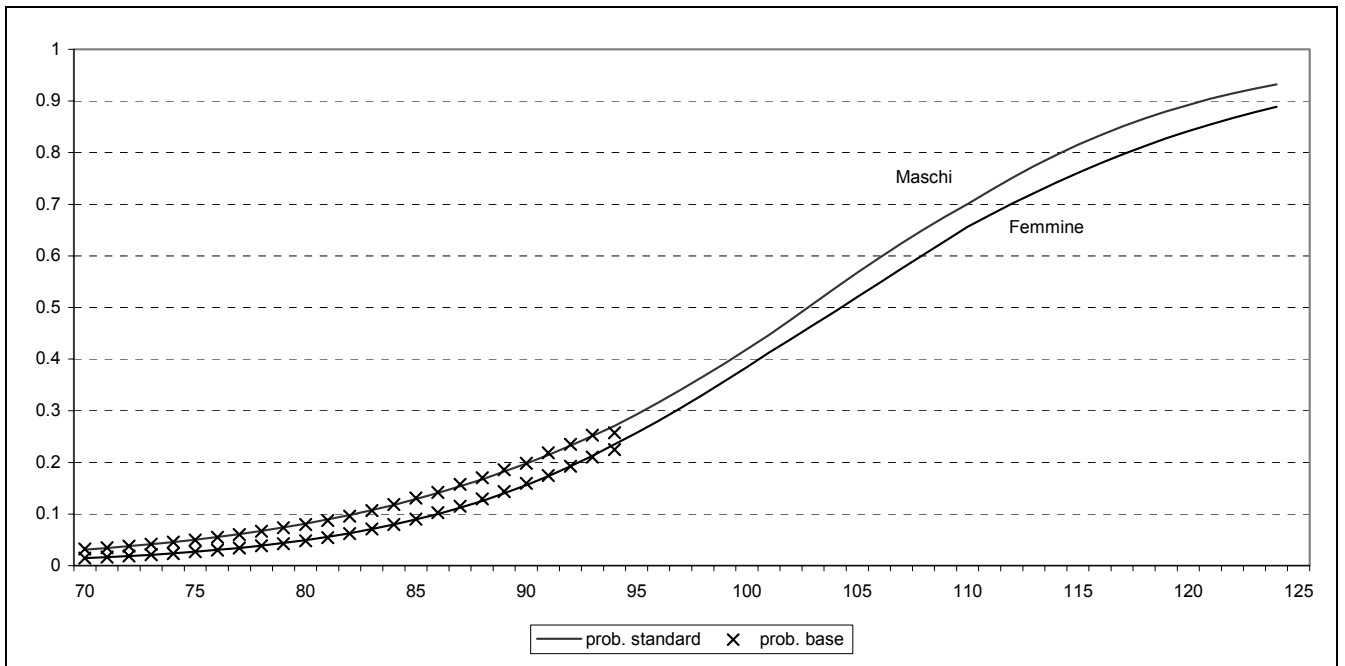


Le due serie di probabilità teoriche (q_x^S), risultanti dal modello di regressione lineare sui valori base (Prospetto 3.1), evidenziano un andamento crescente della mortalità alle età anziane ma ad un tasso di accelerazione decrescente lungo tutto l'asse (Grafico 3.3). La curva di mortalità delle donne si presenta sempre al di sotto di quella degli uomini, che tuttavia vi si avvicina lentamente ma senza che il rapporto tra i sessi delle probabilità scenda mai sotto il 100%.

Prospetto 3.1 – Parametri del modello di regressione per la stima delle distribuzioni standard di mortalità

	MASCHI	FEMMINE		MASCHI	FEMMINE
STATISTICHE DI REGRESSIONE			STIMA DEI PARAMETRI		
R-quadro	0.9991	0.9994	Stime puntuali		
Errore standard	0.0227	0.0226	$\ln(\alpha)$	-10.61	-13.10
			β	0.10	0.13
ANALISI DELLA VARIANZA			Errore standard		
Modello (1 gdl)			$\ln(\alpha)$	0.05182	0.05170
SQ -- MQ	13.61	20.92	β	0.00063	0.00063
Residuo (23 gdl)			Statistica t		
SQ	0.01185	0.01179	$\ln(\alpha)$	-204.7	-253.5
MQ	0.00052	0.00051	β	162.6	202.0
SQ totale	13.62	20.93	Significatività t		
Statistica F	26423.3	40787.5	$\ln(\alpha)$	5.20E-39	3.84E-41
Significatività F	1.05E-36	7.12E-39	β	1.05E-36	7.12E-39

