

Relazioni tra indicatori sintetici grezzi di mortalità in condizioni di povertà di dati

RENATA CLERICI, FIORENZO ROSSI

1. Introduzione. Lavorando con dati storici, è piuttosto frequente il caso di trovarsi nella necessità di costruire indicatori, anche “grezzi”, di mortalità, avendo a disposizione solo dati molto poveri*. Normalmente, è possibile giungere a buone misure di mortalità avendo a disposizione dati sia sui decessi che sulla popolazione, entrambi classificati per età (si veda, ad esempio, Del Panta, Rettaroli 1994). Per la verità, è possibile ottenere informazioni anche precise sulle condizioni di mortalità di una popolazione in epoca storica anche partendo da dati scarsi e frammentari. Santini (1982) mostra ad esempio come sia possibile costruire una Tavola di mortalità, lo strumento migliore disponibile dalla metodologia sull’argomento, con soli dati sui *decessi classificati per età*, in assenza di dati sulla consistenza e sulla struttura per età della popolazione: si tratta del metodo noto con il nome di Halley, applicabile alle sole *popolazioni stazionarie* – ovvero quelle con struttura per età costante, numero di nascite pari a quello dei decessi, mortalità costante e assenza di migrazioni. Anche superando il problema della popolazione non stazionaria – di fatto numero di nascite diverso da quello dei decessi (ancora Santini 1982, o anche Livi Bacci 1999) – e lasciando per ora da parte il sempre presente problema della reale qualità dei dati a disposizione, rimane quello della migratorietà, difficile da valutare senza qualche indicazione sulla consistenza della popolazione. Inoltre, Santini e Del Panta (1982) mostrano come siano utilizzabili anche per popolazioni storiche modelli di *mortalità tipo* (“famiglie” di tavole costruite per vari livelli di mortalità) e modelli di *popolazioni stabili* (popolazioni teoriche, definite da combinazioni di profili di mortalità e di fecondità per età, supposti costanti), ma, in entrambi i casi, a partire da informazioni, per quanto frammentarie, che includano qualche dato sulla consistenza o sulla struttura della popolazione.

Tuttavia, nella situazione italiana, si hanno spesso molti dati, anche di buona qualità, di *movimento* (nascite, decessi, matrimoni, tratti da registri parrocchiali rispettivamente di Battesimi, Sepolture, Matrimoni), mentre per quanto concerne dati di *stato*, solo per alcune aree esiste un altro registro, lo *Stato delle Anime*, un

* L’idea della scomposizione delle formule sulla mortalità è di Renata Clerici, la ricerca di casi concreti su cui vedere possibili applicazioni è di Fiorenzo Rossi. Benché ciò non sia molto elegante, tutti gli esempi sono costituiti, per motivi di comodità, uniti a una migliore conoscenza delle situazioni, da applicazioni a dati tratti da lavori precedenti di uno degli autori. Per eventuali esigenze concorsuali, l’attribuzione dei paragrafi ai due autori è la seguente: Renata Clerici ha steso i paragrafi 2, 3 e 4, Fiorenzo Rossi i paragrafi 1 e 5.

elenco dei parrocchiani da cui si possono trarre informazioni, talvolta anche molto buone, sull'ammontare e sulla struttura della popolazione. In molte regioni invece le sole informazioni sull'ammontare della popolazione provengono da fonti civili o dalle visite pastorali, che raramente riportano dati sulla struttura per età, utile questa per qualunque analisi non limitata ad indicatori generici. Inoltre, tali dati di stato, oltre ad essere estremamente rari, sono spesso di dubbia qualità, non paragonabile a quella dei dati di movimento, la cui formazione è invece consolidata dalla lunga consuetudine¹.

2. Alcuni indicatori grezzi. L'area veneta, più familiare agli autori, manca pressoché completamente degli Stati delle Anime, ma è ricca delle fonti parrocchiali di movimento. In particolare, le serie storiche dei decessi possono fornire anche la distinzione secondo l'età alla morte, o almeno secondo grandi classi di età, nel caso che l'indicazione dell'età non sia del tutto affidabile (in presenza, ad esempio, di un'evidente tendenza all'arrotondamento delle età²) o sia ricavabile solo indirettamente (specie nei primi tempi, le registrazioni hanno spesso una forma diversa, se si riferiscono a bambini o ad adulti).

In ogni caso, una classificazione senz'altro utile è quella tra deceduti *entro il primo anno di vita*, e deceduti ad età superiori; o eventualmente tra morti entro i primi anni di vita (due, tre, cinque) e le età superiori. I morti nel primo anno di vita costituiscono un aggregato di particolare interesse, in quanto la mortalità in questa età, definita *mortalità infantile*, viene studiata, anche e specialmente in epoche storiche, in quanto espressione sia di effetti endogeni che esogeni. In presenza di una limitata variabilità della componente endogena (quella cioè che proviene dalla costituzione genetica, da malformazioni congenite, da traumi ostetrici³), la parte rimanente della mortalità infantile è largamente influenzata dalle condizioni generali di assistenza medica e sanitaria e di cure individuali e familiari. Inoltre un altro motivo di interesse della mortalità in questa età è dato dal fatto che essendo il bambino nutrito per lo più con latte materno, ricco come è noto di anticorpi specifici, dovrebbe essere minore, proprio a motivo di questa protezione, il rischio di mortalità per malattie derivanti da cattiva alimentazione.

