

ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA
DEL REGNO D'ITALIA

SERIE VI - VOL. XVII.

1931 - IX.

Annali di Statistica

- L. GALVANI. — Calcolo delle probabilità di morte in generale e applicazione alla misura della mortalità infantile nella popolazione italiana dal 1873 in poi.
— Alcune osservazioni sul VI censimento generale della popolazione italiana (1° dicembre 1921).



ROMA
ISTITUTO POLIGRAFICO DELLO STATO
LIBRERIA
1931 - ANNO IX

INDICE

LETTERA DI PRESENTAZIONE A S. E. IL CAV. BENITO MUSSOLINI,
CAPO DEL GOVERNO, PRIMO MINISTRO. Pag. VII

CALCOLO DELLE PROBABILITÀ DI MORTE IN GENERALE E APPLICAZIONE ALLA MISURA DELLA MORTALITÀ INFANTILE NELLA POPOLAZIONE ITALIANA DAL 1873 IN POI.

I. — *Calcolo delle probabilità di morte, con particolare riguardo alle età infantili* Pag. 1

1. Tavole di mortalità di 1^a e di 2^a specie. — 2. Difficoltà di ordine teorico nelle tavole di 2^a specie. — 3. Le probabilità di morte nelle età infantili. — 4. L'antico metodo in uso nelle statistiche italiane. — 5. Le ricerche del Lexis. — 6. Il metodo delle statistiche svedesi. — 7. Il metodo del Gini. — 8. Il metodo delle statistiche finlandesi. — 9. Il metodo basato sulla considerazione della età media dei morti. — 10. Il calcolo dei quozienti di mortalità infantile nelle ultime tavole americane. — 11. Il metodo teoricamente esatto per il calcolo delle probabilità di morte nelle tavole di seconda specie. — 12. Una semplice formulazione per il calcolo dei primi quozienti di mortalità infantile.

II. — *La mortalità infantile nella popolazione italiana dal 1873 in poi* » 24

13. Quozienti di mortalità per i primi cinque anni di età, calcolati per generazioni e per contemporanei. — 14. Andamento della mortalità infantile, per generazioni e per contemporanei: esame delle tabelle numeriche. — 15. Andamento della mortalità infantile, per generazioni e per contemporanei: esame dei grafici.

Tavole 1-8 » 35

ALCUNE OSSERVAZIONI SUL VI CENSIMENTO GENERALE
DELLA POPOLAZIONE ITALIANA (1° dicembre 1921).

1. Movente della ricerca e risultati principali	Pag.	69
I. — <i>Esame intrinseco delle classi annuali e poliennali di censiti</i> »		70
2. Esame sommario delle distribuzioni dei censiti nel censimento 1921 e nei tre precedenti. — 3. Un criterio per avere indizio dell'attrazione delle età per 0. — 4. Confronto del criterio esposto con altri usualmente impiegati. — 5. Ricerca degli addensamenti, mediante un indice di regolarità. — 6. La distribuzione data dal censimento 1921 si può ritenere, nella scala centrale delle età, praticamente corretta. — 7. Altri indizi di regolarità nelle classi dei censiti. — 8. Classi di censiti fra 5 e 14 anni. — 9. Altre possibili cause dei supposti addensamenti.		
II. — <i>Confronto per le età 0 ed 1 fra le classi di viventi censite e quelle calcolate in base ai dati del Movimento della popolazione</i> »		89
10. Divergenze fra classi censite e classi calcolate nelle prime età. — 11. Distribuzione presuntiva degli emigrati per anno di nascita. — 12. Distribuzione presuntiva dei morti per anno di nascita. — 13. Calcolo diretto delle classi d'età 0 ed 1, e confronto con le classi censite nel 1921. — 14. Calcolo diretto delle classi d'età 0 ed 1, e confronto con le classi censite nel 1911, 1901, 1881. — 15. Particolarità di ciascun censimento quanto alle differenze fra classi censite e classi calcolate nelle età 0 ed 1. — 16. Risultati conclusivi dei confronti eseguiti. — 17. Attrazione dell'età 2.		
III. — <i>Confronto per le età 2, 3, 4, fra le classi dei viventi censite e quelle calcolate in base ai dati del Movimento della popolazione</i> »		107
18. Discordanze non uniformi fra classi calcolate e censite.		

IV. — *Sul numero dei centenari presenti al censimento 1° dicembre 1921* Pag. 110

19. L'indagine sui centenari eseguita in occasione del censimento 1921. — 20. Un primo probabile fattore d'aumento del numero dei centenari. — 21. Altri centenari risultanti dall'esame di parte del materiale di censimento. — 22. Osservazioni sui risultati ottenuti, ed estensione dal campione alla totalità. — 23. Conferma dei risultati ottenuti, fornita dal calcolo dei sopravvivenenti ai censiti di 90 e più anni nel 1911. — 24. Presumibile distribuzione dei censiti come centenari non confermati tali. — 25. Osservazioni sui cenni biografici dei nuovi centenari e novantanovenenni.

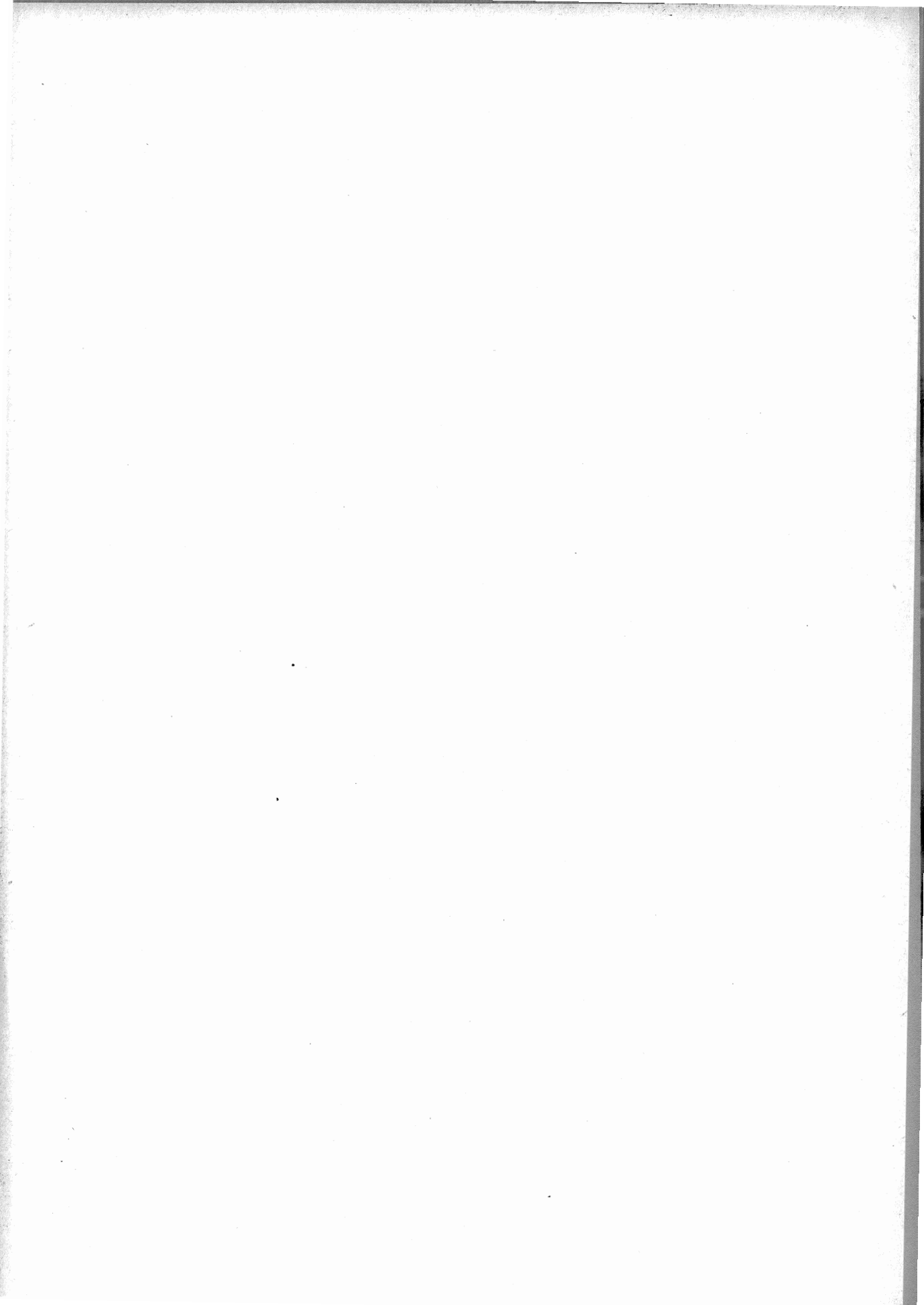
V. — *Erronee denunce di età nelle classi senili* » 120

26. La tendenza, nei vecchi, ad esagerare l'età. — 27. Inopportunità di apportare modificazioni alle ultime classi di censiti.

APPENDICE A. — *Nota matematica* » 127

APPENDICE B. — *Cenni biografici sui due centenari e sui quattro novantanovenenni risultati dall'esame dei fogli di famiglia di un gruppo di 30 Circondari e accertati sui registri della popolazione (Censimento 1° dicembre 1921.)* » 131

Tavole 1 - 18 » 135



A S. E. IL CAVALIERE BENITO MUSSOLINI
CAPO DEL GOVERNO, PRIMO MINISTRO

Eccellenza,

Il XVII Volume degli Annali di Statistica, che ho l'onore di presentarLe, contiene due memorie, dovute al prof. Luigi Galvani, Capo del Servizio Matematico e Cartografico dell'Istituto.

Sono due memorie cresciute ai margini di un più ampio e complesso lavoro, sulle tavole di mortalità della popolazione italiana, che vedrà fra poco la luce in altro volume della stessa serie.

La prima di queste memorie contiene un esame approfondito dei procedimenti per calcolare le probabilità di morte, procedimenti che assumono particolare importanza per le età infantili. Tale esame ha condotto il Galvani alla conferma di una formula assai semplice, che molti anni fa ho avuto occasione di proporre, studiando la mortalità infantile per mesi durante la guerra.

Importanti sono le applicazioni che il Galvani ne ha eseguito, determinando la mortalità infantile in Italia nei primi anni di vita. È questa, credo, la prima volta in cui viene da noi calcolata, con procedimenti razionali, non solo la mortalità per classi di età contemporanee, come abitualmente si fa nelle consuete tavole di mortalità, ma anche la mortalità che alle successive età presentano le singole generazioni. Questo calcolo, che nella memoria del prof. Galvani si arresta a cinque anni, viene proseguito fino a 15 anni in un lavoro in corso presso questo Istituto.

La seconda memoria esamina, con profondità inusitata, fenomeni da gran tempo noti, in parte anche già studiati per l'Italia.

Tale è, anzitutto, l'addensamento che si verifica in corrispondenza delle età rotonde, quelle, cioè, che finiscono con lo 0 e col 5. Il Galvani ne segue la progressiva attenuazione attraverso i censimenti successivi, attenuazione che è un indice del continuo miglioramento che, dal punto di vista dell'esattezza, si è verificato nelle rilevazioni statistiche italiane.

Altro fenomeno preso in esame, di cui per altri Paesi, ma non ancora per l'Italia, era stata valutata l'intensità, è quello delle omesse denunce per la prima infanzia (fino a 2 anni) che il Galvani valuta a 154.000 nel censimento del 1921, a 105.000 nel censimento del 1911, a 240.000 nel censimento del 1881.

Le ricerche sull'effettivo numero dei centenari esistenti al 1921, che già furono esposte nella relazione generale dell'ultimo censimento della popolazione, uscita due anni e mezzo fa, e che suscitarono allora notevole interesse in Italia e all'estero, sono dal Galvani rivedute e perfezionate. Esse sono altresì integrate con ricerche compiute — credo — per la prima volta sopra la tendenza ad esagerare le età per le persone al disopra di 80 anni, mettendo in luce differenze interessanti dalla città alla campagna e dall'uno all'altro sesso.

Roma, li 28 febbraio 1931 - Anno IX.

IL PRESIDENTE
dell'Istituto Centrale di Statistica
CORRADO GINI

Calcolo delle probabilità di morte in generale e applicazione alla misura della mortalità infantile nella popolazione italiana dal 1873 in poi.

I. — Calcolo delle probabilità di morte, con particolare riguardo alle età infantili.

TAVOLE DI MORTALITÀ DI 1^a E DI 2^a SPECIE.

1. È ben noto che una tavola di mortalità può essere costruita con due intenti diversi e quindi con due diversi sistemi di osservazione delle morti.

Può darsi, in primo luogo, che la tavola debba rispecchiare le condizioni della mortalità alle diverse età nella popolazione che effettivamente proviene dalla generazione dei nati fra le due date τ_1 e τ_2 ($\tau_1 < \tau_2$), ed allora, a prescindere dai movimenti migratori, ciascuna probabilità di morte q_x si ottiene ragguagliando nella popolazione considerata il numero dei morti $\delta_{x|—x+1}$ in età $x|—x+1$ anni al numero dei sopravvissuti l_x all'età x . Ricorrendo alla nota rappresentazione di LEXIS (1) (perfezionamento di quelle di KNAPP e BECKER) il contingente dei $\delta_{x|—x+1}$ è figurato dai punti di morte interni ad un rettangolo di base $\tau_2—\tau_1$ e di altezza 1, e quello degli l_x dalle linee di vita che tagliano la base di tale rettangolo. Tavole così fatte sono dette di prima specie o per generazione.

Secondariamente si può domandare di costruire una tavola di mortalità la quale non debba già indicare la mortalità secondo cui si è realmente eliminata la generazione dei nati in un certo intervallo di tempo, bensì esprimere la misura della mortalità q_x che ha colpito alle diverse età $x|—x+1$ un contingente di viventi osservati simultaneamente fra le date t_1 e t_2 ($t_2 < t_1$): viventi che, pertanto, provengono da generazioni di nati sempre più arretrate

(1) *Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik*, 1903, p. 3 e segg.

quanto maggiore sia la loro età. Per la costruzione di tavole aventi questa conformazione (tavole di seconda specie o per contemporanei) il contingente numerico di morti $d_{x|—x+1}$ da assumere come numeratore di q_x è, nella solita rappresentazione, figurato dai punti di morte interni ad un parallelogrammo obliquo avente base $t_2 - t_1$, altezza 1 e un angolo di 45° . Ma il contingente numerico di sopravvivenuti l_x , a cui deve raggugiarsi il contingente $d_{x|—x+1}$ non può essere, questa volta, rappresentato dalle linee di vita che tagliano la base del parallelogrammo. Difatti, prescindendo anche qui dai movimenti migratori, il parallelogrammo AB_1A_1 (fig. 1), di cui sopra, qualora sia $t_2 - t_1 > 1$, si può scomporre nel rettangolo centrale ADB_1C e nei due triangoli laterali ACA_1 e DBB_1 . Ora, i

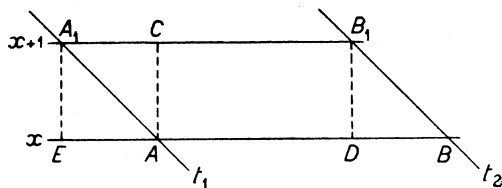


Fig. 1

morti corrispondenti al rettangolo ADB_1C provengono dai sopravvivenuti le cui linee di vita tagliano AD , tenuti in osservazione per lo spazio di un anno, cioè in tutto l'intervallo d'età $x|—x+1$, così come avviene

quando si debba costruire una tavola di prima specie. Invece i morti corrispondenti ai triangoli ACA_1 e DBB_1 provengono da contingenti di sopravvivenuti rappresentati da punti dei segmenti EA e DB , dei quali il primo è fuori dell'intervallo di osservazione $t_1|—t_2$; ed oltre a ciò tali sopravvivenuti sono tenuti in osservazione non per tutto lo spazio di un anno, ma i primi soltanto posteriormente alla data t_1 , ed i secondi soltanto anteriormente alla data t_2 .

Se poi $t_2 - t_1 \leq 1$, il rettangolo ADB_1C scompare, cosicchè tutto il contingente parallelogrammico di morti AB_1A_1 proviene da sopravvivenuti tenuti in osservazione per uno spazio minore di un anno.

DIFFICOLTÀ DI ORDINE TEORICO NELLE TAVOLE DI 2^a SPECIE.

2. La difficoltà di una esatta valutazione dei sopravvivenuti ai quali debbono essere paragonati i contingenti di morti che vengono in considerazione, quando si debba costruire una tavola di mortalità di 2^a specie, è *praticamente* superata in diversi modi più o meno rigorosi:

a) quando l'intervallo $t_2 - t_1$ sia di parecchi anni si può applicare un espediente che, sotto questa condizione, è forse il migliore fra tutti *dal punto di vista pratico*, e che consiste nel considerare, per il calcolo di q_x , non tutto il contingente parallelogrammico di morti $AB B_1 A_1$ ma soltanto quello rettangolare $AD B_1 C$, e di riferire questo contingente parziale ai soli sopravvissuti rappresentati da punti del segmento AD . In tal modo la tavola viene costruita senza difficoltà di ordine teorico, mediante contingenti rettangolari di morti, tutti inscritti nella striscia compresa fra le rette corrispondenti alle date t_1 e t_2 , (v. fig. 2), applicando sempre il criterio che presiede al calcolo dei q_x per una tavola di 1^a specie (1). Perciò, dal punto di vista teorico, una siffatta tavola si potrebbe dire « ibrida di 2^a specie »;

b) quando, invece, l'intervallo

$t_2 - t_1$ sia breve, è necessario regolarsi diversamente, e con cautele più o meno scrupolose a seconda delle zone d'età che vengono di mano in mano considerate.

Per le età oltre il 4^o o 5^o anno, si può tener conto di queste circostanze: 1^o) che la brevità dell'intervallo $t_2 - t_1$ legittima generalmente sia l'ammissione che i contingenti di morti corrispondenti ai rettangoli $DB F B_1$ ed $EAC A_1$ provengano da contingenti di nati praticamente uguali, sia l'altra che le condizioni della mortalità per l'età x si siano mantenute praticamente costanti; 2^o) che ogni contingente quadrato di punti di morte, come $EAC A_1$, si scinde in due contingenti triangolari EAA_1 ed ACA_1 praticamente uguali; ossia dei morti in età $x - 1$ e x , provenienti dalla generazione dei nati in un certo anno di calendario e rappresentati nel quadrato $EAC A_1$

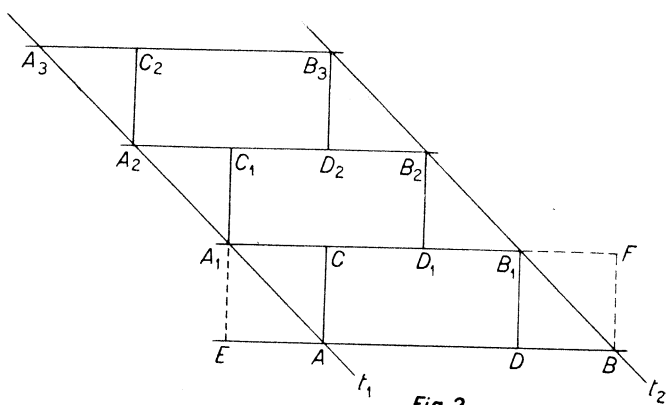


Fig. 2

(1) Le tavole di mortalità della popolazione francese 1920-23, PM , PF , PMF , sono state costruite seguendo il criterio ora esposto.

tanti ne mancarono prima della data t_1 quanti posteriormente ad essa. *Con queste ammissioni*, il contingente parallelogrammico di morti $AB B_1 A_1$ si può praticamente sostituire con quello rettangolare $AB F C$, il quale riferito ai sopravviventi rappresentati in AB , fornisce quello che si assume come valore di q_x (1);

c) quando, infine, l'età appartenga alla zona più bassa della scala, non si può assolutamente ammettere che due contingenti triangolari di morti come $E A A_1$ ed $A C A_1$ siano, in generale, ugualmente numerosi, perchè la forza della mortalità cambia molto rapidamente, al crescere dell'età, specie nel primo anno di vita. Per conformarsi quanto più sia possibile alla realtà, è qui necessario indagare più a fondo la questione dei sopravviventi a cui debbono riferirsi i contingenti parallelogrammici di morti, il che giova sia allo scopo immediato, che è quello di calcolare i quozienti di mortalità infantili secondo una tavola di mortalità di 2^a specie, sia all'altro di determinare, quando le statistiche non diano senz'altro il mezzo di farlo (2), i sopravviventi alle singole età provenienti dalle diverse generazioni annuali, con la conseguente possibilità di calcolare i quozienti di mortalità infantili, secondo una tavola di mortalità di 1^a specie.

LE PROBABILITÀ DI MORTE NELLE ETÀ INFANTILI.

3. Ci riferiamo, per semplicità (salvo contrario avviso) ad un periodo di osservazione delle morti costituito da un anno di calendario, tanto più che delle cose che stiamo per dire faremo appunto

(1) Questo procedimento è di frequentissima applicazione, e ad esso si ispira la formula di BECKER $q_x = \frac{d_x}{v_x + \frac{1}{2} d_x}$.

Si può aggiungere che la scissione di un contingente quadrato di morti come $d(E A C A_1)$, può essere eseguita, invece che in parti uguali fra i due triangoli $E A A_1$ ed $A C A_1$, sulla base di ipotesi che si ritengano avere una maggiore rispondenza nella realtà. Così nella Tavola di mortalità tedesca del 1887 (cfr. CZUBER, *Wahrscheinlichkeitsrechnung*, II, p. 111) è stata adottata l'ipotesi che i sei contingenti triangolari nei quali si scindono i contingenti di tre quadrati consecutivi nel senso dell'asse delle età formino una proporzione aritmetica di secondo ordine.

(2) Tale era finora il caso delle statistiche italiane, nelle quali i morti erano classificati in larghe classi d'età. Dal 1926 la classificazione dei morti è data in classi annuali d'età, e dal 1929 sarà anche possibile avere la doppia classificazione dei morti per età e per anno di nascita.

applicazione al calcolo dei quozienti di mortalità infantile, basati sulla osservazione annuale delle nascite e delle morti, secondo i dati che si pubblicano nei volumi del *Movimento della popolazione*.

La questione che ci interessa, circa il modo di calcolare le probabilità di morte in base ai contingenti di morti $AB B_1 A_1$, $A_1 B_1 B_2 A_2$, ecc., (V. fig. 3) si può sostanzialmente distinguere in due fra loro connesse, e cioè:

A) Con quale criterio deve valutarsi il contingente di nati o di sopravvivenenti a cui ragguagliare un contingente parallelogrammico di morti come $AB B_1 A_1$ per avere il corrispondente quoziente di una tavola di mortalità di seconda specie?

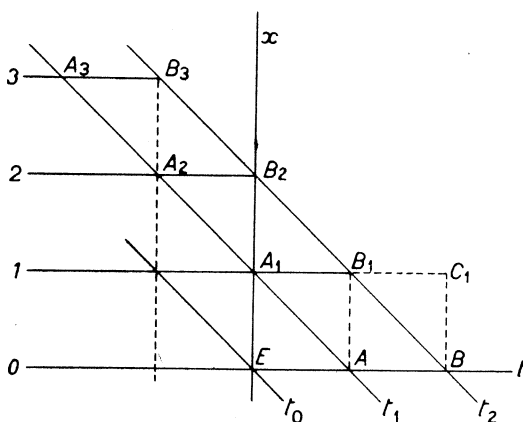


Fig. 3

B) Con quale criterio ciascun contingente parallelogrammico di morti come $AB B_1 A_1$ si può scindere nei due contingenti triangolari $A B_1 A_1$ ed $AB B_1$, in modo da costituire, per somme di contingenti triangolari, quei contingenti quadrati che sono da utilizzare per avere le probabilità di morte nelle tavole di prima specie?

Passiamo in rapida rassegna i varî metodi escogitati in proposito, e incominciamo da quello che era in uso nelle nostre statistiche ufficiali.

L'ANTICO METODO IN USO NELLE STATISTICHE ITALIANE.

4. Fino a pochi anni addietro, nei volumi del *Movimento della popolazione secondo gli atti dello Stato civile*, i quozienti infantili di mortalità erano così calcolati. Dalla semisomma dei numeri dei nati in due anni di calendario consecutivi, p. es., (n) e $(n + 1)$ (vedi fig. 4), veniva sottratto il numero dei morti nell'anno $(n + 1)$ in età $0 \mid 1$; dal resto era sottratto il numero dei morti nell'anno $(n + 2)$ in età $1 \mid 2$; dal nuovo resto quello dei morti nell'anno $(n + 3)$ in età $2 \mid 3$; e così di seguito fino alla soglia del quinto anno di età,

in modo da ottenere in corrispondenza a ciascuna generazione fittizia, costituita dalla media aritmetica dei nati in due anni successivi, una tavola di sopravvivenza per i primi cinque anni di vita.

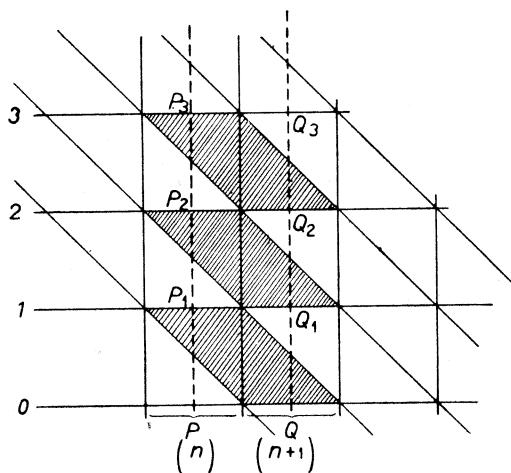


Fig. 4

di nascita in PQ , ed i rispettivi sopravvissuti ad 1, 2, ... anni dalle linee di vita attraversanti $P_1 Q_1, P_2 Q_2$, ecc.

Così per ogni generazione fittizia si veniva ad avere una tavola di mortalità che si potrebbe dire di 1^a specie in quanto avrebbe voluto connettersi all'ordine di estinzione della generazione stessa, ma che non è effettivamente tale in quanto utilizza quei contingenti parallelogrammici di morti che propriamente si considerano nelle tavole di 2^a specie. A parte questo ibridismo nella struttura della tavola, sta il fatto che tale costruzione era imperniata sulla supposizione, ben lontana dal vero, come tutti sanno, che i morti in età 0-1 durante un certo anno di calendario, possano con uguale frequenza relativa provenire dai nati nello stesso anno e da quelli dell'anno precedente; e su una conforme supposizione per i morti nei successivi anni di età e di calendario, per riguardo ai sopravvissuti da cui provengono.

I quozienti ottenuti nel modo detto venivano poi disposti in una tavola a doppia entrata, per anno d'età (colonne) e per anno di calendario (linee); i quozienti di ogni orizzontale venivano a costituire una tavola di seconda specie o per contemporanei, in relazione al corrispondente anno di calendario; mentre, una volta accettato il principio costruttivo, i quozienti di ogni diagonale verso il

Da ciascuna di queste tavole di sopravvivenza si deduceva, in modo ovvio, la corrispondente tavola di mortalità di quella generazione fittizia, limitata ai quozienti da q_0 a q_4 .

Nella supposizione di uniforme distribuzione delle nascite nell'anno (n) e nell'anno $(n + 1)$, e ricorrendo alla nota rappresentazione di LEXIS, tale generazione fittizia veniva ad essere rappresentata dai punti

basso costituivano una tavola di mortalità di prima specie o per generazione. Senonchè l'inaccettabile supposizione iniziale, infirmava la validità dei risultati.

Oltre a ciò, per il rilevato ibridismo nella costruzione della tavola, erano gli stessi quozienti, letti in linee orizzontali oppure in linee oblique, che venivano considerati come facenti parte di una tavola di mortalità di 2^a o rispettivamente di 1^a specie.

Le questioni *A*) e *B*) non erano, dunque, giustamente risolte.

LE RICERCHE DEL LEXIS.