Grafico 3.3 – Probabilità di morte standard alle età senili



La fase di calcolo successiva è quella relativa al passaggio dalle curve di mortalità teoriche alle curve di mortalità regionali. Infatti, le curve di mortalità teoriche assumono il significato di distribuzioni standard perché hanno lo scopo di stabilire la cadenza della mortalità nelle età estreme di ciascun'area geografica ma mantenendo in ciascuna il proprio livello di intensità, ed assicurando il raccordo con la serie di probabilità calcolate fino ai 92 anni di età. In pratica, le probabilità di morte dai 96 fino ai 124 anni di età si calcolano tramite l'espressione

$$q_x'' = q_x^S \cdot K_x$$

nella quale

$$K_x = \exp\left(\frac{125 - x}{33} \cdot \ln \frac{q_{92}''}{q_{92}^S}\right)$$

è una funzione di passaggio tale da assumere il valore q_{92}'' / q_{92}^S in corrispondenza dell'età 92 e valore unitario all'età 125.

Per precludere la possibilità di avere discontinuità tra le probabilità calcolate fino ai 92 anni e la serie successiva stimata, per le età 93, 94 e 95 anni le probabilità di morte si determinano utilizzando un criterio misto. Si calcolano dapprima i seguenti valori con delle medie mobili sulle probabilità di 1° stadio

$$q_{93}^A = \frac{1}{14} \cdot [-q_{88}' + q_{90}' + 2q_{91}' + 3q_{92}' + 4q_{93}' + 5q_{94}']$$

$$q_{94}^A = \frac{1}{42} \cdot [5q_{88}' - 3q_{89}' - 6q_{90}' - 4q_{91}' + 3q_{92}' + 15q_{93}' + 32q_{94}']$$

$$q_{95}^A = \frac{1}{7} \cdot [3q_{88}' - q_{89}' - 3q_{90}' - 3q_{91}' - q_{92}' + 3q_{93}' + 9q_{94}']$$

In secondo luogo si calcolano i valori

$$q_{93}^K = q_{93}^S \cdot K_{93} \quad q_{94}^K = q_{94}^S \cdot K_{94} \quad q_{95}^K = q_{95}^S \cdot K_{95}$$

ed infine si pone

$$q_{93}'' = \frac{1}{4} \cdot [3q_{93}^A + q_{93}^K]$$

$$q_{94}'' = \frac{1}{2} \cdot [q_{94}^A + q_{94}^K]$$

$$q_{95}'' = \frac{1}{4} \cdot [q_{95}^A + 3q_{95}^K]$$

3.4 Posizionamento

L'ultimissima fase di calcolo, con la quale si perviene alla determinazione delle probabilità di morte pubblicate sulle tavole, è quella del posizionamento delle probabilità di morte di 2° stadio sull'intensità di mortalità che nell'anno ha colpito ciascuna regione, dove per intensità si fa riferimento all'ammontare assoluto di decessi. Infatti, anche se è proprio dal numero di decessi, classificati per sesso ed età, che si è partiti alla volta del calcolo delle probabilità di morte, le operazioni intermedie relative ai vari passaggi di calcolo (calcolo dei tassi grezzi, utilizzo in alcune regioni delle distribuzioni dei decessi relativi ai due anni precedenti, medie mobili, stima della mortalità alle età senili) possono aver allontanato le distribuzioni di probabilità regionali dal rispettivo ammontare assoluto di morti. Sono dunque necessari dei correttivi per riportare ciascuna distribuzione ad esprimere l'ammontare di partenza di individui deceduti. Tale tecnica, nota sotto il termine anglosassone di *scaling*, si attua moltiplicando le probabilità di morte di 2° stadio per un fattore di correzione, che a sua volta è dato dal rapporto tra l'ammontare totale atteso di decessi e quello totale registrato anagraficamente in ciascuna regione⁸. Per cui le probabilità di morte finali sono date da

