



Dipartimento di Statistica
"Giuseppe Parenti"

Dipartimento di Statistica "G. Parenti" – Viale Morgagni 59 – 50134 Firenze - www.ds.unifi.it

S E R I E D I D A T T I C A 2 0 0 5 / 1

Appunti di Analisi demografica

Antonio Santini



Università degli Studi
di Firenze

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI FIRENZE
DIPARTIMENTO DI STATISTICA “G. PARENTI”

Antonio Santini

Appunti di Analisi demografica

INDICE

PARTE PRIMA

CONCETTI E MISURE ELEMENTARI

CAP. I - *I meccanismi fondamentali dell'evoluzione demografica: individui, coorti e popolazione.*

I.1. <i>Movimento e struttura della popolazione.</i>	Pag. 1
I.2. <i>Concetto di biografia, di coorte e di popolazione.</i>	Pag. 3
I.3. <i>Processi delle coorti e struttura della popolazione.</i>	Pag. 4

CAP II – *Eventi, ammontare e struttura delle popolazioni: cenno alle fonti dei dati demografici ed alla loro rappresentazione nel tempo.*

II.1 – <i>Il Sistema Statistico Nazionale.</i>	Pag. 7
II. 2 – <i>Le principali rilevazioni dell'ISTAT.</i>	Pag. 8
II.2.1 – <i>Il sistema delle rilevazioni statistiche del movimento della popolazione.</i>	Pag. 8
II.2.2 – <i>I Censimenti della popolazione.</i>	Pag. 10
II.2.2.1 – <i>Definizioni.</i>	Pag. 10
II.2.2.2 – <i>La tecnica di rilevazione.</i>	Pag. 10
II.2.2.3 – <i>Le notizie raccolte e la loro utilizzazione.</i>	Pag. 11
II. 3 – <i>La rappresentazione dei dati demografici rispetto al tempo: cenni allo schema di Lexis.</i>	Pag.12
II.3.1 – <i>Il diagramma di Lexis in osservazione continua.</i>	Pag. 12
II.3.2 – <i>Il diagramma di Lexis in osservazione retrospettiva.</i>	Pag. 15

CAP. III – *Analisi elementare della popolazione.*

III.1. <i>Le misure dell'accrescimento demografico.</i>	Pag. 17
III.1.1. <i>Tasso di incremento medio.</i>	Pag. 17
III.2. <i>L'accrescimento demografico visto attraverso le sue componenti.</i>	Pag. 23
III.3. <i>L'accrescimento demografico visto attraverso le sue componenti relative.</i>	Pag.25
III.4- <i>Le strutture della popolazione.</i>	Pag. 29
III.4.1- <i>Generalità.</i>	Pag. 29
III.4.2- <i>La struttura per età e i suoi indicatori.</i>	Pag. 29
III.4.3 – <i>La piramide delle età.</i>	Pag. 34

PARTE SECONDA

LA MISURA DEI PROCESSI DEMOGRAFICI NELLE COORTI

CAP. IV - *I principi dell' analisi per coorte o longitudinale: biografie e coorti.*

IV.1. <i>Le biografie.</i>	Pag. 43
IV.2. <i>Le coorti.</i>	Pag. 46
IV.3. <i>Dai percorsi biografici ai processi di popolazione nelle coorti.</i>	Pag. 50
IV.3.1. <i>Manifestazione degli eventi nelle biografie.</i>	Pag. 50
IV.3.2. <i>Manifestazione degli eventi demografici nelle coorti.</i>	Pag. 52
IV.3.3. <i>La misura dei processi demografici all'interno delle specifiche coorti.</i>	Pag. 53
IV.4. <i>Osservazione e ricostruzione della storia delle coorti.</i>	Pag. 55

Appendice al capitolo IV.

I.5. <i>Quadro sinottico dei processi demografici.</i>	Pag.58
--	--------

CAP. V - *Processi allo stato puro.*

V.1 - <i>Premessa.</i>	Pag. 60
V.2 - <i>Processi caratterizzati da eventi rinnovabili.</i>	Pag. 60
V.3 - <i>Processi caratterizzati da eventi non rinnovabili.</i>	Pag. 64
V.4 - <i>Esemplificazioni.</i>	Pag. 69

CAP.VI. *Processi allo stato perturbato.*

A - Osservazione continua.

VI.1 - <i>Premessa.</i>	Pag. 74
VI.2 - <i>Processi caratterizzati da eventi rinnovabili.</i>	Pag. 74
VI.3 - <i>Processi caratterizzati da eventi non rinnovabili.</i>	Pag. 77
VI.3.1 - <i>Tavole di eliminazione.</i>	Pag. 77
VI.3.2 - <i>Eventi ridotti.</i>	Pag. 81
VI.3.2.1 - <i>Processi a eventi non negativi.</i>	Pag. 81
VI.3.2.2 - <i>Processi a eventi negativi.</i>	Pag. 84
VI.4 - <i>Principi generali.</i>	Pag. 86

B - Osservazione retrospettiva.

IV. 5 – <i>Generalità.</i>	Pag. 87
VI.6 – <i>Sintesi delle misure fondamentali.</i>	Pag. 88
VI. 7 – <i>Tavole di eliminazione in presenza di dati censurati.</i>	Pag. 90
VI. 8 – <i>Alcuni casi di analisi in osservazione retrospettiva.</i>	Pag. 94

CAP. VII – Esempi di analisi di processi.

VII,1 – <i>Analisi di un processo a eventi rinnovabili: il caso della fecondità della donna.</i>	Pag. 97
VII.2 - <i>Analisi di un processo a eventi non rinnovabili: il caso della nuzialità dei primi matrimoni.</i>	Pag. 105
VII.3 - <i>Analisi di un processo a eventi negativi: la mortalità.</i>	Pag. 111
VII.4 – <i>La mortalità senile.</i>	Pag. 117

PARTE TERZA

L'ANALISI TRASVERSALE DELLE POPOLAZIONI

CAP.VIII – L'analisi delle misure demografiche del momento.

VIII.1 - <i>Il problema.</i>	Pag. 123
VIII.2 - <i>Osservazioni in anni di calendario e diagramma di Lexis.</i>	Pag. 124
VIII.3 - <i>Indici del momento.</i>	Pag. 126
VIII.3.1 - <i>La coorte fittizia.</i>	Pag. 126
VIII.4 – <i>Le distorsioni degli indici del momento.</i>	Pag. 128
VIII.4.1 - <i>Generalità.</i>	Pag. 128
VIII.4.2 - <i>Effetto struttura.</i>	Pag. 129
VIII.4.3 - <i>"Effetto cadenza" ed "effetto intensità": cenni alla traslazione.</i>	Pag. 132
VIII.4.4.- <i>Visione d'insieme.</i>	Pag. 135

CAP. IX - Eliminazione degli effetti distorsivi negli indici del momento: standardizzazione e deperiodizzazione.

IX.1 – <i>Standardizzazione: problemi generali.</i>	Pag. 138
IX.1.1 - <i>Standardizzazione diretta.</i>	Pag. 139
IX.1.2 - <i>Standardizzazione indiretta.</i>	Pag. 142
IX .2 – <i>Deperiodizzazione.</i>	Pag. 146

CAP. X - Analisi della mortalità per contemporanei.

X .1 - <i>Le Tavole di mortalità complete. Definizioni e funzioni.</i>	Pag. 150
X. 2 - <i>Segue: Il calcolo delle probabilità di morte in un anno di calendario.</i>	Pag. 151
X. 3 – <i>Le tavole di mortalità ridotte (o abbreviate): le funzioni.</i>	Pag. 155
X. 4.- <i>La mortalità nel primo anno di vita.</i>	Pag. 157
X.4.1. <i>Definizioni.</i>	Pag. 157
X.4.2 – <i>La misura della mortalità infantile.</i>	Pag. 159
X.4.3 – <i>La struttura della mortalità infantile.</i>	Pag. 164

Altri libri di testo di utile consultazione	Pag. 167
--	----------

Parte prima

Concetti e misure elementari

CAP. I - I meccanismi fondamentali dell'evoluzione demografica: individui, coorti e popolazione.

I.1. Movimento e struttura della popolazione.

La consistenza di una popolazione, la sua composizione ed il suo evolversi derivano dai complessi meccanismi che sottostanno la manifestazione delle nascite, delle morti, delle migrazioni, della formazione e dello scioglimento delle unioni: di tutti gli eventi, insomma, che costituiscono - per usare un luogo comune - la "materia prima" degli studi demografici.

Per affrontare in maniera organica e metodologicamente rigorosa i problemi specifici della descrizione e della misura di tali meccanismi, è opportuno riflettere su alcuni concetti fondamentali della demografia e dell'analisi demografica: essi rappresentano la chiave per entrare con una certa sicurezza nel complesso universo costituito da una popolazione, le cui vie d'accesso non sono immediatamente riconoscibili.

Partiamo, secondo l'ottica tradizionale, con l'osservare una popolazione ad un dato istante **t** in uno spazio delimitato **A**. Gli individui che compongono questa popolazione sono caratterizzati da certi attributi demografici e non demografici (ma che possono indirettamente interessare la demografia) quali il sesso, l'età, lo stato civile, la professione, l'origine etnica, la zona di residenza e via dicendo. Tali attributi rappresentano i cosiddetti caratteri *strutturali* della popolazione.

Limitiamo per il momento l'attenzione al solo attributo dell'età: diremo allora che la nostra popolazione è caratterizzata da una certa *struttura per età*. Tra il momento **t** ed uno successivo **t+a** la struttura iniziale sarà modificata per effetto dell'azione combinata delle nascite, delle morti e della migrazioni: queste tre categorie di eventi (che danno luogo ai *fenomeni* della natalità, della mortalità e della mobilità) determinano quello che viene detto il *movimento* della popolazione. Nascite e morti costituiscono le componenti biologiche (o naturali) di tale movimento, le migrazioni la componente spaziale (o sociale) per l'interazione della zona **A** con le zone **B**, **C**, **D**...tra le quali si distribuisce la popolazione stessa. Vediamo con riferimento ad un caso concreto il meccanismo di tale trasformazione.

La Tav. I.1 riporta - per alcune età - la struttura della popolazione femminile francese a due date successive: il 31 Dicembre degli anni 1960 e 1961. Il gruppo di donne che ha 0 anni compiuti il 31 Dicembre 1960 - le nate dunque nel corso di questo anno, che ancora non hanno compiuto il primo compleanno - avrà 1 anno compiuto il 31 Dicembre 1961. Si dice in demografia che tali donne appartengono alla stessa *generazione*. Il suo ammontare si è modificato durante l'intervallo annuale per effetto della mortalità e della mobilità lungo le direttrici evidenziate nella tavola. In particolare si sono avuti in quell'anno 2127 morti di bambine nate nel corso del 1960 e pari a 1117 unità è stato il *saldo* migratorio positivo (immigrazioni-emigrazioni): di conseguenza la *generazione* passa da 393083 unità a

$$296168 - 116 + 1024 = 297076$$

sedicenni al 31.12.1961: poiché l'apporto dell'immigrazione netta è maggiore delle perdite per morte, il contingente della *generazione*, pur invecchiando di un anno, aumenta.

Tavola I.1 Popolazione femminile francese

Età (anni compiuti)	Popolazione al 31.12.1960	Popolazione al 31.12.1961
0	393.083	403.567
1	397.661	392.073
2	391.145	399.172
.	.	.
.	.	.
.	.	.
15	296.168	393.602
16	291.857	297.076
.	.	.
.	.	.
.	.	.
88	26.649	27.397
89	16.393	21.725
90 e più	46.161	47.698
TOTALE	23.625.081	23.870.070

Le cose vanno, ovviamente, in modo diverso nel gruppo che ha 88 anni al 31.12.1960: a quell'età, essendo la mortalità molto elevata e debole la mobilità, sono importanti le perdite per morte ed esiguo l'apporto positivo dell'immigrazione netta

$$26649 - 4943 + 19 = 21725$$

L'apporto della natalità, evidentemente, lo si constata soltanto nella *generazione* che ha 0 anni compiuti al 31.12.1961 e che è costituita dalle bambine nate nel corso di quell'anno. In tale intervallo di età la mortalità è elevata, mentre la mobilità per gruppi familiari rende relativamente consistente il saldo migratorio positivo. L'ammontare del contingente in questione è pertanto costituito dalle nascite del 1961 diminuite delle morti e aumentate delle immigrazioni nette

$$408354 - 6090 + 1303 = 403567$$

Da questo semplice quadro, in cui si delineano dei semplici caratteri "contabili" del bilancio demografico, possiamo trarre alcune importanti conclusioni:

1) il movimento della popolazione produce le modificazioni delle strutture demografiche;

2) la struttura demografica reagisce a sua volta sul movimento della popolazione, perché le sue componenti dipendono dall'età (e da altre caratteristiche strutturali) dei suoi membri. La mortalità e la mobilità hanno intensità diverse, come mostra il caso osservato, secondo l'età e si intuisce facilmente che anche la natalità è funzione di questa variabile. Si pensi - è un caso limite - ad uno dei tanti paesi montani in via di spopolamento dove esiste

un'alta quota di anziani e pochi giovani: la natalità sarà debole e la mortalità elevata;

3) esiste peraltro una fondamentale differenza nell'interazione tra movimento e struttura: se il movimento determina totalmente la struttura demografica, questa non determina che parzialmente il movimento. La struttura per età della popolazione all'istante t sarà perfettamente conosciuta, se sono noti l'ammontare delle nascite ad ogni istante $t-x$ (con x intendendosi una generica età compresa tra 0 e ω anni - ω essendo l'età estrema della vita -), e il numero di morti e di migranti di ognuna di tali *generazioni* tra gli istanti $t-x$ e t . Al contrario, se non conosciamo che la struttura al tempo t , le componenti del movimento della popolazione resteranno indeterminate. Nascite, morti, migrazioni non dipendono interamente dalla struttura del momento, ma soprattutto da quelle che si suole chiamare le *propensioni* ad avere figli, a morire e a migrare, cui occorre risalire *al netto* delle influenze di struttura e in riferimento ad appropriate unità di riferimento – per il momento possiamo pensare alle generazioni – dove possiamo definire e poi misurare un *processo* demografico (il *processo* di fecondità, quello di mortalità e così via). *Il movimento della popolazione è dunque il fenomeno fondamentale da studiare* per comprendere le caratteristiche fondamentali dell'evoluzione demografica.

Tuttavia, come vedremo tra breve, anche dalla semplice osservazione delle strutture e degli elementi “contabili” prima ricordati, nonché dalle modificazioni dell' ammontare dell'aggregato demografico che, insieme alle strutture, quegli elementi trasformano, si possono trarre delle importanti indicazioni, che costituiscono la premessa per un più completo approfondimento del movimento stesso.

I.2. Concetto di biografia, di coorte e di popolazione.

Le semplici considerazioni fatte a proposito delle interazioni tra movimento e struttura rendono perfettamente chiaro come quello di popolazione sia un concetto prettamente dinamico. La popolazione che noi rileviamo a un certo istante, ad esempio attraverso un censimento, non è che l'immagine - la fotografia, si usa dire -, fissata nel tempo per motivi pratici, di una costruzione in perpetua evoluzione, caratterizzata da un ricambio continuo. Tale ricambio non è solo *quantitativo* - perché ad ogni istante alcuni soggetti nascono, altri muoiono, altri ancora emigrano -, ma anche *qualitativo* - perché le diverse esperienze demografiche determinano il passaggio degli individui da un certo "status" ad uno "status" differente: ad esempio dalla condizione di celibe a quella di coniugato in conseguenza del matrimonio.

Uno dei caratteri fondamentali della popolazione è, dunque, il suo intrinseco dinamismo: il passaggio del tempo definisce il mutamento ed ogni indice demografico, anche il più banale, contiene in sé, esplicitamente o implicitamente, l'elemento temporale.

Il principale problema da risolvere prima di affrontare l'analisi dei processi demografici, pertanto, è quello di capire come attraverso nascite, morti, migrazioni, matrimoni, divorzi, ecc. si produca nel tempo il ricambio quantitativo e qualitativo dell'aggregato demografico.

Le unità elementari della popolazione sono gli individui e il movimento della popolazione deriva da una serie di eventi che continuamente in essa si manifestano, in quanto vissuti dalle unità che la compongono nel corso della loro esistenza. Di conseguenza, per comprendere come il passaggio del tempo si manifesti nella popolazione, occorre ricondursi alle singole esperienze individuali ed osservarne le modalità di sviluppo temporale. Ciò non significa, sia ben chiaro, che i singoli individui debbano essere assunti come *unità di studio*: la demografia non si interessa alle vicende individuali ma a quelle dell'aggregato. E', tuttavia, dall'osservazione delle singole biografie e dalle caratteristiche reali delle esperienze

demografiche vissute a livello individuale che possiamo ricavare gli elementi che ci consentono di collocare correttamente nel tempo i fenomeni della popolazione e di risalire, successivamente, agli opportuni metodi di misura.

Se è chiaro questo meccanismo dinamico, non sarà difficile comprendere che la popolazione non tanto va pensata come un *insieme di individui*, quanto come un *insieme di biografie*, di vicende individuali che nel tempo ininterrottamente si formano, si accavallano, si estinguono.

Tuttavia, come i singoli individui anche le singole biografie non hanno un interesse autonomo ai fini di uno studio demografico. Esse hanno però interesse come elementi della storia collettiva del gruppo cui appartiene il soggetto considerato, gruppo che può essere assunto come unità di studio. A tale gruppo la demografia assegna il nome di *coorte*.

In generale si definisce come *coorte* l'insieme di persone che hanno vissuto un certo evento durante uno stesso periodo: un anno o, più raramente, un limitato numero di anni, in modo tale che il tempo trascorso a partire da quell'evento sia per ogni componente univocamente definibile.

Abbiamo già incontrato nel precedente paragrafo un particolare tipo di coorte, quella costituita dalle *persone nate nello stesso anno*, che prende il nome di *generazione*. Molti altri tipi ne possono esistere, ad esempio: quella formata dall'insieme di tutti i matrimoni celebrati nello stesso anno - che viene spesso indicata col termine (di origine francese) *promozione* -; il complesso dei divorziati in uno stesso anno; il gruppo delle donne che hanno raggiunto la parità *I^{ma}* nello stesso anno; ecc.

In questa prospettiva, una popolazione può essere pensata anche come un insieme di coorti che nel tempo, come le singole biografie, ininterrottamente si formano, si accavallano, si estinguono. Così intesa una popolazione evolve nello stesso senso delle sue unità elementari. La coorte è l'unità (macro) di studio nell'analisi delle popolazioni: gli eventi che a livello individuale rappresentano tappe di singole biografie, nella coorte diventano gli *elementi costituenti un processo di popolazione*.

I.3. Processi delle coorti e struttura della popolazione.

Per concludere l'esposizione di questi iniziali concetti fondamentali, avendo chiarito i concetti di popolazione e di coorte insieme alle modalità con cui i processi demografici si producono al loro interno dando origine al movimento della popolazione, conviene verificare, con l'aiuto del diagramma di Lexis, le relazioni esistenti tra struttura della popolazione e storie delle coorti. Si tratta, in sostanza, di rendere palesi e inequivocabilmente comprensibili i meccanismi dinamici del ricambio demografico che il lettore attento avrà, peraltro, già intuito. In seguito da questo quadro riepilogativo si trarrà anche spunto per alcune considerazioni in merito ai modi di condurre l'osservazione in demografia ed ai criteri di raccolta dei dati.

La Fig. I,1 presenta in forma diagrammatica e secondo le regole di Lexis¹ i dati prima osservati sotto forma di frequenze nella Tav. I,1. La popolazione rilevata al 31.12 degli anni 1960 e 1961 si colloca rispettivamente lungo le perpendicolari all'asse delle ascisse **As** e **Bt** ed i successivi contingenti per età, in accordo con le regole esposte nel precedente paragrafo, sono posti sui segmenti risultanti dall'incrocio di dette perpendicolari con le parallele all'asse delle ascisse che hanno origine nei punti di ordinata relativi alle età in anni

¹ Il *Diagramma di Lexis* – su cui ci intratteremo più a lungo nel successivo capitolo – è semplicemente un piano cartesiano dove si segnano: sull'asse delle ascisse le date del calendario (tempo astronomico) corrispondenti ai momenti in cui i soggetti entrano nella popolazione, sull'asse delle ordinate le età-durate che misurano il tempo intercorrente tra la data di ingresso e quella di *osservazione* degli individui stessi o degli eventi da questi vissuti.

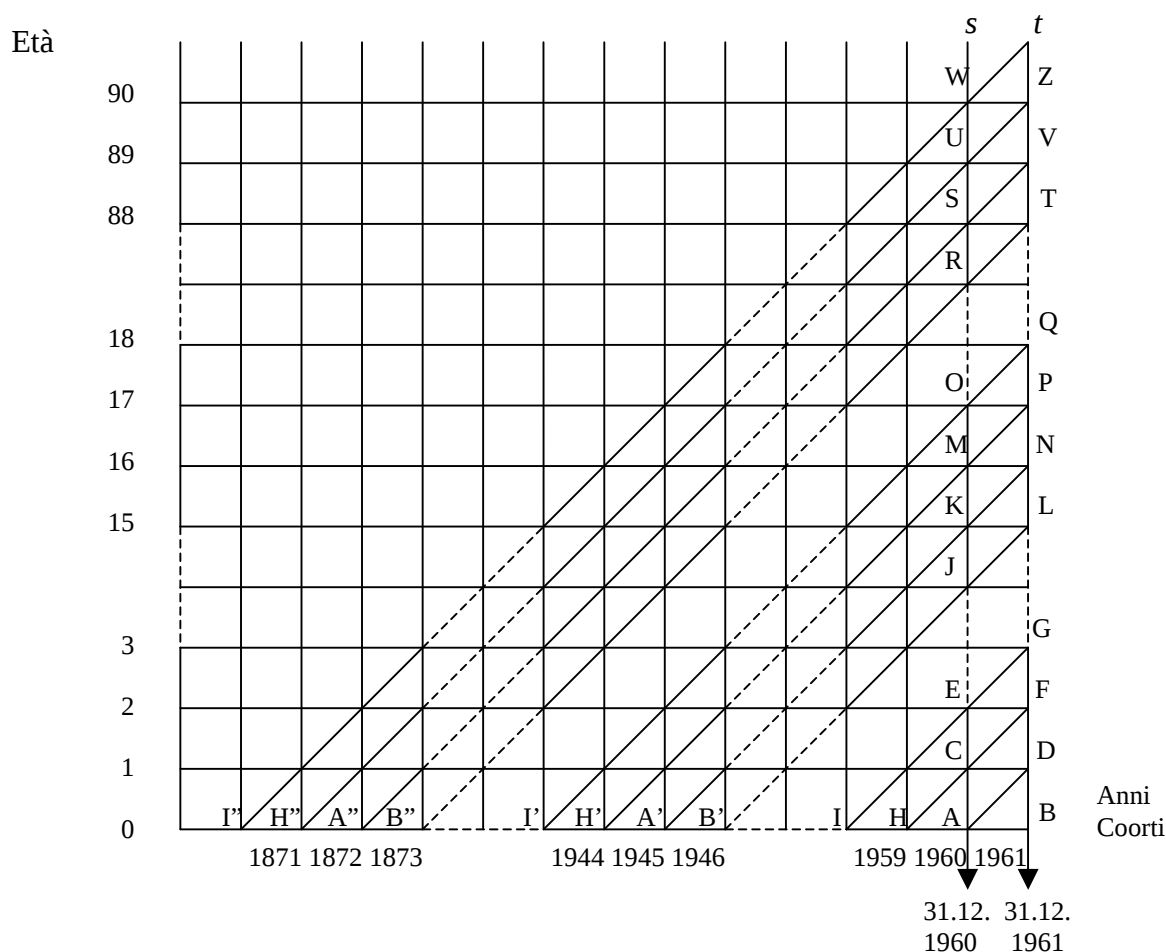


Fig. I,1 - Eventi delle coorti e struttura della popolazione

compiuti. Così il segmento **AC** rappresenta le 393.083 bambine di 0 anni compiuti al 31.12.1960, nate quindi in quello stesso anno, ossia la *generazione* 1960 (segmento **HA**; i segmenti individuati sull'asse delle ascisse definiscono appunto le *generazioni*); all'estremo opposto il segmento **SU** rappresenta le 26.649 donne che alla stessa data hanno 88 anni compiuti e che sono quindi nate nel 1872 (*generazione* 1872, segmento **H"A"**). Durante l'anno 1961 le bimbe di **AC** subiscono perdite per morte ed emigrazione ed aggiunte per immigrazione: tali eventi si collocano nel parallelogramma **ACFD**. Per l'invecchiamento, alla fine dell'anno le sopravvissute tra le native stanziali e le immigrate si troveranno a 1 anno compiuto sul segmento **DF**. Un movimento analogo si produce in tutte le altre *generazioni*: la loro *consistenza* numerica muta nell'intervallo solo in virtù delle migrazioni e delle morti.

Tuttavia, se nelle *generazioni* 1961, 1960 e 1959 (in genere in tutte quelle di recente formazione) nessun altro evento si può verificare se non la morte o la migrazione, già tra le nate nel 1946 possono prodursi altri eventi che modificano l'*ammontare* dell'*aggregato* nel suo complesso e la *struttura* della popolazione. Certamente tra gli eventi vissuti nel corso dell'anno considerato dalla *generazione* 1944, situati nel parallelogramma **MOQP**, si troverà una quota delle 408.354 nascite verificatesi nell'anno stesso (*generazione* 1961) e che si collocano sul segmento **AB**; vi sarà anche parte dei primi matrimoni contratti dai membri della coorte nelle età compiute 16 e 17 anni che, come sappiamo, non faranno variare

l'aggregato ma produrranno una ulteriore modifica nella struttura delle viventi in **PQ** rispetto a **MO**. Quei matrimoni, comunque, andranno a far parte dell'ammontare complessivo delle prime nozze celebrate nel 1961 che formeranno la *promozione* di matrimoni di quell'anno.

Le donne della *generazione* 1872 che si osservano a 88 anni il 31.12.1960, analogamente alle loro coeve di 1 o 2 anni, durante il 1961 non vivranno probabilmente eventi diversi dalla morte e dalla migrazione. Fra di esse, tuttavia, si potranno produrre dei mutamenti qualitativi in conseguenza di eventi occorsi in altre coorti (o in altre categorie di popolazione della stessa coorte): le donne coniugate che subiranno la morte del compagno muteranno "status" entrando a far parte della categoria delle vedove, e la struttura per stato civile della popolazione in **VZ** differirà da quella in **SU** anche in conseguenza di questo fenomeno.

Ma, lo si comprende facilmente, le strutture che si possono osservare lungo l'asse **Bt** non sono funzione dei soli eventi prodottisi nell'anno 1961 - degli eventi, quindi, che occupano il corridoio verticale **As-Bt** - ma anche degli eventi prodottisi negli anni precedenti: in altre parole, esse sono funzione di tutta la storia passata delle coorti (e quindi dei processi in esse prodottisi) che in quell'anno vengono colte in un particolare momento della loro storia. Il numero di viventi, di nubili, di primipare che rileviamo ad esempio in **TV** (le 88^{enni} al 31.12.1961) sono funzione dell'ammontare iniziale, della nuzialità, della mobilità e della fecondità della *generazione* 1873: ciò che osserviamo a quella data è un *bilancio* della complessa storia della *generazione* fino all'età considerata.

In conclusione l'evoluzione demografica parte dagli atti individuali (nascita, morte, migrazione) che danno origine ai processi delle coorti (fecondità, mortalità, mobilità spaziale) e che possono essere correttamente analizzati all'interno di tali macro-unità secondo la durata trascorsa dall'evento che dà origine al processo in questione, normalmente tra i limiti α (momento in cui quello ha inizio) e β (momento in cui cessa di manifestarsi). La popolazione in un particolare anno è l'aggregato delle varie coorti osservate lungo questo anno. In sostanza le coorti classificate secondo la durata trascorsa dall'evento origine possono essere viste, in ogni momento del tempo, come una *cross-section* di contingenti che si accavallano su quelli che li seguono nel tempo come nel diagramma di Lexis prima osservato. Esso rappresenta, dunque, la composizione della popolazione in quel particolare momento che, combinandosi con la fecondità, la mortalità e la mobilità spaziale sperimentate delle coorti in quello stesso momento, produce il numero di nati, morti e migrazioni che mutano l'ammontare della popolazione. L'analisi dei processi riguarda le coorti, e quindi solo il primo stadio del meccanismo descritto; l'ultimo stadio, che ha per oggetto la popolazione osservata in un intervallo di tempo, secondo le sue caratteristiche di ammontare e di struttura, riguarda invece l'analisi di periodo.

CAP II – Eventi, ammontare e struttura delle popolazioni: cenno alle fonti dei dati demografici ed alla loro rappresentazione nel tempo.

II.1 – Il Sistema Statistico Nazionale.

Un decreto legislativo (n. 322 del 6.11.1989) disciplina l'attività di rilevazione, elaborazione, analisi, diffusione e archiviazione dei dati statistici svolta dagli enti ed organismi pubblici di informazione statistica che definisce il **Sistema statistico nazionale (SISTAN)**. Il decreto, oltre all'ordinamento del Sistan, fissa l'organizzazione dell'**Istituto nazionale di statistica (ISTAT)**, determina i compiti degli uffici di statistica che compongono lo stesso Sistan e stabilisce i principi fondamentali alla base della raccolta, diffusione ed accesso ai dati statistici. Tali principi si riferiscono:

- a) all'obbligo di fornire dati statistici ed al mantenimento del segreto d'ufficio degli addetti agli uffici di statistica – obbligo che è esteso a tutte le amministrazioni, enti e organismi pubblici per le rilevazioni previste dal programma statistico nazionale ed ai soggetti privati per le rilevazioni statistiche rientranti nel programma stesso ed espressamente indicate (delibera del Consiglio dei Ministri);
- b) alla tutela del segreto statistico; alle modalità di esternazione dei dati che deve avvenire solo in forma aggregata e senza la possibilità di trarre dei riferimenti individuali; all'uso dei dati consentito solo a fini statistici;
- c) all'accesso ai dati statistici solo per fini di studio e ricerca; alla diffusione dei dati individuali solo se anonimi e in forma campionaria.

Gli **enti** che fanno parte del Sistan sono:

1. **L'Istituto Nazionale di Statistica.** È l'ente principale al quale in particolare sono affidati i seguenti compiti:

- a) la predisposizione del programma statistico nazionale;
- b) l'esecuzione dei censimenti e delle principali rilevazioni statistiche previste dal programma statistico;
- c) l'indirizzo ed il coordinamento delle attività statistiche degli enti ed uffici facenti parte del SISTAN;
- d) la predisposizione di nomenclature e metodologie di base per la classificazione e rilevazione dei fenomeni;
- e) il mantenimento dei rapporti con enti e uffici internazionali nel settore dell'informazione statistica.

2. Gli uffici delle **Amministrazioni centrali dello Stato** (Presidenza del Consiglio dei Ministri e Ministeri) e delle **Amministrazioni ed Aziende autonome dello Stato**. Per gli **enti pubblici di informazione statistica** vanno ricordati, tra i molti esistenti, quelli in grado di fornire informazioni sulla popolazione: a) l'Istituto di studi per la programmazione economica (ISPE); l'Agenzia per la protezione dell'ambiente (ANPA), il Consiglio Nazionale delle Ricerche (CNR), l'Ente nazionale d'assistenza per gli agenti e i rappresentanti di commercio (ENASARCO); l'Ente per le nuove tecnologie l'energia e l'ambiente (ENEA); L'Istituto nazionale per la nutrizione; l'Istituto nazionale per la previdenza sociale (INPS); l'Istituto nazionale per l'assicurazione contro gli infortuni sul lavoro (INAIL).

3. Gli uffici di statistica delle **regioni** e delle province **autonome**.

4. Gli uffici di statistica delle **province**, dei **comuni** (singoli o associati in consorzio), **delle aziende sanitarie locali**, delle **camere di commercio industria e artigianato** e quelli costituiti presso le **prefetture**.

II. 2 – *Le principali rilevazioni dell'ISTAT.*

I dati statistici sulla popolazione (ammontare, struttura, eventi) sono, di norma, forniti – eccezion fatta, ovviamente, per certe indagini speciali e per le liste di iscritti a particolari Enti, in conformità con quanto detto nel precedente paragrafo -, dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT), (un tempo Direzione Generale di Statistica – DIRSTAT- e poi Istituto Centrale di Statistica). Come si è detto, all'ISTAT è per legge devoluto il compito di rilevare, controllare, *rendere pubbliche* tutte le informazioni riguardanti l'aggregato demografico, oggi reperibili anche tramite strumenti informatici, ma per un lungo periodo attraverso Notiziari, Bollettini mensili, Annuari che, nel corso degli anni, hanno assunto denominazioni differenti. Per quanto ci riguarda, fino a pochissimi anni fa i dati del movimento della popolazione erano inseriti negli "Annuari di Statistiche Demografiche"; oggi si preferisce dedicare specifici volumi, sempre con riferimento annuale, ai "Decessi", ai "Nati e Matrimoni", ai "Movimenti di Immigrazione ed Emigrazione". I dati sullo "stato" della popolazione sono invece reperibili nelle pubblicazioni, in vari volumi, dei risultati dei "Censimenti della Popolazione e delle Abitazioni". È opportuno subito aggiungere che, da molti anni, l'ISTAT ha organizzato e conduce una serie di indagini su campioni di famiglie molto ampi (dapprima l' "Indagine sulle strutture e i comportamenti familiari", poi inglobata in un più vasto disegno noto come "Indagine multiscopo sulle famiglie", che in modo ricorrente si è interessata a molteplici aspetti della vita sociale, dagli stessi "comportamenti familiari", al "tempo libero", alle "letture", alla "microcriminalità", ai "bilanci tempo", ecc. facendo sempre riferimento ad uno stesso quadro strutturale dell'unità familiare interessata), da cui è possibile trarre preziose indicazioni sui caratteri e gli eventi dell'aggregato demografico.

II.2.1 - *Il sistema delle rilevazioni statistiche del movimento della popolazione.*

Le rilevazioni statistiche sui nati, i decessi e i matrimoni si basano su quello che viene di norma indicato come *Sistema dello Stato civile* e poggia sull'obbligo, sancito dalla legge, di denuncia dell'evento occorso, da parte degli interessati, all'Ente preposto, solitamente il Comune in cui l'evento stesso si è prodotto: sarà cura, poi, degli Ufficiali di trasmettere notizia dell'evento al Comune di residenza (dimora abituale) dell'interessato. La denuncia consiste nella presentazione all'Ufficio di Stato Civile di un documento attestante l'avvenuto evento che, per i decessi, corrisponde al "certificato di morte" redatto dal medico che li ha accertati; per i nati dal "certificato di assistenza al parto", anch'esso redatto dal medico o dall'ostetrica che hanno assistito la puerpera²; per i matrimoni dal "certificato di nozze", tramite gli uffici parrocchiali o quelli comunali. L'esistenza dell'obbligo di legge e lo stesso interesse di coloro che procedono alla denuncia, garantiscono alle statistiche di stato civile un *elevatissimo grado di attendibilità*. Gli uffici di statistica comunali, una volta raccolte le

² Dal 1996, in seguito a provvedimento di legge, si fa divieto di trasferire il "certificato di assistenza al parto" all'ufficiale di stato civile. Ciò ha significato una vera e propria rivoluzione nell'accertamento degli eventi nascita e, contemporaneamente, la perdita di numerose preziosissime informazioni sulle caratteristiche del nato e dei genitori, nonché la creazione di una dannosa "discontinuità" nella serie storica ad esse relative – che ben pochi altri paesi potevano vantare – cui da anni L'ISTAT sta cercando di porre accettabili rimedi.

numerose notizie riguardanti ciascun evento in apposite “schede” anonime (di nascita – distinte per sesso -, di morte – anche per i decessi esistono più schede, a seconda che il defunto sia maschio o femmina o sia deceduto nel primo anno di vita - e matrimonio), provvedono, dopo un primo controllo, ad inviare le schede stesse all’ISTAT che procede, successivamente, alla loro collazione, alla trascrizione e poi alla pubblicazione, come prima indicato. È importante sottolineare che a) nelle “schede” sono inserite insieme alle informazioni che riguardano l’evento in quanto tale, altre riferite all’individuo che l’ha vissuto – nel caso di un nato, si tratta, ovviamente, dei genitori; b) i dati provenienti dallo Stato Civile si riferiscono alla *popolazione presente sul territorio comunale* al momento della comparsa dell’evento; c) le informazioni relative alla popolazione che è *anche* residente sul territorio comunale di denuncia, vengono successivamente trasmesse dallo Stato Civile all’*Ufficio Anagrafe* del Comune stesso, che cura appunto la registrazione e l’aggiornamento di tutti i movimenti occorsi nella *popolazione residente*. L’*Anagrafe della popolazione* (un tempo *Registro della popolazione*, che esiste in pochissimi paesi al mondo) è, *in via di principio*, una fonte di informazione di straordinaria importanza in grado di fornire, staremo per dire senza soluzioni di continuità, un aggiornamento perfetto dei mutamenti occorsi nella popolazione. Di fatto, all’Anagrafe, insieme alle informazioni trasmesse dallo Stato Civile prima ricordate, sono presentate le denunce di *mutamento di residenza* direttamente dagli interessati, provenienti dallo stesso Comune, da altri Comuni del territorio nazionale e dall’estero: l’Anagrafe è, dunque, la sola fonte statistica dei movimenti migratori. In realtà, come si sarà già intuito, e tenuto conto della sua organizzazione, è potenzialmente ben più di questo. Infatti l’organizzazione dell’Anagrafe prevede la creazione e il continuo aggiornamento di tante “schede familiari” quante sono le “famiglie” propriamente dette, di vecchia o nuova formazione, o, comunque quanti sono gli aggregati di individui che hanno dichiarato di essere coresidenti. Se esistessero le condizioni effettive perché quell’aggiornamento fosse realizzato, si potrebbe – entro certi limiti – evitare di ricorrere ai censimenti per conoscere la consistenza numerica e la distribuzione della popolazione residente secondo molteplici caratteri (il sesso, l’età, il luogo di nascita e quello di provenienza, il luogo di dimora abituale, la composizione familiare) e insieme a quelli gli eventi da essa vissuti. La realtà, sfortunatamente, è ben diversa: nonostante gli obblighi di legge, i cittadini non sempre sono interessati a far iscrivere la nuova residenza nei registri anagrafici (mentre hanno un evidente interesse alla registrazione delle nascite, dei decessi e dei matrimoni allo Stato Civile) normalmente per motivi economico-pratici o per incuria; quando lo fanno non è raro che ciò avvenga con notevole ritardo. Alle frequenti negligenze dei cittadini vanno aggiunte quelle, anch’esse non infrequenti, degli Uffici pubblici: spesso i funzionari dell’anagrafe cui compete, sempre a norma di legge, di comunicare al Comune di provenienza ogni nuova iscrizione nelle proprie liste (in principio, dunque, solo per l’immigrazione c’è un accertamento diretto; la registrazione dell’emigrazione deriva dall’espletamento di una prassi burocratica interna alle Amministrazioni) assolvono il loro compito con ritardo e non è raro che le notizie trasmesse siano incomplete o in parte errate. Per questi motivi la fonte anagrafica è relativamente precisa e attendibile: ne è prova la differenza che si riscontra tra ammontare e struttura rilevata a un Censimento e quelle ottenute aggiornando, attraverso i dati anagrafici, i risultati del Censimento precedente – un esempio di questa differenza verrà fornito nel prossimo capitolo -, anche se nel risultato di tale confronto si cumulano gli errori censuari con quelli anagrafici.

In sintesi *il Sistema di Stato Civile fornisce le informazioni di **flusso** che attengono alla popolazione presente* e che godono di elevata attendibilità; *l’Anagrafe della popolazione fornisce invece informazioni di **stock** relative ai cittadini residenti* ed è affetta da errori e imperfezioni di una certa rilevanza.

II.2.2 - I Censimenti della popolazione.

II.2.2.1 – Definizioni.

Un Censimento moderno (la rilevazione censuaria o di tipo censuario ha origini molto lontane nel tempo) è una rilevazione *diretta, individuale, universale, simultanea e periodica* eseguita (forte di una effettiva Legge istitutiva dello Stato) con lo scopo di accertare, in riferimento ad una data precisa, la consistenza numerica e le principali caratteristiche strutturali (sesso, età, stato civile, luogo di nascita e di residenza, livello di istruzione, stato professionale) della popolazione di uno Stato. Le sue finalità – dalle quali trae giustificazione la definizione data – sono quelle di accertare a *quanto* ammontino, e *quali* ne siano le caratteristiche, i soggetti appartenenti ad una popolazione, attraverso una procedura di indagine completa (l'*universalità* implica che ci si rivolga a tutte le unità dell'aggregato) che si ripete ad intervalli fissi (la *periodicità* è in genere universalmente decennale, anche se in passato in alcune nazioni – ivi compreso il nostro paese - è stata talora quinquennale), acquisendo le informazioni in forma *diretta* (si fa uso di questionari cui per legge è obbligatorio rispondere, e non di stime) che interessano *individualmente* ogni singolo soggetto, con riferimento alla mezzanotte di un giorno fisso dell'anno (*simultaneità*), scelto in maniera opportuna in un periodo (per l'emisfero settentrionale, l'autunno in un giorno festivo) in cui è minima la mobilità della popolazione, e che è quanto più possibile vicino a quello adottato in altri paesi onde favorire la comparabilità internazionale (nel secondo dopoguerra, in Italia i Censimenti sono datati: 4 Novembre 1951; 15 Ottobre 1961, 24 Ottobre 1971, 25 Ottobre 1981, 20 Ottobre 1991, 20 Ottobre 2001).

II.2.2.2 – La tecnica di rilevazione.

Limitiamo l'attenzione alle procedure seguite nel nostro paese. Il metodo seguito per la raccolta dei dati censuari prevede dapprima la consegna di un "foglio di famiglia" a ciascun gruppo di individui definito tale ³: la consegna avviene con reperimento fisico diretto di tale gruppo, casa per casa, da parte di un Ufficiale di Censimento responsabile di una delle "zone di Censimento" in cui è ripartito il territorio comunale; prevede, poi, la compilazione delle due sezioni in cui si divide il "foglio" stesso: la prima riguardante la famiglia nel suo complesso, la seconda ciascuno degli individui componenti. In sostanza, unità di riferimento è la famiglia, unità di rilevazione è il singolo individuo. L'Ufficiale di Censimento ha anche il compito di ritirare, nei giorni successivi la data di riferimento della rilevazione, il "foglio di famiglia" compilato in tutte le sue parti. Evidentemente ci sono dei legami stretti tra informazioni riguardanti la famiglia nel suo complesso e quelle proprie dei singoli componenti: tradizionalmente l'elemento "tramite" tra le due parti del questionario era un tempo costituito dalla figura del *capofamiglia*: già ridefinito nel 1981 come "colui ritenuto tale dalla famiglia", negli ultimi Censimenti coincide con l'*intestatario del foglio di famiglia* – che secondo l'ISTAT, dovrebbe "corrispondere, preferibilmente, alla persona a cui è intestata la scheda di famiglia in Anagrafe" -.

Insieme al "foglio di famiglia" l'operazione censuaria si avvale anche del "foglio di convivenza" intendendosi con tale termine riferirsi ad un insieme di persone che, senza essere legate da vincoli di matrimonio, parentela, affinità e simili, conducono vita in comune per

³ Ai fini del Censimento il concetto di "famiglia" è diverso da quello usuale: lo scopo essendo quello di individuare un complesso di persone *abitualmente conviventi*, la **famiglia di censimento** è stata sempre caratterizzata dai seguenti requisiti: l'esistenza legami (parentali, affettivi o di altro tipo), la dimora abituale nel Comune, la coabitazione, l'unità economica o di bilancio – quest'ultima caratteristica è stata abolita, però, col Censimento 1991 -. Una famiglia censuaria può essere costituita anche da **una sola persona**.

motivi religiosi, di cura, di assistenza, militari, di pena e simili – tra esse sono comprese le persone addette alla convivenza per ragioni di lavoro che vi vivono abitualmente, purché non costituiscano famiglia a sé stante -⁴.

II.2.2.3 – Le notizie raccolte e la loro utilizzazione.

Si sono già ricordati gli obbiettivi del Censimento: misurare la consistenza della popolazione dello Stato e delinearne la struttura rispetto ad alcuni caratteri giudicati qualificanti e meritevoli di attenzione – si deve trattare, come ben si comprende, soprattutto di caratteri che siano segnati da elementi di “permanenza”, data la cadenza decennale della rilevazione -. Il primo obbiettivo può essere raggiunto sia determinando la popolazione *residente* che la popolazione *presente*, rispettivamente quella che ha *dimora abituale* nello Stato –e ne costituisce, dunque, la popolazione *legale* (la cui conoscenza è fondamentale, soprattutto ai fini dell’elezione delle rappresentanze politiche e delle funzioni degli amministratori locali) – e quella che *di fatto* viene reperita *alla data censuaria* sul suo territorio. Da notare che i due ammontari si diversificano spesso in maniera sensibile, con conseguenze da non trascurare ai fini dell’analisi.

Il secondo obbiettivo prevede una ampia gamma di caratteristiche, che nel corso del tempo sono, in genere, andate aumentando. Se ci riferiamo agli ultimi Censimenti, per ogni soggetto si sono rilevati i seguenti caratteri: relazione di parentela con l’intestatario del foglio di famiglia (o posizione nella convivenza), sesso, residenza, luogo e data di nascita, stato civile ed eventuale data del matrimonio, cittadinanza, istruzione, condizione professionale o non professionale (casalinga, studente, ecc.), luogo di presenza alla data del Censimento, luogo di residenza e condizione professionale 5 anni prima di tale data, luogo di lavoro o di studio con l’indicazione dei mezzi e dei tempi necessari per raggiungerlo.

Infine, dal Censimento 1991, è stato affiancato al foglio di famiglia o di convivenza un questionario, redatto in più lingue, allo scopo di censire la popolazione straniera non residente: il *foglio individuale per stranieri non residenti in Italia*, attraverso il quale si è rilevato per ogni straniero temporaneamente presente la condizione abitativa ed eventuale posizione nella convivenza, il sesso e la data di nascita, lo stato civile, la cittadinanza, la durata della presenza in Italia, il grado di istruzione, il motivo della presenza in Italia, l’eventuale presenza di altri parenti e la condizione lavorativa.

Nel prossimo capitolo tratteremo diffusamente dell’utilizzazione diretta delle risultanze censuarie, in termini di ammontari e strutture, nella costruzione di quadri descrittivi in grado di fornire delle indicazioni generali e di “primo approccio” sull’evoluzione di un aggregato demografico e sui processi che al suo interno si manifestano e si sviluppano.

I risultati che scaturiscono dai Censimenti e dagli aggiornamenti che gli organismi ufficiali di statistica ne fanno negli intervalli intercensuari, utilizzando i dati di flusso concomitantemente agli opportuni controlli, *costituiscono la base* – su cui si opereranno gli opportuni adattamenti - per costruire i denominatori (esposti al rischio) di quasi tutte le misure che descrivono l’evoluzione demografica in termini di fenomeni e di processi. Attualmente, essendo *l’unica completa fonte di informazioni di stato*, rappresentano, pertanto, uno strumento indispensabile all’analisi demografica.

⁴ I principali tipi di convivenza possono essere distinti in: istituti di istruzione; istituti assistenziali; istituti di cura pubblici e privati; istituti di prevenzione e di pena; conventi; case ed istituti scolastici e religiosi; caserme e analoghe sedi; alberghi, pensioni, locande e simili; navi mercantili.

II. 3 – La rappresentazione dei dati demografici rispetto al tempo: cenni allo schema di Lexis.

Già nel primo capitolo si è fatto cenno allo diagramma di Lexis come strumento di grande utilità per l'analisi di popolazione: sul significato e l'impiego delle figure, superfici e linee, che in esso si costruiscono parleremo diffusamente nel Cap. IV. Qui ci limitiamo a sottolinearne lo scopo e le elementari regole per la sua corretta costruzione secondo le due ottiche di osservazione demografica, quella continua e quella retrospettiva.

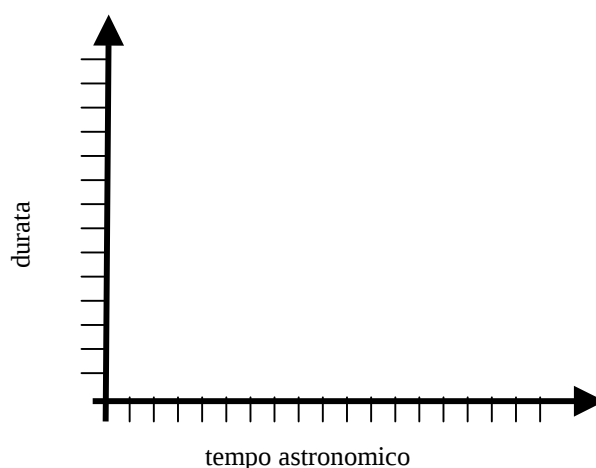


Fig. II. 1

Il diagramma di Lexis è uno schema grafico che la demografia utilizza per facilitare la precisa collocazione nel tempo sia degli *eventi*, sia dei *flussi*, sia degli *stock* di popolazione. I segmenti e le superfici che in esso si individuano non hanno significato geometrico.

Normalmente, o più frequentemente, si utilizza lo schema di Lexis sul piano cartesiano a due dimensioni – primo quadrante – (fig. II.1), individuando su quella definita dalle ascisse le date del calendario (tempo astronomico) – quindi la *successione* degli eventi come meglio illustreremo nel Cap. IV – e su quella delle ordinate le età o le durate (col termine generico di *durata* si indica l'intervallo tra evento osservato e evento-origine) – quindi si tratta del tempo *personale* -.

II.3.1 – Il diagramma di Lexis in osservazione continua.

Nel verso positivo (da sinistra a destra) ogni punto dell'asse delle ascisse rappresenta una data del calendario (nel continuo, anche un istante infinitesimo) in corrispondenza della quale *verrà collocata* – di fatto o idealmente – l'unità di popolazione (evento o individuo), che precisamente in corrispondenza di quella data si manifesta o entra in osservazione ed ha, quindi la *dimensione temporale personale* collocata sulla durata *esatta* 0. Se sull'asse delle ordinate segniamo, non una generica durata, ma l'età il punto all'origine degli assi potrà corrispondere – ad esempio per descrivere un processo che si sviluppa tra le età α e β –, anziché a 0, all'età esatta α . L'intervallo di ordinata **0 - 1** o $\alpha - \alpha+1$, rappresenta un'età-durata 0 o α compiuta.

Le statistiche correnti normalmente rilevano gli eventi demografici di anno in anno: poniamo, allora, di scandire il tempo astronomico in anni di calendario $t-a, \dots, t, \dots, t+a$ e di



aver scelto (arbitrariamente) a rappresentare l'intervallo annuale delle unità di misura di dimensioni pari al segmento **A-B**

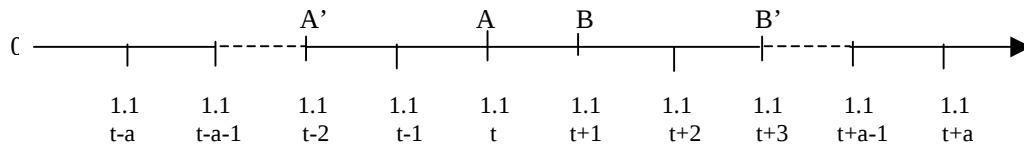


Fig. II. 2

Dividiamo, allora l'asse delle ascisse (fig. II. 2) in tanti segmenti della misura adottata quanti sono gli anni di osservazione – segmento **A-B** -, convenendo che ciascuno rappresenta l'intervallo $1.1.t - 1.1. t+1$ (o, secondo le preferenze, l'equivalente intervallo 31.12.t-1 – 31.12. t); se l'osservazione si riferisce ad un intervallo pluriennale daremo riferimento ad un segmento comprendente tante unità convenzionali di misura quanti sono gli anni considerati (per un quinquennio il segmento potrà corrispondere a **A'-B'**). Occorre comunque mantenere sempre *coerenza* tra unità di misura convenzionali adottate per l'ascissa e quelle corrispondenti in ordinata. Un caso non infrequente è quello rappresentato da eventi occorsi in un anno di calendario ma classificati per età-durate inferiori all'anno: ad esempio le morti di bambini nell'anno **t** classificate per età espressa i mesi compiuti. In questo caso il segmento di ascissa rappresentante l'anno **t** dovrà essere pari a 12 volte quello adottato per indicare il mese compiuto in ordinata. In generale, quando il periodo di osservazione nel tempo astronomico non è di identica ampiezza di quello personale di età-durata, si dovranno adottare multipli o sottomultipli, a seconda dei casi del segmento di misura convenzionalmente adottato.

Tenendo conto di queste notazioni possiamo disegnare un diagramma completo (Fig. II. 3) nella configurazione più semplice in cui il tempo astronomico in ascissa e quello personale in ordinata procedono secondo moduli identici.

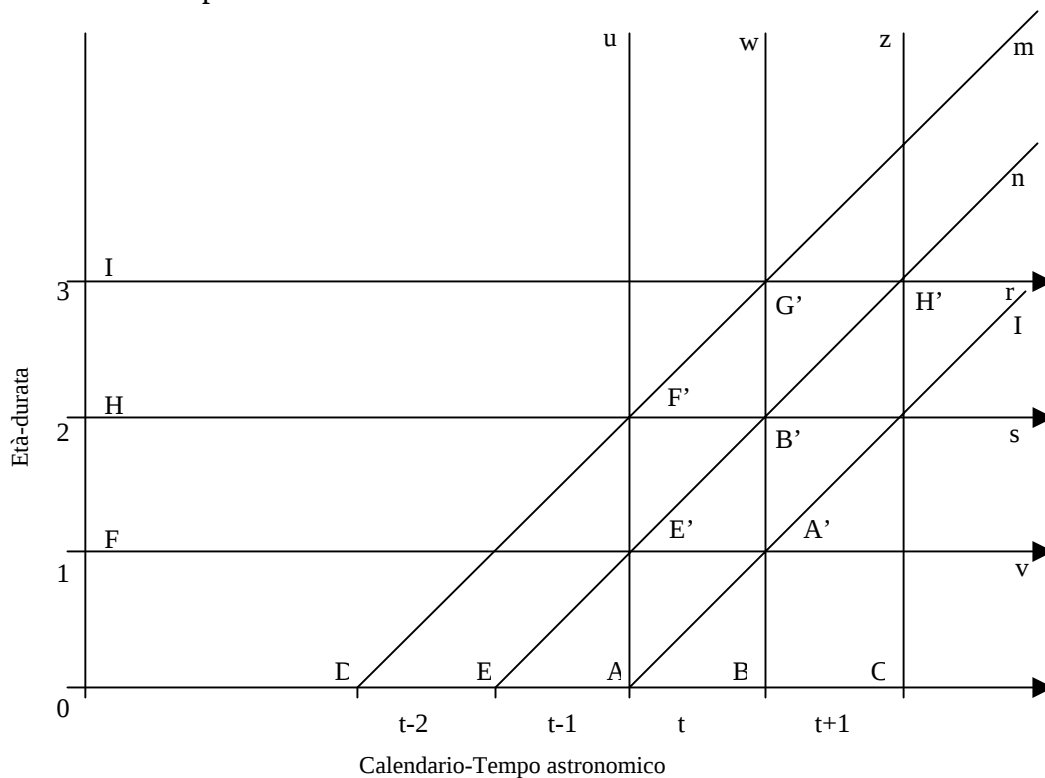


Fig. II.3

Nel diagramma compaiono linee, “corridoi”, figure geometriche (triangoli, parallelogrammi, quadrati), e la loro combinazione fornisce le indicazioni esatte per l’osservazione e la misura.

a) *Linee e “corridoi”*. Sulle linee *perpendicolari* all’asse delle scisse (**Au**, **Bw**, **Cz**) si collocano soggetti e eventi osservati nel *preciso giorno* cui si riferisce il punto da cui parte la linea stessa (ad esempio su **Au** si individuano soggetti presenti o eventi occorsi il 1.1. **t**). Esse delineano anche dei “corridoi” all’interno dei quali si collocano soggetti e eventi osservati *nell’anno* considerato (nel corridoio [**Au-Bw**] quelli dell’anno **t**, nel corridoio [**Bw-Cz**] quelli dell’anno **t+1**). **Soggetti e eventi osservati in un anno di calendario occupano sempre e soltanto dei corridoi perpendicolari all’asse delle ascisse.**

Sulle linee parallele all’asse delle ascisse (**Fv**, **Hs**, **Ir**) si collocano soggetti e eventi osservati alla *precisa età-durata indicata* (ad esempio su **Fv** si individuano soggetti presenti o eventi occorsi alla età-durata esatta **1** – o $\alpha+1$ –). Esse delineano anche dei “corridoi” all’interno dei quali si collocano soggetti e eventi osservati ad una età-durata *compiuta* (ad esempio, nel corridoio [**Fv - Hs**] si osservano soggetti e eventi osservati alla *età-durata compiuta* **1** – o $\alpha+1$, vale a dire tra le età-durate esatte **1** e **2** o ($\alpha+1$ e $\alpha+2$). **Soggetti e eventi osservati in una età-durata compiuta occupano sempre e soltanto dei corridoi paralleli all’asse delle ascisse.**

Sulle linee parallele alla bisettrice dell’angolo all’origine degli assi (**Dm**, **En**, **Al**) si collocano le biografie che sono comparse nella popolazione *a partire da uno stesso anno* (coorte) (ad esempio su **Al** si individuano le biografie formatesi il 1.1. **t**). Esse delineano anche dei “corridoi” *longitudinali* all’interno dei quali si collocano *tutte le biografie* che hanno in quell’anno la loro comune origine (nel corridoio [**En-Al**] si osservano tutte le biografie formatesi nell’anno **t-1**). **Soggetti e eventi che hanno una comune origine su un segmento dell’asse delle ascisse occupano sempre e soltanto dei corridoi longitudinali.**

L’intersezione dei tre tipi di corridoio dà origine alle figure geometriche prima ricordate il cui contenuto è, ovviamente, coerente con le definizioni ora precisate:

- nei *triangoli* si collocano soggetti e eventi osservati ad una età-durata compiuta, osservati in un dato anno e afferenti ad una stessa coorte (ad esempio nel triangolo **E’B’A’** si osserveranno soggetti e eventi dell’anno **t**, alla durata compiuta **1** o $\alpha+1$ e afferenti alle biografie dell’anno **t-1**);
- nei *quadrati* si collocano soggetti e eventi osservati ad una età-durata compiuta e in un dato anno (afferenti a due coorti) (ad esempio nel quadrato **E’F’B’A’** si osserveranno soggetti e eventi dell’anno **t**, alla durata compiuta **1** o $\alpha+1$;
- nei *parallelogrammi del tipo F’G’H’B’* si collocano soggetti e eventi osservati ad una età-durata compiuta e afferenti ad una stessa coorte (osservati in due anni di calendario) (ad esempio nel detto parallelogramma si osserveranno soggetti e eventi alla durata compiuta **2** o $\alpha+2$ e afferenti alle biografie dell’anno **t-2**);
- nei *parallelogrammi del tipo E’F’G’ B’* si collocano soggetti e eventi osservati ad uno stesso anno e afferenti ad una stessa coorte (a cavallo di due durate compiute).

*Per tener conto più fedelmente dei criteri di osservazione e rilevazione continua seguiti dalla statistica ufficiale, a parità di età-durate, anni di osservazione e insieme di biografie, **gli individui si collocheranno su dei segmenti, gli eventi occuperanno delle superfici.***

Semplificazione.

Nell'esporre nei capitoli che seguiranno i criteri di misura dei processi demografici, quando occorrerà collocare esattamente nel tempo gli eventi e gli individui che ne sono all'origine in un particolare gruppo di età-durata, non riproporremo il diagramma di Lexis nella sua configurazione completa, ma soltanto le figure significative – i segmenti per i flussi e gli *stock* di individui e le superfici per gli eventi - che da esso possiamo trarre. Nella fattispecie quelle riportate nella Fig. II.4, che si conformano a quanto si è appena indicato.

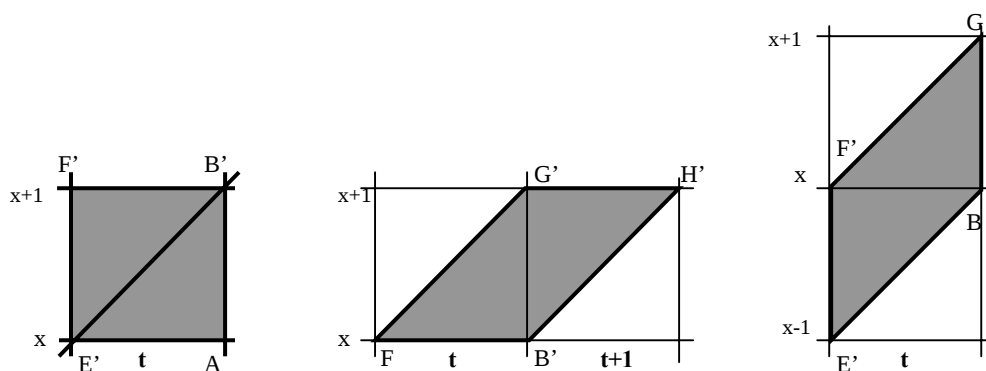


Fig. II. 4

II.3.2 – Il diagramma di Lexis in osservazione retrospettiva.

Posto che il significato degli assi del diagramma non muta passando dall'osservazione continua a quella retrospettiva, c'è solo da tener presente la differente ottica seguita. Per rendere più semplice le notazioni seguiamo la Fig. II. 5.