Rispetto al *tasso generico* di mortalità, o anche a quello di natalità, che necessitano per la loro costruzione di informazioni sia di movimento che di stato⁴

$$m^t = D^t / P^t \qquad n^t = N^t / P^t,$$

il tasso di mortalità infantile

$$q_{inf}^t = D_0^t / N^t$$

ha la caratteristica di essere ottenuto con soli dati di movimento, ovvero decessi nel primo anno di vita D_0^t e nascite N^t , dati tra l'altro certamente più omogenei, trattandosi di informazioni derivanti dalla stessa fonte⁵. Più difficili da costruire per la maggiore difficoltà di reperire buoni dati di stato, come già detto, sono i tassi di mortalità specifici per età, o per classe di età

$$m_x^t = D_x^t / P_x^t; \qquad m_{x,x+a}^t = D_{x,x+a}^t / P_{x,x+a}^t.$$

3. Relazioni tra indicatori grezzi. Si propone in questa sede un indicatore, o meglio una relazione tra alcuni semplici indicatori, che sfruttano al meglio le risorse delle fonti disponibili, quando queste siano estremamente limitate. Supponiamo di avere a disposizione le seguenti informazioni:

- N = nascite (approssimati dai Battesimi, di fonte parrocchiale);
- D = decessi in totale e D_x = decessi divisi per età, anche solo nella classificazione tra età inferiore o superiore ad un anno: $D_0, D_{1-\omega}$ (alternativamente con soglia di due, tre o cinque anni; ad esempio, con l'ultima: $D_{0-4}, D_{5-\omega}$); approssimati dalle Sepolture, anche queste di fonte parrocchiale;
- P = popolazione complessiva, riferita allo stesso periodo per il quale sono disponibili i dati di movimento (possibilmente, popolazione media tra quella iniziale e finale, ovvero popolazione a metà periodo).

In queste condizioni, ricaviamo il consueto indicatore della mortalità infantile $q_{inf} = D_0/N$, ma inserito in un'espressione che, a partire dal tasso generico di mortalità, contiene altri indicatori di carattere generale, costruibili con i dati a disposizione. Infatti si ha⁶:

$$\begin{aligned} m = D / P &= (D_0 + D_{1-\omega}) / P = D_0 / P + D_{1-\omega} / P \\ &= m_{(0)} + m_{(1-\omega)} \end{aligned} \quad [1]$$

dove l'ultima espressione, come si vede, indica semplicemente che la mortalità generale m è suddivisa tra la parte dovuta ai morti nel primo anno di vita $m_{(0)}$ e la parte rimanente $m_{(1-\omega)}$ ⁷.

Ora, il primo termine si può scrivere anche:

$$m_{(0)} = D_0 / P = D_0 / N \cdot N / P = q_{inf} \cdot n \quad [2]$$

mentre il secondo si può scrivere

$$\begin{aligned} m_{(1-\omega)} &= D_{1-\omega} / P = D_{1-\omega} / P_{1-\omega} \cdot P_{1-\omega} / P \\ &= m_{1-\omega} \cdot (P_{1-\omega} / P). \end{aligned} \quad [3]$$

Sostituendo la [2] e la [3] nella [1], si ha la seguente espressione

$$m = q_{inf} \cdot n + m_{1-\omega} \cdot (P_{1-\omega} / P) \quad [4]$$

che equivale approssimativamente, essendo $(P_{1-\omega} / P) \cong 1$, pur essendo sempre minore dell'unità⁸, a

$$m \cong q_{inf} \cdot n + m_{1-\omega} \quad [5]$$

relazione che evidenzia il *legame tra mortalità generica, mortalità infantile, natalità e mortalità specifica per la classe di età 1 anno e più*.

4. Possibili utilizzi. Le relazioni appena scritte possono essere utilizzate in modi diversi.

4.1. Una suddivisione della mortalità generale. La [1] consente di *scindere* la mortalità generale m , in termini additivi, tra la parte dovuta ai morti nel primo anno di

vita $m_{(0)}$ e la parte rimanente $m_{(1-\omega)}$, o eventualmente anche con altre suddivisioni di età⁹.

Essa può anche essere scritta nella forma

$$\begin{aligned} m &= m_{(0)} + m_{(1-\omega)} \\ &= D_0 / P + D_{1-\omega} / P = D_0 / P_0 \cdot P_0 / P + D_{1-\omega} / P_{1-\omega} \cdot P_{1-\omega} / P \\ &= m_0 \cdot p_0 + m_{1-\omega} \cdot p_{1-\omega} \end{aligned} \quad [6]$$

da cui appare chiaro che la mortalità generale è la *media ponderata* dei tassi di mortalità specifici per le due classi di età 0 e $1-\omega$ ¹⁰, dove i pesi dei due termini sono rispettivamente la popolazione in età 0 e quella in età $1-\omega$ sulla popolazione totale¹¹:

$$p_0 + p_{1-\omega} = P_0 / P + P_{1-\omega} / P = 1. \quad [7]$$

Essendo $m_{(0)}$ e $m_{(1-\omega)}$ composti da tassi di mortalità m_0 e $m_{1-\omega}$ e da pesi delle popolazioni di età 0 e di età $1-\omega$ sul totale, quando si operano confronti nel tempo e nello spazio si dovrà verificare la costanza (o la scarsa variabilità) dei pesi p_0 e $p_{1-\omega}$; ovvero la struttura per età della popolazione – limitatamente alla divisione in classi considerata – deve assumersi invariata.

4.2. *La mortalità infantile.* Dall'espressione [2] si vede invece come la parte di mortalità generale dovuta all'età 0 sia esprimibile, oltre che con l'espressione appena vista nel punto precedente, *anche in termini moltiplicativi*, come il tasso di mortalità infantile per il tasso di natalità:

$$m_{(0)} = D_0 / P = q_{inf} \cdot n$$

Questo consente di confrontare, anche con opportuni grafici, la *relazione esistente tra livello di natalità e livello di mortalità infantile*, che possono dar luogo a livelli simili di $m_{(0)}$ pur in presenza di combinazioni molto diverse delle due componenti, o viceversa valori diversi di mortalità $m_{(0)}$ in presenza di mortalità infantile uguale, ma con diversi livelli di natalità, oppure con natalità uguale e diversa mortalità infantile.

Vale anche in questo caso l'osservazione fatta al punto precedente, ovvero che è richiesta, nei confronti tra situazioni diverse, la costanza del peso $p_0 = P_0 / P$ che compare in $m_{(0)}$.