$${}^t q_x = q_x'' \cdot \frac{{}^t M^{\text{oss}}}{{}^t M^{\text{att}}}$$

Come è stato già esposto nel paragrafo 2, l'avvio di una nuova metodologia di calcolo, unificata dal 1997 in poi dal livello regionale al nazionale, ha fatto sì che venisse ricalcolata la serie delle tavole relative agli anni 1974-1996. Questo primariamente per due motivi: 1) confrontare la nuova metodologia con quella vecchia e, al contempo, garantire continuità storica e geografica sia con quanto già pubblicato in passato sia con i risultati che saranno diffusi in futuro; 2) avere la possibilità di utilizzare serie storiche di mortalità uniformi per quegli studi che necessitano di analizzare il fenomeno per lungo tempo (come ad esempio nelle previsioni demografiche della popolazione). Il grafico 3.4 mostra il confronto tra le serie relative alla vita media per l'Italia. Si osserva una sostanziale uniformità dell'andamento nel tempo dell'indicatore per ambedue i sessi. Nel periodo in comune tra le due serie (1974-1996) la vita media degli uomini cresce di 5,4 anni sia per la vecchia sia per la nuova metodologia, per le donne l'incremento è di 5,7 anni per la vecchia metodologia contro 5,8 anni della nuova.

Alcune considerazioni riguardo alle differenze tra le due metodologie consistono principalmente in un trend storico meno "levigato" e, a partire dal 1984, in livelli più elevati dell'indicatore vita media per la nuova serie. Il fatto che la nuova serie abbia un andamento più oscillante è dovuto alla ragione che nella nuova metodologia le probabilità di morte finali sono posizionate sull'ammontare assoluto dei decessi. L'elemento del posizionamento non era al contrario presente nella metodologia precedente. In quest'ultima le probabilità di 1° stadio, calcolate aggregando tra loro anche in questo caso gli ultimi tre anni di mortalità, venivano perequate attraverso medie ponderate del tipo

⁸ La quantità di morti attesa si determina trasformando, in primo luogo, le probabilità di 2° stadio in tassi specifici di mortalità, quindi applicando quest'ultimi alle popolazioni medie annue regionali. Considerando le sole regioni, per il 1998 i fattori di correzione hanno oscillato tra il 99% ed il 101%.

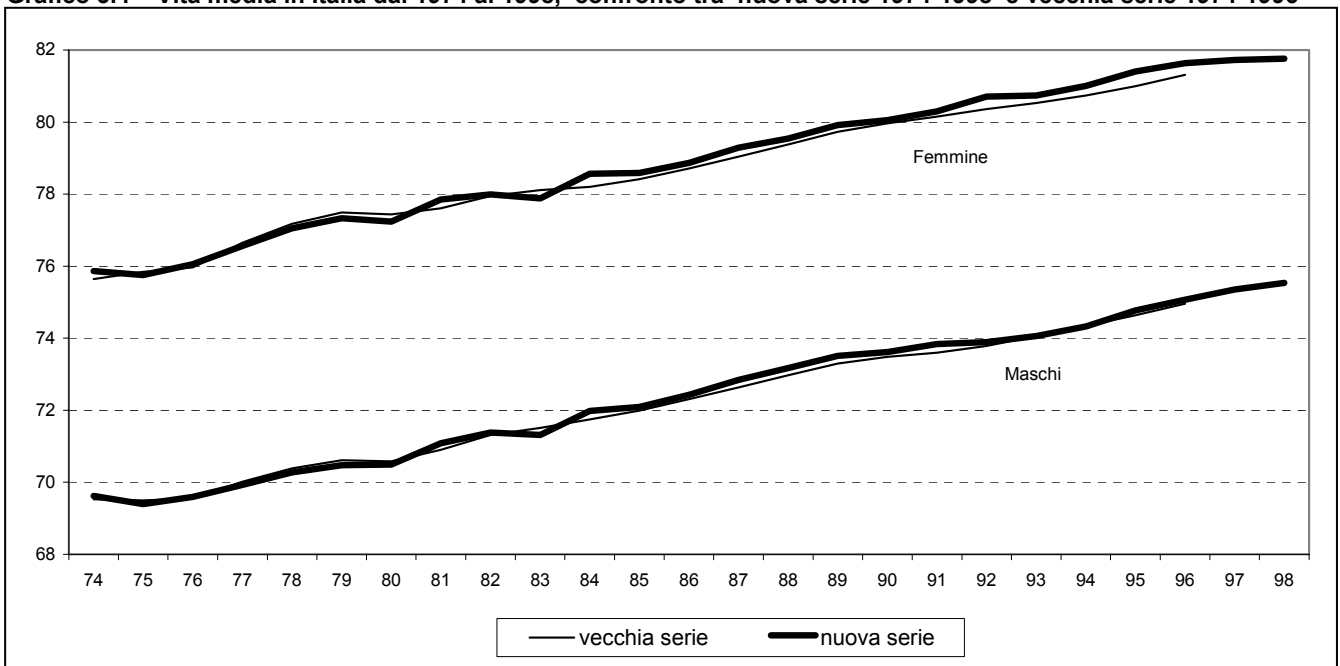
$${}_t q_x = \frac{{}_{t-2} q_x'' \cdot p_1 + {}_{t-1} q_x'' \cdot p_2 + {}_t q_x'' \cdot p_3}{p_1 + p_2 + p_3}$$