Come mostra il grafico in questione, rappresenteremo gli eventi demografici rilevati attraverso un'indagine individuando su una linea **Ab** perpendicolare all'asse delle ascisse – così come era stato indicato nel Cap. I per le unità rilevate a un censimento – i soggetti appartenenti a ciascun gruppo di età-durata nei segmenti **QM**, **MN**,..., relativi a questi ultimi; partendo dai punti **Q**, **M**, **N**,...(età-durate esatte) tratteremo le linee parallele alla bisettrice dell'angolo all'origine degli assi cartesiani fino ad incontrare l'ascissa, **QO**, **MS**...; formeremo, così dei corridoi longitudinali che conterranno le biografie (e, quindi, gli eventi) dei soggetti di un medesimo gruppo di età-edurata compiuta (e, quindi, di una data coorte) all'indagine. Gli specifici caratteri temporali degli eventi che si collocano all'interno di tali corridoi verranno individuati sfruttando le dimensioni del tempo – calendario e età-durate – relative ai due assi, così come sono state definite in precedenza. Ad esempio, nella figura in osservazione la superficie **LcHd** si riferisce agli eventi afferenti alla coorte che alla data dell'indagine si trovava in età 35-39 anni compiuti, da questa vissuti nell'età 20-24 anni. Chiaramente se dal punto **L** e dal punto **H** tracciamo le perpendicolari all'asse delle ascisse individuiamo in quest'ultima l'intervallo del calendario in cui tali eventi si sono prodotti.

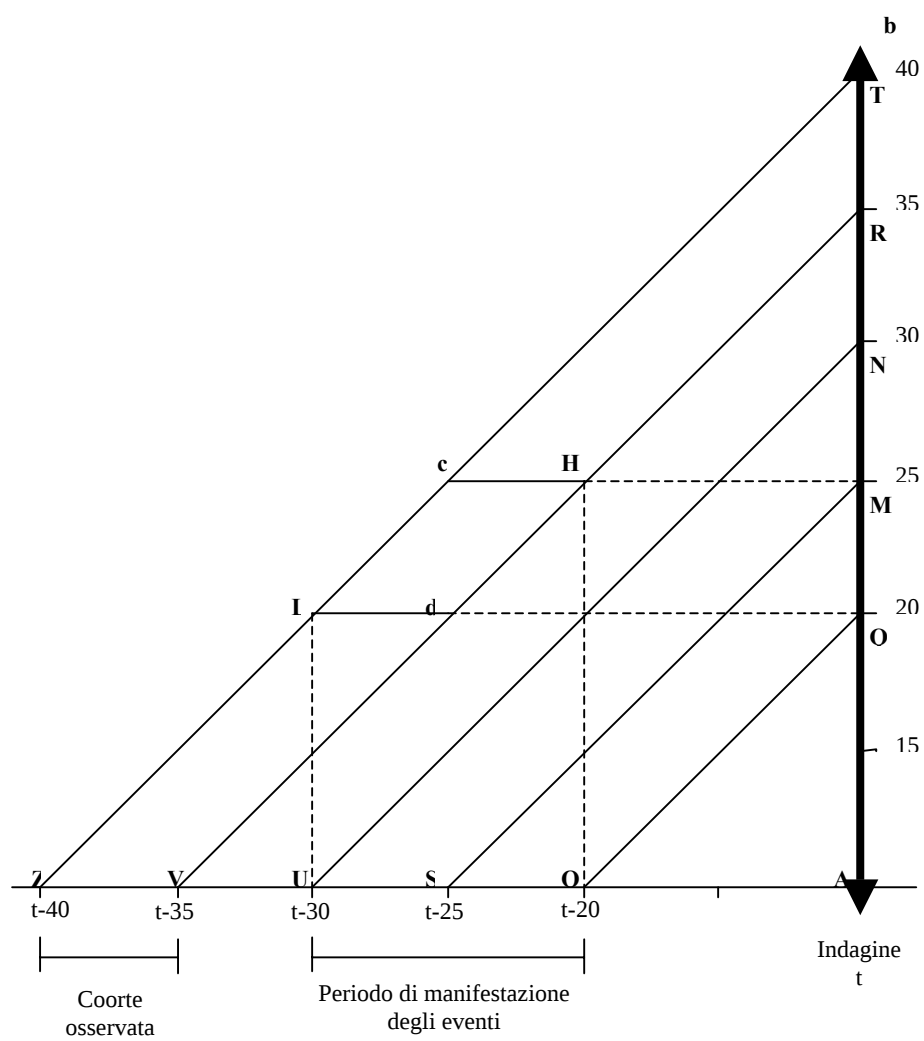


Fig. II. 5

CAP III – Analisi elementare della popolazione.

III.1. Le misure dell'accrescimento demografico.

È naturale che il primo sfruttamento delle fonti dei dati demografici si traduca in un quadro descrittivo elementare, attraverso misurazioni semplici e di largo impiego, destinato a soddisfare esigenze conoscitive che riguardano la popolazione nel suo complesso, in ammontare e struttura, e gli eventi che di anno in anno in essa si manifestano.

Il primo quesito, cui è semplice rispondere, riguarda, com'è ovvio, la variazione nel tempo della popolazione: l'aggregato demografico aumenta, diminuisce e quale è la sua velocità di variazione?

Se conosciamo l'ammontare della popolazione a due date successive P_0 e P_t , essendo t l'intervallo di tempo considerato, $\Delta P = P_t - P_0$ rappresenterà l'incremento o il decremento assoluto realizzato e $\Delta P / t$ sarà la variazione media. Informazione interessante ma non così significativa come il conoscere di quante unità, o frazioni di unità, essa si accresce (o diminuisce) in un determinato intervallo di tempo per ogni unità costitutiva: in sostanza è molto più importante esprimere il numero di individui (o frazioni di individui) che si aggiungono (o si sottraggono) durante un intervallo di tempo standard (l'anno) per ogni 1000 persone appartenenti alla popolazione, che non una semplice differenza di frequenze assolute. Questa risposta ci viene fornita dal *tasso di incremento medio* che, secondo la prassi, può assumere *tre diverse configurazioni*, a seconda della popolazione iniziale cui ci si riferisce.

III.1.1. Tasso di incremento medio.

Dati i soggetti P_0 al tempo 0 e posto che (essi e solo essi) abbiano prodotto in t anni una variazione di I unità, qual è stato nel corso dell'intervallo $0-t$ il contributo medio annuo r alla crescita (o alla decrescita) demografica attribuibile ad ognuno dei P_0 individui iniziali? Questa informazione viene facilmente fornita dal cosiddetto *tasso di incremento medio aritmetico* r_a , che appunto rappresenta una media aritmetica – che giustifica la sua denominazione – dei tassi r_a^i (con $i = 0, 1, \dots, t$) ciascuno relativo a uno dei sottoperiodi in cui può essere suddiviso l'intervallo $0-t$ (ad esempio l'anno rispetto all'intervallo decennale che separa i Censimenti). Avremo:

$$r^1 = \frac{P_1 - P_0}{P_0}$$

$$r^2 = \frac{P_2 - P_1}{P_0}$$

.....
.....

$$r^t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_0}$$

quindi

$$r_a = \frac{\sum_{i=0}^t r^i}{t} = \frac{1}{t} \left[\frac{P_1 - P_0}{P_0} + \frac{P_2 - P_1}{P_0} + \dots + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_0} \right]$$

In sostanza, qualunque sia t il contributo a I viene *solo* da P_0 con intensità media pari a r_a . Si accetta così un *modello di crescita* (o decrescita) *proporzionale* (lineare) per cui

$$P_t = P_0 + (r_a \cdot t \cdot P_0) = P_0(1 + r_a \cdot t) \quad [\text{III.1}]$$

Ad una più attenta riflessione, tuttavia, l'ipotesi che sta alla base di r_a non appare del tutto realistica: alla variazione complessiva I dell'intervallo $0-t$ non contribuisce esclusivamente P_0 , ma – quanto meno – tutte le diverse popolazioni $P_i \neq P_0$ che si trovano all'inizio di ciascuno dei sotto periodi in cui è suddivisibile l'intervallo $0-t$. Per tener conto di ciò si può optare per un *tasso di incremento medio geometrico* (o composto – secondo la terminologia finanziaria), consistente nella media geometrica r_g dei fattori di incremento $(1+r^i)$ dove

$$r'^1 = \frac{P_1 - P_0}{P_0}$$

$$r'^2 = \frac{P_2 - P_1}{P_1}$$

.....

.....

$$r'^t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

per cui

$$P_1 = P_0 + P_0 \cdot r'^1 = P_0(1 + r'^1)$$

$$P_2 = P_1 + P_1 \cdot r'^2 = P_0(1 + r'^1) \cdot (1 + r'^2)$$

.....
.....

$$P_t = P_{t-1} + P_{t-1} \cdot r'^t = P_0(1 + r'^1) \cdot (1 + r'^2) \cdot \dots \cdot (1 + r'^t) = P_0 \prod_{i=1}^t (1 + r'^i)$$

Per ottenere il tasso di incremento geometrico si sceglie il valore di r' che, sostituito a ciascuno dei t tassi annui r^i assicura l'uguaglianza (proprietà dell'invarianza delle medie)

$$P_t = P_0 \prod_{i=1}^t (1 + r'^i) = P_0(1 + r')^t \text{ per cui}$$

$$(1 + r')^t = \frac{P_t}{P_0}; (1 + r') = \sqrt[t]{\frac{P_t}{P_0}}; r' = \sqrt[t]{\frac{P_t}{P_0}} - 1 = r_g \quad [\text{III.2}]$$

in sostanza, si determina il fattore di incremento (o decremento) $(1+r')$ come media geometrica (da cui prende il nome il *tasso*) dei fattori $(1+r^i)$

$$(1 + r') = \sqrt[t]{\prod_{i=1}^t (1 + r^i)}$$

Ma anche questo tipo di tasso è in qualche modo insoddisfacente. In realtà, la popolazione evolve nel tempo senza discontinuità e l'incremento (o il decremento) deriva dai successivi contingenti che si modificano negli intervalli infinitesimali che sono contenuti nel periodo $0-t$. Pertanto la soluzione più appropriata è quella di introdurre un *tasso di incremento continuo*.

Supponiamo di dividere ogni anno del periodo $0-t$ in m intervalli di ampiezza $1/m$. Allora

$$P_t = P_0 \cdot \left(1 + \frac{r''}{m}\right)^{mt}$$

se facciamo tendere $m \rightarrow \infty$ (consideriamo, cioè, degli intervalli $\left[\left(t - \frac{1}{m}\right) - t\right]$ infinitesimi, perché

se $m \rightarrow \infty$, $\frac{1}{m} \rightarrow 0$), avremo che

$$P_t = \lim_{m \rightarrow \infty} P_0 \left(1 + \frac{r''}{m}\right)^{mt} = P_0 \left[\lim_{m \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{r''}{m}\right)^m \right]^t = P_0 \cdot e^{r''t} \quad [\text{III.3}]$$

*Qualche esempio*¹.

Si considerino i seguenti dati relativi alla popolazione italiana rilevata ai Censimenti del 1971 e del 1981:

Censimento del 24.10.1971 Popolazione totale: 54.136.547 = P_0

Censimento del 25.10.1981 Popolazione totale: 56.556.911 = P_t

Intervallo di tempo $0-t$: 10 anni e 1 giorno = 10,00274 anni

e ci si chieda di quanto e a quale ritmo è cresciuta nell'intervallo intercensuario.

Posto che $\Delta P = 2.420.365$ unità, secondo il **tasso di incremento aritmetico** corrispondente a

$$r_a = \frac{P_t - P_0}{P_0 \cdot t}$$

avremo

$$\frac{56.556.911 - 54.136.547}{54.136.547 \cdot 10,00274} = \frac{2.420.365}{541.513.804} = 0,00447 = 4,47 \text{ per 1000}$$

Secondo il **tasso di incremento geometrico**

$$P_t = P_0 (1 + r_g)^t$$

¹ Gli esempi che seguono sono tratti da: M. Livi Bacci, *Introduzione alla demografia*, Torino, Loescher ed., 1999.

risolveremo attraverso i logaritmi decimali

$$\text{Log}(P_t/P_0) = t \cdot \text{Log}(1 + r_g)$$

$$\text{Log}(1 + r_g) = \frac{\text{Log}(P_t/P_0)}{t}$$

$$\text{Log}(1 + r_g) = \frac{\text{Log} \frac{56.556.911}{54.136.547}}{10,0027} = \frac{0,0189951}{10,0027} = 0,00189899$$

$$\text{Antilog}(1 + r_g) = 1,00438$$

$$r_g = 0,00438 = 4,38 \text{ per 1000}$$

Secondo il **tasso di incremento continuo**

$$P_0 \cdot e^{rt}$$

dove e è la base dei logaritmi neperiani (o naturali) ed è pari a 2,718282, procederemo

$$\frac{P_t}{P_0} = e^{rt}$$

$$\ln \frac{P_t}{P_0} = rt \text{ e } r = \frac{\ln \frac{P_t}{P_0}}{t}$$

quindi

$$rt = \ln \frac{56.556.911}{54.136.547} = \ln 1,0447085 = 0,0437378$$

$$r = \frac{0,0437378}{10,0027} = 0,00437 = 4,37 \text{ per 1000}$$

Come si vede, i risultati ottenuti con i tre metodi sono pressoché identici: ciò accade sempre quando la variazione è di limitata consistenza e il tasso di incremento di poche unità per 1000 abitanti. In un paese in via di sviluppo, caratterizzato, invece, da variazioni importanti la situazione sarebbe stata diversa. Prendiamo, ad esempio, la popolazione del Kenya in un periodo grosso modo coincidente: secondo i tre procedimenti, avremmo ottenuto i seguenti risultati:

$$r_a = 51,09 \text{ per } 1000$$

$$r_g = 42,14 \text{ per } 1000$$

$$r = 41,27 \text{ per } 1000$$

In conclusione, quando si studiano popolazioni moderne (caratterizzate da crescite o decrescite assai contenute), pare indifferente il metodo di calcolo per ottenere un tasso di incremento attendibile e sfruttabile: in questi casi può convenire attenersi al criterio più facile (senz'altro r_a). Quando, invece, siamo interessati a popolazioni di paesi in via di sviluppo o, comunque, a popolazioni in cui possono prodursi importanti variazioni numeriche nell'intervallo considerato, è opportuno ricorrere ad r . A ben vedere, data la fondamentale semplicità dei calcoli, vale la pena di affidarsi sempre a quest'ultimo tipo di tasso di accrescimento, dato il suo maggior rigore metodologico.

I tassi di incremento, oltre a fornire un'informazione preziosa per la corretta configurazione quantitativa dell'evoluzione demografica globale in un dato periodo, possono anche essere sfruttati per costruire degli *scenari prospettivi di massima* (assai grossolani, data l'elementare metodologia), spesso però utili nelle riflessioni socio-politiche. Consideriamo alcuni casi concreti ad esemplificazione di quanto veniamo dicendo.

Poniamo di interessarci alla popolazione mondiale. All'inizio del 1980 e del 1990 le Nazioni Unite avevano stimato la popolazione mondiale rispettivamente in 4.450 milioni e 5.292 milioni di unità, per un tasso di incremento $r = 17,48$ per 1000. Sulla base di questi dati possiamo rispondere a diversi quesiti:

a) supponendo che il tasso di accrescimento sia rimasto costante a quello rilevato al 1980 durante tutto il decennio, a quanto sarebbe ammontata la popolazione del mondo al 1 settembre 1987?

Avremo

$$\begin{aligned} P_{1987} &= P_{1980} \cdot e^{0,017848 \times 7,667} = 4.450 \cdot e^{0,13401191} = \\ &= 4.450 \cdot 1,1434147 = 5.088 \end{aligned}$$

Possiamo anche chiederci a quanto ammonterebbe tale popolazione al 30.06.2025 se il tasso di incremento si mantenesse uguale a quello registrato per il decennio 1980-1990:

$$\begin{aligned} P_{2025} &= P_{1990} \cdot e^{0,017848 \times 35,5} = 5.292 \cdot e^{0,62054} = \\ &= 5.292 \cdot 1,8599321 = 9.942 \end{aligned}$$

risultato che (partendo da una premessa assolutamente astratta – il permanere di un tasso di accrescimento costante -) indica semplicemente come quel tasso di incremento non sia sul piano economico sociale (oltre che demografico) sostenibile.

b) Dato un certo tasso di incremento, può essere utile domandarsi dopo quanti anni una data popolazione avrà un ammontare doppio, triplo ecc... Consideriamo il tasso prima utilizzato per la popolazione mondiale nel periodo 1980-1990 e supponiamolo costante. Sappiamo che

$$P_t = P_0 \cdot e^{rt}$$

avremo allora, molto semplicemente

$$2 = e^{rt}$$

$$2 = e^{0,01748 \cdot t}$$

$$\ln 2 = 0,01748 \cdot t$$

$$t = \frac{0,693147}{0,01748} = 39,65 \text{ anni}^2$$

In sostanza la popolazione della terra raggiungerebbe i 10.584 milioni di abitanti il 24 luglio 2029 (il che conferma l'insostenibilità del tasso di incremento).

Passiamo ad un caso opposto, cioè a quello di una popolazione in decrescita. La popolazione della Liguria fece registrare al Censimento del 25.10.1981 un numero di abitanti pari a 1.807.903 unità. Al 31.3.1987, sfruttando le statistiche di movimento – nati, morti, saldo migratorio – essa fu stimata in 1.735.753 unità, con un tasso di variazione negativo tra le due date pari a $-0,00549$. Se questo tasso fosse destinato a rimanere costante nel futuro, quanto impiegherebbe la popolazione della Liguria a dimezzarsi? Ripartiamo, ovviamente, dalla formula dell'incremento continuo

$$P_t = P_0 \cdot e^{rt}$$

che per rispondere al problema posto diventa

$$\frac{1}{2} = e^{rt}$$

$$\frac{1}{2} = e^{-0,00549 \cdot t}$$

$$\ln \frac{1}{2} = -0,00549 \cdot t$$

$$t = \frac{-0,693147}{-0,00549} = 126,3 \text{ anni}$$

La popolazione della Liguria passerebbe, dunque, a 867.876 unità nel 2115.

c) un ultimo problema relativo ancora alla popolazione mondiale. Accettando il tasso di incremento già determinato come se fosse destinato a protrarsi nel tempo, a quale data la popolazione mondiale del 1990 raggiungerà i 100.000 milioni di abitanti? Per rispondere calcoleremo:

² Dato il valore assunto da $\ln 2$, per calcolare il tempo di raddoppio di una popolazione è sufficiente dividere **70** per r espresso in %.

$$100 = 5,292 \cdot e^{0,01748 \times t}$$

$$\frac{100}{5,292} = e^{0,01748 \times t}$$

$$100 = 5,292 \cdot e^{0,01748 \times t}$$

$$\frac{100}{5,292} = e^{0,01748 \times t}$$

$$\ln \frac{100}{5,292} = 0,01748 \cdot t$$

$$t = \frac{2,93897}{0,01748} = 168,1 \text{ anni}$$

La popolazione mondiale, alle condizioni poste e considerata la base di partenza, raggiungerebbe i 100 miliardi tra poco più di un secolo e mezzo, nel 2158.

III.2. *L'accrescimento demografico visto attraverso le sue componenti.*

Il differenziale ΔP Tra l'ammontare di due popolazioni rilevate al tempo 0 e al tempo t deriva, in realtà, dal prodursi nel tempo, senza soluzioni di continuità, degli eventi, naturali e sociali, che costituiscono le poste del bilancio demografico nell'intervallo. In simboli si ha:

$$P_t = P_0 + N_{0,t} + I_{0,t} - M_{0,t} - E_{0,t} \quad [\text{III.4}]$$

$$\Delta P = P_t - P_0 = N_{0,t} + I_{0,t} - M_{0,t} - E_{0,t}$$

dove, N sono i nati, M i morti, I gli immigrati ed E gli emigrati. La [III.4] viene normalmente (e un po' pomposamente) indicata come *equazione della popolazione*. Dell'equazione della popolazione si fa uso, ad esempio, per aggiornare l'ammontare della popolazione di età in età tra due date censuarie come appare nella tavola seguente³ relativa alla popolazione complessiva della città di Milano.

Peraltro l'equazione della popolazione è estendibile a qualunque età (si pensi al prospetto I.1) per cui, *di anno in anno*, si ha per ciascuna età compiuta

³ La Tavola è tratta da G. Blangiardo, *Elementi di demografia*, Bologna, Il Mulino, 1987.

Tavola III.1. Movimento anagrafico nella città di Milano, 1981-1991

Periodi	Popolazione iniziale (1)	Nati +(2)	Morti -(3)	Iscritti (immigrati) +(4)	Cancellati (emigrati) -(5)	Popolazione finale (6)
25.10.81/31.12.81	1604773	1957	2891	1102	2318	1602623
1.1.82/31.12.82	1602623	11189	16272	26560	43290	1580810
1.1.83/31.12.83	1580810	10911	16691	28277	41869	1561438
1.1.84/31.12.84	1561438	10281	16256	26587	46328	1535722
1.1.85/31.12.85	1535722	10222	16267	29107	43551	1515233
1.1.86/31.12.86	1515233	9583	15880	26242	39916	1495260
1.1.87/31.12.87	1495260	9489	15020	29943	41167	1478505
1.1.88/31.12.88	1478505	10180	14762	30414	40210	1464127
1.1.89/31.12.89	1464127	10045	15181	26731	36319	1449403
1.1.90/31.12.90	1449403	10230	16017	29262	40684	1432184
1.1.91/31.12.91	1432184	7942	12321	22801	31877	1419729
		102029	157558	277026	407541	

$$P_1(0) = P_0(0) + N_{0-1} + I_{0-1}(0) - M_{0-1}(0) - E_{0-1}(0)$$

[III.5]

$$P_1(1) = P_0(1) + I_{0-1}(1) - M_{0-1}(1) - E_{0-1}(1)$$

.....

e così via fino all'età compiuta $\omega-1$. L'equazione della popolazione è il criterio di base che guida anche le previsioni demografiche (evidentemente ciascuna posta del bilancio verrà in questo caso stimata – proiettata nel futuro - attraverso appropriati modelli) e, in ogni caso, essa rappresenta un criterio di facile esecuzione per controllare la coerenza tra combinazione delle rilevazioni statistiche di movimento (delle cui precisione abbiamo accennato nel Cap. precedente) e risultanze censuarie. I dati relativi alla città di Milano, cui si riferisce la Tavola prima riportata, forniscono un esempio significativo di quanto andiamo dicendo. Infatti, il Censimento del 20.10.1991 ha rilevato a Milano 1369231 individui residenti, contro i 1418729 al 31.12 dello stesso anno, ottenuti a calcolo utilizzando i dati del movimento della popolazione, cioè 49498 unità in meno. Pur considerando il fatto che tra la data del censimento e la fine del 1991 intercorrono oltre due mesi, e tenendo conto che il Comune osservato non ha subito, nel corso del decennio, variazioni territoriali, quella differenza approssima il *bilancio intercensuario tra errori e ritardi nelle registrazioni del movimento della popolazione e gli eventuali errori (omissioni o duplicazioni) nei dati censuari*. Quello della coerenza tra informazioni correnti e rilevazioni di Censimento è un problema annoso e di difficile soluzione (nel recente passato ha dato origine a vari tentativi di verifica e correzione), ma non è il caso di affrontarlo in questa sede.

Riportando l'attenzione sui dati del movimento della popolazione – e supponendo, per ragioni di comodo sufficientemente corretti i risultati del Censimento – poiché, di norma, come si è detto nel precedente capitolo, le informazioni statistiche del movimento demografico su nascite e

morti sono precise, mentre molto incerta è l'attendibilità dei dati anagrafici sugli spostamenti migratori, possiamo sfruttare l'equazione della popolazione per risalire indirettamente al saldo migratorio (o meglio, una sua stima) rinunciando ad una separata evidenza (effettivamente di dubbia validità) dei flussi in entrata e in uscita che l'hanno determinato. Dalla Tavola III.1 avremo:

$$\begin{aligned} SM(25.10.1981, 20.10.1991) &= P(20.10.1991) - P(25.10.1981) + \\ &+ M(25.10.1981, 19.10.1991) - N(25.10.1981, 19.10.1991) = \\ &1369231 - 1604773 + 157558 - 102029 = -180013 \end{aligned}$$

Si comprende facilmente che lo sfruttamento dell'equazione della popolazione per la determinazione del saldo migratorio può essere esteso (specie se si opera su base annua) anche alle singole classi di età. Ad esempio dalla [III.5] ricaveremo

$$\begin{aligned} SM_1(0) &= P_1(0) - P_0(0) - N_{0-1} + M_{0-1}(0) \\ SM_1(1) &= P_1(1) - P_0(1) + M_{0-1}(1) \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \end{aligned} \quad [III.6]$$

III.3. L'accrescimento demografico visto attraverso le sue componenti relative.

Se riprendiamo in considerazione il differenziale di variazione delle popolazioni al tempo **0** e **t**, trascurando, per semplicità, nella formulazione l'indicazione del tempo *referendoci ad un solo anno*, avremo

$$\Delta P = N + I - M - E$$

e rapportando ciascuna posta del differenziale alle persone-anno (nozione fondamentale in demografia) $\bar{P}$ (numero di individui presenti in media nella popolazione durante l'anno, dato, di norma, da $[\frac{1}{2}(P_0 + P_1)]$) otteniamo

$$\frac{\Delta P}{\bar{P}} = \frac{N}{\bar{P}} + \frac{I}{\bar{P}} - \frac{M}{\bar{P}} - \frac{E}{\bar{P}}$$

corrispondente a

$$r = n + i - m - e$$

in cui **r** è il tasso aritmetico di incremento, **n** il tasso generico di natalità, **i** il tasso generico di immigrazione, **m** il tasso generico di mortalità ed **e** il tasso generico di emigrazione. Da riferimenti *frequentistici* (il numero dei nati, il numero dei morti...) siamo passati a riferimenti *fenomenologici* (natalità, mortalità,...), il che ci fa capire come l'evoluzione demografica (coerentemente con l'approccio che considera la popolazione nella sua globalità negli anni di calendario) espressa da **r**, si concettualizzi nel combinarsi dei *fenomeni* che in essa si manifestano, appunto la *natalità*, la *mortalità*, la *migratorietà*. I tassi presentati (che di norma vengono espressi per 10ⁿ persone anno) esprimono *l'intensità media per 10ⁿ abitanti con la quale un certo tipo di evento si è manifestato nel corso del periodo considerato*.

Di ciascun fenomeno che si manifesta nella popolazione in un periodo – rispetto a quelli precedentemente indicati possiamo aggiungere anche quello di nuzialità, **nu**, analogamente uguale al rapporto tra numero di matrimoni (di un certo periodo) e il numero di anni persona $\bar{P}$ – si può avere una misura di sintesi attraverso un *tasso generico*

$$t(t) = \frac{E(t)}{\bar{P}(t)} \cdot 10^n \quad [\text{III.7}] \quad \text{o} \quad t(t+a) = \frac{E(t, t+a)}{a \cdot \bar{P}(t, t+a)} \cdot 10^n \quad [\text{III.7.1}]$$

che è in grado di concettualizzare *l'apparire di una data categoria di eventi ogni 10ⁿ abitanti*: in questa prospettiva il significato di queste misure è perfettamente chiaro e ad esse si fa corrente ricorso nelle sedi più disparate. In realtà si tratta di misure di facilissimo calcolo ma di altrettanto difficile interpretazione (sui loro intrinseci difetti ci intratterremo a lungo più avanti, riprendendo con maggiori dettagli l'analisi demografica negli anni di calendario). Talvolta si cerca, rinunciando peraltro alla loro chiarezza concettuale, di "raffinarli" rapportando gli eventi cui si riferiscono ad anni-persona più appropriati. Ad esempio se una data categoria di eventi si manifesta in una sola parte della popolazione (quella maschile o quella femminile) ed entro i limiti (naturali, legali o convenzionali) di età α e β , si può ricorrere a dei *tassi generali* (sottospecie dei tassi generici) del tipo

$$TG(t) = \frac{E(t)}{\bar{P}_{sex}(t, \alpha - \beta)} \cdot 10^n = \frac{E(t)}{\frac{1}{2} [P_{sex}(t, \alpha - \beta) + P_{sex}(t+1, \alpha - \beta)]} \cdot 10^n \quad [\text{III.8}]$$

$$TG(t+a) = \frac{E(t, t+a)}{\bar{P}_{sex}(t, t+a; \alpha - \beta)} \cdot 10^n = \frac{E(t, t+a)}{\frac{a}{2} [P_{sex}(t, \alpha - \beta) + P_{sex}(t+a, \alpha - \beta)]} \quad [\text{III.8.1}]$$

Un classico esempio è il *Tasso generale di fecondità*, introdotto perché i nati provengono dalla popolazione femminile P_f in età feconda $\alpha=15$, $\beta=49$

$$TGF(t) = \frac{N(t)}{\bar{P}_f(t, \alpha - \beta)} \cdot 10^n = \frac{N(t)}{\frac{1}{2} [P_f(t, \alpha - \beta) + P_f(t+1, \alpha - \beta)]} \cdot 10^n \quad [\text{III.9}]$$

Quando gli eventi sono classificati per età (età di coloro che li hanno vissuti) e si dispone anche della classificazione per età della popolazione (o della sottopopolazione) in gioco si possono, invece, costruire dei *tassi specifici* a ciascuna età compiuta x :

$$t(x, t) = \frac{E(x, t)}{\bar{P}(x, t)} \cdot 10^n = \frac{E(x, t)}{\frac{1}{2} [P(x, t) + P(x, t+1)]} \quad [\text{III.10}]$$

ed è bene puntualizzare che, come fanno chiaramente vedere la [III.7] e la [III.10],

$$t(t) = \frac{\sum_x t(x, t) \cdot \bar{P}(x, t)}{\sum_x \bar{P}(x, t)} \cdot 10^n = \sum_x t(x, t) \cdot \frac{\bar{P}(x, t)}{\bar{P}(t)} \cdot 10^n = \sum_x t(x, t) \cdot \bar{p}(x, t) \cdot 10^n \quad [\text{III.11}]$$

dove appunto

$$\bar{p}(x,t) = \frac{\cdot \bar{P}(x,t)}{\bar{P}(t)} \quad [\text{III.12}]$$

è la proporzione della popolazione all'età compiuta x , o *struttura relativa della popolazione*.

Qualche esempio.

Si abbiano per l'Italia i seguenti dati relativi al triennio 1992-94 (espressi in migliaia):

Anni (t)	Popol. 1.1.t	Nati $N(t)$	Morti $M(t)$	Iscritti $I(t)$	Cancellati $E(t)$	Popol. 1.1.t+1
1992	56757	575	545	1267	1094	56960
1993	56960	553	555	1501	1321	57136
1994	57136	537	558	1414	1263	57268

Si possono calcolare i seguenti **tassi generici** (espressi per 1000):

Anni (t)	Anni-persona $\bar{P}(t)$	Natalità $n(t)$	Mortalità $m(t)$	Immigrazione $i(t)$	Emigrazione $e(t)$
1992	56859	10,11	9,59	22,28	19,24
1993	57049	9,69	7,73	26,31	23,16
1994	57203	9,39	9,75	24,72	22,08

Sfruttando i dati della Tav. seguente, tratti dalle statistiche francesi del 1962, possiamo inoltre calcolare, oltre a $n(t)$, $TFG(t)$ e la serie dei tassi per età che chiameremo $f(x, x+4; t)$:

Età della madre in anni compiuti	Nati vivi $N(t)$	Anni-persona $\bar{P}_f(t)$
15-19	37366	1700913
20-24	225183	1339837
25-29	268780	1492444
30-34	175269	1683472
35-39	87834	1636435
40-44	26719	1421557
45-49	1344	1132994
Totale	822055	10357652
Anni-persona della popolazione in complesso		46997703

Secondo la [III.7] avremo (la classificazione in classi quinquennali non implica alcuna variazione nei calcoli)

$$n(t) = \frac{N(t)}{\overline{P}(t)} \cdot 10^n = \frac{822055}{46997703} = 17,6 \text{ ‰}$$

secondo la [III.9]

$$TFG(t) = \frac{N(t)}{\overline{P}_f(t, 15-49)} \cdot 10^n = \frac{822055}{10357652} \cdot 10^n = 79,37 \text{ ‰} \quad (\text{per } n = 3)$$

utilizzando la [III.10]

$$f(x, x+4; t) = \frac{N(x, x+4; t)}{\overline{P}_f(x, x+4; t)} \cdot 10^n$$

determineremo i tassi del prospetto seguente

Prospetto III.1

Gruppi di età	Tassi di fecondità generale
15-19	21,97
20-24	168,07
25-29	180,09
30-34	107,30
35-39	53,41
40-44	18,80
45-49	1,19

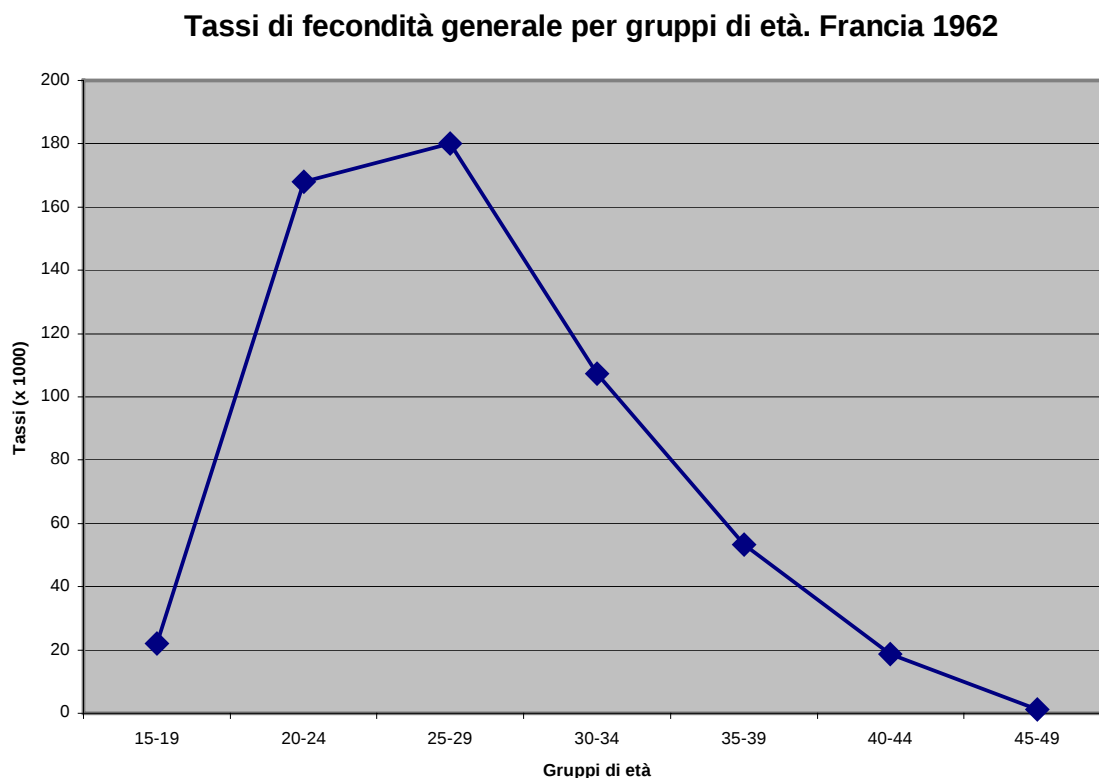
di cui forniamo a pagina seguente anche una rappresentazione grafica.

III.4- *Le strutture della popolazione.*

III.4.1- *Generalità.*

In questo primo approccio allo studio della popolazione considerata nella sua globalità, in riferimento agli anni di calendario, insieme ai criteri per determinare e seguire nel tempo la sua consistenza numerica, può rivelarsi di grande interesse conoscitivo l'individuazione, la descrizione e l'analisi delle sue caratteristiche strutturali. Come abbiamo già detto nei primi due capitoli, in occasione dei Censimenti gli Organismi ufficiali di statistica rilevano molte informazioni (demografiche e non demografiche) relative a tutti gli elementi costituenti l'aggregato demografico, e da un loro opportuno sfruttamento è possibile disegnare il profilo della popolazione secondo varie caratteristiche, considerate singolarmente o in combinazione con altre: l'età, il sesso, lo stato civile, la condizione professionale, il livello di istruzione, la cittadinanza, la residenza, e così via. Lo *Stato* della popolazione ad una certa data e in particolare la sua struttura, a seconda del carattere o dei

caratteri presi in considerazione, rappresenta un bilancio della storia passata delle coorti che lo compongono (si riveda il Cap. I), e si identifica in qualche modo nello “specchio” delle vicende



subite nel corso di molti decenni dai suoi componenti, cui – pur con larghe approssimazioni e sempre sotto il profilo descrittivo – è possibile risalire. E’ opportuno aver sempre presente, inoltre, ciò che si è già chiaramente stabilito circa l’interdipendenza tra struttura e movimento: la struttura demografica dipende dai passati flussi di nati, morti, migranti, matrimoni e scioglimenti di unione, ma a sua volta, combinandosi con i processi di natalità, mortalità, migratorietà, nuzialità e divorzialità, ne condiziona la numerosità futura.

III.4.2- La struttura per età e i suoi indicatori.

Per il demografo lo *stato* della popolazione assume caratteristiche di rilievo conoscitivo soprattutto attraverso la sua distribuzione per età. Non si dimentichi che gli individui di ogni classe di età compiuta, annuale (x) o pluriennale ($x, x+a$) che sia, rappresentano i superstiti alla data della rilevazione, di norma il Censimento, delle coorti formatesi x o $x+a$ anni prima e che ogni fenomeno demografico dipende dall’età. La struttura della popolazione ha contenuti e significati che assumono un duplice aspetto: il primo “storico”, secondo il quale ognuno dei contingenti è, come si è appena sottolineato, la risultante delle sue vicende passate (se alcune classi di età hanno una relativamente scarsa numerosità, vorrà dire che si riferiscono a coorti con più basso numero di nati, o vittime di una mortalità straordinaria, o soggette a un intenso flusso migratorio); il secondo

biologico e sociale, che implica conseguenze facilmente comprensibili sulla sua condizione attuale e futura: ad esempio, se una popolazione ha una proporzione di anziani importante, se è – in altre parole – quel che si suole definire una popolazione “vecchia” formerà un ambiente sociale ed economico poco dinamico, ricco di istanze conservatrici, geloso di quanto ha già ottenuto; nel contempo, a parità di mortalità, produrrà annualmente un numero di morti maggiore rispetto ad una popolazione più “giovane”. In maniera analoga, se sono molto consistenti le classi di età centrali della vita, quelle che rispetto al sesso femminile definiscono il periodo della riproduzione, anche in presenza di una ridotta propensione alla proliferazione, le nascite annuali saranno sempre di consistenza rilevante (è quanto è accaduto e ancora continua a verificarsi in Cina nonostante l'intervento pubblico che ha imposto il figlio unico).

Alcuni di questi aspetti possono essere facilmente illustrati da alcuni elementari indicatori, di cui si fa uso frequente per “sintetizzare” – con ampi margini di approssimazione – le condizioni attuali di una popolazione. Prendiamo in considerazione, per i riferimenti numerici, la popolazione italiana aggiornata dall'ISTAT al 1° gennaio 1997, riportata nella Tav. III.2.

Tavola III.2 – Popolazione italiana residente per sesso e classi di età (1.1.1997)⁴

Età	Maschi	Femmine	Totale	Distribuzione %			M/F Per 100
				Maschi	Femmine	Totale	
0-4	1.401.604	1.325.049	2.726.653	2,4	2,3	4,7	105,8
5-9	1.429.883	1.360.358	2.790.241	2,5	2,4	4,9	105,1
10-14	1.496.586	1.429.953	2.926.539	2,6	2,5	5,1	104,7
15-19	1.724.035	1.651.607	3.375.642	3,0	2,9	5,9	104,4
20-24	2.173.091	2.091.875	4.264.966	3,8	3,6	7,4	103,9
25-29	2.350.039	2.282.789	4.632.828	4,1	4,0	8,1	102,9
30-34	2.369.165	2.342.537	4.711.702	4,1	4,1	8,2	101,1
35-39	2.076.209	2.071.040	4.147.249	3,6	3,6	7,2	100,2
40-44	1.894.536	1.911.529	3.806.065	3,3	3,3	6,6	99,1
45-49	1.943.296	1.974.839	3.918.135	3,4	3,4	6,8	98,4
50-54	1.701.719	1.757.193	3.458.912	3,0	3,1	6,0	96,8
55-59	1.741.363	1.850.468	3.591.830	3,0	3,2	6,3	94,1
60-64	1.548.167	1.722.201	3.270.368	2,7	3,0	5,7	89,9
65-69	1.422.605	1.685.718	3.108.323	2,5	2,9	5,4	84,4
70-74	1.159.221	1.545.160	2.702.381	2,0	2,7	4,7	75,1
75-79	659.305	1.004.273	1.663.578	1,1	1,7	2,9	65,6
80-84	487.811	864.499	1.340.310	0,8	1,6	2,3	57,2
85-89	238.946	503.229	742.175	0,4	0,9	1,3	47,5
90-94	61.842	166.413	228.255	0,1	0,3	0,4	37,2
95-99	12.663	37.686	50.349	0,0	0,1	0,1	33,6
100-104	1.223	3.160	4.383	0,0	0,0	0,0	38,7
105-109	41	52	93	0,0	0,0	0,0	78,8
Totale	27.893.349	29.567.628	57.460.977	48,5	51,5	100,0	94,3

Il primo valore di sintesi normalmente ricavato dalla distribuzione per età di una popolazione è la sua *età media*: consiste nella media ponderata dei valori centrali delle classi di età con pesi pari alla frequenza dei soggetti appartenenti a ciascuna classe. Nel caso specifico si ha:

⁴ La Tavola III.2 e la seguente III.3 sono tratte da: M. Livi Bacci, *Introduzione alla demografia*, Torino, Loescher ed., 1999.

$$\bar{x} = \frac{\sum_x \left(x + \frac{a}{2}\right) \cdot P(x, x+a)}{\sum_x P(x, x+a)} = \frac{\sum_x \left(x + \frac{a}{2}\right) \cdot P(x, x+a)}{P} = 40,59 \text{ anni} \quad [\text{III.12}]$$

se le classi di età avessero un modulo annuale si avrebbe, ovviamente,

$$\bar{x} = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot P(x)}{\sum_x P(x)} = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot P(x)}{P} \quad [\text{III.12.1}]$$

cui si può affiancare l'*età mediana*, quella età, cioè, che *bipartisce esattamente* la popolazione ordinata per età crescenti. Nel caso della Tav. III.2 essa corrisponde all'età della 28.730.488,5^a persona compresa tra le di età 40 e 44, e si calcola, secondo le regole della Statistica

$$x' = 40 + 5 \cdot \left(\frac{28.730.488,5 - 27.864.991}{31.783.126 - 27.864.991} \right) = 40 + 5 \cdot \left(\frac{865.577,6}{4.008.235} \right) = 41,08 \text{ anni}$$

Un secondo indicatore di cui si fa largo uso è l'*indice di vecchiaia* destinato ad esprimere sinteticamente il grado di invecchiamento della popolazione. Lo si ottiene rapportando l'ammontare della popolazione anziana (oggi gli ultra sessantacinquenni, in passato, spesso, gli ultrasessantenni) a quella giovanile sotto i 15 anni (approssimativamente l'età che segna la fine dell'obbligo scolastico e che prelude all'attività lavorativa):

$$I_V = \frac{P(65+)}{P(0-14)} \cdot 100$$

coi dati della Tav. III.2 otterremo:

$$I_V = \frac{9.839.847}{8.443.433} \cdot 100 = 116,54 \quad [\text{III.13}]$$

Si tratta, come ben si comprende, di un indice assai grossolano, dotato di grande dinamicità, visto che dipende sia dall'aumento degli anziani sia dal calo dei giovani (dipende, in sostanza, da variazioni che interessano – per cause diverse – sia il numeratore che il denominatore). Anche per questo motivo, per misurare l'invecchiamento si fa ricorso a indicatori più semplici (di cui indichiamo anche i valori sulla base dei dati di Tav. III.2):

$$I'_V = \frac{P(65+)}{P} \cdot 100 = \frac{9.839.847}{57.460.977} \cdot 100 = 17,12 \quad [\text{III.13.1}]$$

oppure

$$I''_V = \frac{P(60+)}{P} \cdot 100 = \frac{13.110.215}{57.460.977} \cdot 100 = 22,82 \quad [\text{III.13.2}]$$

Se si intende esprimere sinteticamente la proporzione di persone che (presumibilmente) sono "dipendenti" (non autonome, cioè, dal punto di vista dell'età) rispetto a chi dovrebbe (sempre sotto il profilo essere *attivo* e, quindi sostenerli, si ricorre al cosiddetto *indice di dipendenza*, che ha una certa dell'età) rilevanza sotto il profilo economico e sociale:

$$I_D = \frac{P(0-14) + P(65+)}{P(15-64)} \cdot 100 = \frac{8.443.433 + 9.839.847}{39.177.697} \cdot 100 = 46,67 \quad [\text{III.14}]$$

che, spesso, viene presentato scisso nelle sue componenti *indice di dipendenza dei giovani*:

$$I_{DG} = \frac{P(0-14)}{P(15-64)} \cdot 100 = \frac{8.443.433}{39.177.697} \cdot 100 = 21,55 \quad [\text{III.14.1}]$$

e *indice di dipendenza degli anziani*:

$$I_{DA} = \frac{P(65+)}{P(15-64)} \cdot 100 = \frac{9.839.847}{39.177.697} \cdot 100 = 25,12 \quad [\text{III.14.2}]$$

Va da sé che la fissazione della dipendenza e dell'autonomia attiva nelle età indicate è puramente convenzionale: esistono realtà economiche e sociali assai differenziate – sia nel tempo che nello spazio – in cui quei limiti non vengono, molto spesso, rispettati. Tuttavia l'indice di dipendenza, cui è bene assegnare un carattere prevalentemente demografico, costituisce sovente un punto di riferimento – in particolare se visto nelle sue componenti “giovanile” e “anziana” – nelle riflessioni e nelle decisioni socio-economiche.

Con l'*indice di struttura della popolazione attiva*, in cui si pone a confronto tra le persone di età compresa tra 15 e 64 la quota di ultra quarantenni con quella in età 15-39 anni, si intende mettere il rilievo il grado di invecchiamento della popolazione in questo settore. Esso assume appunto la forma:

$$I_S = \frac{P(40-64)}{P(15-39)} \cdot 100 = \frac{22.245.310}{16.932.387} \cdot 100 = 131,38 \quad [\text{III.15}]$$

Questo indice assume valori superiori a 100 solo in popolazioni *tendenzialmente* decrescenti o, comunque, in regresso demografico (qual è ormai quella italiana, fatta salva un'influenza parzialmente “correttiva” prodotta da massicci flussi di immigrazione straniera).

Per indicare la capacità delle leve di lavoro giovani nel sostituire numericamente quelle destinate a uscire nel breve periodo dalla quota degli attivi, si utilizza l'*indice di ricambio della popolazione in età attiva*. Esso è dato da:

$$I_R = \frac{P(60-64)}{P(15-19)} \cdot 100 = \frac{1.722.201}{3.375.642} \cdot 100 = 51,02 \quad [\text{III.16}]$$

L'indice, che considera solo due classi di età, è soggetto a fluttuazioni e quindi è molto variabile. Il suo significato e la sua importanza soprattutto congiunturale è palese: indica una potenzialità di nuovi impieghi prevalentemente in funzione delle uscite per pensionamento. Ed è chiaro che tanto più l'indice tende ad abbassarsi tanto peggiori sono le prospettive per il mercato del lavoro giovanile.

Ancora, si suole ricavare dalla distribuzione per età censuaria un ulteriore indicatore, diverso nella tipologia e nel suo impiego dai precedenti. Si tratta dell'*indice del carico di figli per donna feconda*, che si ottiene rapportando i bambini nati negli ultimi quattro anni alle donne – P_f – in età feconda (15-44 o 15-49 anni) che nella gran maggioranza li hanno messi al mondo

$$I_C = \frac{P(0-4)}{P_f(15-44)} \cdot 100 = \frac{2.726.653}{12.351.377} \cdot 100 = 22,08 \quad [\text{III.17}]$$

Questo indicatore, cui si fa più spesso ricorso per avere un apprezzamento della *fecondità* nei paesi che non dispongono di statistiche correnti sulle nascite, quindi dei paesi in via di sviluppo, risente in maniera importante dei fenomeni che, proprio in quei paesi, assumono valori elevati e variabili influenzando negativamente sia sui nati al numeratore – la *mortalità infantile* – sia sulla popolazione al denominatore – *una forte mobilità della popolazione femminile* - : non è, dunque, un buon indice di fecondità, e si giustifica solo per le ragioni sopradette di carenza informativa.

Infine, un elemento che merita attenzione, e i cui valori si ritrovano nella Tav. III.2, è la composizione per sesso ed età, importante sia sul piano demografico (per la manifestazione differenziale di alcuni fenomeni – mortalità, nuzialità) sia sul piano economico e sociale. Essa si può esprimere, come nella Tavola osservata, con il cosiddetto rapporto di mascolinità

$$R_M = \frac{P_M(x, x+a)}{P_F(x, x+a)} \cdot 100 \quad [III.18]$$

o, in alternativa, col rapporto di composizione rispetto al sesso:

$$R_S = \frac{P_M(x, x+a)}{P_M(x, x+a) + P_F(x, x+a)} \cdot 100 \quad [III.18.1]$$

Il suo livello e il suo variabile andamento secondo l'età dipendono dall'azione congiunta di fattori diversi.

Tav. III.3 –Popolazione per gruppi di età al 1985 e indici di struttura per età.

Gruppi di età	Egitto	Nigeria	Brasile	Messico	Stati Uniti	India	Cina	URSS	Italia	Liguria	Campania
POPOLAZIONE (migliaia)											
0-14	18.596	45.941	49.366	33.331	52.083	279.371	315.030	69.218	10.218	210	1.354
15-39	18.969	34.265	57.067	31.742	99.320	304.737	476.881	107.064	21.665	582	2.299
40-64	7.490	12.686	23.305	11.125	58.787	142.122	211.511	76.362	17.628	611	1.501
64 e +	1.865	2.307	5.828	2.797	27.830	32.6987	56.078	25.974	7.887	347	575
Totale	46.911	95.199	135.566	78.996	238.020	758.928	1.059.500	278.618	57.398	1.750	5.729
P _f 15-44	10.186	19.207	31.663	17.377	56.576	163.700	253.670	59.595	12.566	341	1.303
POPOLAZIONE (%)											
0-14	39,6	48,3	36,4	42,2	21,9	36,8	29,7	24,8	17,8	12,0	23,6
15-39	40,4	36,0	42,1	40,2	41,7	40,2	45,0	38,4	37,7	33,3	40,1
40-64	16,0	13,3	17,2	14,1	24,7	18,7	20,0	27,4	30,7	34,9	26,2
64 e +	4,0	2,4	4,3	3,5	11,7	4,3	5,3	9,3	13,7	19,8	10,0
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
P _f 15-44	21,7	20,18	23,36	22,0	23,76	21,57	23,94	21,39	21,89	19,49	22,74
INDICI											
I _D	77,3	102,8	68,7	84,3	50,5	69,8	53,9	51,9	46,1	46,7	50,8
I _S	39,5	37,0	40,8	35,0	59,2	46,6	44,4	71,3	81,4	105,0	65,3
I _R	22,0	14,7	22,2	15,9	59,5	24,1	23,8	52,4	71,5	106,0	51,1
I _V	10,0	5,0	11,8	8,4	53,4	11,7	17,8	37,5	77,2	165,2	42,5
I _C	69,8	98,8	57,1	67,6	33,0	60,6	36,8	42,0	23,0	16,1	32,1
Età media	24,3	20,9	25,5	23,1	34,5	25,8	28,2	33,4	37,9	43,3	33,5

Fonte: M: Livi Bacci, op. cit.

In particolare:

- la frequenza delle nascite, la cui composizione per sesso si mantiene relativamente stabile intorno a 104-106 nati maschi per ogni 100 femmine in tutte le popolazioni di ampiezza sufficiente

per poter escludere l'influenza di fattori casuali – ed escludendo il caso ben noto della Cina che alla fine degli anni 90 registrava un R_M pari a 113,9 – (al punto di far ritenere tale dato una costante biologica);

- la manifestazione differenziale della mortalità tra i due sessi tende a favorire, col trascorrere delle età il sesso femminile, che gode progressivamente di livelli di eliminazione più bassi rispetto agli uomini (e la “forbice” tra mortalità maschile e femminile per età tende ancora ad aumentare);

- il differente comportamento tra i sessi nei riguardi della propensione a migrare, normalmente più accentuata per la popolazione maschile.

Per concludere questo paragrafo in cui si sono esposti gli indicatori di sintesi ricavabili dalla struttura per età e sesso, presentiamo una Tavola (Tav. III.3) in cui si confrontano attraverso gli stessi indicatori relativi al 1985 in realtà demografiche tra loro molto diverse, a dimostrazione di come fondamentali divergenze possano scaturire anche attraverso misurazioni dal contenuto spesso incerto

III.4.3 – La piramide delle età.

Uno strumento descrittivo di grande efficacia per comprendere alcuni fondamentali aspetti, storico-demografici e bio-sociali dell'aggregato popolazione distintamente per sesso ed età (ma si possono simultaneamente considerare altri caratteri) è costituito dalla rappresentazione grafica detta *piramide delle età*, costruita attraverso istogrammi in cui i rettangoli, a pari età e per ciascun sesso separatamente, anziché essere affiancati vengono contrapposti: in sostanza si pone l'età sull'asse delle ordinate e, in corrispondenza di ciascuna età, sull'asse delle ascisse l'ammontare (in termini assoluti o relativi) di individui, collocando a destra le femmine e a sinistra i maschi. Se per le donne l'asse delle ascisse è orientato in modo classico, da sinistra a destra, per gli uomini, invece, si legge da destra a sinistra. Per favorire la comprensione di quanto veniamo dicendo riportiamo di seguito la piramide delle età della popolazione italiana censita nel 1991, evitando per il momento qualsivoglia giudizio di merito.

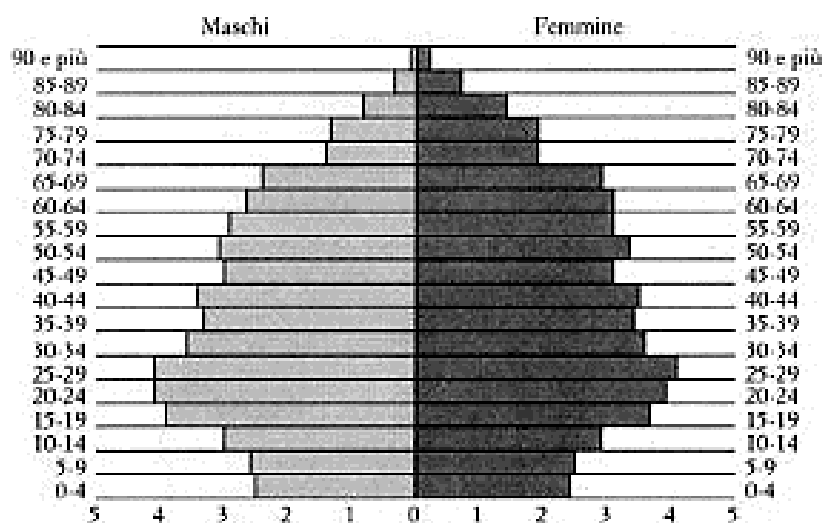


Fig. III.1- Italia: piramide delle età al Censimento 1991

Fonte: G. Blangiardo op. cit.

Tale rappresentazione ha preso a suo tempo il nome di *piramide* perché nei regimi del passato (o dei paesi in via di sviluppo) in cui erano sufficientemente elevate la natalità e la mortalità, e in assenza di fenomeni straordinari o alterazioni patologiche, i contingenti nelle varie classi risultavano, al crescere dell'età stessa, via via più ridotti conferendole, sia pur approssimativamente, la forma triangolare tipica della faccia di una piramide. Nelle popolazioni attuali, in particolare nel mondo sviluppato, tale forma è ormai scomparsa in conseguenza delle tendenze assunte nel corso dell'ultimo mezzo secolo dalla fecondità e dalla mortalità (che hanno provocato una diminuzione progressiva dei nati – e quindi una restringimento delle classi di età iniziali – e uno spostamento della morte ad età progressivamente più anziane con un simultaneo spostamento in alto della forma triangolare). Inoltre, una vasta gamma di eventi “straordinari” – diversamente da paese a paese e nel corso del tempo – ha portato alla comparsa nella piramide stessa di irregolarità talvolta assai marcate: in sostanza il termine di *piramide* non va ormai inteso in senso rigoroso, ma come mero indicatore convenzionale dello strumento grafico di confronto combinato età-sesso. Le anomalie nella forma della piramide delle età sono, comunque, estremamente indicative, poiché localizzano le divergenze rispetto alla struttura regolare e inducono alla ricerca delle cause che le hanno determinate. L'analisi della piramide delle età consente non solo una diagnosi demografica della popolazione, ma aiuta anche a comprendere la sua storia ed a suggerire verosimili ipotesi sul suo comportamento futuro. Vedremo tra breve alcuni esempi di “lettura” di particolari piramidi attraverso la quale sarà agevole dedurre lo specifico “regime” demografico attraversato dalla popolazione osservata e, nel contempo, risalire a puntuali vicende che l'hanno colpita nel corso del secolo (circa) di cui è lo specchio.

E', tuttavia, opportuno far precedere questa analisi dalla fissazione di alcuni accorgimenti tecnici da rispettare nella costruzione di una piramide delle età perché questa sia statisticamente corretta. Essi sono legati ai criteri di presentazione delle classi di età e alle finalità conoscitive del ricercatore. Se le classi di età secondo le quali è ripartita la popolazione hanno un modulo costante (non importa se annuale o pluriennale), non esistono problemi nella realizzazione degli istogrammi, come è facile comprendere. Se, invece, come a volte accade, le età procedono per moduli di ampiezza diversa, occorre trovare la corretta omogeneità grafica apportando una semplice correzione: basterà, cioè, ponderare ogni ammontare per il reciproco del rapporto tra la dimensione di ogni gruppo di età e quella del gruppo di età preso come riferimento. Poniamo di avere un caso come quello riportato nel prospetto seguente, in cui il gruppo di riferimento è, naturalmente, quello

Tav. III.4 – Popolazione italiana al Censimento dei 1951, per sesso e gruppi di età eterogenei.

Gruppi di età	Popolazione		Coefficiente	Valori in ascissa	
	Maschi	Femmine		Maschi	Femmine
0	423.509	404.004	5	2.117.545	2.020.020
1-4	1.795.191	1.709.419	5/4	2.245.989	2.135.274
5-9	1.981.085	1.892.815	1	1.981.085	1.892.815
10-14	2.141.442	2.074.399	1	2.141.442	2.074.399
.....					
.....					
50-54	1.182.641	1.327.293	1	1.182.641	1.327.293
55-64	1.787.043	2.220.770	½	893.522	1.110.385
65-74	1.204.453	1.448.840	½	602.227	724.420
75-84	488.117	593.595	½	244.059	296.798
85 e +	65.572	94.608	1/3*	21.857	32.536
Totale	23.258.905	24.256.732			

* Poiché l'ammontare degli ultra centenari è trascurabile si considera che il gruppo degli 85 e oltre comprenda le età tra 85 e 100 anni.

Fonte: Caselli e al., *Demografia. La dinamica delle popolazioni*, Roma, Carocci, 2001.

quinquennale. Con la correzione suggerita la piramide risulta quella della Fig. III.2 di seguito.

Per quanto riguarda gli scopi conoscitivi del ricercatore, l'opzione è tra una rappresentazione di frequenze assolute e una di frequenze relative secondo la formula [III.12]. La piramide per età in valori assoluti illustra la struttura per età e sesso, dando anche un'idea della dimensione della popolazione totale, ma questa soluzione, se è molto utile quando si vogliano effettuare confronti tra popolazioni diverse o seguire nel tempo la stessa popolazione, rappresenta uno svantaggio quando oggetto del confronto sono proprio le caratteristiche strutturali delle popolazioni a confronto, o i due sessi nella stessa popolazione (è chiaro che in forma tabellare si possono tener in conto ambedue gli aspetti). Di seguito riportiamo alcune piramidi (Fig. III.3 e III.4) particolarmente significative per quanto veniamo dicendo e che, nel contempo, dimostrano le potenzialità di questo strumento descrittivo nell'evidenziare il "regime" demografico in cui le popolazioni interessate si collocano. Di fatto, nella Fig. III.3, emerge non solo la grande differenza dimensionale tra le popolazioni a confronto, ma anche le divergenze nei flussi demografici che le hanno caratterizzate nel corso dell'ultimo secolo – più evidenti nella Fig. III.4) – e che hanno conferito all'India (paese in via di

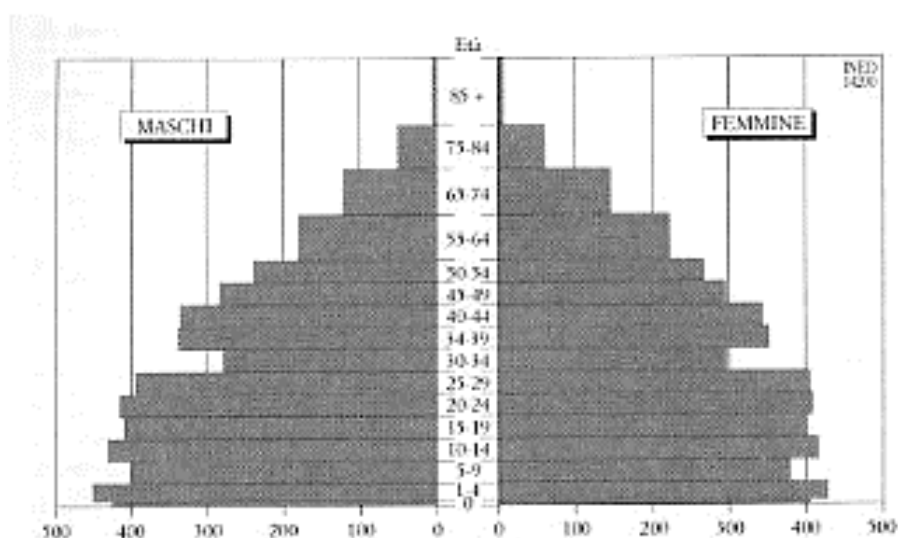


Fig.III.2 – Piramide della popolazione italiana al Censimento 1951 (valori in migliaia)

sviluppo, con natalità e mortalità elevate) un aspetto piramidale "tipico" e a quelle della Russia e della Francia una configurazione non più triangolare in cui emergono gli effetti del calo delle nascite e delle morti (con evidente diversa mortalità fra i sessi) Insieme ad una serie di irregolarità da far risalire a eventi storici specifici – ma su questo aspetto torneremo fra breve –.