5. Il LEXIS fu, crediamo, il primo a cercare una soluzione del problema *B*) su di una base sperimentale. Egli, classificando i morti in età 0—1 in un certo anno di calendario a seconda dell'anno di nascita, calcolò le percentuali che sul totale di quei morti rappresentano quelli provenienti dai nati nello stesso anno e quelli dai nati nell'anno di calendario precedente, e trovò che, approssimativamente, la prima percentuale è doppia della seconda (1). Perchè una tale constatazione abbia valore quanto alla costruzione di una tavola di mortalità, bisogna supporre che il numero dei nati sia lo stesso in quei due successivi anni di calendario, ed è probabile che ciò fosse tacitamente ammesso dal LEXIS. Ma se il numero di quei due contingenti di nati è molto diverso da un anno all'altro, la mera determinazione delle due percentuali di morti che ne provengono, è ben poco significativa agli effetti della determinazione della probabilità di morte sulla base di tutto un contingente parallelogrammico di morti. Ciò che si deve fare è di mettere in relazione i due contingenti triangolari di morti AB_1A_1 , ed ABB_1 (v. fig. 3) coi contingenti di nati, rappresentati in EA ed in AB , da cui essi rispettivamente provengono. Ma, secondo quanto appare dall'opera citata, il LEXIS non fa questo passo, cosicchè la sua osservazione, pur rappresentando un notevole avviamento verso una conveniente determinazione dei quozienti di mortalità infantili, non basta, da sola, a raggiungere lo scopo.

(1) LEXIS, l. c., p. 15 e segg.

IL METODO DELLE STATISTICHE SVEDESI.

6. L'Ufficio Centrale di Statistica della Svezia ha da molto tempo adottato, per il calcolo di q_0 , una formula che, corrispondentemente alla figura 3, si può scrivere:

$$q_0 = \frac{d(A B B_1 A_1)}{0,75 n(A B) + 0,25 n(E A)}$$

e che tende a risolvere la questione A).

Essa significa che il numero dei morti in età 0—1, in un certo anno di calendario, $d(A B B_1 A_1)$, viene riferito ad una media ponderata dei nati $n(A B)$ nello stesso anno di calendario e dei nati $n(E A)$ nell'anno di calendario precedente, attribuendo a questi due numeri i pesi rispettivi $h = 0,75$ e $k = 0,25$ (1).

Ed ecco, ora, come si tenta di giustificare tale procedimento (2). « Les enquêtes qui ont été effectuées montrent que, parmi les garçons décédés avant l'âge de 1 an, on peut estimer que 75 % avaient moins de 6 mois, et que 25 % seulement étaient âgés de 6 mois à 1 an. Si l'on tient compte de ce fait et aussi de ce que les enfants nés dans le cours d'une année civile peuvent être considérés en moyenne comme nés au milieu de l'année, on voit que, sur une génération de garçons, 75 % des décès survenus pendant la première année de existence ont eu lieu dans l'année de la naissance, et 25 % seulement l'année suivante ». Da questo punto in poi, fatte alcune plausibili ipotesi circa l'andamento della mortalità in due successivi anni di calendario, il ragionamento fila fino alla conclusione che la formula da impiegare per q_0 è quella sopra scritta.

Senonchè la prima illazione tratta dalla premessa fondamentale, è assolutamente arbitraria, non ostante che essa venga presentata con una apparenza di grande facilità. Il solo dato sperimentale e fuori discussione che dei morti in età 0—1 provenienti da un gruppo di nati, il 75 % abbiano meno di 6 mesi e il 25 % abbiano da 6 mesi

(1) Questi pesi, per la decade 1901–1910 vennero così modificati per le femmine; $h = 0,73$, $k = 0,27$.

(2) *Tables de mortalité et de survie en Suède pour les années 1816–1910* (XV^e Congrès intern. d'Hygiène et de Démographie), Stockholm, 1912.

a un anno, non basta affatto a concludere (con l'impiego di una di quelle solite finzioni di cui si è usato ed abusato nella pratica statistica, e cioè immaginando i nati nel corso di un anno di calendario come nati in media a metà d'anno) che delle morti in età $0 \vdash 1$ provenienti dai nati in un anno di calendario il 75 % avvengano nello stesso anno e il 25 % nell'anno successivo. Difatti, riferiamoci sempre alla fig. 3. Sia M il numero delle morti in età $0 \vdash 1$ provenienti dai nati n (EA), cioè dalla generazione dell'anno di calendario $t_0 \vdash t_1$ ($t_1 = t_0 + 1$). Si tratta di vedere come queste M morti si distribuiscano nei due triangoli EAA_1 ed AB_1A_1 , in relazione all'ipotesi fondamentale posta sopra. Se $\varphi(t, x)$ denota la densità delle morti in un punto (t, x) del quadrato EAB_1A_1 e si assume l'anno come unità di tempo, sarà

$$[\alpha] \quad \int_0^1 \int_0^1 \varphi(t, x) dx dt = M,$$

e per l'ipotesi che il 75 % dei morti in età $0 \vdash 1$ abbia non oltre 6 mesi:

$$[\beta] \quad \int_0^1 \int_0^{0,5} \varphi(t, x) dx dt = 0,75 M.$$

Il numero dei morti nello stesso anno di nascita (cioè il numero dei punti di morte che cadono nel triangolo EAA_1) sarà

$$[\gamma] \quad \int_0^1 \int_0^{1-t} \varphi(t, x) dx dt.$$

Le $[\alpha]$ e $[\beta]$ non bastano, senza l'aggiunta di particolari ipotesi, a determinare il valore di $[\gamma]$.

Supponiamo allora, nel modo più semplice e abbastanza verosimile: 1°) che la distribuzione delle morti nel corso dell'anno $t_0 \vdash t_1$ sia uniforme; 2°) che la densità delle morti dipenda soltanto da x ; 3°) che ne dipenda linearmente. Sarà, allora, $\varphi(t, x) = ax + b$, cosicchè le $[\alpha]$ e $[\beta]$ permetteranno di determinare i parametri a e b . Si trova così:

$$a = -2 M, \quad b = 2 M$$

e quindi l'integrale $[\gamma]$ diviene

$$[\gamma] \int_0^1 \int_0^{1-t} (-2 M x + 2 M) dx dt = \left[-\frac{M t^3}{3} + M t \right]_0^1 = \frac{2}{3} M .$$

Contrariamente all'affermazione dell'Ufficio Statistico Svedese, *il numero dei morti in età 0-1 nello stesso anno di calendario della nascita non è, pur verificandosi l'ipotesi $[\beta]$, $0,75 M = 3/4 M$, ma è, invece, $2/3 M$.*

La tentata giustificazione, circa l'impiego della formula sopra scritta per il calcolo di q_0 , fallisce dunque al suo scopo.

IL METODO DEL GINI.

7. Il GINI, in un suo studio *Sulla mortalità infantile durante la guerra* (1), volendo misurare la mortalità da 0 a 1 anno in base all'osservazione dei contingenti mensili di morti, afferma: « Durante un dato mese x possono morire in età da 0 a 1 anno nati vivi nello stesso mese e nati vivi in ciascuno dei dodici mesi precedenti. Per calcolare il denominatore, a cui codesti morti si devono ragguagliare,

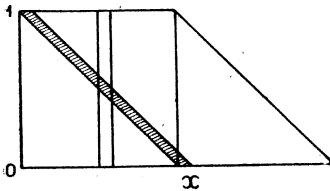


Fig. 5

bisognerà eseguire una media del numero dei nati vivi nello stesso mese e dei numeri dei nati vivi in ciascuno dei dodici mesi precedenti, accordando però a ciascuno di detti numeri, un peso diverso ».

E, continuando, l'A. soggiunge che questi pesi non sono altro che le probabilità che un morto sotto l'anno nel mese x avrebbe di provenire dai nati nel mese stesso e in ciascuno dei dodici precedenti, qualora tutti i mesi presentassero lo stesso numero di nati vivi (vedi fig. 5).

Soffermiamoci a sviluppare questo concetto, che si potrebbe evidentemente applicare non soltanto a un contingente mensile di morti, ma anche ad un contingente di morti corrispondente ad una parte aliquota qualunque di un anno di calendario.

(1) « Atti della Società Italiana di ostetricia e ginecologia » Vol. XIX, 1919; v. anche: *Problemi sociologici della guerra*, Bologna, 1920.

Sia M il numero dei morti sotto l'anno nel mese x , e siano

$$p_1 \quad p_2 \quad \dots \quad p_{13} \quad (\sum p_i = 1)$$

le probabilità di uno di questi morti di provenire rispettivamente dai nati nei mesi

$$x, \quad x - 1, \dots, \quad x - 12,$$

nell'ipotesi che questi contingenti mensili di nati siano in numero uguale.

Se i nati in quei mesi sono rispettivamente

$$n_1 \quad n_2 \quad \dots \quad n_{13}$$

i contingenti parziali di morti

$$m_1 \quad m_2 \quad \dots \quad m_{13}$$

saranno proporzionali (supposto che le circostanze che fanno variare il numero dei nati da mese a mese non abbiano influenza sulle p_i) a

$$n_1 p_1 \quad n_2 p_2 \quad \dots \quad n_{13} p_{13}$$

e quindi le quantità

$$\frac{m_1}{n_1} \quad \frac{m_2}{n_2} \quad \dots \quad \frac{m_{13}}{n_{13}}$$

risulteranno proporzionali a p_1, p_2, \dots, p_{13} .

Da ciò segue che se è, in qualche modo, possibile, sia facendo appello all'esperienza, sia altrimenti, determinare o postulare i valori p_1, p_2, \dots, p_{13} , sarà anche possibile, noti i contingenti parziali di nati n_1, \dots, n_{13} , determinare i contingenti parziali di morti m_1, \dots, m_{13} , cioè risolvere la questione analoga alla B), che si è enunciata per il caso particolare di contingenti parallelogrammici di morti corrispondenti ad un anno di calendario.

Per quanto poi riguarda la questione analoga alla A), il q_0 è senz'altro dato, secondo l'espressione proposta dal GINI, da

$$q_0 = \frac{m_1 + \dots + m_{13}}{n_1 p_1 + \dots + n_{13} p_{13}}$$

ossia, poichè

$$\frac{m_1}{n_1 p_1} = \frac{m_2}{n_2 p_2} = \dots = \frac{m_{13}}{n_{13} p_{13}} = \frac{m_1 + \dots + m_{13}}{n_1 p_1 + \dots + n_{13} p_{13}},$$

e

$$p_1 + p_2 + \dots + p_{13} = 1,$$

da

$$q_0 = \frac{m_1}{n_1} + \frac{m_2}{n_2} + \dots + \frac{m_{13}}{n_{13}},$$

espressione la quale mostra che *il q_0 così calcolato risulta indipendente dalla diversa numerosità dei contingenti parziali $n_1 \dots n_{13}$ di nati da cui provengono i contingenti parziali di morti $m_1 m_2 \dots m_{13}$.*

In altri termini, si può dire che nella formula soprascritta per il calcolo del quoziente q_0 (in una tavola di mortalità di seconda specie o per contemporanei) risulta eliminata l'influenza della diversa numerosità dei contingenti mensili di nati da cui si reclutano i morti M .

Applicando queste considerazioni ai contingenti di morti in età 0 | 1 nei successivi anni di calendario, caso che particolarmente ci interessa, si avrà evidentemente, osservando di nuovo la fig. 3 :

$$[1] \quad q_0 = \frac{d (A B B_1 A_1)}{h \cdot n (A B) + k \cdot n (E A)}$$

essendo h e k ($h + k = 1$) le probabilità che avrebbe un morto rappresentato in $A B B_1 A_1$ di provenire dai $n (A B)$ o rispettivamente dai $n (E A)$, qualora fosse $n (A B) = n (E A)$.

Di qui si trae, come sappiamo :

$$[2] \quad \frac{d (A B B_1)}{n (A B)} : \frac{d (A B_1 A_1)}{n (E A)} = h : k$$

ed anche :

$$[1'] \quad q_0 = \frac{d (A B B_1)}{n (A B)} + \frac{d (A B_1 A_1)}{n (E A)};$$

cosicchè la [1] (o la [1']) e la [2] risolvono rispettivamente le questioni A) e B).

Soggiungiamo che osservazioni ripetutamente eseguite (1) hanno

(1) Si potrà vedere: *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già cit., Nota III in Appendice.

portato a concludere che, per le nostre popolazioni e nel nostro tempo si può, con buona approssimazione, assumere $h = 2/3$, $k = 1/3$. Come valori analoghi a questi, relativamente ai morti in età $1 \mid 2$ in paragone ai sopravvivenenti all'età 1, si possono praticamente assumere $h' = 3/5$ e $k' = 2/5$; e per i morti nelle età superiori $x \mid x + 1$ in paragone ai sopravvivenenti all'età x :

$$h^{(x)} = k^{(x)} = \frac{1}{2}.$$

Per l'età 0 e per $h = 2/3$, $k = 1/3$ l'interpretazione grafica della [1] risulta dalla fig. 6.

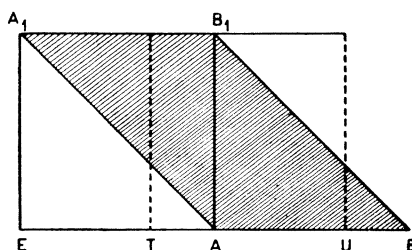


Fig. 6

Notiamo, infine, che il GINI, nel proporre ed utilizzare la formula analoga alla [1] per il caso di contingenti mensili di morti, ritiene evidentemente che tale formula sia di per sè abbastanza intuitiva da non richiedere chiarimento alcuno.

D'altra parte il MORTARA (1), che ha pure utilizzato la formula [1], la ottiene ammettendo che il saggio di mortalità per l'età $x \mid x + 1$, riferito ai superstiti all'età x , si possa avere per un certo anno solare sommando due saggi parziali di mortalità $\frac{m'}{N'}$ ed $\frac{m''}{N''}$, dove m' è il numero dei morti provenienti dalle N' persone che hanno raggiunto l'età x nell'anno solare precedente, ed m'' è il numero dei morti provenienti dalle N'' persone che l'hanno raggiunta nell'anno stesso: egli assume, cioè, come evidente la [1'], mentre, *a priori*, una tale scomposizione di un saggio di mortalità in due saggi parziali, riferiti a due distinti contingenti di nati, non appare giustificata.

Si vedrà più oltre che il procedimento suggerito dal GINI per il calcolo di un quoziente di mortalità di una tavola di seconda specie, analizzato nei suoi elementi, può trovare la sua piena ragione d'essere in un sistema praticamente plausibile di ipotesi, delle quali, d'altronde, si fa correntemente uso, esplicitamente o meno, nel calcolo effettivo delle tavole di mortalità di seconda specie.

(1) *La salute pubblica in Italia, durante e dopo la guerra*, Bari 1925.

IL METODO DELLE STATISTICHE FINLANDESI.

8. Nelle tavole di mortalità della Finlandia, per la decade 1911-1920 (1), premesso che le condizioni in questo Paese differiscono di poco da quelle che prevalgono nella Svezia, viene pure impiegata per la risoluzione della questione A), ossia per il calcolo di q_0 , la formula sopra scritta

$$q_0 = \frac{d(A B B_1 A_1)}{0,75 n(A B) + 0,25 n(E A)} \quad (\text{vedi ancora figura 3}),$$

assumendo: 1°) che le morti M in età $0-1$ provenienti dai nati in un certo anno di calendario si verificano per il 75 % nello stesso anno, e per il 25 % nell'anno di calendario successivo, ossia che i morti corrispondenti al triangolo $E A A_1$ siano $0,75 M$ e quelli corrispondenti al triangolo $A B_1 A_1$ siano $0,25 M$; 2°) che *inoltre* i morti in età $0-1$ in un certo anno di calendario provengano per il 75 % dai nati nello stesso anno, e per il 25 % dai nati nell'anno precedente, cioè che dei morti corrispondenti al parallelogrammo $A B B_1 A_1$ il 75 % corrispondano al triangolo $A B B_1$ e il 25 % al triangolo $A B_1 A_1$ (2).

Qui si accoglie, dunque, come ipotesi iniziale quella che per le tavole svedesi è data come conseguenza (errata) di un'altra premessa. Nessuna obiezione può farsi nei riguardi di quella ipotesi iniziale, che può avere la sua immediata ragione di essere nelle osservazioni statistiche; ma l'ipotesi stessa, in concorso con la seconda assunta per le tavole finlandesi porterebbe alla conseguenza che il numero dei morti corrispondente ad $E A B_1 A_1$ è uguale al numero dei morti corrispondente ad $A B B_1 A_1 = \dots = M$, cioè che il numero dei morti in età $0-1$ dovrebbe essere costantemente M , sia nei successivi anni di calendario, sia per le generazioni dei nati nei successivi anni di calendario, il che sembra veramente troppo lontano dalla realtà.

(1) *Tables de mortalité et de survie pour les années 1901-1910 et 1911-1920*, Helsingfors 1924.

(2) « Beträffande barn under 1 ar har det dock varit nödvändigt att använda ett annat och noggrannare tillvägagångssätt. På samma grunder som i Sveriges officiella statistik har, enär vara förhållanden blott föga avvika från de där redande i det följande förutsatts, att inom en viss arskull $\frac{3}{4}$ av de dödsfall, som tima under första levnadsåret, inträffa under födelseåret och $\frac{1}{4}$ under det följande året ävensom att av samtliga i ifrågavarande ålder under ett visst ar avlidna $\frac{3}{4}$ voro födda under samma ar samt $\frac{1}{4}$ under det föregående året » (l. c.).

L'assurdità della conclusione alla quale si perviene dipende, in ultima analisi, dal fatto che *la scomposizione dei contingenti quadrati o parallelogrammici di morti in contingenti triangolari viene eseguita intrinsecamente, e cioè senza mettere in rapporto questi ultimi contingenti con la consistenza numerica delle classi di nati q di sopravvivenenti, da cui provengono*, il che, se in condizioni di lenta variazione delle nascite e per le età oltre la prima infanzia può talvolta ammettersi, non lo è certamente per le primissime età, o quando il numero dei nati sia in rapida variazione.

IL METODO BASATO SULLA CONSIDERAZIONE
DELLA ETÀ MEDIA DEI MORTI.

9. Un altro modo di abordar la questione dei quozienti infantili di mortalità, e particolarmente di q_0 , si basa sulla considerazione della età media dei morti in età 0 | 1 (e nelle età successive) (1).

Indicando con γ_1 , la durata media dell'intervallo compreso fra l'istante della morte e la fine dell'anno di osservazione (ossia con $1 - \gamma_1$, la vita media dei morti nel primo anno di età) si trova, come espressione della probabilità di morte all'età 0 :

$$q_0 = \frac{R_2}{1 + \gamma_1 R_2}$$

essendo R_2 la frequenza delle morti per uomo-anno nel primo anno di età. Questo R_2 si può poi ritenere dato (ammessa l'approssimativa uniformità di distribuzione, nel corso dell'anno solare, delle nascite e delle morti) dal rapporto fra il numero dei morti in età 0 | 1 e il numero dei censiti v_0 in età 0 | 1 intorno alla metà dell'anno.

Pertanto

$$R_2 = \frac{d(A B B_1 A_1)}{v_0}$$

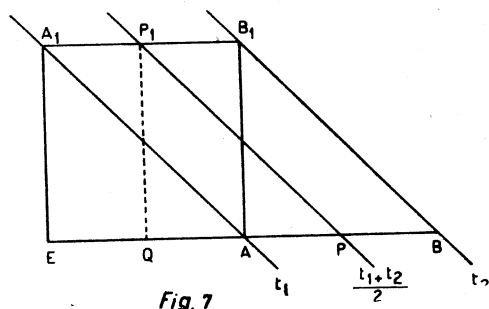
[3]

$$q_0 = \frac{d(A B B_1 A_1)}{v_0 + \gamma_1 d(A B B_1 A_1)}$$

(1) MORTARA, *Lezioni di Statistica metodologica*, 1922, p. 303.

essendo v_0 , in riferimento alla fig. 7, uguale al numero delle linee di vita che tagliano il segmento PP_1 , corrispondente alla data $\frac{1}{2}(t_1 + t_2)$.

Poichè l'esperienza fornisce come vita media dei morti nel primo anno di vita quella di 4 mesi circa, così è $\gamma_1 = \frac{2}{3}$. Analogamente, per il secondo anno di età si può assumere $\gamma_1 = \frac{7}{12}$; e per gli anni successivi $\gamma_1 = \frac{1}{2}$.



È importante osservare che anche la formula [3] non è, almeno in questa forma di esposizione, conseguenza della sola ammissione che la vita media dei morti nel primo anno di età sia di 4 mesi: per ottenerla altre ipotesi, che nella pratica potranno verificarsi con maggiore o minore approssimazione, sono state necessarie. Oltre a ciò, la formula stessa utilizza, a meno che non se ne cerchino ulteriori trasformazioni, la classe dei censiti in età 0-1, contro la consuetudine seguita per il calcolo di q_0 e degli altri quozienti infantili, di valutare i sopravvissuti col metodo diretto: consuetudine che si giustifica con le frequenti omissioni a cui danno luogo le rilevazioni censuarie relative alle primissime età (1).

IL CALCOLO DEI QUOZIENTI DI MORTALITÀ INFANTILE NELLE ULTIME TAVOLE AMERICANE.

10. Senza pretendere di voler esaurire la serie dei procedimenti suggeriti per il calcolo dei quozienti di mortalità infantile (2), vogliamo infine, accennare a quello impiegato da E. FODRAY per la costruzione

(1) V., in questo stesso volume, *Alcune osservazioni sul VI censimento etc.*, capitolo II.

(2) Nelle Tavole germaniche costruite sull'osservazione delle morti nel triennio 1924-1926, la probabilità di morte all'età x venne calcolata raggugiando il numero dei morti in età x al numero dei sopravvissuti all'età x nello stesso triennio, aumentato della semi-

delle *United States abridged life tables 1919-1920* (1). Per quanto riguarda q_0 viene osservato che il contingente parallelogrammatico di morti in età $0 \mid - 1$ durante il biennio 1919-1920, detto D_0 , non può essere riferito alla generazione complessiva E_0 dei nati nel 1919 e nel 1920. Si tratta di sostituire a questa generazione una generazione fittizia E'_0 a cui possa essere paragonato l'insieme D_0 (questione A). Ciò viene fatto assumendo $E'_0 = E_0 - k\delta_0$, dove δ_0 è il numero dei viventi in età $0 \mid - 1$ alla fine del 1921 diminuito del numero analogo alla fine del 1919, ammettendo che k sia uguale a 0,275 pei M ed a 0,280 per le F .

Analogamente si procede per q_1 e per q_2 , assumendo nell'uno e nell'altro caso $k = 0,5$.

IL METODO TEORICAMENTE ESATTO PER IL CALCOLO
DELLE PROBABILITÀ DI MORTE NELLE TAVOLE DI SECONDA SPECIE.

11. È ormai tempo di raccogliere le fila di questa non breve enumerazione dei vari metodi adottati per il calcolo dei quozienti di mortalità infantili, in una tavola di mortalità di seconda specie.

Come si è veduto, la difficoltà di tale calcolo (e ciò si dice non soltanto per le età infantili ma, dal punto di vista teorico, anche per quelle seguenti, pure avendo nei riguardi delle prime una importanza pratica molto maggiore che per le seconde) proviene dalla cir-

differenza fra i viventi in età $x \mid - x + 1$ al 1° gennaio 1924 e al 1° gennaio 1927 (cfr. n. 11). Per le età 0, 1, 2 il calcolo dei sopravvissuti alle diverse età e dei viventi alle date indicate venne eseguito col metodo diretto (cioè a partire dai nati), utilizzando la doppia classificazione dei morti, data dalle statistiche tedesche, per anno di età e per anno di nascita.

Nelle Tavole per l'Inghilterra e Galles, basate sulla osservazione delle morti nel triennio 1920-1922, la probabilità di morte q_0 venne calcolata ragguagliando i morti in età $0 \mid - 1$ nel detto triennio alla somma dei nati del 1920 e del 1921 aumentati di

$$\frac{1}{8} \left\{ n_{19}^I + n_{22}^{IV} + 3 \left(n_{19}^{II} + n_{22}^{III} \right) + 5 \left(n_{19}^{III} + n_{22}^{II} \right) + 7 \left(n_{19}^{IV} + n_{22}^I \right) \right\}$$

essendo $n^I, n^{II}, n^{III}, n^{IV}$ i numeri dei nati nei successivi trimestri degli anni segnati dall'indice. Similmente per gli altri quozienti infantili, fino a q_6 compreso.

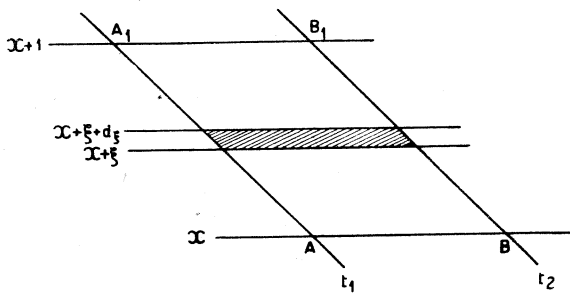
(1) Washington, 1923

costanza che, nella rappresentazione di LEXIS, la superficie contenente i punti di morte da considerare non è un rettangolo di altezza 1, come avviene per le tavole di prima specie, ma è un parallelogrammo obliquo.

Pertanto quei punti di morte si riferiscono a individui che non sono stati tenuti in osservazione per un intero anno solare, secondo quanto si esige nella definizione di probabilità di morte.

Non v'è dubbio che, in questo caso, il metodo *teoricamente* esatto per il calcolo della probabilità di morte, è quello esposto, per esempio, dallo CZUBER (1) e che si basa sulla considerazione della forza della mortalità $\mu_{x+\xi}$ all'età $x+\xi$ ($0 \leq \xi \leq 1$). Tuttavia, volendo passare dalle risultanze teoriche alle applicazioni pratiche, bisogna, anche qui, fare appello ad una supposizione d'ordine empirico, e cioè a quella di uniforme crescita della classe di viventi in età x — $x+1$ dalla data t_1 alla t_2 , pervenendo infine alla formula

$$q_x = \frac{M}{V_0 - \frac{D}{2}}$$



dove M è il numero dei punti di morte in $AB B_1 A_1$, V_0 è il numero dei sopravvissuti all'età x (rappresentati dalle linee di vita che tagliano AB), D è il numero dei viventi V_{t_2} in età x — $x+1$ alla data t_2 diminuito del numero analogo V_{t_1} alla data t_1 .

Ora, ammettendo anche eseguiti due censimenti alle date t_1 e t_2 , non sarebbe certamente opportuno per le età infantili, assumere come valori di V_{t_1} e V_{t_2} quelli dati dai censimenti, per le già accennate frequenti omissioni nelle denunce dei bambini. Questi valori si dovrebbero dunque ottenere col metodo diretto: e quindi per tutti quei paesi in cui la statistica delle morti non viene fatta con la doppia classificazione per età e per anno di nascita, si riaffaccerebbe il problema della congetturale ripartizione dei morti in età x — $x-1$, in un certo anno di calendario, da t_1 a t_2 , a seconda dell'anno di nascita.

(1) Op. cit., p. 118.

Per noi in particolare, che non disponiamo finora di questa doppia classificazione, è pertanto necessario ritornare al punto di partenza, stabilito al n. 3.

UNA SEMPLICE FORMULAZIONE PER IL CALCOLO DEI PRIMI QUOZIENTI DI MORTALITÀ INFANTILE.

12. Ebbene, a noi pare che — a parte ogni suggestione derivante dal quasi unanime consenso con cui viene adottata la formula [1] del n. 7 per il calcolo di q_0 (e le analoghe per il calcolo dei primi quozienti successivi) — la formula stessa possa essere stabilita in modo relativamente semplice assumendo alcune premesse dal n. 7 e altre dal n. 9.