dove p_1, p_2, p_3 erano dei coefficienti fissi ognuno dei quali esprimeva il peso da attribuire a ciascuno dei tre anni utilizzati. Si trattava, insomma, di un'impostazione fissa che, ripetuta anno dopo anno, produceva incrementi continui ma pressoché costanti nella speranza di vita - ed ecco il perché la vecchia serie ha un trend storico più lineare - quasi sempre dell'ordine dei due o tre decimi di punto.

Ovviamente i coefficienti di ponderazione presentavano un valore più alto per l'ultimo dei tre anni e più basso per i primi due, dal momento che questa formulazione aveva come obiettivo quello di riequilibrare la tavola di mortalità sull'intensità e sulla struttura proprio dell'ultimo anno. Tuttavia, la presenza degli altri due coefficienti un proprio impatto lo causava. In presenza di un trend di aumento della sopravvivenza, quale quel che abbiamo osservato negli ultimi anni, tale impatto era causato nella direzione di sovrastimare leggermente le probabilità di morte finali, a danno di una speranza di vita più bassa di quella che si sarebbe ottenuta considerando solamente l'anno finale.

In conclusione, la nuova metodologia, oltre al pregio di essere unica e di avere totalmente rinnovato il modello di stima della mortalità alle età senili, possiede anche quello di impattare con maggior precisione quelli che sono stati i livelli di mortalità in un dato anno. Senza dimenticare che la distribuzione per età delle probabilità di morte si presenta comunque ben assestata, per via della procedura di perequazione delle probabilità di 1° stadio che ne preserva un andamento pulito dalle oscillazioni casuali o anomale nei tratti di curva in cui sono più rari gli eventi di morte.

Grafico 3.4 – Vita media in Italia dal 1974 al 1998, confronto tra nuova serie 1974-1998 e vecchia serie 1974-1996



4. Metodologia di calcolo delle tavole provinciali di mortalità

La metodologia di calcolo delle tavole provinciali si diversifica da quella relativa alle tavole regionali solo perché le probabilità di morte base sono calcolate in classi quinquennali anziché annuali⁹. L'esigenza di aggregare i dati in una classe più ampia di quella normalmente disponibile è dovuta allo scarso numero di eventi che si registrano in classi di età a bassa mortalità, in province di limitate dimensioni demografiche. Per gli utenti che necessitano, comunque, del dettaglio per singolo anno di età si è provveduto a ridistribuire le probabilità di morte quinquennali in classi annuali, utilizzando il procedimento di scomposizione dei moltiplicatori di Sprague. Dunque, la costruzione delle tavole provinciali di mortalità si realizza in cinque fasi

⁹ Tale metodologia è stata già pubblicata nel volume "Tavole provinciali di mortalità - Anno 1995", Istat, 2000, Informazioni n.12. Rispetto a quella edizione la metodologia è rimasta immutata salvo per la parte riguardante la stima della mortalità alle età senili per la quale è stata rimpiazzata la precedente distribuzione standard con quella nuova descritta nel paragrafo 3.3.

elaborative: a) calcolo dei tassi grezzi di mortalità; b) perequazione dei tassi grezzi; c) stima delle probabilità di morte dopo i 94 anni di età; d) posizionamento; e) scomposizione delle probabilità in classi annuali di età.