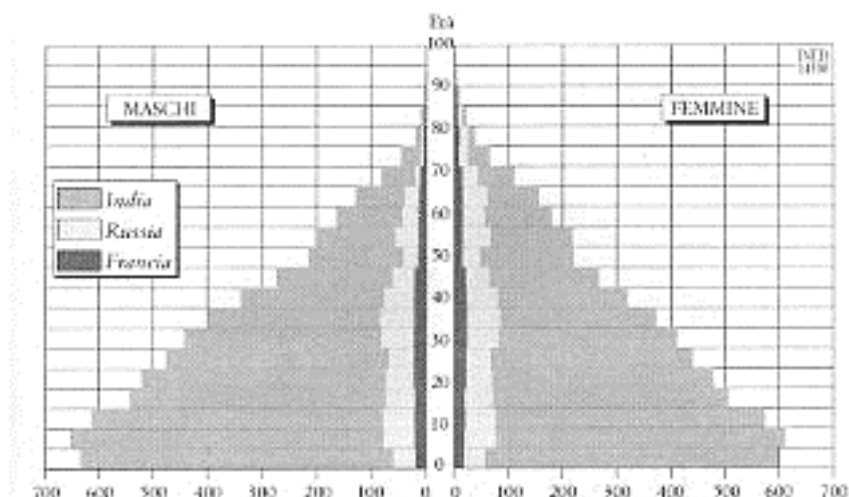


Fig. III.3- Tre piramidi delle età a confronto in valori assoluti (migliaia): India, Russia e Francia, nel 1995.

Fonte: Caselli et al., op. cit.

E' chiaro che quanto più ristretta numericamente è una popolazione e "specificata" quanto a caratteristiche dell'ambiente in cui vive e degli individui che la compongono, tanto più "atipica" è la piramide della sua struttura. Emblematica in questo senso è la Fig. III.5 relativa a tre città, ciascuna caratterizzata da una particolare storia che ne ha stravolto la struttura: Tolosa, in Francia (1991), città tipicamente universitaria e ricca di industrie particolarmente moderne e dinamiche che attirano flussi di giovani, Sun City (1980) città "riposo" per pensionati, Fiuminata (1991) paese dell'Appennino che ha fortemente sofferto dello spopolamento rurale.

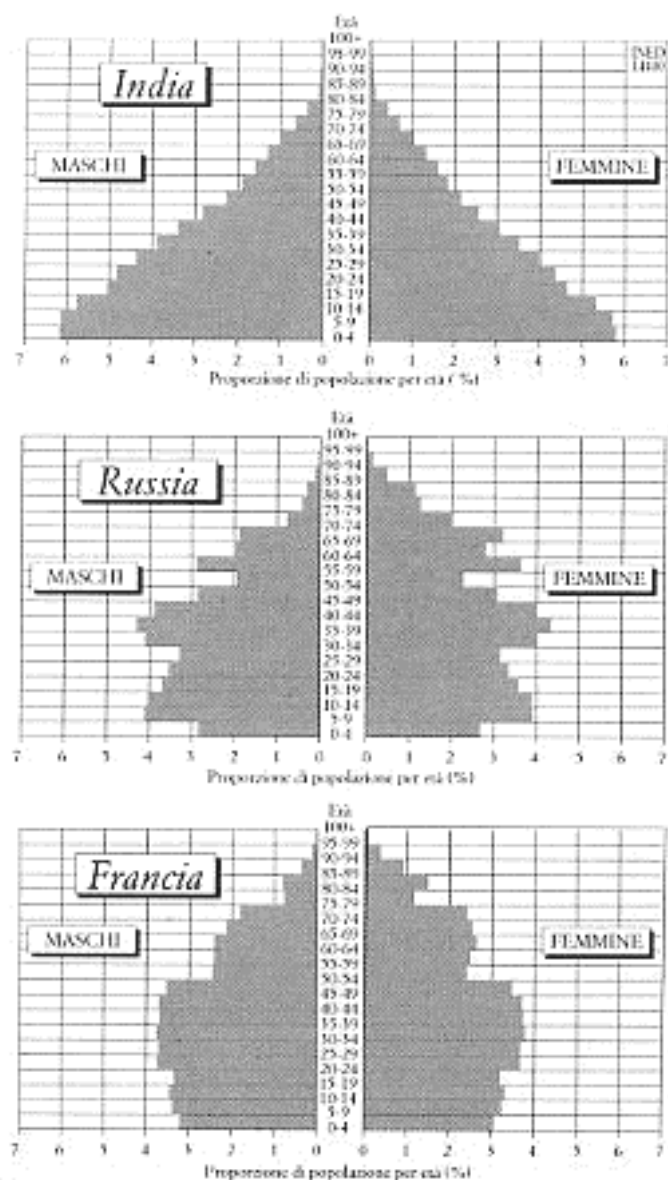


Fig. III.4 – Confronti tra le Piramidi di cui in Fig. III.3 in termini proporzionali

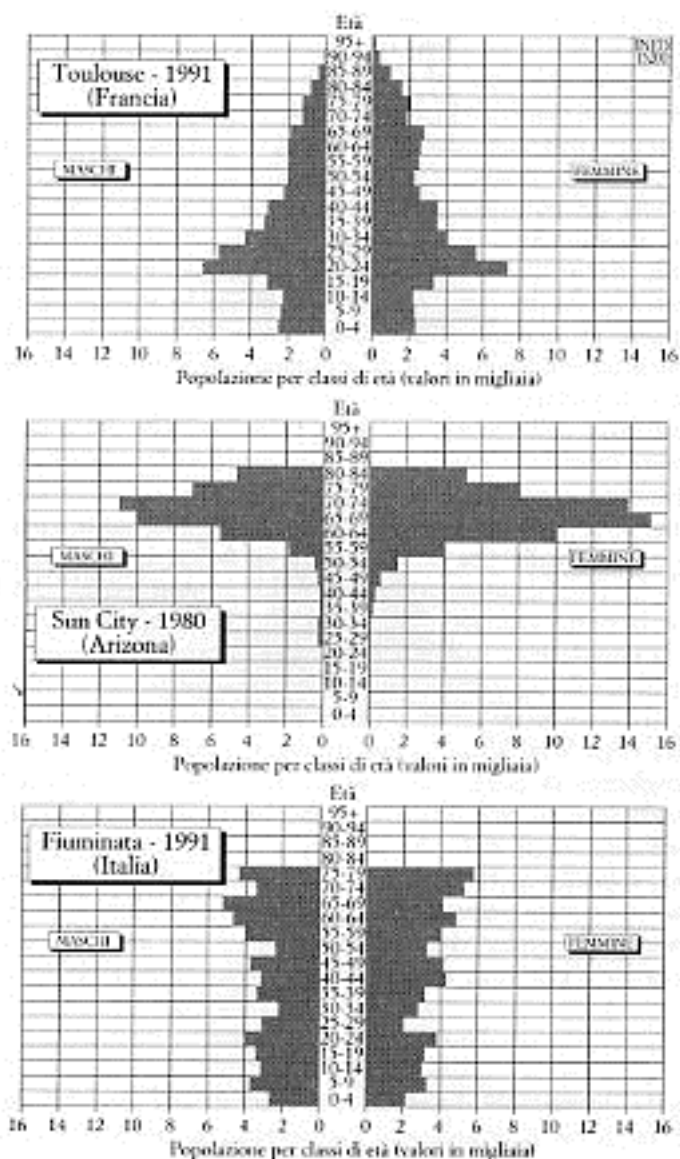


Fig. III.5 – Piramidi delle città di Tolosa (Francia), Sun City (Arizona) e Fiuminata (Italia)

Per quanto riguarda i già accennati “incidenti” della storia che segnano o hanno segnato più o meno intensamente, riportiamo due esempi relativi il primo all’Italia del 1997, il secondo alla Russia del 1992 (lo stesso visto nella Fig. III.4, ma riferito a classi di età annuali).

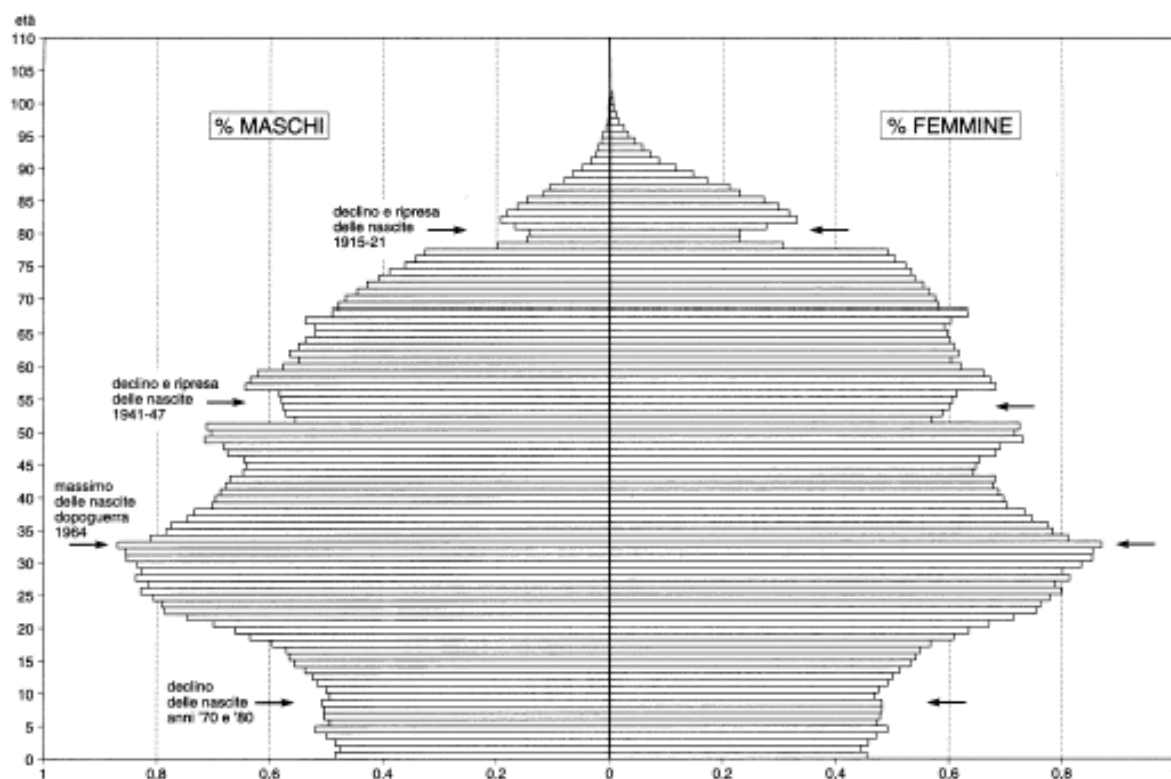


Fig. III.6 – Piramide delle età della popolazione italiana nel 1997

Fonte: M. Livi Bacci, op. cit.

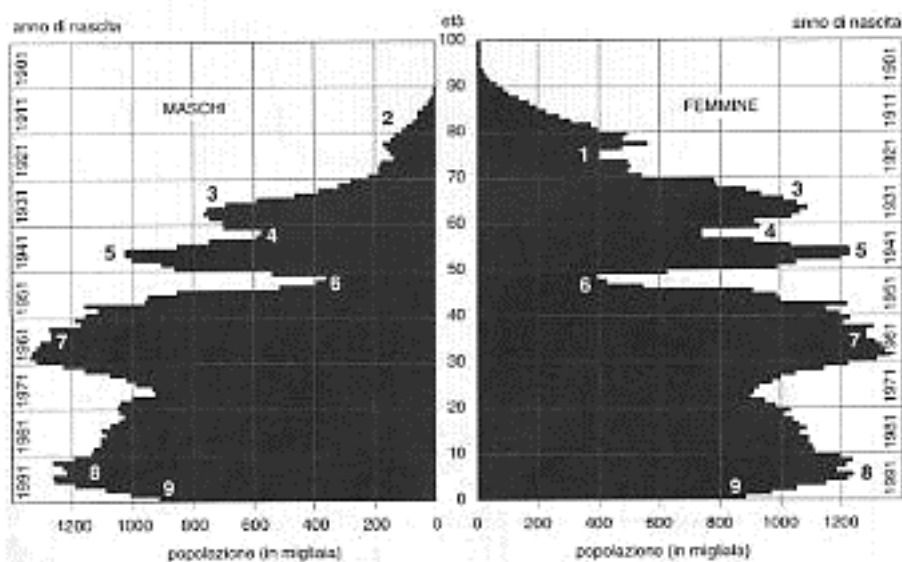


Fig. III.7 – Piramide delle età della popolazione russa nel 1992

Fonte: M. Livi Bacci, op.cit

Nella Fig. III.6 tali “incidenti” sono espressamente indicati. Nella Fig. III.7 essi sono numerati e corrispondono a: (1) La caduta della natalità (quasi dimezzata) negli anni 1914-17, meno evidente

fra gli uomini che insieme a quelli delle generazioni precedenti (2) furono falciati dalla guerra; (3) forte ripresa delle nascite dal 1918, nonostante la guerra; (4) effetti della collettivizzazione forzata e della carestia di fame degli anni 1922-33; (5) abolizione delle norme che consentivano l'aborto; (6) seconda guerra mondiale; (7) ripresa di reazione con (8) alterne vicende; (9) gravissima crisi economica.

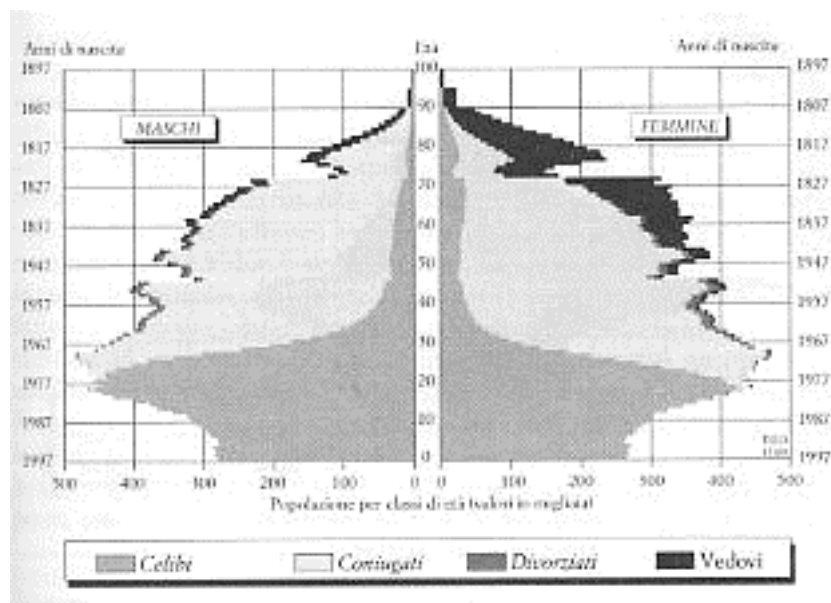


Fig. III.8 – Piramide della popolazione italiana del 1991, secondo lo stato civile.
Fonte: Caselli e al., op. cit.

Per concludere presentiamo altri due esempi diretti, questa volta a dimostrare un uso “tridimensionale” della piramide (si è detto in precedenza che oltre al sesso e all’età una piramide

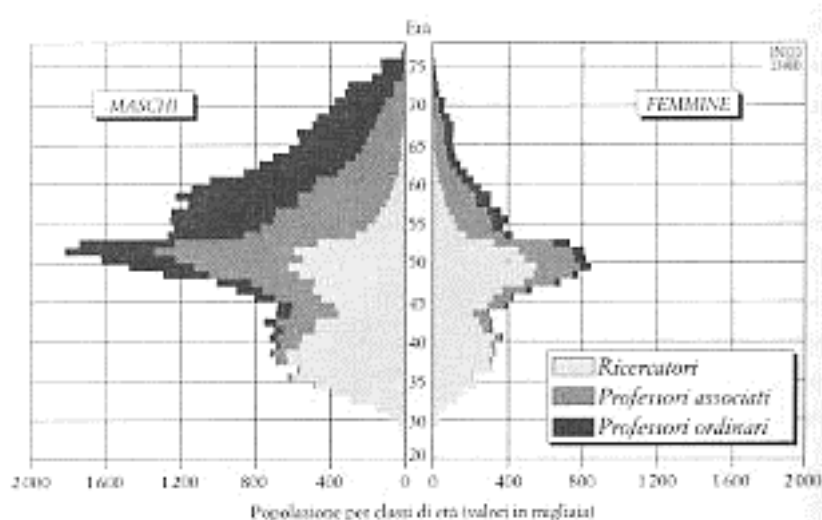


Fig. III.9 – Piramide delle età dei docenti e dei ricercatori dell’Università italiana nel 1997.
Fonte: Caselli e al., op. cit.

può simultaneamente descrivere altre caratteristiche di struttura). Nella Fig. III.8 riportiamo la piramide dell’Italia al 1991 in cui si tiene conto anche dello stato civile (di particolare interesse per

la percezione delle differenze di mortalità e del conseguente aumento delle vedove); nella Fig. III.9 è invece rappresentata la struttura dei docenti e dei ricercatori dell'Università italiana nel 1997, le cui particolarità e anomalie sono talmente “straordinarie” da non richiedere particolari commenti.

Parte seconda

La misura dei processi demografici nelle coorti

CAP. IV - I principi dell' analisi per coorte o longitudinale: biografie e coorti.

IV.1. Le biografie.

Nel Cap. I si è sottolineato come il movimento della popolazione derivi da una serie di eventi che continuamente si manifestano nelle *biografie* delle sue unità elementari costituite dagli individui, al fine di tener conto dell'intrinseco dinamismo che caratterizza la popolazione stessa e per comprendere come si manifesti il passaggio del tempo. In questa prospettiva si è anche proposto di considerare l'aggregato demografico non come un insieme di soggetti, ma come un complesso di biografie e di osservarne le modalità di sviluppo temporale riconducendosi alle singole esperienze biografiche individuali. Si notò allora, peraltro, che i singoli individui non possono essere assunti come *unità di studio*: la demografia, di fatto, non si interessa alle vicende individuali ma a quelle dell'aggregato. E', tuttavia, dall'osservazione delle singole biografie e dalle caratteristiche reali delle esperienze demografiche vissute a livello individuale che possiamo ricavare gli elementi che ci consentono di collocare correttamente nel tempo i fenomeni della popolazione e di risalire, successivamente, agli opportuni metodi di misura.

I caratteri fondamentali di una biografia, per quanto riguarda il suo sviluppo temporale, assumono due forme principali: la *successione* e la *durata*. Ogni evento vissuto in una biografia è segnato da una data corrispondente al momento della sua apparizione: le date del calendario segnano la *successione* degli eventi. Queste non sono sufficienti, tuttavia, a definire compiutamente un'esperienza temporale: alla successione è necessario aggiungere la *durata* del periodo relativo di manifestazione degli eventi stessi, la misura cioè dell'intervallo che separa ogni evento dal precedente o, più in generale, da un evento assunto come *origine*. Se si osserva globalmente una biografia, questa misura corrisponde all'età del soggetto, che appunto rappresenta la *durata* intercorrente tra la data di nascita - inizio della biografia e, di norma, momento di "ingresso" nella popolazione - e l'istante in cui nella biografia compare un qualsiasi altro evento.

Per maggiore chiarezza, affidiamoci ad un esempio elementare. Supponiamo di aver ricostruito la biografia di sei donne immaginarie nate nello stesso giorno - Maria A., Anna B., Luisa C., Carla D., Rosa E. e Bianca F.- e di aver rilevato, tra i molteplici eventi da esse vissuti nel corso della loro esistenza, alcune esperienze che più interessano la demografia. La successione delle vicende relative alle quattro donne sono riportate nel prospetto IV, 1.

Possiamo meglio fissare le modalità secondo le quali in ogni biografia si combinano i due elementi temporali della successione e della durata, servendoci del diagramma di Lexis, strumento descrittivo spesso indispensabile in demografia.

Tracciamo due classici assi cartesiani (Fig. IV, 1) e segniamo sull'asse delle ascisse le date del calendario e simmetricamente su quello delle ordinate le età (in genere le durate) del soggetto al manifestarsi degli eventi da lui vissuti.

Prospetto IV.1. Sei biografie immaginarie

Date	Maria A.	Anna B.	Luisa C.	Carla D.	Rosa E.	Bianca F.
23.09.1883	Nascita	Nascita	Nascita	Nascita	(Nascita)	Nascita
1898	Pubertà	Pubertà	Pubertà	Pubertà	(Pubertà)	Pubertà
03.06.1899					Immigrazione	
06.05.1901						Matrimonio
10.06.1901						Emigrazione
21.1.1903						(I° figlio)
05.05.1904	Matrimonio					
15.09.1905						Immigrazione
04.11.1905	I° figlio					
03.04.1906					Matrimonio	
07.10.1906						II° figlio
07.12.1906			Decesso			
10.01.1908		Matrimonio				
15.07.1908	II° figlio					
24.11.1910					Vedovanza	
10.12.1910						Emigrazione d.
12.03.1912		I° figlio				
13.08.1912	III° figlio					
07.06.1917	Vedovanza					
10.01.1923	II nozze					
1932	Menopausa	Menopausa		Menopausa	Menopausa	
03.04.1952				Decesso	Decesso	
15.03.1953	Decesso	Decesso				

Poiché esiste una relazione univoca tra date di calendario ed età cosicché:

data di manifestazione dell'evento - data di nascita = età

e

data di nascita + età = data di manifestazione dell'evento

col trascorrere del tempo una biografia si svilupperà lungo una linea che, partendo dal punto di ascissa corrispondente alla data di nascita, si mantiene equidistante dall'asse delle ascisse e dalla ordinata che passa per quel punto: in generale lungo una linea parallela alla bisettrice dell'angolo all'origine degli assi. Essa viene indicata in demografia col termine di linea di vita.

Si consideri per il momento la sola biografia di Maria A.. Il momento della sua nascita sarà rappresentato dal punto **N** sull'asse delle ascisse corrispondente al 23.9.1883: da quel punto avrà inizio la sua linea di vita che, procedendo in senso *longitudinale*, terminerà nel punto **D** - normalmente indicato come *punto di morte* - corrispondente alla data del decesso, avvenuto il 15.3.1953. Lungo la linea **N-D** collocheremo tutti gli altri eventi vissuti da Maria A.: basterà individuarne la successione sull'asse delle ascisse e tracciare da ciascun punto la perpendicolare fino

ad incontrare **N-D**. Come mostra la fig. 1, segneremo nel punto **M₁** il primo matrimonio; in **F₁** la nascita del primogenito;...; in **V** la vedovanza, e così via fino al decesso.

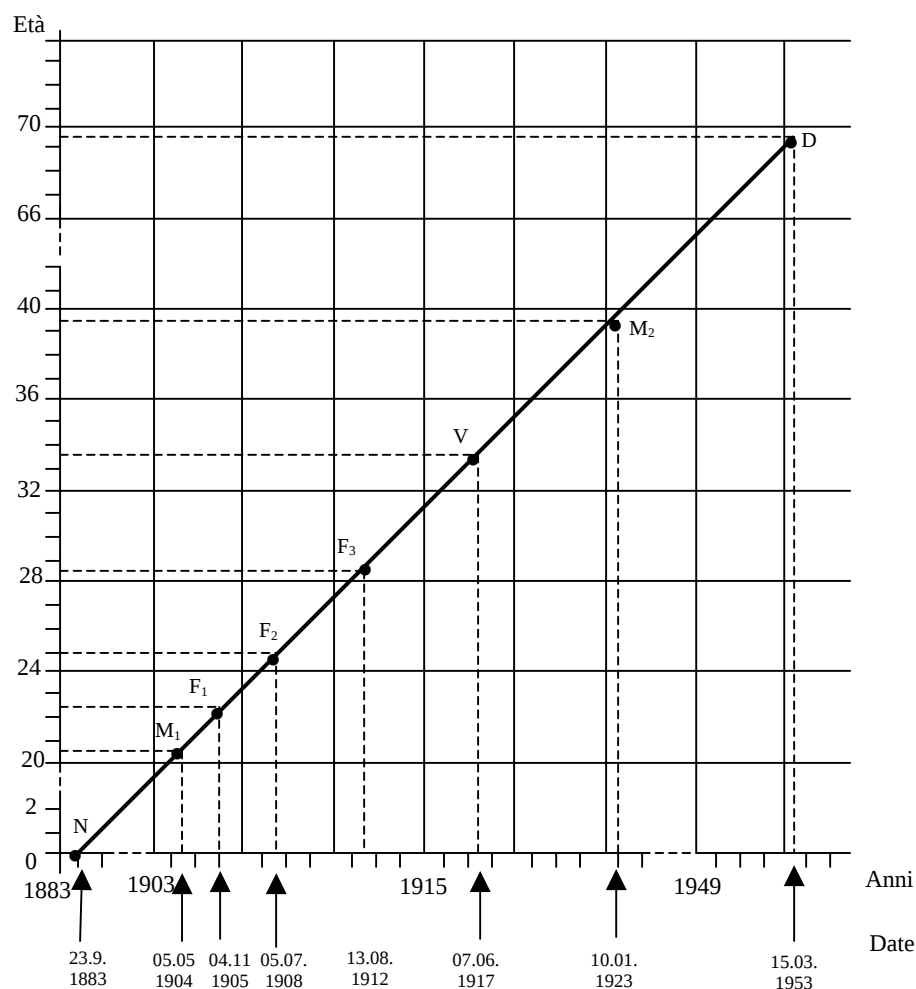


Figura IV, 1. Successione di eventi in una biografia

Evidentemente, se tracciamo a partire da ciascun punto **M₁,...,D** le perpendicolari all'asse delle ordinate ritroviamo l'età *esatta* di Maria A. al prodursi dei successivi eventi che caratterizzano la sua biografia: 20 anni, 8 mesi e 12 giorni al primo matrimonio; 22 anni, 1 mese e 11 giorni alla nascita del primo figlio,...; 69 anni, 6 mesi e 22 giorni al momento della morte.

Queste sono, dunque, le modalità secondo le quali si sviluppano nel tempo le singole biografie. Ma che rapporto c'è tra queste storie individuali e quella della popolazione?

Continuiamo ad osservare le vicende di Maria A.. Ogni evento da lei vissuto nel tempo porterà un mutamento talvolta quantitativo, in ogni caso qualitativo nella popolazione. Così il raggiungimento della pubertà (in un'età compresa tra i 14 anni, 3 mesi e 7 giorni e i 15 anni 3 mesi e

6 giorni) - anche se a rigore questo non è un fatto demografico né deriva da un evento propriamente detto - la collocherà tra le donne potenzialmente prolifiche (mutamento qualitativo); il suo primo matrimonio la farà passare dalla categoria delle nubili a quella delle coniugate (mutamento qualitativo); la nascita del primo figlio provocherà il suo ingresso nella categoria delle primipare ed insieme farà aumentare di un'unità l'aggregato (mutamento qualitativo e quantitativo) dando inizio ad una nuova biografia;...; di converso, il suo decesso toglierà un'unità all'aggregato e dal gruppo delle coniugate (mutamento quantitativo e qualitativo).

Ma nella popolazione, parallelamente a quelle di Maria A. e delle altre donne del nostro esempio, si sviluppano nel tempo altre storie individuali formatesi in periodi diversi, in un arco di tempo pari grosso modo a duecento anni, e in ciascuna vengono vissuti, in momenti successivi e a successive età, una serie di eventi demografici che provocano mutamenti qualitativi e quantitativi nell'aggregato. Così, ad esempio, nel 1912 insieme con Maria A. e ad Anna B. altre donne, nate prima, contemporaneamente o posteriormente, subiranno la nascita di un figlio e si tratterà del primogenito (come per Anna B.), del terzogenito (come per Maria A.),..., dell'ⁿmo genito. Nell'aggregato l'insieme di queste nascite rappresenterà la componente positiva del bilancio demografico di quell'anno e darà origine ad una differente struttura per numero di figli avuti (parità) della popolazione femminile.

Le due ultime biografie - quelle di Rosa E. e di Bianca F. - presentano, tuttavia, caratteristiche che le distinguono dalle altre e che è opportuno a questo punto rimarcare. L'inizio della biografia di Rosa E. - ovviamente, la sua nascita - non coincide con la sua comparsa nella popolazione osservata: il suo "ingresso" avviene, infatti, in conseguenza di una immigrazione. Pertanto è solo da quel momento che gli eventi caratteristici di questa biografia iniziano a "contare" per quella popolazione. La differente modalità di ingresso - importante dal punto di vista dell'analisi, come si vedrà più avanti - non la rende, comunque, diversa dalle altre biografie per quanto riguarda la successione, la durata e, quindi, la misura del tempo degli eventi. Analoghe considerazioni valgono, a questo riguardo, per la biografia di Bianca F.. Qui le peculiarità da rilevare sono due: a) la sua appartenenza alla popolazione osservata presenta una soluzione di continuità: si tratta di un periodo di emigrazione temporanea, durante il quale gli eventi (nella fattispecie la nascita del figlio primogenito) si producono in altra popolazione e che è rilevante solo per l'analisi; b) anche se la vicenda demografica di Bianca F. non si interrompe fino al momento del decesso, per la popolazione osservata la sua biografia si esaurisce con l'emigrazione definitiva: in questo senso la data di uscita corrisponde a un punto di morte.

Il meccanismo dinamico che caratterizza il quadro qui delineato rende ancor più evidente perché la popolazione, come si enunciava nel primo capitolo, non tanto va pensata come un insieme di individui, quanto come un insieme di biografie, di vicende individuali che nel tempo ininterrottamente si formano, si accavallano, si estinguono.

IV.2. *Le coorti.*

Come si è detto nel Cap. 1, le singole biografie non hanno un interesse autonomo ai fini di uno studio demografico¹. Esse tuttavia rappresentano gli elementi della storia collettiva del gruppo cui appartiene il soggetto considerato, gruppo che può essere assunto come unità di studio cui, come si è detto, la demografia assegna il nome di *coorte*.

Tale macro-unità, come già si sa, costituita dalle persone che hanno vissuto un certo evento (evento origine) durante uno stesso periodo - un anno o, più raramente, un limitato numero di anni -, è un'unità "di comodo" che si adotta affinché nel collettivo da essa definito il tempo trascorso a partire da quell'evento sia per ogni componente univocamente definibile.

¹ A meno che i processi demografici non vengano analizzati attraverso la *Event History Analysis* - in cui ciascuna biografia viene statisticamente trattata come una variabile stocastica complessa - che è andata affermandosi in tempi recenti, ma che non fa parte della cosiddetta "analisi classica".

Vediamo subito con l'aiuto del diagramma di Lexis (Fig. IV.2) come si collocano nel tempo le vicende demografiche di una coorte e quali problemi si presentino nella misurazione del tempo: si deve, infatti, tenere presente che, se a livello individuale le singole biografie vengono identificate con una *data precisa*, la coorte deve essere identificata con la sola indicazione dell'*anno* (o qualsiasi altro *periodo* di tempo) in cui hanno origine le biografie che ne fanno parte.

Prendiamo in considerazione in particolare la generazione 1883, vale a dire l'insieme dei bambini nati tra il 1.1.e il 31.12.1883. Le date di nascita di tali individui si collocano nel diagramma sul segmento di retta **AB**. Seguiamo nel tempo i soggetti nati il 1.1.1883: la loro storia si collocherà lungo una *linea di vita* comune corrispondente alla diagonale **As**. Parallelamente, sulla diagonale **Bt** si collocheranno tutte le linee di vita dei

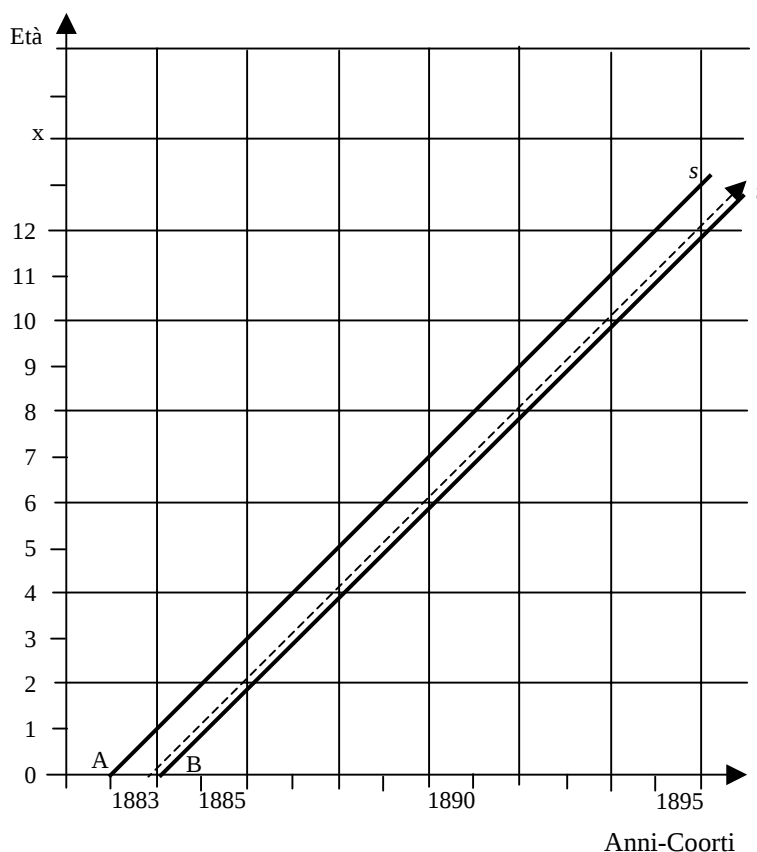


Figura IV.2 - Formazione di una coorte

bambini che hanno in comune la data di nascita del 31.12.1883. Evidentemente tutte le linee di vita dei nati nel 1883 (*generazione 1883*) si svilupperanno nel corridoio longitudinale delimitato da **As** e **Bt**.

Vediamo subito come si configurano sul diagramma di Lexis gli eventi vissuti dai membri di una *generazione* e come questi ultimi vadano individuati nel corso della loro storia secondo le due forme del tempo: la *successione* e la *durata*. Si comprende facilmente che, essendo ogni coorte identificata nel tempo dalla sola indicazione dell'anno solare di formazione, la *successione* degli eventi in essa vissuti verrà espressa da una sequenza di anni e non di date, mentre la *durata* verrà

individuata con delle età (o delle durate propriamente dette) annuali (o pluriennali, secondo i casi) e non con delle età complete.

Per semplificare l'esposizione, poniamoci di fronte a un caso concreto. Seguiamo le vicende della *generazione* 1883 e, prendendo a modello la biografia di Maria A., chiediamoci come vadano identificati e come debbano essere rappresentati gli eventi e i membri della generazione. In particolare:

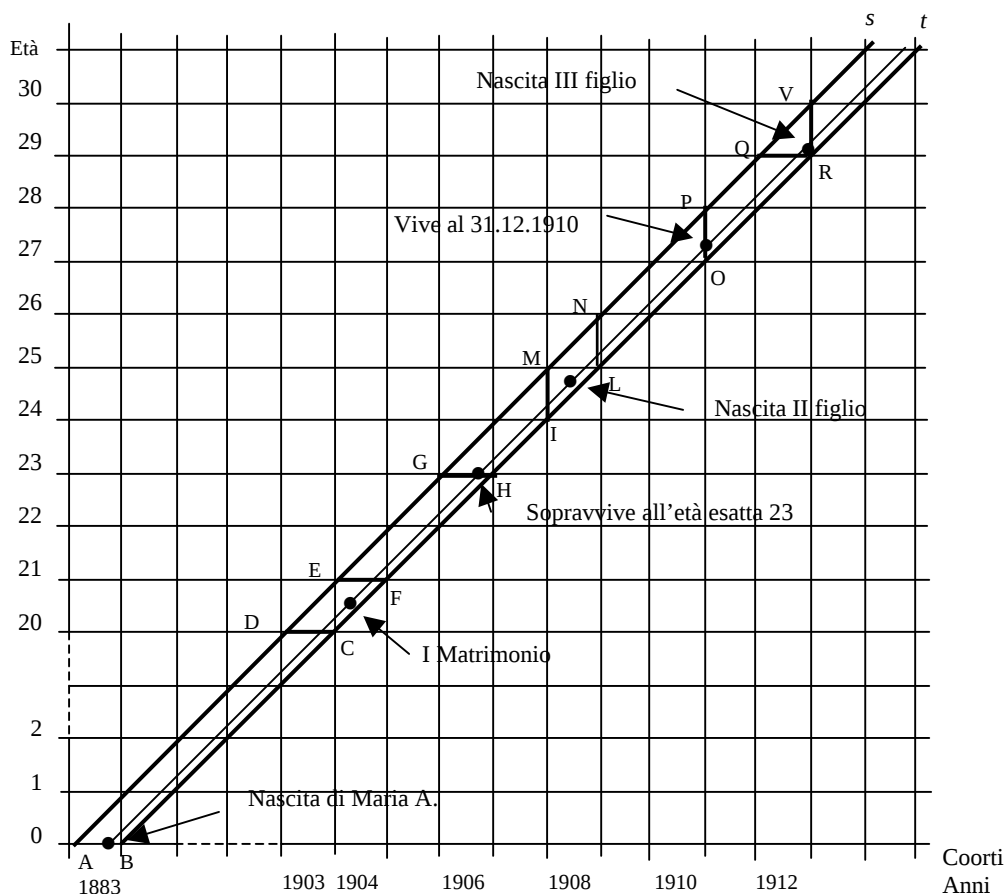


Fig.IV.3 – Individui ed eventi in una coorte

- i primi matrimoni celebrati dai membri della *generazione* a 20 anni compiuti (cioè tra le età esatte 20 e 21 anni);
- le nascite che provengono dai membri della coorte nell'anno 1908;
- le nascite che provengono dai membri della coorte che hanno 29 anni compiuti nell'anno 1912;
- i membri della coorte all'età esatta di 23 anni;
- i membri della coorte al 31.12.1910.

Nella Fig. IV. 3 possiamo facilmente leggere le seguenti risposte:

- i primi matrimoni all'età compiuta 20 anni sono rappresentati da tutti i punti relativi a eventi di tale categoria che cadono nel parallelogramma **CDEF** [la figura, infatti, si forma alla confluenza del corridoio longitudinale **As-Bt**, in cui si collocano le linee di vita della *generazione* 1883, con il corridoio orizzontale delimitato dalle età esatte 20 e 21 anni in cui, si collocano i segmenti di linee di vita di tutte le *generazioni* (eventualmente) osservate all'età compiuta 20];

- le nascite che provengono dai membri della coorte nell'anno 1908 sono rappresentate dai punti relativi a tale categoria di eventi che cadono nel parallelogramma **IMNL** [tale figura, infatti, si forma alla confluenza del corridoio longitudinale **As-Bt** con il corridoio perpendicolare (*trasversale*) delimitato dal 1.1. e il 31.12.1908 in cui si collocano tutti gli eventi vissuti (eventualmente) dalle varie *generazioni* in quell'anno];

- le nascite che provengono dai membri della coorte a 29 anni compiuti nel 1912 sono rappresentati dai punti relativi a tale categoria di eventi che cadono nel triangolo **QRV** [tale figura si forma, infatti, alla confluenza del corridoio longitudinale **As-Bt**, del corridoio orizzontale delimitato dalle età esatte 29 e 30 anni e da quello trasversale individuato dal 1.1 e dal 31.12.1912];

- i membri della coorte all'età esatta 23 anni sono tutte le linee di vita che passano sul segmento **GH** delimitato dalle due linee longitudinali **As** e **Bt** e situato sulla parallela all'asse delle ascisse che parte dal punto di ordinata corrispondente all'età esatta 23 anni, e in **GH** si identifica quindi quel flusso;

- i membri della coorte al 31.12.1910, analogamente, sono tutte le linee di vita che giungono e vengono accertate sul segmento **OP** delimitato dalle due linee longitudinali **As** e **Bt** e situato sulla perpendicolare all'asse delle ascisse corrispondente alla data in questione; in **OP**, quindi, si identifica questo *stock*.

Da questo quadro possiamo trarre alcune notazioni generali. Alcune sono puntualizzazioni di carattere tecnico, altre riguardano la concettualizzazione del tempo nel passaggio dai percorsi biografici ai processi demografici delle coorti.

1) In generale sul diagramma di Lexis gli eventi occupano delle superfici mentre gli stock e i flussi di popolazione dei segmenti. Superfici e segmenti non hanno, peraltro, significato geometrico.

2) Come si è già ripetutamente sottolineato, la coorte è la macro-unità di studio nell'analisi delle popolazioni: gli eventi che a livello individuale rappresentano tappe di singole biografie, nella coorte diventano gli elementi costituenti un processo di popolazione. Ma passando dalle storie individuali alla storia della coorte viene a mancare l'esatta corrispondenza tra momento dell'osservazione, età (durata) e origine della coorte. In altre parole, dati l'anno di osservazione e l'anno di formazione della coorte non possiamo determinare univocamente l'età compiuta dei membri della coorte nel momento in cui vivono un dato evento, né possiamo determinare univocamente l'anno di osservazione conoscendo quello di formazione della coorte e l'età (durata) in anni compiuti. Lo si vede chiaramente sulla Fig. IV.2: ad esempio, il parallelogramma **IMNL** che si forma alla confluenza del corridoio longitudinale, relativo all'anno di formazione della coorte, con il corridoio trasversale relativo all'anno di osservazione occupa due età compiute successive, 24 e 25 anni; analogamente il parallelogramma **CDEF** che si forma alla confluenza del corridoio longitudinale, relativo all'anno di formazione della coorte, con quello orizzontale, relativo all'età compiuta 20, copre due anni consecutivi del calendario, il 1903 e il 1904. In sostanza, per fissare con esattezza il trascorrere del tempo nelle coorti non sono più sufficienti *due* sole informazioni temporali, ma ne occorrono *tre*. Questa regola vale per gli eventi come per i membri della coorte, a meno che questi ultimi non vengano individuati con riferimento all'inizio od alla fine dell'anno solare².

² Poiché in osservazione continua le informazioni vengono fornite dalla Statistica Ufficiale attraverso pubblicazioni di solito annuali, l'anno di rilevazione è un'informazione *necessariamente sempre presente*. Per questo motivo, nel

Dunque, con l'aggregazione degli individui in coorti, si perde la possibilità di cogliere unitariamente la sequenza delle diverse esperienze demografiche così come si manifestano nelle singole biografie. Nella coorte ogni categoria di eventi viene separata dalle altre e definisce un processo di popolazione e il concetto di successione non farà più riferimento al manifestarsi delle varie esperienze demografiche lungo il ciclo di vita individuale, ma a quello degli eventi di una data categoria nella storia collettiva della coorte.

Occorre, peraltro aver ben presente che un processo di popolazione, il cui sviluppo temporale si identifica contabilmente con la distribuzione degli eventi per età durata dei membri che li hanno vissuti, attiene alla coorte in quanto aggregato, ma nella funzione che lo rappresenta l'argomento è comunque costituito dal tempo individuale. L'età-durata è, di fatto, la variabile centrale di un processo demografico in quanto processo dinamico ed è l'elemento che assegna l'individuo all'aggregato.

IV.3. *Dai percorsi biografici ai processi di popolazione nelle coorti.*

IV.3.1. *Manifestazione degli eventi nelle biografie.*

Sulla base di quanto si è detto nel precedente paragrafo, possiamo ora stabilire con maggior rigore i criteri di base per una corretta misura dei processi demografici all'interno delle coorti.

Come si vedrà meglio più avanti, tali criteri tendono a prefigurare un quadro teorico di riferimento unitario, cui possano venire ricondotti i problemi di misura di *tutti* i processi di popolazione condizionatamente alla *natura* dei processi stessi ed alle specifiche *modalità di manifestazione*.

Tali modalità a livello macro derivano dall'esperienza demografica vissuta a livello micro. Di conseguenza è dalle singole biografie e dai caratteri fondamentali che le distinguono che si possono agevolmente individuare i criteri di descrizione e misura dei processi di popolazione.

Torniamo nuovamente all'esempio delle storie individuali prima presentato. Dall'esame comparativo delle sei biografie in questione emergono chiaramente gli elementi di base che le caratterizzano:

1) Gli eventi (ivi compresi quelli che ne segnano l'inizio - e/o l'ingresso nella popolazione - e la fine - e/o l'uscita dalla popolazione) che appaiono in ciascuna biografia oltre ad essere, ovviamente, contraddistinti da una data, sono di *diversa natura*. Alcuni possono essere vissuti *una sola volta* ed *interrompono* la biografia (la morte) o, in ogni modo, *provocano la sua scomparsa* dalla popolazione (emigrazione definitiva): è la categoria degli *eventi non rinnovabili e negativi* (o *fatali*). Tutti gli altri eventi *possono* essere vissuti più volte: così il matrimonio, la nascita di un figlio, la migrazione, ecc. Essi formano la categoria degli *eventi rinnovabili*. Se agli eventi rinnovabili di un particolare tipo si assegna, tuttavia, il numero d'ordine di apparizione nella biografia individuale, la categoria degli eventi rinnovabili si configura come un insieme di eventi che possono essere vissuti una sola volta e quindi *non rinnovabili*: il primo matrimonio, la nascita del figlio primogenito, quella del secondogenito e così via.

2) Non tutte le biografie contengono gli stessi eventi, non rinnovabili o rinnovabili che siano: Carla D. non si è sposata ne ha avuto figli. Non tutti i soggetti vivranno gli eventi rinnovabili un ugual numero di volte: Maria A. si è sposata due volte ed ha avuto tre figli; Anna B. si è sposata una sola volta ed ha avuto un solo figlio.

3) Ogni esperienza demografica che provoca l'apparizione di un evento non rinnovabile – conviene ribadirlo – provoca contemporaneamente un mutamento di *status* negli individui che ne

seguito, dando per implicita, appunto, la conoscenza della data di rilevazione, faremo riferimento a *due* informazioni temporali necessarie: l'anno di formazione della coorte e l'età-durata.

sono protagonisti: in conseguenza del primo matrimonio un uomo passa dallo status di celibe a quello di coniugato; in conseguenza della nascita del figlio secondogenito una donna passa dallo status di "madre con parità 1" a quello di "madre con parità 2".

4) Alcuni soggetti moriranno *prematuramente* o emigreranno definitivamente prima che la loro vicenda demografica si sia conclusa. La morte e l'emigrazione impediranno loro di vivere (o di proseguire nella popolazione osservata) una parte, più o meno importante, della loro potenziale storia demografica: è il caso di Luisa C. e di Bianca F.. Altri potranno emigrare temporaneamente, sottraendo così all'osservazione diretta un segmento della loro biografia: è il caso di Bianca F..

5) L'evento di una data categoria non apparirà allo stesso istante nelle varie biografie: ci saranno alcuni che attenderanno più di altri prima di sposarsi o prima di avere figli - come accade a Maria A. e ad Anna B. -, che spazieranno diversamente le nascite successive, che più a lungo rimarranno in stato di vedovanza prima di contrarre un secondo matrimonio. Tali differenze nella *cronologia degli eventi* di una stessa categoria possono essere evidenziate soltanto attraverso un confronto tra data dell'evento vissuto e data dell'evento che ha dato origine alla biografia stessa (l'età) o altro evento considerato come origine (generica durata).

6) Se può esistere tra biografia e biografia una forte variabilità nella cronologia degli eventi, il loro ordine di apparizione è caratterizzato invece da una notevole *rigidità*: così una nascita secondogenita non potrà mai precedere quella del primogenito; né il secondo matrimonio e il divorzio potranno precedere il primo matrimonio. Ma, più in generale, ogni caratteristica demografica che prevede una pluralità di status si manifesta secondo modalità rigide e irreversibili: così l'età, lo stato civile, la parità, ecc.. In tal senso ogni status definisce o può definire un segmento di popolazione - o sotto-popolazione - che procede nel tempo secondo le stesse modalità della popolazione complessiva.

7) Spesso un dato evento non solo precede, ma condiziona l'apparizione di un altro evento: così, il matrimonio è condizione necessaria per avere figli *legittimi*; la vedovanza o il divorzio per contrarre un secondo matrimonio; la nascita di un figlio di ordine *i* per avere un figlio di ordine *i+1*. Tale evento può assumere, pertanto, il ruolo di *evento-origine* rispetto a quello che ne rappresenta la "naturale" conseguenza (e, quindi, evento-origine del relativo processo di popolazione). Da un punto di vista demografico può essere più significativo osservare le differenze esistenti tra due biografie nell'apparizione, ad esempio, della nascita di un figlio legittimo, misurando il tempo non dalla data di inizio della biografia stessa, ma dalla data in cui si è manifestato l'*evento-origine* e cioè il matrimonio. Si separa in tal modo dalla biografia di un soggetto un suo particolare segmento (l'intervallo tra matrimonio e termine della vita feconda) e in tale segmento si osserva l'apparire degli eventi.

8) Gli eventi demografici non rinnovabili e non negativi possono formare - in conformità con quanto detto ai punti 1) e 7) - una "serie di eventi in successione" o una "serie di eventi a catena". Gli eventi di una data categoria sono da considerarsi "in successione" quando la manifestazione dell'evento di ordine *i* è condizionata dal verificarsi non solo dell'evento di ordine *i-1* della stessa categoria, ma anche di un evento di altra categoria che assume il ruolo di evento-origine: ad esempio, i matrimoni per ordine rappresentano una successione poiché tra prime e seconde nozze deve *necessariamente* prodursi o il divorzio o la vedovanza.

Gli eventi rinnovabili di ordine 1,2,...,*i*... sono da considerarsi, invece, "a catena" quando evento-origine dell'evento di ordine *i* è quello di ordine *i-1*: le nascite successive di una coppia rappresentano una "serie di eventi a catena".

IV.3.2. *Manifestazione degli eventi demografici nelle coorti.*

Trasferiamo ora alle coorti i caratteri differenziali delle modalità di sviluppo delle biografie individuali al fine di individuare i fondamenti della misura dei processi demografici.

Schematicamente occorre fissare i seguenti punti:

a) *Individuazione rigorosa della coorte di riferimento.* Come si è già sottolineato e come si comprende facilmente dal precedente punto 7), quello di coorte è un concetto assai vasto. Ogni volta che, per studiare un certo processo demografico, si identifica, in funzione dello status dei suoi componenti (vedi il punto 5), l'opportuna popolazione o sottopopolazione in cui il processo stesso si manifesta, in questa verranno altresì identificate le specifiche coorti. In genere per identificare la coorte di riferimento è bene lasciarsi guidare dal principio messo bene in luce da L. Henry, secondo il quale (vedi punto 7) ogni evento demografico subito da un individuo è da collegarsi a un altro evento che necessariamente lo precede e ne condiziona l'apparizione. Questo verrà assunto come *evento-origine*.

Così per lo studio della mortalità generale, che riguarda una popolazione nel suo complesso e che inizia a manifestarsi dal momento della nascita, l'unità di studio sarà la generazione; lo stesso, ma nella sotto-popolazione delle donne che sono in grado di procreare, avverrà per la fecondità generale (per la quale, cioè, non si tiene conto della "legittimità" del nato) complessiva o per ordine di nascita; analogamente per la nuzialità dei primi matrimoni, nella sotto-popolazione di coloro che hanno raggiunto l'età minima per sposarsi secondo la legge vigente. In genere i caratteri di identificazione della coorte coincidono con quelli della sotto-popolazione di riferimento.

E' opportuno sottolineare che in demografia la *generazione* assume il ruolo di coorte privilegiata. Infatti la maggior parte dei processi di popolazione - e, in ogni caso, quelli fondamentali - trovano in essa la loro sede naturale. Inoltre essa comprende soggetti che vivono nelle stesse fasi del ciclo di vita e nella stessa epoca tappe decisive della loro esistenza: l'educazione, l'istruzione, l'entrata nella vita professionale, nella vita adulta e via dicendo. In termini più generali essi subiscono allo stesso tempo il processo di socializzazione che li educa ai valori ed alle abitudini proprie del gruppo di appartenenza e li rende membri della società, fornendo loro le "norme" che li guideranno nelle scelte di vita, anche quelle demografiche. I membri di una generazione, inoltre, vivono alla stessa età eventi esterni che possono avere ripercussioni importanti sul comportamento demografico attuale e futuro: una guerra, un'epidemia, un forte recessione economica. La contemporaneità di tali tappe e di tali esperienze è così importante per il comportamento demografico che spesso, per i processi che si producono in coorti diverse dalla generazione, deve essere garantita - attraverso classificazioni multiple - la possibilità di risalire alla coorte di nascita.

b) Quest'ultima considerazione ci riporta, peraltro, ad un problema più vasto e generale: quello dell'*eterogeneità* delle coorti. La formazione di macro-unità convenzionali di studio attraverso il raggruppamento di unità individuali di esperienza demografica, dovrebbe avere come naturale presupposto l'equivalenza di queste ultime nei confronti dell'eventualità di subire l'evento studiato. L'unione degli individui in coorti si giustifica totalmente, in sostanza, se queste risultano essere omogenee. Si intuisce, peraltro, facilmente che quel presupposto è solo teorico e che la realtà ci presenta individui sempre differenti fra di loro sia per caratteristiche non demografiche - biologiche, psicologiche e, *lato sensu*, sociali (l'origine etnica, la religione, la classe sociale, ecc.) - sia per l'acquisizione di particolari status legati ad esperienze demografiche (lo stato civile, la parità, ecc.). Nella formazione delle unità di studio, di conseguenza, si deve tendere quanto più possibile a ridurre - entro i limiti imposti dalle possibilità osservative - gli elementi di eterogeneità presenti nelle coorti. In questa prospettiva si dovrebbe agire restringendo i margini di variabilità nelle sotto-popolazioni di riferimento e studiare un dato fenomeno separatamente per categorie di individui

differenti; ma ciò è raramente possibile - in particolare con riferimento ai caratteri biologici e psicologici - e, in ogni caso, subordinato alle finalità conoscitive. Si può, in ogni modo, più spesso operare qualificando la coorte con un elemento ulteriore di identificazione se da questo ci si attende un effetto specifico il che, in pratica, implica che talvolta occorre tener conto di due eventi-origine: quello che è specifico dell'evento studiato e la nascita (anno di formazione della coorte o età).

IV.3.3. *La misura dei processi demografici all'interno delle specifiche coorti.*

a) *I parametri fondamentali.* Sono le stesse modalità di apparizione degli eventi nelle singole biografie individuali descritte ai precedenti punti 1), 2), e 5) a suggerire i necessari parametri descrittivi dei processi di popolazione. Escludiamo, per il momento, i processi che si riferiscono ad eventi *negativi*. Per tutti gli altri processi, in conformità a quanto segnalato ai punti 2) e 5) occorrerà determinare:

- i) il numero medio di eventi per testa; se l'evento studiato può essere vissuto *una sola volta*, il numero medio corrisponderà alla proporzione dei membri della coorte che vivono l'evento;
- ii) la distribuzione degli eventi secondo la scala delle durate propria della coorte in cui si manifestano.

Il primo parametro definisce l'*intensità* del processo (finale, se determinata quando il processo si è esaurito; parziale, se determinata in una fase intermedia del processo stesso). Corrisponderà, quindi, al *numero medio di matrimoni per testa*, se si studia, ad esempio, la nuzialità; al *numero medio di figli per donna* nel caso della fecondità generale; per un processo a eventi non rinnovabili come la primo-nuzialità il *numero medio di primi matrimoni per testa* corrisponderà alla *proporzione di coniugati(e) almeno una volta*, e così via.

Il secondo parametro definisce la distribuzione del processo nel tempo o la sua *cadenza*, che potrà essere sintetizzata da un qualsiasi indice statistico di posizione, in genere un'età o una durata media: l'*età media al primo matrimonio*, l'*età media alla nascita un figlio*, ecc. In realtà non basta un indice di posizione per caratterizzare compiutamente una distribuzione statistica: occorrerebbe, dunque, affiancare all'età o durata media indici di variabilità e di asimmetria. Poiché questi ultimi non hanno significato demografico, per consuetudine, ci si limita all'indice di posizione.

Intensità e cadenza sono i *parametri descrittivi fondamentali* di tutti i processi demografici caratterizzati da eventi delle categorie prese in considerazione.

Veniamo ai processi caratterizzati da eventi negativi. Nella mortalità, poiché ogni biografia, prima o poi, è interrotta dalla morte, il parametro 'intensità' è privo di significato: per ogni *generazione* la proporzione dei membri che vivono l'evento studiato sarà sempre e costantemente uguale a 1 (100%). Per descrivere globalmente questo processo assumeremo, dunque, un solo parametro, quello che ne esprime la *cadenza*, da intendersi, nella fattispecie, come numero di anni trascorsi mediamente in vita dai membri di una *generazione*. Per l'emigrazione definitiva, al contrario, ambedue i parametri fondamentali sono determinabili e necessari.

Per quanto riguarda i processi caratterizzati da eventi non rinnovabili, ivi compresi quelli negativi, è interessante notare che la loro descrizione - e, quindi, la determinazione dei due parametri fondamentali - può essere concettualmente (e, vedremo più avanti, praticamente) configurata con riferimento alla manifestazione degli eventi stessi o, simmetricamente, alla loro *non manifestazione*. In effetti per un evento A unico le possibilità sono solo due: che si produca o che non si produca, quindi un'alternativa fra due termini "A" e "non A". Se si studia la nuzialità dei primi matrimoni in una coorte di celibi e si accerta che il 90% dei soggetti in osservazione ha contratto un primo matrimonio, si stabilisce simmetricamente che il 10% non si è mai sposato.

Per fissare l'*intensità* del processo potremo, dunque, indifferentemente affermare che la coorte in questione si caratterizza per una primo-nuzialità (proporzione di coloro che hanno vissuto l'evento studiato) pari al 90% o per un celibato definitivo (proporzione di coloro che *non hanno vissuto l'evento studiato*) pari al 10%. Analogamente per quanto riguarda l'indice medio rappresentativo della cadenza: l'età media al primo matrimonio concettualmente corrisponde al numero medio di anni trascorsi in stato di celibato. Allo stesso modo, nel caso della mortalità: c'è identità tra il concetto di età media al decesso e quello di numero medio di anni vissuti dai membri di una *generazione*. Gli esempi potrebbero moltiplicarsi.

b) *I dati di osservazione relativi agli eventi non consentono una misura "pura" dei parametri descrittivi fondamentali.* In accordo con quanto detto al punto 4, occorre tener sempre presente che alcuni eventi impediscono al soggetto che li subisce di vivere certe esperienze demografiche. I membri di una coorte sono sempre sottoposti simultaneamente a vari "rischi", rischi che sono spesso in concorrenza tra loro. Un celibe che in quanto tale diventa membro di una coorte di candidati al primo matrimonio, non cessa di essere sottoposto al rischio di subire allo stesso tempo altri eventi come la morte o l'emigrazione. Di conseguenza egli può uscire (definitivamente o temporaneamente) dalla coorte dei celibi sia per aver vissuto l'evento studiato - il primo matrimonio, sia per aver subito l'evento caratteristico di un fenomeno "concorrente" - la morte o l'emigrazione. In generale il numero di eventi di una data categoria che viene registrato nel corso del tempo in una coorte è la risultante di due effetti concomitanti: quello derivante dalla *propensione* a vivere tale categoria di eventi e quello prodotto dall'azione di "disturbo" di altri fenomeni - i cosiddetti *fenomeni perturbatori*. I dati, così come vengono forniti dall'osservazione, assai raramente consentono di pervenire direttamente ad una descrizione dei processi demografici allo *stato puro*.

Si tenga ben presente che la qualifica di "perturbatore" non individua una categoria di eventi o di fenomeni. Esprime invece un concetto relativo: ogni evento può assumere secondo i casi il ruolo di evento studiato o di evento perturbatore. Ad esempio, l'emigrazione rappresenta un fenomeno perturbatore nello studio della mortalità di una coorte; la mortalità e l'emigrazione sono fenomeni perturbatori quando si studia la nuzialità; ma è la nuzialità, con l'emigrazione, ad agire da fenomeno perturbatore se è la mortalità dei celibi a costituire oggetto di studio; così come sono la mortalità e la nuzialità i fenomeni perturbatori nello studio dell'emigrazione dei celibi.

c) *Scopo dell'analisi demografica.* Tenendo conto di quanto è stato detto nei precedenti punti a) e b), si può affermare che il primo obiettivo dell'analisi demografica è quello di pervenire alla corretta misurazione dei parametri fondamentali dei processi demografici e di assicurare una non distorta descrizione delle loro modalità di manifestazione nel tempo. Scopo principale dell'analisi è, in altre parole, quello di ottenere delle misure di *intensità* e *cadenza* allo *stato puro* dei processi di popolazione, al netto cioè delle interferenze prodotte dai fenomeni perturbatori. Molto spesso tutto ciò implica che si operi un frazionamento nella "successione" o nella "catena" degli eventi che caratterizzano un dato processo: così facendo la storia della coorte, relativamente a tale processo, viene suddivisa in tappe che vanno dall'evento-origine all'evento E^1 , dall'evento E^1 - a sua volta evento-origine - all'evento E^2 e così via. Un secondo obiettivo dell'analisi può essere allora quello di ritrovare l'unitarietà del processo attraverso un'appropriata "ricomposizione" della segmentazione. Questa operazione appare particolarmente importante per i processi definiti da una serie di eventi in successione.

IV.4. Osservazione e ricostruzione della storia delle coorti.