4.3. *La mortalità delle altre età.* Infine, dalla [4] e dalla [5], partendo dai tassi di natalità n , di mortalità generale m , e di mortalità infantile q_{inf} si può ricavare la parte di mortalità relativa all'età $1-\omega$, che costituisce, abbiamo visto, *una buona stima della mortalità specifica del complesso delle età superiori a un anno*:

$$m - q_{inf} \cdot n = m_{(1-\omega)} \cong m_{1-\omega}. \quad [8]$$

Questo costituisce un risultato di un certo rilievo, se si pensa che si era partiti soltanto da indicatori tutti di tipo generico, e non specifici per età. La costanza del rapporto $P_{1-\omega} / P$ e quindi della struttura per età, almeno nella grande distinzione tra

primo anno di vita ed età successive, andrebbe verificata, anche qui, in tutti i casi per i quali si debbano operare confronti. Tuttavia, è da ritenere che, fatta eccezione forse per periodi particolari (ad esempio, dopo gravi crisi di mortalità), tale ripartizione non subisca nel lungo periodo variazioni di grande rilievo.

5. Alcune applicazioni. Gli esempi seguenti sono tratti da situazioni reali, dove si sarebbero potute utilizzare, e nei casi più recenti ciò è stato fatto, le espressioni appena illustrate.

5.1.1. Scissione della mortalità generale: l'anno del tifo. Nel decennio 1781-90 i morti registrati nelle due parrocchie urbane di Adria furono 2.350¹². Di essi, 1.497 erano deceduti a un'età inferiore ai 10 anni, e di questi 779 a un'età inferiore all'anno di vita¹³. La popolazione nel 1785 ammontava secondo le *anagrafi* della Repubblica di Venezia a 6.481 persone. Il tasso di mortalità medio nel periodo risulta dunque di 36,3‰, che può essere suddiviso, secondo la formula [1], tra un 12,0‰ attribuibile ai decessi sotto l'anno di vita e un corrispondente 24,3‰ per le altre età. Usando la suddivisione del 10° compleanno, ci sarebbe stato un 23,1‰ per i decessi sotto i 10 anni e il rimanente 13,2 per quelli di età 10 e oltre.

Nel decennio 1811-20, che comprende l'epidemia di tifo del 1817, i morti registrati nelle stesse parrocchie furono invece 4.171. Di quei morti, 2.093 avevano un'età inferiore ai 10 anni, e di questi 448 un'età inferiore a un anno¹⁴. Poiché la popolazione a metà periodo si può stimare, per interpolazione, sulle 8.900 persone circa, il tasso di mortalità medio nei dieci anni risulta di 46,9‰, che può essere suddiviso tra un 23,5‰ attribuibile ai decessi sotto i 10 anni e il rimanente 23,4 ai decessi di età 10 e oltre. Usando la suddivisione del 1° compleanno, ci sarebbe stato un 5,0‰ per i decessi sotto l'anno di vita e un corrispondente 41,9‰ per le altre età.

Nel solo 1817, anno di eccezionale mortalità dovuta al tifo, i decessi in totale furono 1.065, quelli in età sotto i dieci anni 318 (il 30%), quelli sotto l'anno 195 (il 18%). La mortalità generale¹⁵ salì a 124‰, di cui 37 per i morti nei primi dieci anni di vita e 87 per gli altri; distinguendo i morti nel primo anno di vita, la mortalità generale si suddivide tra circa 23 per tali bambini e circa 101 per gli altri.

Riepiloghiamo i risultati nella tabella 1. L'ipotesi di costanza della struttura per età nel periodo esaminato è sostanzialmente rispettata¹⁶, come del resto molto spesso accade nelle popolazioni in periodo pre-transizionale. Risulta dunque che la mortalità nel decennio del tifo aumenta di oltre 10 punti per mille, ma l'aumento va quasi tutto a discapito delle età adulte, rimanendo la parte relativa ai bambini circa sullo stesso livello, 23‰. È da rilevare che a questo risultato non si sarebbe pervenuti osservando le sole percentuali dei deceduti per età.

Nel solo 1817 invece la mortalità generale cresce a oltre il triplo, ma la quota di mortalità in età 0-9 aumenta a una volta e mezza, mentre quella delle età adulte aumenta a sei volte e mezza rispetto ai tempi normali. Anche con riferimento alla distinzione con soglia al primo compleanno, la quota di mortalità degli infanti raddoppia e quella degli altri gruppi di età quadruplica rispetto al 1781-90. La parte rimanente del decennio avrebbe avuto una mortalità di poco superiore al 1781-90, con mortalità all'età 0-9 un po' più bassa e un po' più alta alle altre età.

Tab. 1. *Misure di mortalità, Adria, periodi vari*

Periodo	m	$m_{(0-9)}$	$m_{(10-\omega)}$	$m_{(0)}$	$m_{(0-\omega)}$
<i>Tassi per mille</i>					
1781-90	36,3	23,1	13,2	12,0	24,3
1811-20	46,9	23,5	23,4	5,0	41,9
1817	124,0	37,0	87,0	22,7	101,3
1811-20, senza 1817	38,8	22,2	16,6	3,2	35,6
<i>Percentuali</i>					
1781-90	100	64	36	33	67
1811-20	100	50	50	11	89
1817	100	30	70	18	82
1811-20, senza 1817	100	57	43	8	92