Anzitutto (v. figura 9) diciamo k_1 l'età media dei morti nel primo anno di età provenienti dai nati nell'anno di calendario t_1 — t_2 , k_2 l'età media di quelli provenienti dai nati nell'anno t_2 — t_3 , etc.

Ciò posto ammettiamo (prima ipotesi) che la densità relativa delle morti sia entro ogni quadrato come $A B C_1 B_1$, indipendente dal tempo t ,

cioè sia funzione della sola età x , rappresentata da $\varphi_1(x)$ in $A B C_1 B_1$, da $\varphi_2(x)$ in $B C D_1 C_1$, ecc. Queste premesse si traducono nelle uguaglianze

$$\int_0^1 \varphi_1(x) dx = 1 \quad \int_0^1 x \varphi_1(x) dx = k_1$$

delle quali la seconda può anche interpretarsi come denotante il numero (relativo) dei punti di morte che cadono in $B C_1 B_1$. Analoghe uguaglianze si hanno relativamente a φ_2 , etc.

Perciò :

$$[4] \quad \frac{d(B C_1 B_1)}{d(A B B_1)} = \frac{k_1}{1 - k_1} = \frac{k_1}{h_1},$$

avendo posto $h_1 = 1 - k_1$; ossia da quelle premesse segue che delle morti in età 0 — 1 provenienti dai nati nell'anno di calendario da t_1 a

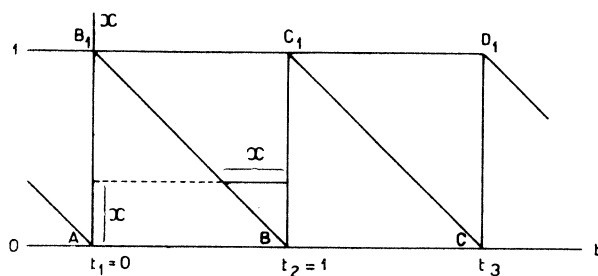


Fig. 9

t_2 , una frazione h_1 si verifica nello stesso anno di calendario, ed una frazione $k_1 = 1 - h_1$ nell'anno di calendario successivo.

Le due parti $d(B C_1 B_1)$ e $d(B C C_1)$ in cui si scinde il contingente parallelogrammatico di morti $d(B C C_1 B_1)$ si possono quindi esprimere scrivendo

$$d(B C_1 B_1) = k_1 d(A B C_1 B_1)$$

$$d(B C C_1) = h_2 d(B C D_1 C_1) \quad (h_2 = 1 - k_2)$$

il che è quanto dire che i $d(B C_1 B_1)$ si possono considerare come provenienti da una frazione k_1 dei $n(AB)$, e i $d(B C C_1)$ da una frazione h_2 dei $n(BC)$; cosicchè il quoziente di mortalità di seconda specie q_0 calcolato in base al contingente di morti $d(B C C_1 B_1)$ è :

$$[1 a] \quad q_0 = \frac{d(B C C_1 B_1)}{k_1 \cdot n(A B) + h_2 \cdot n(B C)}$$

dove è da notare, che, in generale, sarà $k_1 + h_2 \neq 1$.

L'ipotesi fatta è dunque sufficiente, qualora si possano precisare mediante l'osservazione statistica i valori di k_1 e h_2 (e i valori analoghi delle età medie dei morti in età 1-2, 2-3, etc.) a risolvere la questione A), ossia a determinare i quozienti di mortalità di una tavola di seconda specie.

Notiamo poi che scrivendo il numeratore della [1 a] come somma dei soliti contingenti triangolari, e osservando che :

$$[5] \quad \frac{d(B C_1 B_1)}{k_1 \cdot n(A B)} = \frac{1/k_1 \cdot d(B C_1 B_1)}{n(A B)} = \frac{d(A B C_1 B_1)}{n(A B)}$$

$$[6] \quad \frac{d(B C C_1)}{h_2 \cdot n(B C)} = \frac{1/h_2 \cdot d(B C C_1)}{n(B C)} = \frac{d(B C D_1 C_1)}{n(B C)}$$

risulta che il quoziente di mortalità di seconda specie q_0 dato dalla [1 a] ha un valore intermedio fra i quozienti di mortalità (di prima specie) relativi ai $n(AB)$ ed ai $n(BC)$.

Tuttavia quell'ipotesi non è, da sola, sufficiente a risolvere la questione B), cioè a scindere il contingente $d(B C C_1 B_1)$ nei due contingenti triangolari $d(B C_1 B_1)$ e $d(B C C_1)$.

Per la determinazione di queste due incognite è necessario aggiungere alla condizione (vera in modo assoluto):

$$d(B C_1 B_1) + d(B C C_1) = d(B C C_1 B_1)$$

un'altra condizione (che potrà anche essere verificata non esattamente, ma approssimativamente). Posto:

$$\frac{d(B C D_1 C_1)}{n(B C)} = \alpha \frac{d(A B C_1 B_1)}{n(A B)}$$

cioè:

$$\frac{d(B C C_1)}{h_2 \cdot n(B C)} = \alpha \frac{d(B C_1 B_1)}{k_1 \cdot n(A B)};$$

ne verrà

$$[2 a] \quad \frac{d(B C C_1)}{n(B C)} : \frac{d(B C_1 B_1)}{n(A B)} = \alpha h_2 : k_1,$$

ossia *al contingente di morti in età 0 | 1 in un certo anno di calendario i nati nello stesso anno e i nati nell'anno precedente contribuiranno in parti che stanno fra di loro come αh_2 sta a k_1 .*

Perciò, supposto noto anche α , la [2 a] consentirà di risolvere la questione B.

Ora si ammetta, per estensione della prima ipotesi, che sia $k_1 = k_2 = \dots = k$ e che i quozienti di mortalità di 1^a specie siano uguali per due generazioni consecutive (*seconda ipotesi*), di modo che sia $\alpha = 1$. Così le [1 a] e [1 b] verranno rispettivamente a coincidere con le [1] e [2] del n. 7; e k ed $h = 1 - k$ acquisteranno rispettivamente il significato di probabilità che un morto in età 0 | 1 durante un certo anno di calendario provenga dai nati nello stesso anno o dai nati nell'anno precedente (1).

(1) Si è detto al n. 11 che il metodo teoricamente esatto per il calcolo della probabilità di morte q_x in una tavola di seconda specie, conduce, in base alla ipotesi di uniforme crescita della classe di viventi in età $x | x + 1$ fra le date che limitano il periodo di osservazione delle morti, alla formula $q_x = \frac{M}{V_0 - \frac{D}{2}}$, essendo D la differenza tra i numeri

dei viventi in età $x | x + 1$ alla seconda e alla prima di quelle date (si prescinde dai movimenti migratori). Riferendosi alla fig. 10, e considerando il contingente dei morti in età

In difetto di osservazioni statistiche che permettano di valutare la vita media k_1, k_2, \dots relativamente alle generazioni dei nati nei singoli anni di calendario, si può, in accordo con osservazioni di maggiore estensione, effettivamente assumere, in via approssimata e nei nostri tempi e luoghi: età media dei morti nel primo anno di età:

$$k_1 = k_2 = \dots = \frac{1}{3};$$

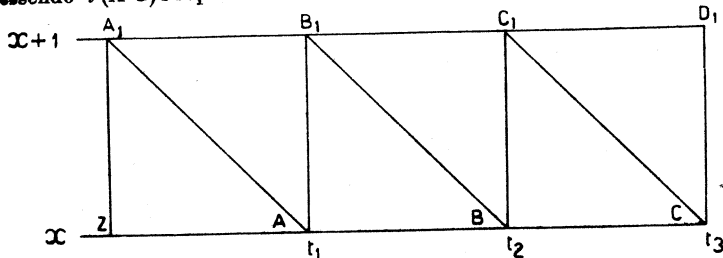
età media dei morti nel secondo anno di età:

$$1 + k'_2 = 1 + k'_2 = \dots = 1 + \frac{2}{5};$$

$x | x + 1$ rappresentato nel parallelogrammo $AC C_1 A_1$, fra le date t_1 e t_3 , si avrà dunque

$$(a) \quad q_x = \frac{d(AC C_1 A_1)}{l(AC) - \frac{1}{2} \{V_3 - V_1\}}$$

essendo $l(AC)$ i sopravvissuti all'età x in AC e V_1 e V_3 i viventi in età $0 | 1$ alle date t_1 e t_3 .



Se invece q_x si vuole calcolare in base alla formula di BECKER, si assume come numeratore di q_x la media $\frac{1}{2} \{d(AB B_1 A_1) + d(BCC_1 B_1)\}$, cioè la metà del numeratore della (a), e si riguarda

questa media come equivalente a $d(AB C_1 B_1)$; e si assume come denominatore $V_2 + d(AB B_1)$; essendo V_2 il numero dei viventi in età $x | x + 1$ alla data t_2 ; cosicchè:

$$(b) \quad q_x = \frac{d(AB C_1 B_1)}{V_2 + d(AB B_1)}$$

Ora, l'ipotesi che V_1, V_2, V_3 siano in progressione aritmetica, congiuntamente a quella che sia $k_1 = k_2 = \dots = k$ e che i quozienti di mortalità di 1ª specie q_x siano uguali per le tre generazioni consecutive a cui si riferisce la figura, porterà: che i tre contingenti triangolari di morti in $Z A A_1, A B B_1, B C C_1$ costituiranno una progressione aritmetica, che si potrà indicare con

$$d(AB B_1) - r \quad d(AB B_1) \quad d(AB B_1) + r;$$

che altrettanto accadrà per i tre contingenti triangolari di morti in $A B_1 A_1, B C_1 B_1, C D_1 C_1$, che potranno perciò indicarsi con

$$p \cdot d(AB B_1) - pr \quad p \cdot d(AB B_1) \quad p \cdot d(AB B_1) + pr;$$

e che, infine, anche $l(ZA), l(AB), l(BC)$ saranno in progressione aritmetica.

età media dei morti nell' x^0 anno di età :

$$(\text{essendo } x \geq 3) : x - 1 + k_1'' = x - 1 + k_2'' = \dots = x - 1 + \frac{1}{2} (1).$$

Si può anche ammettere, in larga approssimazione, che per due generazioni annuali di nati consecutive sia $\alpha_{\frac{1}{2}} = 1$. Le [1'] e [2'] divengono allora, rispettivamente, per il primo anno di età

$$[1''] \quad q_0 = \frac{d(BC C_1 B_1)}{1/3 \cdot n(AB) + 2/3 \cdot n(BC)}$$

$$[2''] \quad \frac{d(BC C_1)}{n(BC)} : \frac{d(BC_1 B_1)}{n(AB)} = \frac{2}{3} : \frac{1}{3}$$

che servono rispettivamente, alla risoluzione delle questioni A e B del n. 3.

Avendo assunto $\alpha = 1$ (uguaglianza dei quozienti di mortalità di prima specie relativi, per una stessa età, a due generazioni annuali di nati consecutive) il q_0 dato dalla [1''], che è compreso, come si è visto, fra i quozienti [5] e [6], dovrebbe coincidere col loro supposto valore comune. Ma in effetto accade che, non essendo dati dalle nostre statistiche i contingenti quadrati di morti come $d(ABC_1 B_1)$, $d(BCD_1 C_1)$, etc.. e gli analoghi per le età successive, tutta la costruzione si deve impennare sull'uso della [2''], che darà una distribuzione congetturale dei contingenti parallelogrammici in contingenti triangolari, senza però che questi risultino, entro ogni quadrato come $ABC_1 B_1$, $BCD_1 C_1$ etc., nel preciso rapporto di k ad k

Ne segue che le metà dei termini della frazione (a) sono rispettivamente :

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} d(AC C_1 A_1) &= d(ABC_1 B_1) + \frac{pr-r}{2}; \\ \frac{1}{2} \left\{ l(AC) - \frac{1}{2} \{V_3 - V_1\} \right\} &= \frac{1}{2} \left\{ l(AC) - \frac{1}{2} l(BC) + \frac{1}{2} d(ABB_1) + \frac{1}{2} r + \right. \\ &+ \left. \frac{1}{2} l(ZA) - \frac{1}{2} d(ABB_1) + \frac{1}{2} r \right\} = \frac{1}{2} \left\{ l(AB) + \frac{1}{2} l(BC) + \frac{1}{2} l(ZA) + r \right\} \\ &= \frac{1}{2} \{ 2l(AB) + r \} = l(AB) + \frac{r}{2} = V_2 + d(ABB_1) + \frac{r}{2} \end{aligned}$$

e quindi la frazione (a) si confonde praticamente con la (b) quando r divenga trascurabile. In conclusione, le ipotesi 1^a e 2^a poste a base delle nostre considerazioni, per giustificare l'uso delle formule [1] e [2], non sono nulla più di quanto si ammette nel calcolo consueto delle probabilità di morte di una tavola di seconda specie.

(1) Ciò è quanto dire che i soliti contingenti triangolari, in cui si divide ciascun contingente quadrato di morti, stanno, passando dal triangolo inferiore al superiore, come 2:1 nel primo anno di età, come 1,5:1 nel secondo, come 1:1 nei successivi.

(cioè di 2 a 1 nel 1° anno di età, di 1,5 a 1 nel 2°, di 1 a 1 nel terzo e nei successivi).

I quozienti di mortalità di prima specie determinati coi contingenti $d(ABC_1 B_1)$, $d(BCD_1 C_1)$, ricostruiti congetturalmente mediante la [2''], non avranno quindi lo stesso valore; e pertanto altra cosa saranno i quozienti di mortalità calcolati in base a contingenti parallelogrammici di morti (quozienti di 2^a specie), e altra cosa quelli costruiti in base a contingenti quadrati (quozienti di 1^a specie).

II. — La mortalità infantile nella popolazione italiana dal 1873 in poi.

QUOZIENTI DI MORTALITÀ PER I PRIMI CINQUE ANNI DI ETÀ, CALCOLATI PER GENERAZIONI E PER CONTEMPORANEI

13. La formula [1] del n. 7, assumendo i valori di h e di k ora detti, è stata applicata per il calcolo dei quozienti q_0 e q_1 nelle già citate *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, sia per quelle relative al periodo 1921-1922 (M , F e complesso, Regno e Regioni nei vecchi confini), sia per le ricostruzioni relative ai periodi 1910-1912, 1899-1902, 1881-1882 (M , F e complesso, solo Regno). Per le tavole 1921-1922 si è anche tenuto conto del deficit migratorio, mentre ciò non è stato possibile fare per le ricostruzioni.

Le nuove applicazioni della formula [1] (e analoghe per le età successive), che qui si presentano, si riferiscono ai quozienti di 2^a specie da q_0 a q_4 per la popolazione infantile italiana, entro i vecchi confini, dal 1873 in poi, senza tener conto del deficit migratorio.

Anzitutto la formula [2] del n. 7 (insieme con le analoghe per le età successive) ha consentito, per ciascun sesso, di scindere i contingenti parallelogrammici di morti nei diversi anni di calendario e nelle diverse età 0-1, 1-2, 2-3, 3-4, 4-5 nei soliti contingenti triangolari, relativi ai diversi anni di calendario da cui possono provenire quei contingenti parallelogrammici. Associando convenienti contingenti triangolari contigui si sono ottenuti i contingenti quadrati di morti relativi alle diverse generazioni annuali di nati e per le dette classi d'età; cosicchè, partendo dal numero dei nati di ciascuna generazione, è stato possibile ottenere per le diverse generazioni i sopravvissuti ad 1, 2, 3, 4, 5 anni, come è indicato nelle Tav. 1 (M) e Tav. 2 (F). La Tav. 3

(*M F*) si sarebbe potuta ottenere per somma dalle 1 e 2; ma si è preferito costruire anche questa con lo stesso criterio di divisione dei contingenti parallelogrammici di morti, anche per avere un pratico controllo dei calcoli (1).

Paragonando, in ciascuna generazione, i sopravvivenuti l_{x+1} all'età $x + 1$ coi sopravvivenuti l_x all'età x si sono ottenute le probabilità di sopravvivenza p_x all'età x , e di qui le probabilità di morte q_x le quali, relativamente a ciascuna generazione, cioè in ciascuna linea, costituiscono una tavola di mortalità di prima specie o per generazioni. Tali quozienti, per ciascun anno di nascita dal 1873 al 1926, sono iscritti nella Tav. 4.

Applicando poi la formula [1] (e analoghe) sono state calcolate le probabilità di morte, in base ai decessi verificatisi in ciascuna classe d'età e in ciascun anno di calendario. Così in base alle morti verificatesi nel 1881, *M*, si ha, dalla Tav. 1:

$$q_0 = \frac{112.218}{\frac{2}{3} 557.029 + \frac{1}{3} 493.591} = 209,40 \text{ millesimi}$$

$$q_1 = \frac{43.901}{\frac{3}{5} 384.482 + \frac{2}{5} 427.149} = 109,33 \quad \text{»}$$

$$q_2 = \frac{19.476}{\frac{1}{2} 378.350 + \frac{1}{2} 363.499} = 52,50 \quad \text{»}$$

e così via. Tali quozienti sono stati disposti nella Tav. 5, di cui ciascuna linea costituisce pertanto una tavola di mortalità di seconda specie o per contemporanei.

Abbiamo già osservato che col procedimento usato in passato nel *Movimento della Popolazione* gli stessi quozienti dovevano, in

(1) Poichè in due anni successivi i numeri dei nati *M* e *F* non stanno rigorosamente nello stesso rapporto, è chiaro che il calcolo dei sopravvivenuti nel complesso, eseguito come si è detto, non dà generalmente risultati coincidenti con quelli che si sarebbero ottenuti per somma dalle Tav. 1 e 2. La differenza è quasi sempre di 2 o 3 unità, e al massimo raggiunge l'ordine di grandezza di una decina d'unità.

larga approssimazione, considerarsi come costituenti, a seconda delle necessità d'impiego, delle tavole di 1^a oppure di 2^a specie; invece col metodo qui esposto, ossia con l'uso delle formule [1] e [2], è stato possibile, conseguendo un miglior grado di approssimazione, costruire distinti quozienti di mortalità per tavole di mortalità di 1^a e per tavole di 2^a specie.

ANDAMENTO DELLA MORTALITÀ INFANTILE, PER GENERAZIONI
E PER CONTEMPORANEI: ESAME DELLE TABELLE NUMERICHE.

14. a) La Tav. 4 (probabilità di morte, in millesimi, nelle età infantili, per generazioni) mostra, nel suo insieme, una graduale diminuzione della mortalità dalle generazioni più lontane alle più recenti. Esaminiamo, per una migliore vista d'insieme, le probabilità di morte per la popolazione complessiva. Vediamo che il miglioramento non è continuo, nè uniforme per le diverse età considerate: nel senso che, passando da una generazione alla successiva, si ha in generale una diminuzione nella probabilità di morte per una certa età, ma tale diminuzione non si verifica nè per tutte le generazioni, nè per tutte le età. Così, passando dalla generazione del 1890 a quella del 1891 si ha una diminuzione in tutti i cinque quozienti: ma questa uniformità nel modo di variare di tutti i quozienti non si verifica quasi mai: delle cause accidentali fanno dunque deviare i quozienti dal loro generale andamento di diminuzione.

Tranne che per il periodo della guerra, non si osservano generazioni a sempre bassa o a sempre alta mortalità rispetto alle generazioni adiacenti: non sembra quindi di trovare generazioni a resistenza vitale spiccatamente più elevata o più bassa di altre generazioni prossime nel tempo. Si avverte, invece, una certa tendenza ad equilibrare, nelle singole generazioni, alcuni quozienti piuttosto elevati con altri successivi piuttosto bassi, o viceversa. Così nella generazione del 1889 ad un q_0 piuttosto basso segue un q_1 piuttosto elevato; e in quella del 1900 ad un q_0 alto segue un q_1 basso: e siffatti esempi si potrebbero moltiplicare.

La serie dei q_0 (1873-1826) raggiunge il suo massimo 221,27 nella generazione del 1874 e il suo minimo 121,08 in quella del 1825;

nella generazione del 1918 raggiunge il valore 172,54, come fu circa nella generazione del 1896.

La serie dei q_1 (1874-1925) ha il suo massimo 113,93 pei nati del 1879, e il suo minimo 46,48 pei nati del 1921 ; pei nati del 1917 raggiunge 88,83, cioè circa il valore raggiunto dai nati nel 1894.

La serie dei q_2 (1875-1924) ha il massimo 55,57 pei nati del 1877, il minimo 17,40 pei nati del 1921 ; mentre pei nati del 1916 raggiunge il valore 44,05, come fu, press'a poco, pei nati del 1890.

La serie dei q_3 (1876-1923) passa dal massimo di 34,92 pei nati nel 1876 al minimo di 10,07 pei nati nel 1923 ; e pei nati nel 1915 sale al valore 27,99, quanto fu, circa, pei nati nel 1885.

Infine la serie dei q_4 (1877-1922) va dal massimo di 25,16 per la generazione del 1882 al minimo di 6,72 per la generazione del 1922 ; e per la generazione del 1914 raggiunge il valore 20,96, quanto fu, all'incirca, per la generazione del 1884.

I massimi relativi segnalati per i diversi quozienti, in corrispondenza al periodo della guerra, vengono, da q_0 a q_4 , a coincidere — press'a poco — con corrispondenti valori verificatisi per generazioni sempre più lontane, e precisamente, come si è visto, per le generazioni del 1896, 1894, 1890, 1885, 1884. Sembra, quindi, che l'azione debilitante della guerra si sia, per così dire, via via accumulata nei bambini delle generazioni considerate provocando un aumento nella mortalità relativamente sempre più elevato, da 0 a 4 anni.

Il grande acuirsi della mortalità per la guerra, si manifesta, nelle diverse serie di quozienti, con un improvviso sbalzo in avanti e un successivo sbalzo in dietro, anche più ampio del primo per le età 0 ed 1, come se i quozienti volessero per queste età riguadagnare il tempo perduto, e tendessero a ristabilire la continuità coi valori decrescenti dell'anteguerra.

Il quoziente q_0 per la generazione del 1915 sale a 152,86 , con un accrescimento di 15 punti rispetto alla generazione del 1914 ; e discende per la generazione del 1919 a 139,44 con 33 punti in meno rispetto alla generazione del 1918.

Il quoziente q_1 per la generazione 1916 sale a 81,01, superando di 13 punti quello della generazione 1915 ; e discende a 59,55 per la generazione 1918, con 29 punti sotto ciò che fu per la generazione 1917.

Il q_2 per i nati nel 1915 sale a 43,34, cioè a 14 punti oltre ciò che fu pei nati del 1914; e scende a 28,46 pei nati nel 1917, con un miglioramento di 16 punti rispetto ai nati del 1916.

Per q_3 il primo sbalzo, dalla generazione 1913 alla generazione 1914 (27,29) è di 11 punti; ed il secondo in senso inverso, dalla generazione 1915 alla generazione 1916 (16,34) è pure di 11 punti.

E infine per q_4 a uno sbalzo di 9 punti in avanti dai nati del 1912 ai nati del 1913 (20,08), ne corrisponde uno di 8 punti in dietro dai nati del 1914 ai nati del 1915 (12,11).

b) La Tav. 5 (probabilità di morte in millesimi nelle età infantili, per contemporanei) mostra anch'essa, esaminata per il complesso della popolazione — meno che nel periodo della guerra e dell'immediato dopoguerra — un generale, benchè irregolare, miglioramento. Sono pochi gli anni, come il 1886 e il 1902, e tolti quelli dal 1915 al 1918, che segnano un più alto valore tutti i quozienti rispetto agli anni limitrofi; e soltanto il 1912 segna un minor valore in tutti i quozienti rispetto al 1911 e al 1913.

Furono anni sfavorevoli per la mortalità infantile rispetto agli anni prossimi il 1880 (che ebbe elevati valori per q_0, q_1, q_2), il 1900 (elevati da q_0 a q_3), il 1926 (elevati q_0, q_1, q_2 e q_4). Furono, invece, anni favorevoli il 1884 (bassi q_0, q_1, q_2); il 1889 (bassi q_0, q_1, q_3), il 1910 (bassi q_0, q_1, q_2, q_4). Il 1919 ed il 1921 segnarono rilevanti miglioramenti rispetto agli anni immediatamente precedenti.

La serie dei q_0 , estesa dal 1872 al 1927, segna il massimo 221,51 nel 1875 ed il minimo 118,86 nel 1925; un massimo relativo 190,05 si verifica nel 1918, e tale valore coincide quasi con quello del 1890.

La serie dei q_1 (1875-1927) va da un massimo di 117,15 nel 1880 a un minimo di 44,27 nel 1922; nel 1918 viene raggiunto un massimo relativo di 107,36, che si approssima al valore raggiunto nel 1882.

La serie dei q_2 (1877-1927) diminuisce anch'essa, nel suo complesso, da un massimo di 57,14 nel 1880 ad un minimo di 16,92 nel 1924; ma presenta il suo massimo assoluto nel 1918 in cui sale nientemeno che al valore di 59,64, mai raggiunto negli anni considerati!

Anche le ultime due serie di quozienti hanno andamento analogo a questo. Quella dei q_3 (1879-1927) scende complessivamente dal valore 35,28 nel 1879 al valore 9,50 nel 1927; ma raggiunge il suo massimo assoluto 39,04 nel 1918. E quella dei q_4 (1881-1927) va da un massimo relativo di 25,56 nel 1886 al minimo di 6,20 nel 1927 toccando il massimo assoluto 29,04 nel 1918. Dal fatto che nel 1918 (postumi della guerra e pandemia influenzale) l'accrescimento della mortalità è relativamente maggiore per q_2, q_3, q_4 , che per q_0 e q_1 , sembrerebbe quindi di poter desumere che i bambini in età 2, 3, 4 ebbero una maggiore sensibilità di quelli di età 0 ed 1 alle condizioni dell'ambiente.

Se invece, per potere grossolanamente eliminare l'azione dell'epidemia influenzale, si paragonano i quozienti del 1916 coi precedenti, si osserva che i quozienti del 1916 vanno, quasi solidalmente, a coincidere coi corrispondenti intorno al 1907-1909.

Come è ben naturale, gli anni dal 1915 al 1918 segnano, rispetto agli anni prossimi, un notevolissimo aumento nella mortalità; ma fra tutti questi i quozienti del 1918 raggiungono valori addirittura enormi. Lo sbalzo dal 1917 al 1918 è circa di punti 53 per q_0 , 44 per q_1 , 32 per q_2 , 24 per q_3 , 18 per q_4 ; quello opposto dal 1918 al 1919 è circa di punti 53 per q_0 , 46 per q_1 , 31 per q_2 , 23 per q_3 , 17 per q_4 .

ANDAMENTO DELLA MORTALITÀ INFANTILE, PER GENERAZIONI E PER CONTEMPORANEI: ESAME DEI GRAFICI.

15. Le tavole grafiche 6-a, 7-a, 8-a costituiscono, in scala logaritmica semplice, e rispettivamente per i M , per le F e per il complesso, la traduzione delle tavole di mortalità di prima specie, date nella Tav. 4, limitatamente ai nati di 5 in 5 anni dal 1876 al 1921, e sempre per le età da 0 a 4 anni. Le 6-b, 7-b, 8-b danno la rappresentazione grafica analoga delle tavole di mortalità di seconda specie (Tav. 5), secondo l'osservazione delle morti annuali di 5 in 5 anni dal 1881 al 1926, e ancora per le età da 0 a 4 anni. L'esame di questi grafici dà luogo ad alcune constatazioni che sarebbe meno facile cogliere dalle tavole numeriche; e d'altra parte il distanziamento di 5 anni

da ciascuna curva di mortalità alla successiva giova a meglio sintetizzare l'andamento generale delle probabilità di morte per generazioni e per contemporanei.

a) Osserviamo anzitutto le 6-a, 7-a, 8-a, in cui le probabilità di morte, sono come nelle tavole numeriche, espresse in millesimi.