Come risalire alla storia delle coorti? Si intuisce facilmente che la risposta a questo interrogativo varia in funzione dei criteri di raccolta dei dati. E' necessario, pertanto, distinguere

tra informazione raccolta in osservazione *continua* e quella ottenuta in osservazione *retrospettiva* (Fig. IV.3).

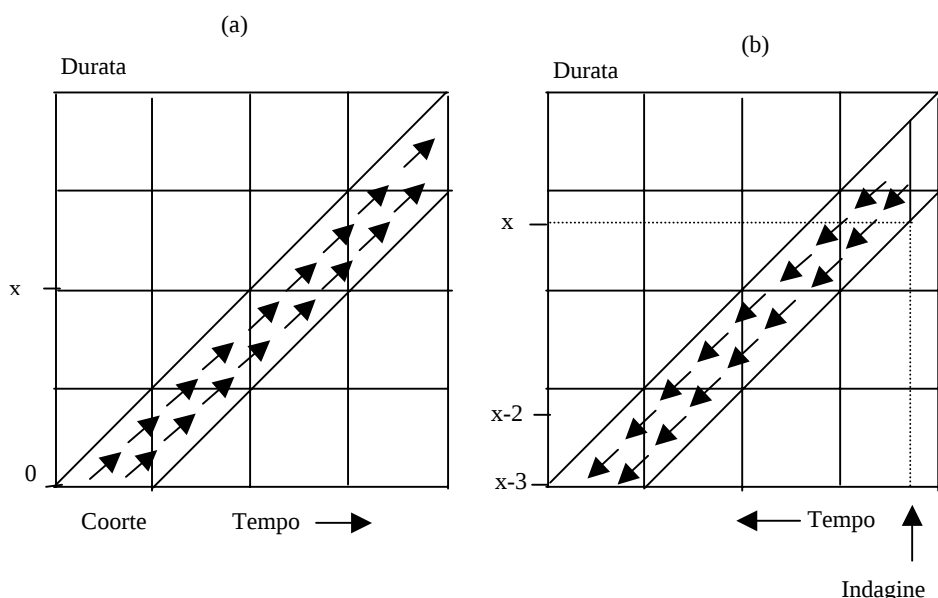


Figura IV.3: osservazione continua (a) e retrospettiva (b)

Consideriamo dapprima l'informazione raccolta in osservazione continua. Come si è già detto illustrando le fonti dei dati di popolazione (Cap. 2), gli Organismi Ufficiali (nazionali o locali) di Statistica (nel caso italiano l'ISTAT, gli Uffici di Statistica regionali, provinciali o comunali) provvedono alla raccolta delle informazioni *man mano che gli eventi si producono* (secondo la prospettiva indicata dalla Fig. IV.3a) su tutto il territorio nazionale (o locale) e li rendono disponibili agli utilizzatori in apposite pubblicazioni (Annuari, Bollettini) normalmente con cadenze e riferimento annuali (o mensili).

Ma è evidente che le vicende (i processi) vissute dai membri di una coorte non possono derivare *direttamente* dai dati che si presentano all'osservazione di anno in anno. Di anno in anno le informazioni che possiamo trarre dalle statistiche ufficiali sono, nel migliore dei casi, il numero di eventi di una data categoria prodottisi nell'anno stesso e classificati per anno di formazione della coorte e per durata.

Nella Fig. IV.4 possiamo vedere, ad esempio, che nell'anno 1919 per la coorte 1900 possono venire osservati gli eventi che si producono nel parallelogramma **BEFC** tra le età compiute 18 e 19 anni, per la coorte 1901 quelli che cadono nel parallelogramma **ABCD** tra i 17 e i 18 anni compiuti: per ciascuna coorte, quindi, si rileva nell'anno una tappa di storia demografica. Nel successivo anno 1920 verrà osservata, rispettivamente nei parallelogrammi **CFIH** e **DCHG**, una ulteriore tappa di quella storia. Si comprende allora facilmente che la storia completa di una coorte potrà essere costruita aggiungendo in sequenza (per l'intero suo ciclo di vita o per l'intervallo in cui si manifesta un dato processo) l'una all'altra le successive tappe che, anno dopo anno, vengono

percorse dai suoi membri, utilizzando i caratteri temporali di classificazione con cui vengono presentati i dati (Fig. IV,3a). Deve essere chiaro che in questo tipo di osservazione, visti i criteri di raccolta dei dati, il legame tra eventi e caratteristiche delle storie individuali dei membri della coorte è assicurato *soltanto* in relazione agli elementi di classificazione che accompagnano i dati statistici. Questa circostanza rappresenta un evidente limite per l'analisi, poiché è impensabile di poter disporre di classificazioni che tengano simultaneamente conto di tutti (o di molti) fattori individuali che condizionano l'apparizione degli eventi.

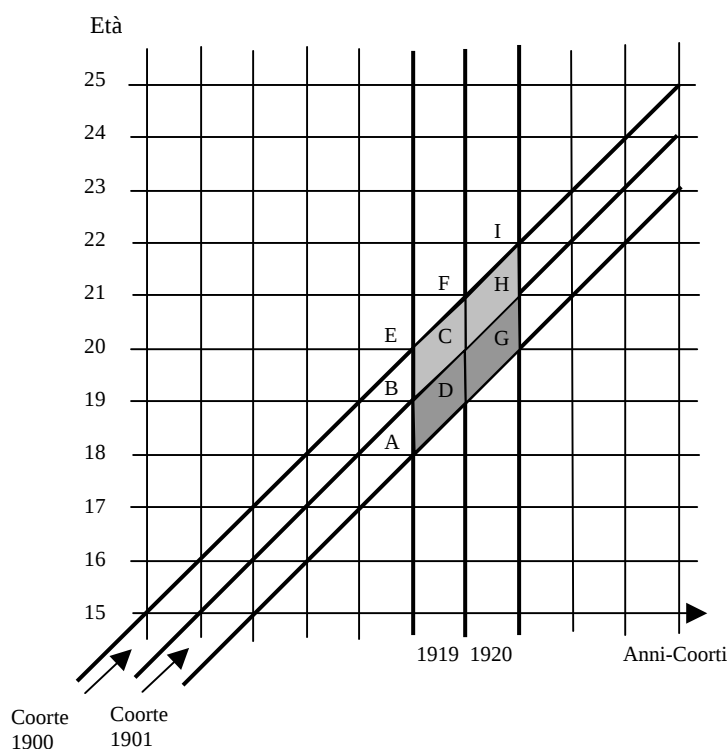


Fig. IV,4 - Osservazione degli eventi delle coorti.

Veniamo alle informazioni raccolte in osservazione retrospettiva. Attraverso un'indagine, completa o campionaria, si possono interrogare, in un certo momento del loro ciclo vitale opportunamente scelto, i superstiti delle varie coorti chiedendo loro il numero e le date di accadimento degli eventi che caratterizzano un processo o più processi (unitamente ad altre informazioni relative alle caratteristiche personali degli intervistati o/e a particolari vicende passate, di carattere demografico o non demografico, che possono aver influito sulle manifestazioni degli eventi stessi). L'accertamento degli eventi procede, dunque, a ritroso, in senso opposto a quello dei due casi precedenti, e si segue, appunto, una *osservazione retrospettiva* (Fig. IV,3b).

Contrariamente all'osservazione continua che, sfruttando dati raccolti in seguito ad una *certificazione* degli eventi, può assicurare, per popolazioni in cui esiste un sistema di registrazioni statistiche avanzato, una ricostruzione perfetta dei processi demografici, l'osservazione retrospettiva è *comunque* soggetta a errori e distorsioni perché si affida alla memoria degli intervistati. Inoltre essa non si presta alla ricostruzione di *tutti* i processi demografici: ne sono esclusi – com'è ovvio – quelli caratterizzati dagli eventi *negativi* o *fatali*, come la morte o

l'emigrazione definitiva.

Si tenga presente che il tipo di osservazione adottato comporta problemi metodologici particolari ed presuppone strumenti analitici specifici.

APPENDICE AL CAPITOLO IV.

I.5. Quadro sinottico dei processi demografici.

Nel Quadro sinottico I vengono analizzati i processi demografici che sono all'origine dei fondamentali mutamenti quantitativi e qualitativi della popolazione allo scopo di fissare, per ciascuno di essi, i caratteri distintivi che devono guidare la ricerca dell'appropriato metodo di misura. Di ciascun processo vengono, infatti, individuati, in conformità con quanto detto nel par. I.4: gli eventi che lo caratterizzano; la loro natura, rinnovabile (R) o non rinnovabile (N.R.), distinguendo per questi ultimi la categoria: eventi negativi (en), "serie di eventi in successione" (ss) o "serie di eventi a catena" (sc); l'evento-origine (o gli eventi-origine); la(le) coorte(i) di studio; la(le) unità temporale(i) appropriata(e); gli eventi perturbatori.

QUADRO SINOTTICO I, 1: CARATTERISTICHE DI ALCUNI PROCESSI DEMOGRAFICI

Processo	Eventi	Natura	Evento-origine	Coorte	Tempo	Eventi perturbatori
Nuzialità (M o F)	Matrimoni (M o F)	R	Nascita(*) (M o F)	Nati in stesso anno	Età	Morti e migrazioni
Nuzialità di celibi o nubili	Primi matrimoni (M o F)	N.R. (ss)	Nascita(*) (M o F)	Nati nello stesso anno	Età	Morti e migrazioni di celibi o nubili
Nuzialità di vedovi o di divorziati (M o F)	Secondi matrimoni di vedovi o di divorziati (M o F)	N.R. (ss)	Vedovanza o divorzio. Nascita	Vedovi o divorziati nello stesso anno	Durata Età	Morti e migrazioni di vedovi o divorziati
Fecondità generale della donna	Nascite di figli (totale)	R	Nascita della madre	Nate nello stesso anno	Età	Morti e migrazioni femminili
Fecondità dei matrimoni	Nascite di figli 'legittimi'	R	Matrimonio. (Nascita della madre)	Matrimoni celebrati in stesso anno (di donne nate nello stesso anno)	Durata Età	Morti e migrazioni di coniugati. Divorzi.
Fecondità generale della donna di parità 0	Nascite di figli ordine 1	N.R. (sc)	Nascita della madre	Nate nello stesso anno con 0 figli	Età	Morti e migrazioni di donne di parità 0
Fecondità generale della donna di parità i	Nascite di figli ordine i+1	N.R. (sc)	Nascita del figlio di ordine i	Nate nello stesso anno con i figli	Durata dal nato di ordine i	Morti e migrazioni di donne di parità i
Divorzialità (primi matrimoni)	Divorzi	N.R. (ss)	Primo matrimonio	Matrimoni celebrati in stesso anno	Durata	Morti e migrazioni di coniugati.

Vedovanza (donne)	Decessi di coniugi	N.R. (ss)	Matrimonio Nascita del marito	Matrimoni celebrati in stesso anno Anno di nascita del marito	Durata Età del marito	Morti di coniugate, migrazioni di coppie. Divorzi.
Mortalità generale (M o F)	Decessi (M o F)	N.R. (en)	Nascita	Soggetti nati nello stesso anno	Età	Migrazioni
Processo	Eventi	Natura	Evento-origine	Coorte	Tempo	Eventi pert.
Mortalità di celibi o nubili	Decessi di celibi o nubili	N.R. (en)	Nascita	Soggetti nati nello stesso anno	Età	Matrimoni e migrazioni di celibi o nubili
Mortalità di coniugati (M o F)	Decessi di coniugati (M o F)	N.R. (en)	Matrimonio, nascita	Matrimoni celebrati in stesso anno Anno di nascita	Durata Età	Migrazioni di coniugati Decesso del coniuge. Divorzi.
Migratorietà	Migrazioni	R	Nascita	Soggetti nati nello stesso anno	Età	Decessi.
Migratorietà di rango 1	Migrazioni di rango 1	N.R. (sc)	Nascita	Soggetti nati nello stesso anno	Età	Decessi di sedentari
Migratorietà di rango i+1	Migrazioni di rango i+1	N.R. (sc)	Migrazioni di rango i	Migranti di rango i nello stesso anno	Durata	Decessi di migranti di rango i

(*) Talvolta viene indicato come evento origine della nuzialità il raggiungimento in vita dell'età minima al matrimonio: poiché non si tratta di un vero e proprio evento, abbiamo qui preferito indicare la nascita.

CAP. V - Processi allo stato puro

II.1 - Premessa.

Come è stato detto nel par. IV.4.4 al punto c), il primo obbiettivo dell'analisi demografica è quello di determinare *intensità* e *cadenza* dei processi demografici, una volta eliminati gli effetti derivanti dalla concomitante azione dei *fenomeni perturbatori*. Si tratta, in sostanza, di valutare delle misure *allo stato puro*. L'osservazione in nessun caso può fornire informazioni che non siano perturbate - anche se quella *retrospettiva* per certi aspetti sembra avvicinarsi ad una situazione "pura", poiché si basa sulle informazioni fornite da coloro che sono sfuggiti a tali fenomeni -: quindi tale obbiettivo può essere raggiunto soltanto in via di approssimazione, *accettando - anche senza verifica empirica - ipotesi semplificatrici*.

Per stabilire tuttavia dei criteri rigorosi che consentano di costruire attraverso i dati di osservazione tratti dall'osservazione continua (o seguita) delle misure "pure" dei processi demografici occorre procedere per gradi, considerando dapprima una situazione molto semplice, ma **astratta**, nella quale:

- a) non esistono fenomeni perturbatori
- b) le probabilità di subire l'evento studiato sono le stesse, a ciascuna durata, per tutti i membri della coorte - in altre parole le coorti sono *omogenee* - e, condizione implicita nelle due precedenti,
- c) la probabilità di subire l'evento studiato non dipende dall'ammontare della coorte.

Questa ipotetica osservazione allo stato puro è *destinata soltanto a fissare senza ambiguità alcuni concetti fondamentali* relativi alla intensità ed alla cadenza dei processi, a seconda che questi siano caratterizzati da eventi rinnovabili o da eventi non rinnovabili.

II.2 - Processi caratterizzati da eventi rinnovabili.

Come si ricorderà, tutti processi demografici sono caratterizzati da eventi che possono essere vissuti più di una volta (la fecondità, ad esempio, caratterizzata dall'evento nascita; o la nuzialità o, in genere, le unioni di tipo coniugale, poiché è possibile contrarre legalmente il matrimonio o unirsi *more-uxorio* più di una volta). Secondo la classificazione proposta al par. I.4.2, si tratterà, comunque, di processi caratterizzati da "serie di eventi in successione" o da "serie di eventi a catena" per i quali si può o meno prescindere dal rango.

Si abbia, dunque un certo processo Y (scindibile in tanti processi Y^i) che interessa studiare in una popolazione o in una sottopopolazione secondo i criteri precedentemente illustrati, all'interno di una coorte definita da un certo evento-origine con ammontare iniziale *G_0 riferito ad un anno solare. Sarà *E l'evento che lo caratterizza - una serie di eventi $^*E^i$ (con $i = 1, 2, \dots, n$) per i quali si potrà o meno tener conto del rango - che si manifesterà (o si manifesteranno) all'interno dei limiti temporali (durate), effettivi o convenzionali, α e β . Per semplicità espositiva e per poter generalizzare, assegneremo ad α il valore di 0 e a β il valore di ω , mentre indicheremo con x una generica durata all'interno dell'intervallo 0- ω .

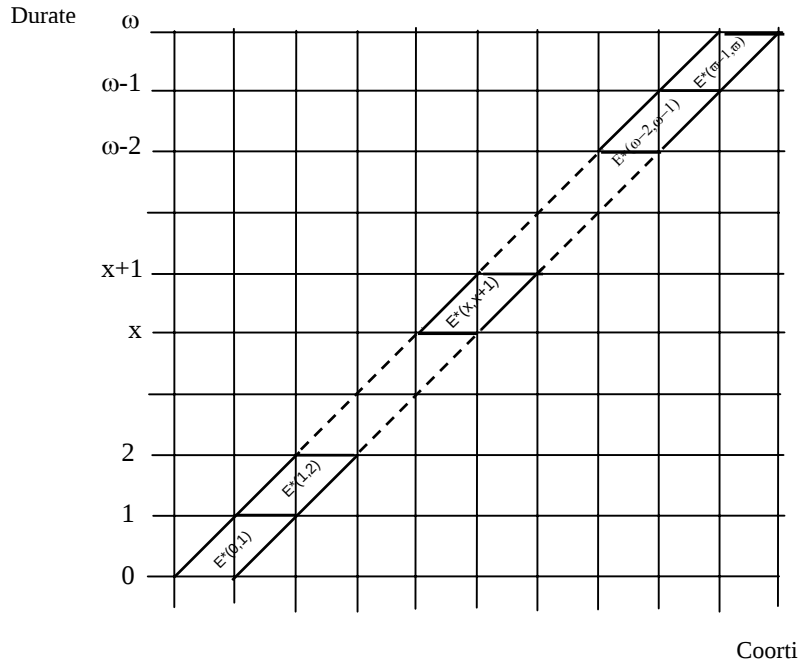


Diagramma V.1

In termini assoluti la misura di Y nella coorte *G_0 tra gli estremi 0 e ω sarà ottenuta in base al numero di eventi *E vissuti da *G_0 ed alla loro distribuzione nel tempo tra i limiti fissati (diagramma II.1).

Avremo quindi l'intensità complessiva pari a

$$T = \sum_{x=0}^{\omega-1} ^*E(x, x+1) \quad [V.1]$$

e, ponendo

$$\sum_{x=0}^{\omega-1} ^*E^i(x, x+1) = T^i \quad [V.2]$$

potremo pensare la [V.1] come

$$T = \sum_{x=0}^{\omega-1} \sum_{i=1}^n ^*E^i(x, x+1) \quad [V.2.1]$$

La distribuzione degli eventi $\{^*E(x, x+1)\}$ tra 0 e ω rappresenterà inoltre la *cadenza* del processo, vale a dire le modalità temporali secondo le quali *G_0 raggiunge l'intensità finale. Questa distribuzione potrà essere sintetizzata da un qualsiasi indice di posizione normalmente impiegato in statistica (media, mediana, moda): se utilizziamo, come più spesso si fa, la media aritmetica (più facilmente trattabile dal punto di vista matematico), la durata media x di

apparizione di *E in *G_0 dovrà essere tale - tenendo conto del valore centrale delle classi di età, nonché della condizione di invarianza propria delle medie - che

$$\sum_{x=0}^{\omega-1} \bar{x} \cdot {}^*E(x, x+1) = \sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E(x, x+1)$$

da cui

$$\bar{x} \cdot \sum_{x=0}^{\omega-1} {}^*E(x, x+1) = \sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E(x, x+1) \quad [V.3]$$

e quindi

$$\bar{x} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E(x, x+1)}{\sum_{x=0}^{\omega-1} {}^*E(x, x+1)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E(x, x+1)}{T}$$

Se definiamo la durata media all'apparizione degli eventi di rango i

$$\bar{x}^i = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E^i(x, x+1)}{\sum_{x=0}^{\omega-1} {}^*E^i(x, x+1)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot {}^*E^i(x, x+1)}{T^i} \quad [V.4]$$

otterremo la [V.5] come media ponderata dei valori espressi dalla [V.4] con pesi pari alle intensità secondo la [V.2] relative a ciascun rango. Avremo, infatti

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \frac{\sum_{x=0}^{\omega-1} (x+0,5) \cdot \sum_{i=1}^n {}^*E^i(x, x+1)}{\sum_{x=0}^{\omega-1} \sum_{i=1}^n {}^*E^i(x, x+1)} = \\ &= \bar{x}^1 \cdot \frac{T^1}{T} + \bar{x}^2 \cdot \frac{T^2}{T} + \dots + \bar{x}^i \cdot \frac{T^i}{T} + \dots = \sum_{i=1}^n \frac{\bar{x}^i \cdot T^i}{T} \end{aligned} \quad [V.5]$$

Ma in un'analisi comparativa (nel tempo o nello spazio), come di norma avviene, il diverso ammontare delle coorti in gioco compromette la possibilità di un corretto e significativo confronto. Converrà dunque depurare l'intensità dall'effetto "dimensione della coorte" e ricavare

un'intensità media. Basterà rapportare gli eventi al contingente iniziale *G_0 , costruire i cosiddetti *eventi ridotti* e (con gli stessi criteri statistici appena visti) pervenire all'intensità media ed al valor medio di cadenza

$$e(x, x+1) = \frac{{}^*E(x, x+1)}{{}^*G_0} \cdot 10^n = \quad [V.6]$$

$$= \frac{\sum_i {}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_0} \cdot 10^n = \sum_i e^i(x, x+1) \quad [V.6.1]$$

La somma tra 0 e ω di tali *eventi ridotti*, intensità media, corrisponderà al *numero medio di eventi per testa*.

$$\tau = \sum_x e(x, x+1) = \sum_x \frac{{}^*E(x, x+1)}{{}^*G_0} = \frac{1}{{}^*G_0} \sum_x {}^*E(x, x+1) = \quad [V.7]$$

$$= \sum_x \sum_i e^i(x, x+1) = \sum_i \tau^i \quad [V.7.1]$$

essendo, ovviamente,

$$\tau^i = \sum_x e^i(x, x+1) \quad [V.7.2]$$

Analogamente la distribuzione $\{e(x, x+1)\}$ darà la cadenza media del processo e il relativo indice sintetico sarà identico a quello visto in precedenza:

$$\bar{x} = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot e(x, x+1)}{\sum_x e(x, x+1)} \quad [V.8]$$

ed avremo ancora, ovviamente,

$$\bar{x} = \sum_i \frac{\bar{x}^i \cdot \tau^i}{\tau} \quad [V.8.1]$$

dove x^i è

$$\bar{x}^i = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot e^i(x, x+1)}{\tau^i} \quad [V.8.2]$$

In sintesi, per misurare un processo caratterizzato da eventi rinnovabili allo stato puro è sufficiente la serie degli *eventi ridotti* per singola durata.

Potremo ottenere, utilizzando gli *eventi ridotti*, una Tabella descrittiva per età (durate) compiute tra $\alpha = 0$ e $\beta = \omega$, come la seguente:

PROSPETTO V.1

Età	Rango 1	Rango 2	...	Rango i	...	Rango n	Totale
0	$e^1(0,1)$	$e^2(0,1)$	...	$e^i(0,1)$	...	$e^n(0,1)$	$e(0,1)$
1	$e^1(1,2)$	$e^2(1,2)$	...	$e^i(1,2)$		$e^n(1,2)$	$e(1,2)$
...	...	...	...	...	...	...	...
x	$e^1(x, x+1)$	$e^2(x, x+1)$	...	$e^i(x, x+1)$	...	$e^n(x, x+1)$	$e(x, x+1)$
...	...	...	...	...	...	...	...
$\omega-1$	$e^1(\omega-1, \omega)$	$e^2(\omega-1, \omega)$	...	$e^i(\omega-1, \omega)$	...	$e^n(\omega-1, \omega)$	$e(\omega-1, \omega)$
Totale	τ^1	τ^2		τ^i		τ^n	τ

al cui interno le relazioni sono di tipo esclusivamente additivo.

V.3 - Processi caratterizzati da eventi non rinnovabili.

Quando nei processi Y , siano essi "serie di eventi in successione" o "serie di eventi a catena", si isola il processo Y^i caratterizzato da eventi di rango i , si può tener conto e misurare separatamente un *processo a eventi non rinnovabili* in cui l'evento che lo caratterizza può apparire una sola volta nella biografia dei membri della coorte. Si comprende, pertanto, che processi a eventi non rinnovabili sono la primo-nuzialità (l'evento essendo il primo matrimonio), la fecondità per ordine di nascita (l'evento essendo la nascita di ordine i), ecc.. Generalmente si tiene distinta da tali categorie quella dei processi a eventi negativi, in cui rientrano la mortalità e le emigrazioni definitive, che pure sono processi caratterizzati da eventi non rinnovabili, per le specificità teoriche ed analitiche che li caratterizzano e che verranno a suo tempo illustrate. Tuttavia, sotto il profilo delle *procedure*, l'analisi dei processi a eventi negativi, nella maggioranza dei casi, presenta problemi e prevede soluzioni di natura analoga a quella degli altri processi a eventi non rinnovabili e, pertanto, non richiede una trattazione specifica nell'ambito della esposizione di principi generali.

Per analizzare in una popolazione o in una sottopopolazione un dato processo Y^i caratterizzato da un evento non rinnovabile E^i , indicheremo con G_0^i l'ammontare iniziale della coorte - scelta opportunamente in funzione dello specifico evento-origine - con base annuale; porremo, inoltre, come in precedenza, $\alpha=0$ e $\beta=\omega$ come limiti inferiore e superiore dell'intervallo temporale in cui la coorte vive il processo studiato ed x una durata generica al suo interno.

In assenza di fenomeni perturbatori, e in coorti omogenee, la misura di Y^i nella coorte G_0^i tra gli estremi 0 e ω sarà ottenuta, secondo i criteri prima illustrati, in base al *numero* di eventi E^i vissuti dai membri della coorte alle successive età-durate ed alla loro *distribuzione* nel tempo. In termini assoluti nulla cambia rispetto a quanto abbiamo precedentemente visto per quanto attiene all'intensità complessiva e al valor medio di cadenza. Ovviamente anche in questo caso, per

motivi comparativi, converrà operare in base agli eventi ridotti, ma con una differenza, rispetto ai processi caratterizzati da eventi rinnovabili: l'esperienza dell'evento E^i non può essere ripetuta e fa uscire il soggetto interessato dalla coorte.

Nel calcolo degli eventi ridotti, dunque, si terrà conto dei membri iniziali della coorte, di un contingente costante ${}^*G_0^i$, ma nella distribuzione del contingente stesso per età-durata, contrariamente a quanto avveniva quando gli eventi potevano essere vissuti più volte, troveremo soltanto i *sopravviventi* ${}^*G_x^i$, i soggetti, cioè, che ancora non sono stati *eliminati* dalla coorte per aver già vissuto l'evento studiato e rimangono, quindi, nello *status* iniziale definito dal comune evento-origine.

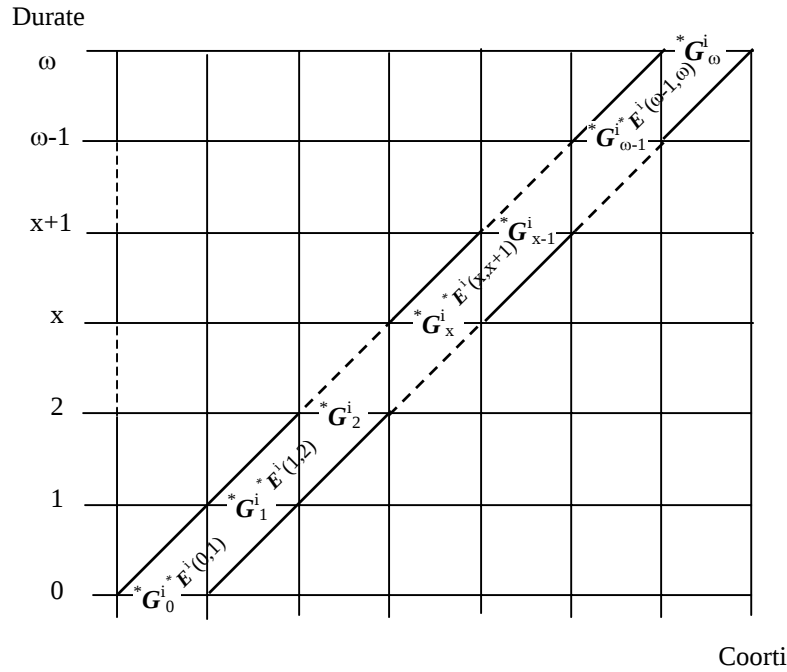


Diagramma V.2

Alle successive età-durate, insieme agli eventi $\{ {}^*E^i(x, x+1) \}$, avremo, infatti,

$${}^*G_1^i = {}^*G_0^i - {}^*E^i(0,1)$$

$${}^*G_2^i = {}^*G_1^i - {}^*E^i(1,2) = {}^*G_0^i - {}^*E^i(0,1) - {}^*E^i(1,2)$$

e così via. In generale:

$${}^*G_0^i - {}^*G_x^i = \sum_{y=0}^{x-1} {}^*E^i(y, y+1)$$

$${}^*G_x^i = {}^*G_0^i - \sum_{y=0}^{x-1} {}^*E^i(y, y+1) \quad [V.9]$$

$${}^*G_x^i - {}^*G_{x+1}^i = {}^*E^i(x, x+1)$$

Inoltre, poiché

$${}^*G_0^i - {}^*G_\omega^i = \sum_{y=0}^{\omega-1} {}^*E^i(y, y+1) \quad [V.10]$$

l'intensità del processo può essere determinata direttamente dalla serie dei sopravvivenenti come differenza tra contingente iniziale della coorte e numero di coloro che rimangono nello stato iniziale alla durata in cui (per convenzione o per altro motivo) la manifestazione degli eventi ${}^*E^i$ si interrompe *definitivamente*.

Calcoleremo, pertanto, gli eventi ridotti secondo la formula seguente:

$$e^i(x, x+1) = \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_0^i} \cdot 10^n \quad [V.11]$$

Sulla base di tali misure potremo costruire la Tavola seguente:

Prospetto V.4 - Tavola di eliminazione

Durata	Sopravvivenenti	Eventi	Probabilità
0	g_0^i	$e^i(0,1)$	r_0^i
1	g_1^i	$e^i(1,2)$	r_1^i
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
x	g_x^i	$e^i(x, x+1)$	r_x^i
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
$\omega-1$	$g_{\omega-1}^i$	$e^i(\omega-1, \omega)$	$r_{\omega-1}^i$
ω	g_ω^i		

In tale Tavola anche la serie dei contingenti ${}^*G_x^i$, dato che il suo ammontare muta col succedersi delle età-durate, dovrà essere ridotta al contingente iniziale ${}^*G_0^i$,

$$g_x^i = \frac{{}^*G_x^i}{{}^*G_0^i} \cdot 10^n$$

per cui il contingente alla durata esatta 0 di questa nuova tavola va inteso come

$$g_0^i = \frac{{}^*G_0^i}{{}^*G_0^i} \cdot 10^n$$

che potrà essere convenzionalmente espresso come una potenza n^{ma} di 10, mentre appare utile e opportuno (seppur non indispensabile, nelle condizioni **astratte** di assenza di eventi perturbatori) costruire i rapporti tra eventi e sopravvivenenti alle singole durate r_x^i che prendono il nome di *probabilità condizionate di eliminazione* (rappresentano la proporzione di coloro che, essendo

ancora nello *status* iniziale, vivranno l'evento tra le età-durate x ed $x+1$, vale a dire il rapporto tra *casi favorevoli* e *casi possibili* e sono quindi delle entità **astratte**, che esistono, cioè, *indipendentemente dalla loro determinazione empirica*)

$$r_x^i = \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_x^i} \quad [V.12]$$

Quella che abbiamo di fronte si configura, dunque, come una *Tavola di eliminazione* (o tavola *in senso stretto*), nel senso che descrive rigorosamente le modalità con cui il contingente iniziale ${}^*G_0^i$ di una coorte soggetta a vivere un particolare evento ${}^*E^i$ viene *eliminato* nel corso del tempo dalla coorte stessa in conseguenza di tale evento (nel caso della mortalità e delle emigrazioni - con riferimento alla popolazione oggetto di studio - in maniera definitiva; negli altri casi con un semplice cambiamento di *status* e il passaggio, quindi, ad altra sottopopolazione).

Per l'analisi di un processo demografico caratterizzato da eventi non rinnovabili l'opportuno strumento descrittivo è costituito, dunque, da una *Tavola di eliminazione* che consta di tre serie fondamentali tra loro interdipendenti:

$$\{g_x^i\}, \quad \{e^i(x, x+1)\}, \quad \{r_x^i\}$$

tra questi tre elementi sussistono, infatti, le seguenti relazioni:

$$g_x^i = g_{x-1}^i - e^i(x-1, x)$$

$$e^i(x, x+1) = g_x^i \cdot r_x^i$$

e, ovviamente,

$$r_x^i = \frac{e^i(x, x+1)}{g_x^i}$$

Per $n=0$, potremo quindi costruire una Tavola dove:

$$g_0^i = 1$$

$$e^i(0,1) = r_0^i$$

$$g_1^i = 1 - e^i(0,1) = 1 - r_0^i$$

$$e^i(1,2) = g_1^i \cdot r_1^i = (1 - r_0^i) \cdot r_1^i$$

$$g_2^i = g_1^i - e^i(1,2) = (1 - r_0^i) \cdot (1 - r_1^i)$$

$$e^i(2,3) = g_2^i \cdot r_2^i = (1 - r_0^i) \cdot (1 - r_1^i) \cdot r_2^i$$

ecc.

Da notare che

$$g_x^i = \frac{g_x^i}{g_0^i} \quad [V.13] \quad \text{e} \quad g_\omega^i = \frac{g_\omega^i}{g_0^i} \quad [V.14]$$

rispettivamente la proporzione del contingente iniziale unitario che alla durata esatta x e alla durata finale ω non ha ancora vissuto l'evento studiato, rappresentano in questo caso anche la *probabilità* che un soggetto della coorte rimanga nello stato iniziale fino alla durata esatta indicata. Inoltre, il rapporto g_{x+1}^i/g_x^i rappresenterà (come $^*G_{x+1}^i/^*G_x^i$) la probabilità di *non* vivere l'evento studiato tra x e $x+1$. Infatti

$$1 - r_x^i = 1 - \frac{e^i(x, x+1)}{g_x^i} = \frac{g_x^i - e^i(x, x+1)}{g_x^i} = \frac{g_{x+1}^i}{g_x^i}$$

Da questa Tavola determineremo l'intensità del processo come *numero medio di eventi per testa* o, conformemente alla [V.14], come *complemento all'unità di coloro che non hanno vissuto l'evento studiato*. Avremo quindi:

$$\tau^i = \sum_x e^i(x, x+1)$$

oppure

$$\tau^i = 1 - g_\omega^i \quad [V.15]$$

(nel caso della mortalità, essendo sempre $g_\omega^i=0$, l'intensità è, ovviamente, sempre 1).

Il valore medio di cadenza, inteso come *età-durata media all'apparizione dell'evento studiato*, sarà

$$\bar{x}^i = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot e^i(x, x+1)}{\sum_x e^i(x, x+1)} = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot e^i(x, x+1)}{1 - g_\omega^i} \quad [V.16]$$

E' da notare che l'*età-durata media all'apparizione dell'evento studiato* concettualmente corrisponde al *numero medio di anni trascorsi nello status iniziale da coloro che, alla fine del processo, risultano averlo perso*. In alternativa, dunque, potremmo calcolare il *totale* degli anni vissuti nello *status* iniziale da tutti coloro che hanno vissuto l'evento studiato e ripartirlo poi tra questi ultimi. Se il processo ha inizio alla età-durata α tutti i soggetti della coorte vivono α anni in quello *status*; se l'età-durata procede per classi annuali, tra l'inizio dell'età-durata x e l'inizio dell'età-durata $x+1$ i g_x^i vivranno 1 anno meno la frazione di anno vissuta da coloro che, per aver vissuto l'evento studiato, hanno lasciato la coorte: supponiamo che questa frazione corrisponda, per semplicità a 0,5 di anno. Inoltre g_ω^i rimarranno sempre nello *status* iniziale e gli anni da loro vissuti dopo ω non potranno entrare nel conto. In un intervallo di età-durata $x, x+1$, gli anni vissuti dai g_x^i della Tavola saranno:

$$\{g_{x+1}^i + [(0,5) \cdot (g_x^i - g_{x+1}^i)]\} = [g_{x+1}^i + (0,5) \cdot e^i(x, x+1)] \quad [V.17]$$

e, poiché il secondo membro della precedente equazione corrisponde a $0.5 \cdot (g_x^i + g_{x+1}^i) = G_x^i$, continuando – per semplicità – a considerare $\alpha=0$ e $\beta=\omega$, avremo che il totale cercato è

$$\left[0.5 \cdot (G_0^i) + 0.5 \cdot (G_1^i) + \dots + 0.5 \cdot (G_{\omega-1}^i) \right] - \omega \cdot G_{\omega}^i$$

e il tempo medio di permanenza nello status iniziale, corrispondente all'età-durata media all'apparizione dell'evento, è

$$\frac{\left[0.5 \cdot (G_0^i) + 0.5 \cdot (G_1^i) + \dots + 0.5 \cdot (G_{\omega-1}^i) \right] - \omega \cdot G_{\omega}^i}{1 - g_0^i} \quad [V.18]$$

V.4 - Esempificazioni.

- 1) *Intensità e cadenza in un processo definito da una serie di eventi a catena. Il caso della fecondità di una coorte di matrimoni.*

Prospetto E.1

Età	NI^1	NI^2	NI^3	NI^4	NI
0	1510				1510
1	976	122			1098
2	420	379	16		815
3	271	434	54	9	768
4	165	461	101	19	746
5	120	412	144	29	705
6	49	323	164	32	568
7	31	294	180	37	542
8	24	203	161	38	426
9	21	153	128	60	362
10	15	135	95	68	313

Prendiamo in esame il caso classico dello studio della fecondità dei matrimoni. In una promozione composta da 4700 coppie si sono contate alle successive durate compiute i nati legittimi (eventi NI) distinguendoli per rango (eventi NI^i), secondo quanto riportato nel prospetto E.1. Si presume che il processo si concluda a durata esatta 11 anni, e che non si abbiano figli di ordine superiore al quarto.

Per ricavare i parametri fondamentali di intensità e cadenza, procederemo innanzitutto a calcolare gli eventi ridotti secondo la [V.6] e la [V.6.1] - chiamando nl le nascite legittime ridotte e Dc le donne coniugate -ottenendo i valori riportati nel prospetto E.2 per durate compiute. Avremo

$$nl(x, x+1) = \frac{Nl(x, x+1)}{Dc_0}$$

Prospetto E.2

Durata	nl^1	nl^2	nl^3	nl^4	nl
0	321.3				321.3
1	207.7	25.9			233.6
2	89.4	80.6	3.4		173.4
3	57.7	92.3	11.5	1.9	163.4
4	35.1	98.1	21.5	4.0	158.7
5	25.5	87.7	30.6	6.2	150.0
6	10.4	68.7	34.9	6.8	120.8
7	6.6	62.5	38.3	7.9	115.3
8	5.1	43.2	34.2	8.1	90.6
9	4.5	32.5	27.2	12.8	77.0
10	3.2	28.7	20.2	14.5	66.6
Totale	766.5	620.2	221.8	62.2	1670.7

L'intensità secondo la [V.7] sarà

$$\tau = 321.3 + 233.6 + \dots + 66.6 = 1670.7$$

e, avendo determinato secondo la [V.7.2]

$$\tau^1 = 766.5; \tau^2 = 620.2; \tau^3 = 221.8; \tau^4 = 62.2,$$

per la [V.7.1] si risale a τ

$$\tau = 766.5 + 620.2 + 221.8 + 62.2 = 1670.7$$

L'indice medio di cadenza per la [V.8] verrà calcolato

$$\bar{x} = \frac{0,5 * 321,3 + 1,5 * 233,6 + \dots + 10,5 * 66,6}{1670,7} = 4,13 \text{ anni}$$

ed essendo, secondo la [V.8.2]

$$\bar{x}^1 = 1.86 \text{ anni}; \bar{x}^2 = 5.45 \text{ anni}; \bar{x}^3 = 7.16 \text{ anni}; \bar{x}^4 = 8.12 \text{ anni},$$

in conformità con la [V.8.1.] risaliremo ad $\bar{x}$

$$\bar{x} = \frac{(1,86) \cdot (766,5) + (5,45) \cdot (620,2) + (7,16) \cdot (221,8) + (8,12) \cdot (62,2)}{1670,7} = 4,13 \text{ anni}$$

2) *Descrizione di un processo a eventi non rinnovabili appartenente alla categoria dei processi definiti da una "serie di eventi in successione".*

La nuzialità dei primi matrimoni (o primo-nuzialità), appartiene a questa categoria di processi. Siano $M^1(x, x+1)$ i primi matrimoni celebrati in quell'intervallo di età, $Ds(x)$ e $Dn(x)$ rispettivamente le donne coniugate e le donne nubili all'inizio dell'intervallo.

Poniamo $\alpha=18$ anni e $\beta=40$ anni.

In una coorte composta da 8800 donne si contano 8616 primi matrimoni così distribuiti secondo l'età alle nozze:

Età (anni compiuti)	Primi matrimoni	Età (anni compiuti)	Primi matrimoni
x	$M^1(x, x+1)$	x	$M^1(x, x+1)$
18	572	25	792
19	924	26	282
20	1338	27	238
21	1197	28	123
22	1021	29	158
23	1003	30	378
24	590	40	
Totale		4616	

Dopo i 40 anni non si registrano primi matrimoni. La coorte, pertanto, si ripartisce secondo lo status e l'età come nel Prospetto E.4

Età esatta	Donne Nubili (Dn)	Donne coniugate (Ds)	Età esatta	Donne Nubili (Dn)	Donne coniugate (Ds)
18	8800	0	25	2155	6645
19	8228	572	26	1363	7437
20	7304	1496	27	1081	7719
21	5966	2834	28	843	7957
22	4769	4031	29	720	8080
23	3748	5052	30	562	8238
24	2745	6055	40	184	8616

Non esistendo alcun fenomeno perturbatore calcoleremo subito i *primi matrimoni ridotti*, rapportando gli eventi prodottisi in ciascun intervallo di età al contingente iniziale $^*G_{18}^i = 8800$ secondo la [V.11].

$$nu^1(x, x+1) = \frac{M^1(x, x+1)}{Ds_{18}}$$

Mediante i primi matrimoni ridotti potremo costruire la tavola di eliminazione (con $g_{18}^i = 1000$), o, comunque, pervenire *direttamente* alla intensità del processo e all'indice medio di cadenza.

Riprendiamo la simbologia generale. L'intensità per la [V.7.2] sarà dunque:

$$\tau^1 = \sum_x e^1(x, x+1) = 65 + 105 + \dots + 43 = 979$$

TAVOLA DI PRIMO-NUZIALITA'

Età esatta	Nubili	Primi matrimoni	Probabilità	Età esatta	Nubili	Primi matrimoni	Probabilità
x	c_x^1	$m^1(x, x+1)$	$nu_x^1(000)$	x	c_x^1	$m^1(x, x+1)$	$nu_x^1(000)$
18	1000	65	65	25	245	90	367
19	935	105	112	26	155	32	206
20	830	152	183	27	123	27	219
21	678	136	201	28	96	14	146
22	542	116	214	29	82	18	219
23	426	114	268	30	54	43	672
24	312	67	215	40	21		

che, secondo la [V.15] corrisponde, ovviamente, alla differenza tra il contingente iniziale e coloro che non hanno perso lo status di nubili

$$g_{18}^1 - g_{40}^1 = 1000 - 21 = 979$$

o ad una combinazione delle probabilità di non contrarre un matrimonio in ciascun intervallo di età

$$1000 \cdot [1 - (1-0.065) \cdot (1-0.112) \cdot \dots \cdot (1-0.672)]$$

La cadenza della nuzialità, vale a dire la distribuzione per età degli eventi $\{e^i(x, x+1)\}$, potrà essere sintetizzata o dall'età media al primo matrimonio che si ottiene, ovviamente, secondo la [V.16] come:

$$\bar{x}^1 = \frac{\sum_x (0,5) \cdot m^1(x, x+1)}{\sum_x m^1(x, x+1)} = \frac{(18,5) \cdot 65 + (19,5) \cdot 105 + \dots + (35) \cdot 43}{979} = 23,0 \text{ anni}$$

oppure secondo la [V.18] - tenendo conto che in questo caso a) $\alpha=18$ e $\beta=40$ e b) l'ultimo intervallo di età considerato è decennale – ripartire gli anni vissuti in condizione di nubile tra coloro che si sono sposate.

$$\bar{x}^1 = 18,5 + \frac{935 + 830 + \dots + 82 + (5,5) \cdot 64 - (16,5) \cdot 21}{1000 - 21}$$

oppure dall'età mediana

$$x_m^i = 22 + \frac{32}{116} = 22,3 \text{ anni}$$

Dalla tavola di eliminazione possiamo ricavare altre informazioni. Ad esempio, la proporzione di coniugate a 25 anni

$$\left(1 - \frac{g_{25}^1}{g_{18}^1}\right) \cdot 1000 = \left(1 - \frac{245}{1000}\right) \cdot 1000 = 775$$

(corrispondente, naturalmente, alla somma dei primi matrimoni ridotti fino a 24 anni compiuti), oppure la probabilità di non sposarsi (di restare nello status iniziale) fino a 23 anni

$$\frac{g_{23}^1}{g_{18}^1} = \frac{426}{1000} = 0,426$$

o tra 23 e 24 anni

$$\frac{g_{24}^1}{g_{23}^1} = \frac{312}{426} = 0,732$$

corrispondente a

$$1 - r_{23} = 1 - 0,268 = 0.732$$

CAP.VI. *Processi allo stato perturbato*

A- Osservazione continua.

VI.1 - *Premessa.*

Facciamo intervenire adesso i fenomeni perturbatori, mantenendo tuttavia l'ipotesi di omogeneità. In presenza di fenomeni perturbatori i risultati che si ottengono dall'osservazione sono diversi a seconda che questa sia stata effettuata seguendo una prospettiva continua o seguita oppure secondo un'ottica retrospettiva. Occorre, dunque, tener distinti i due approcci.

Conveniamo di iniziare con le informazioni raccolte in osservazione continua o seguita. L'obiettivo è quello di stabilire in maniera rigorosa i criteri e le condizioni che ci consentano di pervenire ad una *valutazione* della distribuzione degli eventi ridotti allo stato puro.

Nella realtà i fenomeni in grado di esercitare simultaneamente un'azione di disturbo sulle manifestazioni di un dato processo possono essere molteplici. Per fare un esempio, nello studio della primo-nuzialità l'eliminazione dei celibi (o delle nubili) dalla coorte osservata può essere provocata da due eventi diversi dal primo matrimonio (evento studiato): la morte e l'emigrazione. Tuttavia, per motivi di semplicità espositiva, converrà supporre che, per ciascun processo studiato, agisca un solo fenomeno perturbatore: considerare allo stesso tempo più di un fenomeno perturbatore, comporta unicamente una formalizzazione più complessa.

VI.2 - *Processi caratterizzati da eventi rinnovabili.*

Sia come in precedenza **Y** il processo che interessa studiare, caratterizzato dagli eventi **E** che vengono vissuti dai G_0 membri iniziali della coorte all'interno di un intervallo temporale $0 - \omega$.

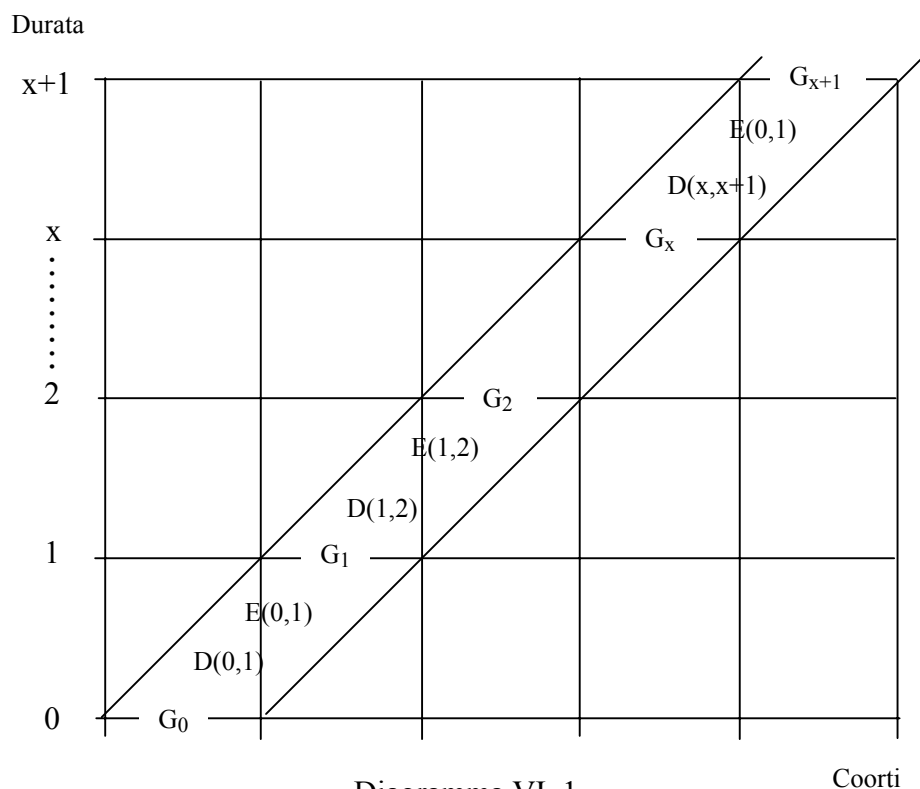


Diagramma VI. 1

Coorti

In una situazione reale *non* si potrà ricavare l'intensità e la cadenza di tale processo attraverso il calcolo degli eventi ridotti *al contingente iniziale*: di fatto ciò che l'osservazione fornisce alle successive età-durate $x, x+1$ non sono gli eventi ${}^*E(x, x+1)$, ma gli eventi $E(x, x+1) \neq {}^*E(x, x+1)$, poiché parte dei G_0 soggetti iniziali vengono progressivamente eliminati dalla coorte per aver vissuto gli eventi perturbatori $D(x, x+1)$ (diagramma VI.1).

In sostanza i G_x membri della coorte nell'intervallo $x, x+1$ sono esposti sia alla probabilità di subire l'evento studiato sia a quelle relative agli eventi concorrenti (che possono essere molteplici, in funzione delle caratteristiche del processo studiato e della conseguente natura della coorte osservata): per semplicità espositiva terremo conto di un solo evento perturbatore, normalmente la morte.

Occorre riconsiderare la condizione di omogeneità della coorte, che, secondo le definizioni date nel capitolo precedente, impone che le probabilità di subire l'evento di una qualsiasi categoria siano *originariamente* identiche per tutti i soggetti che la compongono: si deve anche verificare che, in una situazione reale, nel tempo, quelle relative al fenomeno studiato e quelle del fenomeno perturbatore - per natura *a eventi non rinnovabili* - agiscano sui soggetti della coorte osservata in maniera *indipendente*. Per i processi demografici a eventi rinnovabili il contenuto di questa *ipotesi fondamentale di indipendenza* si caratterizza per due aspetti:

1) i membri della coorte usciti dall'osservazione per aver subito il fenomeno perturbatore hanno, nei confronti del fenomeno studiato, un comportamento identico a quello di coloro che sono rimasti in osservazione; ciò significa che in ciascun intervallo di durata $x, x+1$ tutti i membri della coorte - quelli ancora in osservazione e quelli usciti per aver subito l'evento perturbatore - si caratterizzano per un numero medio di eventi pari a $e(x, x+1)$ (vedi la relazione [V.6]);

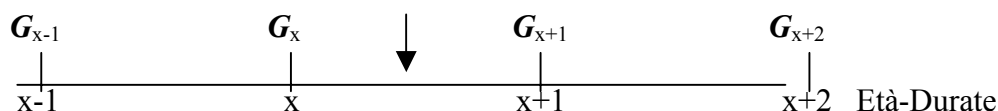
2) il fatto che il contingente osservato alle successive durate sia composto da soggetti che, per aver vissuto un differente numero di volte l'evento rinnovabile, posseggono uno "status" diverso, non rappresenta un fattore selettivo nei confronti dell'evento perturbatore. In altre parole, il rischio di vivere l'evento perturbatore è lo stesso per tutti i membri della coorte qualunque sia il numero di eventi studiati da essi già vissuti. Riferendosi all'esempio della fecondità dei matrimoni, ciò significa che l'aver avuto 0, 1, ..., n figli non comporta per le coppie un diverso rischio di venire escluse dall'osservazione per effetto della morte (o del divorzio). Di conseguenza per ogni membro della coorte esisterà un'unica probabilità, q_x , di subire l'evento perturbatore.

Accettando tale ipotesi - che in linea teorica è suscettibile di verifica soltanto in relazione a quanto postulato dal punto 2)- la distribuzione la *valutazione* degli eventi ridotti allo stato puro può essere ottenuta facilmente

Siano G_x i membri della coorte sfuggiti all'evento perturbatore alla durata esatta x e G_{x+1} quelli giunti in $x+1$. Avremo:

$$G_x - G_{x+1} = D(x, x+1)$$

$D(x, x+1) = G_x \cdot q_x$ eventi perturbatori. Se riflettiamo sullo schema seguente, e supponiamo per semplicità che all'interno dell'intervallo di età-durata la progressione degli eventi avvenga con linearità, e cioè che la permanenza nell'intervallo stesso di coloro colpiti da q_x sia pari a 0,5 di anno



avremo che gli eventi studiati osservati saranno:

$$E(x, x+1) = [G_x - (0.5) \cdot D(x, x+1)] \cdot e(x, x+1) \quad [VI.1]$$

Per cui possiamo immediatamente ricavare $e(x, x+1)$

$$e(x, x+1) = \frac{E(x, x+1)}{G_x - (0,5) \cdot D(x, x+1)} \quad [VI.2]$$

E, poiché

$$G_x - \frac{D(x, x+1)}{2} = \frac{2 \cdot G_x - D(x, x+1)}{2} = \frac{G_x + G_x - D(x, x+1)}{2} = \frac{G_x + G_{x+1}}{2}$$

essendo

$$G_x - D(x, x+1) = G_{x+1}$$

Il valore di $e(x, x+1)$ cercato diventa allora,

$$e(x, x+1) = \frac{E(x, x+1)}{\frac{G_x + G_{x+1}}{2}} \quad [VI.3]$$

Pertanto - nell'ipotesi di equiripartizione degli eventi perturbatori - il denominatore della [VI.3] si ottiene come media dei contingenti sopravvissuti alle durate esatte x e $x+1$: lo potremmo indicare per semplicità col simbolo $G(x+0.5)$.

La quantità al denominatore della [VI.3] e] rappresenta il *tempo medio* trascorso dai membri della coorte nell'intervallo di durata considerato, ed esprimono quindi il numero di *anni-persona* (o *persone-anno*) vissuti in media dai membri della coorte tra quelle stesse durate. Quello di anni- persona, o persone-anno, è un concetto fondamentale dell'analisi demografica. La "valenza" demografica di ogni individuo, sia come "produttore" di eventi, sia come membro della popolazione, si identifica funzionalmente nel suo tempo di permanenza nella popolazione stessa. La frequenza relativa di un fenomeno va commisurata, pertanto, al numero di individui della coorte presenti ad ogni durata *ponderato* con il tempo che ciascuno di essi vi trascorre.

In generale: in una situazione osservazionale reale si ottiene una *valutazione* degli eventi ridotti allo stato puro rapportando gli eventi effettivamente osservati *non* al contingente iniziale della coorte, bensì al contingente medio *che "resta in vita"* (in quanto sfugge al fenomeno perturbatore) nell'intervallo $x, x+1$. Tale rapporto, che in demografia prende il nome di *tasso*

specifico per età o durata, esprime il numero medio di eventi per testa o, per essere più precisi, il numero di eventi rispetto al numero di *persone-anno* o *anni-persona* vissuto in media dai membri della coorte nell'intervallo di durata.

Utilizzando gli eventi ridotti calcolati secondo l'espressione [VI.3] determineremo l'intensità del processo τ e il suo *valor medio di cadenza* $\bar{x}$ utilizzando le formule già illustrate nel capitolo precedente. Naturalmente, *dati i contenuti dell'ipotesi fondamentale di indipendenza*, l'intensità complessiva τ potrà ancora essere scomposta secondo il rango e definita come $\sum_i \tau^i$; di conseguenza potremo collocare i risultati in una forma tabellare analoga al Prospetto V.1.

VI.3 - Processi caratterizzati da eventi non rinnovabili.

VI.3.1 - Tavole di eliminazione.

Consideriamo separatamente il processo Y^i , caratterizzato dagli eventi non rinnovabili E^i che vengono vissuti alle successive durate $x, x+1$ dai G_x^i membri della coorte all'interno di un intervallo $0-\omega$.

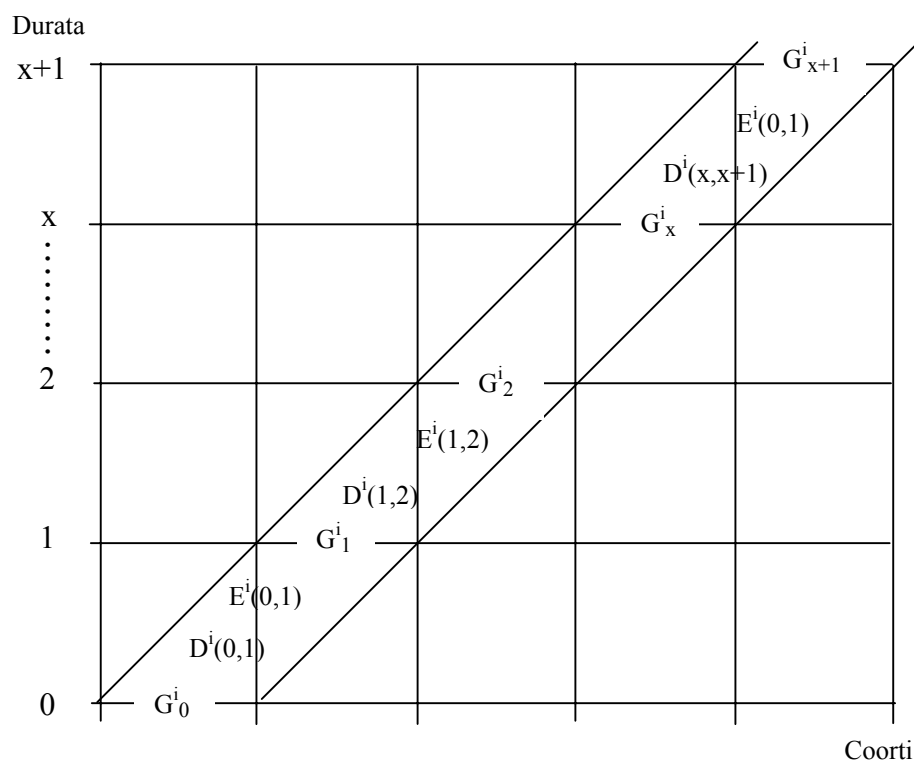


Diagramma VI.2

In una situazione perturbata, la tavola di eliminazione non potrà essere ricavata direttamente dagli eventi ridotti al contingente iniziale della coorte G_0^i né, se fossero noti - e, di norma, non lo sono - dai successivi valori G_x^i ($\neq *G_x^i$): l'osservazione, infatti, fornisce un numero di eventi alle successive durate $E^i(x,x+1) \neq *E^i(x,x+1)$, mentre la differenza tra due successivi valori G_x^i e G_{x+1}^i non è costituita dai soli eventi studiati E^i ma anche dagli eventi perturbatori D^i (diagramma VI.2).

Avendo accettato una condizione di omogeneità della coorte, dovremo, anche in questo caso, porre una *ipotesi fondamentale di indipendenza* tra fenomeno studiato e fenomeno

perturbatore. Per un processo a eventi non rinnovabili studiato autonomamente, tuttavia, il contenuto demografico di questa ipotesi si limita a stabilire un'identità di comportamento nei confronti del fenomeno studiato tra coloro che subiscono e coloro che non subiscono il fenomeno perturbatore. L'esperienza dell'evento studiato, infatti, fa uscire dalla coorte i soggetti che l'hanno vissuta e non occorre, quindi, presumere la sua "non selettività" nei confronti del fenomeno perturbatore.

Se i rischi "concorrenti" - quello di vivere l'evento studiato e quello di subire l'evento perturbatore - sono tra loro *indipendenti*, la logica soluzione ai problemi di *stima* delle misure "pure" consisterà nel combinare tra loro, secondo la teoria del calcolo delle probabilità, le due "leggi di eliminazione". In questa prospettiva è bene ricordare la *relatività* del concetto di evento perturbatore: poiché fenomeno studiato e fenomeno perturbatore sono entrambi caratterizzati da eventi non rinnovabili, la condizione di indipendenza è reciproca, per cui si combineranno probabilità di subire l'evento studiato *in assenza* di eventi perturbatori con probabilità di subire l'evento perturbatore *in assenza* di eventi studiati. Già sappiamo che la probabilità allo stato puro (entità **astratta** che esiste indipendentemente dai dati di osservazione) di subire l'evento studiato è definita allo stato puro

$$r_x^i = \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_x^i} \quad [VI.4]$$

e per i membri della coorte esisterà anche una analoga probabilità pura di vivere l'evento perturbatore

$$q_x^i = \frac{{}^*D^i(x, x+1)}{{}^*\hat{G}_x^i} \quad [VI.5]$$

(in cui ${}^*\hat{G}_x^i$ è l'ammontare della coorte dello *status* considerato sopravvivate all'età-durata esatta x *in assenza di eventi studiati*) e il nostro obiettivo sarà quello di *valutare* attraverso le informazioni statistiche reali un appropriato valore di r_x^i (ed, eventualmente, anche quello di q_x^i) utilizzabile in luogo dell'ignota [VI.4].

I criteri da seguire possono essere resi relativamente semplici. Se le due probabilità (allo stato puro) r_x^i e q_x^i sono indipendenti, la loro combinazione ci fornirà quattro probabilità composte:

[a] $((1-r_x^i) \cdot (1-q_x^i))$: probabilità di non subire alcun evento

[b] $r_x^i \cdot (1-q_x^i)$: probabilità di subire il solo evento studiato

[c] $(1-r_x^i) \cdot q_x^i$: probabilità di subire il solo evento perturbatore

[d] $r_x^i \cdot q_x^i$: probabilità che tra le durate $x, x+1$ si subisca sia l'evento studiato che quello perturbatore.