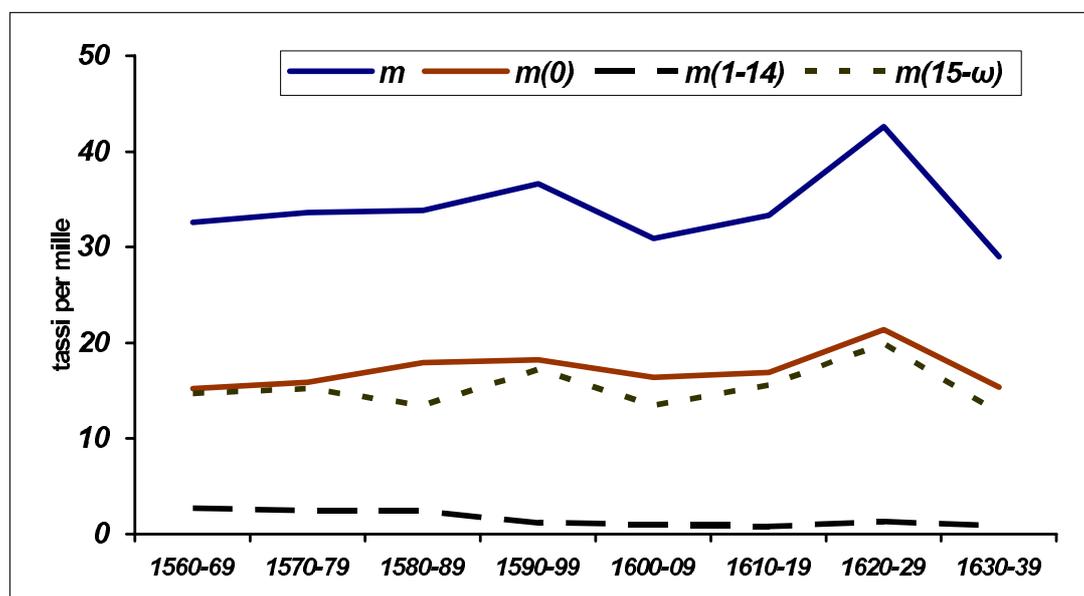
5.1.2. *Scissione della mortalità generale: bambini, adolescenti, adulti.* La popolazione della parrocchia del Duomo di Belluno ammontava nel 1564, secondo una relazione del Podestà Girolamo Contarini, a 4.571 anime¹⁷. Nel decennio 1560-69 furono registrate 1.491 sepolture, delle quali 695 attribuibili a bambini, 126 ad adolescenti, 670 ad adulti¹⁸. Il tasso di mortalità generico, calcolato usando la media decennale dei decessi, fu dunque di 32,6‰ abitanti. Questo può essere suddiviso, utilizzando ancora la [1], tra un 15,2‰ relativo ai bambini, e un 17,4‰ per la parte restante della popolazione (di cui 2,7‰ per gli adolescenti, 14,7 per gli adulti); ovvero 46,6% per i primi e 53,4% per i secondi. Poiché i registri parrocchiali danno indicazioni simili ancora per circa 75 anni, i tassi di mortalità e le relative suddivisioni sono stati ricavati anche per i decenni successivi, avendo stimato la popolazione al denominatore, partendo dal dato del 1564, e aggiornandolo, secondo una ragionevole ipotesi di migratorietà nulla, con il solo saldo naturale (Rossi, Bianchi 1999) (tab. 2 e fig. 1).

L'ipotesi di costanza della struttura per età sembra abbastanza soddisfatta: suc-

Tab. 2. *Mortalità generale suddivisa tra bambini, adolescenti e adulti, tassi per mille abitanti e percentuali, Belluno, decenni tra il 1560 e il 1639*

Periodo	Tassi di mortalità per mille				Percentuale (m = 100)		
	m	$m_{(0)}$	$m_{(1-14)}$	$m_{(15-\omega)}$	$m_{(0)}$	$m_{(14-\omega)}$	$m_{(15-\omega)}$
1560-69	32,6	15,2	2,7	14,7	46,6	8,5	44,9
1570-79	33,6	15,9	2,5	15,2	47,4	7,4	45,2
1580-89	33,8	17,9	2,4	13,5	53,0	7,0	40,0
1590-99	36,6	18,2	1,2	17,2	49,6	3,4	47,0
1600-09	30,9	16,4	1,0	13,5	53,1	3,2	43,7
1610-19	33,3	16,9	0,8	15,6	50,8	2,5	46,7
1620-29	42,6	21,4	1,3	19,9	50,2	3,0	46,8
1630-39	29,0	15,4	0,9	12,7	53,0	3,0	44,0

Fig. 1. Mortalità generale e mortalità suddivisa tra bambini, adolescenti e adulti, tassi per mille abitanti, Belluno, decenni tra il 1560 e il 1639



cessive elaborazioni nostrano che la percentuale di popolazione in età 0-14 anni variava in quel periodo attorno al 27,5%, e raramente superava il 30% o scendeva sotto il 25% (Rossi, Bianchi 1999).

Sono evidenti da questi risultati livelli di mortalità abbastanza simili tra la quota relativa ai bambini e quella delle età superiori all'anno. È interessante anche l'ulteriore distinzione tra adolescenti (qui età 1-14) e adulti. La parte più consistente della mortalità è sempre quella relativa all'età infantile, quella degli adulti è sempre più bassa, e se ne stacca più decisamente solo nel terzo decennio (1580-89). La mortalità alle età tra 1 e 14 anni tende a diminuire, ma, non trattandosi di classi esattamente ricostruite, questo potrebbe essere anche effetto di un mutato ricorso ai vari tipi di registrazioni.

Si tratta di informazioni non sconvolgenti, ma occorre riflettere sul fatto che la gran parte delle registrazioni di sepoltura non riportava l'età della morte, e che pertanto queste piccole elaborazioni qualche informazione ulteriore sono pure in grado di fornirla. Ma dagli stessi dati si può trarre qualcos'altro.

5.2. *Mortalità infantile (o mortalità giovanile) e natalità.* Con i dati di questo stesso esempio, scindiamo ora, secondo la [2], la parte di mortalità generale dovuta alla prima classe di età $m_{(0)}$ nel prodotto tra mortalità infantile e tasso di natalità; la stessa cosa faremo poi anche considerando la parte di mortalità della classe fino ai 15 anni $m_{(0-14)}$, che esprimeremo come prodotto tra la mortalità 'giovanile' e il tasso di natalità.