4.1 Calcolo dei tassi grezzi di mortalità

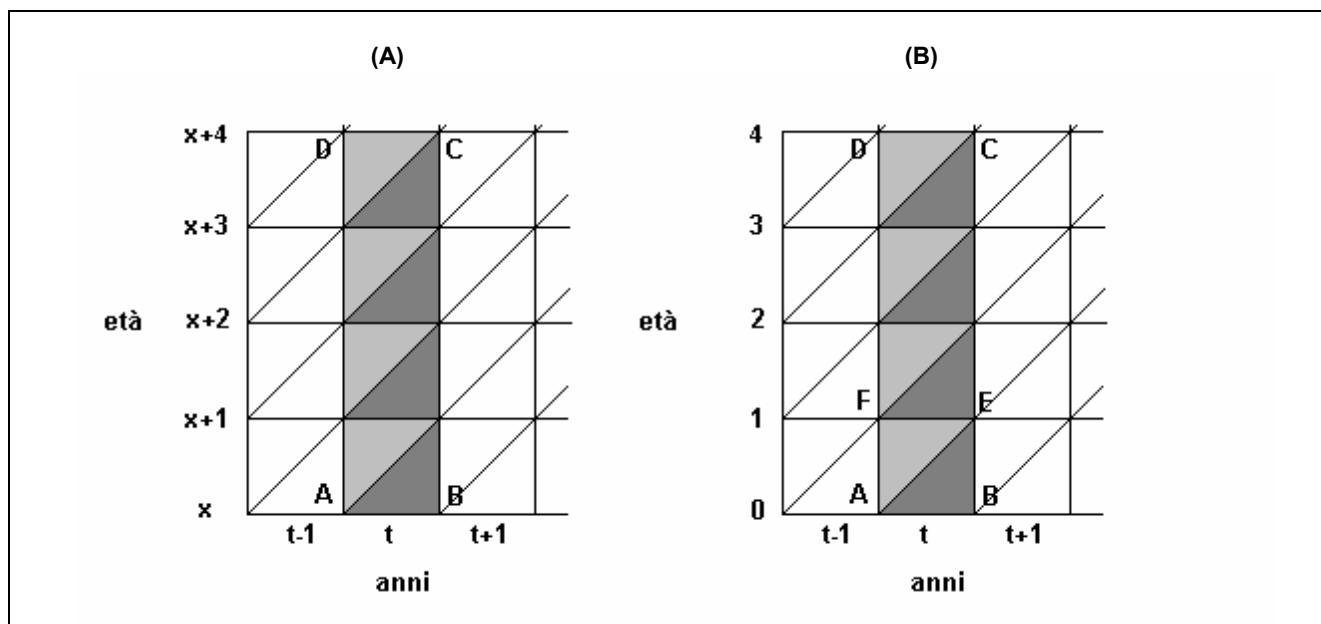
I dati di base per il calcolo dei tassi grezzi di mortalità sono i decessi e la popolazione classificati per sesso, età e provincia di residenza.

Facendo riferimento al Grafico 4.1/A, il tasso quinquennale grezzo di mortalità a livello provinciale è stato calcolato per tutte le classi da 5-9 a 90-94 tramite l'espressione:

$${}^t_5m'_x = \frac{M(ABCD)}{P(ABCD)} = \frac{{}^tM_{x,x+4}}{0,5 \times ({}^tP_{x,x+4} + {}^{t+1}P_{x,x+4})} \quad [2]$$

La quantità M(ABCD) rappresenta il numero di decessi rilevati nell'anno di calendario t di individui di età x-x+4; la quantità P(ABCD) corrisponde invece alla popolazione media di età x-x+4 esposta al rischio di subire l'evento morte nel corso dello stesso anno, calcolata come semisomma delle popolazioni rilevate, rispettivamente, al 1° gennaio degli anni t e t+1.

Grafico 4.1 – Rappresentazione sul diagramma di Lexis del calcolo dei tassi grezzi di mortalità provinciali



Per l'età 0 anni e per la classe 1-4 si usano invece le seguenti espressioni (Grafico 4.1/B):

$${}^t_1m'_0 = \frac{M(ABEF)}{P(AB)} = \frac{{}^tM_0}{{}^tN} \quad {}^t_4m'_1 = \frac{M(FECD)}{P(FECD)} = \frac{{}^tM_{1,4}}{0,5 \times ({}^tP_{1,4} + {}^{t+1}P_{1,4})} \quad [3]$$

nelle quali i decessi occorsi nel primo anno di vita e di individui di età 1-4 anni sono rapportati, rispettivamente, all'ammontare di nascite vitali ed alla popolazione media di età 1-4 anni dell'anno t.