Per quanto riguarda la probabilità [d], è chiaro che gli eventi studiati da essa prodotti sarebbero 0 se q_x^i agisse immediatamente all'inizio dell'intervallo di durata, mentre l'evento perturbatore non avrebbe alcun effetto se q_x^i agisse solo allo scadere dell'intervallo stesso. Occorre pertanto accettare un'ipotesi intermedia: che in proporzione di 0,5 di anno (come di

consueto si adotta la condizione più semplice) la probabilità r_x^i preceda q_x^i , nel caso che sia r_x^i la probabilità da determinare, o che in proporzione di 0,5 di anno sia q_x^i a precedere r_x^i nell'altro caso.

La probabilità di subire *comunque* l'evento studiato nell'intervallo di durata $x, x+1$ sarà, dunque, fornita dalla somma delle probabilità $[b]$ e $0,5 [d_1]$:

$$r_x^i \cdot (1 - q_x^i) + 0,5 \cdot r_x^i \cdot q_x^i \quad [VI.6]$$

mentre la probabilità di subire *comunque* l'evento perturbatore nell'intervallo di durata $x, x+1$ sarà fornita dalla somma delle probabilità $[c]$ e $0,5[d_2]$:

$$(1 - r_x^i) \cdot q_x^i + 0,5 \cdot r_x^i \cdot q_x^i \quad [VI.6.1]$$

In base alla [VI.6] e alla [VI.6.1] determiniamo il numero di eventi che si producono tra x ed $x+1$ per coloro che sopravvivono nello *status* iniziale all'età esatta x, G_x^i . Avremo così:

$$E^i(x, x+1) = G_x^i \cdot [r_x^i \cdot (1 - q_x^i) + 0,5 \cdot r_x^i \cdot q_x^i] = G_x^i \cdot (1 - 0,5 \cdot q_x^i) \cdot r_x^i \quad [VI.7]$$

eventi studiati e

$$D^i(x, x+1) = G_x^i \cdot [q_x^i \cdot (1 - r_x^i) + 0,5 \cdot r_x^i \cdot q_x^i] = G_x^i \cdot (1 - 0,5 \cdot r_x^i) \cdot q_x^i \quad [VI.7.1]$$

eventi perturbatori.

Dalla [VI.7] si ricava subito r_x^i :

$$r_x^i = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^i \cdot [1 - (0,5 \cdot q_x^i)]} = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^i - 0,5 \cdot G_x^i \cdot q_x^i} \quad [VI.8]$$

mentre avremo

$$q_x^i = \frac{D^i(x, x+1)}{G_x^i \cdot [1 - (0,5 \cdot r_x^i)]} = \frac{D^i(x, x+1)}{G_x^i - 0,5 \cdot G_x^i \cdot r_x^i} \quad [VI.8.1]$$

Ma il denominatore del secondo membro dell'equazione [VI.8] non potrebbe essere calcolato se non conoscendo q_x^i . Servendoci della [VI.7.1] possiamo semplificare il problema senza compromettere la correttezza del calcolo. Abbiamo infatti:

$$D^i(x, x+1) = G_x^i \cdot q_x^i - 0,5 \cdot G_x^i \cdot q_x^i \cdot r_x^i$$

e moltiplicando ambo i membri per (0,5)

$$0,5 \cdot D^i(x, x+1) = 0,5 \cdot G_x^i \cdot q_x^i - 0,25 \cdot G_x^i \cdot q_x^i \cdot r_x^i$$

Poiché si ha normalmente $q_x^i < 1$ e $r_x^i < 1$, qualunque sia il fenomeno studiato, il termine

$$0,25 \cdot G_x^i \cdot q_x^i \cdot r_x^i$$

è molto piccolo. Lo si può quindi trascurare. Considerando

$$0,5 \cdot G_x^i \cdot q_x^i \cong 0,5 \cdot D^i(x, x+1)$$

possiamo modificare il denominatore della [VI.23] e la *probabilità allo stato puro* di subire l'evento studiato sarà

$$r_x^i = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^i - 0,5 \cdot D^i(x, x+1)} \quad [VI.9]$$

In una situazione perturbata, dunque, si può pervenire ad una valutazione della probabilità di subire l'evento studiato allo stato puro rapportando gli eventi osservati nell'intervallo di durata $x, x+1$ al contingente che alla durata esatta x risulta essere ancora nello status iniziale (sfuggito, pertanto, sia all'evento studiato, sia all'evento perturbatore) corretto per una quota di eventi perturbatori osservati nello stesso intervallo di durata pari a 0,5. Tale quota corrisponde al tempo medio trascorso prima di subire l'evento perturbatore da coloro che vivono anche l'evento studiato.

Una volta determinate le probabilità relative a tutte le durate comprese nell'intervallo $0-\omega$, è semplice costruire la tavola di eliminazione tenendo conto delle relazioni illustrate nel par. V.3. Avremo infatti:

$$\begin{aligned} g_0^i &= 10^n \\ e^i(0, 1) &= g_0^i \cdot r_0^i = 10^n \cdot r_0^i \\ g_1^i &= g_0^i - e^i(0, 1) = 10^n - e^i(0, 1) \\ e^i(1, 2) &= g_1^i \cdot r_1^i \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \\ e^i(\omega - 1, \omega) &= g_{\omega-1}^i \cdot r_{\omega-1}^i \\ g_\omega^i &= g_{\omega-1}^i - e^i(\omega - 1, \omega) \end{aligned}$$

Sulla base della tavola di eliminazione così costruita, l'intensità e la cadenza del processo verranno determinate secondo le regole illustrate in precedenza.

VI.3.2 - Eventi ridotti.

VI.3.2.1 - Processi a eventi non negativi.

Si è dimostrato nel capitolo V che, in assenza di fenomeni perturbatori, la relazione tra un processo a eventi rinnovabili ed i processi relativi alla "serie di eventi in successione" o alla "serie di eventi a catena" che lo compongono è diretta e additiva in virtù di una univoca definizione e, quindi, di identiche modalità di determinazione, degli eventi ridotti.

In presenza di fenomeni perturbatori la ricerca degli opportuni criteri di analisi dei processi demografici ha richiesto l'assunzione di una ipotesi fondamentale di indipendenza: questa ipotesi, nel caso di processi a eventi rinnovabili, ha condotto alla stima degli eventi ridotti allo stato puro secondo la formula [VI.3] e, se è completamente rispettata nei suoi contenuti (indipendenza tra probabilità tra r_x^i e p_x^i , e non selettività tra chi ha mutato *status* nei confronti di p_x^i – continuità -) consente di scomporre le misure di intensità e cadenza nelle loro componenti *per rango* (come nel Prospetto V.1); nel caso di processi a eventi non rinnovabili studiati autonomamente, mancando, per definizione, la condizione di continuità, essa ha garantito, invece, di pervenire soltanto ad una *appropriata valutazione* delle probabilità allo stato puro di vivere l'evento studiato, come combinazione dei due rischi indipendenti secondo le formule [VI.4] e [VI.5], e attraverso queste alla Tavola di eliminazione.

In una situazione osservazionale reale, un processo a eventi rinnovabili considerato autonomamente non richiede che l'ipotesi fondamentale di indipendenza implichi anche la *continuità* e "a priori" sembra problematica una definizione di eventi non rinnovabili ridotti come rapporto tra eventi effettivamente osservati e *contingente medio dell'intera coorte* sfuggito al fenomeno perturbatore.

$$e^i(x, x+1) = \frac{E^i(x, x+1)}{\frac{G_x + G_{x+1}}{2}} = \frac{E^i(x, x+1)}{G(x+0,5)} \quad [VI.10]$$

Si può, tuttavia, facilmente dimostrare che se si inserisce la *condizione di continuità* come *ipotesi supplementare* a quella di indipendenza tra rischi si può riferire gli eventi non rinnovabili ai membri "superstiti" della coorte nel suo complesso e vedere verificata la relazione [VI.10].

Sappiamo, infatti, (par. V.3) che gli eventi non rinnovabili ridotti allo stato puro sono dati da

$$e^i(x, x+1) = \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_0^i}$$

che possiamo anche pensare come

$$= \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_0}$$

poiché, alla età-durata $\alpha=0$, ${}^*G^i = {}^*G$. Tenendo conto del significato di g_x in una tavola di

eliminazione (probabilità di sfuggire all'evento studiato fino alla età-durata x , si può facilmente comprendere che

$$G_x = {}^*G_0 \cdot g_x \quad e \quad G_{x+1} = {}^*G_0 \cdot g_{x+1}$$

per cui, se il fenomeno perturbatore evolve linearmente nell'intervallo di durata

$$\frac{G_x + G_{x+1}}{2} = {}^*G_0 \cdot \frac{g_x + g_{x+1}}{2}$$

che potremo scrivere come,

$$G_{x+0,5} = {}^*G_0 \cdot g_{x+0,5}$$

da cui

$${}^*G_0 = \frac{G_{x+0,5}}{g_{x+0,5}} \quad [\text{VI.11}]$$

Inoltre se pensiamo nella coorte del dato *status* ad una probabilità $\hat{g}_{x+0,5}^i$ di sfuggire all'evento perturbatore (in assenza di eventi studiati), possiamo facilmente dimostrare che

$$E^i(x, x+1) = {}^*E^i(x, x+1) \cdot \hat{g}_{x+0,5}^i$$

e quindi,

$${}^*E^i(x, x+1) = \frac{E^i(x, x+1)}{\hat{g}_{x+0,5}^i}$$

Potremo allora ricavare gli eventi ridotti allo stato puro combinando la [VI.11] con questo ultimo risultato

$$e^i(x, x+1) = \frac{{}^*E^i(x, x+1)}{{}^*G_0} = \frac{E^i(x, x+1)}{\hat{g}_{x+0,5}^i} \cdot \frac{G_{x+0,5}}{g_{x+0,5}} = \frac{E^i(x, x+1)}{G_{x+0,5}} \cdot \frac{g_{x+0,5}}{\hat{g}_{x+0,5}^i}$$

e dire, pertanto, che

$$\frac{E^i(x, x+1)}{\frac{G_x + G_{x+1}}{2}} = e^i(x, x+1) \cdot \frac{\hat{g}_{x+0,5}^i}{g_{x+0,5}} \quad [\text{VI.12}]$$

Quindi il rapporto tra eventi non rinnovabili realmente osservati tra le durate esatte x e $x+1$ ridotto al contingente medio (persone-anno) dei membri della coorte - comprensivo, dunque, di coloro che tra quelle durate hanno già vissuto e non hanno ancora vissuto l'evento studiato - fornisce una corretta valutazione degli eventi ridotti allo stato puro a prezzo di un fattore di correzione ($g_{x+0,5}^i/g_{x+0,5}$). Tale fattore di correzione altro non esprime se non la richiesta condizione supplementare di continuità tra lo status di coloro che non hanno ancora vissuto l'evento studiato (G^i) e quello dell'insieme della coorte (G) nei confronti dell'evento perturbatore.

In conclusione, se

$$\frac{\hat{g}_{x+0,5}^i}{g_{x+0,5}} = 1 \quad [\text{VI.13}]$$

anche per i processi a eventi non rinnovabili autonomamente studiati possiamo ottenere delle corrette valutazioni degli eventi ridotti allo stato puro con la formula

$$e^i(x, x+1) = \frac{E^i(x, x+1)}{G(x+0,5)} \quad [\text{VI.14}]$$

ed evitare così il ricorso alla Tavola di eliminazione. Se è vera la [VI.13], le misure che si ottengono con la [VI.14] corrispondono di fatto agli eventi di una Tavola di eliminazione e a) come gli eventi di una Tavola di eliminazione consentono la determinazione dei parametri fondamentali e b) garantiscono, anche allo stato perturbato, la coerenza della relazione [V.2.1]. Avremo, di conseguenza, l'intensità

$$\tau^i = \sum_x e^i(x, x+1) = \sum_x \frac{E^i(x, x+1)}{G(x+0,5)} \quad [\text{VI.15}]$$

e

$$\tau = \sum_i \sum_x e^i(x, x+1) = \sum_i \tau^i \quad [\text{VI.16}]$$

con l'indice medio di cadenza

$$\bar{x}^i = \frac{\sum_x (x+0,5) \cdot e^i(x, x+1)}{\tau^i} = \frac{\sum_x (x+0,5) \frac{E^i(x, x+1)}{G(x+0,5)}}{\tau^i} \quad [\text{VI.17}]$$

e

$$\bar{x} = \sum_i \frac{\frac{\sum_x (x + 0,5) \cdot e^i(x, x+1)}{\tau^i} \cdot \tau^i}{\tau} \quad [\text{VI.18}]$$

E bene tenere presente, infine, che non solo la condizione di continuità deve essere rispettata ad ogni singola durata, ma deve - in teoria - conservare un valore costante per l'intero arco temporale di manifestazione del processo.

VI.3.2.2 - Processi a eventi negativi.

Come si è detto in precedenza, la misura dei processi non rinnovabili negativi si adegua basilarmente ai criteri esposti nel par. V.3: sia per le emigrazioni definitive (in via di principio, perché queste *non eliminano il soggetto da una popolazione*), sia per i vari aspetti della mortalità (anche se la loro natura - lo ripetiamo ancora una volta - priva di significato il parametro *intensità*), lo strumento descrittivo sarà costituito, comunque, dalla Tavola di eliminazione costruita secondo le regole proprie dei processi a eventi non rinnovabili. Da una Tavola di eliminazione ricaveremo gli elementi necessari per determinare i parametri fondamentali propri dei processi considerati: di cadenza per la mortalità, di intensità e cadenza per l'emigratorietà.

Peraltro, rispetto alla teoria degli eventi ridotti, occorre aggiungere alcune considerazioni: limitiamoci, per non appesantire troppo la trattazione, con la mortalità. Di fatto a questo processo non si estende la teoria degli eventi ridotti: dal momento che l'esperienza dell'evento studiato elimina *definitivamente* i soggetti della coorte dall'osservazione, non ha più senso la condizione di continuità (il che è del tutto evidente se si pensa, ad esempio, alla *mortalità delle nubi*), né, in una coorte senza altro *status* se non quello di vivente, quindi sottoposta al processo di mortalità generale, si individuano tra i "sopravviventi" coloro che hanno subito la morte e coloro che non l'hanno subita e, in pratica,

$$G_x^i = G_x. \quad [\text{VI.19}]$$

Avendo in mente questa identità, possiamo facilmente verificare che in un processo a eventi negativi come la mortalità la [VI.3] non conduce a un *tasso*, ma a una probabilità e concettualmente non corrisponde alla [VI.3].

Pensiamo alla mortalità generale, e manteniamo, anche se il processo riguarda tutti i membri di una coorte, la simbologia dei processi a eventi non rinnovabili, cui, appunto, la mortalità appartiene. Per la precedente uguaglianza possiamo scrivere

$$e^i(x, x+1) = \frac{E^i(x, x+1)}{\frac{G_x + G_{x+1}}{2}} = \frac{E^i(x, x+1)}{\frac{G_x^i + G_{x+1}^i}{2}} \quad [\text{VI.20}]$$

il denominatore corrisponde a

$$\frac{1}{2} (G_x^i + G_{x+1}^i) = \frac{1}{2} \left\{ G_x^i + \left[G_x^i - E^i(x, x+1) - D^i(x, x+1) \right] \right\} = G_x^i - \frac{1}{2} \left[E^i(x, x+1) + D^i(x, x+1) \right]$$

ed esprime, dunque, il numero di anni-persona vissuti nell'intervallo di durata considerato dai "sopravviventi" nella coorte alla durata esatta x .

Il *tasso* in un processo a eventi negativi che, in generale, si può esprimere

$$t_x^i = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^i - [(0,5)E^i(x, x+1) + (0,5)D^i(x, x+1)]} \quad [VI.21]$$

e che diventa

$$t_x^i = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^i - \frac{1}{2}[E^i(x, x+1) + D^i(x, x+1)]} = \frac{E^i(x, x+1)}{\frac{G_x^i + G_{x+1}^i}{2}} \quad [VI.22]$$

ha, pertanto, un contenuto demografico, profondamente diverso dagli eventi ridotti, e si avvicina semmai alla [VI.9], espressione della probabilità di eliminazione. Per analogia potremmo, pertanto, chiamarlo *tasso di eliminazione*.

Nulla vieta di estendere questo tipo di tasso ad ogni processo, pur non negativo, in cui l'esperienza dell'evento studiato toglie dall'osservazione i membri della coorte. In generale, potremo allora definire come *tasso di eliminazione* in ogni processo a eventi non rinnovabili il rapporto tra eventi osservati in una durata $x, x+1$ e il contingente medio della coorte a quella stessa durata sfuggito sia all'evento perturbatore sia all'evento studiato. Poiché essi esprimono alle successive durate la frequenza relativa degli eventi non rinnovabili per persone-anno, rappresentano misure con evidente validità comparativa, ma non sono utilizzabili - contrariamente agli eventi ridotti - per ottenere direttamente i parametri fondamentali del relativo processo - non sono, in sostanza, aggregabili -.

I *tassi di eliminazione* possono avere una funzione strumentale molto importante. Supponiamo, per semplicità espositiva, di aver costruito sfruttando la [VI.9] la Tavola di eliminazione per un certo processo a eventi non rinnovabili. Secondo le definizioni a suo tempo fornite avremo che gli anni-persona in un generico intervallo di durata $x, x+1$ ammontano a

$$g_x^i - e^i(x, x+1) + 0,5 \cdot e^i(x, x+1) \quad [VI.23]$$

e, tenendo conto delle relazioni che legano le tre funzioni fondamentali della Tavola, potremo definire un tasso di eliminazione t_x^i - si ricordi la [V.17] come

$$t_x^i = \frac{e^i(x, x+1)}{g_x^i - e^i(x, x+1) + 0,5 \cdot e^i(x, x+1)} = \frac{g_x^i \cdot r_x^i}{g_x^i - g_x^i \cdot r_x^i + 0,5 \cdot g_x^i \cdot r_x^i} = \frac{r_x^i}{1 - 0,5 \cdot r_x^i} \quad [VI.24]$$

e, di conseguenza, la probabilità

$$r_x^i = \frac{t_x^i}{1 + 0,5 \cdot t_x^i} \quad [\text{VI.25}]$$

Per cui

$$t_x^i = \frac{2 \cdot r_x^i}{2 - r_x^i} \quad [\text{VI.25.1}] \quad r_x^i = \frac{2 \cdot t_x^i}{2 + t_x^i} \quad [\text{VI.25.2}]$$

Attraverso il *tasso di eliminazione* si può sempre risalire, dunque, alla probabilità.

VI.4 - *Principi generali.*

In presenza di fenomeni perturbatori l'*intensità* e la *cadenza* di un processo demografico non possono essere ricavate dalla distribuzione per durata degli eventi ridotti al contingente iniziale della coorte.

Nel caso di processi a eventi rinnovabili si può ottenere una adeguata *valutazione* degli eventi ridotti allo stato puro attraverso il rapporto tra eventi studiati realmente osservati alle successive durate e il contingente medio della coorte che a tali durate è sfuggito all'evento perturbatore (*tasso* = eventi per persone-anno), *purché l'ipotesi fondamentale di indipendenza* sia soddisfatta.

Nel caso di processi a eventi non rinnovabili, se l'*ipotesi fondamentale di indipendenza* è soddisfatta, intensità e cadenza possono essere ricavate dagli eventi della tavola di eliminazione costruita attraverso una adeguata *valutazione* della probabilità di vivere l'evento studiato allo stato puro. Identici risultati si ottengono sfruttando la serie dei sopravvissuti - l'esperienza di coloro che *non* hanno vissuto l'evento studiato - o una opportuna combinazione delle stesse probabilità. Tutto ciò è valido anche per i processi a eventi negativi - per la mortalità limitatamente agli aspetti della cadenza -.

Se insieme all'*ipotesi fondamentale di indipendenza* risulta soddisfatta la *condizione supplementare di continuità*, anche per i processi a eventi non rinnovabili si può ottenere direttamente una adeguata *valutazione* degli eventi ridotti allo stato puro attraverso il rapporto tra eventi realmente osservati alle successive durate e il contingente medio della coorte senza distinzione di status che a quelle durate è sfuggito all'evento perturbatore.

B) Osservazione retrospettiva.

IV. 5 – *Generalità.*

Dell'osservazione retrospettiva abbiamo già fatto cenno nel par. IV. 4. Se le coorti - di cui retrospettivamente si ricostruiscono le storie attraverso le informazioni sugli eventi vissuti, direttamente attinte dai loro membri - fossero, in linea del tutto ipotetica, formate in modo da

escludere storie tronche o, come più frequentemente si definiscono, “censurate”, i problemi di analisi prevedono soluzioni più semplici rispetto a quanto si verifica in osservazione continua.

A ben vedere, l’osservazione retrospettiva consente di operare in condizioni che, *di fatto*, possiamo definire *pure*. Attraverso un’indagine i processi di popolazione, infatti, vengono ricostruiti interrogando, in un certo istante (meglio, ad una certa data di riferimento) e ad età significative, i membri delle coorti *sfuggiti agli eventi negativi* (morte ed emigrazione definitiva). Ai fini dell’analisi, pertanto, *non c’è differenza tra sopravvissuti della coorte all’indagine e contingente iniziale della coorte* (per motivi naturali sconosciuto), e la successione degli eventi che si ricava da tale ricostruzione è come se si riferisse ad un contingente che *rimane costantemente in osservazione* (continua) per tutta la durata del processo, o comunque dal suo inizio alla data dell’intervista.

Dal punto di vista formale i procedimenti di analisi dei processi di popolazione ricostruiti con un’osservazione retrospettiva corrispondono perfettamente a quelli visti per situazioni “allo stato puro” nel Cap. V, poiché, lo ripetiamo, *di fatto* sono assenti i fenomeni perturbatori negativi¹.

Sul piano sostanziale questa “semplicità” è solo apparente. Gli indici calcolati secondo le regole del Cap. V potrebbero esprimere effettivamente l’intensità e la cadenza di un processo allo stato puro soltanto se la “storia” del contingente *superstite* al momento della rilevazione fosse rappresentativa di quella relativa agli *effettivi* membri iniziali della coorte, compresi, quindi, i *non superstiti*. I superstiti, oggetto dell’indagine retrospettiva, sono in realtà un gruppo *non casualmente selezionato* delle coorti cui appartengono (per il peso e la selettività *per età e status* della mortalità e della migratorietà). In sostanza perché l’auspicata rappresentatività venga effettivamente verificata è necessario che nello sviluppo temporale del processo le condizioni di indipendenza e di continuità siano sempre rispettate. Nelle *stime* dell’intensità e della cadenza dei processi di popolazione *allo stato puro* permangono, pertanto, alcune condizioni di incertezza, che occorre non sottovalutare.

Gli elementi di maggior fruibilità dell’osservazione retrospettiva, a parità delle condizioni ricordate² e considerando superabili anche i problemi connessi con la memoria degli intervistati, sono peraltro testimoniati dal sempre più frequente ricorso alle indagini “ad hoc” nello studio dei processi di popolazione, attraverso le quali sia possibile accostare ai quesiti sui fatti demografici altre richieste informative sullo status dei soggetti e su particolari aspetti non demografici, ma sociali ed economici, della loro storia biografica, particolarmente importanti ai fini interpretativi ed esplicativi.

Le difficoltà più rilevanti nell’analisi retrospettiva sono connesse al fatto che l’indagine da cui questa prende le mosse viene eseguita con riferimento ad una particolare data su collettivi che rientrano in un preciso intervallo di età. Ciò significa che vengono incluse nell’indagine stessa storie demografiche di differente durata, coorti, cioè, che si trovano in stadi differenti del percorso che conduce al termine del processo studiato: per alcune quell’itinerario sarà sostanzialmente concluso, per altre sarà solo all’inizio. La Fig. VI. 3 illustra chiaramente questo problema: se il processo si manifesta tra le età α e β , solo per le coorti che all’indagine avranno superato come anzianità l’età β il processo sarà stato completato; per tutte le altre, di anzianità inferiore, esso si troverà in uno stadio intermedio.

¹ Può darsi che un collettivo in cui si studi retrospettivamente un determinato processo, si manifestino *eventi non negativi* che impediscono tuttavia l’apparizione degli eventi studiati caratteristici del processo stesso. Proporremo più avanti un esempio di questa natura.

² Occorre peraltro considerare che sviluppi relativamente recenti della metodologia statistica – cui non è possibile far cenno in questa sede – consentono ormai di superare gran parte degli inconvenienti imputabili al carattere selettivo dei collettivi oggetto di osservazione retrospettiva.

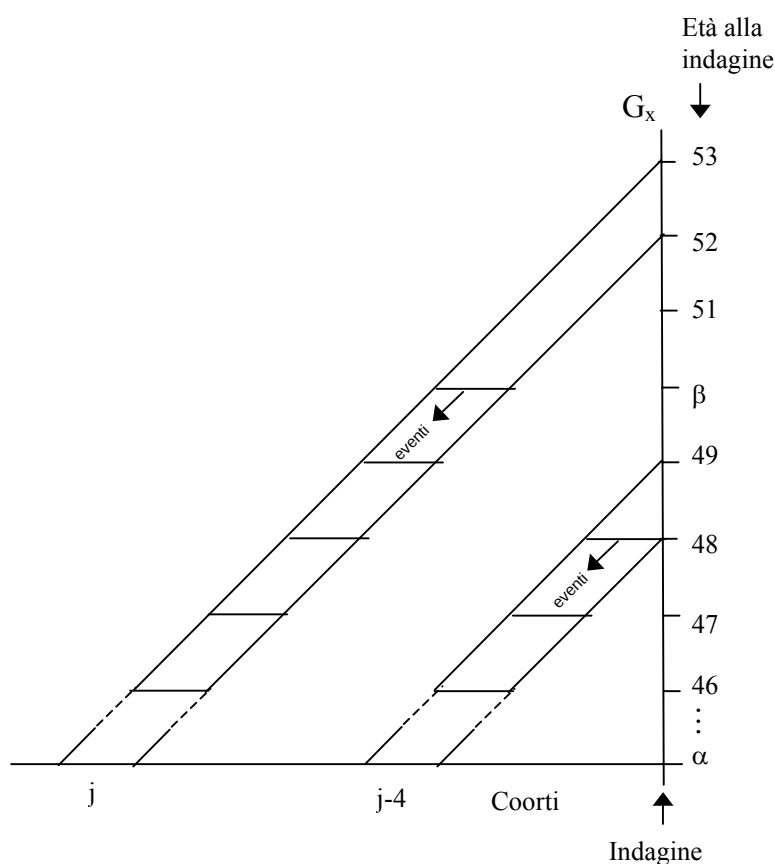


Fig. VI. 3 – Osservazione retrospettiva delle coorti.

Riferendosi alla figura, è questo il caso della coorte di 48 anni compiuti, la cui storia risulta *troncata* o, secondo un neologismo sempre più diffuso, *censurata* dall'indagine. Ma il grafico in questione mostra un secondo tipo di censura: se si prende come riferimento sulla Fig. VI. 3 la coorte delle quarantottenni si vede chiaramente che l'indagine censura non solo l'intera storia, ma anche *l'ultima durata osservata*. Approfondiremo il problema delle censure tra breve, trattando delle tavole di eliminazione.

VI.6 – Sintesi delle misure fondamentali.

Per riprendere, riadattandole al caso in esame, le misure fondamentali presentate nel Cap. V, è opportuno riferirsi a un caso specifico. Supponiamo che sia stata effettuata un'indagine (potrebbe riguardare la fecondità per rango) su un collettivo di soggetti di età compresa tra $\alpha = 15$ e $\beta = 45$ anni. Si è chiesto agli intervistati l'epoca (la data) di comparsa nella propria biografia dell'evento (non rinnovabile) studiato, e i risultati ottenuti sono riportati, in forma simbolica, nel prospetto che segue.

Sia i soggetti intervistati che gli eventi da loro vissuti sono stati classificati, per ovvi motivi di semplicità, in gruppi quinquennali di età, ed ogni elemento del prospetto ha come *pedice* sinistro l'indicazione dell'età dei soggetti all'indagine, o se si preferisce la coorte di appartenenza. In base a questi elementi possiamo facilmente ridefinire *eventi ridotti*, *tassi di eliminazione*, *probabilità*. Essi serviranno, direttamente o indirettamente a calcolare i *parametri fondamentali di processo* secondo le regole già note. Va solo rammentato che per alcune coorti tali parametri saranno, ovviamente, parziali. Chiamando G i membri delle coorti intervistate, G^i quelli sottoposti a vivere l'evento E^i e

Prospetto IV.1 _ Risultati di un'indagine retrospettiva.

Età alla intervista	Età all'apparizione degli eventi						Soggetti alla intervista
	40-44	35-39	30-34	25-29	20-24	15-19	
	Eventi						
40-44	${}_{40-44}E^i(40-44)$	${}_{40-44}E^i(35-9)$	${}_{40-44}E^i(30-34)$	${}_{40-44}E^i(25-29)$	${}_{40-44}E^i(20-24)$	${}_{40-44}E^i(15-19)$	G^i_{40-44}
35-39		${}_{35-39}E^i(35-39)$	${}_{35-39}E^i(30-34)$	${}_{35-39}E^i(25-29)$	${}_{35-39}E^i(20-24)$	${}_{35-39}E^i(15-19)$	G^i_{35-39}
30-34			${}_{30-34}E^i(30-34)$	${}_{30-34}E^i(25-29)$	${}_{30-34}E^i(20-24)$	${}_{30-34}E^i(15-19)$	G^i_{30-34}
25-29				${}_{25-29}E^i(25-29)$	${}_{25-29}E^i(20-24)$	${}_{25-29}E^i(15-19)$	G^i_{25-29}
20-24					${}_{20-24}E^i(20-24)$	${}_{20-24}E^i15-19)$	G^i_{20-24}
15-19						${}_{15-19}E^i15-19)$	G^i_{15-19}

Indicando con (y, y+4) l'età all'indagine (coorte) e con (x, x+4) l'età all'apparizione degli eventi, avremo:

Eventi ridotti

$${}_{y,y+4}e^i(x, x+4) = \frac{{}_{y,y+4}E^i(x, x+4)}{5 \cdot G(y, y+4)} \cdot 10^n \quad [VI.26]$$

(si ricordi, peraltro, riguardando la Fig. VI. 3, che gli eventi delle classe di età attraversata dall'indagine, sono di numerosità inferiore a quelli rilevabili senza censura: occorre, pertanto, stimarli semplicemente ipotizzando linearità all'interno della classe stessa, o meglio correggendo gli anni-persona)

da cui l'*intensità*:

$$\tau_{y,y+4} = \sum_{x=15}^{y+5} {}_{y,y+4}e^i(x, x+4) \cdot 10^n \quad [VI.27]$$

e, chiaramente, trattandosi di un processo a eventi non rinnovabili, si rileveranno $G^j_{y,y+4}$ soggetti che non hanno mai vissuto l'evento studiato, per cui l'*intensità* corrisponde anche a

$$\tau_{y,y+4} = \frac{G^i(y, y+4) - G^j(y, y+4)}{G(y, y+4)} \cdot 10^n \quad [VI.28]$$

e l'*indice di cadenza*, per le coorti complete, sarà dato da:

$${}_{y,y+4}\bar{x}^i = \sum_{x=15}^{y+5} \frac{(x+2,5) {}_{y,y+4}e^i(x, x+4)}{{}_{y,y+4}\tau^i} \quad [VI.29]$$

ma per consentire dei, pur parziali confronti, con le altre coorti, converrà adottare un indice statistico di posizione diverso dalla media, come la mediana o la moda.

Probabilità e Tassi di eliminazione:

Sul piano formale, conformemente a quanto visto nel Cap. V, avremo:

$${}_{y,y+a}r^i = \frac{{}_{y,y+4}E^i(x, x+4)}{{}_{y,y+4}G^i(x)} \quad [VI.30]$$

e

$${}_{y,y+a}t^i = \frac{{}_{y,y+4}E^i(x, x+4)}{{}_{y,y+4}G^i(x, x+4)} \quad [VI.31]$$

In pratica, tuttavia, l'indagine non ci fornisce direttamente i denominatori della [VI.30] e della [VI.31] e dobbiamo calcolarli. Per la [VI.30] un metodo semplice, che prevede linearità negli eventi all'interno dell'ultima classe di età osservata, può essere quella di determinare inizialmente sopravviventi all'età esatta y , $G^i(y)$, semplicemente sottraendo dai $G^i_{y,y+4}$ intervistati gli eventi dell'ultima classe di età censurata; successivamente dai $G^i(y)$ gli eventi delle successive classi di età le classi di età fino a quella che inizia l'intervallo considerato; per ${}_{y,y+4}G^i(x, x+4)$, il procedimento è analogo, se ci si affida *rigorosamente* all'ipotesi di linearità: dapprima si sottrarrà dai $G^i_{y,y+4}$ una quota di eventi vissuti nell'ultima classe di età proporzionale al tempo coperto dall'osservazione (non censurato), successivamente di età in età, una media degli eventi relativi a due classi contigue³.

VI. 7 – Tavole di eliminazione in presenza di dati censurati.

Quando l'analisi si riferisce a processi di coorti che includono storie tronche (o censurate), composte cioè da soggetti che l'osservazione coglie a età (durate) in cui il processo stesso non è ancora concluso o, comunque, lungo segmenti temporali di differente ampiezza, il ricorso alla tavola di eliminazione diventa uno strumento molto importante per superare il cosiddetto *effetto censura*.

In generale per misurare un processo demografico caratterizzato da eventi non rinnovabili in osservazione retrospettiva, è necessario raccogliere attraverso l'indagine soltanto due informazioni riguardanti il tempo: a) la durata che intercorre tra il momento in cui l'individuo viene a trovarsi *a rischio* di vivere l'evento studiato e quello in cui l'evento stesso si produce; b) la durata che intercorre tra il momento in cui l'individuo viene a trovarsi *a rischio* di vivere l'evento studiato e la data dell'indagine.

Nel prospetto VI. 2 vengono riportati i dati che si riferiscono ad una ipotetica indagine relativa ad un processo *che si esaurisce* – ovviamente è una situazione di comodo – *nei primi quattro mesi compiuti* di esposizione al rischio.

Conveniamo in un primo momento di interessarci ai soli casi **a-i** e di considerare ai fini dello studio classi mensili di durata. In queste condizioni l'indagine non produce alcuna *censura* perché tutti i casi, eccetto uno, subiscono l'evento studiato e il caso senza eventi (**c**) rimane in osservazione per tutto il periodo di manifestazione del processo.

³ A meno che non si possano sfruttare direttamente – attraverso dei programmi informatici, ormai facilmente reperibili e utilizzabili - i dati individuali, corrispondenti ad una data precisa, dall'indagine stessa.

Prospetto VI. 2

Caso	Data di esposizione	Data dell'evento	Data della indagine	Durata fino all'evento	Durata fino all'indagine
a	1.1.1979	10.2.1979	24.5.1979	1,30 mesi	4,77 mesi
b	18.1.1979	15.5.1979	18.5.1979	3,90 mesi	4,00 mesi
c	19.1.1979		19.5.1979		4,00 mesi
d	22.1.1979	29.2.1979	12.5.1979	1,23 mesi	3,67 mesi
e	9.2.1979	17.4.1979	24.5.1979	2,27 mesi	3,50 mesi
f	30.1.1979	12.2.1979	13.5.1979	0,40 mesi	3,43 mesi
g	5.2.1979	28.2.1979	17.5.1979	0,77 mesi	3,40 mesi
h	5.2.1979	20.4.1979	10.5.1979	2,50 mesi	3,17 mesi
i	6.2.1979	18.3.1979	10.5.1979	1,40 mesi	3,13 mesi
j	28.2.1979		23.5.1979		2,83 mesi
k	9.3.1979		25.5.1979		2,53 mesi
l	10.3.1979	8.5.1979	12.5.1979	1,93 mesi	2,07 mesi
m	29.3.1979		28.5.1979		1,97 mesi
n	21.3.1979		14.5.1979		1,77 mesi
o	18.3.1979	23.3.1979	10.5.1979	0,17 mesi	1,73 mesi
p	12.4.1979		19.5.1979		1,23 mesi
q	4.4.1979	9.5.1979	10.5.1979	1,17 mesi	1,20 mesi
r	25.4.1979	17.5.1979	29.5.1979	0,73 mesi	1,13 mesi
s	4.4.1979		6.5.1979		1,07 mesi
t	29.4.1979		27.5.1979		0,93 mesi
u	18.5.1979		28.5.1979		0,33 mesi
v	19.5.1979		28.5.1979		0,20 mesi
w	12.5.1979		16.5.1979		0,13 mesi

Potremo, pertanto, disporre i dati come nel prospetto VI.3 e procedere alla sua misurazione secondo le regole illustrate in precedenza.

Prospetto VI.3

Durata compiuta	Numero di casi osservati alle durate compiute			
	Totale $G(x, x+1)$	Senza eventi (esposti in x) G_x^0	Con eventi $E^i(x, x+1)$	$\sum_{y=0}^{x-1} E^i(y, y+1)$
0	9 (a-i)	9 (a-i)	2 (f-g)	2 (f-g)
1	9 (a-i)	7 (a-e, h, i)	3 (a, d, i)	5 (a, d, f, g, i)
2	9 (a-i)	4 (b, c, e, h)	2 (e, h)	7 (a, d-i)
3	9 (a-i)	2 (b, c)	1 (h)	8 (a, b, d-i)
4		1 (c)		

Senza dover ricorrere ad una *tavola di eliminazione* otterremo così l'intensità del processo direttamente dalla [VI.27]

$$\tau = \sum_{y=0}^{x-1} e^i(y, y+4) \cdot 10^n$$

e la cadenza con una delle espressioni già proposte – la [VI. 29], ad esempio opportunamente adattata –; mentre potremmo eventualmente optare per una tavola di eliminazione in base a probabilità definite, *mutatis mutandis*, secondo la [VI.30].

Se, invece, prendiamo in considerazione l'intero collettivo rilevato nell'indagine, dobbiamo comportarci diversamente. Le soluzioni ora proposte non valgono quando vi sono persone che giungono alla data dell'indagine e cessano di essere osservate senza aver subito l'evento prima che il processo si esaurisca o se l'evento viene vissuto nell'ultimo intervallo di durata in cui cade la data dell'indagine. È quando corrispondono a questi casi che i dati si dicono *censurati* o, più correttamente, *caratterizzati da durate censurate*. Ad esempio, i casi **s-w** sono storie *censurate* dall'indagine (durata di osservazione inferiore a 4 mesi e nessun evento); così pure il caso **q** (l'evento viene vissuto, ma l'indagine registra il caso in una durata non conclusa, quindi con un'*esposizione al rischio* incompleta); mentre non è tale il caso **r** (durata di osservazione inferiore ai 4 mesi, ma con esperienza dell'evento in una durata conclusa).

In sostanza le *censure* agiscono in osservazione retrospettiva alla stessa maniera degli *eventi perturbatori* in osservazione continua: le prime come i secondi sottraggono dall'osservazione delle storie di vita. È per questo motivo che in presenza di *censure* la misurazione del processo dovrà *necessariamente* passare attraverso una *tavola di eliminazione*. Per determinare le probabilità r_x^i disporremo i dati dell'indagine come mostra il prospetto VI. 4, avendo definito, in generale, r_x^i come

$$r_x^i = \frac{E^i(x, x+1)}{G_x^{-i} - 1/2 \cdot cs^i(x, x+1)} \quad [VI. 32]$$

dove G_x^{-i} indica i soggetti che non hanno ancora vissuto l'evento i^{mo} e cs^i le censure.

Prospetto VI. 4

Durata compiuta	Numero di casi osservati nelle durate		
	Senza eventi alla durata esatta x G_x^{-i}	Con eventi nel corso della durata $E^i(x, x+1)$	Censurati nel corso della durata $cs^i(x, x+1)$
0	23 (a-w)	4 (f, g, o, r)	4 (t, u, v, w)
1	15 (a-e, h-n, p, q, s)	5 (a, d, i, l, q)	5 (m, n, p, q, s)
2	6 (b, c, e, h, j, k)	2 (e, h)	2 (j, k)
3	2 (b, c)	1 (b)	
4	1 (c)		

Ad esempio r_0^i sarà:

$$r_0^i = \frac{4}{23-2} = 0,1818$$

Procederemo, quindi, al calcolo della *tavola di eliminazione* secondo le regole illustrate nel Cap. V. È da notare che talvolta si preferisce costruire r_x^j semplicemente eliminando dal numeratore e dal denominatore rispettivamente gli eventi e i casi colpiti da *durate censurate*.

VI. 8 – Alcuni casi di analisi in osservazione retrospettiva.

a) Un'analisi di fecondità.

Cominciamo da un caso molto semplice. In un'indagine di fecondità condotta il 31.12.1995 si è intervistato un gruppo di donne tra le età 20-34 anni compiuti, raggruppandole in gruppi quinquennali di età: in questo modo si sono tenute distinte le coorti 1961-65, 1966-70 e 1971-75. Dalle risposte ottenute all'intervista le nascite ottenute, secondo i criteri di classificazione adottati, sono quelli riportate nella seguente tabella:

Prospetto VI.5 – Risultati da un'intervista sui figli avuti

Età alla nascita dei figli	Età all'intervista		
	20-24	25-29	30-34
15-19	38	59	398
20-24	57	254	539
26-29	--	217	234
30-34	--	--	--
Numero di donne intervistate	1200	1350	1150

Si vuole calcolare la fecondità specifica per età all'interno di ciascuna coorte. A tal fine determineremo le nascite ridotte secondo la formula [VI.26]. Trattandosi di una classificazione in classi quinquennali avremo:

$${}_{y,y+4}e(x,x+4) = \frac{{}_{y,y+4}N(x,x+4)}{5 \cdot G(y,y+4)}$$

Tuttavia l'indagine *tronca* l'osservazione delle coorti nell'ultima classe di età precedente l'intervista: ad esempio, la coorte 1961-65 fa registrare 234 nascite, e questo numero è decisamente inferiore a quello accertabile se la classe di età 30-34 anni fosse stata osservata per intero. In questo caso, come per le altre coorti, l'esposizione al rischio non dura per un intero quinquennio, ma soltanto per metà periodo, l'indagine essendo stata collocata (per ovvie ragioni di semplicità) al 31.12 dell'anno di esecuzione. Di conseguenza avremo:

Coorte 1961-65**Coorte 1966-70****Coorte 1971-75**

$$\begin{aligned}
d(15,19) &= \frac{95}{5 \cdot 1150} = 0,017 & d(15,19) &= \frac{59}{5 \cdot 1350} = 0,009 & d(15,19) &= \frac{38}{5 \cdot 1200} = 0,009 \\
d(20,24) &= \frac{398}{5 \cdot 1150} = 0,069 & d(20,24) &= \frac{254}{5 \cdot 1350} = 0,038 & d(20,24) &= \frac{57}{2,5 \cdot 1200} = 0,028 \\
d(25,29) &= \frac{539}{5 \cdot 1150} = 0,094 & d(25,29) &= \frac{217}{2,5 \cdot 1150} = 0,064 & & \text{-----} \\
d(30,34) &= \frac{234}{2,5 \cdot 1150} = 0,081 & & \text{-----} & & \text{-----}
\end{aligned}$$

b) *Osservazione retrospettiva ed eventi perturbatori non negativi.*

Si è accennato nel par. VI. 5, all'eventualità che anche in osservazione retrospettiva – in cui non interferiscono eventi perturbatori *negativi*, per cui l'analisi dei processi, *formalmente*, corrisponde a quella illustrata per l'ipotetico “stato puro”- ci si imbatte in interferenze prodotte dall'apparizione nella storia delle coorti di eventi *non negativi* che, comunque, sottraggono all'osservazione una quota di eventi studiati. Il caso che proponiamo alla riflessione è di pura fantasia, ma semplice e in grado di chiarire perfettamente il problema.

Supponiamo di aver condotto ad una certa data, che non interessa precisare, un'indagine retrospettiva sulla fecondità su un collettivo di 10.000 donne che risultano essere state sposate almeno una volta (*ever married women*, secondo gli anglosassoni). Un collettivo di questo tipo comprende donne che al momento dell'indagine hanno uno status differente: alcune saranno ancora sposate – supponiamo per semplicità che non esistano seconde nozze -, altre saranno divorziate, o separate o vedove: poniamo, sempre per semplicità che esistano solo due stati, quello di coniugata (in prime nozze) e quello di divorziata. Attraverso le notizie fornite dalle intervistate si ricostruiscono i dati riportati nel prospetto seguente – ricordiamo che lo status indicato è quello posseduto *al momento dell'indagine* –:

Prospetto VI. 6 – Storia riproduttiva di 10.000 donne *ever married*

Durata Esatta*	Donne coniugate con 0 figli	Donne divorziate con 0 figli	Durata compiuta	Divorzi
0	9600	400	0	
1	4800	200	1	
2	3072	128	2	80
3	1920	80	3	120
4	1344	56	4	100
5	1248	52	5	70
6	1152	48	6	20
7	1056	44	7	10
8	960	40		

*A partire dall'acquisizione dello status di coniugata. Evento-origine è quindi il matrimonio.

Il nostro obbiettivo è la costruzione della tavola di fecondità dei primogeniti. A tal fine ricaviamo dal prospetto precedente il numero di eventi prima nascita per durata $E^1(x,x+1)$ e gli esposti al rischio alle durate esatte G_x^0 onde poter calcolare le probabilità di avere il primogenito r_x^1 . Poiché a durata esatta 0 il collettivo è composto da 10.000 donne coniugate, il numero di primogeniti avuti tra 0 e 1 anno di durata sarà 10.000 (9.600+400) meno 5.000 (4.800+200), tra 1 e 2 anni di durata 1.800 (5.000-3.072-128); e così via. Le donne, ancora tutte coniugate a rischio a durata esatta 2, saranno dal canto loro 5.000 (10.000-5000). A durata esatta 2 esse ammontano a 3.200, ma durante l'intervallo 2-3 anni di durata 80 donne divorziano: a 3 anni esatti troveremo, dunque a rischio 1.920 donne (3200-1200-80), e così via per un quadro complessivo finale quale è esposto nel prospetto VI.7 seguente:

Prospetto VI. 7

Durata compiuta	Numero di Primogeniti $E^1(x,x+1)$	Divorzi (Ev. perturb.) $d(x,x+1)$	Durata esatta	Donne esposte al rischio G_x^0
0	5.000		0	10.000
1	1.800		1	5.000
2	1.200	80	2	3.200
3	600	120	3	1.920
4	100	100	4	1.280
5	100	70	5	1.130
6	100	20	6	1.080
7	100	10	7	990

Sulla base dei dati del prospetto VI. 7 Possiamo calcolare le probabilità di primogenitura secondo la formula [V. 9] e di seguito l'intera *tavola di eliminazione*:

$$r_0^1 = \frac{E^1(0,1)}{G_0^0} = \frac{5000}{10000} = 0,5; \quad r_1^1 = \frac{E^1(1,2)}{G_1^0} = \frac{1800}{5000} = 0,36; \quad r_2^1 = \frac{E^1(2,3)}{G_2^0 - \frac{1}{2}d(2,3)} = \frac{1200}{3200 - \frac{80}{2}} = 0,3797$$

$$r_3^1 = \frac{E^1(3,4)}{G_3^0 - \frac{1}{2}d(3,4)} = \frac{600}{1920 - \frac{120}{2}} = 0,3226; \quad r_4^1 = \frac{E^1(4,5)}{G_4^0 - \frac{1}{2}d(4,5)} = \frac{100}{1280 - \frac{100}{2}} = 0,0813$$

$$r_5^1 = \frac{E^1(5,6)}{G_5^0 - \frac{1}{2}d(5,6)} = \frac{100}{1130 - \frac{70}{2}} = 0,0913; \quad r_6^1 = \frac{E^1(6,7)}{G_6^0 - \frac{1}{2}d(6,6)} = \frac{100}{1080 - \frac{20}{2}} = 0,0935$$

$$r_7^1 = \frac{E^1(7,8)}{G_7^0 - \frac{1}{2}d(7,8)} = \frac{100}{990 - \frac{10}{2}} = 0,1015$$

Rispetto a un contingente iniziale di 100 donne la tavola sarà:

Prospetto VI.8 – Tavola di fecondità di rango 1

Durata	Sopravvivenza G_x^0	Probabilità r_x^1	Eventi $e^1(x, x+1)$
0	100	0,5000	50
1	50	0,3600	18
2	32	0,3797	12
3	20	0,3226	6
4	13	0,0813	1
5	12	0,0913	1
6	11	0,0935	1
7	10	0,1015	1
8	9		

L'intensità del processo sarà:

$$\tau^1 = \sum_x e^1(x, x+1) = 91 \quad \text{oppure} \quad \tau^1 = G_0^0 - G_8^0 = 100 - 9 = 91$$

La durata media, calcolata con una qualsiasi delle formule usuali, sarà pari a 1,44 anni.

CAP. VII – Esempi di analisi di processi

VII,1 – Analisi di un processo a eventi rinnovabili: il caso della fecondità della donna.

Chiamiamo *fecondità* il processo di formazione della discendenza di una coorte. Esso provoca *direttamente* dei mutamenti *quantitativi* (nuovi soggetti entrano nella popolazione) e *qualitativi* (struttura per sesso ed età) nell'aggregato demografico e dà origine *indirettamente* a mutamenti qualitativi modificando la struttura (maschile e femminile) per parità.

Eventi caratteristici del processo di fecondità sono di norma i *nati vivi*: in ogni caso i *prodotti del parto*. Per questo aspetto la fecondità si distingue dunque dalla mortalità (l'altro processo che produce eventi che danno origine al movimento naturale della popolazione): dove l'evento biologico (la cessazione delle funzioni vitali) coincide con quello demografico (il decesso): qui l'evento biologico, il concepimento, non corrisponde all'evento demografico, l'espulsione del feto vitale dall'utero materno, a causa dell'azione esercitata dalla mortalità intrauterina e dalla natimortalità. (Si veda il Cap. X).

La nascita è, ovviamente, un evento rinnovabile ma, in conformità di quanto si è precisato nel Cap. IV, se si introduce nell'analisi l'*ordine di nascita*, la fecondità, pur non perdendo la sua natura di processo a eventi rinnovabili, può configurarsi come un *insieme di processi a eventi non rinnovabili*, un processo, cioè, caratterizzato da una serie di *eventi a catena*. Ciò significa che per passare da un evento di ordine *i* al successivo di ordine *i+1* non deve manifestarsi alcun evento di categoria diversa da quelli considerati (come, invece, avviene nei processi *in successione*).

L'analisi del processo di fecondità può essere condotta con riferimento a sottopopolazioni differenti e, per una data sottopopolazione, a coorti differenti. In particolare i riferimenti più generali sono a:

- le donne in età feconda (convenzionalmente compresa tra i 15 e i 49 anni compiuti);
- gli uomini in età non pubere;
- le coppie in cui la donna sia ancora in età feconda;
- le coppie coniugali (matrimoni) in cui la sposa sia ancora in età feconda.

Mentre è raro doversi interessare alla cosiddetta fecondità maschile (anche per l'indeterminatezza dell'intervallo temporale di manifestazione degli eventi), quella delle coppie coniugali appare oggi – dati i profondi mutamenti avvenuti nel corso degli ultimi 15-20 anni nel modo di “formare coppia” – dotata di limitato interesse e, dal canto suo, la procreazione che tenga conto del complesso itinerario nella formazione delle unioni si presenta troppo complessa per essere illustrata in un corso di primo livello e la si può analizzare solo in un'ottica retrospettiva (data l'impossibilità di contabilizzare in maniera appropriata eventi e soggetti attraverso le statistiche ufficiali). Ci dedicheremo, pertanto, alla prima sottopopolazione.

In conformità con il Quadro sinottico del cap. I, nello studio della fecondità generale la sottopopolazione di riferimento è quella delle donne in età feconda, qualunque sia il loro status.

Nel relativo processo gli *eventi* saranno dunque costituiti dai *nati vivi*, in complesso o per ordine di nascita, il relativo *evento-origine* sarà il raggiungimento in vita dell'età al menarca da parte delle donne e, pertanto, la nascita di queste ultime; la coorte sarà formata, di conseguenza, dalle *donne nate nello stesso anno* (o *nello stesso intervallo di tempo*) ed il passaggio del tempo nella successione degli eventi sarà misurato dall'*età della donna*, all'interno di un intervallo convenzionalmente compreso tra i limiti $\alpha=15$ anni e $\beta=49$ anni compiuti, ambedue molto vicini a quelli biologici che definiscono il segmento di vita femminile potenzialmente fecondo (menarca-menopausa). *Eventi perturbatori*, infine, saranno le morti e le migrazioni (nette) femminili in quella stessa fascia di età (ricordiamo che, per semplicità, nelle formule gli eventi perturbatori vengono sempre indicati con un solo simbolo o, se si preferisce, si tiene conto di un solo evento perturbatore).

In osservazione continua, secondo le regole del par. VI.2 relative ai processi a eventi rinnovabili, descriveremo la fecondità generale mediante le *nascite ridotte* - o *tassi di fecondità generale* - per età (nati vivi per 10ⁿ donne-anno). Tali indici assumeranno la forma

$$n_T(x, x+1) = \frac{N_T(x, x+1)}{\frac{F_{T,x} + F_{T,x+1}}{2}} \quad [\text{VII.1}]$$

e

$$n_T^i(x, x+1) = \frac{N_T^i(x, x+1)}{\frac{F_{T,x} + F_{T,x+1}}{2}} \quad [\text{VII.1.1}]$$

dove $N_T(x, x+1)$ sono i nati vivi provenienti da donne della generazione T in età compiuta x e $F_{T,x}$ è l'ammontare di quelle donne all'età esatta x ; ovviamente $N_T^i(x, x+1)$ sono le nascite distinte per rango. Per semplicità formale possiamo d'ora in avanti eliminare dagli indici l'indicazione della coorte. Pertanto la [VII.1] può essere pensata come

$$n(x, x+1) = \sum_{i=1}^n n^i(x, x+1) = \sum_{i=1}^n \frac{N^i(x, x+1)}{\frac{F_x + F_{x+1}}{2}} \quad [\text{VII.2}]$$

Secondo lo schema di Lexis di Fig. VII.1

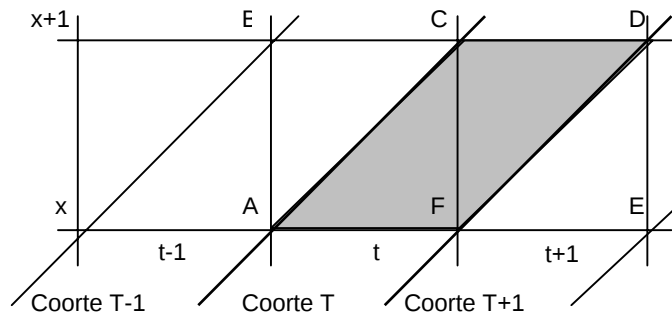


Fig. VII.1 – Schema di Lexis. Calcolo degli eventi ridotti a x anni compiuti.

gli elementi al numeratore e al denominatore di questi tassi - **posto che siano disponibili secondo la duplice classificazione temporale**, e ricordando che i sopravvivenenti alle età esatte non sono

direttamente rilevabili dalle fonti della statistica ufficiale, *in quanto flussi*, ma devono essere calcolati partendo dai contingenti dei soggetti, normalmente rilevati, viventi alla fine dell'anno di osservazione t - si identificano come

$$\begin{aligned} n(x, x+1) &= \frac{N(ACDF)}{\frac{F(AF)+F(CD)}{2}} \\ &= \frac{N(ACF)+N(FCD)}{\frac{F(CF)+D_f(ACF)+F(CF)-D_f(FCD)}{2}} \end{aligned} \quad [VII.3]$$

dove con D_f si indicano gli eventi perturbatori.

Se nell'intervallo di età considerato la manifestazione degli eventi è lineare per cui $D_f(ACF) \cong D_f(FCD)$, l'espressione [VII.3] si semplifica in

$$n(x, x+1) = \frac{N(ACF)+N(FCD)}{F(CF)} \quad [VII.3.1]$$

Molto spesso le statistiche ufficiali non forniscono la duplice classificazione degli eventi. I caratteri temporali disponibili, oltre all'anno di osservazione - possono allora riguardare

- la sola età della madre;
- il solo anno di formazione della coorte (anno di nascita delle madri).

Nel primo caso (assolutamente il più frequente) ci comporteremo come abbiamo mostrato nel Cap.III nel caso di tassi calcolati in ottica trasversale e le nascite ridotte saranno

$$n(x, x+1) = \frac{N(ABCD)}{\frac{F(AB)+F(CD)}{2}} \quad [VII.3.2]$$

In analisi longitudinale le nascite ridotte espresse con la formula [VII.3.2] non appaiono, peraltro, del tutto congrue con i principi enunciati nel Cap. VI, per più motivi: 1) gli eventi posti al numeratore del rapporto afferiscono, di fatto, a due coorti diverse (quelle formatesi nell'anno T e nell'anno $T-1$); 2) il contingente medio posto al denominatore può essere ritenuto idoneo a rappresentare gli anni-donna appropriati solo se a loro volta $F(AB)$ e $F(CD)$ rappresentano gli anni-donna effettivamente vissuti tra x e $x+1$ rispettivamente dalle coorti formatesi in $T-1$ e in T e se tra i due contingenti non esistono differenze sensibili quanto ad ammontare – come può accadere in periodi in cui gli effettivi alla nascita sono irregolarmente e intensamente differenziati per fattori esterni straordinari – (in questo caso alla media aritmetica semplice va sostituita una appropriata media ponderata); 3) è ambigua l'attribuzione del tasso ad una coorte correttamente definibile sull'asse dei tempi: l'alternativa è quella di considerare coorti formatesi in bienni ($T-1, T$; $T, T+1$, ecc.), oppure – ed è quanto si fa abitualmente - di assegnare il tasso alla coorte dell'anno T risultante dalla differenza ($t-x$) (tra anno di osservazione degli eventi, t , ed estremo inferiore della classe di età, x); 4) più sostanziale è il problema della determinazione degli *indici sintetici di intensità e cadenza*: indipendentemente dalla soluzione scelta relativamente alla questione posta al

punto 3) – che è meramente formale –: aggregare *longitudinalmente* degli eventi ridotti costruiti all'interno dei quadrati del diagramma di Lexis per ottenere la discendenza finale o utilizzarli come frequenze ponderanti per calcolare il valore medio di cadenza, impone che il comportamento riproduttivo delle due coorti adiacenti sia affatto simile (ipotesi, peraltro, molto plausibile data la marcata inerzia che caratterizza i comportamenti demografici in un ottica evolutiva longitudinale).

Prima di presentare un Tavola (in senso lato) di fecondità della donna, riproponiamo il calcolo degli eventi ridotti utilizzando dei dati numerici che supponiamo aver rilevato dalle statistiche ufficiali – si veda anche il diagramma VII.2 -.

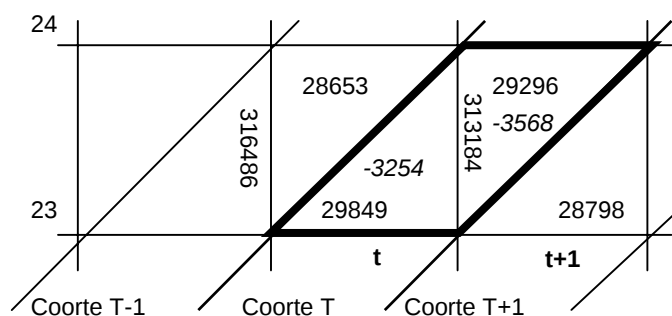


Fig. VII.2 – Elementi per il calcolo degli eventi ridotti a 23 anni compiuti

Vogliamo calcolare le nascite ridotte all'età di 23 anni compiuti nella coorte *T*, e dalle statistiche rileviamo i nati come segue:

Coorte	Età	Anno di osservazione	
		t	t+1
T-1	23	28653	
T	23	29849	29296
T+1	24		28798

Gli anni-donna:

Coorte	Età compiuta	Date	
		31.12.t-1	31.12.t
T-1	23		313184
T	23	316486	

Gli eventi perturbatori :

Coorte	Età	Anno di osservazione	
		t	t+1
T	23	- 3254	- 3568

Secondo la [VII.3] avremo allora:

$$n_T(x, x+1) = \frac{29849 + 29296}{\frac{(313184 + 3254) + (313184 - 3568)}{2}} = 188,94 \text{ ‰}_{00}$$

E, secondo la [VII.3.1]

$$n_T(x, x+1) = \frac{28653 + 29849}{\frac{312482 + 313184}{2}} = 187,01 \text{ ‰}_{00}$$

Infine, secondo la [VII.3.2]

$$n_T(x, x+1) = \frac{29849 + 29296}{313184} = 188,85 \text{ ‰}_{00}$$

Viene di seguito presentata la Tavola di fecondità della coorte nata nel 1931 (1930-31).

Dalla Tavola di fecondità possiamo ricavare tutte le misure di intensità e cadenza, in complesso e per ordine di nascita, secondo le formule illustrate nel precedente capitolo.

- a) *L'intensità*. Se è soddisfatta l'*ipotesi fondamentale di indipendenza* (propria dei processi a eventi rinnovabili), otterremo l'intensità finale del processo, Tasso di Fecondità Totale per la coorte $T=1931$ come

$$\begin{aligned} TFT_T &= \sum_{15}^{49} n_T(x, x+1) \cdot 10^n = \\ &= 1,9 + 5,7 + \dots + 30,4 + 57,5 = 2374,0 \text{ ‰}_{00} \end{aligned}$$

numero (medio) di nati per 1000 donne (o, se si preferisce, in media 2,37 nati per donna).