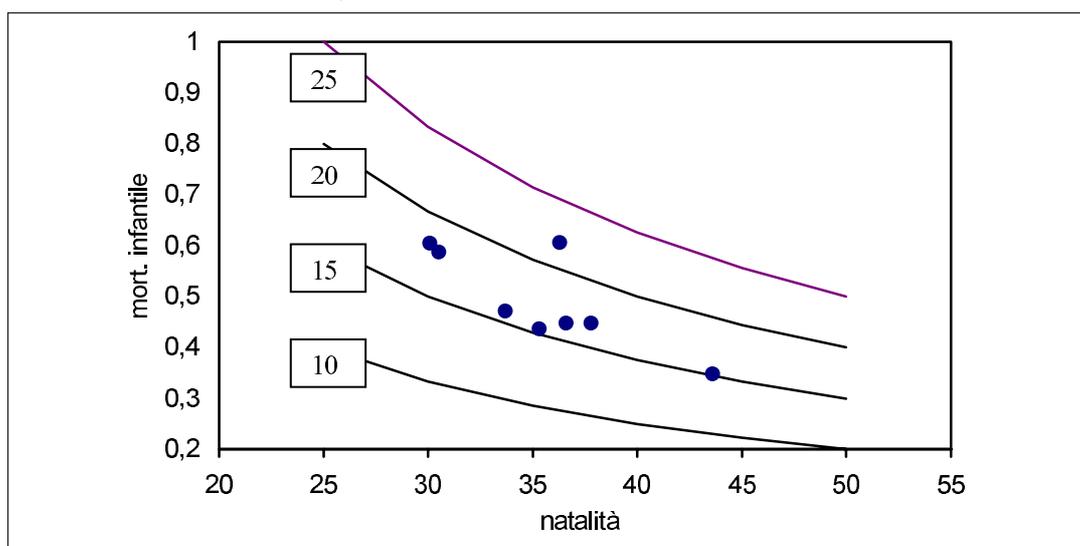
Ad esempio, la quota di mortalità generale del 1560-69 (che risultava di 36,2‰) dovuta alla sola mortalità nel primo anno di vita ($m_{(0)} = 15,2‰$) può essere espressa come prodotto tra il tasso di natalità ($n = 43,6‰$) e il tasso di mortalità infantile

Tab. 3. *Natalità, mortalità sui nati e su popolazione complessiva, per bambini in età 0 e in età 0-14, tassi per mille abitanti, Belluno, decenni tra il 1560 e il 1639*

Periodo	Natalità	Bambini in età 0 (mortalità infantile)		Bambini in età 0-14 (mortalità giovanile)	
	n	q_{inf}	$m_{(0)} =$ $n \cdot q_{inf}$	D_{0-14}/N	$m_{(0-14)} =$ $n \cdot D_{0-14}/N$
1560-69	43,6	348,6	15,2	412,8	18,0
1570-79	33,7	471,8	15,9	546,4	18,4
1580-89	30,5	586,9	17,9	664,9	20,3
1590-99	30,1	604,6	18,2	644,5	19,4
1600-09	36,6	448,1	16,4	475,3	17,4
1610-19	37,8	447,1	16,9	469,5	17,7
1620-29	36,3	606,2	21,4	624,3	22,7
1630-39	35,3	436,3	15,4	460,1	16,2

($q_{inf} = 348,6 \text{ ‰}$) (tab. 3). Nel 1630-39 ad un livello simile di $m_{(0)}$ corrispondono una natalità più bassa (circa 35‰) e una mortalità infantile più alta (436‰). Nel periodo precedente invece, la natalità era solo poco più alta (36‰), ma era l'elevatissima mortalità infantile (oltre il 600‰) a produrre un $m_{(0)}$ molto alto, 21‰.

Come si vede più chiaramente dal grafico (fig. 2), ci sono parecchi casi in cui ad un livello molto simile di $m_{(0)}$, compreso tra le linee del 15 e del 20‰, corrispondono combinazioni di natalità e di mortalità infantile molto diverse: la natalità va da valori piuttosto bassi (circa 30‰) a valori molto elevati (circa 44‰), la mortalità infantile da 350 a oltre 600‰, ma non ci sono combinazioni di mortalità infantile e natalità entrambe alte o entrambe basse. Nel nostro esempio, solo un caso, il decen-

Fig. 2. *Mortalità infantile q_{inf} e natalità n a parità di $m_{(0)}$ (*)*

(*) Le linee indicano livelli di $m_{(0)}$ di 10, 15, 20, 25 per mille.

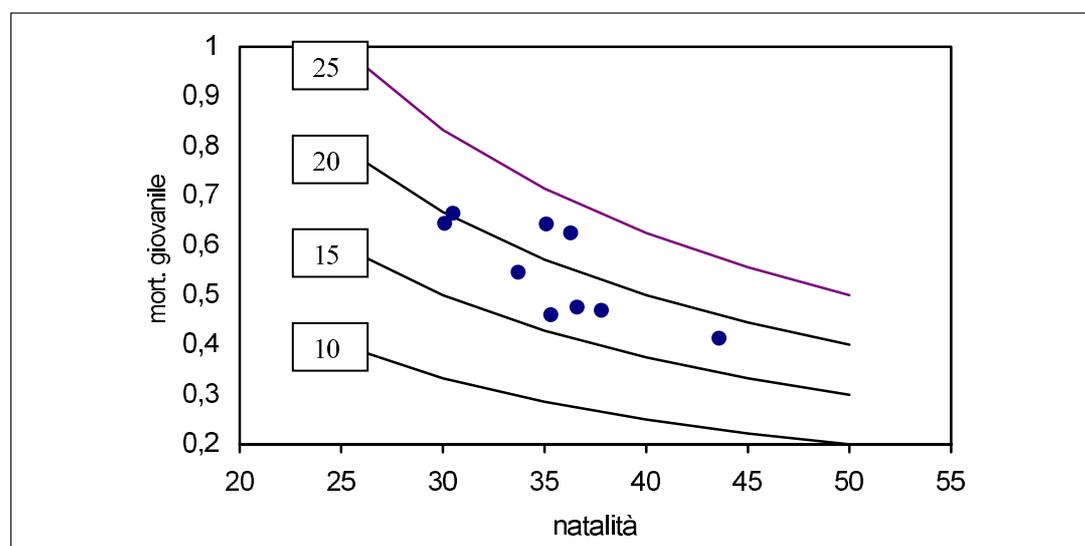
nio 1620-29 già citato, si situa in una posizione di una natalità intermedia e di mortalità infantile elevata, producendo un valore eccezionale di $m_{(0)}$.