La più ovvia ed appariscente constatazione è quella di una diminuzione nella probabilità di morte che, passando dalle generazioni più lontane alle più recenti, si manifesta, salvo poche eccezioni, in tutte le età infantili considerate, e per ciascuno dei due sessi. Passando dai nati nel 1881 ai nati nel 1921, i primi cinque quozienti di mortalità diminuiscono rispettivamente :

	q_0	q_1	q_2	q_3	q_4
per i <i>M</i> da ..	211,37	107,69	52,11	30,48	23,07
a	135,77	47,27	17,38	10,31	7,13 ;
per le <i>F</i> da...	190,73	106,44	53,33	31,44	24,64
a	121,48	45,67	17,41	10,35	7,26 ;
per il compl. da	201,36	107,08	52,71	30,95	23,84
a	128,81	46,48	17,40	10,33	7,20

da cui si trae che la diminuzione relativa della probabilità di morte è,

per i <i>M</i>	0,227	0,314	0,351	0,341	0,353 ;
per le <i>F</i>	0,224	0,319	0,355	0,346	0,362 ;
per il compl..	0,225	0,317	0,354	0,344	0,357.

Tale diminuzione non è, dunque, uniforme per le diverse età, ma cresce col crescere di queste (1).

Mentre sembrerebbe che si dovessero attendere, col progredire del tempo, delle riduzioni di mortalità proporzionalmente più elevate in corrispondenza ai più alti quozienti di mortalità cioè alle età più basse, accade il contrario : quasicchè i quozienti più elevati fossero

(1) Per il calcolo della diminuzione percentuale della mortalità è stata applicata, qui e nella pagina seguente, la formula :

$$\frac{L(a-A)}{2A(L-A)}$$

dove *L* è il limite superiore del carattere, cioè, in questo caso $L = 1000$, *A* ed *a* i valori iniziale e finale della probabilità di morte. Vedi, in proposito : C. GINI, *Sul massimo degli indici di variabilità*, etc. « Metron », Vol. VIII, n. 3.

meno suscettibili di riduzione (in proporzione alla loro entità) di quanto non lo siano i quozienti più bassi. Tale fatto potrebbe forse spiegarsi pensando che le migliorate condizioni d'ambiente e sanitarie, più che sulle primissime età, abbiano influenza sulle età successive; e che la maggiore diffusione dell'allattamento artificiale da una parte e delle malattie costituzionali dall'altra, contrastino alquanto nelle primissime età il fenomeno del generale abbassamento dei quozienti di mortalità.

Alla generale diminuzione della mortalità, col progredire del tempo, si osservano, nei grafici considerati, due eccezioni. La prima si riferisce ai nati nel 1901, (v. Tav. 8-*a*) di cui il quoziente q_1 è un po' più alto che per i nati nel 1896, mentre poi per le età successive 2, 3, 4 della stessa generazione la probabilità discende fino a rendersi molto prossima e talora anche inferiore a quella che sarà per la generazione dei nati nel 1906: l'alta mortalità espressa dal quoziente q_1 avrebbe quindi avuto una azione selettiva sulla generazione dei nati nel 1901 (cfr. n. 14, *a*).

L'altra eccezione, anche più appariscente, è costituita dalla linea delle probabilità di morte per i nati nel 1916. Per tale generazione (vedi ancora Tav. 8-*a*) i valori q_0 , q_1 , q_2 e q_3 , superano i corrispondenti relativi alle generazioni dei nati nel 1911, nel 1896, nel 1891, e nel 1911; mentre il q_4 non appare eccezionalmente elevato ed è inferiore a quello dei nati nel 1911. Per i nati nel 1916, esposti fin dalla nascita, a cagione della guerra, ad un'alta mortalità, il peggioramento si acuisce per l'età 1 ed anche più per l'età 2, ma successivamente declina.

Infine si può anche trovare, in questo gruppo di tavole, paragonando le Tavv. 6-*a* e 7-*a*, la conferma della osservazione che la mortalità maschile — per ciascuna generazione di nati — è nelle primissime età superiore e successivamente (nei limiti delle età qui considerate) inferiore a quella femminile. La differenza è, per i maschi, specialmente svantaggiosa nella età 0; mentre per l'età 4 sono in notevole perdita le femmine.

b) Veniamo, ora, all'esame delle 6-*b*, 7-*b*, 8-*b*, in cui le probabilità di morte sono ancora espresse in millesimi.

Si rileva, anche da queste tavole, con poche eccezioni, un continuo miglioramento, ossia una diminuzione di mortalità col progredire

del tempo, più notevole, in proporzione, per i quozienti propri delle età più elevate che per le più basse. Passando dalla osservazione delle morti nel 1881 a quella nel 1926, i primi cinque quozienti di mortalità diminuiscono rispettivamente :

	q_0	q_1	q_2	q_3	q_4
per i <i>M</i> da .	209,40	109,33	52,50	33,07	24,00
a	132,55	52,70	20,84	10,65	7,30 ;
per le <i>F</i> da .	189,66	108,88	53,64	33,22	24,72
a	118,09	51,40	20,56	10,66	7,18 ;
per il compl. da	199,83	109,10	53,06	33,49	24,34
a	125,49	52,05	20,70	10,66	7,24 ;

ossia la diminuzione relativa della probabilità di morte è :

per i <i>M</i>	0.232	0.291	0.318	0.350	0.356 ;
per le <i>F</i>	0.233	0.296	0.326	0.351	0.364 ;
per il compl.	0.232	0.293	0.322	0.352	0.360.

Anche qui si osserva che la diminuzione relativa cresce col crescere dell'età.

Le accennate eccezioni alla generale diminuzione della mortalità in progresso di tempo si manifestano in relazione ai casi di morte osservati nel 1886 e nel 1916.

Nel 1886 (v. Tav. 8-*b*) le probabilità di morte q_2, q_3, q_4 sono superiori alle corrispondenti nel 1881.

Quanto al 1916 si osserva che q_0 è alquanto inferiore al corrispondente nel 1911, mentre q_1, q_2, q_3 e q_4 , superano o praticamente uguagliano i corrispondenti del 1906.

È anche notevole il fatto che le curve del 1901 e del 1906, fino a q_3 compreso, hanno fra loro un distacco assai minore di quello che si manifesta per gli altri intervalli quinquennali.

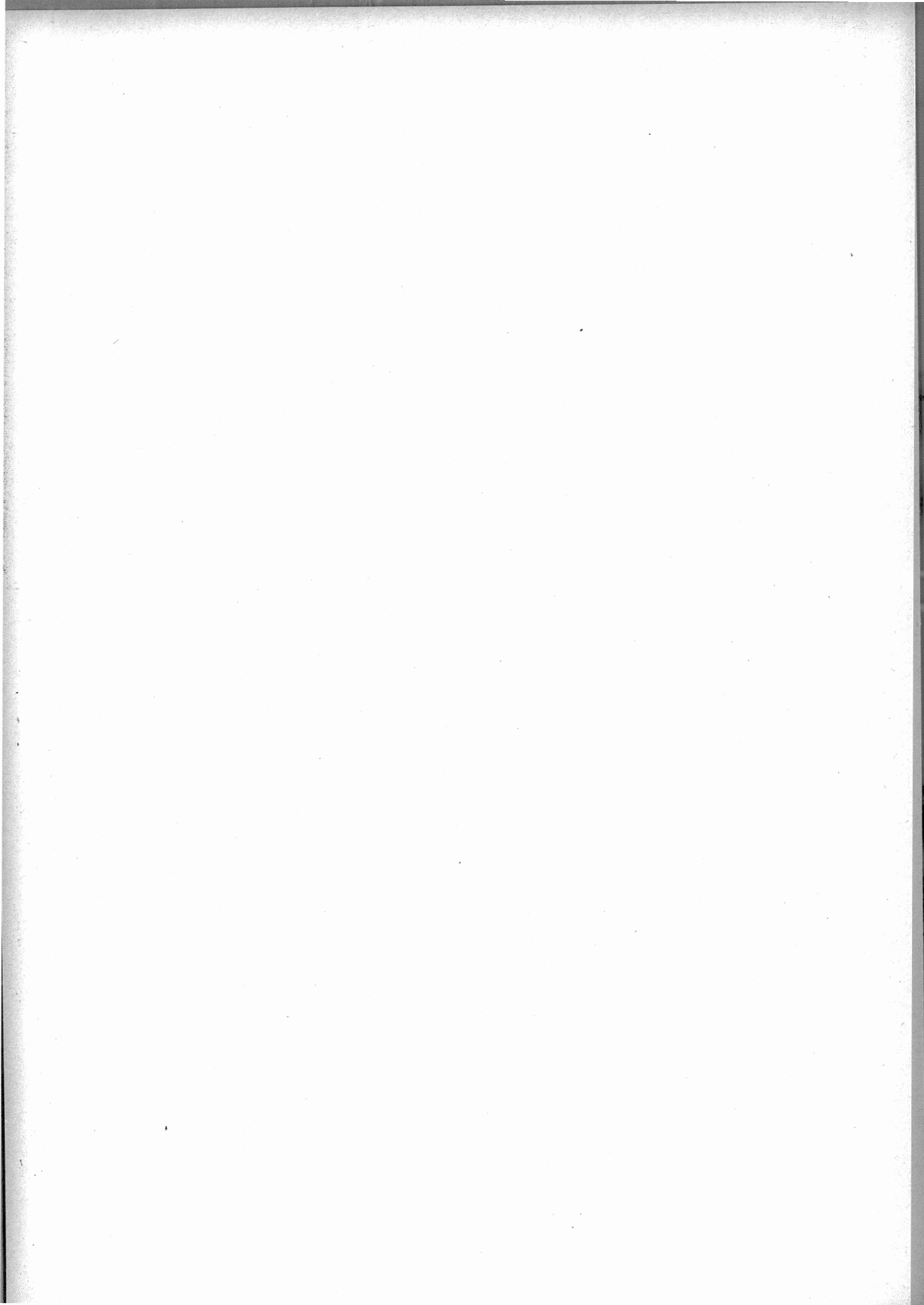
Infine la vicinanza, da q_1 in poi, delle curve di mortalità infantile relative al 1916 e 1906 può significare che — almeno per le prime età — un generale peggioramento delle condizioni d'ambiente e sanitarie, in questo caso dovuto alla guerra, non colpisce alcune età a preferenza di altre, ma le colpisce tutte in modo da

riportare la curva di mortalità alle stesse condizioni in cui si trovava in tempi igienicamente meno progrediti (cfr. n. 14-*b*, in fine).

c) La simultanea ispezione della Tav. 6-*b* (*M*) e della 7-*b* (*F*) mette in evidenza una più rapida discesa del fascio delle curve di mortalità maschile a paragone di quello della mortalità femminile; ciò è dovuto alla circostanza che mentre per l'età 0 la mortalità maschile è molto superiore a quella femminile, e per l'età 1 quasi uguale, per le età infantili successive essa diviene inferiore a quella delle femmine.

d) Finalmente, mettendo a paragone la Tav. 6-*a* con la 6-*b*, la Tav. 7-*a* con la 7-*b*, e la Tav. 8-*a* con la 8-*b*, si constata che, nel complesso, le curve delle probabilità di morte per generazioni hanno una più rapida decrescenza di quelle per contemporanei, il che si connette alla circostanza che ciascuna generazione di nati si avvantaggia, negli anni successivi, del generale miglioramento delle condizioni sanitarie, che influisce col ridurre in misura via via maggiore i corrispondenti quozienti di mortalità.

Si osserva pure che il fascio delle curve delle probabilità di morte per contemporanei è più uniforme di quello per generazioni, per l'osservazione già fatta che le condizioni della mortalità, che si manifestano in relazione alle successive osservazioni annuali, hanno un riflesso quasi uniforme sulle esaminate età infantili, quasicchè la curva della mortalità fosse in sè rigida e potesse soltanto subire delle traslazioni verso l'alto o verso il basso, col peggiorare o col migliorare di quelle condizioni.



TAVOLE

Nota alle Tavole 1, 2, 3, 4, 5.

Le cifre dei morti comprendono una frazione dei morti d'età ignota che, salvo per le vittime del terremoto del 1908, sono stati distribuiti proporzionalmente tra le classi di morti d'età nota. Per le vittime del terremoto del 1908 è stata adottata la distribuzione per sesso ed età (proporzionalmente alle classi di viventi) eseguita dal BAGNI (*Tavole di mortalità, ecc. Annali di Statistica, Serie V, vol. 10, pag. 18 e segg.*).

Per gli anni 1917 e 1918 le cifre dei nati e dei morti sono state integrate a calcolo dei dati riguardanti i Comuni invasi (v. i volumi del *Movimento della popolazione* dei rispettivi anni).

Dal 1924 in poi, 147 Comuni già appartenenti alla Venezia Giulia, figurano nelle statistiche della Provincia di Udine e 3 Comuni già appartenenti alla Venezia Tridentina in quelle della Provincia di Belluno. Per considerare dati relativi sempre all'antico territorio del Regno, i dati concernenti questi Comuni sono stati sottratti da quelli delle 16 antiche Regioni. Poichè dei morti dei singoli Comuni non è data la distribuzione per età, si è supposto che essa fosse uguale a quella osservata nel complesso dei morti delle rispettive Provincie.

Non si è tenuto conto della emigrazione.

MASCHI

A N N I		1872	1873	1874	1875
<i>a</i>	Nati vivi	526.303	508.042	491.231	533.511
<i>b</i>	Morti in complesso		113.044	114.311	120.335
<i>b</i> ₁	da 0 { nati { nello stesso anno della morte		74.470	75.348	82.400
<i>b</i> ₂	a 1 { nell'anno precedente. . . .	38.574	38.963	37.935	38.451
A N N I			1874	1875	1876
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno		394.609	377.948	412.660
<i>d</i>	Morti in complesso			44.399	43.337
<i>d</i> ₁	da 1 { entrati { nello stesso anno della morte			26.178	26.908
<i>d</i> ₂	a 2 { nel 2° anno { nell'anno precedente. . . .		18.221	16.429	18.179
A N N I				1876	1877
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni			335.341	367.573
<i>f</i>	Morti in complesso				18.213
<i>f</i> ₁	da 2 { entrati { nello stesso anno della morte				9.524
<i>f</i> ₂	a 3 { nel 3° anno { nell'anno precedente. . . .			8.689	9.962
A N N I					1878
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni				348.087
<i>h</i>	Morti in complesso				
<i>h</i> ₁	da 3 { Entrati { nello stesso anno della morte				
<i>h</i> ₂	a 4 { nel 4° anno { nell'anno precedente. . . .				6.095
A N N I					
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni				
<i>l</i>	Morti in complesso				
<i>l</i> ₁	da 4 { entrati { nello stesso anno della morte				
<i>l</i> ₂	a 5 { nel 5° anno { nell'anno precedente. . . .				
A N N I					
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni				

Tav. 1.

1876	1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885
558.308	529.867	521.945	548.959	493.591	557.029	545.714	551.402	581.413	580.079
118.926	115.795	111.859	118.467	116.170	112.218	118.304	114.888	113.623	117.682
80.475	75.840	74.197	80.295	74.655	77.764	78.328	76.856	77.075	78.395
39.955	37.662	38.172	41.515	34.454	39.976	38.032	36.548	39.287	40.127
1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886
437.878	416.365	409.576	427.149	384.482	439.289	429.354	437.998	465.051	461.557
47.114	48.593	45.003	49.372	43.901	45.522	45.771	41.723	45.669	48.856
28.935	28.566	26.824	30.119	25.221	28.748	27.211	25.233	28.054	29.225
20.027	18.179	19.253	18.680	16.774	18.560	16.490	17.615	19.631	18.620
1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887
388.916	369.620	363.499	378.350	342.487	391.981	385.653	395.150	417.366	413.712
20.503	20.083	20.784	19.476	19.101	20.010	19.332	19.758	22.445	21.922
10.541	9.786	10.305	9.933	9.075	10.679	9.587	9.999	11.529	10.913
10.297	10.479	9.543	10.026	9.331	9.745	9.759	10.916	11.009	9.816
1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888
368.078	349.355	343.651	358.391	324.081	371.557	366.307	374.235	394.828	392.983
12.540	12.136	11.458	11.310	10.991	10.845	10.984	12.779	13.094	11.620
6.445	5.910	5.682	5.774	5.219	5.793	5.453	6.458	6.722	5.796
6.226	5.776	5.536	5.772	5.052	5.531	6.321	6.372	5.824	5.051
1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889
355.407	337.669	332.433	346.845	313.810	360.233	354.533	361.405	382.282	382.136
	8.315	7.730	7.984	7.431	7.288	8.760	8.626	8.227	7.064
	4.051	3.835	4.077	3.530	3.895	4.345	4.354	4.229	3.531
4.264	3.895	3.907	3.901	3.393	4.415	4.272	3.998	3.533	3.326
	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889	1890
	329.723	324.691	338.867	306.887	351.923	345.916	353.053	374.520	375.279

MASCHI

A N N I		1886	1887	1888	1889
<i>a</i>	Nati vivi	559.441	592.936	575.081	591.480
<i>b</i>	Morti in complesso	117.527	120.033	120.725	114.059
<i>b</i> ₁	da 0 } nati { nello stesso anno della morte	77.400	81.558	79.659	76.749
<i>b</i> ₂	a 1 } { nell'anno precedente. . . .	38.475	41.066	37.310	40.232
	anno				
A N N I		1887	1888	1889	1890
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	443.566	470.312	458.112	474.499
<i>d</i>	Morti in complesso	45.462	45.712	42.865	43.278
<i>d</i> ₁	da 1 } entrati { nello stesso anno della morte	26.842	28.066	25.448	26.331
<i>d</i> ₂	a 2 } nel 2° anno { nell'anno precedente. . . .	17.646	17.417	16.947	18.737
	anni di età				
A N N I		1888	1889	1890	1891
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	399.078	424.829	415.717	429.431
<i>f</i>	Morti in complesso	19.284	18.660	18.522	19.868
<i>f</i> ₁	da 2 } entrati { nello stesso anno della morte	9.468	9.622	9.161	10.095
<i>f</i> ₂	a 3 } nel 3° anno { nell'anno precedente. . . .	9.038	9.361	9.773	9.229
	anni di età				
A N N I		1889	1890	1891	1892
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	380.572	405.846	396.783	410.107
<i>h</i>	Morti in complesso	9.942	10.360	11.265	10.657
<i>h</i> ₁	da 3 } entrati { nello stesso anno della morte	4.891	5.346	5.569	5.416
<i>h</i> ₂	a 4 } nel 4° anno { nell'anno precedente. . . .	5.014	5.696	5.241	5.414
	anni di età				
A N N I		1890	1891	1892	1893
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	370.667	394.804	385.973	399.277
<i>l</i>	Morti in complesso	6.552	7.247	7.222	7.335
<i>l</i> ₁	da 4 } entrati { nello stesso anno della morte	3.226	3.738	3.570	3.730
<i>l</i> ₂	a 5 } nel 5° anno { nell'anno precedente. . . .	3.509	3.652	3.605	3.415
	anni di età				
A N N I		1891	1892	1893	1894
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	363.932	387.414	378.798	392.132

Segue: *Tav. 1.*

1890	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899
556.378	581.818	570.787	579.076	566.412	561.478	562.895	566.654	549.930	558.431
115.920	112.374	111.793	108.833	110.934	111.956	104.976	97.575	99.484	90.495
75.688	76.024	74.052	72.903	73.409	74.419	70.043	65.194	65.657	60.638
36.350	37.741	35.930	37.525	37.537	34.933	32.381	33.827	29.857	33.858
1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900
444.340	468.053	460.805	468.648	455.466	452.126	460.471	467.633	454.416	463.935
45.056	41.019	40.857	39.424	40.867	39.135	34.509	36.948	33.229	36.958
26.319	25.120	24.361	23.814	24.240	23.412	20.857	22.305	19.708	22.358
15.899	16.496	15.610	16.627	15.723	13.652	14.643	13.521	14.600	13.317
1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901
402.122	426.437	420.834	428.207	415.503	415.062	424.971	431.807	420.108	428.260
17.872	17.673	16.856	18.211	16.977	14.483	15.342	14.501	15.771	13.549
8.643	9.096	8.372	9.185	8.361	7.238	7.761	7.308	7.777	6.840
8.577	8.484	9.026	8.616	7.245	7.581	7.193	7.994	6.709	7.623
1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902
384.902	408.857	403.436	410.406	399.897	400.243	410.017	416.505	405.622	413.797
10.496	9.810	9.650	9.236	7.898	8.060	7.947	8.436	7.294	7.913
5.082	5.053	4.793	4.658	3.898	4.032	4.021	4.251	3.599	3.996
4.757	4.857	4.578	4.000	4.028	3.926	4.185	3.695	3.917	3.754
1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903
375.063	398.947	394.065	401.748	391.971	392.285	401.811	408.559	398.106	406.047
6.623	6.460	6.062	5.477	5.472	5.376	5.296	4.853	5.012	5.001
3.208	3.330	3.012	2.765	2.702	2.689	2.680	2.447	2.474	2.525
3.130	3.050	2.712	2.770	2.687	2.616	2.406	2.538	2.476	2.276
1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904
368.725	392.567	388.341	396.213	386.582	386.980	396.725	403.574	393.156	401.246

MASCHI

A N N I		1900	1901	1902	1903
<i>a</i>	Nati vivi	547.936	544.007	561.670	535.635
<i>b</i>	Morti in complesso	100.300	94.694	101.161	96.469
<i>b</i> ₁	da 0 } nati } nello stesso anno della morte	66.442	62.978	68.155	63.287
<i>b</i> ₂	a 1 } } nell'anno precedente. . . .	31.716	33.006	33.182	30.535
A N N I		1901	1902	1903	1904
<i>c = a - b₁ - b₂</i>	Superstiti a 1 anno	449.778	448.023	460.333	441.813
<i>d</i>	Morti in complesso	32.682	35.227	34.555	31.685
<i>d</i> ₁	da 1 } entrati } nello stesso anno della morte	19.365	21.103	20.957	18.697
<i>d</i> ₂	a 2 } nel 2° anno } nell'anno precedente. . . .	14.124	13.598	12.988	13.127
A N N I		1902	1903	1904	1905
<i>e = c - d₁ - d₂</i>	Superstiti a 2 anni	416.289	413.322	426.388	409.989
<i>f</i>	Morti in complesso	15.032	13.211	12.544	12.730
<i>f</i> ₁	da 2 } entrati } nello stesso anno della morte	7.409	6.582	6.370	6.240
<i>f</i> ₂	a 3 } nel 3° anno } nell'anno precedente. . . .	6.629	6.174	6.490	6.347
A N N I		1903	1904	1905	1906
<i>g = e - f₁ - f₂</i>	Superstiti a 3 anni	402.251	400.566	413.528	397.402
<i>h</i>	Morti in complesso	7.404	6.592	6.630	7.008
<i>h</i> ₁	da 3 } entrati } nello stesso anno della morte	3.650	3.289	3.368	3.434
<i>h</i> ₂	a 4 } nel 4° anno } nell'anno precedente. . . .	3.303	3.262	3.574	3.278
A N N I		1904	1905	1906	1907
<i>i = g - h₁ - h₂</i>	Superstiti a 4 anni	395.298	394.015	406.586	390.690
<i>l</i>	Morti in complesso	4.492	4.323	4.472	4.365
<i>l</i> ₁	da 4 } entrati } nello stesso anno della morte	2.216	2.158	2.271	2.139
<i>l</i> ₂	a 5 } nel 5° anno } nell'anno precedente. . . .	2.165	2.201	2.226	2.775
A N N I		1905	1906	1907	1908
<i>m = i - l₁ - l₂</i>	Superstiti a 5 anni	390.917	389.656	402.089	385.776

Segue: *Tav. 1.*

1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913
557.685	556.942	550.255	545.994	584.750	571.611	586.735	561.559	581.834	574.846
94.120	96.963	92.970	89.252	92.500	94.892	86.029	91.536	78.725	83.910
63.585	64.613	61.730	59.347	63.060	62.780	57.850	60.125	53.100	55.714
32.350	31.240	29.905	29.440	32.112	28.179	31.411	25.625	28.196	26.239
1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914
461.750	461.089	458.620	457.207	489.578	480.652	497.474	475.809	500.538	492.893
33.707	33.202	30.559	30.333	32.705	30.639	33.081	26.397	28.781	26.146
20.580	19.910	18.296	18.177	20.156	18.248	20.121	15.555	17.617	15.591
13.292	12.263	12.156	12.549	12.391	12.960	10.842	11.164	10.555	12.907
1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915
427.878	428.916	428.168	426.481	457.031	449.444	466.511	449.090	472.366	464.395
12.971	12.323	13.547	13.266	12.756	13.051	11.188	11.648	9.848	12.849
6.624	6.169	6.768	6.620	6.598	6.471	5.698	5.713	5.048	6.370
6.154	6.779	6.646	6.158	6.580	5.490	5.935	4.800	6.479	7.175
1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916
415.100	415.968	414.754	413.703	443.853	437.483	454.878	438.577	460.839	450.850
6.703	7.956	7.399	6.754	6.938	6.360	6.568	5.616	6.552	8.020
3.425	3.982	3.694	3.373	3.591	3.157	3.348	2.757	3.357	3.966
3.974	3.705	3.381	3.347	3.203	3.220	2.859	3.195	4.054	3.542
1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917
407.701	408.281	407.679	406.983	437.059	431.106	448.671	432.625	453.428	443.342
5.671	4.790	4.444	4.557	4.118	4.399	3.700	4.245	5.113	4.936
2.896	2.397	2.220	2.277	2.132	2.184	1.887	2.084	2.617	2.440
2.393	2.224	2.280	1.986	2.215	1.813	2.161	2.496	2.496	5.960
1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918
402.412	403.660	403.179	402.720	432.712	427.109	444.623	428.045	448.315	434.942

MASCHI

A N N I		1914	1915	1916	1917
<i>a</i>	Nati vivi	570.865	568.204	452.304	367.216
<i>b</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 0} \\ \text{a 1} \\ \text{anno} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nati} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right. \end{array} \right.$	78.353	90.726	79.124	60.767
<i>b</i> ₁		52.114	60.390	48.598	37.607
<i>b</i> ₂		30.336	30.526	23.160	24.117
A N N I		1915	1916	1917	1918
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	488.415	477.288	380.546	305.492
<i>d</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 1} \\ \text{a 2} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right. \\ \text{nel 2° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right.$	32.091	34.777	26.523	35.989
<i>d</i> ₁		19.184	20.673	14.445	19.661
<i>d</i> ₂		14.104	12.078	16.328	7.512
A N N I		1916	1917	1918	1919
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	455.127	444.537	349.773	278.319
<i>f</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 2} \\ \text{a 3} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente, . . .} \end{array} \right. \\ \text{nel 3° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right.$	14.206	12.081	23.036	8.913
<i>f</i> ₁		7.031	5.969	10.144	3.950
<i>f</i> ₂		6.112	12.892	4.963	3.984
A N N I		1917	1918	1919	1920
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	441.984	425.676	334.666	270.385
<i>h</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 3} \\ \text{a 4} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right. \\ \text{nel 4° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right.$	7.015	16.054	6.287	4.737
<i>h</i> ₁		3.473	7.876	2.767	2.117
<i>h</i> ₂		8.178	3.520	2.620	1.684
A N N I		1918	1919	1920	1921
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	430.333	414.280	329.279	266.584
<i>l</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 4} \\ \text{a 5} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right. \\ \text{nel 5° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right.$	11.745	5.223	4.154	2.478
<i>l</i> ₁		5.785	2.562	1.840	1.109
<i>l</i> ₂		2.661	2.314	1.369	1.092
A N N I		1919	1920	1921	1922
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	421.887	409.404	326.070	264.383

Segue: Tav. 1.