Tab. VII.1 – Tavola di fecondità generale delle donne nate nel 1931

Età comp.	Ordine di nascita					Totale
	I	II	III	IV	V+	
15	1,7	0,1	0,1	0,0	0,0	1,9
16	4,9	0,6	0,1	0,1	0,0	5,7
17	12,6	1,5	0,3	0,1	0,1	14,6
18	24,5	4,0	0,5	0,2	0,1	29,3
19	35,9	8,5	1,3	0,3	0,2	46,2
20	48,3	14,9	2,9	0,5	0,3	66,9
21	59,0	20,2	5,2	1,1	0,4	85,9
22	66,7	27,1	8,3	1,9	0,4	104,4
23	72,9	34,5	11,4	3,2	1,1	123,1
24	75,8	41,6	15,7	5,3	1,8	140,2
25	72,9	46,2	18,5	7,0	3,4	148,0
26	67,8	49,8	21,8	9,0	5,1	153,5
27	59,9	50,9	23,5	10,2	7,3	151,8
28	50,8	50,9	25,4	12,1	9,4	148,6
29	43,1	49,8	26,8	13,0	11,5	144,2
30	34,5	46,5	27,3	14,0	14,0	136,3
31	29,1	43,6	28,2	15,2	17,1	133,2
32	23,2	38,6	27,1	14,9	18,8	122,6
33	18,7	32,5	24,6	14,0	19,6	109,4
34	15,3	28,4	24,1	14,4	21,0	103,2
35	11,9	22,5	20,4	12,9	20,2	87,9
36	9,3	17,9	17,9	11,6	20,2	76,9
37	7,0	12,9	13,8	9,7	18,1	61,5
38	5,5	9,6	10,7	8,1	15,6	49,5
39	4,6	7,4	8,7	6,6	14,0	41,3
40	3,3	5,1	6,1	4,8	11,1	30,4
41-49	6,4	8,3	10,4	8,9	23,5	57,5
Totale	865,6	673,9	381,1	199,1	254,3	2374,0

Con riferimento ai vari ordini di nascita avremo, come si è visto in precedenza,

$$TFT_T^i = \sum_{15}^{49} n_T^i(x, x+1) \cdot 10^n$$

Ad esempio per il primo ordine calcoleremo

$$TFT_T^I = 1,7+4,9+\dots+3,3+6,4 = 856,6 \text{ ‰}$$

numero(medio) di figli primogeniti per 1000 donne (equivalente, se si preferisce, a 0,86 primogeniti in media per donna).

Ovviamente, si mantiene anche in questo caso la relazione additiva, propria dei processi a eventi rinnovabili, quando la condizione di *indipendenza* è soddisfatta

$$TFT_T = \sum_i TFT_T^i$$

E poiché

$$n_T(\mathbf{x}, \mathbf{x}+1) = \sum_i n_T^i(\mathbf{x}, \mathbf{x}+1)$$

(ad esempio, sempre per il primo ordine, $n_T(23,24) = 72,9+34,5+11,4+3,2+1,1 = 123,1$)

$$TFT_T = \sum_x \sum_i n_T^i(\mathbf{x}, \mathbf{x}+1)$$

E' molto importante notare che per i vari ordini di nascita, *l'evento in gioco essendo non rinnovabile*, i Tassi totali, oltre ad essere il *numero medio di eventi di rango i* per 10^n , corrispondono al numero di donne, rispetto a 10^n , *che hanno avuto almeno i figli*. Questo significato favorisce l'utilizzazione della distribuzione dei Tassi totali per ordine per mettere in evidenza la *struttura* della discendenza di una coorte di donne. Poiché TFT_T^i rappresenta la proporzione di donne che hanno avuto **almeno i** figli, le differenze tra Tassi di ordine successivo

$$TFT_T^i - TFT_T^{i-1} \quad [VII.4]$$

forniranno la proporzione di coloro che hanno avuto **soltanto i** figli. Ad esempio, dalla Tavola prima presentata, per 10^n donne posto $n = 3$, avremo

- $1000 - 865,6 = 134,4$ donne con 0 figli
- $865,6 - 673,9 = 191,7$ donne con un solo figlio
- $673,9 - 381,1 = 292,8$ donne con due soli figli
- $381,1 - 199,1 = 182,0$ donne con tre soli figli
- $199,1$ donne con quattro e più figli

(il V+ essendo un ordine aperto, il Tasso ad esso inerente non può essere sottratto dal precedente).

Inoltre, in questa prospettiva si può introdurre una nuova misura di fecondità totale (particolarmente significativa nelle popolazioni che controllano la fecondità, per cui la nascita del figlio $i+1^{mo}$ è *funzione* della nascita del figlio i^{mo}), la *cosiddetta probabilità di aumento della parità*, di fatto corrispondente alla proporzione di donne che hanno avuto l' $i+1^{mo}$ figlio tra coloro che avevano raggiunto la parità i , la probabilità, quindi, di passare dalla parità i alla parità $i+1$. Tali misure corrispondono a

$$\tau_i = \frac{TFT^{i+1}}{TFT^i} \quad [V.5]$$

Con le *probabilità di aumento della parità* potremo "ricomporre" a catena l'intensità totale della coorte. Avremo, infatti

$$\tau_0 = \frac{TFT^1}{10^n}; \quad \tau_1 = \frac{TFT^2}{TFT^1}; \dots; \quad \tau_i = \frac{TFT^{i+1}}{TFT^i}$$

ed essendo

$$TFT = \sum_i TFT^i$$

ricaveremo

$$TFT = 10^n (\tau_0 + \tau_0 \cdot \tau_1 + \dots + \tau_0 \cdot \tau_1 \cdots \tau_{n-1}) = \sum_{i=0}^{n-1} \left[\prod_{r=0}^i \tau_r \right] \quad [VII.6]$$

Se la distribuzione per rango della fecondità prevede un ultimo ordine di nascita aperto $n+$, la probabilità ad esso relativa non potrà essere determinata con i criteri validi per gli ordini chiusi. Si dimostra che supponendo che al di là dell' $n-1^{mo}$ ordine le probabilità di aumento della parità siano tutte uguali fra loro e corrispondano a τ^{n-1} , la probabilità per l'ordine aperto può calcolarsi con l'espressione seguente

$$\tau_{(n-1)+} = \frac{TFT^{n+}}{TFT^{(n-1)} + TFT^{n+}}$$

b) *La cadenza*. Per la cadenza ricorriamo agli indici di posizione della forma illustrata nel Cap. VI. Usualmente per il processo di fecondità generale si usa il simbolo a . Avremo per il processo nella sua globalità

$$a = \frac{\sum_x (x + 0,5) \cdot n(x, x + 1)}{\sum_x n(x, x + 1)}$$

età media della madre al parto, che nella coorte della precedente Tavola corrisponde a

$$a = \frac{15,5 \cdot 1,9 + 16,5 \cdot 5,7 + \dots + 40,5 \cdot 30,4 + 45 \cdot 57,5}{2374,0} = 29,22 \text{ anni}$$

e negli ordini di nascita

$$a^i = \frac{\sum_x (x + 0,5) \cdot n^i(x, x + 1)}{\sum_x n^i(x, x + 1)} = \frac{\sum_x (x + 0,5) \cdot n^i(x, x + 1)}{TFT^i}$$

età media della madre al parto di un figlio di ordine i; per il 3° ordine, ad esempio, si ricava dalla Tavola

$$a^3 = \frac{15,5 \cdot 0,1 + 16,5 \cdot 0,1 + \dots + 40,5 \cdot 6,1 + 45 \cdot 10,4}{381,1} = 31,19 \text{ anni}$$

In complesso per la coorte 1931 si ottiene:

$$a^1 = 26,05 \text{ anni}; a^2 = 29,04 \text{ anni}; a^3 = 31,19 \text{ anni}; a^4 = 32,59 \text{ anni}; a^{5+} = 34,93 \text{ anni}$$

naturalmente, vale anche in questo caso

$$a = \frac{\sum_i a^i \cdot TFT^i}{TFT}$$

che è facile immediatamente verificare

$$a = \frac{26,05 \cdot 865,6 + \dots + 34,93 \cdot 254,3}{2374,0} = 29,22 \text{ anni}$$

L'ultima espressione di a ci ricorda (Cap. VI) come l'indice di posizione della cadenza del processo di fecondità generale dipenda simultaneamente da un fattore *tempo* e da un fattore *intensità*. Questa caratteristica è di evidente ostacolo negli studi comparativi: confrontando storie di coorti diverse non potremmo comprendere se eventuali variazioni nell'indice a esprimano una differente strategia delle donne nel cadenzare nel tempo il raggiungimento della discendenza finale o se, invece, quelle non dipendano da un eventuale diverso numero di figli avuti. Per ovviare a questo inconveniente si può ricorrere ad un facile procedimento di *standardizzazione*.

Si considerino ad esempio due coorti formatesi rispettivamente nell'anno T e nell'anno $T+k$: la differenza $[a_T - a_{T+k}]$ fornisce un risultato difficilmente interpretabile. Ma se ai TFT_T e TFT_{T+k}^i ed ai TFT_{T+k} e TFT_{T+k}^i delle due coorti in gioco sostituiamo dei valori *standard* TFT_s e TFT_s^i (scelti in modo opportuno: quelli relativi ad una sola delle coorti da confrontare oppure una media tra i valori di tutte le coorti in osservazione), la differenza

$$\begin{aligned} \hat{a}_T - \hat{a}_{T+k} &= \sum_i \left(a_T^i \cdot \frac{TFT_s^i}{TFT_s} \right) - \sum_i \left(a_{T+k}^i \cdot \frac{TFT_s^i}{TFT_s} \right) = \\ &= \sum_i \frac{TFT_s^i}{TFT_s} \cdot (a_T^i - a_{T+k}^i) \end{aligned} \quad [VII.7]$$

non tiene conto dell'eventuale divergenza esistente nell'intensità.

VII.2 - Analisi di un processo a eventi non rinnovabili: il caso della nuzialità dei primi matrimoni.

Non affronteremo in tutta la sua complessità lo studio del processo di formazione delle unioni attraverso il primo matrimonio (*evento* del processo stesso) che può prodursi, appunto, in una coorte di non coniugati (coorte di nati, *evento-origine* essendo il raggiungimento in vita dell'età

minima, secondo la legge o la convenzione, per potersi sposare. Il *processo di primo-nuzialità* (emblematico nell'analisi dei processi a eventi non rinnovabili) è particolarmente complesso data la sua *bidimensionalità* (si manifesta come l'incontro di due soggetti di sesso diverso, normalmente appartenenti a coorti di nascita differenti), da cui deriva una serie di problemi di difficile trattamento demografico-statistico. Ci limiteremo, pertanto ad un esempio, attraverso il quale verificheremo le relazioni e le formule illustrate in precedenza (par. VI.3.1, VI.3.2 e VI.3.2.3).

Per quanto si è appena detto, si comprende facilmente che il processo di primo-nuzialità va studiato *a sessi separati*. Aggiungiamo che i dati vengono qui forniti per intervalli quinquennali di età, caso che in pratica può presentarsi frequentemente e con il quale è bene prendere dimestichezza: peraltro, come si vedrà subito, nulla cambia sul piano sostanziale rispetto a quanto si è visto riferendoci a classi di età di ampiezza annuale.

a) Supponiamo, dunque di osservare una coorte di uomini il cui ammontare a **15 anni esatti** (G_{15}^i) sia pari a **21000** unità – si tratta, quindi di 21000 *celibi* (C_{15}^i) ed, ovviamente, collocandosi all'inizio del processo, $G_{15}^i = C_{15}^i$ -, sottoposta al rischio di vivere l'evento non rinnovabile *primo matrimonio* e un solo rischio concorrente, quello relativo alla mortalità (specifici dei celibi). Supponiamo anche di conoscere le effettive probabilità allo stato puro relative a tali rischi ${}_5r_x^i$ e ${}_5q_x^i$ (formule [VI.8] e [VI.8.1]), calcolate risolvendo il seguente sistema di equazioni:

$${}_5r_x^i = \frac{E^i(x, x+5)}{G_x^i - G_x^i \cdot \frac{{}_5q_x^i}{2}} \quad \text{e} \quad {}_5q_x^i = \frac{D^i(x, x+5)}{G_x^i - G_x^i \cdot \frac{{}_5r_x^i}{2}}$$

I risultati sono riportati nel seguente prospetto:

Prospetto VII.1 – Probabilità pure

Età esatta	${}_5r_x^i$	${}_5q_x^i$
15	0,0152	0,0083
20	0,2546	0,0092
25	0,4581	0,0095
30	0,4599	0,0141
35	0,2970	0,0149
40	0,1835	0,0154
45	0,1035	0,0184

In base a tali probabilità possiamo costruire la *tavola di eliminazione* relativa al fenomeno studiato, per $g_0^1 = 1000, 0$, (nel caso della primo-nuzialità potremmo indicare tale funzione con $c_0^1 = 1000, 0$, mentre chiameremo gli eventi $m^1(x, x+4)$ e le probabilità ${}_5nu_x^1$) determinando di seguito i *parametri fondamentali del processo* (il processo si manifesta – come si deduce subito dai dati – tra i limiti di età $\alpha = 15$ e $\beta = 50$).

Avremo, dunque:

$$c^1_{15} = 1000,00$$

$$m(15,19) = c^1_{15} \cdot {}_5nu^1_{15} = 1000,00 \cdot 0,0152 = 15,2$$

$$c^1_{20} = c^1_{15} - m(15,19) = 1000,00 - 0,0152 = 984,800$$

$$m(20,24) = c^1_{20} \cdot {}_5nu^1_{20} = 984,800 \cdot 0,2546 = 250,730$$

$$c^1_{25} = c^1_{20} - m(20,24) = 734,070$$

.....

$$c^1_{45} = c^1_{40} - m(40,44) = 151,038 - 27,715 = 123,322$$

$$m(45,49) = c^1_{45} \cdot {}_5nu^1_{45} = 123,322 \cdot 0,1035 = 12,764$$

$$c^1_{50} = c^1_{45} - m(45,49) = 123,322 - 12,764 = 110,559$$

Tab. VII.2 - TAVOLA DI PRIMO-NUZIALITÀ

Età esatta	Celibi	Probabilità	I ¹ matrimoni
	c^1_x	${}_5nu^1_x$	$m^1(x, x+5)$
15	1000,0	0,0152	15,2
20	984,8	0,2546	250,7
25	734,1	0,4581	336,3
30	397,8	0,4599	182,9
35	214,8	0,2970	63,8
40	151,0	0,1835	27,7
45	123,3	0,1035	12,8
50	110,6		

Il valore assunto da $c^1_{50} = 110,559$ è il cosiddetto *celibato definitivo*, e rappresenta l'*intensità* del celibato, perfettamente corrispondente al complemento a 1000 (10^3) della *intensità della primo-nuzialità*, somma degli eventi della Tavola, o *Tasso Totale di primo-Nuzialità (TNT)*,

$$TNT = 15,2 + 250,730 + \dots + 27,715 + 12,764 = 889,441$$

Per quanto riguarda l'indice medio di cadenza potremmo utilizzare [ricordando che i valori centrali delle classi di età sono $(x+2,5)$], la formula [V.16], ottenendo un valore pari a 28,42 anni. Potremmo utilizzare anche la formula [V.18], determinando dapprima il Totale di anni vissuti da coloro che si sono sposati e dividendolo poi per l'ammontare di questi ultimi. Avremo allora

Totale anni vissuti: $15 \cdot c^1_{15} + 5 [(0,5) \cdot (c^1_{15} + c^1_{20}) + (0,5) \cdot (c^1_{20} + c^1_{25}) + (0,5) \cdot (c^1_{25} + c^1_{30}) + (0,5) \cdot (c^1_{30} + c^1_{35}) + (0,5) \cdot (c^1_{35} + c^1_{40}) + (0,5) \cdot (c^1_{40} + c^1_{45}) + (0,5) \cdot (c^1_{45} + c^1_{50})] - 50 \cdot c^1_{50}$
 che, semplificando, diventa

$$17,5 \cdot (c^1_{15} - c^1_{50}) + 5 \cdot (c^1_{20} + c^1_{25} + \dots + c^1_{45}) - 30 \cdot c^1_{50}$$

L'ammontare di coloro che si sono sposati è pari a $(c_{15}^1 - c_{50}^1)$ e pertanto il numero medio di anni vissuti da celibe, corrispondente all'età media al primo matrimonio sarà:

$$\bar{x}^1 = \frac{17,5 \cdot (c_{15}^1 - c_{50}^1) + 5 \cdot (c_{20}^1 + c_{25}^1 + \dots + c_{45}^1) - 30 \cdot c_{50}^1}{c_{15}^1 - c_{50}^1} = 28,42$$

- b) Come si è detto nel cap. V, normalmente il ricercatore non dispone dei valori delle probabilità espresse dalla [VI.8] e dalla [VI.8.1], né conosce l'ammontare di celibi C_{15}^1 (trattandosi di un flusso). Poniamo che al 31.12 dell'anno $T+14$ – anno in cui i membri della coorte T vengono censiti a 14 anni compiuti – il contingente $C^1(14,15) = G^1(14,15)$ sia pari a 21152 unità (si veda la Fig. VII.3), e che in quell'anno i membri della coorte abbiano subito 152 perdite per morte (come di consueto, teniamo conto di un solo evento perturbatore). Analogamente a quanto si è fatto al punto a) per la fecondità, valuteremo (si controlli sempre la Fig. VII.3) i C_{15}^1 come

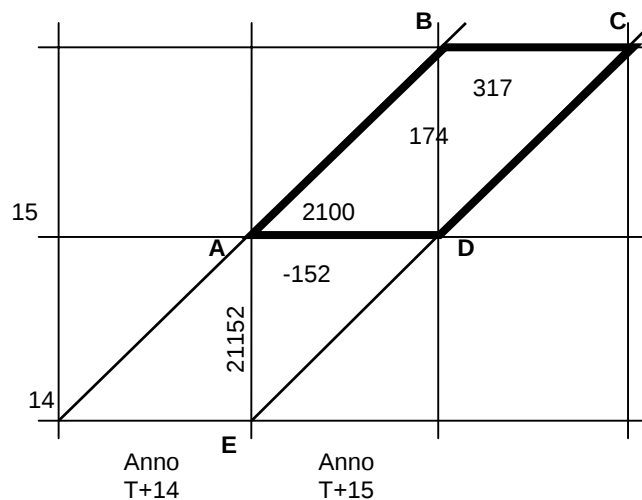


Fig. VII.3

$C^1(AD) = C^1(AE) - D^1(ADE)$ corrispondente, evidentemente, a $G(AD) = G(AE) - D(ADE)$.

Le probabilità di primo matrimonio sono da valutare sfruttando i dati di osservazione secondo l'espressione [VI.9]. Poniamo che le statistiche correnti, attraverso dati forniti secondo la *duplice* classificazione temporale, ci consentano di rilevare, per classi di età e coorte gli eventi studiati (M^1) e gli eventi perturbatori – per l'intera coorte (D) e per la coorte dei soli celibi (D^1) – con i quali possiamo predisporre il prospetto VII.2:

Prospetto VII.2 – Popolazione maschile, celibi ed eventi

Età esatta x	Coorte in Complesso G_x	Decessi in complesso $D(x,x+4)$	Coorte di celibi C_x^1	Decessi di celibi $D^1(x,x+4)$	Primi matrimoni $M^1(x,x+4)$
15	21000	174	21000	174	317
20	20826	191	20509	164	5198
25	20635	195	15147	111	6906
30	20440	258	8130	88	3713
35	20182	273	4329	55	1276
40	19909	286	2998	42	546
45	19623	298	2410	42	248
50	19325		2120		

In base a tali dati, in primo luogo, determiniamo le probabilità (secondo la [VI.9]) e, di seguito, una nuova *tavola di eliminazione* per confrontarla con quella precedentemente costruita, al fine di constatare le eventuali differenze (si ricordi che la [VI.9] è un'approssimazione della [VI.8]). In secondo luogo, potremo procedere al calcolo diretto dei *primi matrimoni ridotti* e dei *tassi di eliminazione* per primo-matrimonio.

Tab. VII.3 - II^a TAVOLA DI PRIMO-NUZIALITÀ

Età esatta	Celibi	Probabilità	I ¹ matrimoni
	C_x^1	${}_{5nu}^1_x$	$m^1(x,x+5)$
15	1000,0	0,0152	15,2
20	984,8	0,2545	250,6
25	734,2	0,4576	336,0
30	398,2	0,4592	182,9
35	215,4	0,2957	63,9
40	151,5	0,1834	27,8
45	123,7	0,1038	12,8
50	110,9		

Come si vede i risultati ottenuti sono praticamente corrispondenti ai precedenti, a dimostrazione che, in situazioni “normali” le approssimazioni presenti nel calcolo della probabilità secondo la [VI.9] non sono rilevanti.

Calcoliamo ora i *primi matrimoni ridotti* secondo la [VI.14]: come si ricorderà, gli eventi *primi matrimoni* vanno rapportati ai $G_{x+2,5}$ ricavati dal Prospetto VII.2 e non ai $C_{x+2,5}^1$.

Ad esempio, per l'età 15-19 avremo:

$$m^1(15,19) = \frac{M^1(15,19)}{G_{15+2,5}} = \frac{M^1(ABCD)}{\frac{G(AD)+G(BC)}{2}} = \frac{317}{20913} \cdot 10^3 = 15,16$$

Prospetto VII.3

Età compiuta	Anni-uomo $G_{x+2,5}$
15-19	20913
20-24	20730,5
25-29	20537,5
30-34	20311
35-39	20050,5
40-44	19766
45-49	19474

Riportiamo di seguito un prospetto in cui sono inseriti, per confronto, gli eventi $m^1(x, x+4)$ della II^a Tavola di primo-nuzialità e gli eventi ridotti $m^1(x, x+4)$ così calcolati.

Prospetto VII.4 – Confronto tra $\{m^1(x, x+4)\}$ e $\{m^1(x, x+4)\}$

Età compiuta $x, x+4$	I ¹ matrimoni della Tavola $m^1(x, x+4)$	I ¹ matrimoni ridotti $m^1(x, x+4)$
15-19	15,2	15,2
20-24	250,6	250,7
25-29	336,0	336,3
30-34	182,9	182,9
35-39	63,9	63,7
40-44	27,8	27,6
45-49	12,8	12,7
Totale	889,1	889,0

I valori del prospetto sono estremamente vicini: l'ipotesi *supplementare di continuità* è, dunque, necessariamente soddisfatta. Si potrebbe verificare empiricamente tale conclusione calcolando, visto che i dati occorrenti sono disponibili, la tavola di eliminazione per morte dell'intera coorte e di quella dei soli celibi: affidiamo l'esercizio alla curiosità dello studente.

Infine calcoliamo i tassi di eliminazione per primo matrimonio, per i quali gli eventi studiati, secondo la [VI.22] sono rapportati $C^1_{x+2,5}$ ricavati sempre dal Prospetto VII.2 e riportati nel Prospetto VII.5.

Prospetto VII.5

Età compiuta	Anni-uomo $C^1_{x+2,5}$
15-19	20754,5
20-24	17828
25-29	11638,5
30-34	6229,5
35-39	3663,5
40-44	2704
45-49	2265

Essi verranno confrontati con le probabilità ${}_5nu^1_x$ della II^a *Tavola di nuzialità* e con le valutazioni ottenute applicando ai tassi stessi la formula [VI.25.1]. Ad esempio, sempre per la classe di età 15-19 avremo

$$t^1_{15+2,5} = \frac{M^1(15-19)}{C^1_{15+2,5}} = \frac{M^1(ABCD)}{\frac{C^1(AD)+C^1(BC)}{2}} = \frac{317}{20754,5} = 0,015274$$

Prospetto VII.6 – Confronto tra tassi di eliminazione e probabilità

Età compiuta $x, x+4$	Tassi di eliminazione ${}_5t^1_x$	Probabilità della Tavola ${}_5nu^1_x$	Probabilità stimate $\sim {}_5nu^1_x$
15-19	0,015274	0,015158	0,015158
20-24	0,291564	0,254467	0,254467
25-29	0,593375	0,457609	0,457609
30-34	0,596035	0,459189	0,459189
35-39	0,348301	0,296641	0,296641
40-44	0,201923	0,183406	0,183406
45-49	0,10492	0,103809	0,103809

Due sole considerazioni. a) i valori dei *tassi di eliminazione* sono molto vicini a quelli delle *probabilità*, a riprova dell'affermata analogia tra queste due misure; b) la *valutazione* delle *probabilità* attraverso l'applicazione della formula [VI.25.1] fornisce dei valori perfettamente *coincidenti* con quelli della *Tavola*, a conferma dell'esistenza di una effettiva relazione lineare tra gli eventi nelle classi di età (seppur quinquennali).

VII.3 - Analisi di un processo a eventi negativi: la mortalità.

1) Generalità.

Si indica col termine *mortalità* - o, simmetricamente, *sopravvivenza* -, il processo che porta all'eliminazione per morte delle unità di una *popolazione* o di una *sottopopolazione*. Esso provoca *direttamente* dei mutamenti *quantitativi* e *qualitativi* nell'aggregato demografico, ma può dare origine, *indirettamente*, anche a dei mutamenti *soltanto* qualitativi (la morte di un coniugato che provoca il cambiamento di *stato civile* del coniuge superstite).

Poiché la mortalità di una coorte ha *intensità sempre uguale a 1*, la sua analisi verte soltanto sulle modalità *temporali* della sua manifestazione, quali si deducono da una *Tavola di mortalità* o *Tavola di sopravvivenza* (*Life Table*, nella terminologia anglosassone). L'interesse conoscitivo si concentra, pertanto, sui fattori che producono le differenze nei tempi di sopravvivenza, da individuarsi nel diverso *rischio di morire* alle successive età (intracoortico e intercoortico): anziché gli eventi – come avviene per gli altri processi – l'analisi privilegia, di conseguenza, le *probabilità* di subirli; impone inoltre una particolare attenzione nello stabilire con precisione il *tempo medio* trascorso dai deceduti nell'ultimo intervallo di età vissuto.

L'eventuale utilizzazione a scopo conoscitivo e interpretativo dei *tassi specifici* di mortalità si colloca – per le considerazioni sviluppate nel precedente capitolo – in un quadro concettuale analogo a quello delle probabilità di morte.

Per le caratteristiche biologiche e sociali degli individui che lo subiscono e per i fattori biologici e sociali che lo determinano, il rischio di morte si diversifica fortemente tra i sessi e lungo la scala delle età. Di conseguenza si analizza la mortalità separatamente tra i due sessi, mentre studi specifici vengono dedicati a particolari *tranches* di età (in particolare quelle *infantili* e *senili* che verranno trattate in un capitolo successivo). Nell'economia di questo corso non potranno, peraltro, rientrare, nonostante la loro rilevanza, altri caratteri differenziali del processo di mortalità, quali quelli legati alla condizione sociale o quelli legati alle cause di morte.

2) Le Tavole di mortalità: definizioni e funzioni.

In armonia con i principi generali sviluppati nel Cap. IV, definiamo *Tavola di mortalità* o *Tavola di sopravvivenza* di una coorte lo strumento analitico che consente di descrivere le modalità attraverso le quali un gruppo di 10^n individui, nati in uno stesso anno o in uno stesso intervallo di tempo viene eliminato dalla popolazione per effetto degli eventi *morte* che *si succedono* al trascorrere dell'età, fino a colpire l'ultimo elemento della coorte stessa.

Le funzioni fondamentali di una tavola di mortalità e le relazioni formali che le legano l'un l'altra hanno una medesima definizione e un'identica formulazione (salvi gli ovvi e inevitabili adattamenti allo specifico processo ora affrontato) viste in precedenza *per i processi a eventi non rinnovabili e a eventi non rinnovabili e negativi*, trattati nei par. V.3, VI.3.1, VI.3.2.2.

Posto che, rispetto alla trattazione generale, g_x o g_x^i corrisponde nella tavola di mortalità a l_x , $e(x, x+1)$ a $d(x, x+1)$ e r_x o r_x^i a q_x , avremo che nell'intervallo di età $\alpha = 0$ e $\beta = \omega$ (ω , in questo caso, rappresenta l'età estrema della vita che, empiricamente coincide con il limite superiore della classe di età in cui muore l'ultimo membro della coorte), le *tre funzioni fondamentali* sono rappresentate da:

- $\{l_x\}$: i *sopravviventi* alle successive età *esatte* x – con $l_0 = 10^n$ e $l_\omega = 0$;
- $\{d(x, x+1)\}$: i decessi occorsi all'età *compiuta* x
- $\{q_x\}$: la probabilità di morire tra le età x e $x+1$ per coloro che hanno raggiunto in vita l'età esatta x (quindi una probabilità condizionata).

Tra queste funzioni, come in ogni altra tavola di eliminazione, sussistono le relazioni già viste, in generale, nel Cap. V. in particolare

$$l_x - l_{x+1} = d(x, x+1) \quad [\text{VII.8}] \quad \text{e} \quad q_x = \frac{d(x, x+1)}{l_x} \quad [\text{VII.9}]$$

per cui avremo, normalmente, anche

$$d(x, x+1) = l_x \cdot q_x \quad [\text{VII.10}] \quad \text{e} \quad l_{x+1} = l_x - d(x, x+1) \quad [\text{VII.11}]$$

Nella Tavola di mortalità si usa includere altre funzioni – non sempre formalizzate nella parte generale del Cap. V – e che derivano dalle tre fondamentali ora viste. Si tratta di:

- p_x : probabilità per i sopravviventi all'età esatta x di rimanere in vita fino all'età esatta $x+1$; come si è già visto in precedenza

$$p_x = 1 - q_x = 1 - \frac{d(x, x+1)}{l_x} = \frac{l_x - d(x, x+1)}{l_x} = \frac{l_{x+1}}{l_x} \quad [\text{VII.12}]$$

che può estendersi ad un intervallo di vita più ampio con

${}_y p_x$: la probabilità per i sopravvissuti all'età esatta x di rimanere in vita fino ad una qualsiasi età $x+y$, che per le regole del calcolo delle probabilità è data da

$${}_y p_x = p_x \cdot p_{x+1} \cdots p_{x+y-1} = \frac{l_{x+y}}{l_x} \quad [\text{VII.13}]$$

e quando $x = 0$, ${}_y p_0$ diventa la probabilità per ogni unità del contingente iniziale della coorte di sopravvivere dalla nascita fino all'età esatta y , ed è evidente che:

$${}_y p_0 = \frac{l_y}{l_0} \text{ e, quindi, per } l_0 = 1 \text{ (} l_0 = 10^0 \text{), } {}_y p_0 = l_y$$

- L_x : il numero di anni vissuti in media dai membri della coorte nell'intervallo di età $x, x+1$, (anni-persona) che, secondo la [V.17] corrisponde a

$$L_x = l_x - \frac{1}{2}d(x, x+1) = \frac{1}{2}(l_x + l_{x+1}) \quad [\text{VII.14}]$$

(questa espressione che, evidentemente, presuppone perfetta linearità nella mortalità tra le età x e $x+1$, non è accettabile per la classe di età compiuta 0-1, a causa del particolare andamento – di cui si parlerà estesamente più avanti – della mortalità nel primo anno di vita (*mortalità infantile*) certamente non lineare; di norma si calcola una media ponderata $L_0 = k \cdot l_x + h \cdot l_{x+1}$ - con i pesi $k+h=1$ -).

- T_x : numero totale di anni vissuti a partire dall'età esatta x fino al termine della vita dai sopravvissuti a quell'età (si riveda la [V.18])

$$T_x = L_x + L_{x+1} + \cdots + L_{\omega-1} \quad [\text{VII.15}]$$

e la relazione tra T_x e il successivo T_{x+1} è la seguente

$$T_x = L_x + T_{x+1} \quad [\text{VII.16}]$$

- m_x : tasso di mortalità (vedi [VI.22]) definito come rapporto tra deceduti della coorte tra le età x e $x+1$ e il numero di anni vissuti nell'intervallo dai sopravvissuti in x :

$$m_x = \frac{d(x, x+1)}{L_x} \quad \text{quindi} \quad m_x = \frac{d(x, x+1)}{\frac{1}{2}(l_x + l_{x+1})} \quad [\text{VII.17}]$$

che, ricordiamo, è legato alla probabilità di morte (sempre in ipotesi di linearità) dalla relazione [VI.25]

$$q_x = \frac{2 \cdot m_x}{2 + m_x} \quad [\text{VII.18}]$$

3) I parametri fondamentali.

Gli indici che sintetizzano la storia descritta dalla Tavola di mortalità riguardano, come si è più volte detto, la sua *cadenza* – l'intensità essendo per definizione sempre = 1 – e si identificano nella *speranza di vita* o *vita media* e nella *vita probabile* o *vita mediana* dei sopravvissuti considerati alla nascita o ad una età qualsiasi x .

- La *Speranza di vita* o *Vita media* si indica col simbolo e_x^0 e corrisponde al numero medio di anni che restano ancora da vivere ai membri della coorte sopravvissuti all'età esatta x , l_x . Secondo i principi della [VI.18] avremo allora

$$e_x^0 = \frac{T_x}{l_x} \quad \text{con } x = 0, 1, \dots, \omega-1 \quad [\text{VII.19}]$$

che, ricordando la precedente [VII.15] corrisponde a

$$e_x^0 = \frac{L_x + L_{x+1} + \dots + L_{\omega-1}}{l_x} \quad [\text{VII.20}]$$

oppure, ricordando la [VII.14] a

$$\begin{aligned} e_x^0 &= \frac{(0,5)l_x + l_{x+1} + \dots + l_{\omega-1}}{l_x} = \\ &= (0,5) + \frac{l_{x+1} + \dots + l_{\omega-1}}{l_x} \end{aligned} \quad [\text{VII.21}]$$

Trattandosi di un indice sintetico di cadenza, potremmo optare, secondo quanto visto nel Cap. V per una media con pesi non nulli degli *eventi* della tavola

$$e_x^0 = \sum_{y=x}^{\omega-1} \frac{d(y, y+1)}{l_x} \quad [\text{VII.22}]$$

e da questa espressione possiamo risalire facilmente alle altre, come il lettore potrà facilmente verificare.

Ad ogni età, dunque, e_x^0 sintetizza l'esperienza di vita delle persone che sono fino ad allora sopravvissute e rappresenta perciò un indice di fondamentale importanza negli studi comparativi di mortalità.

Il valore di e_x^0 calcolato a partire dall'età 0

$$e_x^o = \frac{T_0}{l_0} \quad [\text{VII.23}]$$

prende il nome di *speranza di vita* o *vita media alla nascita*.

- La *vita probabile* o *vita mediana* si indica col simbolo π_x e corrisponde all'età in cui il contingente sopravvivente l_x si dimezza, $l_{\pi_x} = \frac{1}{2} \cdot l_x$; essa cadrà, normalmente, tra due età esatte contigue y e $y+1$ e sarà pertanto uguale a

$$\pi_x = \frac{l_y - 0,5 \cdot l_x}{l_y - l_{y+1}} \quad [\text{VII.24}]$$

con $l_y > 0,5 \cdot l_x > l_{y+1}$.

Nella Tav. VII.1 viene riportata l'intera tavola di mortalità della coorte femminile italiana nata nel 1880; le sue funzioni fondamentali sono rappresentate nelle figure VII. – VII.

4) Costruzione delle tavole di mortalità generale.

4.1) Calcolo delle probabilità di morte.

Poniamo che le statistiche ufficiali forniscano di anno in anno i dati sui decessi e sui flussi migratori (eventi perturbatori) per sesso, età ed anno di nascita (*l'indispensabile duplice classificazione*) dei deceduti e dei migranti. E' quanto si è avuto a disposizione per la coorte femminile del 1880. Nel prospetto che segue sono riportati i dati in questione per alcune classi annuali di età. Proponiamoci di calcolare q_x a 21 anni esatti (si veda anche la fig. VII.4)

Prospetto VII. – Decessi, saldo migratorio, viventi al 31.12 degli anni indicati
Nella coorte di donne italiane nate nel 1880.

Anno di osservazione	Età in anni compiuti	Decessi $D(x, x+1)$	Saldo migratorio $IE(x, x+1)$	Viventi al 31.12 $P_{x, x+1}$
1900	20	946	+ 900	279929
1901	20	864	- 822	
1901	21	921	- 823	276499
1902	21	889	- 850	
1902	22	920	- 880	272930
1903	22	960	- 920	
1903	23	970	- 928	269152
1904	23	972	- 676	

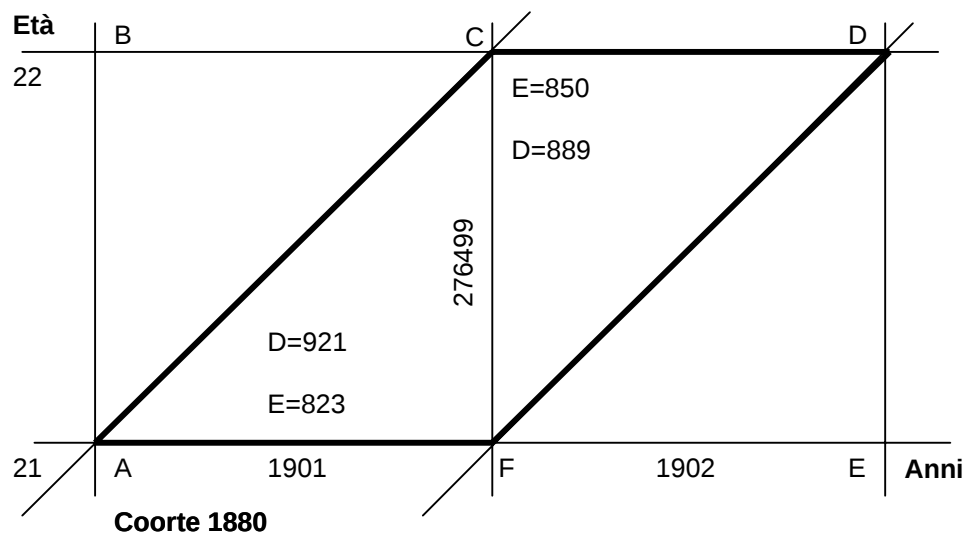


Fig: VII.4. Calcolo della probabilità di morte

Disponendo di tali informazioni potremo calcolare la probabilità q_{21} potrà essere calcolata, utilizzando i dati del prospetto riportati sul diagramma di Lexis di fig. VII secondo la formula [VI.9].

$$q_{21} = \frac{D(ACF) + D(FCD)}{P(CF) + [D(ACF) + IE(ACF)] - 1/2[IE(ACF) + IE(FCD)]}$$

e otterremo

$$q_{21} = \frac{921 + 889}{(276499 + 921 + 823) - 0,5 \cdot (823 + 850)} = \frac{1810}{277406,5} = 0,0065247$$

Ma se gli eventi perturbatori hanno, nell'intervallo di età un andamento lineare – un caso, per certi aspetti, analogo lo abbiamo considerato nella [VII.3.1] – per cui $IE(ACF) \approx IE(FCD)$ – il che sembra verificarsi nel nostro esempio -, il precedente rapporto diventa

$$\begin{aligned} P(CF) + [D(ACF) + IE(ACF)] - 1/2[IE(ACF) + IE(FCD)] &= P(CF) + D(ACF) + IE(ACF) - IE(ACF) = \\ &= P(CF) + D(ACF) \end{aligned}$$

si può usare la formula semplificata

$$q_{21} = \frac{D(ACF) + D(FCD)}{P(CF) + D(ACF)} = \frac{921 + 889}{276499 + 921} = \frac{1810}{277420} = 0,0065244$$

risultato pressoché identico al precedente.

Potremmo – data l'evidente approssimazione alla linearità – calcolare la probabilità di morte passando dal tasso specifico di mortalità. Secondo la [VII.17] e la [VII.3.1], prima ricordate avremo:

$$m_{21} = \frac{D(ACF) + D(FCD)}{\frac{1}{2} \cdot \{P(CF) + [D(ACF) + IE(ACF)] + P(CF) - [D(ACF) + IE(FCD)]\}}$$

$$= \frac{1810}{1/2 \cdot (278243 + 274760)} = \frac{1810}{276501,5} = 0,00654607$$

oppure in analogia con la [VII.3.1]

$$m_{21} = \frac{D(ACF) + D(FCD)}{P(CF)} = \frac{1810}{276499} = 0,00654613$$

- valore identico al precedente – e risaliremo alla probabilità con la [VII.18]

$$q_{21} = \frac{2 \cdot 0,00654607}{2 + 0,00654607} = \frac{0,0130922}{2,0065461} = 0,0065247$$

risultato corrispondente a quello ottenuto sfruttando la formula [VI.9].

Nella Tavola VII.1 riportiamo la Tavola di mortalità costruita per le donne italiane nate nel 1880 tratta da M. Ventisette, 1996, *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, Firenze, Centro 2P e nelle figure VII.5-VII.8 la rappresentazione grafica delle sue principali funzioni biometriche.

VII.4 – La mortalità senile.

L'osservazione dei valori della Tavola VII.3 nelle età superiori ai 95 anni e - con maggior efficacia - quella della loro rappresentazione nella Fig. VII.3, pone un naturale interrogativo: com'è possibile che nel segmento estremo della vita le probabilità di morte decrescano al crescere dell'età? Anche se stiamo osservando la storia di una coorte formatasi da ben più di un secolo, le probabilità di morte dopo i 95 anni sono state calcolate sfruttando statistiche relativamente recenti: gli aggiornamenti del Censimento del 1971 (per individuare gli esposti al rischio da porre al denominatore) e le statistiche correnti sui decessi (da porre al numeratore) dal 1975. I dati dunque provengono da fonti moderne, che dovrebbero dare le maggiori garanzie di precisione e attendibilità. Ma i valori in osservazione sono evidentemente errati. Certo non sono da escludere in maniera categorica inesattezze nella dichiarazione dell'anno di nascita della persona anziana al momento della denuncia della morte (controllabile, peraltro, attraverso l'anno di nascita) o nella scheda di Censimento (tanto più probabile quanto più è elevata la sua età e quanto maggiore è la lontananza generazionale o rispetto alla relazione di parentela nei confronti di chi compila il modulo censuario); si può anche pensare ad una pesante influenza della casualità nell'ammontare delle morti per età quando queste divengono progressivamente più esigue al crescere dell'età stessa. L'influenza di questi fattori non è, di fatto, da escludere, ma è indubitabile che all'origine dell'errore lamentato sono gli errori, assai frequenti, nell'*accertamento numerico* dei nonagenari e dei centenari al momento del Censimento – le persone molto anziane sono *sempre sovrannumerate* al Censimento a causa, soprattutto, della loro accentuata mobilità familiare e, in genere, logistica - e all'ampliamento che questi errori subiscono nel tempo. Si supponga, infatti, che in un certo anno t l'effettivo contingente di uomini 95^{enni} sia pari a 2000, ma che per errori del tipo indicato sia stato sovrastimato del 5%; si supponga anche che a causa della mortalità nell'anno $t+5$ il reale contingente della generazione si sia ridotto a 200 individui: l'aggiornamento che si otterrebbe sottraendo dalla valutazione iniziale ($2000+5\%=2100$) il numero dei decessi avvenuti nel quinquennio (1800) porterebbe ad un contingente di individui pari a 300, maggiore del 50% del

Tavola VII.1 – Tavola di mortalità delle donne italiane nate nel 1880

Età x	q_x	l_x	$d(x,x+1)$	p_x	L_x	m_x	T_x	e^o_x (anni)	π_x (anni)
0	0,19675	100000	19675	0,80325	86227,5	0,22818	3929796	39,30	37,46
1	0,11122	80325	8934	0,88878	75858	0,11777	3843568	47,85	60,28
2	0,05560	71391	3969	0,94440	69406,5	0,05720	3767710	52,78	65,88
3	0,03367	67422	2270	0,96633	66287	0,03425	3698304	54,85	67,97
4	0,02406	65512	1568	0,97594	64368	0,02434	3632017	55,75	69,11
5	0,01828	65384	1162	0,98172	63003	0,01844	3567649	56,11	69,88
6	0,01553	62422	969	0,98447	61937,5	0,01566	3504646	56,14	70,40
7	0,01080	51453	664	0,98920	61121	0,01086	3443248	56,03	70,81
8	0,00760	60789	462	0,99240	60557,5	0,00763	3382127	55,64	71,03
9	0,00579	60327	649	0,99421	60152,5	0,00580	3321569	55,06	71,27
10	0,00568	59977	341	0,99432	59807,5	0,00568	3261417	54,38	71,41
11	0,00521	59637	311	0,99479	59481,5	0,00523	3201609	53,68	71,55
12	0,00445	59326	270	0,99545	59191	0,00456	3142128	52,96	71,67
13	0,00433	59056	256	0,99567	58928	0,00433	3082937	52,20	71,78
14	0,00482	58800	283	0,99518	58658,5	0,00484	3024009	51,43	71,88
15	0,00530	58517	310	0,99470	58362	0,00531	2965350	50,68	71,99
16	0,00555	58207	323	0,99445	58045,5	0,00556	2906988	49,49	72,11
17	0,00606	57884	351	0,99394	57708,5	0,00608	2849843	49,22	72,23
18	0,00635	57533	365	0,99365	57350,5	0,00628	2791234	48,52	72,36
19	0,00645	57168	369	0,99335	56983,5	0,00647	2733884	47,82	72,49
20	0,00642	56799	365	0,99358	56616,5	0,00645	1676900	47,13	72,63
21	0,00652	56434	368	0,99348	56250	0,00654	2620284	46,43	72,76
22	0,00686	56066	385	0,99314	55873,5	0,00689	2564034	45,73	72,90
23	0,00719	55681	400	0,99281	55481	0,00722	2508160	45,05	73,04
24	0,00720	55281	398	0,99280	55082	0,00723	2452679	44,37	73,20
25	0,00694	54883	381	0,99306	54692,5	0,00698	2397597	43,69	73,35
26	0,00679	54502	370	0,99321	54317	0,00681	2342905	42,99	73,49
27	0,00800	54132	433	0,99200	53915,5	0,00803	2288588	42,28	73,63
28	0,00808	53699	434	0,99192	53482	0,00811	2234572	41,61	73,80
29	0,00696	53265	371	0,99304	53079,5	0,00692	2181190	40,95	73,96
30	0,00713	52894	377	0,99287	52705,5	0,00709	2128111	40,23	74,10
31	0,00708	52517	372	0,99292	52331	0,00711	2075405	39,52	74,25
32	0,00648	52145	338	0,99352	51976	0,00746	2023074	38,80	74,39
33	0,00662	51807	343	0,99338	51635,5	0,00664	1971098	38,05	74,51
34	0,00708	51464	364	0,99292	51282	0,00710	1919463	37,30	74,64
35	0,00738	51100	377	0,99262	50911,5	0,00740	1868181	36,56	74,78
36	0,00768	50723	390	0,99232	50528	0,00772	1817269	35,83	74,92
37	0,01453	50333	731	0,98547	49967,5	0,01463	1766741	35,10	75,06
38	0,01512	49602	750	0,98488	49227	0,01523	1716774	34,61	75,28
39	0,00889	48852	434	0,99111	48635,5	0,00894	1667547	34,13	75,52
40	0,00787	48418	381	0,99213	48227,5	0,00790	1618912	33,44	75,66
41	0,00713	48037	342	0,99287	47866	0,00714	1570684	32,70	75,78
42	0,00716	47695	341	0,99264	47524,5	0,00720	1522818	31,93	75,89
43	0,00715	47354	339	0,99286	47184,5	0,00718	1475294	31,15	75,99
44	0,00730	47015	343	0,99270	46843,5	0,00732	1428109	30,38	76,10
45	0,00738	46672	344	0,99262	46500,5	0,00740	1381266	29,60	76,21
46	0,00731	46328	339	0,99269	46158,5	0,00734	1334766	28,81	76,33
47	0,00732	45989	337	0,99268	45820,5	0,00735	1288607	28,02	76,44
48	0,00802	45652	366	0,99198	45469	0,00805	1242787	27,22	76,54
49	0,00716	45286	324	0,99284	45124,5	0,00811	1197318	26,44	76,66

Segue Tavola VII.1 – Tavola di mortalità delle donne italiane nate nel 1880

Età x	q_x	l_x	$d(x,x+1)$	p_x	L_x	m_x	T_x	e^o_x (anni)	π_x (anni)
50	0,00849	44962	382	0,99151	44771	0,00853	1152194	25,63	76,77
51	0,00846	44580	377	0,99154	44391,5	0,00849	1107423	24,84	76,89
52	0,00918	44203	406	0,99082	44000	0,00923	1063031	24,05	77,01
53	0,00910	43797	399	0,99090	43597,5	0,00915	1019031	23,27	77,14
54	0,01033	43398	448	0,98967	43174	0,01038	975434	22,48	77,27
55	0,01074	42950	461	0,98926	42719,5	0,01079	932260	21,71	77,41
56	0,01211	42489	515	0,98789	42231,5	0,01219	889540	20,94	77,55
57	0,01157	41974	486	0,98843	41731	0,01165	847309	20,19	77,71
58	0,01333	41488	553	0,98667	41211,5	0,01342	805578	19,42	77,86
59	0,01445	40935	592	0,98555	40639	0,01457	764366	18,67	78,04
60	0,01635	40343	660	0,98365	40013	0,01647	723727	17,94	78,23
61	0,01709	39683	678	0,98291	39344	0,01723	683714	17,23	78,45
62	0,01969	39005	768	0,98031	38621	0,01989	644370	16,52	78,67
63	0,02278	38237	871	0,97722	37801,5	0,02304	605749	15,84	79,92
64	0,02484	37366	928	0,97516	36902,5	0,02515	567948	15,20	79,19
65	0,02326	36438	848	0,97674	36014	0,02355	531046	14,58	79,47
66	0,02569	35590	914	0,97431	35133	0,02602	495032	13,91	79,73
67	0,02706	34676	918	0,97294	24207	0,02742	459899	13,26	80,01
68	0,03133	33738	1057	0,96867	33209,5	0,03183	425692	12,62	80,31
69	0,03805	32681	1008	0,96915	32177	0,03133	392482	12,01	80,64
70	0,03695	31673	1170	0,96305	31088	0,03764	360305	11,38	80,96
71	0,04097	30503	1250	0,95903	29878	0,04184	329217	10,79	81,32
72	0,04632	29253	1355	0,95368	28575,5	0,04742	299399	10,23	81,70
73	0,04699	27898	1311	0,95301	27242,5	0,04812	270764	9,71	82,11
74	0,05013	26587	1333	0,94987	25920,5	0,05142	243521	9,16	82,37
75	0,06286	25254	1587	0,93717	24460,5	0,06488	217601	8,62	82,96
76	0,06524	23667	1544	0,93476	22895	0,06744	193140	8,16	83,38
77	0,07216	22123	1597	0,92784	21325	0,07484	170245	7,70	83,90
78	0,07448	20257	1529	0,92552	19762,5	0,07737	148920	7,25	84,44
79	0,08617	18998	1637	0,91383	18179,5	0,09055	129158	6,80	84,95
80	0,09138	17361	1586	0,90862	16568	0,09573	110978	6,39	85,50
81	0,10367	15775	1635	0,89633	14957,5	0,10931	94410	5,98	86,17
82	0,12386	14140	1751	0,87614	13264,5	0,13201	79453	5,62	86,79
83	0,11864	12389	1470	0,88136	11654	0,12614	66188	5,34	87,48
84	0,13732	10919	1499	0,86268	10169	0,14740	54534	4,99	88,07
85	0,13931	8420	1312	0,86069	8764	0,14970	44365	4,71	88,84
86	0,16162	8108	1310	0,83838	8453	0,17577	35601	4,39	89,57
87	0,18620	6798	1266	0,81380	6165	0,20535	28148	4,14	90,36
88	0,17647	4432	976	0,82353	5044	0,19350	21983	3,97	91,22
89	0,19305	4556	880	0,80695	4116	0,21380	16939	3,72	91,98
90	0,20963	3676	771	0,79037	3290,5	0,23431	12823	3,49	92,75
91	0,22039	2905	640	0,77961	2585	0,24758	9532	3,31	93,58
92	0,25238	2265	572	0,74762	1979	0,28903	6947	3,11	94,40
93	0,24566	1693	416	0,75434	1485	0,28013	4968	2,99	95,27
94	0,28222	1277	360	0,71778	1097	0,32817	3483	2,73	96,11
95	0,28152	917	258	0,71848	788	0,32741	2386	2,60	97,08
96	0,28724	659	189	0,71278	564,5	0,33481	1598	2,42	98,01
97	0,29753	470	140	0,70247	400	0,35000	1034	2,20	99,14
98	0,26109	330	86	0,73891	287	0,29965	634	1,92	100,30
99	0,27011	244	66	0,72989	211	0,31280	347	1,42	101,22
100	0,24380	178	43	0,75620	135,5	0,31734	136	0,76	101,80

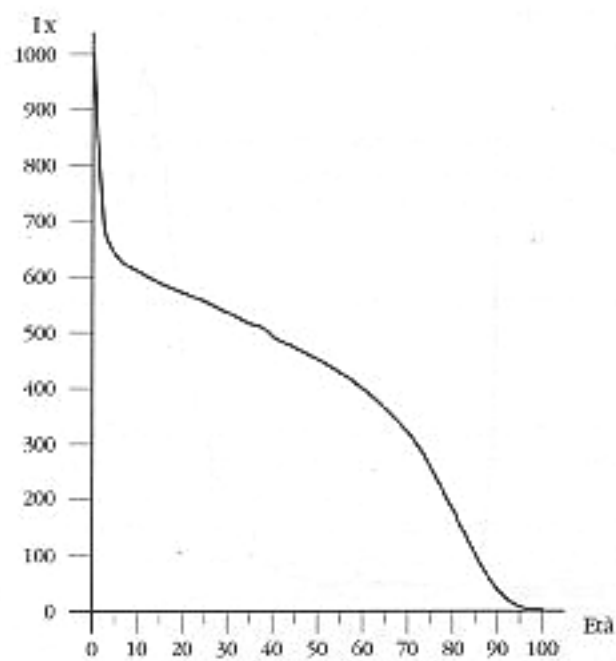


Fig. VII.5

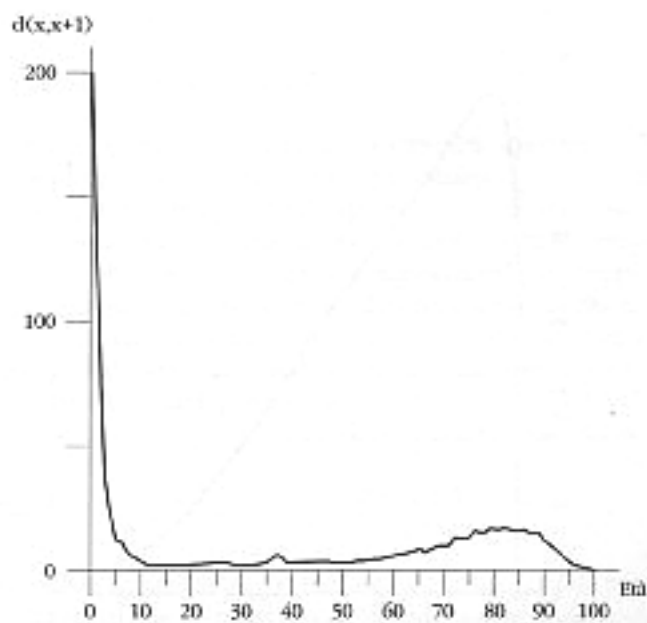


Fig. VII. 6

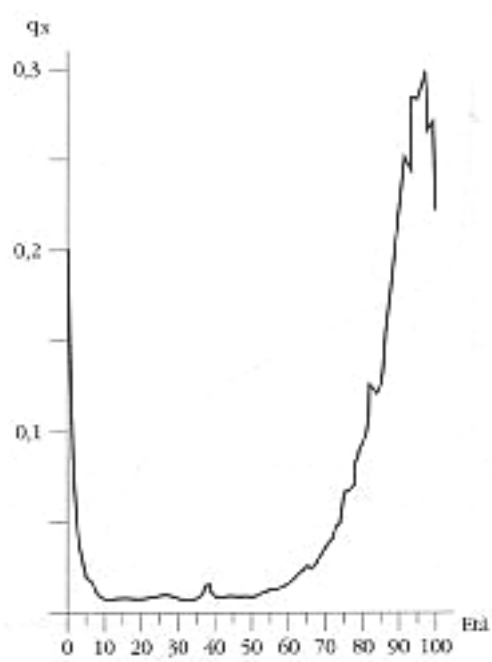


Fig. VII. 7

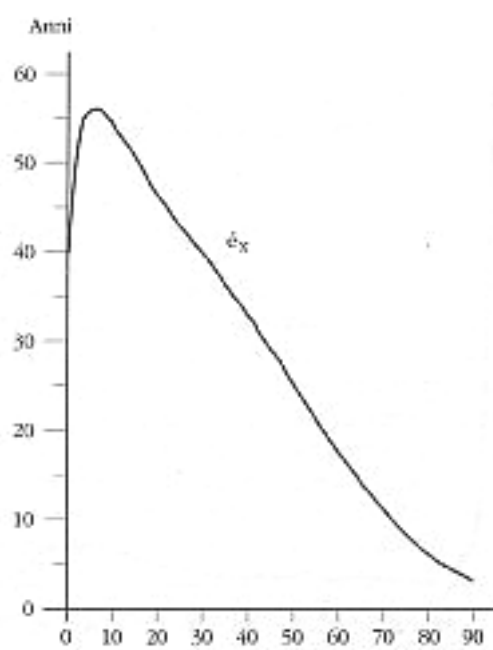


Fig. VII. 8

valore effettivo; nell'anno $t+10$, se l'effettivo numero di superstiti fosse pari a 10, l'aggiornamento darebbe un valore di 110, superiore al vero di oltre 10 volte.

Se si ritengono inesistenti, o almeno trascurabili gli errori di classificazione dell'età (attraverso l'anno di nascita) e se si verificano almeno parzialmente) alcune condizioni, che preciseremo tra breve, si può giungere ad una più corretta valutazione dei rischi di morte per età seguendo un procedimento molto semplice, introdotto da P. Vincent, più noto col nome di *metodo delle generazioni estinte*. La sua applicazione richiede la conoscenza dei *sol*i deceduti classificati per età, anno di nascita e anno di morte e si fonda su una semplicissima relazione, verificabile con assoluta precisione all'interno della tavola di mortalità o in una coorte reale in assenza di fenomeni perturbatori:

$$l_x = \sum_{i=x}^{\omega-1} d(i, i+1)$$

$${}^*P_x = \sum_{i=x}^{\omega-1} {}^*D(i, i+1) \quad [\text{VII.25}]$$

per cui

$$q_x = \frac{d(x, x+1)}{l_x} = \frac{{}^*D(x, x+1)}{\sum_{i=x}^{\omega-1} {}^*D(i, i+1)} = \frac{{}^*D(x, x+1)}{{}^*D(\omega-1, \omega) + \dots + {}^*D(x, x+1)} \quad [\text{VII.26}]$$

In pratica il metodo delle generazioni estinte richiede che si acquisisca la certezza – attraverso un controllo condotto sulle fonti ufficiali per un congruo numero di anni – che una data generazione non “fornisca” più decessi e che, di conseguenza, possa essere considerata “estinta”: si sommano allora a ritroso i deceduti a partire dall'anno in cui è stato registrato il decesso dell'ultimo componente, applicando poi la [VII.26] per ottenere le probabilità di morte.

Le condizioni necessarie perché il metodo sia applicabile sono facilmente intuibili: 1) il sistema di rilevazioni statistiche ufficiali deve essere tale da garantire una corretta attribuzione dell'età alla morte; 2) deve essere nulla nelle età considerate la mobilità spaziale. Ambedue le condizioni sono sufficientemente plausibili, quanto meno per i paesi sviluppati, e a livello territoriale nazionale se si studiano le età superiori agli 85 anni, meglio ai 90 anni (è assai rara la mobilità con l'estero delle persone di quelle età). Peraltro, una eventuale emigrazione dei soggetti in particolari età, *a condizione che siano rispettate le condizioni di indipendenza e continuità*, un emigrato non rientra tra gli eventi nè, conseguentemente, tra i sopravvivenenti (che sono una somma di deceduti); diversamente per un'eventuale immigrazione ad una particolare età: anche se fosse rispettata quella condizione, sommando a ritroso i deceduti, nelle classi di età precedenti quella di decesso dell'immigrato, i sopravvivenenti risulterebbero sovraenumerati.

Parte terza

L'analisi trasversale delle popolazioni

CAP.VIII – L'analisi delle misure demografiche del momento.

VIII.1 - Il problema.

Nel Cap III, dedicato all'analisi della popolazione intesa nella sua globalità, si sono presentate varie misure (*tassi*) calcolati con riferimento all'anno in cui gli eventi si sono prodotti: il loro impiego fa parte della cosiddetta analisi demografica *trasversale* o *per contemporanei* o *del momento*. Cercheremo adesso di specificare meglio alcuni aspetti dell'analisi trasversale, di individuarne i limiti e, di seguito, suggerirne le possibili correzioni.

E' bene premettere che l'osservazione e l'analisi per coorte - sede naturale dei processi demografici - talvolta non si adatta alle condizioni o agli scopi della ricerca. In generale ciò si verifica quando:

- a) occorre avere una informazione tempestiva sui livelli e/o sulle caratteristiche di un dato fenomeno, da utilizzare nel breve o medio periodo. Ad esempio si vuol conoscere quale sia il livello medio di fecondità, o di mortalità, in un certo anno o in un limitato numero di anni a fini di politica sociale o sanitaria. Oppure, più semplicemente, si desidera analizzare le relazioni che legano certe manifestazioni demografiche alle caratteristiche dell'ambiente o del contesto che, per definizione, sono caratteristiche *del momento*: il livello di inquinamento atmosferico per la mortalità, il grado di ruralità o di istruzione per la fecondità, il livello di industrializzazione o di disoccupazione per le emigrazioni;
- b) i dati disponibili non sono sufficienti per estensione temporale o dettaglio classificatorio a ricostruire la storia delle coorti. Ad esempio non si dispone anno per anno della classificazione degli eventi secondo le variabili temporali necessarie per la ricostruzione longitudinale del processo considerato; oppure le informazioni statistiche si riferiscono a un limitato numero di anni, insufficienti ad osservare l'intera manifestazione del processo in una coorte, o ad estendere l'osservazione ad un numero di coorti congruo per l'analisi comparativa; oppure esistono importanti soluzioni di continuità nelle serie.

Nel primo caso la ricostruzione e l'analisi dei processi di popolazione all'interno delle coorti appaiono *inadeguate* alle particolari esigenze conoscitive a causa della durata, normalmente lunga, di un processo di coorte, e della impossibilità di ricavarne "livelli medi" con riferimento ad un anno preciso o a un limitato numero di anni.