Meno efficace forse la divisione tra mortalità giovanile da un lato, e mortalità adulta dall'altro, a causa della minore potenza descrittiva, rispetto alla mortalità infantile (D_0/N), del rapporto D_{0-14}/N , che esprime per ogni periodo considerato la frequenza dei decessi in età 0-14 sulle nascite dello stesso periodo¹⁹. Il grafico della figura 3 dà tuttavia informazioni abbastanza simili al precedente.

5.3. Stima della mortalità nelle età adulte. Infine, un esempio di come la semplice relazione tra gli indicatori possa essere utilizzata per ottenere informazioni sulla mortalità in età non infantili.

Da più parti è stato rilevato come l'aumento della mortalità nel Veneto nel corso del Settecento (Del Panta 1992; Rossi, Rosina 1998) abbia provocato un certo rallentamento nello sviluppo della popolazione. Nella città di Venezia, ma anche in alcune altre località della Terraferma veneta, il tasso di mortalità supera per lunghi periodi quello di natalità e il bilancio naturale, come aveva già posto in rilievo Beltrami (1954), rimane negativo per quasi tutto il secolo. Può essere interessante però vedere se l'aumento della mortalità fosse dovuto a un peggioramento delle condizioni delle età infantili, o adulte, o eventualmente con quale combinazione.

Fig. 3. Mortalità giovanile e natalità *n* a parità di $m_{(0)}$ (*)



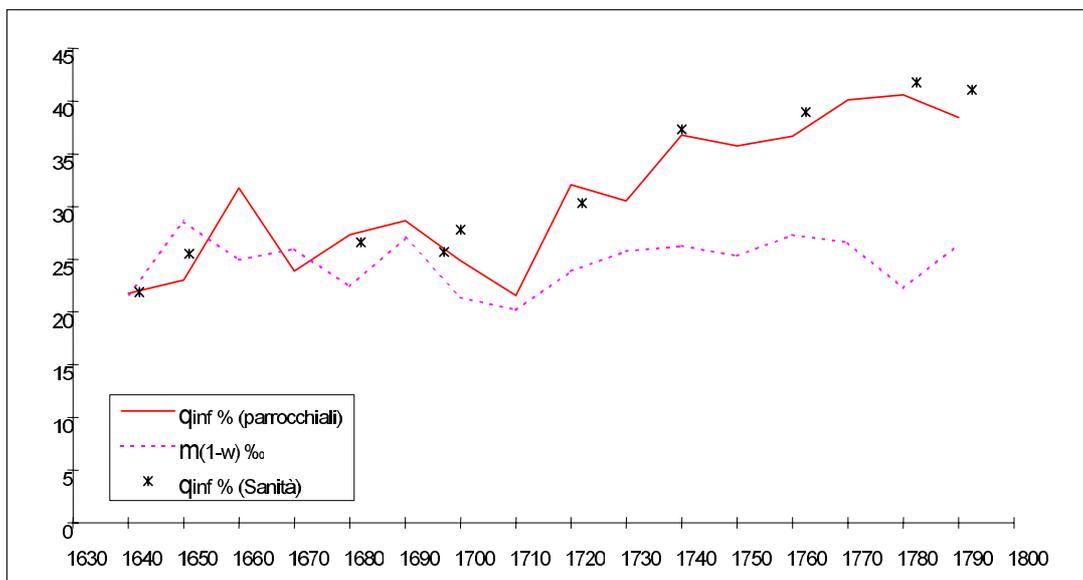
(*) Le linee indicano livelli di $m_{(0)}$ di 10, 15, 20, 25 per mille.

Rosina (2000), dopo aver verificato, esaminando due fonti diverse riportate da Beltrami, che la mortalità infantile è effettivamente in aumento tra l'inizio e la fine del Settecento, mostra a ulteriore riprova una stima della mortalità alle età superiori al primo anno. Le due fonti per la mortalità infantile sono: la prima lo spoglio dei Registri dei Battesimi e delle Sepolture per un insieme di parrocchie pari al 70% della popolazione, con dati poi riassunti in periodi decennali; la seconda è costitui-

ta invece da registrazioni civili dei morti, i *Necrologi alla Sanità*, disponibili solo per alcuni anni sparsi. Nonostante la diversità dei dati, i risultati mostrano un andamento piuttosto somigliante: l'aumento della mortalità infantile per quasi tutto il Settecento è netto, da circa 250 a circa 400‰.

La stima della mortalità alle età superiori è fatta invece con l'espressione [8]: $m_{1-\omega} \cong m - q_{inf} \cdot n$, che lega approssimativamente il tasso di mortalità alle età $1-\omega$ con la mortalità generale, la mortalità infantile e la natalità²⁰, quantità già tutte note.

Fig. 4. Evoluzione della mortalità infantile (q_{inf} %) e della mortalità oltre il primo anno di vita ($m_{1-\omega}$ ‰). Venezia, 1640-1790



Ebbene, la mortalità a tali età mostra nel corso del Settecento un modesto aumento dal 20 al 25‰ circa nei primi 30 o 40 anni, una stasi nei decenni successivi e un calo negli ultimi decenni del secolo, con una dinamica nettamente minore della mortalità infantile (fig. 4, tratta da Rosina, 2000). È a quest'ultima pertanto che si deve attribuire in gran parte il declino demografico di Venezia nella seconda metà del Settecento.

¹ Per dettagliate informazioni sulle fonti storico-demografiche, si veda C.I.S.D.S. (1973).

² Per questi problemi di qualità dei dati, si veda ad esempio Rossi (1993).

³ La definizione di mortalità endogena è ripresa da IUSSP (1982).