1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
336.454	395.934	596.014	574.292	577.700	567.125	554.797	546.494	539.465	540.325
68.311	53.959	79.064	79.134	77.917	76.239	74.263	68.550	71.816	68.085
44.194	37.869	59.351	52.099	52.047	50.512	49.145	45.470	47.670	45.414
16.090	19.713	27.035	25.870	25.727	25.118	23.080	24.146	22.671	
1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	
276.170	338.352	509.628	496.323	499.926	491.495	482.572	476.878	469.124	
17.699	17.991	25.410	22.733	25.020	21.780	24.473	25.252	21.199	
10.187	11.651	17.614	13.495	15.055	12.979	14.576	15.079	12.636	
6.340	7.796	9.238	9.965	8.801	9.897	10.173	8.563		
1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927		
259.643	318.905	482.776	472.863	476.070	468.619	457.823	453.236		
7.700	6.550	9.484	8.622	7.933	9.522	9.653	7.790		
3.716	3.610	5.711	4.266	3.980	4.723	4.770	3.875		
2.940	3.773	4.356	3.953	4.799	4.883	3.915			
1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927			
252.987	311.522	472.709	464.644	467.291	459.013	449.138			
3.260	3.435	4.748	4.607	5.024	4.931	4.357			
1.576	1.896	2.862	2.284	2.519	2.443	2.155			
1.539	1.886	2.323	2.505	2.488	2.202				
1922	1923	1924	1925	1926	1927				
249.872	307.740	467.524	459.855	462.284	454.368				
2.115	2.069	3.071	3.229	3.364	2.800				
1.023	1.142	1.852	1.601	1.686	1.388				
927	1.219	1.628	1.678	1.412					
1923	1924	1925	1926	1927					
247.922	305.379	464.044	456.576	459.186					

FEMMINE

A N N I		1872	1873	1874	1875
<i>a</i>	Nati vivi	494.379	477.146	460.427	501.866
<i>b</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 0 \\ \text{a } 1 \\ \text{anno} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{nati} \\ \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$		97.921	98.613	102.826
<i>b</i> ₁			64.504	64.956	70.491
<i>b</i> ₂			33.417	33.657	32.335
A N N I			1874	1875	1876
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno		378.985	363.136	398.662
<i>d</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 1 \\ \text{a } 2 \\ \text{anni} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel } 2^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$			41.906	40.976
<i>d</i> ₁				24.712	25.494
<i>d</i> ₂				17.194	15.482
A N N I				1876	1877
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni			322.942	355.790
<i>f</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 2 \\ \text{a } 3 \\ \text{anni} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel } 3^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$				17.646
<i>f</i> ₁					9.250
<i>f</i> ₂					8.396
A N N I					1878
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni				336.698
<i>h</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 3 \\ \text{a } 4 \\ \text{anni} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel } 4^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$				
<i>h</i> ₁					
<i>h</i> ₂					
A N N I					
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni				
<i>l</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 4 \\ \text{a } 5 \\ \text{anni} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel } 5^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$				
<i>l</i> ₁					
<i>l</i> ₂					
A N N I					
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni				

Tav. 2.

1876	1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885
525.413	499.170	490.530	515.194	464.309	524.096	515.380	520.050	549.328	545.891
101.208	98.347	95.548	101.683	99.397	95.620	99.967	97.896	96.647	100.516
68.495	64.435	63.326	68.888	63.929	66.266	66.271	65.460	65.597	66.870
33.912	32.222	32.795	35.468	29.354	33.696	32.436	31.050	33.646	34.136
1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886
423.006	402.513	394.409	410.838	371.026	424.134	416.673	423.540	450.085	444.885
45.038	46.672	43.876	47.203	42.130	43.312	43.997	40.524	45.016	47.457
27.660	27.444	26.111	28.782	24.238	27.357	26.210	24.473	27.662	28.342
19.228	17.765	18.421	17.892	15.955	17.787	16.051	17.354	19.115	18.215
1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887
376.118	357.304	349.877	364.164	330.833	378.990	374.412	381.713	403.308	398.328
20.246	20.203	20.360	19.151	18.258	19.649	19.321	19.318	22.121	21.639
10.404	9.842	10.073	9.767	8.691	10.491	9.602	9.752	11.365	10.752
10.361	10.287	9.384	9.567	9.158	9.719	9.566	10.756	10.887	9.632
1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888
355.353	337.175	330.420	344.830	312.984	358.780	355.244	361.205	381.056	377.944
12.303	12.219	11.325	11.035	10.936	10.668	11.111	12.365	12.820	11.610
6.317	5.949	5.605	5.635	5.203	5.698	5.528	6.234	6.581	5.781
6.270	5.720	5.400	5.733	4.970	5.583	6.131	6.239	5.829	5.033
1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889
342.766	325.506	319.415	333.462	302.811	347.499	343.585	348.732	368.646	367.130
	8.258	7.498	8.104	7.527	7.362	9.204	8.806	8.258	7.165
	4.022	3.714	4.139	3.582	3.934	4.576	4.436	4.244	3.575
4.236	3.784	3.965	3.945	3.428	4.628	4.370	4.014	3.590	3.485
	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889	1890
	317.700	311.736	325.378	295.801	338.937	334.639	340.282	360.812	360.070

FEMMINE

A N N I		1886	1887	1888	1889
<i>a</i>	Nati vivi	527.519	559.970	544.482	557.717
<i>b</i>	Morti in complesso	100.109	103.450	103.004	97.931
<i>b</i> ₁	da 0 } nati { nello stesso anno della morte	65.973	70.325	68.024	65.808
<i>b</i> ₂	a 1 } { nell'anno precedente. . . .	33.125	34.980	32.123	34.255
<i>b</i> ₂	anno				
A N N I		1887	1888	1889	1890
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	428.421	454.665	444.335	457.654
<i>d</i>	Morti in complesso	44.526	44.270	42.109	42.724
<i>d</i> ₁	da 1 } entrati { nello stesso anno della morte	26.311	27.190	25.033	25.936
<i>d</i> ₂	a 2 } nel 2° anno { nell'anno precedente. . . .	17.080	17.076	16.788	18.124
<i>d</i> ₂	anni di età				
A N N I		1888	1889	1890	1891
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	385.030	410.399	402.514	413.594
<i>f</i>	Morti in complesso	18.943	18.647	18.689	19.850
<i>f</i> ₁	da 2 } entrati { nello stesso anno della morte	9.311	9.621	9.254	10.060
<i>f</i> ₂	a 3 } nel 3° anno { nell'anno precedente. . . .	9.026	9.435	9.790	9.261
<i>f</i> ₂	anni di età				
A N N I		1889	1890	1891	1892
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	366.693	391.343	383.470	394.273
<i>h</i>	Morti in complesso	9.916	10.598	11.155	10.529
<i>h</i> ₁	da 3 } entrati { nello stesso anno della morte	4.883	5.471	5.521	5.338
<i>h</i> ₂	a 4 } nel 4° anno { nell'anno precedente. . . .	5.127	5.634	5.191	5.361
<i>h</i> ₂	anni di età				
A N N I		1890	1891	1892	1893
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	356.683	380.238	372.758	383.574
<i>l</i>	Morti in complesso	6.871	7.599	7.274	7.709
<i>l</i> ₁	da 4 } entrati { nello stesso anno della morte	3.386	3.921	3.601	3.910
<i>l</i> ₂	a 5 } nel 5° anno { nell'anno precedente. . . .	3.678	3.673	3.799	3.502
<i>l</i> ₂	anni di età				
A N N I		1891	1892	1893	1894
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	349.619	372.644	365.358	376.162

Segue: Tav. 2.

1890	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899
526.725	550.321	539.786	547.220	536.523	530.624	532.610	535.194	520.144	530.127
98.958	95.953	95.180	93.280	94.046	93.549	89.645	83.396	84.194	77.931
64.703	64.896	63.043	62.470	62.283	62.136	59.838	55.687	55.593	52.282
31.057	32.137	30.810	31.763	31.413	29.807	27.709	28.601	25.649	28.969
1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900
430.965	453.288	445.933	452.987	442.827	438.681	445.063	450.906	438.902	448.876
43.725	40.654	40.042	38.895	40.874	38.005	33.681	36.230	32.860	36.346
25.601	24.883	23.868	23.483	24.301	22.717	20.325	21.851	19.503	22.003
15.771	16.174	15.412	16.573	15.288	13.356	14.379	13.357	14.343	13.131
1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901
389.593	412.231	406.653	412.931	403.238	402.608	410.359	415.698	405.056	413.742
17.985	17.769	16.618	18.140	17.025	14.612	15.220	14.337	15.916	13.579
8.724	9.135	8.252	9.139	8.411	7.300	7.683	7.215	7.855	6.862
8.634	8.366	9.001	8.614	7.312	7.537	7.122	8.061	6.717	7.600
1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902
372.235	394.730	389.400	395.178	387.515	387.771	395.554	400.422	390.484	399.280
10.423	9.765	9.655	9.269	7.946	8.046	7.783	8.387	7.176	8.018
5.062	5.026	4.795	4.669	3.934	4.024	3.930	4.219	3.543	4.054
4.739	4.860	4.600	4.012	4.022	3.853	4.168	3.633	3.964	3.702
1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903
362.434	384.844	380.005	386.497	379.559	379.894	387.456	392.570	382.977	391.524
6.811	6.635	6.212	5.549	5.504	5.588	5.643	4.940	5.326	5.090
3.309	3.417	3.086	2.798	2.727	2.795	2.849	2.486	2.630	2.573
3.218	3.126	2.751	2.777	2.793	2.794	2.454	2.696	2.517	2.363
1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904
355.907	378.301	374.168	380.922	374.039	374.305	382.153	387.388	377.830	386.588

FEMMINE

A N N I		1900	1901	1902	1903
a	Nati vivi	519.440	513.756	531.404	506.455
b	Morti in complesso	85.739	81.400	86.962	82.861
b₁	da 0 } nati { nello stesso anno della morte	56.770	54.067	58.624	54.348
b₂	a 1 } nell'anno precedente. . . .	27.333	28.338	28.513	26.262
A N N I		1901	1902	1903	1904
c = a - b₁ - b₂	Superstiti a 1 anno	435.337	431.351	444.267	425.845
d	Morti in complesso	32.234	34.655	33.848	31.278
d₁	da 1 } entrati { nello stesso anno della morte	19.103	20.716	20.548	18.448
d₂	a 2 } nel 2° anno { nell'anno precedente. . . .	13.939	13.300	12.830	12.975
A N N I		1902	1903	1904	1905
e = c - d₁ - d₂	Superstiti a 2 anni	402.295	397.335	410.889	394.422
f	Morti in complesso	14.989	13.331	12.814	12.787
f₁	da 2 } entrati { nello stesso anno della morte	7.389	6.624	6.514	6.263
f₂	a 3 } nel 3° anno { nell'anno precedente. . . .	6.707	6.300	6.524	6.330
A N N I		1903	1904	1905	1906
g = e - f₁ - f₂	Superstiti a 3 anni	388.199	384.411	397.851	381.829
h	Morti in complesso	7.302	6.583	6.777	6.830
h₁	da 3 } entrati { nello stesso anno della morte	3.600	3.275	3.447	3.345
h₂	a 4 } nel 4° anno { nell'anno precedente. . . .	3.308	3.330	3.485	3.190
A N N I		1904	1905	1906	1907
i = g - h₁ - h₂	Superstiti a 4 anni	381.291	377.806	390.919	375.294
l	Morti in complesso	4.664	4.416	4.553	4.580
l₁	da 4 } entrati { nello stesso anno della morte	2.301	2.198	2.315	2.243
l₂	a 5 } nel 5° anno { nell'anno precedente. . . .	2.218	2.238	2.337	2.744
A N N I		1905	1906	1907	1908
m = i - l₁ - l₂	Superstiti a 5 anni	376.772	373.370	386.267	370.307

Segue: Tav. 2.

1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913
527.746	527.576	520.723	516.339	554.063	544.220	557.675	531.986	552.151	547.636
80.994	83.466	79.570	76.647	78.568	81.013	74.448	80.141	66.516	71.380
54.732	55.638	52.815	50.954	53.595	53.685	50.034	52.581	44.890	47.456
27.828	26.755	25.693	24.973	27.328	24.414	27.560	21.626	23.924	22.434
1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914
445.186	445.183	442.215	440.412	473.140	466.121	480.081	457.779	483.337	477.746
33.322	32.883	29.600	29.469	31.699	29.388	32.279	25.493	28.141	24.915
20.347	19.730	17.712	17.652	19.561	17.527	19.595	15.003	17.249	14.879
13.153	11.888	11.817	12.138	11.861	12.684	10.490	10.892	10.036	12.618
1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915
411.686	413.565	412.686	410.622	441.718	435.910	449.996	431.884	456.052	450.249
12.938	12.364	13.172	12.902	12.545	12.976	10.981	11.450	9.779	12.522
6.608	6.196	6.579	6.435	6.501	6.445	5.578	5.607	5.023	6.221
6.168	6.593	6.467	6.044	6.531	5.403	5.843	4.756	6.301	7.201
1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916
398.910	400.776	399.640	398.143	428.686	424.062	438.575	421.521	444.728	436.827
6.523	7.780	7.106	6.653	6.847	6.150	6.405	5.281	6.402	7.997
3.333	3.899	3.548	3.320	3.550	3.058	3.256	2.588	3.287	3.963
3.881	3.558	3.333	3.297	3.092	3.149	2.693	3.115	4.034	3.357
1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917
391.696	393.319	392.759	391.526	422.044	417.855	432.626	415.818	437.407	429.507
5.607	4.862	4.450	4.484	4.032	4.133	3.836	4.374	5.200	4.860
2.863	2.436	2.223	2.238	2.092	2.056	1.951	2.144	2.666	2.408
2.426	2.227	2.246	1.940	2.077	1.885	2.230	2.534	2.452	6.716
1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918
386.407	388.656	388.290	387.348	417.875	413.914	428.445	411.140	432.289	420.383

FEMMINE

A N N I		1914	1915	1916	1917
<i>a</i>	Nati vivi	543.226	540.979	429.322	346.516
<i>b</i>	Morti in complesso da 0 } nati { nello stesso anno della morte a 1 } { nell'anno precedente. . . . anno	66.941	78.749	67.808	52.807
<i>b</i> ₁		44.507	52.427	41.599	32.607
<i>b</i> ₂		26.322	26.209	20.200	21.101
A N N I		1915	1916	1917	1918
<i>c = a - b₁ - b₂</i>	Superstiti a 1 anno	472.397	462.343	367.523	292.808
<i>d</i>	Morti in complesso da 1 } entrati { nello stesso anno della morte a 2 } nel 2° anno { nell'anno precedente. . . . anni di età	31.332	33.420	25.798	34.676
<i>d</i> ₁		18.714	19.879	14.031	18.879
<i>d</i> ₂		13.541	11.767	15.797	7.096
A N N I		1916	1917	1918	1919
<i>e = c - d₁ - d₂</i>	Superstiti a 2 anni	440.142	430.697	337.695	266.833
<i>f</i>	Morti in complesso da 2 } entrati { nello stesso anno dalla morte a 3 } nel 3° anno { nell'anno precedente. . . . anni di età	14.240	11.851	23.564	8.620
<i>f</i> ₁		7.039	5.861	10.356	3.805
<i>f</i> ₂		5.990	13.208	4.815	3.776
A N N I		1917	1918	1919	1920
<i>g = e - f₁ - f₂</i>	Superstiti a 3 anni	427.113	411.628	322.524	259.252
<i>h</i>	Morti in complesso da 3 } entrati { nello stesso anno della morte a 4 } nel 4° anno { nell'anno precedente. . . . anni di età	6.640	17.253	6.373	4.597
<i>h</i> ₁		3.283	8.467	2.800	2.049
<i>h</i> ₂		8.786	3.573	2.548	1.663
A N N I		1918	1919	1920	1921
<i>i = g - h₁ - h₂</i>	Superstiti a 4 anni	415.044	399.588	317.176	255.546
<i>l</i>	Morti in complesso da 4 } entrati { nello stesso anno della morte a 5 } nel 5° anno { nell'anno precedente. . . . anni di età	13.205	5.463	4.129	2.365
<i>l</i> ₁		6.489	2.680	1.827	1.055
<i>l</i> ₂		2.783	2.302	1.310	1.012
A N N I		1919	1920	1921	1922
<i>m = i - l₁ - l₂</i>	Superstiti a 5 anni	405.772	394.606	314.039	253.479

Segue: Tav. 2.

1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
318.899	374.686	562.027	544.052	549.744	540.380	526.291	520.640	514.232	513.404
59.940	46.733	68.347	67.050	66.085	65.959	62.527	58.847	60.979	58.145
38.839	32.782	51.260	44.213	44.209	43.720	41.316	39.090	40.485	38.743
13.951	17.087	22.837	21.876	22.239	21.211	19.757	20.494	19.402	
1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	
266.109	324.817	487.930	477.963	483.296	475.449	465.218	461.056	454.345	
16.769	17.250	23.410	20.813	23.767	21.857	23.081	23.780	20.600	
9.673	11.157	16.214	12.384	14.323	13.028	13.728	14.217	12.287	
6.093	7.196	8.429	9.444	8.829	9.353	9.563	8.313		
1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927		
250.343	306.464	463.287	456.135	460.144	453.068	441.927	438.526		
7.318	5.977	8.675	8.134	7.843	8.897	9.201	7.462		
3.542	3.290	5.221	4.035	3.939	4.414	4.543	3.717		
2.687	3.454	4.099	3.904	4.483	4.658	3.745			
1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927			
244.114	299.720	453.967	448.196	451.722	443.996	433.639			
3.229	3.186	4.562	4.481	4.841	4.776	4.118			
1.566	1.756	2.748	2.226	2.430	2.367	2.035			
1.430	1.814	2.255	2.411	2.409	2.083				
1922	1923	1924	1925	1926	1927				
241.118	296.150	448.964	443.559	446.883	439.546				
1.966	2.098	3.084	3.281	3.194	2.794				
954	1.156	1.858	1.631	1.603	1.385				
942	1.226	1.650	1.591	1.409					
1923	1924	1925	1926	1927					
239.222	293.768	445.456	440.337	443.871					

MASCHI E FEMMINE IN COMPLESSO

A N N I		1872	1873	1874	1875
<i>a</i>	Nati vivi	1.020.682	985.188	951.658	1.035.377
<i>b</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 0} \\ \text{a 1} \\ \text{anno} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nati} \\ \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right.$		210.965	212.924	223.161
<i>b</i> ₁			138.974	140.302	152.895
<i>b</i> ₂		71.991	72.622	70.266	71.163
A N N I			1874	1875	1876
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno		773.592	741.090	811.319
<i>d</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 1} \\ \text{a 2} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel 2° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right.$			86.305	84.313
<i>d</i> ₁				50.890	52.402
<i>d</i> ₂		35.415	31.911	35.557	
A N N I				1876	1877
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni			658.289	723.360
<i>f</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 2} \\ \text{a 3} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel 3° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right.$				35.859
<i>f</i> ₁					18.774
<i>f</i> ₂				17.085	19.804
A N N I					1878
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni				684.782
<i>h</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 3} \\ \text{a 4} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel 4° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right.$				
<i>h</i> ₁					
<i>h</i> ₂					12.081
A N N I					
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni				
<i>l</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da 4} \\ \text{a 5} \\ \text{anni} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{entrati} \\ \text{nel 5° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente. . . .} \end{array} \right.$				
<i>l</i> ₁					
<i>l</i> ₂					
A N N I					
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni				

Tav. 3.

1876	1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885
1.083.721	1.029.037	1.012.475	1.064.153	957.900	1.081.125	1.061.094	1.071.452	1.130.741	1.125.970
220.134	214.142	207.407	220.149	215.567	207.838	218.271	212.784	210.269	218.198
148.971	140.277	137.521	149.181	138.587	144.031	144.604	142.315	142.673	145.260
73.865	69.886	70.968	76.980	63.807	73.667	70.469	67.596	72.938	74.261
1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886
860.885	818.874	803.986	837.992	755.506	863.427	846.021	861.541	915.130	906.449
92.152	95.265	88.879	96.575	86.031	88.834	89.768	82.247	90.685	96.313
56.595	56.010	52.935	58.901	49.459	56.105	53.421	49.706	55.716	57.567
39.255	35.944	37.674	36.572	32.729	36.347	32.541	34.969	38.746	36.835
1878	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887
765.035	726.920	713.377	742.519	673.318	770.975	760.059	776.866	820.668	812.047
40.749	40.286	41.144	38.627	37.359	39.659	38.653	39.076	44.566	43.561
20.945	19.628	20.379	19.700	17.767	21.170	19.189	19.752	22.894	21.665
20.658	20.765	18.927	19.592	18.489	19.464	19.324	21.672	21.896	19.448
1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888
723.432	686.527	674.071	703.227	637.062	730.341	721.546	735.442	775.878	770.934
24.843	24.355	22.783	22.345	21.927	21.513	22.095	25.144	25.914	23.230
12.762	11.859	11.287	11.409	10.422	11.490	10.981	12.692	13.304	11.578
12.496	11.496	10.936	11.505	10.023	11.114	12.452	12.610	11.652	10.084
1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889
698.174	663.172	651.848	680.313	616.617	707.737	698.113	710.140	750.922	749.272
	16.573	15.228	16.088	14.958	14.650	17.964	17.432	16.485	14.229
	8.073	7.548	8.216	7.112	7.829	8.921	8.790	8.473	7.107
8.500	7.680	7.872	7.846	6.821	9.043	8.642	8.012	7.122	6.811
	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889	1890
	647.419	636.428	664.251	602.684	690.865	680.550	693.338	735.327	735.354

MASCHI E FEMMINE IN COMPLESSO

A N N I		1886	1887	1888	1889
<i>a</i>	Nati vivi	1.086.960	1.152.906	1.119.563	1.149.197
<i>b</i>	Morti in complesso	217.636	223.483	223.729	211.990
<i>b</i> ₁	da 0 a 1 } nati { nello stesso anno della morte	143.375	151.885	147.687	142.552
<i>b</i> ₂	anno { nell'anno precedente.	71.598	76.042	69.438	74.482
A N N I		1887	1888	1889	1890
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	871.987	924.979	902.438	932.163
<i>d</i>	Morti in complesso	89.988	89.982	84.974	86.002
<i>d</i> ₁	da 1 a 2 } entrati { nello stesso anno della morte	53.153	55.255	50.480	52.268
<i>d</i> ₂	anni { nel 2° anno di età { nell'anno precedente.	34.727	34.494	33.734	36.862
A N N I		1888	1889	1890	1891
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	784.107	835.230	818.224	843.033
<i>f</i>	Morti in complesso	38.227	37.307	37.211	39.718
<i>f</i> ₁	da 2 a 3 } entrati { nello stesso anno della morte	18.779	19.242	18.414	20.156
<i>f</i> ₂	anni { nel 3° anno di età { nell'anno precedente.	18.065	18.797	19.562	18.491
A N N I		1889	1890	1891	1892
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	747.263	797.191	780.248	804.386
<i>h</i>	Morti in complesso	19.858	20.958	22.420	21.186
<i>h</i> ₁	da 3 a 4 } entrati { nello stesso anno della morte	9.774	10.818	11.090	10.754
<i>h</i> ₂	anni { nel 4° anno di età { nell'anno precedente.	10.140	11.330	10.432	10.776
A N N I		1890	1891	1892	1893
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	727.349	775.043	758.726	782.856
<i>l</i>	Morti in complesso	13.423	14.846	14.496	15.044
<i>l</i> ₁	da 4 a 5 } entrati { nello stesso anno della morte	6.612	7.659	7.171	7.640
<i>l</i> ₂	anni { nel 5° anno di età { nell'anno precedente.	7.187	7.325	7.404	6.917
A N N I		1891	1892	1893	1894
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	713.550	760.059	744.151	768.299

Segue: Tav. 3.

1890	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899
1.083.103	1.132.139	1.110.573	1.126.296	1.102.935	1.092.102	1.095.505	1.101.848	1.070.074	1.088.558
214.878	208.327	206.973	202.113	204.980	205.505	194.621	180.971	183.678	168.426
140.396	140.919	137.095	135.372	135.695	136.552	129.882	120.879	121.252	112.923
67.408	69.878	66.741	69.285	68.953	64.739	60.092	62.426	55.503	62.828
1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900
875.299	921.342	906.737	921.639	898.287	890.811	905.531	918.543	893.319	912.807
88.781	81.673	80.899	78.319	81.741	77.140	68.190	73.178	66.089	73.304
51.919	50.003	48.229	47.297	48.540	46.129	41.182	44.157	39.211	44.361
31.670	32.670	31.022	33.201	31.011	27.008	29.021	26.878	28.943	26.448
1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901
791.710	838.669	827.486	841.141	818.736	817.674	835.328	847.508	825.165	841.998
35.857	35.442	33.474	36.351	34.002	29.095	30.562	28.838	31.687	27.128
17.366	18.231	16.625	18.324	16.772	14.538	15.444	14.523	15.632	13.701
17.211	16.849	18.027	17.230	14.557	15.118	14.315	16.055	13.427	15.222
1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902
757.133	803.589	792.834	805.587	787.407	788.018	805.569	816.930	796.106	813.075
20.919	19.575	19.305	18.505	15.844	16.106	15.730	16.823	14.470	15.931
10.143	10.079	9.587	9.326	7.832	8.056	7.952	8.470	7.142	8.049
9.496	9.718	9.179	8.012	8.050	7.778	8.353	7.328	7.882	7.457
1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903
737.494	783.792	774.068	788.249	771.525	772.184	789.264	801.132	781.082	797.569
13.434	13.095	12.274	11.026	10.976	10.964	10.939	9.793	10.338	10.091
6.517	6.747	6.099	5.563	5.429	5.484	5.529	4.933	5.103	5.098
6.348	6.175	5.463	5.547	5.480	5.410	4.860	5.235	4.993	4.639
1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904
724.629	770.870	762.506	777.139	760.616	761.290	778.875	790.964	770.986	787.832

MASCHI E FEMMINE IN COMPLESSO

A N N I		1900	1901	1902	1903
<i>a</i>	Nati vivi	1.067.376	1.057.763	1.093.074	1.042.090
<i>b</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \dots \dots \dots \\ \text{da } 0 \\ \text{a } 1 \\ \text{anno} \end{array} \right\}$ nati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente} \dots \dots \end{array} \right\}$	186.039	176.094	188.122	179.330
<i>b</i> ₁		123.211	117.041	126.780	117.635
<i>b</i> ₂		59.053	61.342	61.695	56.797
A N N I		1901	1902	1903	1904
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	885.112	879.380	904.599	867.658
<i>d</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \dots \dots \dots \\ \text{da } 1 \\ \text{a } 2 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel 2° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	64.916	69.882	68.403	62.963
<i>d</i> ₁		38.468	41.820	41.505	37.145
<i>d</i> ₂		28.062	26.898	25.818	26.103
A N N I		1902	1903	1904	1905
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	818.582	810.662	837.276	804.410
<i>f</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \dots \dots \dots \\ \text{da } 2 \\ \text{a } 3 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel 3° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	30.021	26.542	25.358	25.517
<i>f</i> ₁		14.799	13.206	12.884	12.503
<i>f</i> ₂		13.336	12.474	13.014	12.677
A N N I		1903	1904	1905	1906
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	790.447	784.982	811.378	779.230
<i>h</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \dots \dots \dots \\ \text{da } 3 \\ \text{a } 4 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel 4° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	14.706	13.175	13.407	13.838
<i>h</i> ₁		7.249	6.565	6.814	6.779
<i>h</i> ₂		6.610	6.593	7.059	6.469
A N N I		1904	1905	1906	1907
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	776.588	771.824	797.505	765.982
<i>l</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \dots \dots \dots \\ \text{da } 4 \\ \text{a } 5 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel 5° anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	9.156	8.739	9.025	8.945
<i>l</i> ₁		4.517	4.356	4.586	4.382
<i>l</i> ₂		4.383	4.439	4.563	5.519
A N N I		1905	1906	1907	1908
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	767.688	763.029	788.356	756.081

Segue: Tav. 3.