Nel secondo caso esse sono *praticamente impossibili* per mancanza o per insufficienza delle indispensabili informazioni statistiche di base.

Si possono sfruttare, e in qual modo, i limitati dati a disposizione per ottenere, comunque, delle misure dei fenomeni demografici? Questi problemi sono di fondamentale importanza per il demografo perché le esigenze conoscitive richiamate sub a) sono correnti e le condizioni di osservazione sub b) sono le più frequenti.

VIII.2 - Osservazioni in anni di calendario e diagramma di Lexis.

Cerchiamo di esplicitare subito la complessità dei meccanismi in gioco attraverso la rappresentazione sul diagramma di Lexis di un caso concreto. Poniamo di aver ricostruito in una data popolazione e per le generazioni di donne nate tra il 1900 e il 1965 un processo demografico che si manifesta tra le età (durate) esatte $\alpha=15$ e $\beta=50$ e chiediamoci quale sia il livello medio che caratterizza tale processo nel 1960 e nel 1980. Si faccia riferimento al

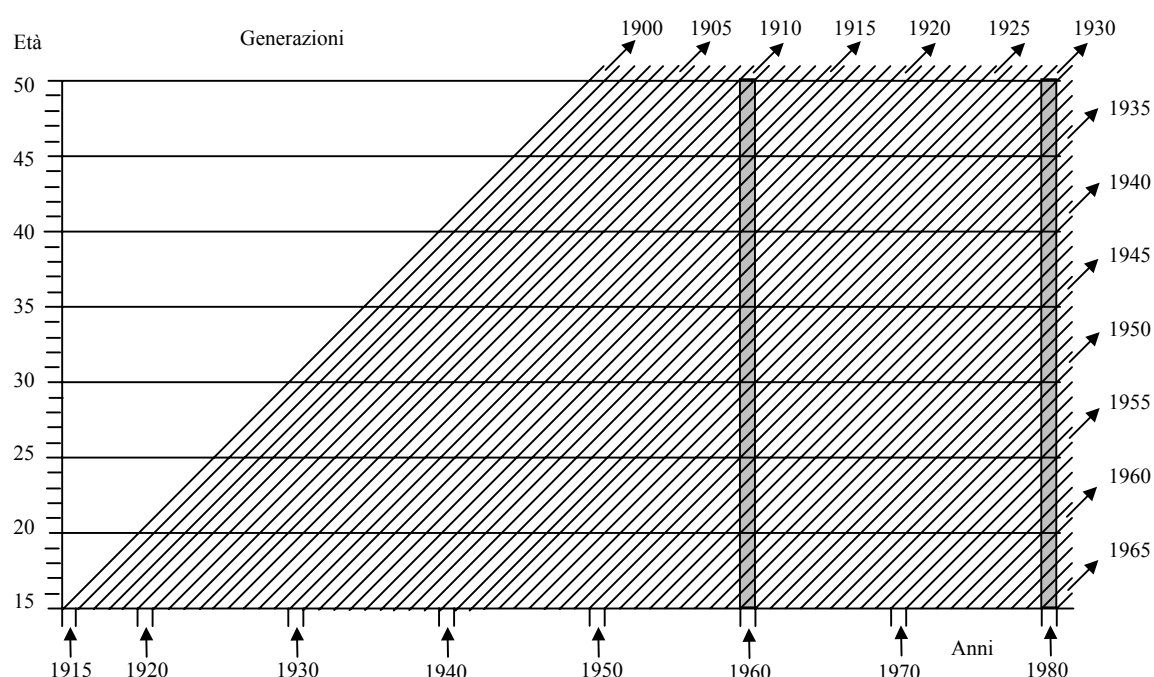


Diagramma VIII.1¹

diagramma VIII.1 e al diagramma VIII.2 che rappresenta un estratto del precedente.

¹ Si ricordi (par.II.3.1) che alla confluenza di un corridoio longitudinale (coorte) e di uno trasversale (anno di osservazione) gli eventi si manifestano in due classi di età successive. Per non complicare eccessivamente la trattazione, definiremo, pertanto, l'età con riferimento ai membri della coorte che nascono il 31.12 dell'anno $t-x$.

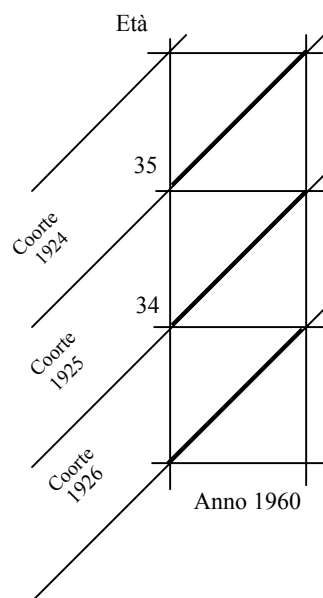


Diagramma.VIII.2²

Come si ricorderà dal Cap. II, sul diagramma di Lexis gli eventi (e gli eventi ridotti) per durata osservati in un anno di calendario si collocano all'interno di corridoi perpendicolari all'asse delle ascisse. Nel caso in esame gli eventi (o gli eventi ridotti) per età della donna osservati negli anni 1960 e 1980 sono tratteggiati sul diagramma VIII.1.

Come fa chiaramente vedere il diagramma VIII.1 – ne abbiamo già discusso in precedenza –, i parallelogrammi del diagramma di Lexis non sono univocamente definiti rispetto alla durata: infatti gli eventi che in essi si collocano si sono manifestati a due durate successive, la $x-1, x$ e la $x, x+1$. Nonostante questa "imprecisione" la configurazione diagrammatica proposta è quella che meglio delle altre possibili permette di visualizzare con immediatezza ed efficacia le relazioni tra osservazioni trasversali e longitudinali. Per non complicare eccessivamente la simbologia, trascureremo l'imprecisione relativa alla durata, convenendo di attribuire gli eventi che cadono nei parallelogrammi dei grafici VIII.1 e VIII.2 la durata compiuta x che si determinerebbe se gli individui che li hanno subiti fossero tutti nati il 31.12 dell'anno $t-x$, e mantenendo quindi la consueta simbologia per gli eventi alla durata compiuta: $E(x, x+1)$.

Nel diagramma VIII.1 le osservazioni annuali tagliano trasversalmente un fascio di coorti, 35 per l'esattezza: le generazioni formatesi tra il 1910 e il 1945, quella relativa al 1960; le generazioni formatesi tra il 1930 e il 1965, quella relativa al 1980. Per ciascuna generazione viene colto nei due anni di osservazione, $t = 1960$ e $t+a = 1980$, un particolare momento della loro storia. In sostanza negli anni di calendario si osserva una quota dell'intensità di 35 generazioni (determinabile solo molti anni più tardi) contemporaneamente presenti tra le età α e β . Per la maggior parte di esse non si conosce l'intensità finale; nessuna – a meno che il fenomeno non sia da lungo tempo stazionario, o quasi stazionario – può essere pensata come rappresentativa, per il processo considerato, della situazione caratteristica di un certo anno o di un certo periodo.

² Si veda la nota (1) di pag. precedente.

VIII.3 - Indici del momento.

VIII.3.1 - La coorte fittizia.

In una prospettiva *atemporale* e da un punto di vista formale, l'osservazione in un anno di calendario - osservazione *trasversale*, o *del momento* o *per contemporanei* - è del tutto analoga a quella che si ottiene all'interno di una coorte. Prendendo ad esempio il caso della *fecondità generale della donna*, è facile constatare, infatti, che nel ricostruire il processo di una coorte, si ottengono in sintesi i dati seguenti:

- i nati provenienti dalle donne della coorte tra le età 15 e 49 anni compiuti;
- gli anni-persona vissuti dalle donne della coorte sopravvivenenti nelle successive età;

analogamente se si porta l'osservazione in un anno di calendario, si ottiene:

- una distribuzione di nati per età della madre compresa tra i 15 ed i 49 anni compiuti;
- gli anni-persona in ciascuna età relativi alle donne contemporanee viventi in quell'anno.

In conclusione e generalizzando, in entrambi i casi il risultato dell'osservazione consiste in due distribuzioni: eventi per età

$$\{E(x, x+1)\}$$

ed anni-persona per età

$$\{P(x+0.5)\}$$

Da qui l'idea di introdurre, secondo una logica elementare, il concetto di *coorte fittizia* cui riferire le osservazioni trasversali.

In una coorte effettiva dal rapporto tra eventi ed anni-persona alle successive durate si ottengono (Cap. VI) gli eventi ridotti e da questi si determina l'intensità e la cadenza del processo di un contingente di entità pari a 10^n . Se calcoliamo degli analoghi rapporti tra gli eventi e gli anni-persona rilevati alle successive durate in un anno di calendario, otterremo delle misure formalmente analoghe a quelle relative ad una coorte, che potremmo chiamare *eventi ridotti del momento* o *tassi specifici del momento*: la somma e la distribuzione per durata degli eventi ridotti del momento forniranno allora rispettivamente l'intensità e la cadenza di una *ipotetica* coorte di 10^n persone che sperimenti alle successive durate gli eventi ridotti relativi alle varie coorti effettive calcolati nell'anno di osservazione.

Se chiamiamo t l'anno di osservazione, $N(x, t)$ le nascite dell'anno da madri di età x^3 compiuta e con $\bar{F}(x, t)$ gli anni persona vissuti dalle donne tra x e $x+1$ un, **tasso** (*nascite ridotte*) all'età x compiuta sarà calcolato e simbolizzato come

³ Nel seguito per ragioni di semplicità useremo anche per le età compiute il solo simbolo x (normalmente riservato alle età esatte), anziché $x, x+1$ o $x+a$: ovviamente si farà in modo che non sorgano ambiguità.

$$n(x, t) = \frac{N(x, t)}{\bar{F}(x, t)} \quad [\text{VIII.1}]$$

La [VIII.1] esprime, dunque, gli *eventi ridotti* osservati nell'anno t , nella durata $x, x+1$ ed afferenti alla coorte formatasi nell'anno $t-x$: chiameremo queste misure *eventi* (*nascite*, in questo caso, ma anche *matrimoni*, *primi matrimoni*, *ecc.*) *ridotti del momento* o *tassi specifici di fecondità* (o di nuzialità, di primo-nuzialità, *ecc.*) *del momento*.

Lo stesso **tasso** della [VIII.1] (*nascite ridotte*), per un tempo $t = T+x$, in cui T è l'anno di formazione della coorte che nell'anno t raggiunge l'età x , potrà essere pensato e indicato con riferimento a tale coorte per cui avremo in generale

$$n(x, t) = n_{t-x}(x) \quad \text{e} \quad n_T(x) = n(x, T+x)$$

Facendo riferimento alla Fig. VIII.1 e alla seguente Fig. VIII. 3 e tenendo conto di queste notazioni, potremmo ridefinire e definire le misure sintetiche di processo, nelle due differenti prospettive, il tasso di fecondità totale per coorte - TFT_T - e quello per contemporanei - $TFTM(t)$ come

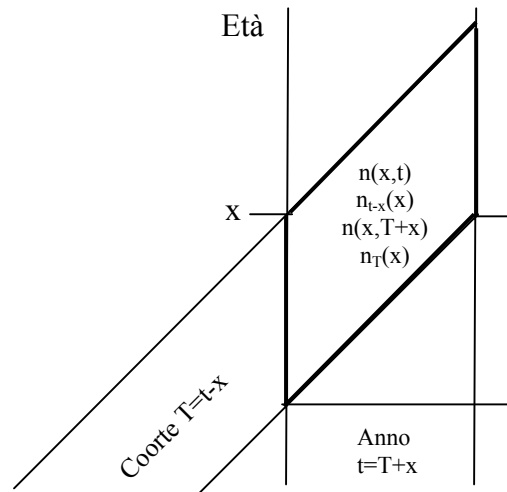


Diagramma VIII. 3

$$TFT_T = \sum_{x=15}^{49} n_{t-x}(x) = \sum_{x=15}^{49} n(x, T+x) \quad [\text{VIII.2}] \quad \text{e} \quad TFT(t) = \sum_{x=15}^{49} n(x, t) \quad [\text{VIII.3}]$$

mentre l'età media al parto sarà rispettivamente

$$\bar{a}_T = \frac{\sum_{x=15}^{49} x \cdot n_{t-x}(x)}{TFT_T} \quad [\text{VIII.4}] \quad \text{e} \quad \bar{a}(t) = \frac{\sum_{x=15}^{49} x \cdot n(x, t)}{TFT(t)} \quad [\text{VIII.5}]$$

Se la classificazione degli eventi fornisce anche l'ordine di nascita avremo

$$n^i(x,t) = \frac{N^i(x,t)}{\bar{F}(x,t)} \quad [\text{VIII.1.1}]$$

Chiameremo la [VIII.3] per la fecondità *Somma delle nascite ridotte del momento* o *Tasso Totale di Fecondità del Momento* [**TFTM**(t)] e in generale l'intensità del fenomeno nella coorte fittizia di 10ⁿ individui sarà la *Somma degli eventi ridotti del momento* o *Tasso Totale del Momento* [**TFT**(t)] – e la [VIII.5], l'indice sintetico di cadenza $\bar{a}(t)$, *Età media del momento all'apparizione di una nascita tra le donne della coorte fittizia* e in generale $\bar{x}(t)$ *Età (Durata) media del momento all'apparizione dell'evento tra i membri della coorte fittizia*.

E' intuitivo che in riferimento ad una coorte fittizia potremo anche definire dei *tassi di eliminazione del momento*: questi saranno espressi, in analogia con la [V.22] da

$$t^i(x,t) = \frac{N^i(x,t)}{\bar{F}^i(x,t)} \quad [\text{VIII.6}]$$

E' da sottolineare che l'introduzione del concetto di coorte fittizia, utile soprattutto sul piano didattico o per facilitare la comprensione del significato degli indici del momento a chi non conosce la Demografia, è, comunque, un artificio. Il riferirsi alla coorte fittizia non autorizza l'assunzione in analisi trasversale dei concetti di *intensità* e *cadenza* propri dei processi che si sviluppano nelle coorti reali. Infatti, quando si segue una osservazione per anno di calendario i concetti di processo, di intensità e di cadenza perdono il loro *naturale* significato. All'interno di una coorte il processo di fecondità – per rimanere all'ultimo esempio – si configura come il risultato di una strategia o, comunque, di una vicenda riproduttiva che si sviluppa lungo il ciclo di vita dei suoi membri; l'intensità ne è l'espressione sintetica quantitativa, l'indice della *propensione* a procreare; la cadenza ci informa sulle modalità temporali che caratterizzano quella vicenda. In un anno di calendario, mancando un'unità di riferimento, non esistendo passaggio di tempo, non ha senso attenersi a tali concetti. *La fecondità di un anno o di un periodo dovrà essere intesa semplicemente come indicativa della frequenza media delle nascite rispetto alla popolazione o alla sotto-popolazione di donne in età feconda viventi in quell'anno o in quel periodo*. Gli indici "di intensità" del momento rappresentano comunque e sempre – pur con le debite distinzioni cui si farà cenno più avanti – delle frequenze relative di *eventi occorsi in un dato intervallo di tempo* rispetto agli anni-persona vissuti dai membri della popolazione o di una sotto-popolazione nello stesso intervallo.

VIII.4 – Le distorsioni degli indici del momento.

VIII.4.1 - Generalità.

Si intuisce facilmente che l'osservazione per contemporanei tanto più è utile e significativa per comprendere la demografia di una popolazione, quanto più ciò che si rileva e si misura in una coorte fittizia rispecchi *in media* la manifestazione dei fenomeni demografici nelle coorti reali: in ogni caso, ciò che ci si dovrebbe attendere dalle misure del momento per poterle utilizzare vantaggiosamente nell'analisi demografica *in accordo con il loro significato*, è che questo sia sempre univoco.

Nella realtà né la prima né la seconda condizione vengono totalmente soddisfatte. Quando si calcolano degli *indicatori di sintesi trasversali* (tassi generici, somma di eventi ridotti, età-

durata media di delle loro distribuzioni) si dà origine ad un complesso intreccio di meccanismi demografici, dipendenti da caratteristiche o da comportamenti differenti delle coorti in gioco, che **distorcono** il livello ed il significato degli indici per contemporanei.

VIII.4.2 - Effetto struttura.

Un primo fattore di distorsione deriva dalla differente consistenza numerica delle coorti osservate nell'anno o nel periodo di riferimento: esso riguarda i *tassi generici*, come si vedrà subito dall'elementare modello che presenteremo. Le consistenze delle coorti osservate trasversalmente dipende dall'ammontare dei soggetti che hanno vissuto l'evento origine del particolare fenomeno studiato (contingenti iniziali delle coorti: nascite, matrimoni,...), e dalla differente eliminazione (per mortalità, divorzialità, migrazione,...) subita dai membri delle coorti nel corso del tempo. Se si fa riferimento al grafico VI.1, l'entità ad esempio, dei viventi a 20 anni del 1960 dipende dal numero di nascite del 1940, dalla mortalità e dalla migratorietà di quella generazione.

Il meccanismo che genera l'effetto struttura è elementare, e un esempio servirà a chiarirne completamente direzione e dimensione. Per rendere più semplice l'esposizione, trascuriamo mortalità e migratorietà: ragioniamo, insomma, come se fossimo in una situazione allo stato puro e prendiamo in considerazione il caso di un tasso generico.

Prospetto VIII.1.

Età compiuta	Nascite ridotte
15-19	0,02
20-24	0,20
25-29	0,30
30-34	0,28
35-39	0,20
40-44	0,08
45-49	0,01

Prospetto VIII.2

Popolazione A		Popolazione B	
Età	Anni-donna	Età	Anni-donna
15-19	100	15-19	100
20-24	150	20-24	100
25-29	200	25-29	100
30-34	250	30-34	100
35-39	300	35-39	100
40-44	200	40-44	100
45-49	100	45-49	100
Totale	1300	Totale	700

Supponiamo di dover studiare due popolazioni **A** e **B** le cui generazioni sono

caratterizzate da un *identica e costante fecondità* secondo i tassi riportati nel Prospetto VIII,1. Poniamo, tuttavia, di ignorare la fecondità delle generazioni e di dover determinare in un anno qualsiasi il livello di fecondità del momento avendo a disposizione la distribuzione per età degli anni- donna in quell'anno e il numero complessivo delle nascite. La distribuzione per età delle donne sia quella del Prospetto VIII,2.

Date le nostre ipotesi di partenza, questi dati stanno a indicare che nei 50 anni precedenti quello di osservazione nella popolazione **A** si sono formate delle generazioni di ammontare variabile (il che equivale a dire che si è avuto un numero di nascite annuali variabile), mentre nella popolazione **B** le nascite e quindi i contingenti delle generazioni sono rimasti stazionari; di conseguenza essa ha assunto nel tempo una struttura *rettangolare*.

Tenendo conto della fecondità specifica costante possiamo determinare facilmente il numero di nati registrati per le due popolazioni nell'anno di osservazione: i calcoli sono riportati nel prospetto VIII.3.

Prospetto VIII.3

Età (1)	Nascite ridotte (2)	Popolazione A		Popolazione B	
		Anni-donna (3)	Nati (4)=(2)·(3)	Anni-donna (5)	Nati (6)=(2)·(5)
15-19	0,02	100	2	100	2
20-24	0,20	150	30	100	20
25-29	0,30	200	60	100	30
30-34	0,28	250	70	100	28
35-39	0,20	300	60	100	20
40-44	0,08	200	16	100	8
45-49	0,01	100	1	100	1
Totale nati			239		109

Poiché nell'anno di osservazione conosciamo soltanto il numero complessivo di nati e il totale degli anni-donna relativo alla popolazione femminile in età feconda, l'unico indice calcolabile è il tasso di fecondità generale che, secondo la [III.9] è dato dal rapporto

$$TFG(t) = \frac{N(t)}{\bar{F}(15-49,t)}$$

Avremo allora:

$$TFG(t,A) = \frac{239}{1300} = 138,8 \text{ p.1000} \text{ e } TFG(t,B) = \frac{109}{700} = 155,7 \text{ p.1000}$$

Secondo l'indice del momento utilizzato, dunque, la fecondità delle due popolazioni, che pur hanno per ipotesi lo stesso comportamento riproduttivo, risulta diversa: la popolazione **A** si caratterizza per una fecondità di circa il 20% superiore a quella della popolazione **B**. Date le nostre ipotesi di lavoro, è evidente che la differenza riscontrata è la conseguenza del diverso ammontare dei contingenti delle generazioni in gioco: l'effetto "dimensione della coorte", che in analisi longitudinale è ininfluenza ai fini comparativi quando il confronto viene fatto sugli eventi ridotti, si trasforma in analisi trasversale in un *effetto struttura* che distorce gli indici generici. Lo possiamo

generalizzare nel modo seguente: sia dato un tasso generico

$$t(t) = \frac{E(t)}{1/2[P(t) + P(t+1)]}$$

In conformità con la [V.3] lo potremmo scrivere

$$t(t) = \frac{\sum_x {}_{t-x}E(x)}{\sum_x {}_{t-x}P(x+0,5;t)} = \sum_x \frac{{}_{t-x}E(x)}{{}_{t-x}P(x+0,5;t)} \cdot \frac{{}_{t-x}P(x+0,5;t)}{\sum_x {}_{t-x}P(x+0,5;t)} = \quad [\text{VIII.7}]$$

$$= \sum_x {}_{t-x}t(x) \cdot c(x+0,5;t)$$

dove ${}_{t-x}t(x,t)$ va inteso - al di là dell'esempio da cui siamo partiti - come un *tasso specifico per età* (compiuta) relativo ad un fenomeno qualsiasi, anche se caratterizzato da eventi negativi e $c(x+0,5;t)$ rappresenta la struttura per durata della popolazione considerata nell'anno t . Dunque, $t(t)$ è funzione dei tassi specifici per durata relativi alle varie coorti osservate nell'anno t e del peso relativo di ciascuna di esse sulla popolazione complessiva rilevata in quello stesso anno. Per i fenomeni a eventi non negativi, tuttavia, gli indici sintetici del momento possono essere calcolati come somma di eventi ridotti. In questo caso, poiché ogni tasso è riferito ad un numero di anni-persona uguale a 10^n , si assume implicitamente una struttura rettangolare della popolazione: la somma degli eventi ridotti fornisce, pertanto, un indice sintetico *implicitamente standardizzato* rispetto alla struttura per durata della popolazione che vive nell'anno di osservazione gli eventi considerati. Ritornando all'esempio prima illustrato, è quanto si verifica nella popolazione **B** i cui contingenti per età sono stati posti tutti uguali a 10^2 : possiamo vederlo facilmente.

Sui dati del prospetto VIII.1 calcoliamo la somma delle nascite ridotte. Poiché queste sono riferite a gruppi quinquennali di età, avremo:

$$TFTM = 5 \cdot (0,02 + 0,20 + 0,30 + 0,28 + 0,20 + 0,08 + 0,01) = 5,45$$

Consideriamo ora i **TFG** già calcolati: essi esprimono il livello medio di fecondità da assegnarsi, indipendentemente dall'età raggiunta, a ciascuno dei 35 contingenti di donne osservate tra i 15 e i 49 anni compiuti. Se non esistesse effetto struttura, dovremmo pertanto avere:

$$TFTM = 35 \cdot TFG$$

In effetti abbiamo per la popolazione **B**

$$35 \cdot TFG(t, B) = 35 \cdot 0,1557 = 5,45 = TFTM$$

mentre per la popolazione **A**

$$35 \cdot TFG(t, A) = 35 \cdot 0,1838 = 6,43 \neq TFTM$$

In conclusione, un indice sintetico del momento, quando non deriva da una somma di tassi specifici, contiene sempre un effetto distortente di struttura: non potrà quindi venire utilizzato a fini comparativi se non dopo essere stato "depurato" da tale effetto attraverso uno dei procedimenti correnti di "standardizzazione" che verranno trattati nel cap. IX.

VIII.4.3 - "Effetto cadenza" ed "effetto intensità": cenni alla traslazione.

Gli *indici sintetici del momento*, in qualunque modo calcolati, contengono altre distorsioni provocate da un *differente manifestarsi* del fenomeno studiato tra coorte e coorte in termini di *intensità e cadenza*.

Anche in questo caso, per chiarire la complessa fenomenologia, affidiamoci inizialmente ad un esempio elementare.

Supponiamo di studiare in una popolazione in cui non esistono né morti, né movimenti migratori un *processo a eventi non negativi* che si manifesta in sole 5 durate, in un periodo di 10 anni. In tale intervallo si osservano, di anno in anno e di durata in durata gli *eventi ridotti* afferenti alle coorti (ciascuna di ammontare = 100 unità) che lo attraversano, formatesi negli anni $T = t - x$. L'*intensità finale* del processo in *ciascuna* coorte è **costante** ed uguale a 2 p. 100, ma di coorte in coorte **varia** la *cadenza* (distribuzione per durata degli eventi ridotti): nella fattispecie si verifica prima una tendenza ad anticipare il processo, poi una tendenza a posticiparlo fino a riassumere la cadenza delle coorti formatesi prima dell'anno 1. Il quadro è quello evidenziato nel prospetto che segue:

Prospetto VIII.4- Osservazione trasversale e longitudinale della fecondità

Durata	Anno di osservazione t									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
4	10	10	10	10	10	0	0	0	0	10
3	20	20	20	20	10	10	0	10	20	20
2	70	70	70	50	50	30	50	70	70	70
1	80	80	100	100	110	100	80	80	80	80
0	20	40	40	60	40	20	20	20	20	20
TTM(t)	200	220	240	240	220	160	150	180	190	200

E' immediato verificare le condizioni prima stabilite. Ad esempio per la coorte che si forma nell'anno 1 l'intensità finale (ottenibile sommando i valori lungo la diagonale che va dalla durata 0 in basso a sinistra fino alla durata 4) è uguale a: $20+80+70+20+10 = 200$; per la coorte che si forma nell'anno 4 avremo: $60+110+30+0+0 = 200$; e così via per tutte le altre.

Tuttavia, se sommiamo gli eventi ridotti per durata all'interno di ciascun anno di osservazione, secondo quanto suggerisce l'analisi *trasversale* per ottenere le *misure sintetiche di intensità*, troviamo dei valori che (eccettuati gli anni 1 e 10 che risentono di una *cadenza costante* delle coorti) sono **diversi** (maggiori o minori) della *imposta intensità costante* delle coorti: il loro livello e il loro andamento altera quello (effettivo) delle coorti. Poiché nel modello si è fatta variare solo la *distribuzione per durata degli eventi ridotti all'interno delle coorti*, è immediato concludere che le variazioni intercoortiche della cadenza *distorcono* le misure di sintesi trasversali, "traslando" dei mutamenti di *tempo* in variazioni di *quantità*.

Per avere una visione più chiara del quadro descritto, trasformiamo gli eventi ridotti per durata all'interno delle coorti in percentuali rispetto alla loro intensità finale: ciò significa, essendo quest'ultima costante e uguale a 200, dividere appunto per 200 tutti i valori del precedente prospetto. E' quanto si può osservare nel Prospetto che segue.

Chiaramente se sommiamo i valori relativi, in esso contenuti, lungo le diagonali in cui si sviluppano le coorti, otteniamo dei valori costantemente uguali a 1. Se osserviamo, come esempio, le coorti prima scelte (quelle formatesi rispettivamente negli anni 1 e 4), otteniamo:

$0,1+0,4+0,35+0,1+0,05 = 1$ e $0,3+0,55+0,15+0+0 = 1$. Questi valori relativi, è opportuno rimarcarlo, significano che la coorte formatasi nell'anno 1 ha esplicitato il 10% della sua intensità finale in quello stesso anno a durata 0 e il 35% a durata compiuta 3 nell'anno 4; quella formatasi nell'anno 4 ha esplicitato invece il 30% a durata 0 e il 15% a durata 2 compiuta. In ogni anno di osservazione *ogni coorte sperimenta una quota* della sua intensità finale. Ovviamente le somme longitudinali di tali valori relativi, che indicheremo con il simbolo $_{t-x}\alpha(x)$ e che corrispondono, ovviamente, a

$$_{t-x}\alpha(x) = \frac{n_{t-x}(x)}{TT_T} \quad [\text{VIII.8}]$$

(dove, ricordiamolo, $t-x = T$) forniscono sempre totali uguali ad 1.

Prospetto VIII.5

Durata	Anno di osservazione t									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
4	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0	0	0	0	0,05
3	0,1	0,1	0,1	0,1	0,05	0,05	0	0,05	0,1	0,1
2	0,35	0,35	0,35	0,25	0,25	0,15	0,25	0,35	0,35	0,35
1	0,4	0,4	0,5	0,5	0,55	0,5	0,4	0,4	0,4	0,4
0	0,1	0,2	0,2	0,3	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
$\sum_x _{t-x}\alpha(x)$	1	1,1	1,2	1,2	1,1	0,8	0,75	0,9	0,95	1

Mentre, in un anno di calendario

$$\sum_x _{t-x}\alpha(x) = \sum_x \frac{n_{t-x}(x)}{TT_{t-x}} \neq 1 \quad [\text{VIII.9}]$$

Definiamo anche la distribuzione relativa degli eventi ridotti rispetto al *Totale trasversale* $[TTM(t)]$ nei vari anni t

$$\alpha(x,t) = \frac{n(x,t)}{TTM(t)} \quad [\text{VIII.10}]$$

e, all'interno dell'anno (t) avremo, ovviamente

$$\sum_x \alpha(x,t) = \sum_x \frac{n(x,t)}{TTM(t)} = 1$$

In funzione del quadro prima evidenziato e della definizione di quest'ultima quantità, potremmo ridefinire i valori di "intensità" e "cadenza" sintetici del momento relativi all'anno t . Avremo il **Tasso Totale del Momento** come

$$TTM(t) = \sum_x t-x \alpha(x) \times TT_{t-x} \quad [VIII.11]$$

e l'età media all'apparizione degli eventi come

$$\bar{x}(t) = \sum_x x \times \frac{t-x \alpha(x) \times TT_{t-x}}{\sum_x t-x \alpha(x) \times TT_{t-x}} \quad [VIII.12]$$

in cui il fattore che pondera l'età nel secondo membro altro non è che la distribuzione relativa degli eventi ridotti in trasversale:

$$\frac{t-x \alpha(x) \times TT_{t-x}}{\sum_x t-x \alpha(x) \times TT_{t-x}} = \frac{n(x,t)}{TTM(t)} = \alpha(x,t)$$

Le espressioni [VIII.11] e [VIII.12] che esprimono nel modo più elementare gli effetti traslativi del mutevole comportamento delle coorti nelle misure sintetiche trasversali, sono sufficientemente esplicite nell'indicare la direzione delle distorsioni. Per quanto riguarda la [VIII.11], se il coefficiente di distorsione della cadenza

$$cd(t) = \sum_x t-x \alpha(x) \quad [VIII.13]$$

fosse = 1, avremmo che $TTM(t) = TT_{t-\tilde{x}}$ - con $\tilde{x}$ compreso tra α e β -; ma essendo di norma $\neq 1$ avremo $TTM(t) > TT_{t-\tilde{x}}$ se $cd(t) > 1$ e, ovviamente $TTM(t) < TT_{t-\tilde{x}}$ se $cd(t) < 1$.

Quanto all'effetto intensità, le sue modalità di azione sulle osservazioni degli indici sintetici del momento sono affatto analoghe a quelle appena viste per l'effetto cadenza; si comprende facilmente che esso colpisce soprattutto la distribuzione degli eventi ridotti per età-durata. Nella [VIII.12] un TT_{t-x} crescente nel tempo provocherà un effetto depressivo su $\bar{x}(t)$; il livello di $\bar{x}(t)$ sarà, invece "esaltato" da un trend di TT_{t-x} decrescente.

Deve essere, comunque, chiaro che la separazione dei due effetti, finora operata per esigenze espositive, nella realtà non esiste: effetto intensità ed effetto cadenza *agiscono simultaneamente* e non è semplice averne separata evidenza, senza ricorrere a delle ipotesi (esplicite o implicite) sull'andamento nel tempo dei due parametri fondamentali dei processi delle coorti. Tutte le formalizzazioni (e, in seguito, le applicazioni) dell'effetto cadenza **implicitamente** presuppongono un'evoluzione lineare (peraltro non lontana dalla realtà) dell'intensità.

VIII.4.4.- Visione d'insieme.

Può essere utile fornire adesso una visione d'insieme sulla configurazione delle misure sintetiche trasversali in funzione dei fattori distorsivi provenienti dall'ammontare e dal comportamento delle coorti.

In un certo anno t e rispetto ad una popolazione $P(t)$, qualunque sia il fenomeno non negativo considerato, e indicandone genericamente con $0 - \omega$ l'intervallo di manifestazione, si osserverà quanto appare nel prospetto VIII.6 .

Prospetto VIII.6 – Struttura della popolazione, eventi per testa, numero di eventi in un anno di calendario.

Durata x	Popolazione	Eventi per testa (eventi ridotti)	Numero di eventi
0	$P(0,t)$	${}_{t-x}\alpha(0) \cdot T_t$	$P(0,t) {}_{t-x}\alpha(0) \cdot T_t$
1	$P(1,t)$	${}_{t-x}\alpha(1) \cdot T_{t-1}$	$P(1,t) {}_{t-x}\alpha(1) \cdot T_{t-1}$
.	.	.	.
.	.	.	.
x	$P(x,t)$	${}_{t-x}\alpha(x) \cdot T_{t-x}$	$P(x,t) {}_{t-x}\alpha(x) \cdot T_{t-x}$
.	.	.	.
.	.	.	.
$\omega-1$	$P(\omega-1,t)$	${}_{t-x}\alpha(\omega-1) \cdot T_{t-(\omega-1)}$	$P(\omega-1,t) {}_{t-x}\alpha(\omega-1) \cdot T_{t-(\omega-1)}$
ω	$P(\omega,t)$		
Totale	$P(t)$	$T(t)$	$E(t)$

Avremo pertanto che i tassi generici sono:

$$t(t) = \frac{E(t)}{P(t)} = \frac{P(0,t)}{P(t)} {}_t\alpha(0) \cdot T_t + \frac{P(1,t)}{P(t)} {}_{t-1}\alpha(1) \cdot T_{t-1} + \dots + \frac{P(x,t)}{P(t)} {}_{t-x}\alpha(x) \cdot T_{t-x} + \dots =$$

$$= c(0,t) {}_t\alpha(0) \cdot T_t + c(1,t) {}_{t-1}\alpha(1) \cdot T_{t-1} + \dots + c(x,t) {}_{t-x}\alpha(x) \cdot T_{t-x} + \dots$$

$\{c(x)\}$ essendo la struttura per età. Dunque,

$$t(t) = \phi [c(x), {}_{t-x}\alpha, T]$$

ogni tasso generico è funzione sia della struttura per età del momento, sia della cadenza e dell'intensità delle coorti. Come già si è illustrato, inoltre,

$$T(t) = \phi [{}_{t-x}\alpha, T]$$

essendo

$$T(t) = \frac{P(0,t)}{P(0,t)} \cdot \alpha(0) \cdot T_t + \frac{P(1,t)}{P(1,t)} \cdot \alpha(1) \cdot T_{t-1} + \dots + \frac{P(x,t)}{P(x,t)} \cdot \alpha(x) \cdot T_{t-x} + \dots$$

Pertanto, la somma degli eventi ridotti per età-durata del momento (funzione della cadenza e dell'intensità delle coorti) rappresenta la frequenza relativa degli eventi rispetto ad una popolazione di contemporanei (**rettangolare**) al netto dell'effetto di struttura (**standardizzazione implicita**).

In che misura e con quali modalità influiscono i tre fattori sui $t(t)$ e sui $T(t)$ relativi ai diversi processi? Lo possiamo vedere schematicamente nei prospetti che seguono.

Per quanto riguarda il peso dei fattori, $c(x)$ agisce in maniera relativamente meno sensibile su nuzialità e natalità poiché ambedue i processi si manifestano in un intervallo di età – convenzionalmente 15-49 anni – limitato come ampiezza e globalmente poco variabile. Quanto ad ${}_{t-x}\alpha(x)$, nella mortalità varia in una sola direzione – quella di spostare il decesso ad età sempre più elevate – ma i suoi mutamenti nel tempo possono essere molto rilevanti: nel corso del secolo l'età

Prospetto VIII.7 – Peso dei fattori determinanti il valore di un indice del momento.

Fattori	Mortalità	Nuzialità	Natalità
Ammontare delle coorti → struttura $c(x)$	Importante	Debole	Debole
cadenza → ${}_{t-x}\alpha(x)$	Variazione più spesso monotona: ampiezza considerevole	Poco variabile ma in senso capriccioso	Poco variabile ma in senso capriccioso
intensità → T_{t-x}	Nulla	0,6 – 1-0	1,2 – 7,0

media alla morte (*speranza di vita alla nascita*) è più che raddoppiata in molte popolazioni; di ampiezza più limitata i suoi mutamenti nella nuzialità e nella natalità (o meglio, *fecondità*) ma di direzione variabile in conseguenza di cambiamenti nel comportamento delle coorti tendenti ad anticipare o posticipare matrimonio e proliferazione conseguentemente al mutare delle norme e della cultura o in risposta a fattori di tipo “congiunturale” (in particolare, a parte gli eventi *straordinari* – come la guerra – a cause di tipo economico. Quanto ai T_{t-x} , i valori massimi e minimi riportati si riferiscono a valori di fatto osservati, in epoche differenti, in popolazioni reali.

Prospetto VIII.8 – Modalità dell’azione dei fattori determinanti un indice del momento.

Fattori	Mortalità	Nuzialità	Natalità
Struttura $c(x)$	{ Relativa { indipendenza	{ Legame { stretto { Legame { stretto	{ Legame { stretto
Cadenza $_{t-x}\alpha(x)$			
Intensità T_{t-x}			

CAP. IX - Eliminazione degli effetti distorsivi negli indici del momento: standardizzazione e deperiodizzazione

IX.1 – Standardizzazione: problemi generali.

E' stato appena dimostrato come le misure sintetiche dei fenomeni demografici costruite negli anni di calendario siano soggette a distorsioni provenienti sia dal mutare dei *comportamenti* generazionali (*effetto intensità e effetto cadenza*), sia dalle caratteristiche e dalla storia - ammontare alla nascita, differente mortalità e migratorietà - delle coorti che *contemporaneamente* producono gli eventi osservati nel periodo considerato (*effetto struttura*). Quest'ultimo effetto distorsivo, che di fatto si manifesta attraverso la differente distribuzione per età (o durata) delle popolazioni osservate negli anni di calendario compromette, anche in assenza degli altri fattori di perturbazione, l'analisi comparativa.

Alcuni indici sintetici per contemporanei non risentono dell'effetto struttura: sono quelli che provengono da Tavole di eliminazione costruite per coorti fittizie (mortalità e, eventualmente, nuzialità e fecondità) ed i cosiddetti *tassi totali* ottenuti come somma dei tassi specifici per età-durata (par.VIII.5.4).

Ma la mancanza di adeguate classificazioni degli eventi o delle popolazioni spesso non consente la costruzione di *Tavole di eliminazione* o il calcolo degli *eventi ridotti del momento*.

Ciò accade normalmente per i paesi in cui il sistema di rilevazioni statistiche ufficiali non è adeguatamente organizzato (paesi in via di sviluppo); ma si verifica anche nelle nazioni con sistemi avanzati quando l'unità territoriale di riferimento ha dimensioni troppo limitate per poter ricevere una specifica considerazione nella raccolta e nelle pubblicazioni ufficiali dei dati (territori comunali o urbani, ad esempio) e quando il fenomeno che si intende studiare ha una rilevanza numerica limitata, o perché è un cosiddetto *fenomeno raro*, o perché un aspetto molto particolare e parziale di un altro fenomeno più ampio (le morti per una determinata causa, ad esempio), o perché si riferisce ad una specifica e circoscritta categoria di popolazione (ad esempio, un gruppo professionale, una minoranza etnica o religiosa). In situazioni di questo tipo le informazioni a disposizione normalmente obbligano l'utilizzatore a far ricorso ai tassi generici, a misure cioè che sono fortemente soggette all'effetto struttura.

Dalla [III.11] sappiamo che un tasso generico può essere espresso come:

$$t(t) = \sum_x \frac{P(x,t)}{P(t)} t(x,t) = p(x,t) \cdot t(x,t) \quad [IX.1]$$

una combinazione, cioè, della frequenza relativa del fenomeno nelle varie generazioni contemporanee $t(x,t)$ e del peso relativo di queste ultime sul totale della popolazione $p(x,t)$.

La standardizzazione è una tecnica che consente di eliminare, entro certi limiti, l'effetto struttura nei tassi generici. E' bene stabilire fin da adesso, tuttavia, che un tasso *generico standardizzato* non rappresenta un indice sintetico che esprime la dimensione quantitativa di un dato fenomeno *non dipendente dalla struttura*, così come si verifica con un *tasso totale*. Esso rappresenta semplicemente uno strumento per giungere ad un *confronto tra indici sintetici relativi a popolazioni differenti al netto delle rispettive strutture demografiche*. Di ciò si fornirà tra breve ampia dimostrazione.

Supponiamo che, per un fenomeno qualsiasi, si pongano a confronto i tassi generici di due popolazioni $P(1)$ e $P(2)$. La differenza D tra i tassi sarà:

$$D = t(2) - t(1) = \left(\sum_x t(x,2) \cdot \frac{P(x,2)}{P(2)} \right) - \left(\sum_x t(x,1) \cdot \frac{P(x,1)}{P(1)} \right)$$

che dividendo e moltiplicando ambo i termini del 3° membro per 2 diventa:

$$= \sum_x \frac{p(x,2) + p(x,1)}{2} \cdot [t(x,2) - t(x,1)] + \frac{t(x,2) + t(x,1)}{2} \cdot [p(x,2) - p(x,1)] \quad [IX.2]$$

un'espressione che si articola, dunque, in due componenti, la prima riconducibile alle *differenze nei tassi specifici* e la seconda alle *differenze nella struttura per età-durata* delle due popolazioni. Se queste avessero avuto la stessa struttura, se cioè

$$p(x,1) = p(x,2) \quad \text{per } x = \alpha, \dots, i, \dots, \beta$$

la differenza tra i tassi generici sarebbe stata

$$D = \sum_x p(x) \cdot [t(x,2) - t(x,1)] \quad [IX.3]$$

corrispondente ad una media ponderata delle differenze tra tassi specifici con pesi pari alla proporzione di individui nelle classi di età (durata) corrispondenti.

Obiettivo della *standardizzazione*, dunque, è quello di "*trasformare*" un confronto che si presenta come nella [IX.2] in un confronto corrispondente alla [IX.3], in cui non si eliminano gli effetti della struttura, bensì gli *effetti delle differenze di struttura*.

Sono stati proposti vari procedimenti di *standardizzazione* in funzione delle informazioni disponibili e/o della natura dell'analisi comparativa. Essi possono essere distribuiti in due gruppi: i *metodi di standardizzazione diretta* e i *metodi di standardizzazione indiretta*.

IX.1.1 - Standardizzazione diretta.

I procedimenti di *standardizzazione diretta*, anche se in linea teorica possono adattarsi a qualsiasi fenomeno demografico, trovano di fatto applicazione soltanto nello studio di processi a eventi negativi e, in particolare, della mortalità. Essi impongono, infatti, la conoscenza dei tassi specifici (eventi ridotti) o dei tassi di eliminazione per età-durata nelle popolazioni oggetto di analisi comparativa e, allorché si studiano fenomeni *non negativi*, di norma - salvo i casi di distribuzioni per classi di età troppo ampie - è la semplice somma dei tassi specifici a fornire delle misure sintetiche non distorte dall'*effetto struttura (standardizzazione implicita)*.

Senza distinguere, per non appesantire inutilmente la trattazione, tra processi negativi e non negativi, diremo che secondo la *standardizzazione diretta* si passa dalla situazione descritta dalla [IX.2] ad una corrispondente alla [IX.3] applicando i tassi specifici delle popolazioni messe a confronto ad una sola struttura per età-durata relativa ad una popolazione scelta come standard.

Poniamo, per semplicità, di dover confrontare il livello di un dato fenomeno demografico in due popolazioni P_1 e P_2 . I rispettivi tassi generici saranno, come abbiamo visto

$$t(1) = \sum_x [t(x,1) \cdot p(x,1)] \quad \text{e} \quad t(2) = \sum_x [t(x,2) \cdot p(x,2)]$$

ma se applichiamo i tassi specifici per età-durata noti per tali popolazioni alla struttura di una terza popolazione $P(s)$, otterremo due nuovi tassi generici – *Tassi Standardizzati con metodo Diretto* (**T.S.D.**) -

$$T.S.D.(1) = \frac{\sum_x \frac{E(x,1)}{P(x,1)} \cdot P(x,s)}{P(s)} = \sum_x t(x,1) \cdot p(s)$$

e

$$T.S.D.(2) = \frac{\sum_x \frac{E(x,2)}{P(x,2)} \cdot P(x,s)}{P(s)} = \sum_x t(x,2) \cdot p(s)$$

confrontabili al netto delle differenze di struttura, poiché, evidentemente si ottiene

$$D = T.S.D.(2) - T.S.D.(1) = \sum_x p(x,s) [t(x,2) - t(x,1)]$$

La standardizzazione diretta consiste dunque nel confrontare i tassi generici che si avrebbero in una popolazione scelta come "standard", se i tassi specifici delle singole classi di età-durata in cui essa viene ripartita fossero uguali a quelli delle corrispondenti classi di età-durata nelle popolazioni studiate: questa tecnica è nota anche con il nome di "metodo della popolazione tipo". In generale avremo:

$$T.S.D. = \frac{\sum_x \frac{E(x,t)}{P(x,t)}}{P(s)} = \sum_x t(x,t) \times p(s) \quad [IX.4]$$

Come struttura "standard" può anche essere adottata quella di una delle popolazioni messe a confronto. Pertanto avremo

$$t(2) - T.S.D.(1) = \sum_x p(x,2) \cdot [t(x,2) - t(x,1)] \quad [IX.5]$$

se la struttura della popolazione $P(2)$ è scelta come standard, e

$$t(1) - T.S.D.(2) = \sum_x p(x,1) \cdot [t(x,2) - t(x,1)] \quad [IX.6]$$

se si adotta invece come standard la popolazione $P(1)$.

Notiamo, per inciso, che quella che in precedenza si è chiamata standardizzazione implicita e che caratterizza i *tassi totali* (ad esempio **TFTM**) corrisponde ad una standardizzazione con metodo diretto in cui come popolazione standard figura una popolazione a *struttura rettangolare* con contingenti per età tutti uguali a 10^n .

Esempio di standardizzazione diretta.

Le esigenze di sintesi dei tassi specifici, nel caso di un fenomeno a eventi negativi, quale la mortalità, come si è detto, possono essere soddisfatte attraverso la standardizzazione diretta. Vediamo ora in dettaglio il procedimento su un caso concreto. Si conoscano per due popolazioni **A** e **B** a confronto e per una terza popolazione **S** scelta come standard, la struttura per età ed i tassi

specifici di mortalità, , come riportati nella Tab. seguente: applicheremo i tassi specifici di **A** e di **B** alla struttura della popolazione **S** al fine di ottenere gli indici sintetici comparativi.

Prospetto IX.1– Decessi, tassi di mortalità nelle popolazioni **A**, **B**, e **S**

Età compiuta	Popolazione A		Popolazione B		Popolazione S	
	$P(x,A)$ p.1000	$m(x,A)$ p.1000	$P(x,B)$ p.1000	$m(x,B)$ p.1000	$P(x,S)$ p.1000	$m(x,s)$ p.1000
0	1577	31,3	97	150,2	4112	27,0
1-4	6268	2,5	334	9,8	16209	1,1
5-9	9205	0,9	384	1,7	18692	0,5
10-14	11018	0,5	309	1,2	16773	0,4
15-19	9308	1,1	242	1,8	13219	0,9
20-24	8318	1,7	215	2,9	10801	1,2
25-29	8209	1,9	173	3,7	10869	1,3
30-30	7518	2,1	151	4,6	11949	1,6
35-39	6038	2,6	139	5,9	12481	2,3
40-44	5019	3,5	112	7,2	11600	3,7
45-49	4817	5,3	90	10,1	10879	5,9
50-54	4201	8,4	76	12,8	9606	9,4
55-59	3641	13,4	51	19,4	8430	13,8
60-64	2932	21,1	58	26,3	7142	21,5
65-69	2160	34,4	29	37,9	6258	31,4
70-74	1564	57,1	21	61,3	4739	47,2
75-79	955	94,6	13	88,9	3064	72,0
80-84	483	146,6	9	110,9	1580	117,2
85+	188	231,1	7	159,9	923	198,6
$\sum P(x)$	93419		2510		179322	
$\sum P(x) \cdot m(x)$		707,532		32,937		1708,76
m	7,6		13,1		9,5	

Con i dati del Prospetto IX.1 calcoleremo pertanto i **T.S.D.** come

$$T.S.D.(A) = \frac{\sum_x P(x,s) \cdot m(x,A)}{\sum_x P(x,s)} = \frac{4122 \cdot 0,0313 + 16209 \cdot 0,0025 + \dots +}{179322} = 11,0\text{‰}$$

$$T.S.D.(B) = \frac{\sum_x P(x,s) \cdot m(x,B)}{\sum_x P(x,s)} = \frac{4122 \cdot 0,1502 + 16209 \cdot 0,0098 + \dots +}{179322} = 15,8\text{‰}$$

e condurremo l'analisi comparativa sulle misure sintetiche riportate nel Prospetto precedente:

Prospetto IX.2

Tassi		A	B
(1)	m	7,6	13,1
(2)	$T.S.D$	11,0	15,8
(3)	$\frac{m - m(s)}{m(s)}$	- 20,0%	+ 37,9%
(4)	$\frac{T.S.D. - m(s)}{m(s)}$	+ 15,8%	+ 66,3%

Si noti che il confronto tra i livelli di mortalità delle due popolazioni **A** e **B** viene effettuato sempre in funzione della mortalità della popolazione standard.

IX.1.2 - Standardizzazione indiretta

In generale si fa ricorso ai *metodi di standardizzazione indiretta* quando, per una data popolazione o sotto-popolazione di cui è nota la struttura, non si conoscono, in riferimento a un dato fenomeno, gli eventi classificati per età-durata. Una situazione, dunque, di limitatezza informativa in cui è *impossibile* costruire indici diversi dai tassi generici e nella quale la standardizzazione è chiamata a risolvere non un problema di *sintesi* nell'analisi comparativa, come avviene con i metodi precedentemente visti, bensì un problema di *significatività* dei confronti tra indici generici. I metodi di standardizzazione indiretta, sono, pertanto appropriati a qualsiasi tipo di processo.

Anche in questo caso si fa ricorso ad una *popolazione standard* dalla quale si attinge la distribuzione per età-durata dei tassi specifici relativi al fenomeno considerato: combinando i tassi specifici della popolazione standard con la struttura per età-durata delle popolazioni oggetto di studio, si ottengono dei tassi generici "standardizzati" che possono essere sfruttati adeguatamente per correggere *indirettamente* i tassi generici reali dall'effetto struttura. Attribuendo alla popolazione oggetto di studio $P(t)$ i tassi specifici della standard, otterremo, infatti, un tasso generico "direttamente standardizzato"

$$t'(t) = \frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)}{P(t)} = \frac{\sum_x e(x,t)}{P(t)} = \frac{e(t)}{P(t)} \quad [IX.7]$$

il cui numeratore rappresenta il numero di eventi che si sarebbero prodotti nella popolazione oggetto di studio (eventi attesi) se questa avesse sperimentato alle successive età-durate i tassi specifici della popolazione standard.

Ovviamente il confronto puro e semplice tra tassi di questo tipo non risponde alle fini della standardizzazione, così come le abbiamo definite. Secondo la [IX.3] avremmo, infatti

$$D = t'(1) - t'(2) = \sum_x t(x,s) [p(x,1) - p(x,2)]$$

che dà conto soltanto della differente struttura per età-durata delle popolazioni considerate, indipendentemente dalla "dimensione" (frequenza relativa) del fenomeno studiato che specificamente le caratterizza. Coerentemente con le definizioni date, potremo dunque utilizzare il rapporto tra $t'(t)$ e $t(s)$ (tasso generico della popolazione standard) come fattore che corregge $t(t)$ dall'effetto struttura ed ottenere il *Tasso Standardizzato con metodo Indiretto (T.S.I.)*.

$$T.S.I. = \frac{\frac{E(s)}{P(s)}}{\frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)}{P(t)}} \cdot \frac{E(t)}{P(t)} = \frac{\frac{\sum_x P(x,s) \cdot t(x,s)}{P(s)}}{\frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)}{P(t)}} \cdot \frac{E(t)}{P(t)} = \frac{t(s)}{t'(t)} \cdot t(t) \quad [IX.8]$$

Se

$$\frac{P(x,t)}{P(t)} = \frac{P(x,s)}{P(s)} \quad \text{per } x = \alpha, \dots, \beta$$

allora

$$\frac{t(s)}{t'(t)} = 1$$

e $T.S.I. = t(t)$.

Se, invece, la popolazione $P(t)$ ha una più elevata proporzione di popolazione nelle età giovanili rispetto alla standard e se per le età più giovani si verifica che

$$\frac{P(x,t) \cdot t(x,s)}{P(t)} > \frac{P_{x,s} \cdot t(x,s)}{P(s)}$$

allora $t(t) < T.S.I.$ In realtà la sola quantità del $T.S.I.$ che dipende dalla popolazione oggetto di studio è il rapporto

$$R.S.I. = \frac{E(t)}{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)} \quad [IX.9]$$

mentre gli altri fattori del tasso non giocano alcun ruolo nel confronto tra popolazioni differenti. Per queste ragioni, e per la sua evidente maggior semplicità di calcolo e di interpretazione, l'indice espresso dalla [IX.9] viene generalmente preferito negli studi demografici: la sua efficacia comparativa, in effetti, non è diversa da quella del $T.S.I.$ Il *Rapporto Standardizzato con metodo Indiretto* è un rapporto tra frequenze assolute, nella fattispecie il rapporto tra eventi osservati nella popolazione oggetto di studio ed eventi che in essa si produrrebbero in base ai tassi specifici della popolazione standard. Ovviamente, corrisponde al rapporto tra tasso generico osservato e tasso generico direttamente standardizzato in funzione della frequenza relativa del fenomeno:

$$\begin{aligned} R.S.I. &= \frac{E(t)}{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)} = \frac{\sum_x E(x,t)}{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)} = \frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,t)}{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)} = \\ &= \frac{\frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,t)}{P_t}}{\frac{\sum_x P(x,t) \cdot t(x,s)}{P_t}} = \frac{t(t)}{t'(t)} \end{aligned} \quad [IX.10]$$

Del $R.S.I.$ si fa largo uso negli studi di mortalità, in particolare negli studi di mortalità per causa e di mortalità differenziale e, talora anche in studi di fecondità quando si ha interesse ad epoche in cui il Sistema statistico non forniva dati sulle nascite classificati per età.

Alcune ulteriori notazioni sulla validità degli indici di tipo $R.S.I.$ appaiono opportune al fine

di evitarne un uso o delle interpretazioni inappropriati.

Quando, studiando un dato fenomeno, si opera un confronto tra popolazioni diverse attraverso i **R.S.I.** i risultati sono, comunque e sempre, condizionati dalla diversa struttura per età-durata delle popolazioni messe a confronto. Il problema è facilmente comprensibile se si esprime il **R.S.I.** in una forma diversa da quelle finora viste.

$$R.S.I. = \sum_x R.S.I.(x) \cdot \Phi(x) \quad [IX.11]$$

in cui

$$R.S.I.(x) = \frac{t(x,t)}{t(x,s)} = \frac{t(x,t) \cdot P(x,t)}{t(x,s) \cdot P(x,t)} = \frac{E(x,t)}{e(x,t)} \quad [IX.12]$$

mentre

$$\Phi(x) = \frac{t(x,s) \cdot U(x,t)}{\sum_x t(x,s) \cdot U(x,t)} \quad [IX.13]$$

in cui per $U(x,t) = P(x,t)$

$$\Phi(x) = \frac{t(x,s) \cdot P(x,t)}{\sum_x t(x,s) \cdot P(x,t)} = \frac{e(x,t)}{\sum_x e(x,t)} \quad [IX.14]$$

e Φ_x rappresenta così la proporzione degli eventi attesi nelle varie classi di età-durata nella popolazione studiata in funzione dei tassi specifici della popolazione standard.

Secondo la [IX.14] il **R.S.I.** è, dunque, la risultante di due fattori che agiscono per età: il rapporto [IX.12] tra eventi registrati e eventi attesi – da ascrivere alle differenze tra tassi specifici (ignoti) della popolazione studiata e quelli (noti) della standard – e la proporzione [IX.13] di eventi attesi rispetto al totale.

Le difficoltà comparative tra differenti **R.S.I.** sono, allora, facilmente comprensibili. Di fatto, qualsiasi confronto diretto è influenzato, in accordo con la [IX.11] dai pesi $\Phi(x)$ adottati, diversi tra le popolazioni in gioco in quanto risentono delle rispettive strutture per età-durata.

Consideriamo, per semplicità, il caso di un confronto tra due popolazioni **A** e **B**. Secondo la [IX.14] i rispettivi **R.S.I.** saranno:

$$R.S.I.(A) = \sum_x \left[\frac{t(x,A)}{t(x,s)} \cdot \frac{P(x,A) \cdot t(x,s)}{\sum_x P(x,A) \cdot t(x,s)} \right]$$

e

$$R.S.I.(B) = \sum_x \left[\frac{t(x,B)}{t(x,s)} \cdot \frac{P(x,B) \cdot t(x,s)}{\sum_x P(x,B) \cdot t(x,s)} \right]$$

Pertanto l'eventuale differenza esistente tra i due **R.S.I.** non esprime la diversa dimensione del fenomeno studiato: poiché i pesi $\Phi(x,A)$ e $\Phi(x,B)$ fanno riferimento alle rispettive popolazioni, quella differenza è anche funzione delle relative strutture per età. Va da sé che se $\Phi(x,A) = \Phi(x,B)$ le due strutture sarebbero uguali e si renderebbe superflua la standardizzazione.

Gli indicatori demografici ottenuti secondo un procedimento di standardizzazione indiretta possono, dunque, trovare legittimo impiego solo nel confronto, rispetto a un certo fenomeno che si vuol misurare, *tra una situazione definita e quella standard di riferimento*, ma non nel confronto tra situazioni diverse nelle quali siano pur impiegati i tassi specifici di una stessa popolazione standard.

Esempio di standardizzazione indiretta.

Negli studi di mortalità il **Rapporto Standardizzato con metodo Indiretto** espresso dalla [IX.9] è noto come **Standard Mortality Ratio**.

$$S.M.R. = \frac{D(t)}{\sum_x P(x,t) \cdot m(x,t)} = \frac{m(t)}{\sum_x p(x,t) \cdot m(x,t)} \quad [IX.15]$$

Con riferimento ai dati del prospetto IX.1, esemplifichiamo anche il calcolo del **S.M.R.**. Avremo:

$$\sum_x P(x,A) \cdot m(x,s) = 1577 \cdot 0,0270 + 6268 \cdot 0,0011 + \dots = 615543$$

e

$$\sum_x P(x,B) \cdot m(x,s) = 97 \cdot 0,0270 + 334 \cdot 0,0011 + \dots = 13457$$

per cui

$$S.M.R.(A) = \frac{707532}{615543} = 1,1457$$

e

$$S.M.R.(B) = \frac{32937}{13457} = 2,4476$$

Prospetto IX.4

Tassi		A	B
(1)	<i>m</i>	7,6	13,1
(2)	<i>S.M.R.</i>	1,1547	2,4476
(3)	<i>T.S.I.</i>	10,9	23,3
(4)	$\frac{T.S.I. \cdot m(s)}{m(s)}$	+ 14,7%	+ 145,3%

E condurremo l'analisi comparativa secondo gli indicatori riportati nel prospetto [IX.4]. Anche in questo caso si noti che il confronto prende come punto di riferimento la popolazione

standard, poiché l'eliminazione dell'effetto struttura avviene soltanto in funzione di tale popolazione.

In letteratura è stato anche proposto di sostituire nello **S.M.R.** i pesi $P(x,t)$ della popolazione oggetto di studio con i $P(x,s)$ della popolazione standard. Si ottiene così il rapporto **S.R.R.** (*Standardized Risk Ratio*)

$$S.R.R. = \frac{\sum_x P(x,s) \times m(x,t)}{\sum_x P(x,s) \times m(x,s)} = \frac{\sum_x \{P(x,s) [D(x,t)/P(x,t)]\}}{\sum_x \{P(x,s) [D(x,s)/P(x,s)]\}}$$

che. In realtà, ci riporta ad una forma di standardizzazione diretta in cui, oltre che alla struttura per età della popolazione standard, si fa riferimento alle morti osservate. Infatti

$$S.R.R. = \frac{\sum_x \{P(x,s) [D(x,t)/P(x,t)]\}}{\sum_x D(x,s)} = \frac{\sum_x \{D(x,t) [P(x,s)/P(x,t)]\}}{D(s)} = \frac{d(x,s)}{D(s)}$$

in cui il numeratore rappresenta le morti “attese” nella popolazione standard, sulla base dei tassi specifici della popolazione oggetto di studio – quello stesso del tasso standardizzato col metodo diretto -, mentre il denominatore corrisponde alle morti realmente osservate nella popolazione standard. Quindi il tasso esprime la mortalità generale della popolazione studiata in valore relativo (%) rispetto alla mortalità generale della popolazione standard di riferimento.

IX .2 – Deperiodizzazione.