⁴ È ovvio il significato dei simboli qui e nel seguito usati: le maiuscole D , D_x , $D_{x,x+a}$ indicano rispettivamente i decessi, i decessi all'età x , i decessi nella classe di età $x,x+a$ in un certo anno di calendario t , o la loro media annua per

un certo periodo $t,t+n$; i simboli minuscoli m , m_x , $m_{x,x+a}$ i tassi corrispondenti; P , P_x , $P_{x,x+a}$ indicano la popolazione media dell'anno, rispettivamente quella complessiva, quella in età x , quella nella classe di età $x,x+a$; analogo significato hanno i simboli N e n .

⁵ A rigore metodologico, il tasso di mortalità infantile dovrebbe avere a denominatore una media dei nati nell'anno e di quelli dell'anno precedente, perché i decessi in età 0 provengono da entrambi i gruppi di nati. Finezza forse

eccessiva, in condizione di dati carenti, tanto più che la maggior parte di questi morti, a causa del particolare "profilo" per età, più sbilanciato verso i primi mesi di vita, proviene proprio dai nati dello stesso anno; ma anche quasi inutile quando si lavori con dati di più anni solari, di cui si vuole cogliere la tendenza media, perché gli anni "sfasati" sono trascurabili rispetto all'intero gruppo pluriennale.

⁶ Trascuriamo, qui e altrove, per semplicità espositiva, l'esponente che indica il tempo.

⁷ Si noti la diversità dei simboli (e di significato) tra $m_{(0)}$, $m_{(1-\omega)}$, e simili, da un lato, e m_0 , $m_{1-\omega}$ ecc., dall'altro, dove questi ultimi sono i consueti tassi specifici di mortalità per età (ad esempio, $m_0 = D_0 / P_0$), mentre i primi sono, come si è detto, una frazione del tasso generico: $m_{(0)} = D_0 / P$.

⁸ Che il rapporto ($P_{1-\omega} / P$), pur essendone inferiore, sia molto prossimo ad 1 si può verificare con alcuni esempi di popolazioni stabili (Coale, Demeny 1983). Si riportano qui alcuni risultati di tale rapporto relativi alla famiglia Ovest, femmine, per alcuni ragionevoli tassi di incremento.

Livello (e_0)	$r = 0\%$	$r = 5\%$	$r = 10\%$	$r = 20\%$
1 (20)	0,966	0,957	0,952	0,941
3 (25)	0,968	0,963	0,959	0,949
5 (30)	0,972	0,968	0,964	0,954
7 (35)	0,975	0,972	0,967	0,959
9 (40)	0,978	0,974	0,970	0,962
11 (45)	0,980	0,976	0,973	0,965
13 (50)	0,981	0,978	0,975	0,967

⁹ Ciò può essere reso anche in forma percentuale, anche se questa appare di minor rilievo descrittivo, in quanto si perde il riferimento all'ordine di grandezza della mortalità complessiva. Ad esempio, la percentuale relativa alla mortalità infantile sarebbe pari a:

$$m_{(0)} / m = (D_0 / P) / (D / P) = D_0 / D$$

e analogamente

$$m_{(1-\omega)} / m = D_{1-\omega} / D,$$

ovvero esse sono uguali alle percentuali calcolate sui valori assoluti dei deceduti.

¹⁰ Il tasso di mortalità specifico per l'età 0 $m_0 = D_0 / P_0$ non va confuso con il tasso di mortalità infantile $q_{inf} = M_0 / N$, dove al denominatore figurano i nati e non la popolazione media della classe di età 0. Si noti ancora inoltre la differenza tra m_0 e $m_{(0)}$.

¹¹ Un ragionamento analogo si potrebbe fare nel caso di più classi di età.

¹² Per queste informazioni si veda Rossi (1970).

¹³ La qualità dei dati all'epoca è da ritenere

non eccelsa: se solo 13 atti (lo 0,5%) mancavano dell'età di morte, l'attrazione delle età tonde era ancora alta: lo zero attirava circa il 35%, il cinque circa il 15% (Rossi, Rosina 1999).

¹⁴ In questo periodo la qualità dei dati è lievemente peggiorata per quanto concerne la mancanza dell'indicazione dell'età, forse a causa della crisi di mortalità del 1817 (64 atti mancavano dell'età di morte: l'1,5%), ma è migliore riguardo l'arrotondamento delle età: è attorno al 20% la frequenza delle età che terminano in zero, circa 10% quella delle età in cinque (Rossi, Rosina 1999).

¹⁵ Si è usata al denominatore una popolazione di 8591 unità, ottenuta dalla media usata per l'intero decennio, diminuita della metà del saldo naturale del 1817. Alcuni dei dati qui riportati, relativi al 1817, non sono pubblicati.

¹⁶ Ricostruzioni della popolazione di Adria per il 1781-1900, effettuate con metodi avanzati (*inverse projection*: Rosina 1999; ricostruzione delle generazioni: Rosina 1994) mostrano la sostanziale invariabilità della struttura nel periodo considerato. Per questi metodi, si veda Rosina, Rossi (1994).

¹⁷ I dati sulla popolazione, come pure quelli sui decessi, sono tratti da Rossi, Bianchi (1999).

¹⁸ L'attribuzione della categoria dei decessi è stata fatta in base non all'età, riportata negli atti solo per pochi casi, ma alla forma dell'atto di morte, che differisce per ciascuna categoria. Se intendiamo la prima classe formata solo da bambini in età inferiore all'anno (mentre in realtà è probabile che qualcuno in età superiore ci sia), l'errore che si compie è da ritenere trascurabile.

¹⁹ Il dubbio è che non tutti i morti considerati provengano dai nati cui essi vengono rapportati; ma, in realtà, la mortalità infantile, in questa epoca, ma non solo in questa, è tanto elevata rispetto alle età successive, che i morti entro il primo anno sono oltre il 90% dei morti entro i 14-15 anni, e quindi la grandissima parte di quanto è messo a numeratore proviene proprio dai nati messi al denominatore.