1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913
1.085.431	1.084.518	1.070.978	1.062.333	1.138.813	1.115.831	1.144.410	1.093.545	1.133.985	1.122.482
175.114	180.429	172.540	165.899	171.068	175.905	160.477	171.677	145.241	155.290
118.317	120.252	114.544	110.300	116.657	116.470	107.883	112.704	97.992	103.174
60.177	57.996	55.599	54.411	59.435	52.594	58.973	47.249	52.116	48.674
1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914
906.937	906.270	900.835	897.622	962.721	946.767	977.554	933.592	983.877	970.634
67.029	66.085	60.159	59.802	64.404	60.027	65.360	51.890	56.922	51.061
40.926	39.639	36.009	35.830	39.717	35.775	39.716	30.558	34.866	30.470
26.446	24.150	23.972	24.687	24.252	25.644	21.332	22.056	20.591	25.524
1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915
839.565	842.481	840.854	837.105	898.752	885.348	916.506	880.978	928.420	914.640
25.909	24.687	26.719	26.168	25.301	26.027	22.169	23.098	19.627	25.371
13.232	12.365	13.347	13.055	13.100	12.916	11.276	11.321	10.071	12.591
12.322	13.372	13.113	12.201	13.111	10.893	11.777	9.556	12.780	14.375
1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916
814.011	816.744	814.394	811.849	872.541	861.539	893.453	860.101	905.569	887.674
13.226	15.736	14.505	13.407	13.785	12.510	12.973	10.897	12.954	16.017
6.757	7.881	7.242	6.693	7.141	6.215	6.604	5.345	6.644	7.929
7.855	7.263	6.714	6.644	6.295	6.369	5.552	6.310	8.088	6.900
1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917
799.399	801.600	800.438	798.512	859.105	848.955	881.297	848.446	890.837	872.845
11.278	9.652	8.894	9.041	8.150	8.532	7.536	8.619	10.313	9.796
5.759	4.833	4.444	4.515	4.224	4.241	3.838	4.228	5.282	4.848
4.819	4.450	4.526	3.926	4.291	3.698	4.391	5.031	4.948	12.674
1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918
788.821	792.317	791.468	790.071	850.590	841.016	873.068	839.187	880.607	855.323

MASCHI E FEMMINE IN COMPLESSO

A N N I		1914	1915	1916	1917
<i>a</i>	Nati vivi	1.114.091	1.109.183	881.626	713.732
<i>b</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 0 \\ \text{a } 1 \\ \text{anno} \end{array} \right\}$ nati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nell'anno precedente.} \end{array} \right.$	145.294	169.475	146.932	113.574
<i>b</i> ₁		96.620	112.817	90.195	70.211
<i>b</i> ₂		56.658	56.737	43.363	45.216
A N N I		1915	1916	1917	1918
$c = a - b_1 - b_2$	Superstiti a 1 anno	960.813	939.629	748.068	598.305
<i>d</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 1 \\ \text{a } 2 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel } 2^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	63.423	68.197	52.321	70.665
<i>d</i> ₁		37.899	40.552	28.476	38.540
<i>d</i> ₂		27.645	23.845	32.125	14.608
A N N I		1916	1917	1918	1919
$e = c - d_1 - d_2$	Superstiti a 2 anni	895.269	875.232	687.467	545.157
<i>f</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 2 \\ \text{a } 3 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel } 3^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	28.446	23.932	46.600	17.533
<i>f</i> ₁		14.071	11.831	20.500	7.754
<i>f</i> ₂		12.101	26.100	9.779	7.759
A N N I		1917	1918	1919	1920
$g = e - f_1 - f_2$	Superstiti a 3 anni	869.097	837.301	657.188	529.644
<i>h</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 3 \\ \text{a } 4 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel } 4^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	13.655	33.307	12.660	9.334
<i>h</i> ₁		6.755	16.343	5.567	4.165
<i>h</i> ₂		16.964	7.093	5.169	3.347
A N N I		1918	1919	1920	1921
$i = g - h_1 - h_2$	Superstiti a 4 anni	845.378	813.865	646.452	522.132
<i>l</i>	Morti $\left\{ \begin{array}{l} \text{in complesso} \\ \text{da } 4 \\ \text{a } 5 \\ \text{anni} \end{array} \right\}$ entrati $\left\{ \begin{array}{l} \text{nello stesso anno della morte} \\ \text{nel } 5^{\circ} \text{ anno} \\ \text{di età} \end{array} \right\}$ nell'anno precedente.	24.950	10.686	8.283	4.843
<i>l</i> ₁		12.276	5.242	3.667	2.164
<i>l</i> ₂		5.444	4.616	2.679	2.103
A N N I		1919	1920	1921	1922
$m = i - l_1 - l_2$	Superstiti a 5 anni	827.658	804.007	640.106	517.865

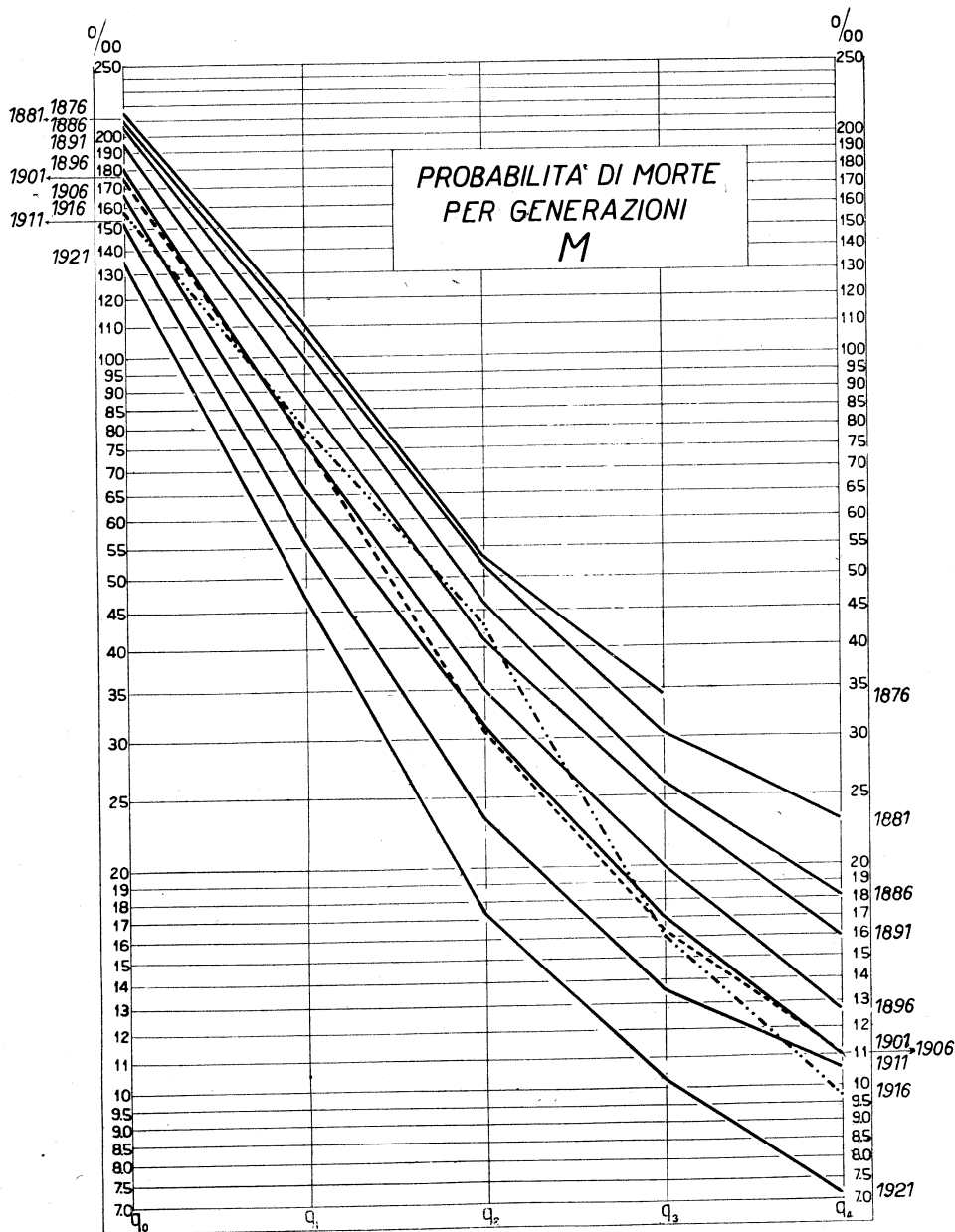
Segue: Tav. 3.

1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927
655.353	770.620	1.158.041	1.118.344	1.127.444	1.107.505	1.081.088	1.067.134	1.053.697	1.053.729
128.251	100.692	147.411	146.184	144.002	142.198	136.790	127.397	132.795	126.230
83.035	70.651	110.609	96.316	96.260	94.233	90.457	84.563	88.155	84.154
30.041	36.802	49.868	47.742	47.965	46.333	42.834	44.640	42.076	
1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	
542.277	663.167	997.564	974.286	983.219	966.939	947.797	937.931	923.466	
34.468	35.241	48.820	43.546	48.787	43.637	47.554	49.032	41.799	
19.860	22.808	33.828	25.880	29.379	26.007	28.304	29.296	24.923	
12.433	14.992	17.666	19.408	17.630	19.250	19.736	16.876		
1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927		
509.984	625.367	946.070	928.998	936.210	921.682	899.757	891.759		
15.018	12.527	18.159	16.756	15.776	18.419	18.854	15.252		
7.259	6.900	10.932	8.302	7.918	9.137	9.314	7.592		
5.627	7.227	8.454	7.858	9.282	9.540	7.660			
1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927			
497.098	611.240	926.684	912.838	919.010	903.005	882.783			
6.489	6.621	9.310	9.088	9.865	9.707	8.475			
3.142	3.651	5.610	4.510	4.949	4.811	4.190			
2.970	3.700	4.578	4.916	4.896	4.285				
1922	1923	1924	1925	1926	1927				
490.986	603.889	916.496	903.412	909.165	893.909				
4.081	4.167	6.155	6.510	6.558	5.594				
1.978	2.298	3.710	3.232	3.289	2.773				
1.869	2.445	3.278	3.269	2.821					
1923	1924	1925	1926	1927					
487.139	599.146	909.508	896.911	903.055					

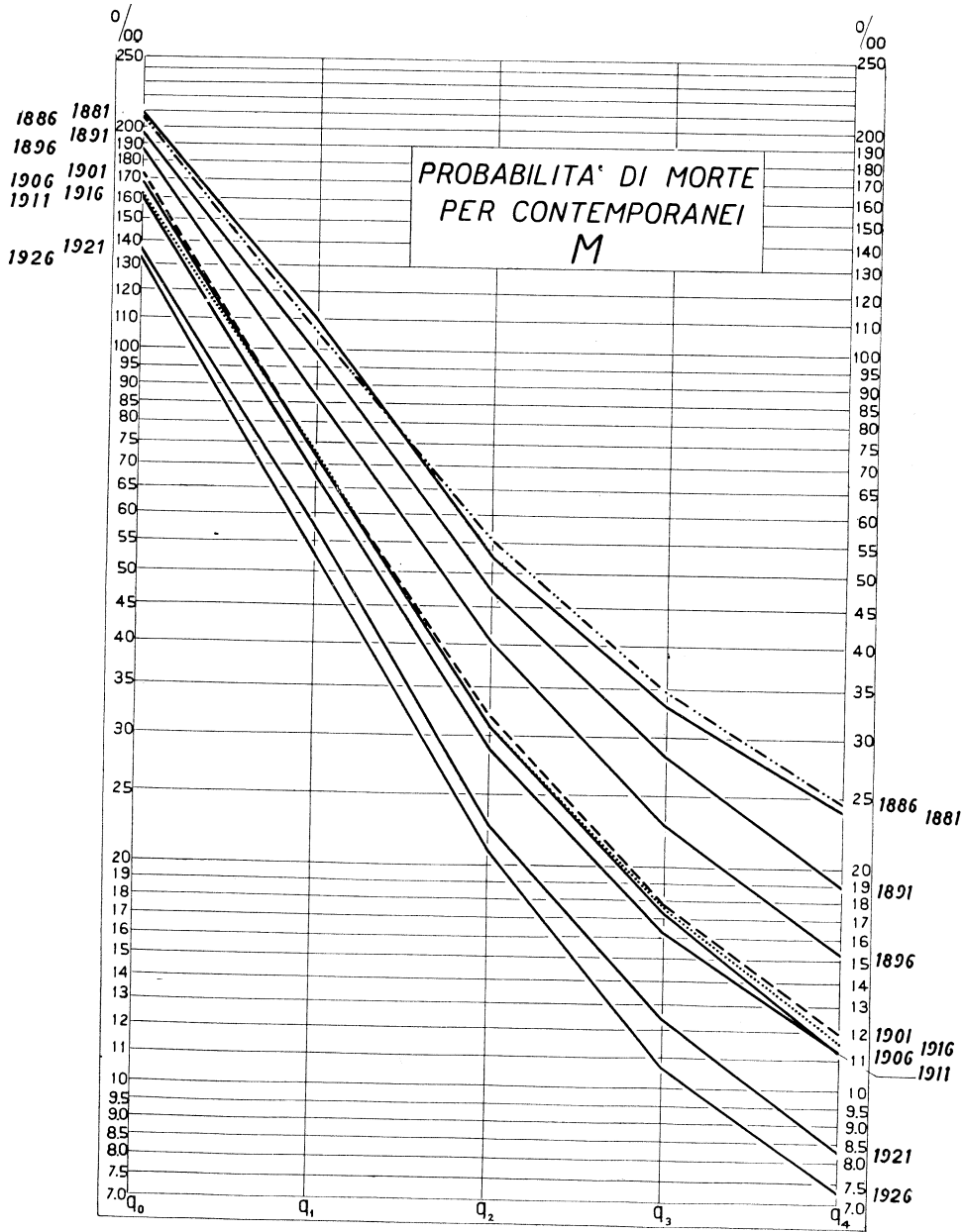
PROBABILITÀ DI MORTE (IN MILLESIMI) A CIASCUNA ETÀ DA 0 A 4 ANNI.
CALCOLATE IN BASE ALLE MORTI OSSERVATE NEGLI ANNI CONTROIN-
DICATI.

ANNO di osservazione delle morti	q ₀			q ₁			q ₂			q ₃			q ₄			ANNO di osservazione delle morti
	M	F	MF	M	F	MF	M	F	MF	M	F	MF	M	F	MF	
1873	219.87	202.78	211.59													1873
1874	230.08	211.62	221.14													1874
1875	231.67	210.69	221.51	115.43	113.42	114.45										1875
1876	216.21	195.54	206.19	108.68	106.58	107.65										1876
1877	214.69	193.62	204.48	110.13	108.98	109.57	51.82	52.00	51.90							1877
1878	213.23	193.65	203.74	114.35	113.64	114.00	54.20	55.32	54.76							1878
1879	219.40	200.57	210.28	109.15	110.34	109.73	52.96	55.10	54.00	35.02	35.56	35.28				1879
1880	226.87	206.53	217.02	117.52	116.77	117.15	56.70	57.58	57.14	33.83	35.28	34.54				1880
1881	209.40	189.66	199.83	109.33	108.88	109.10	52.50	53.64	53.06	33.07	33.92	33.49	24.00	24.72	24.34	1881
1882	215.30	192.88	204.42	109.07	107.50	108.30	53.00	52.54	52.78	32.22	32.68	32.44	23.07	23.25	23.16	1882
1883	209.07	188.81	199.23	105.63	104.84	105.24	54.48	55.36	54.92	32.21	33.25	32.72	23.51	24.82	24.16	1883
1884	198.84	179.12	189.27	96.02	96.30	96.15	49.72	51.29	50.50	31.18	31.76	31.46	22.50	23.66	23.06	1884
1885	202.72	183.75	193.51	100.54	102.43	101.47	50.61	51.10	50.85	29.77	31.12	30.44	21.62	22.64	22.12	1885
1886	207.53	187.59	197.85	105.53	106.18	105.85	55.24	56.36	55.80	34.51	34.52	34.52	24.51	26.64	25.56	1886
1887	206.32	188.38	197.61	100.85	102.35	101.60	52.76	53.98	53.36	34.05	34.54	34.30	24.10	25.44	24.76	1887
1888	207.78	187.40	197.87	99.46	99.67	99.57	47.45	48.36	47.90	29.50	30.60	30.04	22.13	23.02	22.56	1888
1889	194.64	177.00	186.06	92.58	93.90	93.23	45.30	46.88	46.08	25.71	26.64	26.16	18.48	19.48	18.96	1889
1890	204.06	184.26	194.43	92.48	94.45	93.45	44.07	45.98	45.01	26.35	27.96	27.14	17.41	18.98	18.18	1890
1891	196.00	176.88	186.71	98.72	99.00	98.86	47.02	48.64	47.82	28.07	28.80	28.42	18.94	20.62	19.76	1891
1892	194.61	175.19	185.17	89.45	91.48	90.45	42.98	44.78	43.86	26.42	27.08	26.74	18.50	19.32	18.90	1892
1893	188.85	171.24	180.29	88.11	89.20	88.65	42.66	44.32	43.48	26.40	27.20	26.80	18.68	20.38	19.52	1893
1894	194.40	174.13	184.55	84.69	86.40	85.53	39.79	40.58	40.18	24.72	25.46	25.08	17.11	18.26	17.68	1894
1895	198.81	175.65	187.56	88.70	91.47	90.06	42.90	44.26	43.57	23.76	24.62	24.18	16.69	17.76	17.22	1895
1896	186.65	168.52	177.84	86.30	86.30	86.30	40.24	41.72	40.97	22.70	23.62	23.16	15.29	16.24	15.76	1896
1897	172.58	156.07	164.56	75.49	76.12	75.80	34.88	36.26	35.56	19.49	20.30	19.90	13.76	14.48	14.12	1897
1898	179.09	160.32	169.97	79.50	80.77	80.12	36.52	37.44	36.98	20.15	20.76	20.44	13.79	14.37	14.08	1898
1899	162.88	147.93	155.61	72.28	74.06	73.15	33.85	34.72	34.28	19.62	19.88	19.74	13.71	14.72	14.20	1899
1900	181.89	163.94	173.15	80.32	81.70	81.00	37.02	38.78	37.88	20.41	21.08	20.74	13.34	14.70	14.02	1900
1901	173.65	157.86	165.98	71.75	73.13	72.43	31.94	33.17	32.54	17.74	18.14	17.94	11.98	12.66	12.32	1901
1902	182.01	165.48	173.97	78.50	80.05	79.26	35.60	36.74	36.16	19.31	20.30	19.80	12.43	13.74	13.06	1902
1903	177.23	160.97	169.32	75.88	77.08	76.47	31.84	33.34	32.58	18.15	18.54	18.34	12.44	13.14	12.78	1903
1904	171.03	155.56	163.50	70.53	72.20	71.35	29.88	31.71	30.78	16.42	17.04	16.72	11.21	12.07	11.64	1904
1905	174.02	158.19	166.32	74.28	76.17	75.21	30.44	31.76	31.08	16.29	17.32	16.80	10.95	11.64	11.28	1905
1906	168.27	152.14	160.43	71.97	73.86	72.90	30.96	32.10	31.52	17.28	17.52	17.40	11.17	11.84	11.50	1906
1907	163.05	148.02	155.74	66.49	66.75	66.62	28.76	29.96	29.36	16.50	16.71	16.60	10.95	11.96	11.44	1907
1908	161.76	145.10	153.66	66.27	66.80	66.53	31.61	31.88	31.74	19.15	19.46	19.30	14.21	14.62	14.41	1908
1909	164.75	147.97	156.57	68.62	68.90	68.75	31.04	31.34	31.19	17.81	17.76	17.78	11.74	12.38	12.06	1909
1910	147.90	134.58	141.40	63.28	62.67	62.98	28.88	29.44	29.16	16.31	16.68	16.48	10.89	11.32	11.10	1910
1911	160.61	148.26	154.59	67.41	68.03	67.72	28.80	29.58	29.18	16.18	16.56	16.36	11.19	11.44	11.30	1911
1912	136.89	121.95	129.62	54.48	54.62	54.55	24.42	24.79	24.60	14.43	14.42	14.42	9.76	9.91	9.84	1912
1913	145.38	129.99	137.88	58.66	59.49	59.06	25.44	25.96	25.70	14.72	14.85	14.78	10.13	9.84	9.99	1913
1914	136.94	122.90	130.09	52.72	51.90	52.32	21.38	22.02	21.70	12.57	12.28	12.42	8.41	9.02	8.71	1914
1915	159.42	145.36	152.57	65.47	66.02	65.74	27.44	27.64	27.54	14.56	14.78	14.68	9.63	10.31	9.96	1915
1916	161.17	145.34	153.46	72.19	71.66	71.93	30.90	31.98	31.44	17.59	18.14	17.86	11.54	12.19	11.86	1916
1917	153.61	141.15	147.56	63.27	63.63	63.45	26.86	27.22	27.04	15.71	15.37	15.54	11.01	11.22	11.10	1917
1918	197.03	182.68	190.05	107.27	107.46	107.36	58.00	61.34	59.64	37.00	41.14	39.04	26.89	31.27	29.04	1918
1919	143.46	131.24	137.52	61.48	60.58	61.04	28.38	28.52	28.44	16.54	17.36	16.94	12.37	13.42	12.88	1919
1920	149.37	136.81	143.27	57.39	57.25	57.32	28.62	28.30	28.46	15.66	15.80	15.73	11.17	11.52	11.34	1920
1921	136.08	121.90	129.18	57.60	55.38	56.52	22.64	21.47	22.06	12.46	12.83	12.64	8.32	8.26	8.28	1921
1922	135.14	120.63	128.07	45.32	43.19	44.27	23.66	22.54	23.12	12.17	11.72	11.94	8.19	7.92	8.06	1922
1923	133.60	121.36	127.63	50.19	49.40	49.80	18.04	17.70	17.88	12.11	12.10	12.10	7.42	7.81	7.62	1923
1924	132.87	117.75	125.51	44.01	45.67	44.83	16.72	17.12	16.92	9.83	9.94	9.88	7.92	8.28	8.10	1924
1925	124.80	112.62	118.86	50.34	49.18	49.77	20.16	19.48	19.82	10.78	10.76	10.78	6.96	7.36	7.16	1925
1926	132.55	118.09	125.49	52.70	51.40	52.05	20.84	20.56	20.70	10.65	10.66	10.66	7.30	7.18	7.24	1926
1927	126.07	113.19	119.79	44.90	45.07	44.98	17.10	16.95	17.02	9.60	9.38	9.50	6.11	6.30	6.20	1927

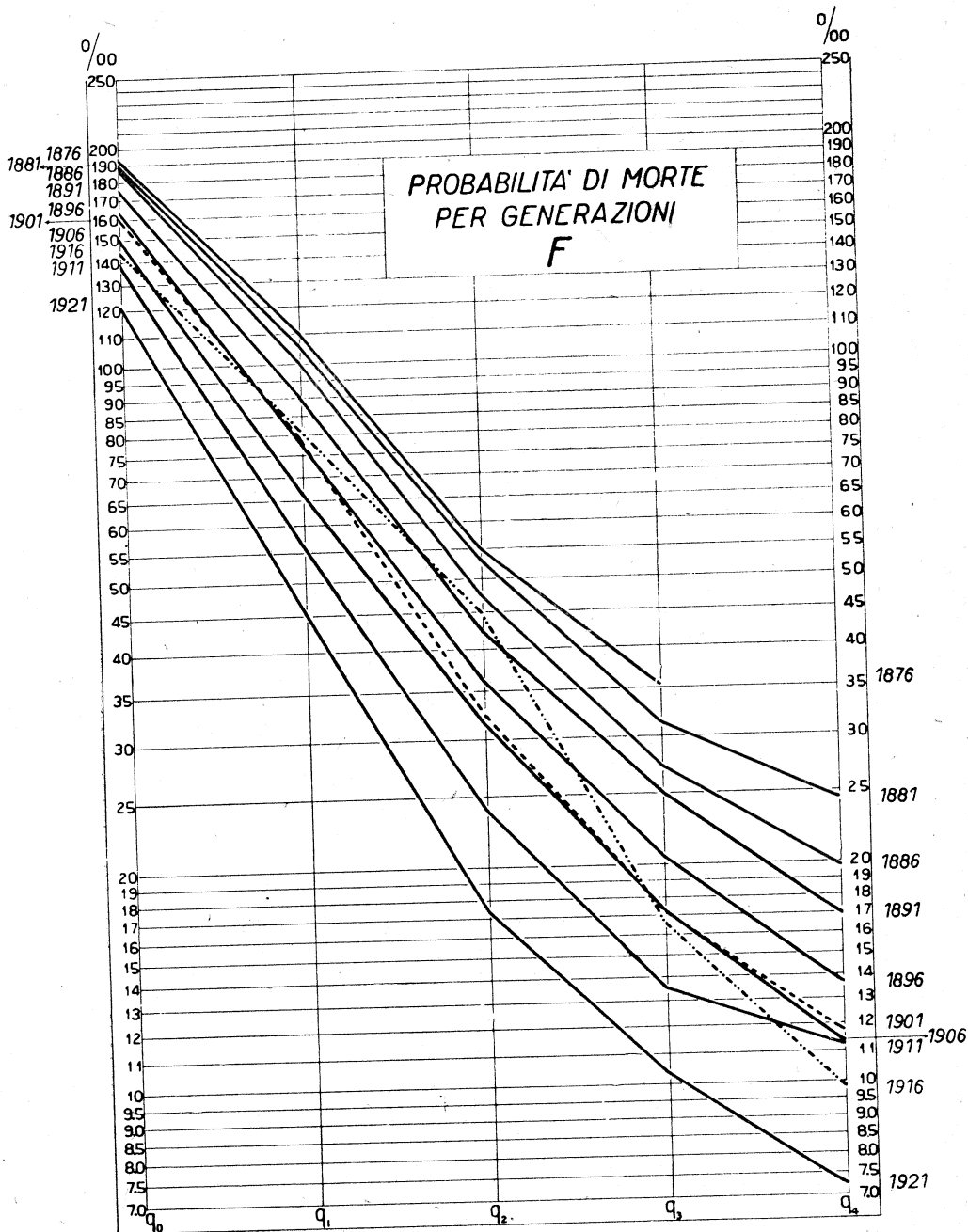
Tav. 6-a.