4.2 Perequazione dei tassi grezzi di mortalità

I tassi grezzi di mortalità vengono quindi sottoposti ad un procedimento di perequazione allo scopo di eliminarne per quanto possibile le irregolarità accidentali. In particolare il tasso grezzo di mortalità viene

trasformato in un tasso di 2° stadio facendo uso dei dati relativi ai due anni precedenti l'anno t. Per ciascuna delle classi di età considerate è impiegata la formula:

$${}^t m_x'' = \frac{1}{6} \left[-({}^{t-2} m_x') + 2({}^{t-1} m_x') + 5({}^t m_x') \right]$$

Il tasso di 2° stadio rappresenta cioè il valore corrispondente all'ascissa t sulla retta interpolante – in base ai minimi quadrati – i tre tassi grezzi già determinati mediante le espressioni [2] e [3] in relazione agli anni t-2, t-1 e t.

Tralasciando d'ora in avanti la notazione relativa all'anno di riferimento, per il passaggio dai tassi di 2° stadio alle probabilità di morte di 2° stadio si è ricorsi alle seguenti espressioni:

$${}_4 q_1'' = \frac{2 \cdot 4 \cdot {}_4 m_1''}{2 + 4 \cdot {}_4 m_1''}$$

per la classe di età 1-4 anni, e

$${}_5 q_x'' = 1 - \exp \left[-{}_5 m_x'' \cdot (5 + {}_5 m_x'') \right]$$

nota come funzione di Reed e Merrel¹⁰, per le classi di età successive. Infine, per la classe di età 0 anni si è posto direttamente

$$q_0'' = {}_1 m_0''$$

4.3 Stima delle probabilità di morte alle età senili

Per quanto riguarda le probabilità di morte dopo i 94 anni di età si è ricorsi al medesimo modello utilizzato per le tavole regionali, considerando, naturalmente, le probabilità di morte standard in classi quinquennali.

Prospetto 4.1 - Probabilità di morte standard alle età senili in classi quinquennali

Classi di età	Maschi	Femmine
90-94	0,735763	0,660737
95-99	0,876989	0,840452
100-104	0,961712	0,945002
105-109	0,992583	0,986436
110-114	0,999052	0,997627
115-119	0,999926	0,999651
120-124	0,999995	0,999959

La relazione è dunque:

$${}_5 q_x'' = {}_5 q_x^S \cdot {}_5 K_x$$

nella quale

$${}_5 K_x = \exp \left(\frac{8 - I_x}{7} \cdot \ln \frac{{}_5 q_{90}''}{{}_5 q_{90}^S} \right)$$

¹⁰ Cfr. L.J. Reed – M. Merrel, "A short method for constructing an abridged life table", American Journal of Hygiene, XXX, 1939, 2.

è una funzione di passaggio con I_x variabile indicatrice che varia da 1 a 8 al variare delle classi quinquennali di età da 90-94 a 125-129. In particolare la funzione di passaggio assume valore ${}_5q_{90}''/{}_5q_{90}^S$ in corrispondenza della classe 90-94 e valore unitario per la classe 125-129.

4.4 Posizionamento

Anche per le tavole provinciali l'ultima fase di calcolo, con la quale si perviene alla determinazione delle probabilità di morte pubblicate sulle tavole, è quella del posizionamento delle probabilità di morte di 2° stadio sull'intensità di mortalità che nell'anno ha colpito ciascuna provincia. Per cui le probabilità di morte finali sono date da

$${}_5q_x = {}_5q_x'' \cdot \frac{{}_tM^{oss}}{{}_tM^{att}}$$

4.5 Scomposizione delle probabilità quinquennali in classi annuali

La scomposizione delle probabilità di morte quinquennali in probabilità riferite a classi annuali di età, è stata attuata mediante il criterio analitico dei "moltiplicatori di Sprague"¹¹: tale metodo consiste in un'interpolazione per punti, realizzata mediante successivi tratti di curva che vengono rappresentati da polinomi del 5° ordine (del 4° in corrispondenza delle classi di età estreme). Il metodo Sprague consente di scomporre dati raggruppati in classi della stessa ampiezza disaggregandoli in classi più ridotte, anch'esse di ampiezza identica. Si ha infatti:

$$\ln(1-{}_5q_x) = \sum_{i=0}^4 \ln(1-q_{x+i})$$

La formula è stata applicata, in definitiva, alla seguente serie di probabilità:

$${}_5q_{0}, {}_5q_{5}, {}_5q_{10}, \dots, {}_5q_{110}, {}_5q_{115}$$

nella quale il primo termine, soprassegnato da una lineetta, è in realtà una probabilità "fittizia" frutto di un'operazione preliminare alla scomposizione in classi annuali delle probabilità di morte, resasi necessaria al fine di migliorare l'andamento delle funzioni interpolatrici nell'estremità sinistra della serie¹². Facendo uso del simbolo "g" per indicare il logaritmo del complemento ad uno delle probabilità di morte "q", le formule impiegate sono le seguenti:

$$g_x = -0,0128{}_5g_{x-10} + 0,0848{}_5g_{x-5} + 0,1504{}_5g_x - 0,0240{}_5g_{x+5} + 0,0016{}_5g_{x+10}$$

$$g_{x+1} = -0,0016{}_5g_{x-10} + 0,0144{}_5g_{x-5} + 0,2224{}_5g_x - 0,0416{}_5g_{x+5} + 0,0064{}_5g_{x+10}$$

$$g_{x+2} = 0,0064{}_5g_{x-10} - 0,0336{}_5g_{x-5} + 0,2544{}_5g_x - 0,0336{}_5g_{x+5} + 0,0064{}_5g_{x+10}$$

$$g_{x+3} = 0,0064{}_5g_{x-10} - 0,0416{}_5g_{x-5} + 0,2224{}_5g_x + 0,0144{}_5g_{x+5} - 0,0016{}_5g_{x+10}$$

$$g_{x+4} = 0,0016{}_5g_{x-10} - 0,0240{}_5g_{x-5} + 0,1504{}_5g_x + 0,0848{}_5g_{x+5} - 0,0128{}_5g_{x+10}$$

$$(x = 10, 15, \dots, 105)$$

in corrispondenza delle classi di età estreme si sono invece applicate le seguenti:

¹¹ Per una dettagliata illustrazione del metodo dei moltiplicatori di Sprague si veda Istat, 1982, "Misure della fecondità italiana negli ultimi trenta anni", Collana di Informazioni, n.5, Appendice A.

¹² La probabilità fittizia è stata ottenuta mediante la relazione ${}_5q_0 = k_0 \cdot {}_5q_5$. Il coefficiente k_0 è stato determinato scegliendo il valore più conveniente tra quelli esaminati in una serie di esperimenti operati sulle tavole di mortalità regionali 1991-95. Poiché tale valore è risultato essere abbastanza simile per maschi (1,4852) e femmine (1,5421) alla fine si è deciso di arrotondare a $k_0=1,5$.

$$g_5 = 0,0336_5 \bar{g}_0 + 0,2272_5 g_5 - 0,0752_5 g_{10} + 0,0144_5 g_{15}$$

$$g_6 = 0,0080_5 \bar{g}_0 + 0,2320_5 g_5 - 0,0480_5 g_{10} + 0,0080_5 g_{15}$$

$$g_7 = -0,0080_5 \bar{g}_0 + 0,2160_5 g_5 - 0,0080_5 g_{10}$$

$$g_8 = -0,0160_5 \bar{g}_0 + 0,1840_5 g_5 + 0,0400_5 g_{10} - 0,0080_5 g_{15}$$

$$g_9 = -0,0176_5 \bar{g}_0 + 0,1408_5 g_5 + 0,0912_5 g_{10} - 0,0144_5 g_{15}$$

$$g_{110} = -0,0144_5 g_{100} + 0,0912_5 g_{105} + 0,1408_5 g_{110} - 0,0176_5 g_{115}$$

$$g_{111} = -0,0080_5 g_{100} + 0,0400_5 g_{105} + 0,1840_5 g_{110} - 0,0160_5 g_{115}$$

$$g_{112} = -0,0080_5 g_{105} + 0,2160_5 g_{110} - 0,0080_5 g_{115}$$

$$g_{113} = 0,0080_5 g_{100} - 0,0480_5 g_{105} + 0,2320_5 g_{110} + 0,0080_5 g_{115}$$

$$g_{114} = 0,0144_5 g_{100} - 0,0752_5 g_{105} + 0,2272_5 g_{110} + 0,0336_5 g_{115}$$