²⁰ La struttura complessiva per età di Venezia in questi secoli, dopo alcuni decenni successivi alla peste del 1630, fu piuttosto regolare (Rosina 2000). Quanto al rapporto tra popolazione in età oltre un anno e popolazione totale, esso è stato calcolato, a titolo di verifica, in tre periodi diversi: uno subito dopo la peste del 1630, in condizioni quindi piuttosto eccezionali; uno a circa metà periodo; uno alla fine, quando la popolazione era già in declino. Il seguente schema riporta per i tre anni: popola-

zione stimata, nati (con i relativi tassi) e mortalità infantile, tratti da Rosina (2000); da questi, sono ricavati: una stima dei decessi nello stesso anno della nascita (ottenuta con una parte, valutata circa il 60%, dei morti nel primo anno di vita: con percentuali diverse, ad es.

67%, il risultato finale non cambierebbe sostanzialmente); la popolazione in età 0 (pari ai nati meno questi morti stimati) e la sua percentuale sul totale; e infine il complemento di quest'ultima a 1, ovvero P_1/P . Come si vede, tale rapporto cambia molto poco nei tre anni.

Anno	Popolazione	Nati	n‰	q_{inf} ‰	Morti inf.(60%)	P_0	$P_0/P\%$	$P/P\%$
1633	10.3357	4.630	44,8	220	611	4.019	3,9	96,1
1720	15.0489	5.030	33,4	300	905	4.125	2,7	97,3
1794	14.0512	4.601	32,7	400	1.104	3.497	2,5	97,5

Riferimenti bibliografici

- D. Beltrami 1954, *Storia della popolazione di Venezia dalla fine del secolo XVI alla caduta della Repubblica*, CEDAM, Padova.
- C.I.S.D.S (Comitato Italiano per lo Studio della Demografia Storica) s.d. (ma 1973), *Le fonti della demografia storica in Italia*, 1, I-II, CISP, Roma.
- A.J. Coale, P. Demeny 1983, *Regional Model Life Tables and Stables Populations*, Second Edition (with B. Vaughan), Academic Press, New York.
- L. Del Panta 1992, *Infant and Child Mortality in Italy from XVIIIth to XXth Century: Long-Term Trend and Territorial Difference*, Seminar on Child and Infant Mortality in the Past, IUSSP, Montreal, 7-9 october.
- L. Del Panta, R. Rettaroli 1994, *Introduzione alla demografia storica*, Laterza, Roma-Bari.
- IUSSP 1982, *Multilingual Demographic Dictionary, English section*, 2nd edition by E. van de Walle, Ordina Editions, Liège.
- M. Livi Bacci 1999, *Introduzione alla demografia*, Loescher, Torino.
- A. Rosina 1994, *RAP! un programma informatico per la ricostruzione aggregata della popolazione*, in Rosina, Rossi (1994).
- A. Rosina 1999, *Ricostruzione aggregata dei processi evolutivi della popolazione di Adria*, in Rossi, Rosina (1999).
- A. Rosina 2000, *La popolazione di Venezia, 1633-1797: una ricostruzione delle dinamiche evolutive*, in A. Rosina, F. Rossi (2000).
- A. Rosina, F. Rossi 1994, *Ricostruzioni aggregate dei processi evolutivi delle popolazioni*, CLEUP, Padova.
- A. Rosina, F. Rossi (a cura di) 2000, *Il sistema demografico alla fine delle grandi epidemie. Venezia, il Dogado, Chioggia tra Seicento e Settecento*, CLEUP, Padova.
- F. Rossi 1993, *La qualità dei dati nei documenti storici: una correzione dell'attrazione nella distribuzione delle età*, in *Per una storia della popolazione italiana: problemi di metodo*, Dipartimento di Scienze Statistiche 'Paolo Fortunati', Università degli Studi di Bologna, Bologna.
- F. Rossi 1970, *Storia della popolazione di Adria dal XVI al XIX secolo*, «Genus», 33, 1-2 (anche in Rossi, Rosina, 1999).
- F. Rossi, M. Bianchi 1999, *Agli albori delle registrazioni parrocchiali: Belluno 1533-1650. Dinamica demografica e ricostruzione aggregata della popolazione*, 'Archivio storico di Belluno, Feltre e Cadore', 70, 308.
- F. Rossi, A. Rosina 1998, *Il Veneto tra Sette e Ottocento*, «Bollettino di Demografia Storica», 28.
- F. Rossi, A. Rosina 1999, *La popolazione di Adria dal Taglio di Porto Viro alla Bonifica Padano-Polesana. Quattro saggi di storia demografica*, CLEUP, Padova.
- A. Santini 1982, *Problemi di analisi della mortalità*, in A. Santini, L. Del Panta (1982).
- A. Santini, L. Del Panta 1982, *Problemi di analisi delle popolazioni del passato in assenza di dati completi*, Editrice CLUEB, Bologna.

Riassunto

Relazioni tra indicatori sintetici grezzi di mortalità in condizioni di povertà di dati

Partendo dalla conoscenza della popolazione complessiva, delle nascite, e dei decessi, questi con la sola distinzione, anche solo come stima, dei morti infantili (o di altre età giovanili), e delle altre età, vengono evidenziate alcune semplici relazioni tra indicatori grezzi di popolazione, che possono essere utilizzate in condizioni di dati particolarmente poveri.

Si può ad esempio scindere la mortalità generale tra le due parti (età infantile e altre età); si può mettere in relazione il tasso di mortalità infantile con il tasso di natalità; si può infine stimare la mortalità specifica della classe delle età superiori ad un anno.

Vengono presentati inoltre alcuni esempi concreti di utilizzo su dati storici relativi a località del Veneto.

Abstract

Relations between crude mortality rates with very poor data

Starting from the knowledge of total population, births, and deaths (these latter with the distinction of infant deaths – even estimated – and deaths at upper ages), we emphasize some simple relations among crude vital rates that can be used with very poor data.

So, one can separate the general mortality into the two parts (infant age and the other ages); or relate infant mortality rate and the crude birth rate; or estimate specific death rate for the age group 1 year and over.

Finally, we present some actual examples for Venetian countries historical populations, in which the relations are usefully utilized.