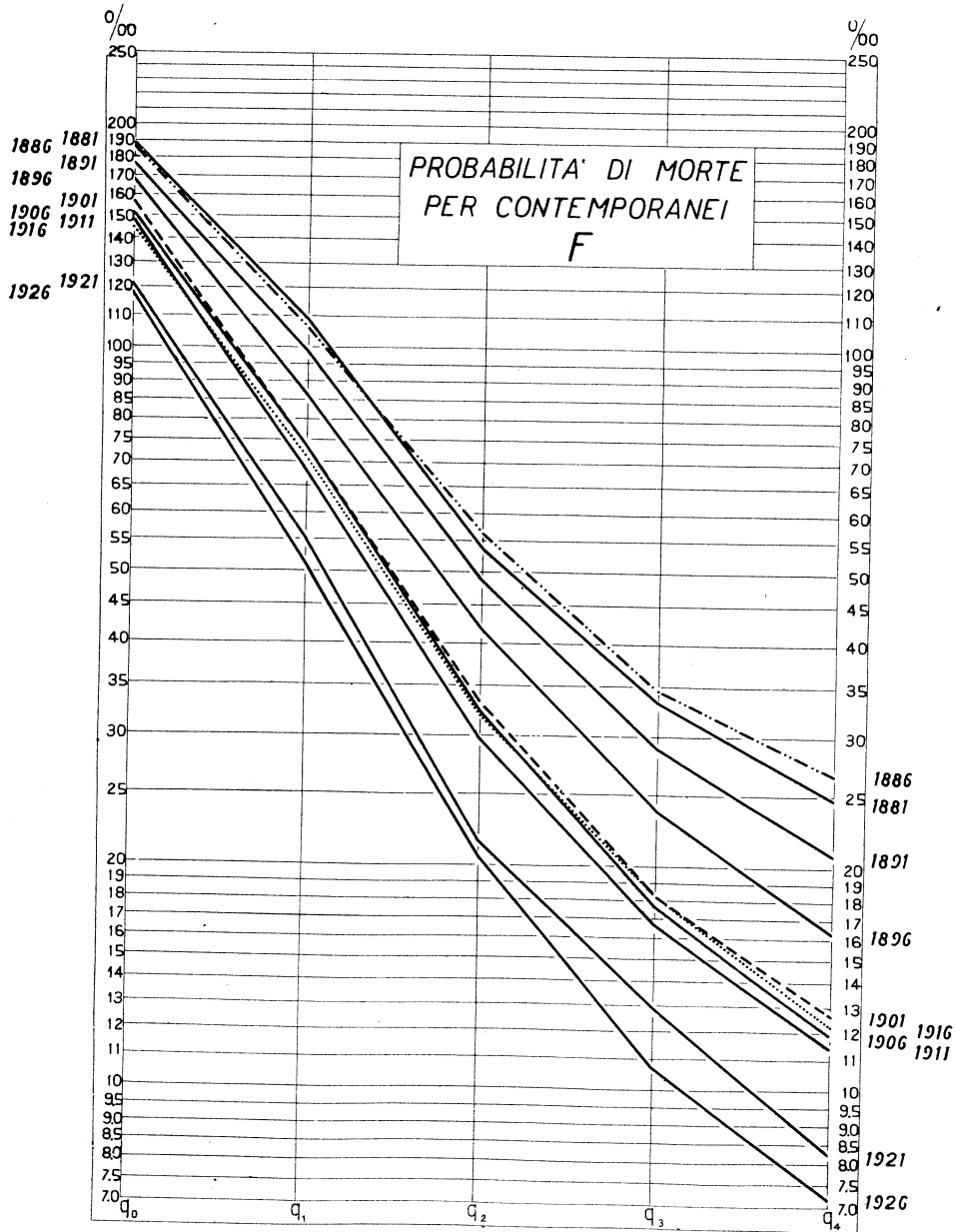
Tav. 6-b.



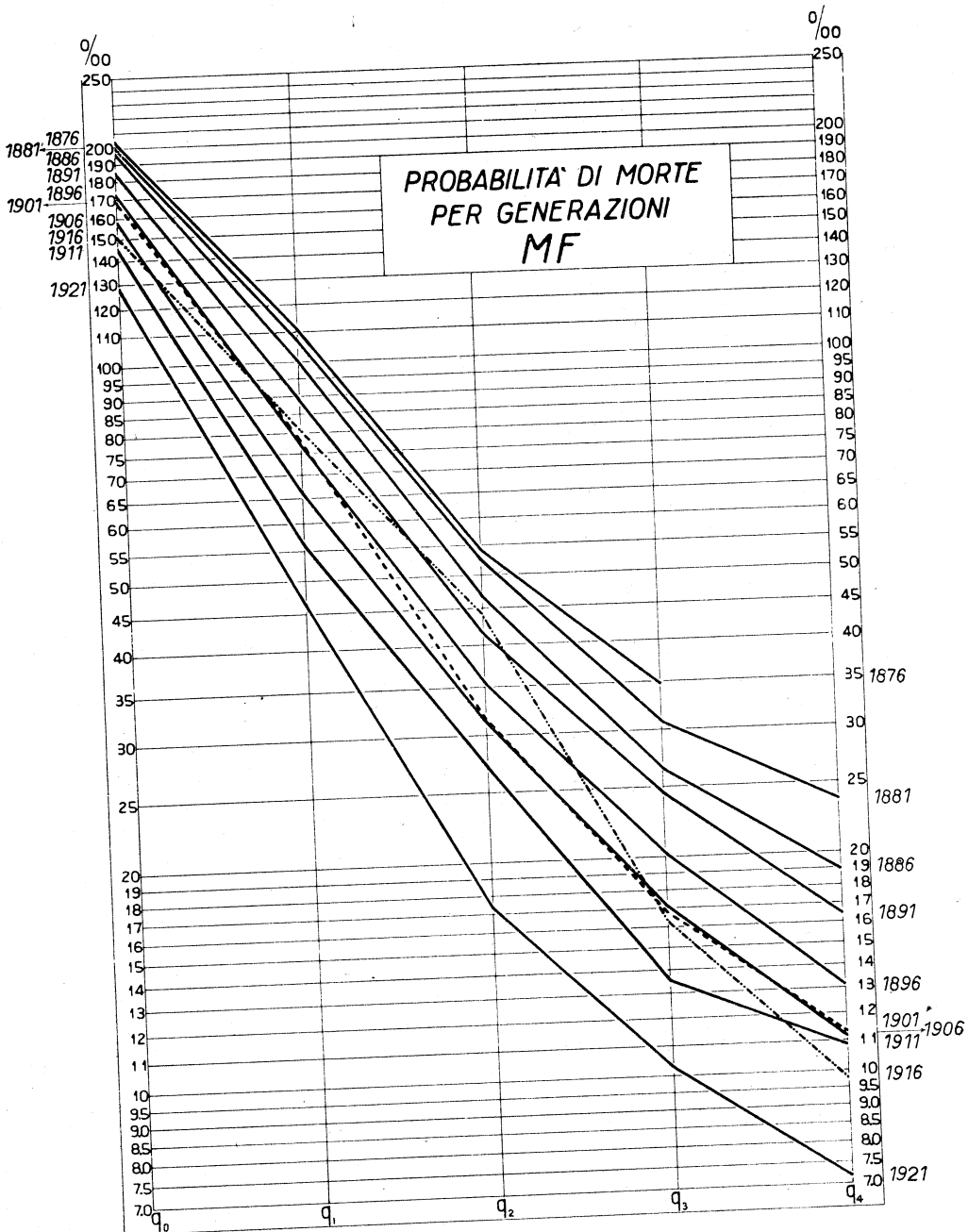
Tav. 7 a



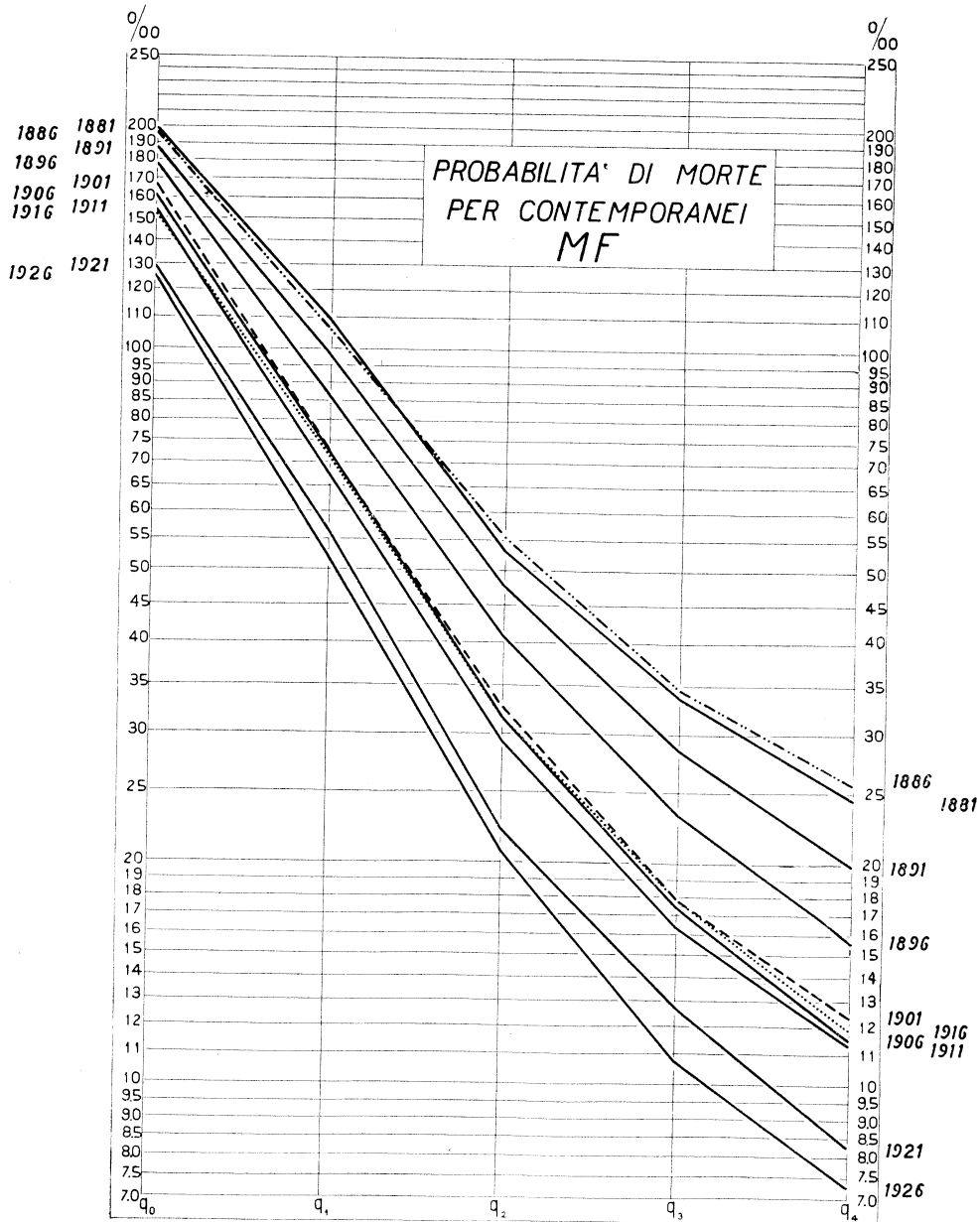
Tav. 7-b.

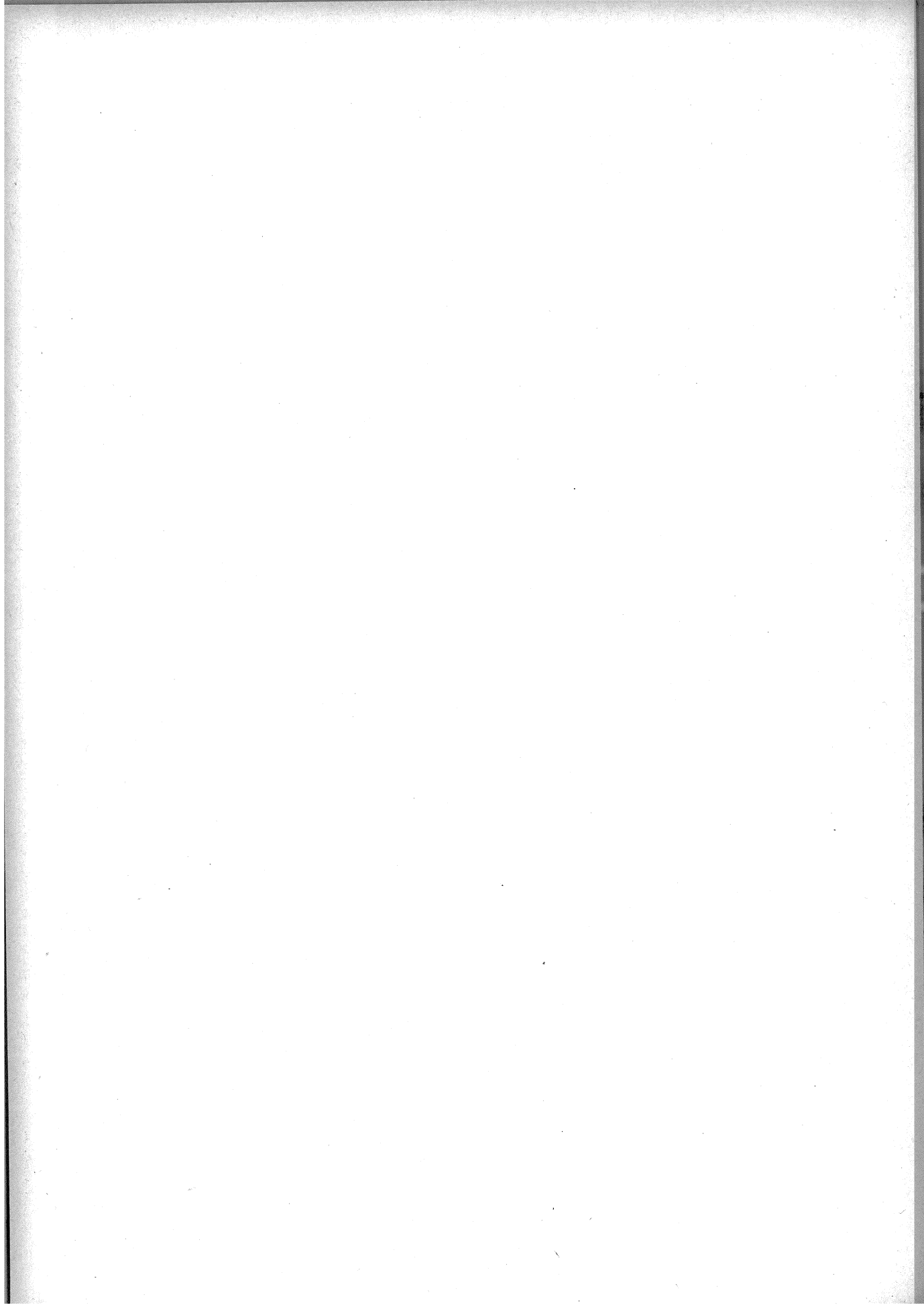


Tav. 8- a.



Tav. 8-b.





Alcune osservazioni sul VI censimento generale della popolazione italiana (1° dicembre 1921)

MOVENTE DELLA RICERCA E RISULTATI PRINCIPALI.

1. La costruzione delle tavole di mortalità relative alla popolazione italiana contenuta negli antichi confini, in base ai risultati del censimento 1 dicembre 1921 (riportati al 31 dicembre 1921) e al numero delle morti osservate nel biennio 1921-22 (1), ha dato occasione ad esaminare minutamente taluni di quei risultati, a constatarvi alcune inesattezze — tutt'altro che insolite, del resto, in tale genere di operazioni statistiche — ed a proporre le modificazioni che sembrerebbero necessarie per giungere a valori plausibilmente più conformi alla realtà. Non si deve, peraltro, tacere che l'indagine eseguita ha anche confermato la persuasione che il censimento in parola è stato, nel suo insieme, ben condotto : cosicchè le modificazioni che se ne propongono debbono considerarsi come un tentativo di miglioramento delle sue risultanze, piuttosto che vere e proprie correzioni. E affinchè non prenda forma il dubbio che le rilevate inesattezze affettino tutto il complesso del censimento, diciamo subito che due sole sono, a nostro avviso, le modificazioni che si manifestano opportune.

Di esse, una si riferisce all'ammontare delle classi di viventi in età di 0 anni e di 1 anno, che il censimento avrebbe fornito in misura indebitamente ridotta, così appunto come abitualmente accade.

L'altra modificazione riguarda la classe dei centenari, che comprendeva, secondo il censimento, 82 M e 174 F, e che venne poi ridotta, in seguito ad apposita indagine, a 13 M e 38 F (2).

(1) V. C. GINI, *Sulle tavole di mortalità della popolazione italiana*, « Atti dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni » Vol. I, pp. 111-141; *Le tavole di mortalità della popolazione italiana*, « Giornale dell'Istituto Ital. degli Attuari » 1930, V. anche : *Compendio Statistico 1929 - VIII* p. 305 e segg. Vedi pure : *Annuario Statistico Italiano 1929*, p. 41 e segg.

(2) *Censimento della Popolazione del Regno d'Italia al 1 dicembre 1921*, Vol. XIX (Relazione generale, p. 196).

L'opportunità di togliere da questa classe di 13 + 38 individui quelli entrati nel centesimo anno di vita ma non aventi 100 anni compiuti, e la necessità di includervi alcuni altri che erano stati compresi nelle classi precedenti, hanno portato a modificare lievemente l'ammontare della classe dei centenari: ciò che, del resto, si è verificato tutte le volte che siffatte classi, quali risultavano senz'altro dai censimenti, sono state sottoposte ad ulteriori controlli (1).

Altre osservazioni, alle quali si fu naturalmente condotti nel corso dei lavori per le tavole di mortalità, e segnatamente confronti fra alcune classi di censiti e le corrispondenti classi di viventi ottenute a calcolo, in base ai nati e al movimento della popolazione, per quanto degne di rilievo in sè — anche per i problemi non semplici che da esse sembrano scaturire — saranno qui di seguito accennate; ma non si ritengono di tale portata da suggerire ulteriori modificazioni al censimento, dopo quelle indicate.

I. — Esame intrinseco delle classi annuali e poliennali di censiti.

ESAME SOMMARIO DELLE DISTRIBUZIONI DEI CENSITI NEL CENSIMENTO 1921 E NEI TRE PRECEDENTI.

2. Un primo sommario esame dei dati fondamentali che si avevano a disposizione per la costruzione delle tavole di mortalità (classi annuali e poliennali di censiti e di morti) fu volto a ricercare se nelle classi stesse, e specialmente nella parte centrale della scala delle età, si manifestasse la nota tendenza all'arrotondamento delle età verso quelle indicate da un numero terminante con 5 o con 0, e specie verso queste ultime.

D'altronde, disponendosi, per la massima parte della scala delle età, di sole classi quinquennali, ed essendo, come si sa, assai maggiore

(1) Vedasi, per esempio, D. MICHAYKOFF, *Les centenaires en Bulgarie*, nella Rivista trimestrale della Direzione generale della Statistica bulgara, luglio-dicembre 1929. Trattasi di una inchiesta (fatta in seguito e a imitazione di quella italiana) nella quale vennero accertati 85 centenari maschi e 73 femmine, contro 814 e rispettivamente 942 che nel 1926 erano stati censiti come centenari.

l'attrazione delle età in 0 che non quella delle età in 5, si aveva solo la possibilità di esaminare se le classi quinquennali comprendenti una età in 0 mostrassero un indebito ingrossamento a scapito delle classi limitrofe. È appena il caso di ricordare che tale inconveniente, si manifestò con notevole intensità in occasione del censimento 1881 (1); ma esso andò, come si vedrà, scemando nei due successivi censimenti, cosicchè non sarebbe stato fuor di luogo presumere una sua totale scomparsa nel censimento 1921 (almeno dal punto di vista pratico). Tuttavia, allo scopo di dare una più solida base a tale presunzione, o di rigettarla come infondata, si ritenne opportuno esaminare la distribuzione dei censiti nel 1921, tanto in sè quanto in comparazione alle analoghe distribuzioni dei tre precedenti censimenti (2).

La Tav. 1 fornisce, separatamente pei M e per le F, la distribuzione di 100.000 censiti di età nota in classi, parte annuali e parte poliennali di età, in ciascuno dei censimenti 31 dicembre 1881, 10 febbraio 1901, 10 giugno 1911, 1 dicembre 1921 (3). La Tav. 1^a differisce dalla Tav. 1 soltanto per ciò che riguarda le classi poliennali di età, in quanto, per ciascun gruppo poliennale, contiene il valore medio di una corrispondente classe annuale. Per es. per l'intervallo di età 25-29, non conoscendosi il valore effettivo di ciascuna classe annuale, viene per queste dato il valore medio ottenuto dalla divisione della classe poliennale 25-29 per il numero 5 degli anni che essa comprende. La Tavola grafica 2 traduce la 1^a, e si presta assai meglio di questa a un sommario esame della regolarità di andamento delle classi censite, in ciascuno dei quattro censimenti considerati.

Per il censimento 1881 è evidente a prima vista, tanto pei M che per le F, un ingrossamento delle classi 30-34, 50-54, 60-64, 70-74,

(1) V., a questo proposito, R. BENINI: *Principi di Statistica metodologica*, pag. 82; ed anche C. GINI: *Sulle tavole di mortalità* ecc. già citato; estratto p. 31.

(2) Si è omessa la considerazione dei censimenti 31 dicembre 1861 e 31 dicembre 1871, dei quali il primo non comparabile ai successivi per la diversità del territorio al quale venne esteso, ed il secondo, verosimilmente, poco esatto, almeno per alcune Regioni del Regno, allora di recente annessione.

(3) Ammettere che la stessa tabella rappresenti la distribuzione dei censiti per età, comprendendo in essi anche i censiti di età ignota, significa, evidentemente, ammettere che *questi ultimi siano distribuiti proporzionalmente fra le diverse classi di età nota*: criterio che si è appunto adottato per la costruzione delle tavole di mortalità.

cioè delle classi contenenti le età rotonde 30, 50, 60, 70, a scapito delle classi limitrofe. La classe 50-54 pei maschi e le classi 50-54, 60-64 per le femmine superano addirittura le classi che immediatamente le precedono (benchè sia verosimile che l'osservato ingrossamento vada prevalentemente a scapito delle classi successive e non delle precedenti) (1).

Per il censimento 1901 appare, benchè meno spiccatamente che per il 1881, un ingrossamento nelle classi 50-54 e 60-64 pei M, e nelle classi 15-20, 40-44, 50-54, 60-64 per le F.

Anche il censimento 1911 non sembra esente da lievi irregolarità analoghe, in quanto pare di scorgere un certo addensamento nelle classi 50-54 e 60-64 pei M, e nelle classi 15-20 e 60-64 per le F.

Finalmente la distribuzione per classi d'età fornita dal censimento 1921, appare senza dubbio più regolare di tutte le altre (se si eccettuano, naturalmente, le classi annuali dai 3 ai 6 anni di età), benchè non si possa escludere che, in lievissima misura, si sia anche in esso verificato un indebito afflusso verso le classi 60-64, 70-74 pei M e 30-34, 60-64 per le F, ciò che potrebbe riflettersi nel fatto che le curve continue ottenute per trasformazione degli istogrammi dei censiti M e dei censiti F, in modo da conservare (per ciascun elemento dell'istogramma) l'area racchiusa con l'asse delle ordinate e con le ascisse estreme, mostrano delle gobbe in corrispondenza ai detti intervalli di età (2).

(1) La constatazione delle denunce preferenziali per certe età (età pari, età in 0, età in 5, età in 8, etc.) riesce assai più facile quando la distribuzione dei censiti venga data per classi annuali. Se, per esempio, si esaminano i diagrammi rappresentativi di tali distribuzioni per il censimento americano 1920 (*Fourteenth Census of the United States taken in the Year 1920*, Volume II, p. 151) e per i censimenti inglesi 1911 e 1921 (*Census of England and Wales 1921, General Report*, p. 64) si rileva, fra altro, che le classi d'età 30, 40, 50, 60 danno luogo a dei massimi relativi cui seguono degli avallamenti più profondi di quelli che li precedono: indizio, appunto, che l'ingrossamento di quelle classi va a scapito della classe successiva piuttosto che della precedente. Si può anche osservare la distribuzione per singoli anni di età dei censiti nel Comune di Venezia nel 1921 (*Il Censimento Generale del 1° dicembre 1921 della popolazione di Venezia*, di R. GALLO) Tav. 11, p. 15 e segg. In tale distribuzione riesce spesso evidente l'attrazione delle età pari, per 0 e per 5.

(2) Tali curve sono state tracciate, sia relativamente al censimento 1921 che al censimento 1911, nella Tav. grafica III a pag. 50 dell'*Annuario Statistico Italiano 1929*; ed esse mostrano appunto le sinuosità imputabili forse agli accennati addensamenti, con maggiore evidenza per il 1911, e appena avvertibili per il 1921.

UN CRITERIO PER AVERE INDIZIO DELL'ATTRAZIONE
DELLE ETÀ PER 0.

3. La Tav. 1^a può, anche in altro modo, attraverso una elementare elaborazione, servire a dare un indizio degli addensamenti di censiti nelle età per 0.

Consideriamo, anzitutto, per esemplificare, le tre classi di censiti maschi, al 1° dicembre 1921, nei vecchi confini e negli intervalli di età 30-34, 35-39, 40-44; e mettiamole a paragone con le classi di nati da cui provengono. Non sarà di pregiudizio supporre che il censimento sia stato fatto anzichè il 1° dicembre, a fine d'anno, cosicchè si potrà pensare che, molto approssimativamente, i censiti in età 30-34 provengano dai nati nel quinquennio 1887-1891, etc. Si avranno così le seguenti classi corrispondenti di nati e di censiti :

Anni	Nati maschi	Età	Censiti maschi a fine 1921
1887-1891	2.897.693	30-34	1.178.183
1882-1886	2.818.049	35-39	1.068.073
1877-1881	2.651.391	40-44	1.000.333

a) La prima idea che si presenta, al fine di stabilire se le tre classi quinquennali di censiti siano corrette, è quella di paragonarle con le analoghe ottenute a calcolo dalle corrispondenti classi dei nati, mediante una tavola di sopravvivenza.

Ma una prima difficoltà pratica che si incontra, nell'attuazione di questo proposito, è quella di non potere tener conto adeguatamente del deficit migratorio, rispetto al quale si potrà, tutto al più, presumere che esso abbia più gravemente colpito le classi più anziane.

Un'altra più grave difficoltà riguarda la tavola di mortalità e di sopravvivenza da usarsi nel calcolo. Difatti bisognerebbe, a rigore, impiegare una tavola di mortalità costruita per le generazioni di nati fra il 1877 e il 1891, tavola che non si possiede. Le sole che si hanno a disposizione sono tavole di seconda specie o per contemporanei, il cui impiego potrà soltanto dare dei risultati largamente approssimati. Cercheremo di formarci una idea più adeguata dell'ordine di grandezza dei numeri di sopravvivenenti applicando non una sola tavola, ma le diverse tavole costruite fra il 1876 e il 1912. Troveremo allora :

MASCHI VIVENTI NEL REGNO AL 13 DICEMBRE 1921 (Vecchi confini).

Nelle classi di età	Provenienti dai nati nel	SECONDO LE TAVOLE DI MORTALITÀ (UFFICIALI)			
		1876-87	1899-902	1901-911	1910-912
30	1891	298.228	360.617	371.747	392.035
31	1890	282.813	342.545	353.116	372.562
32	1889	298.171	361.714	372.863	393.589
33	1888	287.454	349.316	360.058	380.255
34	1887	293.764	357.908	368.682	389.535
30-34		1.460.430	1.772.100	1.826.466	1.927.976
35	1886	274.635	335.340	345.421	365.119
36	1885	282.058	345.031	355.606	376.042
37	1884	279.921	343.278	353.807	374.308
38	1883	262.765	323.050	332.997	352.467
39	1882	257.326	317.142	326.954	346.277
35-39		1.356.705	1.663.841	1.714.785	1.814.213
40	1881	259.843	320.994	330.964	350.783
41	1880	227.718	281.944	290.730	308.401
42	1879	250.408	310.722	320.405	340.190
43	1878	235.256	292.623	301.763	320.704
44	1877	235.775	294.129	303.344	322.684
40-44		1.209.000	1.500.412	1.547.206	1.642.762

Riducendo a 1.000.000 i nati (maschi) in ciascuno dei tre quinquenni 1887-1891, 1882-1886, 1877-1881 si ottiene

ETÀ	Simboli per le classi di sopravvivenenti	Sopravvivenenti maschi a fine 1921, proporzionalmente a 1.000.000 di nati secondo le tavole di mortalità			
		1876-87	1899-902	1901-11	1910-12
30-34	x	503.997	611.555	630.317	665.349
35-39	y	481.434	590.423	608.501	643.783
40-44	z	455.987	565.896	583.545	619.585

Poichè le probabilità di morte vanno sempre più crescendo oltre i 30 anni è da presumere che la classe z presenti rispetto alla y una riduzione maggiore di quanto è presentata dalla classe y rispetto alla x . Si trova

	1876-87	1899-902	1901-11	1910-12
$\frac{z}{y}$	0,947	0,958	0,959	0,962
$\frac{y}{x}$	0,955	0,965	0,965	0,968

cioè, effettivamente, le diverse valutazioni eseguite concordano nel confermare quella presunzione.