Rimangono a questo punto da precisare i criteri adottati per la determinazione delle probabilità di morte alle età esatte 1, 2, 3 e 4 anni. La probabilità di morte all'età 0 non ha bisogno di ulteriori valutazioni essendo già stata in precedenza determinata. Questa e la probabilità di morte all'età 5 vengono utilizzate per determinare le probabilità nelle restanti età infantili. In dettaglio, la probabilità di morte all'età infantile "i" è ottenuta come media ponderata delle due quantità q_0 e q_5 già calcolate:

$$q_x = \alpha_x \cdot q_0 + (1 - \alpha_x) \cdot q_5 \quad x=1, 2, 3, 4$$

I coefficienti α_x , che in base alla precedente relazione sono pari a

$$\alpha_x = \frac{q_x - q_5}{q_0 - q_5} \quad x=1, 2, 3, 4$$

vengono stimati ipotizzando una relazione lineare tra le rispettive trasformate logit e l'analoga trasformata della probabilità q_0 :

$$\text{logit}(\alpha_x) = a_x + b_x \text{logit}(q_0) \quad x=1, 2, 3, 4$$

le stime dei parametri che figurano in quest'ultima relazione vengono quindi determinate in base alla condizione dei minimi quadrati rispetto alle coppie di valori (α_x, q_0) ottenute dalle tavole regionali 1991-95 (Prospetto 4.2).

Prospetto 4.2 – Stime dei parametri relativi alle età infantili

Parametri	Stime	Parametri	Stime
a1	-8,1410	b1	-1,0089
a2	-7,8875	b2	-0,8356
a3	-8,7162	b3	-0,8524
a4	-14,0787	b4	-1,7458

5. Significato e modalità di calcolo delle funzioni biometriche presenti nelle tavole

La determinazione delle probabilità di morte consente il calcolo delle altre funzioni biometriche presenti nelle tavole. Se ne riporta il significato e la modalità di calcolo¹³.

Probabilità di morte – (q_x)

Esprime il rischio che una persona di età x muoia prima del compimento del compleanno $x+1$. Se si tratta di un probabilità quinquennale (${}_5q_x$) esprime il rischio che una persona di età x muoia prima del compimento del compleanno $x+5$.

Sopravvivenenti – (l_x)

Sono coloro che, provenienti dalla generazione iniziale fittizia di 100.000 nati, sopravvivono ai vari compleanni. I sopravvivenenti sono legati alle probabilità di morte dalla seguente relazione:

$$l_{x+1} = l_x \cdot (1 - q_x)$$

Decessi – (d_x)

Sono coloro che muoiono tra il compleanno x e il compleanno $x+1$; pertanto

$$d_x = l_x \cdot q_x$$

il valore riepilogativo quinquennale

$${}_5d_x = d_x + d_{x+1} + \dots + d_{x+4}$$

esprime il numero di decessi tra le età precise x e $x+5$.

Anni vissuti – (L_x)

Numero di individui in età x (in anni compiuti); esprime anche il numero di individui della ipotetica popolazione "stazionaria" associata alla tavola di mortalità; per tutte le età superiori o uguali a 1 anno la sua espressione è data da

$$L_x = \frac{1}{2}(l_x + l_{x+1})$$

in corrispondenza dell'età 0 si utilizza invece l'espressione

$$L_0 = (1 - h)l_0 + hl_1$$

nella quale il coefficiente "h" rappresenta l'aliquota dei decessi nei primi sei mesi di vita rispetto al totale dei decessi nel primo anno; per la determinazione di suddetto coefficiente si è ricorsi ai dati dei decessi del 1995, anno nel quale si è avuto $h=0,941$.

il valore riepilogativo

$${}_5L_x = L_x + L_{x+1} + \dots + L_{x+4}$$

rappresenta l'ammontare della classe di età x , $x+4$ della popolazione stazionaria.

Speranza di vita – (e_x)

Rappresenta il numero medio di anni che restano da vivere ai sopravvivenenti all'età x ; la sua espressione è data da

$$e_x = \frac{L_x + L_{x+1} + \dots + L_{\omega-1}}{l_x}$$

¹³ Si veda anche: "La tavola di mortalità", in Livi Bacci M., 1999, "Introduzione alla demografia", Loescher Editore, Torino, cap. 6, pagg. 101-138.

dove il simbolo ω sta a rappresentare l'ultima età considerata, e cioè 125 anni.

Probabilità prospettiva di sopravvivenza – (P_x)

E' la probabilità che un individuo di età x (in anni compiuti alla data del 1° gennaio dell'anno), appartenente alla popolazione stazionaria associata, sopravviva un anno; pertanto

$$P_x = \frac{L_{x+1}}{L_x}$$

la probabilità prospettiva di sopravvivenza quinquennale è invece data da

$${}_5P_x = \frac{{}_5L_{x+5}}{{}_5L_x}$$

ed esprime la probabilità che un individuo appartenente alla classe di età x , $x+4$ sopravviva 5 anni.