Date le particolari relazioni che legano le misure sintetiche trasversali ai comportamenti coortici, come si è illustrato nel precedente par. VIII.5.3, è concepibile definire l'*intensità media di periodo* per un processo a eventi non negativi? In particolare, riprendendo il caso utilizzato come esempio, è possibile definire una *fecondità media* del momento attraverso un indicatore in cui si fondano, per media, le esperienze delle varie coorti, proporzionalmente al loro esito finale, non distorte da componenti temporali? Ripartiamo dalla [VIII.11]: in essa il *Tasso di Totale del Momento* è espresso come media ponderata delle intensità finali delle coorti osservate nell'anno con pesi pari alla quota di tale intensità esplicita nell'anno in questione. Secondo il principio di invarianza delle medie, nulla vieta di sostituire nella [VIII.11] un valore di intensità medio tale da non alterare il valore complessivo della somma

$$\begin{aligned} TFTM(t) &= \sum_x t-x \alpha(x) \times TFT_{t-x} = \sum_x t-x \alpha(x) \times TFT_M = \\ &= TFT_M \times \sum_x t-x \alpha(x) \end{aligned}$$

Da cui il valore medio

$$TFT_M = \frac{TFTM(t)}{\sum_x {}_{t-x}\alpha(x)} = \frac{TFTM(t)}{cd(t)} \quad [IX.16]$$

che chiameremo *Discendenza media delle donne contemporanee* (D_c) (per gli altri fenomeni, adattando la simbologia, avremo i *Primi matrimoni in media delle donne contemporanee* – o degli uomini contemporanei –, la *Migrazione media dei soggetti contemporanei*, la *Parità i^{ma} media delle donne contemporanee*, e così via: questo indicatore può ben corrispondere ai requisiti richiesti. Infatti si vede facilmente, dai semplici sviluppi formali che seguono

$$\begin{aligned} D_c &= \frac{TFTM(t)}{\sum_x {}_{t-x}\alpha(x)} = \frac{TFTM(t)}{\sum_x \frac{{}_{t-x}n(x)}{TFT_{t-x}}} = \\ &= \frac{1}{\sum_x \frac{{}_{t-x}n(x)}{TFT_{t-x} \times TFTM(t)}} = \frac{1}{\sum_x \frac{n(x,t)}{TFTM(t)} \times \frac{1}{TFT_{t-x}}} = \\ &= \frac{1}{\sum_x \frac{\alpha(x,t)}{TFT_{t-x}}} \end{aligned} \quad [IX.17]$$

come D_c sia in effetti una media armonica ponderata delle TFT_{t-x} , delle intensità finali, cioè, delle coorti prolifiche nell'anno t con pesi pari alla ripartizione per età della fecondità di quell'anno $\alpha(x,t)$. In conclusione il livello medio della fecondità – del nostro caso esemplificativo – da intendersi come numero medio di figli per donna quale è correttamente definibile a livello concettuale micro, lo si può ricavare correggendo il $TFTM(t)$ per il fattore $cd(t)$ – che abbiamo chiamato in precedenza coefficiente di distorsione della cadenza – che esprime la traslazione della variazione aggregata che di anno in anno si produce nella distribuzione per età della fecondità delle coorti.

Quanto alla forma statistica ricavata per l'indicatore [IX.17], va detto che il suo configurarsi come media armonica ha un preciso significato sul piano demografico: essendo l'obiettivo quello di fornire un valore medio di intensità non distorto dal fattore tempo, in [IX.17] si pone come invariante distributiva la somma dei reciproci dei TFT_{t-x} delle varie coorti osservate nell'anno di calendario considerato, vale a dire la somma – ponderata – dei tempi di proliferazione¹.

Esempio di deperiodizzazione.

Supponiamo di aver misurato la fecondità delle coorti di matrimonio formatesi tra il 1928 e il 1944 e, per ovvie ragioni espositive, accettiamo la condizione che il processo si esaurisca tra le durate 0-6 compiute. Ciò che ci interessa conoscere, peraltro, è il livello di fecondità media negli anni 1934-1944. Le nascite legittime ridotte sono riportate nel prospetto che segue.

¹ Ed è opportuno ricordare che in demografia il reciproco di un'intensità è sempre un tempo: così il reciproco del tasso generico di mortalità approssima la speranza di vita alla nascita (nella popolazione stazionaria c'è perfetta corrispondenza).

Prospetto IX.5- Nascite legittime ridotte per durata del matrimonio delle coorti 1928-1934 osservate negli anni 1934-1944.

$T(t)$							1696	1705	1751	1770	1832	1888	1850	1915	2181	2405	2597	
Durata x																		
6							14	17	13	10	11	11	9	8	10	9	9	
5							121	114	113	109	109	107	102	100	111	120	125	
4							268	262	265	263	268	272	260	270	316	348	367	
3							392	390	407	406	420	431	412	426	510	565	600	
2							448	456	473	488	503	525	520	548	631	689	738	
1							366	377	391	400	420	434	443	461	502	556	615	
0							87	89	89	94	101	108	104	102	101	118	143	
T_{t-x}	1896	1831	1758	1714	1679	1697	1727	1770	1793	1841	1926	2090	2262	2381	2375	2376	2317	
t	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943	1944	

La prima riga del prospetto riporta i *Tassi Totali del Momento* (somma trasversale delle nascite legittime ridotte) calcolate in ciascuno degli anni 1934-1944. Nella penultima riga possiamo invece vedere la Discendenza finale delle coorti T_{t-x} (somma longitudinale – lungo le diagonal da sinistra a destra -) 1928-1944, feconde, a durate diverse, negli anni di osservazione.

La fecondità T_{t-x} delle coorti 1928-1944 ha un andamento prima decrescente e poi crescente. L'indice sintetico del momento $T(t)$ manifesta soltanto questa seconda tendenza e l'accentua, registrando anche qualche oscillazione. Poiché la storia feconda delle coorti è nota, possiamo però calcolare per ciascuna i valori $t-x\alpha(x)$ e determinare in ogni anno il corrispondente $cd(t)$. E' quanto appare nel prospetto IX.6.

Prospetto IX.6 – $\Sigma_{t-x}\alpha(x)$ nelle coorti 1928-1934 e $cd(t)$ negli anni 1934-1944.

$cd(t)$								0,987	0,995	1,02	1,01	1,02	1,02	0,960	0,937	1,01	1,06	1,11
Durata x																		
6								0,007	0,009	0,007	0,006	0,007	0,006	0,005	0,005	0,006	0,005	0,005
5								0,066	0,064	0,066	0,065	0,064	0,062	0,058	0,056	0,060	0,062	0,060
4								0,152	0,153	0,158	0,155	0,155	0,154	0,145	0,147	0,164	0,166	0,162
3								0,229	0,232	0,240	0,235	0,237	0,240	0,224	0,221	0,244	0,250	0,252
2								0,267	0,269	0,274	0,276	0,280	0,285	0,270	0,262	0,279	0,289	0,311
1								0,216	0,218	0,221	0,223	0,228	0,225	0,212	0,203	0,211	0,234	0,259
0								0,050	0,050	0,050	0,051	0,052	0,052	0,046	0,043	0,043	0,050	0,061
$\Sigma\alpha_T(x)$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
t	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943	1944	

Il prospetto [IX.6] va letto come quello precedente. Ogni valore relativo rappresenta il rapporto tra le nascite ridotte osservate in un dato anno t e ad una data durata x e l'intensità finale della coorte

formatasi in $T=t-x$. Ad esempio i valori 0,267 – osservato nell’anno 1934 a durata 2 e – 0,158 – osservato a durata 4 nel 1936 – derivano rispettivamente dai rapporti

$$\frac{448}{1679} \text{ e } \frac{265}{1679}$$

Prospetto IX.7 – Calcolo di $D_c(t)$ negli anni 1934-1944

Anno (1)	$T(t)$ (2)	$cd(t)$ (3)	$D_c(t)$ (4)=(2): (3)	Coorte ^(*) (5)	T_T (6)
1934	1696	0,978	1718	1931	1714
1935	1705	0,995	1713	1932	1679
1936	1751	1,016	1723	1933	1697
1937	1770	1,011	1751	1934	1727
1938	1832	1,023	1791	1935	1770
1939	1888	1,024	1844	1936	1793
1940	1850	0,960	1927	1937	1841
1941	1915	0,937	2044	1938	1926
1942	2181	1,007	2166	1939	2090
1943	2405	1,056	2277	1940	2362
1944	2597	1,110	2340	1941	2381

(*) L’anno di formazione della coorte non corrisponde all’anno di osservazione. Questo spostamento temporale è giustificato dal fatto che secondo il modello di traslazione di Ryder, il Tasso Totale di un anno t può essere confrontato con quello della coorte che si forma nell’anno $T = t-\bar{a}$. Nel nostro caso la durata media $\bar{a}$ è molto vicina a 3 in tutte le coorti e, di conseguenza i $T(t)$ verranno accostati ai T_{t-3} .

I valori della prima riga del prospetto, $cd(t)$, sono le somme trasversali di tali rapporti; la penultima riga riporta, invece le somme longitudinali, ovviamente sempre uguali a 1,0. I valori di $cd(t)$, sempre $\neq 1$, hanno un andamento temporale che rispecchia molto da vicino quello di $T(t)$. Ciò a riprova della forte influenza del “fattore cadenza” sul livello degli indici per contemporanei.

Useremo, pertanto, i $cd(t)$ per correggere $T(t)$: i valori e le operazioni sono riportati nel Prospetto [IX.7].

E’ evidente che l’andamento temporale di $D_c(t)$ rispecchia quello di T_T molto più da vicino di quanto non faccia $T(t)$.

Non è facile, tuttavia, calcolare $D_c(t)$. E’, infatti, necessario determinare preliminarmente $cd(t)$ e a tal fine occorre conoscere l’intensità finale delle coorti formatesi in un intervallo temporale molto ampio: se il periodo di osservazione va dall’anno t all’anno $t+a$ e se il processo studiato si manifesta tra le durate α e β , le coorti in gioco sono quelle che si formano nell’intervallo $(t-b)-(t+a-\alpha)$. Prendiamo, ad esempio, la *fecondità generale della donna* che si manifesta tra le età $\alpha = 15$ e $\beta = 49$ anni compiuti: se l’osservazione trasversale copre gli anni prima considerati, 1934-1944, per calcolare $cd(t)$ occorre conoscere (o aver stimato) la discendenza delle coorti formatesi tra il 1884 e il 1929 ed avere, dunque, la “disponibilità” degli eventi ridotti manifestatesi negli anni 1884-1979.

CAP. X - *Analisi della mortalità per contemporanei.*

X.1 - *Le Tavole di mortalità complete. Definizioni e funzioni.*

Si è visto nel Cap.VII che in una prospettiva *atemporale* e da un punto di vista formale, l'osservazione *trasversale*, o *del momento* o *per contemporanei* – quella che, come ben si sa, riguarda specificatamente un anno di calendario - è del tutto analoga a quella che si ottiene all'interno di una coorte. Abbiamo prima esaminato il caso della *fecondità generale della donna*: in principio nulla, ovviamente, cambia nello studio della *mortalità*. Poiché in ciascun anno e per ciascun sesso rileviamo dalle statistiche ufficiali

- una distribuzione $\{d(x,x+1)\}$ di decessi e
- una distribuzione $\{P(x,x+1)\}$ di soggetti viventi alle successive età compiute
- una distribuzione $\{ie(x,x+1)\}$ di eventi perturbatori

esistono gli elementi necessari per costruire – attenendosi, in linea di massima, a quanto illustrato nel Cap. VI - le misure che conducono alla costruzione di una Tavola di mortalità del momento da riferirsi ad una *coorte fittizia*, il cui significato è già stato chiarito in precedenza. Tali misure corrispondono, ovviamente, alle *probabilità di morte*: calcolando, secondo i criteri che verranno mostrati tra breve, per ciascuna delle età comprese tra 0 e ω le q_x , ciascuna afferente ad una delle ω coorti osservate ad una specifica età, le potremo impiegare, seguendo gli stesi criteri illustrati per le coorti, per descrivere l'eliminazione per morte di un contingente iniziale di $l_0 = 10^n$ individui. Poiché l'eliminazione riguarda una *coorte fittizia*, la *tavola di mortalità del momento* assume, peraltro, i caratteri di un “modello”. Dunque, nonostante le strette analogie formali con la tavola di coorte, la *tavola di mortalità del momento* dovrà essere, più appropriatamente, definita come un “modello” attraverso il quale si descrivono le modalità di eliminazione di un ipotetico contingente di nati sottoposto al regime di mortalità esistente in un dato momento del calendario e rilevato attraverso le condizioni di mortalità osservate nelle diverse (ω) coorti effettive durante il periodo cui si fa riferimento.

Ripetiamo che, sotto il profilo formale, la costruzione delle tavole di mortalità trasversali è identica a quella delle tavole longitudinali. Anche in questo caso costruiremo la tavola attraverso successive combinazioni alla radice della tavola $l_0 = 10^n$ delle probabilità di morte q_x , calcolate sui dati provenienti da un'osservazione *continua*. L'elemento essenziale per la costruzione della tavola è sempre q_x – e a maggior ragione adesso, poiché nel “modello” trasversale tale funzione è l'unica realmente osservabile tra quelle che definiscono una tavola di mortalità. Di conseguenza, le funzioni fondamentali e le relazioni formali che le legano hanno la stessa definizione e la stessa formulazione di quelle viste in precedenza per le Tavole di coorte: non si renderà ora necessaria, pertanto, una specifica presentazione.

Delle Tavole di mortalità del momento si fa largo uso, specie in campo attuariale per la determinazione dei premi nelle Assicurazioni Vita, così come sono assai frequentemente utilizzati, nelle sedi più varie, gli indici sintetici che da esse provengono. C'è da chiedersi, tuttavia, alla luce di quanto si è illustrato nel Cap. VIII, se queste scelte siano corrette e accettabili e quali motivi inducano, comunque, gli interessati a farne impiego. Una prima ragione è essenzialmente di carattere pratico: la tavola di mortalità di coorte richiede molti anni di osservazione per poter essere costruita e, in ogni caso, si riferisce a contingenti che sono entrati nella popolazione in epoche molto lontane: gli indici sintetici che la riguardano e^0_0 oppure e^0_{10} (preferibile, talvolta ad e^0_0 perché non risente della *mortalità infantile*) sono rappresentativi di un'esperienza vitale e sanitaria molto lontana da quella attuale, che invece interessa conoscere non solo in ottica demografica, ma

spesso per finalità di politica sanitaria o economico-sociale. Le tavole di coorte sono uno strumento di grande rilevanza conoscitiva negli studi rivolti a disegnare l'andamento evolutivo della sopravvivenza (in ciò sfruttando eventualmente anche tavole non complete afferenti alle coorti più recenti), ma non sono in grado di fornire indicazioni su situazioni "contemporanee": evidentemente questo scopo è alla diretta portata della tavola di una coorte fittizia. Un secondo motivo – che, di fatto, sostiene sul piano della significatività analitica le descritte "ragioni di necessità" – è dato dal fatto che le "distorsioni", sempre presenti nelle misure trasversali (Cap. VII), influiscono sugli elementi della tavola del momento in maniera molto attenuata e – per certi aspetti - "dominabile". Intanto, in una tavola di eliminazione del momento non può esistere un effetto struttura poiché la tavola stessa deriva da successive combinazioni alla radice della tavola delle probabilità di morte q_x , nel cui calcolo si sconta il differente ammontare delle coorti osservate nell'anno. Quanto all'effetto intensità, essendo quest'ultima, per ogni coorte osservata, sempre uguale ad 1, ha, come si è visto un'influenza nulla. Sull'effetto cadenza, le conclusioni potrebbero essere più complesse: si ricordi, peraltro che, pur avendo l'indicatore sintetico e^0_0 una variabilità molto ampia, i cambiamenti della cadenza della mortalità hanno di norma un andamento monotono – salvo circostanze eccezionali ad esempio di tipo epidemico - e sempre unidirezionale volto verso lo spostamento della morte verso età più avanzate. In sostanza la *Tavola di mortalità di una coorte fittizia non appare colpita da distorsioni tali da vietarle di essere rappresentativa delle condizioni igienico-sanitarie del momento*.

X. 2 - Segue: Il calcolo delle probabilità di morte in un anno di calendario.

Ciò che si richiede alla tavola riferita ad una coorte fittizia è che rispecchi fedelmente le condizioni di mortalità per età proprie di un certo anno o di un certo periodo. Ricordando quanto mostrato nel Cap. III illustrando la collocazioni degli eventi, degli individui e delle misure sul diagramma di Lexis, sarà immediatamente chiaro che gli eventi per età si collocano all'interno dei

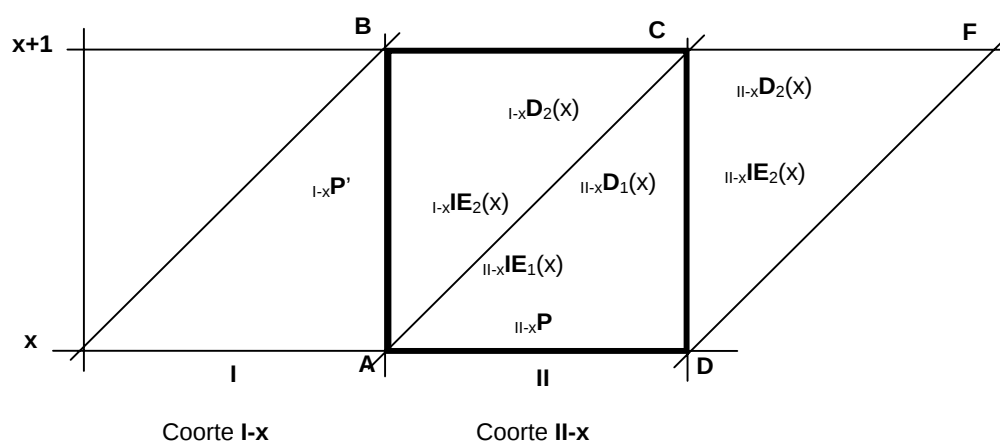


Diagramma X.1

quadrati nel corridoio perpendicolare all'asse delle ascisse e, pertanto, derivano da due coorti contigue. In figura XI.1 questa caratteristica appare in tutta la sua evidenza: i decessi dell'anno II

all'età x provengono in parte dalla coorte formatasi nell'anno $\text{II}-x$ e in parte da quella formatasi nell'anni $\text{I}-x$. I criteri di determinazione della probabilità di morte all'età x , pertanto, non sono immediatamente riconoscibili perché i decessi che si collocano nel triangolo (**ABC**) derivano dai *viventi* in (**AB**) (esposti al rischio) e quelli del triangolo (**ACD**) dai *sopravviventi* in (**AD**), mentre p_x deve esprimere il rischio proprio a quell'età nell'anno considerato. La soluzione del problema è legata al tipo di classificazione con cui i dati sono forniti dalla statistica ufficiale. Possono darsi due casi:

- I decessi sono forniti secondo la duplice classificazione (età alla morte e anno di nascita).
- I decessi sono forniti solo per età alla morte.

Nel primo caso possiamo separare i decessi subiti dagli individui appartenenti alla coorte dell'anno $\text{I}-x$ e prodottisi nell'anno II , ${}_{\text{I}-x}\mathbf{D}_2(x)$, da quelli relativi ai membri della coorte dell'anno $\text{II}-x$ avvenuti alla stessa età nell'anno II , ${}_{\text{II}-x}\mathbf{D}_1(x)$. Gli *esposti al rischio* per i primi decessi ${}_{\text{I}-x}\mathbf{D}_2(x)$ sono i soggetti del contingente di viventi ${}_{\text{I}-x}\mathbf{P}'(x)$ e quelli dei secondi saranno i sopravviventi all'età esatta x ${}_{\text{II}-x}\mathbf{P}(x)$. Con tali dati potremo calcolare due probabilità parziali

$${}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 = \frac{{}_{\text{I}-x}\mathbf{D}_2(x)}{{}_{\text{I}-x}\mathbf{P}'-(0,5) \cdot {}_{\text{I}-x}\mathbf{IE}_2(x)} \quad [\text{X.1}] \quad \text{e} \quad {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1 = \frac{{}_{\text{II}-x}\mathbf{D}_1(x)}{{}_{\text{II}-x}\mathbf{P}-(0,5) \cdot {}_{\text{II}-x}\mathbf{IE}_1(x)} \quad [\text{X. 2}]$$

cui corrisponderanno le probabilità di sopravvivenza

$$\left(1 - {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2\right) \quad \text{e} \quad \left(1 - {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1\right)$$

Il prodotto di queste ultime rappresenterà la probabilità complessiva di sfuggire alla morte tra l'età x e l'età $x+1$ esatte nell'anno II e il suo complemento a 1 fornirà la probabilità di morte cercata

$$\begin{aligned} q_x &= 1 - \left(1 - {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2\right) \cdot \left(1 - {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1\right) = {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 + {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1 - {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 \cdot {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1 = \\ &= {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 + {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1 \cdot \left(1 - {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2\right) \end{aligned} \quad [\text{X.3}]$$

e poiché la quantità ${}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 \cdot {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1$ è in genere molto piccola (sempre < 1), si può – almeno in certe età – trascurare il fattore di correzione $\left(1 - {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2\right)$, per cui la probabilità cercata diventa semplicemente

$$q_x = {}_{\text{I}-x}\bar{q}_x^2 + {}_{\text{II}-x}\bar{q}_x^1 \quad [\text{X.4}]$$

Vediamo subito un esempio. Supponiamo di aver tratto dagli Annuari di Statistiche Demografiche i seguenti dati

Età	Anno di formazione della Coorte	Anno di osservazione	Decessi $D(x)$	Saldo Migratorio $IE(x)$
10	1962	1973	79	10
10	1963	1973	116	7
11	1962	1973	92	8
11	1961	1973	100	10

e dall'Annuario Statistico l'ammontare delle coorti all'età 11 compiuta rispettivamente al 31.12.1972 e al 31.12.1973 pari rispettivamente a 493879 e 448860 unità. Rappresentiamo questi dati sul diagramma di Lexis

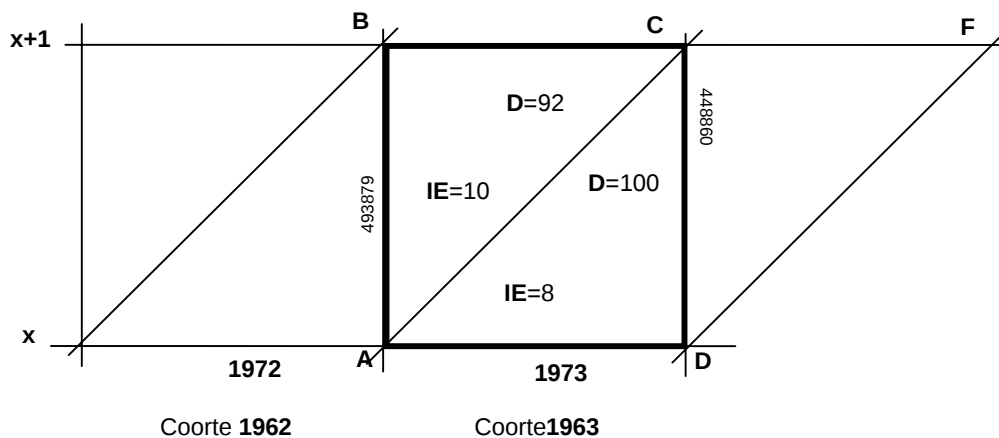


Diagramma X. II

e calcoliamo la probabilità di morte a 11 anni. Controllando il diagramma di Lexis si ha subito

$$\bar{q}_{11}^2 = \frac{D(ABC)}{P(AB) - (0,5) \cdot IE(ABC)} = \frac{92}{493879 - 5} = 0,0001862$$

$$\begin{aligned} \bar{q}_{11}^1 &= \frac{D(ACD)}{P(AD) - (0,5) \cdot IE(ACD)} = \frac{D(ACD)}{[P(CD) - D(ACD) - IE(ACD)] - (0,5) \cdot IE(ACD)} = \\ &= \frac{100}{(448860 + 100 - 8) - (0,5) \cdot 8} = 0,0002227 \end{aligned}$$

quindi la probabilità a 11 anni nel 1973 sarà

$$q_{11} = 0,0002227 + 0,0001862 \cdot (1 - 0,0002227) = 0,0004084$$

oppure, visto che il “fattore di correzione” non può che assumere valori bassissimi:

$$q_{11} = 0,0002227 + 0,0001862 = 0,0004089$$

Prospetto X.1 – Estratto dalla tavola di mortalità femminile italiana 1994

Età	Sopravviventi l_x	Decessi $d(x,x+1)$	Probabilità $1000 \cdot q_x$	Anni vissuti L_x	Retrocumulata T_x	Vita media e°_x
0	100.000	612	6,11910	99.441	8.073.359	80,74
1	99.388	42	0,42221	99.367	7.074.148	80,23
2	99.346	35	0,34889	99.329	7.874.761	79,27
3	99.311	28	0,28597	99.297	7.775.452	78,29
4	99.283	23	0,23471	99.271	7.676.155	77,32
5	99.260	20	0,19788	99.250	7.576.884	76,33
6	99.240	17	0,16720	99.232	7.477.634	75,35
7	99.224	15	0,15166	99.216	7.378.402	74,36
8	99.208	14	0,13878	99.202	7.279.106	73,37
9	99.195	13	0,13298	99,188	7.179.984	72,38
10	99.182	14	0,14029	99.176	7.080.796	71,39
11	99.168	13	0,13504	99.161	6.981.621	70,40
12	99.154	14	0,14157	99.147	6.882.460	69,41
13	99.140	15	0,15401	99.133	6.783.313	68,42
14	99.125	17	0,17013	99.116	6.684.180	67,43
...						
...						
...						
95	6.904	1945	281,71729	5.931	17.308	2,51
96	4959	1534	309,34704	4.193	11.377	2,29
97	3425	1161	338,94977	2.844	7.185	2,10
98	2264	839	370,48904	1.845	4.341	1,92
99	1425	576	403,93665	1.137	2.496	1,75
100	850	373	439,18836	663	1.359	1,60
101	476	277	476,10913	563	696	1,46
102	250	128	513,49439	185	333	1,34
103	121	67	554,07779	88	148	1,22
104	54	32	594,55841	38	60	1,12

Nel secondo caso, piuttosto che ricorrere a formule che sfruttano, al di là del lecito, l'ipotesi di linearità, considerando, ad esempio, i sopravvissuti in (**AD**) come i reali “esposti al rischio” rispetto ai decessi in (**ABCD**), conviene ricorrere al calcolo di semplici tassi specifici di mortalità secondo la formula [VI.22] dai quali poi risalire alle probabilità di morte con la [VI.25]. Nell'esempio avremo:

$$t(11) = \frac{192}{471369,5} = 0,0004073$$

che presuppone linearità soltanto all'interno del quadrato (**ABCD**), da cui si risale a

$$q_{11} = \frac{2 \cdot 0,0004073}{2 + 0,0004073} = 0,0004072$$

valore molto vicino a quello precedentemente trovato.

Riportiamo nel prospetto X.1 un estratto di una recente Tavola di mortalità costruita dall'Istituto Nazionale di Statistica, relativo alle età iniziali e finali della vita e al solo sesso femminile, in cui si riportano alcune delle principali funzioni, come premessa ad altri problemi che verranno affrontati nel successivo paragrafo.

X. 3 – Le tavole di mortalità ridotte (o abbreviate): le funzioni.

Anche in un'ottica trasversale le tavole di mortalità sono lo strumento analitico migliore per descrivere le caratteristiche dinamiche (per età, sesso, in tempi diversi) della mortalità e della sopravvivenza di una popolazione, ma non ne fornisce certamente un quadro sintetico: essa si estende, infatti, all'intero arco dell'esistenza e si riferisce, pertanto, ad oltre 100 classi di età (precisamente 104 nell'esempio prima riportato). Gestire a scopi analitici e, soprattutto, comparativi la grande quantità di informazioni fornite dalla tavola di mortalità può risultare, in tal senso, un'operazione assai complessa.

Prospetto X. 2 –Tavola di mortalità ridotta della popolazione italiana nel 1994.

Età x	Maschi			Femmine		
	l_x	L_x	e^o_x	l_x	L_x	e^o_x
0	100.000	99.620	74,34	100.000	99.411	80,74
1	99.243	396.680	73,91	99.388	397.265	80,23
5-9	99.114	495.336	70,00	99.260	496.087	76,33
10-14	99.021	494.867	65,06	99.182	495.732	71,39
15-19	98.909	493.713	60,14	99.108	495.254	66,44
20-24	98.532	491.462	55,35	98.986	494.580	61,52
25-29	98.051	488.908	50,61	98.842	493.713	56,61
30-34	97.473	485.406	45,90	98.627	492.442	51,73
35-39	96.685	481.517	41,25	98.339	490.820	46,87
40-44	95.912	477.214	36,56	97.793	488.666	42,03
45-49	94.926	471.143	31,92	97.458	485.350	37,24
50-54	93.400	461.145	27,39	96.614	480.060	32,54
55-59	90.879	445.022	23,08	95.320	472.020	27,95
60-64	86.810	418.916	19,03	93.349	459.590	23,48
65-69	80.290	378.448	15,36	90.255	439.778	19,20
70-74	70.595	322.060	12,11	85.270	407.379	15,16
76-79	57.693	249.671	9,24	77.034	354.906	11,49
80-94	41.672	164.830	6,80	63.976	274.362	8,29
85-89	24.278	83.190	4,88	44.797	168.413	5,72
90-94	10.001	28.756	3,52	22.815	70.426	3,85
95-99	2.574	5.888	2,52	6.904	15.950	2,51
100-104	330	570	1,78	850	1.337	1,60

Per facilitare la soluzione di tali problemi si può procedere a “riassumere” la tavola stessa costruendo una *tavola di mortalità abbreviata (o ridotta)*, riferendo le varie funzioni a classi pluriennali di età, anziché a classi annuali.

Nel fissare l'ampiezza delle classi di età (i criteri sono, in definitiva, sempre soggettivi) conviene tener conto di alcuni importanti elementi:

- per motivi facilmente intuibili è opportuno che le classi di età siano di ampiezza uniforme o che, in ogni caso, classi di varia ampiezza siano multiple fra di loro;

- tanto più ampia è la classe di età, tanto meno precise e significative sono, in generale, le conoscenze che si traggono sulla mortalità: diviene, inoltre, meno semplice determinare il tempo medio di sopravvivenza dei deceduti nell'ultimo intervallo;

- la mortalità nel primo anno di vita ha un andamento, un livello e delle determinanti affatto particolari che impongono, comunque una separata evidenza. Di conseguenza l'uso più diffuso è quello di optare per i raggruppamenti che compaiono nella tavola del prospetto X.2, sintesi di quella completa precedentemente vista per il solo sesso femminile.

Segnaliamo, per inciso, che si può far ricorso ad una tavola abbreviata non solo per esigenze di sintesi, ma anche a causa dell'indisponibilità di adeguate statistiche sui decessi, tali cioè da consentire il calcolo di probabilità di morte rigorosamente riferite a classi di età annuali. Accade sovente che in vari contesti territoriali (soprattutto nei paesi in via di sviluppo) e per motivi diversi, su cui non è il caso di soffermarsi, la statistica ufficiale fornisca, nel migliore dei casi, una classificazione dei decessi che si articola in classi di età pluriennali. In questi casi l'analisi demografica è in grado di superare le difficoltà inerenti solo ricorrendo a modelli più o meno complessi di calcolo delle probabilità di morte, che non conviene qui affrontare.

Tornando alla tavola abbreviata per motivi di sintesi descrittiva, possiamo affermare che essa poggia sugli stessi principi che sostengono una tavola completa: solo l'unità di tempo cambia, ma le relazioni al suo interno vanno adattate a questa nuova dimensione.

Facciamo riferimento alle due tavole prima presentate e precisiamo i criteri che conducono al passaggio dalla prima alla seconda. Ovviamente alle età esatte corrispondenti i valori degli l_x non mutano – come si può facilmente controllare -: trarremo allora dalla successione degli l_x , secondo le relazioni note, la distribuzione delle altre due funzioni fondamentali, i decessi e le probabilità di morte. La serie dei decessi sarà, pertanto: $d(0) = l_0 - l_1$; $d(1,4) = l_1 - l_5$ e, in genere, per gli intervalli quinquennali, $d(x, x+4) = l_x - l_{x+5}$. Quanto alla serie delle probabilità di morte avremo:

$$q_0 = \frac{d(0)}{l_0}; \quad {}_4q_1 = \frac{d(1,4)}{l_1}; \quad {}_5q_x = \frac{d(x, x+4)}{l_x}$$

in generale

$${}_a q_x = \frac{d[x, x+(a-1)]}{l_x} \quad [X. 5]$$

Così formulata, la probabilità condizionata di morte ${}_a q_x$ misurerà il rischio per una persona sopravvissuta all'età esatta x di morire nei successivi a anni e, complementariamente definiremo ${}_a p_x (= 1 - {}_a q_x)$ quella di sopravvivere per ulteriori a anni.

Per il calcolo degli anni vissuti nell'intervallo pluriennale è bene riflettere più attentamente sulla formulazione fornita nel Cap. VII con la formula [VII.12] che prevedeva perfetta linearità degli eventi. Di fatto nell'intervallo pluriennale (per il quale la linearità è tutta da verificare¹) contabilizzeremo:

- a anni vissuti da ogni membro appartenente alla classe che, sopravvissuta in x , è ancora invisa in $x+a$, per un totale di $a \cdot [l_x - d(x-a-1)]$ anni;

- a frazioni ${}_a \delta_x$ di anno vissute da ogni deceduto nell'intervallo, per un totale di anni pari a $a \cdot {}_a \delta_x \cdot d(x-a-1)$.

Avremo pertanto, nel caso in esame,

$$L_0 = l_0 - d(0) + {}_0 \delta_0 \cdot d(0); \quad {}_4L_1 = 4 \cdot [l_1 - d(1,4)] + {}_4 \delta_1 \cdot d(1,4)$$

E, in generale, per ogni intervallo di età $x, x+a$

$${}_a L_x = a \cdot [l_x - d(x, x+a-1)] + {}_a \delta_x \cdot d(x, x+a-1) \quad [X. 6]$$

¹ C.I. Chiang ha dimostrato che non sempre si può affermare la linearità negli intervalli pluriennali e ha, nel contempo, proposto un metodo per calcolare l'effettivo tempo vissuto dai deceduti (*The Life Table and Its Applications*, Malabar (Florida), R.E. Krieger Publishing Co., 1984)

Qualora – o nelle *tranches* di vita in cui – fosse possibile supporre una distribuzione lineare dei decessi all'interno delle classi pluriennali², potremmo adottare in analogia con la [VII.12], l'espressione

$${}_aL_x = \frac{1}{2} \cdot [a \cdot (l_x + l_{x+5})] \quad [X.7]$$

È, peraltro, difficile generalizzare su quell'ipotesi – si veda la nota 2 –; sarebbe senz'altro da respingere se ci riferissimo a gruppi di età decennali ma dopo il 75° o l'80° anno di età anche nei raggruppamenti quinquennali la frazione di tempo vissuta nell'ultimo intervallo $a \cdot {}_a\delta_x$ tende a distaccarsi progressivamente da $a/2$.

Il tasso di mortalità nell'età $x, x+a$ corrisponderà in generale all'espressione

$${}_a m_x = \frac{d(x, x+a-1)}{a \cdot [l_x - d(x, x+a-1) + {}_a\delta_x \cdot d(x, x+a-1)]} \quad [X.8]$$

mentre la relazione che lo lega alla probabilità di morte sarà

$${}_a q_x = \frac{a \cdot {}_a m_x}{1 + (1 - {}_a\delta_x) - a \cdot {}_a m_x} \quad [X.9]$$

che se fosse valida la [X.7] diverrebbe

$${}_a q_x = \frac{2 \cdot a \cdot {}_a m_x}{2 + a \cdot {}_a m_x} \quad [X.10]$$

La funzione T_x e i parametri e^0_x e π_x si ottengono secondo le regole precedentemente viste per la tavola completa. Nel caso in esame avremo:

$$T_x = {}_5L_x + {}_5L_{x+5} + \dots + {}_5L_{\omega-5} \quad [X.11]$$

$$e^0_x = \frac{T_x}{l_x} \quad [X.12]$$

che se fosse valida la [X.7] diverrebbe

$$e^0_x = 2,5 + \frac{5 \cdot (l_{x+5} + l_{x+10} + \dots + l_{\omega-5})}{l_x} \quad [X.13]$$

con la speranza di vita alla nascita

$$e^0_0 = 0,5 + \frac{2,5 \cdot l_1 + 4,5 \cdot l_5 + 5 \cdot (l_5 + l_5 + \dots + l_{\omega-5})}{l_0} \quad [X.14]$$

Due osservazioni prima di chiudere il paragrafo :

² Abbiamo già segnalato che nella classe compiuta di 0 anni tale linearità è ben lontana dal verificarsi. In generale, con lo spostarsi della morte ad età sempre più anziane, la linearità *in classi quinquennali* è verificata per un lungo segmento della vita.

- il valore di ${}_5L_x$ – e, in generale, di ${}_aL_x$ – non corrisponde in nessun caso alla somma degli L_x della tavola completa che cadono nel gruppo quinquennale considerato e, di conseguenza, anche i valori di T_x della tavola abbreviata non coincidono con quelli della tavola completa: ciò implica un differente valore di e^0_x nei due casi;

- anche se si è, a buon diritto, supposto che $\delta_x = 1/2$ per ogni singolo anno all'interno di un certo intervallo, non necessariamente avremo ${}_a\delta_x = 1/2$ per l'intero intervallo; infatti, il valore della frazione ${}_a\delta_x$ dipende dalla tendenza della mortalità lungo tutto l'intervallo e non dalla mortalità in ogni singolo anno di età: quando la mortalità cresce con l'età nel gruppo poliennale avremo ${}_a\delta_x > 1/2$, mentre se la mortalità decresce sarà ${}_a\delta_x < 1/2$.

X.4.- La mortalità nel primo anno di vita.

X.4.1. Definizioni.

Il rischio di morte nel primo anno di vita – come si è spesso detto – ha caratteristiche peculiari, quanto a intensità e andamento, tali da richiedere un'attenzione ed una misurazione specifiche. La *mortalità infantile* è un fenomeno complesso ed eterogeneo che, pur manifestandosi tra i bambini *nati vivi* che non hanno ancora compiuto il primo anno di vita, ha delle forti connessioni con le condizioni di sopravvivenza che vengono maturando durante il periodo di gestazione e, nel contempo, tende ad assumere intensità e caratteri nosologici assai differenziati man mano che ci si allontana dal momento della nascita. Specie nelle società contemporanee sviluppate, dove la popolazione gode ormai, nel primo anno di vita, di rischi di morte estremamente bassi – probabilità di morte comparabili si ritrovano solo dopo i 60 anni –, un'analisi rivolta alle manifestazioni della mortalità globalmente registrate dopo che una gravidanza è giunta positivamente a termine, trascurando intervalli precedenti il primo compleanno, importanti per i forti legami con lo sviluppo della fase gestatoria, può risultare spesso di significato assai limitato.

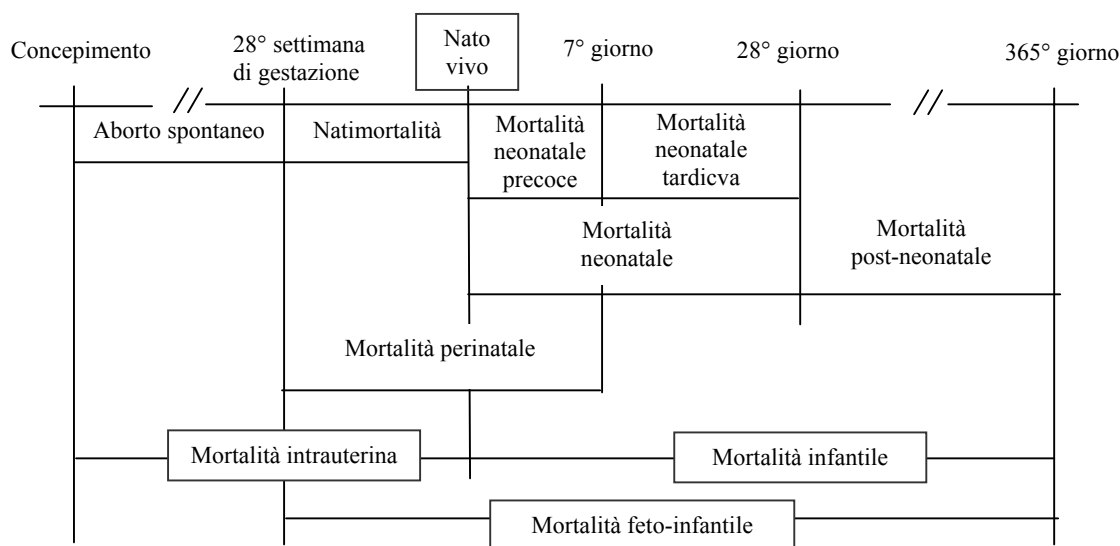


Diagramma X. 3

Per comprendere in maniera adeguata i meccanismi in gioco, è opportuno schematizzare e qualificare le manifestazioni della mortalità lungo tutto il periodo che va dal concepimento alla conclusione del primo anno di vita, come appare nel diagramma X. 3.

Sull'asse dei tempi l'intervallo tra il concepimento (comparsa delle ultime mestruazioni) e il 365° giorno di vita è diviso in 5 sottoperiodi: all'interno del primo che, che si conclude con il compimento della 28ª settimana di gestazione, si colloca l'*abortività spontanea* (o *mortalità*

fetale); la conclusione della 28^a settimana di gestazione individua *convenzionalmente* il limite al di là del quale si *presume* la *vitalità* del feto³: pertanto, i bambini *vitali* che alla nascita non hanno palesato segni riconoscibili di vita sono considerati *nati morti*⁴ e danno origine al fenomeno della *natimortalità*; nelle prime quattro settimane di vita si individuano i decessi che danno origine alla *mortalità neonatale* e si tende a separare dagli altri quelli prodottisi nella prima settimana definendo una *mortalità neonatale precoce*; infine i decessi di bambini avvenuti dopo la quarta settimana di vita (o dopo il primo mese) riguardano la *mortalità post-neonatale*. La logica di questa schematizzazione poggia, oltre che sull'esistenza di differenti livelli del rischio di morte nel succedersi dei sottoperiodi, sulla natura delle cause di morte in essi prevalenti e sulla differente evoluzione temporale che le contraddistingue. Così la *mortalità post-neonatale* è dovuta essenzialmente alle malattie di tipo infettivo e alla malnutrizione dei neonati, a fattori, cioè, di *contesto* spesso indicati come *cause esogene* di decesso infantile, vulnerabili di fronte a misure di ordine medico-sociale: di fatto, essa ha fatto registrare una caduta spettacolare nel corso dell'ultimo mezzo secolo, con la diffusione dello sviluppo e del maggior benessere (accentuato miglioramento del livello di vita, generalizzazione dell'accesso all'istruzione - in particolare per le donne - miglioramento della nutrizione e dell'igiene pubblica e privata). Per contro la *mortalità neonatale*, e più ancora quella *neonatale precoce*, dipende da un insieme di cause quali le malformazioni congenite, i traumi della gravidanza e del parto, l'imaturità del neonato, tradizionalmente indicate come cause endogene, soprattutto sensibili ad interventi di ordine più strettamente medico (individuazione e prevenzione delle anomalie, miglioramenti nelle tecniche ostetriche e nelle cure neonatali): essa ha subito una diminuzione più recente, meno sensibile e più lenta. Queste cause sono all'origine anche della *natimortalità* e la comune eziologia consiglia sovente di studiare congiuntamente i nati morti e le morti infantili della fase neonatale – in particolare di quella precoce – nell'ambito della *mortalità perinatale*. Attualmente nei paesi sviluppati la *mortalità perinatale* rappresenta la quota decisamente più rilevante del fenomeno più globale della *mortalità feto-infantile*.

X.4.2 – La misura della mortalità infantile.

Anche se, ovviamente, nulla vieta di affrontare lo studio della mortalità infantile nell'ambito di una coorte. Il fatto che, salvo rare eccezioni, le informazioni statistiche dettagliate sulle morti nel primo anno di vita vengono fornite di anno in anno in funzione di un solo elemento temporale - l'età alla morte espressa in giorni, settimane e mesi -, senza indicazione dell'anno di nascita, fa sì che la sua analisi sia normalmente condotta in prospettiva trasversale.

La doppia classificazione (età annuale ed anno di nascita), anch'essa, comunque disponibile quando si debba costruire una tavola di mortalità, consentirebbe di individuare con estrema facilità la probabilità di morire nel primo anno di vita (si veda il diagramma X.4): all'interno di una coorte formatasi nell'anno T essa sarebbe data semplicemente dall'espressione

$$q_0 = \frac{D_T(0)}{N_T - \delta_0 \cdot ie(0)} \cdot 10^n \quad [X.15]$$

³ Con tale termine – che corrisponde alla traduzione letterale del francese *viabilité* - ci si riferisce qui al complesso di condizioni necessarie a distinguere un *nato morto* da una *morte fetale*.

⁴ La definizione internazionalmente accettata dice che è da considerare nato vivo ogni prodotto del concepimento che, separatosi dall'utero, dia un qualunque segno di vita (battito del cuore, pulsazione del cordone ombelicale, movimento dei muscoli volontari), qualsiasi sia la durata della gravidanza. Da questa definizione può ben vedersi la difficoltà e l'esilità del confine che separa la nascita di un bambino morto (nato morto), pertanto inerte e senza segni di vita al momento dell'espulsione, e la nascita di un bambino vivo, che dia labile segno di vita subito seguito da morte.

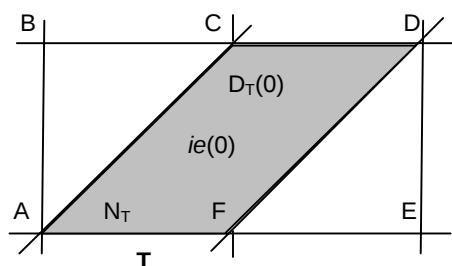


Diagramma X.4

in cui al denominatore poniamo i nati nell'anno $t = T$ e il termine $\delta_0 \cdot ie(0)$ rappresenta il tempo trascorso nell'intervallo di età 0-1 da eventuali immigrati o emigrati (migrazioni familiari) e che rispetto al diagramma 4 diventa

$$q_0 = \frac{D(ACDF)}{N(AF) - \delta_0 \cdot ie(ACDF)} \quad [X.15.1]$$

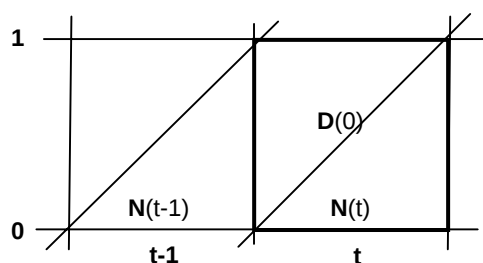
(si ricordi che nel gruppo di età 0-1 è da escludersi un'ipotesi di linearità) o, se si trascurano, come normalmente si fa, gli eventi perturbatori,

$$q_0 = \frac{D(ACDF)}{N(AF)} \cdot 10^n \quad [X.16]$$

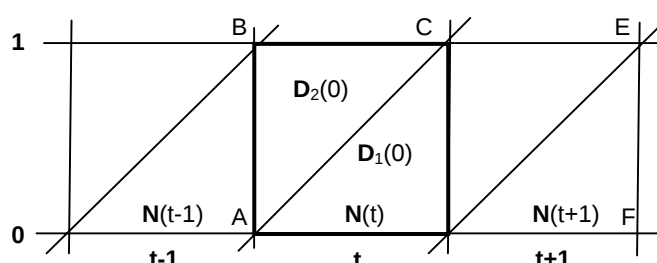
che potremmo trasformare in un tasso ricorrendo alla ben nota espressione

$$m_0 = \frac{q_0}{1 + (1 - \delta_0) \cdot q_0}$$

In una prospettiva trasversale, i problemi si complicano un poco: il diagramma X. 5a è assai chiaro in proposito. La prassi vuole che il tasso di mortalità infantile in un anno t (l'indice correntemente usato) sia



(a)



(b)

Diagramma X. 5

$$m_0(t) = \frac{D(0,t)}{N(t)} \cdot 10^n \quad [X.16]$$

$$m_0(t) = \frac{D(FCDE)}{N(FE)} \cdot 10^n$$

(che, anche in questa espressione si avvicina più a un concetto di *probabilità* che a quello di *tasso*).

Ma nell'anno $t = T+1$, i bambini deceduti a 0 anni compiuti provengono in parte dai nati della coorte T [$D(FCD)$] e in parte dalla coorte di nati nell'anno $T+1$ [$D(FDE)$] e il tasso così calcolato conduce ad una distorsione nella misura della mortalità infantile, se le nascite delle due coorti coinvolte è non trascurabilmente differente e se differenti sono, nelle due coorti, il livello e la cadenza (nel ciclo annuo) del processo.

Nel caso fortunato in cui si disponga della duplice classificazione temporale dei decessi in conformità con la figura X.5.b si potrebbe calcolare il tasso di mortalità infantile come

$$m_0(t) = \left[\frac{D_2(0,t)}{N(t-1)} + \frac{D_1(0,t)}{N(t)} \right] \cdot 10^n \quad [X.16.1]$$

che tiene conto del variare dell'ammontare delle nascite e fornisce una misura esatta della mortalità infantile nell'anno considerato se il rischio di morte nel primo anno vita non varia tra le due coorti; o meglio, si può ricorrere ad una soluzione che parta dalla probabilità secondo la [X.3]

$$q_0 = \frac{D_2(0,t)}{N_T - D_1(0,t-1)} + \frac{D_1(0,t)}{N_{T+1}} \cdot \left(1 - \frac{D_2(0,t)}{N_T - D_1(0,t-1)} \right) \quad [X.16.2]$$

e risalire al tasso mediante la relazione precedentemente vista.

In mancanza della duplice classificazione dei decessi si può far ricorso a *cadenze-tipo* della mortalità entro il primo anno di vita per stabilire la quota α'' di coloro che nati nell'anno $T+1=t$ muoiono nello stesso anno e quella α' di coloro che nati nell'anno $T=t-1$ muoiono nell'anno t , con $\alpha'' + \alpha' = 1$. Il tasso di mortalità infantile verrà allora calcolato come rapporto tra le morti dell'anno t e una media ponderata dei nati nelle coorti $T+1$ e T con pesi rispettivamente a α'' e α' :

$$m_0(t) = \frac{D(0,t)}{\alpha'' N_T + \alpha' N_{T+1}} \cdot 10^n \quad [X.17]$$

La cadenza della mortalità infantile varia, come si diceva, a seconda del suo livello: più bassa è la mortalità, più importante è la quota di decessi che si producono poco dopo la nascita. Ciò dipende dal peso esercitato sulla mortalità complessiva del primo anno di vita dalle componenti *post-neonatale* e *neonatale* (in sostanza le cause di morte *esogene* e quelle *endogene*). Infatti, il passaggio da alti a bassi livelli di mortalità infantile verificatosi, come si ricordava, nel mondo sviluppato è da porre in relazione soprattutto con le vittorie conseguite nella lotta contro le cause di morte esogene connesse ai fattori di contesto e, quindi, dall'enorme riduzione del peso esercitato dalla mortalità *post-neonatale*. Il conseguente aumento della sopravvivenza infantile ha così visto le morti concentrarsi nei primi giorni della vita. Nel prospetto X.3 si riportano i coefficienti α'' e α' da

usarsi (secondo le indicazioni dell'Organizzazione Mondiale della Sanità) in corrispondenza di 6 livelli di mortalità infantile.

Prospetto X. 3

Livello della mortalità infantile (per 1000)	Proporzione dei decessi provenienti dalle nascite	
	dello stesso anno di osservazione (coefficiente α')	dell'anno precedente (coefficiente α'')
200	0,60	0,40
150	0,67	0,33
100	0,75	0,25
50	0,80	0,20
25	0,85	0,15
15	0,95	0,05

Possiamo ora confrontare i risultati che si ottengono utilizzando i vari metodo proposti. Si abbiano i dati presentati nella tabella che segue:

Prospetto X.4 - Nascite e decessi a 0 anni compiuti

Anno di nascita	Nati	Anno di decesso	Decessi
1945	647000	1945	47351
1945		1946	16159
1946	843900	1946	44541
.	.	.	.
.	.	.	.
1953	801152	1953	21124
1953		1954	8196
1954	807208	1954	21286

I risultati dei calcoli sono esposti nel prospetto X.5 che segue in cui è stata esplicitamente indicata la formula utilizzata.

Emerge chiaramente dal prospetto X. 5 che, più basso è il livello di mortalità infantile, maggiore è la vicinanza tra i risultati ottenuti coi vari metodi. I maggiori distacchi si registrano nel 1946, quando i contingenti di nati coinvolti erano tra loro eccezionalmente differenti: solo la formula [X.16.1] fornisce un risultato veramente “soddisfacente”, mentre la [X.16] – la formula più correntemente adottata – sottostima fortemente il livello di mortalità infantile risentendo in maniera pesante dell'anomalia presente nelle nascite.

X.4.3 – La struttura della mortalità infantile.

Nei paesi con sistemi di rilevazioni statistiche avanzati è, tuttavia, ormai correntemente disponibile, di anno in anno, la ripartizione dei decessi infantili per età alla morte espressa in mesi e in giorni e insieme a questa l'informazione relativa ai nati-morti. Si può in questi casi rispettare la schematizzazione delle componenti della mortalità infantile illustrata nel paragrafo precedente e

Prospetto X. 5 – Calcolo del tasso di mortalità infantile nel 1946 e nel 1954

Formula	Calcolo	Tasso di mortalità infantile (per 1000)	Confronto col valore Esatto (*)
Anno 1946			
[X.16]	$\frac{16159 + 44541}{843900}$	71,93	91,86 (-8,14)
[X.16.1]	$\frac{16159}{647000} + \frac{44541}{843900}$	77,75	99,29 (-0,71)
[X.16.2] e [VII.18]	$\frac{16159}{647000 - 47351} + \frac{44541}{843900} \cdot \left(1 - \frac{16159}{647000 - 47351}\right)$	78,30	Valore esatto
[X.17]	$\frac{16159 + 44541}{0,75 \cdot 843900 + 0,25 \cdot 647000}$	76,38	97,55 (-2,45)
Anno 1954			
[X.16]	$\frac{8196 + 21286}{807208}$	36,52	99,91 (-0,09)
[X.16.1]	$\frac{8196}{801152} + \frac{21286}{807208}$	36,60	100,24 (+0,24)
[X.16.2] e [VII.18]	$\frac{8196}{801152 - 21124} + \frac{21286}{807208} \cdot \left(1 - \frac{8196}{801152 - 21124}\right)$	36,55	Valore esatto
[X.17]	$\frac{8196 + 21286}{0,82 \cdot 807208 + 0,18 \cdot 801152}$	36,56	100,11 (+0,11)
(*) Rapporto tra il valore ottenuto e il valore esatto.			

costruire le misure che di seguito sinteticamente vengono indicate (con l'età espressa in giorni *compiuti*):

■ *tasso di mortalità neonatale precoce*: è il rapporto tra i deceduti nella prima settimana di vita dell'anno $t - D(0,6;t)$ - e i nati vivi - $N(t)$ - dell'anno stesso

$$\frac{D(0,6;t)}{N(t)} \quad [X. 18]$$

■ *tasso di mortalità neonatale*: è il rapporto tra i decessi occorsi nelle prime quattro settimane di vita dell'anno $t - D(0,27;t)$ - e i nati vivi di quell'anno

$$\frac{D(0,27;t)}{N(t)} \quad [X. 19]$$

■ *tasso di mortalità post-neonatale*: è il rapporto tra i decessi occorsi tra il 29° e il 365° giorno di vita nell'anno $t - D(28,364;t)$ - e i nati vivi al netto dei decessi neonatali

$$\frac{D(28,365;t)}{N(t) - D(0,27;t)} \quad [X. 20]$$

che più spesso si calcola rapportandolo ai soli nati vivi

$$\frac{D(28,365;t)}{N(t)} \quad [X.20.1]$$

per favorire la relazione addizionale che consente di *ricostruire* il tasso di mortalità infantile

$$\frac{D(0,27;t)}{N(t)} + \frac{D(27,364;t)}{N(t)} = \frac{D(0,364;t)}{N(t)} \quad [X. 21]$$

■ *tasso di natimortalità*: è il rapporto tra i nati morti dell'anno t – $N_{NM}(t)$ – ai nati in totale (vivi e morti) di quell'anno

$$\frac{D_{NM}(t)}{N(t) + D_{NM}(t)} \quad [X. 22]$$

■ *tasso di mortalità perinatale*: è il rapporto tra i nati morti con i decessi neonatali dell'anno t – $D_{NM}(t) + D(0,27;t)$ – e le nascite totali di quell'anno

$$\frac{D_{NM}(t) + D(0,27;t)}{N(t) + D_{NM}(t)} \quad [X. 23]$$

o, considerando i soli neonatali precoci – $D(0,6;t)$ –

$$\frac{D_{NM}(t) + D(0,6;t)}{N(t) + D_{NM}(t)} \quad [X. 24]$$

■ *tasso di mortalità feto-infantile*: è il rapporto tra tutti i decessi avvenuti dalla 28° settimana di gestazione al compimento del primo compleanno – $D_{NM}(t) + D(0,364;t)$ – e il complesso dei nati

$$\frac{D_{NM}(t) + D(0,364;t)}{N(t) + D_{NM}(t)} \quad [X. 25]$$

I dati del prospetto X.6 consentono di calcolare gli indici proposti in questo paragrafo: si riferiscono alla Norvegia (1978) e sono tratti da uno studio comparso nel tra le pubblicazioni dell'Organizzazione Mondiale della sanità (1985):

Prospetto X. 5 – Nati e morti nel primo anno di vita in Norvegia, 1978.

Decessi infantili per età		Nati	
Meno di 7 giorni	234	Nati vivi	51749
Meno di 28 giorni	286	Nati morti	346
Meno di un anno	445	Totale	52095

Tasso di mortalità neonatale precoce: $\frac{234}{51.749} = 4,5\text{‰}$

<i>Tasso di mortalità neonatale:</i>	$\frac{286}{51.749} = 5,5^0/_{\infty}$
<i>Tasso di mortalità post-neonatale:</i>	$\frac{445 - 286}{51.749 - 286} = 3,1^0/_{\infty}$
<i>Tasso di natimortalità:</i>	$\frac{346}{51.749 + 346} = 6,6^0/_{\infty}$
<i>Tasso di mortalità perinatale:</i>	$\frac{346 + 286}{51.749 + 346} = 12,1^0/_{\infty}$
o, con i soli decessi neonatali	
<i>Tasso di mortalità perinatale:</i>	$\frac{346 + 234}{51.749 + 346} = 11,1^0/_{\infty}$
<i>Tasso di mortalità infantile:</i>	$\frac{445}{51.749} = 8,6^0/_{\infty}$
<i>Tasso di mortalità feto-infantile:</i>	$\frac{346 + 445}{51.749 + 346} = 15,2^0/_{\infty}$

Se questi risultati, ricollocati nello schema temporale della mortalità infantile del diagramma X. 6, fossero riferiti ad una coorte (fittizia) conteremmo per 1007 bambini di cui si *presume* la *viabilità*:

1000	bambini nati vivi
995,5	bambini sopravvivententi dopo una settimana di vita
994,5	bambini sopravvivententi dopo 4 settimane di vita
991,4	bambini sopravvivententi dopo 1 anno

Per avere una visione più dettagliata e precisa della mortalità infantile può essere utile costruire tavole di mortalità del primo anno di vita, calcolando delle probabilità di morte per giorno di vita nella prima settimana, per settimana durante le successive tre settimane e poi per mese “medio” di 30,64 giorni $[(1/11) \cdot (365-28) = 30,64]$. I dati necessari per questi calcoli sono, peraltro, assai raramente disponibili.

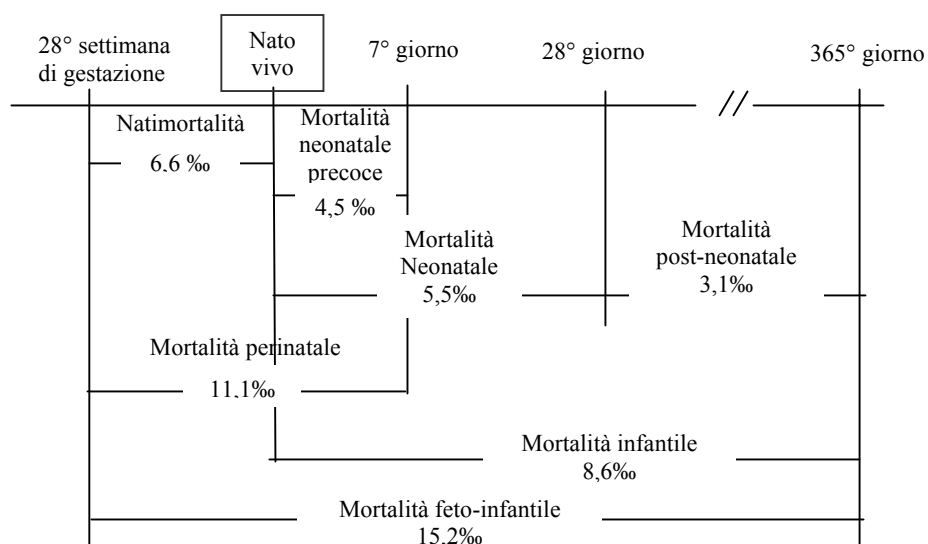


Diagramma X. 6

ALTRI LIBRI DI TESTO DI UTILE CONSULTAZIONE

BLANGIARDO G., *Elementi di demografia*, Bologna, Il Mulino, 1987.

BONARINI F., *Guida alle fonti statistiche socio-demografiche*, CLEUP, Padova, 1999.

CASELLI G, J. VALLIN e G. WUNSCH, *Demografia. La dinamica delle popolazioni*, Roma, Carocci, 2001.

DE BARTOLO G., *Elementi di analisi demografica e demografia applicata*, Centro Editoriale e Librario, Università degli Studi della Calabria, 1997.

LIVI BACCI M., *Introduzione alla demografia*, Torino, Loescher ed., 1999.

SANTINI A., *Analisi demografica: Fondamenti e metodi*, La Nuova Italia ed., Firenze, 1992.

Copyright © 2005
Antonio Santini