Se invece si calcolano le classi di censiti in proporzione a 1.000.000 di nati in ciascuno dei detti quinquenni si trova

Età	Censiti maschi a fine 1921 in proporzione a 1.000.000 di nati
30-34	406.593 = x'
35-39	379.012 = y'
40-44	377.286 = z'

da cui

$$z' : y' = 0,99$$

$$y' : x' = 0,93$$

che è proprio il contrario di quanto sarebbe stato da attendersi, in quanto la riduzione della z' rispetto alla y' è meno forte di quella di y' rispetto ad x' .

Questa anomalia può spiegarsi ammettendo che la classe y sia troppo scarsa rispetto alle classi adiacenti x e z , e particolarmente che un indebito afflusso di censiti si sia verificato dalla classe 35-39 (contenente l'età in 5) alla classe 30-34 (contenente l'età in 0). Non è, naturalmente, escluso che il fatto possa anche trarre origine da altre cause; ma certamente una delle sue spiegazioni più plausibili è quella ora prospettata.

È, poi, da notarsi che risultati in tutto analoghi a questi si ebbero operando sulle corrispondenti classi femminili, le quali assai meno delle maschili ebbero a risentire gli effetti della guerra: l'anomalia rilevata non è, dunque, da mettersi in rapporto con le più o meno ampie falcidie dalla guerra stessa determinate in quelle classi di viventi, come potrebbe venir fatto di pensare.

b) Un confronto analogo a quello ora eseguito non è sempre possibile o altrettanto facile, per la difficoltà, risalendo negli anni, di stabilire con sufficiente esattezza le classi di nati da cui provengono le classi di censiti. Ma, indipendentemente dalla determinazione di questi contingenti di nati e dalla loro riduzione fittizia a un contingente costante, si può senz'altro istituire il paragone fra le classi quinquennali di censiti, quali effettivamente si presentano. Il confronto sarà meno significativo: ma se la riduzione di una classe in 0 rispetto alla precedente in 5 sia minore della riduzione di questa rispetto alla sua precedente, questa inversione darà un buon fondamento alla presunzione che le classi con le età in 0 siano ingrossate a scapito di quelle con le età in 5.

Così, ritornando alle distribuzioni della Tav. 1', si trova:

Età	Numeri proporzionali ai censiti maschi 1921	
30-34	1293 = x''	} $z'' : y'' = 0,94$; $y'' : x'' = 0,91$
35-39	1172 = y''	
40-44	1098 = z''	

Anche qui risulta $z'' : y'' > y'' : x''$, cioè, sia pure indipendentemente dalla riduzione a un contingente quinquennale costante di nati, si conserva l'indizio di un addensamento nelle classi 30-34 e 40-44, e di una rarefazione nella classe 35-39.

Se, a partire dalla classe d'età 25-29 si forma, per ogni censimento, il rapporto fra il numero dei censiti in ciascuna classe e il numero dei censiti nella classe precedente, si trovano i risultati esposti nella Tav. 3.

Si osserva subito che per il censimento 1881 l'andamento delle classi di censiti è diverso dal previsto in tutta la scala delle età da 25 a 85 anni; ed anzi, considerate tre classi quinquennali consecutive, di cui la prima e l'ultima contengano una età in 0, si vede che non solo la riduzione dalla prima alla seconda classe è, contrariamente alla previsione, maggiore di quella della seconda alla terza; ma spesso, anzi, invece di aversi riduzione, si ha un aumento dalla prima alla seconda classe. *Tale, diciamo così, anomalia, si presenta per il detto censimento, sia pei maschi che per le femmine, in tutto l'intervallo dai 30 agli 80 anni*: ciò che è appunto indizio di sovrabbondanza dei censiti nelle classi contenenti le età in 0 rispetto alle classi

d'età limitrofe, sovrabbondanza anche per altra via accertata, per il censimento stesso, come già si disse.

Inversioni analoghe, benchè meno numerose e prevalentemente per il sesso femminile, si verificano anche nei tre censimenti successivi, nei quali, peraltro, gli scarti nelle coppie di rapporti che danno luogo alle inversioni, sono, corrispondentemente alle stesse classi di età, minori che per il censimento 1881. Da tutto ciò si è quindi indotti a ritenere che la tendenza a un ingrossamento delle classi contenenti le età in 0 a scapito delle limitrofe si sia manifestata, sia pure con molta attenuazione, anche nei censimenti successivi a quello del 1881.

Nella Tav. 3 le inversioni o soste di cui trattasi (26 complessivamente) sono messe in evidenza da una graffa a destra dei rapporti che le presentano; le inversioni in senso opposto (8 complessivamente) che, tenuto anche conto della piccolezza degli scarti, sono forse da ritenere come accidentali, o dipendenti dal reale andamento dei contingenti di nati da cui provengono le classi di censiti, sono segnalate da una sbarretta verticale invece che da una graffa.

CONFRONTO DEL CRITERIO ESPOSTO CON ALTRI USUALMENTE IMPIEGATI.

4. Il criterio qui esposto, per avere indizio degli addensamenti di denuncie nelle età per 0, basato sulla considerazione di tre classi quinquennali successive di censiti e dei rapporti fra la seconda e la prima e fra la terza e la seconda classe, ci sembra non soltanto più decisivo ma anche più penetrante di quello solitamente impiegato, consistente nell'osservare, sul diagramma rappresentativo della distribuzione per età, se una classe superi la precedente od anche la media delle due adiacenti.

Così, per esempio, nel *Fourteenth Census of the United States*, del 1920, già citato, vol. II, p. 145, (a prescindere dalla circostanza che ivi la classificazione della popolazione è data per singoli anni di età), premesso che in una popolazione chiusa e con un numero annuale di nascite praticamente costante il numero dei sopravvivenuti a ciascuna età dovrebbe essere normalmente minore del numero dei sopravvivenuti ad una età inferiore, ed osservato che i movimenti migratori, affettando larghe classi di età, non possono indurre irregolarità nell'andamento delle classi annuali di censiti, viene ad essere

considerato come indizio di addensamento in una certa età il solo fatto che la corrispondente classe di censiti superi quella precedente. Così anche nel *Census of England and Wales 1921, General Report*, già citato, p. 72, dove la popolazione è pure distribuita per classi annuali di età, viene considerato come indizio di addensamento il solo fatto che in corrispondenza alle età pari, e segnatamente alle età 30, 40, 50 e 60, le ordinate del diagramma danno luogo a delle punte, cioè superano le due adiacenti. Nel Censimento svizzero 1888 (1) ogni classe annuale viene paragonata con la media aritmetica delle due adiacenti.

Evidentemente questi criteri, se possono avere efficacia quando le distribuzioni siano fatte per singoli anni di età, ne hanno ben poca — a meno che gli addensamenti non si verifichino con straordinaria intensità, come è accaduto nel nostro censimento 1881 — quando la classificazione sia fatta per quinquenni di età. In effetto, un addensamento in una classe quinquennale a scapito di una o delle due adiacenti, si può essere verificata anche senza che quella risulti maggiore di una o delle due adiacenti: anche in tale caso il criterio qui esposto può dare indizio dell'addensamento verificatosi, mentre cadrebbero in difetto quelli più rudimentali solitamente impiegati (2).

RICERCA DEGLI ADDENSAMENTI MEDIANTE UN INDICE DI REGOLARITÀ.

5. Un altro modo di indagare se, in base alla Tav. 1^a, possano essere messi in evidenza i supposti addensamenti nelle classi quinquennali contenenti le età in 0 rispetto a quelle contenenti le età in 5, può essere suggerito dai concetti di convessità, concavità e linearità di una funzione.

(1) *Recensement du 1^{er} décembre 1888*, 2^{me} volume, p. 19*.

(2) Per altri accenni sulle denunce preferenziali per certe età potranno, per esempio, vedersi, oltre le pubblicazioni testè citate: *Thirteenth Census of the United States*, vol I, dove è affermato che la concentrazione dei censiti nelle età per 0 e per 5 può essere messa in evidenza verificando se nell'intervallo fra 23 e 62 anni la somma delle classi annuali corrispondenti a queste età sia circa $\frac{1}{5}$ della totalità delle classi nello stesso intervallo o se, invece, lo superi; *Table de mortalité des Pays de la Sainte Couronne Hongroise, sur la base du recensement de 1900 et mouvement de la population de 1900 et 1901*; *The Registrar General's decennial supplement, England and Wales, 1921, Part I, Life Table* (Tavole n. 9); *Relazione sulle tavole di mortalità della Finlandia 1911-1920 (Tables de mortalité et de survie pour les années 1901-1910 et 1911-1920)* Helsingfors, 1924; etc.

Siano $y_1 y_2 \dots y_{2k-1} y_{2k} y_{2k+1} \dots y_{2n+1}$ i valori di una funzione $y = f(x)$ definita in corrispondenza ai valori $x_1 x_2 \dots x_{2n+1}$ della variabile indipendente, e si suppongano questi ultimi in progressione aritmetica. Se, nel suo campo di definizione $x_1 x_2 \dots x_{2n+1}$ la $y = f(x)$ è sempre positiva e convessa rispetto all'asse x (1) si avrà

$$1) \quad y_2 < \frac{1}{2} (y_1 + y_3), \quad y_4 < \frac{1}{2} (y_3 + y_5), \quad \dots \quad y_{2n} < \frac{1}{2} (y_{2n-1} + y_{2n+1})$$

da cui

$$2) \quad y_2 + y_4 + \dots + y_{2n} < \frac{1}{2} (y_1 + y_{2n+1}) + (y_3 + y_5 + \dots + y_{2n-1})$$

ed anche similmente,

$$3) \quad y_3 + y_5 + \dots + y_{2n-1} < \frac{1}{2} (y_2 + y_{2n}) + (y_4 + y_6 + \dots + y_{2n-2})$$

Se nello stesso campo la y fosse sempre positiva e concava le disuguaglianze (2) e (3) cambierebbero simultaneamente di senso; se la y fosse lineare le (2) e (3) si convertirebbero in uguaglianze.

Si prescinda, ora, da qualsiasi ipotesi di convessità, concavità o linearità della $f(x)$, si formino le somme

$$S_p = y_2 + y_4 + \dots + y_{2n} \quad S_d = \frac{1}{2} (y_1 + y_{2n+1}) + (y_3 + y_5 + \dots + y_{2n-1})$$

$$S'_d = y_3 + y_5 + \dots + y_{2n-1} \quad S'_p = \frac{1}{2} (y_2 + y_{2n}) + (y_4 + y_6 + \dots + y_{2n-2})$$

e si supponga che S_p ed S_d stiano in relazione di grandezza opposta a quella in cui stanno S'_d ed S'_p , cioè se, per esempio, $S_p > S_d$, sia $S'_d < S'_p$, che è quanto dire

$$\frac{S_p}{S_d} > 1 \quad \frac{S'_d}{S'_p} < 1.$$

Da quanto precede seguirà che in tal caso la $f(x)$ non è certamente sempre convessa o sempre concava o sempre lineare in tutto il suo campo di definizione, ma che presenta, nel campo stesso, delle oscillazioni.

(1) Per il concetto di funzione convessa (o concava o lineare) in un aggregato qualunque, anche non continuo, vedasi L. GALVANI: *Sulle funzioni convesse di una o due variabili, definite in un aggregato qualunque*, « Rend. del Circ. Matem. di Palermo » t. XLI, 1916.

Localizzare tali oscillazioni, se non si ispezionano le singole terne $y_i y_{i+1} y_{i+2}$, non è certo possibile, in generale. Sola conclusione lecita sarà che le successive terne (diciamo dispari)

$$y_1 y_2 y_3, y_3 y_4 y_5, \dots, y_{2n-1} y_{2n} y_{2n+1}$$

saranno « generalmente » concave, nel senso che se anche una sola di esse fosse tale, la relativa disuguaglianza dovrebbe essere « più forte » di tutte le rimanenti (in senso contrario) prese insieme; e similmente che le successive terne (diciamo pari)

$$y_2 y_3 y_4, y_4 y_5 y_6, \dots, y_{2n-2} y_{2n-1} y_{2n}$$

saranno « generalmente » convesse, nel senso analogo a quello ora dichiarato.

Tuttavia, se si hanno indizi per ritenere che le terne dispari abbiano fra loro una certa analogia di comportamento, ed altrettanto possa dirsi per le terne pari, allora veramente accadrà che la massima parte delle terne dispari daranno luogo a concavità e la massima parte delle terne pari a convessità (o viceversa, se il senso delle disuguaglianze è invertito).

Se poi si verificassero simultaneamente le disuguaglianze nello stesso senso :

$$\frac{S_p}{S_d} > 1 \qquad \frac{S'_d}{S'_p} > 1$$

ma la prima fosse « molto più forte » della seconda

$$\frac{S_p}{S_d} > \frac{S'_d}{S'_p}$$

allora non si potrà più dire che le terne dispari sono concave e le terne pari sono convesse, ma si potrà tuttavia concludere che le prime di tali terne sono « generalmente più concave » delle seconde, e quindi che ci sarà, anche in questo caso, una diversità di comportamento fra le terne pari e le terne dispari.

In particolare, se $y_1 y_2 \dots y_{2n+1}$ fossero successive classi quinquennali di censiti, ed $y_2 y_4 \dots y_{2n}$ contenessero le età in 0 (e quindi

$y_1, y_3, \dots, y_{2n+1}$ le età in 5), allora il verificarsi simultaneo delle disuguaglianze

$$\frac{S_p}{S_d} > 1 \quad \frac{S'_d}{S'_p} < 1$$

od anche solamente $\frac{S_p}{S_d}$ molto maggiore di $\frac{S'_d}{S'_p}$ significherebbe che

le terne dispari sono generalmente concave e le terne pari generalmente convesse, o che le terne dispari sono generalmente « più concave » delle terne pari; e ciò potrebbe essere indizio che le classi quinquennali con le età in 0 sono ingrossate a scapito delle altre classi quinquennali.

Insistiamo nel rilevare che il verificarsi di quelle disuguaglianze ha soltanto una portata indiziaria nei riguardi dell'affermazione che l'ingrossamento di quelle certe classi si verifichi o meno, perchè, all'infuori di qualsiasi alterazione, le classi potrebbero essere tali da dare effettivamente luogo all'alternarsi di terne dispari concave con terne pari convesse; ma un tale comportamento dovrà ritenersi poco usuale; cosicchè l'indizio conserverà il suo valore, specialmente quando esso concorra con altri a far sospettare la presenza delle irregolarità di cui trattasi.

Notiamo pure che il successo del metodo è subordinato alla circostanza che i valori della variabile in cui si verificano gli addensamenti si alternino con quelli in cui si hanno le rarefazioni.

Applichiamo il procedimento esposto ai dati della Tav. I^a per le classi quinquennali da 25 a 80 anni. Le classi quinquennali corrispondenti agli intervalli di età 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64, 65-69, 70-74, 75-79 sono proporzionali ai termini segnati nel prospetto stesso, e quindi a tali termini, che potremo indicare con

$$y_1 \quad y_2 \quad y_3 \quad y_4 \quad y_5 \quad y_6 \quad y_7 \quad y_8 \quad y_9 \quad y_{10} \quad y_{11}$$

saranno senz'altro applicabili le considerazioni esposte.

Così per il 1881, maschi, si trova:

$$S_p = y_2 + y_4 + y_6 + y_8 + y_{10} = 4796$$

$$S_d = \frac{1}{2} (y_1 + y_{11}) + y_3 + y_5 + y_7 + y_9 = 4209$$

$$\frac{S_p}{S_d} = 1,139 > 1$$

$$S'_d = y_3 + y_5 + y_7 + y_9 = 3391$$

$$S'_p = \frac{1}{2}(y_2 + y_{10}) + y_4 + y_6 + y_8 = 3911$$

$$\frac{S'_d}{S'_p} = 0,867 < 1$$

I valori trovati per $\frac{S_p}{S_d}$ ed $\frac{S'_d}{S'_p}$, l'uno maggiore e l'altro minore dell'unità, danno indizio di addensamento nelle classi contenenti le età in 0 rispetto alle altre classi; ciò che si accorda con quanto già sappiamo relativamente al censimento 1881.

Procedendo analogamente per i quattro censimenti, e sempre nello stesso intervallo di età, si trova:

	M A S C H I				F E M M I N E			
	1881	1901	1911	1921	1881	1901	1911	1921
S_p	4.796	4.356	4.327	4.453	4.895	4.509	4.470	4.631
S_d	4.209	4.302	4.246	4.400	4.207	4.374	4.354	4.543
$\frac{S_p}{S_d}$	1,139	1,013	1,019	1,012	1,164	1,031	1,027	1,019
S'_d	3.391	3.529	3.471	3.581	3.375	3.572	3.504	3.644
S'_p	3.911	3.553	3.527	3.598	3.390	3.674	3.621	3.703
$\frac{S'_d}{S'_p}$	0,867	0,993	0,984	0,995	0,846	0,977	0,968	0,984

Per tutti e quattro i censimenti considerati si ha dunque indizio di addensamento nelle classi quinquennali contenenti le età in 0. L'avvicinarsi dei rapporti $\frac{S_p}{S_d}$ ed $\frac{S'_d}{S'_p}$ all'unità significa tendenza alla

linearità della distribuzione: e questa tendenza sembra manifestarsi nel procedere dal censimento più lontano a quello più recente.

Il rapporto, $\frac{S_p}{S_d} : \frac{S'_d}{S'_p}$, tanto più prossimo all'unità quanto più la funzione considerata si avvicini ad essere sempre concava, o sempre convessa, o sempre lineare nel suo campo di definizione, si potrà assumere, in ragione della sua maggiore o minore vicinanza all'unità, come un *indice di regolarità* della distribuzione. Si trova allora

	M A S C H I				F E M M I N E			
	1881	1901	1911	1921	1881	1901	1911	1921
$\frac{S_p}{S_d} : \frac{S'_d}{S'_p}$	1,31	1,02	1,04	1,02	1,38	1,06	1,06	1,04

e si constata che, *nel senso dichiarato, e nell'intervallo da 25 a 80 anni le distribuzioni dei censiti in classi quinquennali di età tendono a divenire sempre più regolari passando dal censimento 1881 al censimento 1921, tanto che l'ultima distribuzione si presenta come più regolare fra tutte.*

LA DISTRIBUZIONE DATA DAL CENSIMENTO 1921
 SI PUÒ RITENERE, NELLA SCALA CENTRALE DELLE ETÀ,
 PRATICAMENTE CORRETTA.

6. Ciò non significa affatto che quest'ultima distribuzione sia scevra dagli indebiti addensamenti di censiti, più forti intorno all'età per 0, e meno intorno alle età per 5; ed abbiamo, anzi, trovato degli indizi che condurrebbero ad ammettere tali irregolarità.

Ma il tentare di eliminarla (e ciò potrebbe ripetersi anche pei due precedenti censimenti 1911 e 1901), sarebbe oltremodo difficile e richiederebbe l'impiego di elementi affetti da gravi incertezze.

A tale proposito notiamo anzi che neppure una comparazione fra i diversi censimenti potrebbe facilitare la risoluzione del problema,

in quanto non è, a priori, ammissibile un tipo uniforme di distribuzione dei viventi per classi di età nei diversi censimenti. La comparazione, così come noi l'abbiamo eseguita, può soltanto servire a constatare la costanza dell'addensamento in alcune determinate classi di età a scapito delle altre, ma non giova al fine di eseguire una correzione quantitativa. A ciascun censimento, difatti, corrisponde una distribuzione affetta da peculiari singolarità di cui non sarebbe facile eliminare l'effetto senza rasentare l'arbitrio.

Così, per esempio, le distribuzioni corrispondenti, per i due sessi, al censimento 1921 risentono, dalla classe annuale di età 3 alla classe di età 6, della deficienza delle nascite verificatasi nel periodo della guerra e dell'immediato dopoguerra; per i maschi la distribuzione è gravemente minorata dalle dirette perdite di guerra nelle classi centrali di età; e per quasi tutto il complesso della popolazione la distribuzione è, in diversa misura nelle varie zone, minorata sia per le indirette conseguenze della guerra (1), sia per la pandemia influenzale che inferì nel 1918 e nel 1919. Le distribuzioni del 1901, e più ancora del 1911, risentono, specie nella scala centrale delle età, sia per i maschi che per le femmine, le conseguenze del deficit migratorio. Sono dunque molteplici ordini di cause che agiscono, con diverso effetto, sulle varie classi di età e che, unitamente a molte altre ovvie circostanze, impediscono di poter considerare come tipica la distribuzione della popolazione data da un certo censimento a confronto degli altri.

Comunque, indipendentemente dalle difficoltà che presenterebbe la eventuale correzione delle classi di censiti, giova insistere sulla circostanza che, per quanto si può inferire dall'indice di regolarità utilizzato, e dalle altre indagini fatte, il censimento 1921 apparirebbe, nei riguardi della distribuzione in classi di età nel tratto centrale esaminato, assai più regolare degli altri, e tale da non autorizzare correzione alcuna nell'ammontare delle classi poliennali; *cosicchè assumeremo che, dal punto di vista pratico, la distribuzione in classi per le età centrali, data dal censimento 1921, sia sufficientemente corretta.*

(1) V., a tale proposito, C. GINI: *Sulle tavole di mortalità*, ecc. già citato; estr. pagg. 8-9.

ALTRI INDIZI DI REGOLARITÀ NELLE CLASSI DEI CENSITI.

7. Una riprova, a posteriori, della regolarità della distribuzione in parola è data dal fatto che le tavole di mortalità, costruite per il complesso della popolazione italiana nei vecchi confini, in base alle classi censite nel 1921 e ai morti osservati nel biennio 1921-1922 (1) sono risultate ben graduate, e prive di irregolarità denuncianti l'anomala ampiezza di qualche classe di viventi. È ben vero che se un addensamento si verificasse parallelamente e in talune classi di viventi, e nelle classi omologhe dei morti, allora la tavola di mortalità potrebbe essere insufficiente a svelare le presunte irregolarità: ma è da credere che per i morti l'ingrossamento delle classi contenenti le età in 0 non si verifichi affatto, o si verifichi soltanto in tenue misura, almeno fin verso i 70 anni, dato che il decesso di una persona è fatto di tale gravità da indurre i superstiti a denunciare la sua età con maggiore accuratezza di quanto potrebbe essere fatto per le denunce delle età dei viventi in un censimento. Oltre i 70 anni le cose potrebbero cambiare, sia per il maggior isolamento degli individui raggiunti dalla morte in quelle età, sia per naturale dimenticanza, sia per l'affermata tendenza a denunciare in questa parte della vita una età superiore alla vera, come sarà detto più oltre (2).

Lo stesso metodo di costruzione delle tavole di mortalità, applicato alle classi dei censiti nel 1901 e nel 1911, fornì pure probabilità di morte soddisfacentemente graduate; cosicchè anche per questi censimenti, come già si disse, gli indebiti addensamenti di alcune classi di viventi, se pure vi furono, dovettero contenersi in limiti molto ristretti.

(1) *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, « Annali di Statistica » Serie VI, Vol. VIII, in corso di stampa.

(2) Il concetto che le statistiche mortuarie siano, in quanto alle età, più corrette delle statistiche dei viventi risultanti dai censimenti, si trova anche affermato nel volume sul *Movimento dello Stato Civile 1887* (Relazione sulle tavole di mortalità, pag. LXX): « Queste anomalie dipendono probabilmente dal fatto che i vecchi, oltre certi limiti di età, amano vantarsi della loro tarda età, e volentieri dichiarano un numero di anni maggiore del vero. La quale circostanza altera maggiormente i risultati del censimento della popolazione, che non quelli della statistica delle morti, perchè nel redigere l'atto di morte si può, nel più dei casi, riscontrare l'età del defunto e ricondurla alla sua vera cifra ».

Non altrettanto può dirsi per il 1881. Un tentativo di costruzione delle tavole di mortalità in base alle classi grezze dei censiti nel 1881, con metodo conforme a quello usato per le tavole preaccennate, mise in evidenza notevoli stasi nella curva delle probabilità di morte, in corrispondenza alle medie età terminanti per 0: segno, appunto, di un fittizio affluire di censiti (e quindi di esposti a morire) nelle età stesse; e risultati soddisfacenti non poterono aversi se non dopo avere eseguita una correzione nelle classi complessive dei censiti, paragonandole con le classi parziali dei censiti nei capoluoghi di circondario (esclusi i capoluoghi di provincia): classi parziali che, per il fatto di essere annuali per tutta la scala delle età, poterono opportunamente correggersi, assumendo col BENINI (1) che le classi annuali di età in 0 esercitino la loro attrazione su 2 classi e mezzo precedenti ed altrettante seguenti, e che le età in 5 attraggano parte del loro contingente da una classe e mezzo antecedente e da una e mezzo seguente.

Anche alcune delle tavole di mortalità regionali 1921-1922 (2) presentano, specialmente per le femmine, alcune singolarità nell'andamento delle probabilità di morte (massimi relativi e flessi) che sono verosimilmente da attribuirsi all'abitudine delle denunce preferenziali per certe età, forse più frequenti nelle corrispondenti Regioni che nella totalità del Regno.

Correggere i supposti addensamenti, cioè eliminare quella che si ritiene essere la vera causa delle singolarità constatate, era impossibile per la mancanza di termini sufficientemente corretti di riferimento. Per ottenere curve di mortalità più regolari sarebbe, invece, stato necessario applicare, per le Regioni in questione, metodi analitici di perequazione diversi da quelli impiegati per il Regno e tali da produrre quel trapasso di unità dall'uno all'altro quinquennio, che si è di proposito evitato. Ma la regolarità così ottenuta sarebbe stata più apparente che reale, e sarebbe andata a scapito di quella uniformità di metodo che, in vista di una rigorosa comparabilità, doveva costituire uno dei requisiti delle tavole da calcolare.

(1) *Statist. Metodol.*, già cit., p. 82.

(2) *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già cit.

Una Regione le cui tavole di mortalità hanno l'accennata singolarità di andamento è la Campania: orbene, se sulle corrispondenti classi di censiti si eseguisce il calcolo analogo e quello fatto nel n. 6 per ottenere quello che si è detto un indice di regolarità, si trova che questo è per i M 1,050 e per le F 1,053 (mentre per il Regno si era trovato M 1,02 e F 1,04): l'allontanarsi dell'indice dall'unità farebbe appunto ritenere che la distribuzione dei censiti nella Campania sia alquanto irregolare e precisamente eccessiva nelle classi quinquennali contenenti le età per 0.

CLASSI DI CENSITI FRA 5 E 14 ANNI.

8. Nei due capitoli seguenti esamineremo particolarmente le distribuzioni dei censiti di età 0 e 1, e di età 2, 3, 4.

Quanto alle altre classi annuali rappresentate dagli istogrammi della Tav. graf. 2, e cioè alle classi fra 5 e 14 anni, dato che esse risentono fortemente delle ampie variazioni che si verificano nel numero delle nascite annuali, un semplice esame ad occhio non può bastare a mettere in evidenza le loro eventuali irregolarità. Sembra, intanto, ragionevole ammettere che per le classi giovanili (escluse le primissime età in cui, come vedremo, le omissioni di denuncia sono frequentissime) le denunce di età siano più veritiere che nel seguito, sia perchè manca il movente a denunciare, per vanità, un'età scarsa o eccessiva, sia perchè il ricordo e il controllo dell'età riescono più facili (1).

Ad ogni modo l'esame degli istogrammi dà indizio di un certo addensamento nella classe annuale di età 10, appena percettibile per il 1921 e più sensibile per gli altri censimenti. Tale addensamento, però, a differenza di quanto si verifica nelle età più avanzate, sembra prodotto dall'assorbimento di una parte della classe 9 (che appare sempre scarsa) piuttosto che della classe successiva 11. Per il 1881

(1) Anche nel *Fourteenth Census of the U. S.* 1920. vol. II, pag. 149, è espressa la stessa persuasione di una maggiore aderenza alla realtà nelle denunce delle età giovanili.

anche la classe 5 è piuttosto abbondante e supera le adiacenti, ma ciò dipende, almeno in parte, dal fatto che la generazione del 1876, da cui proviene quella classe, è stata molto più numerosa di quelle del 1875 e del 1877.

Si può anche notare che, almeno in questo tratto della scala dell'età, nessuna repulsione si avverte per le età terminanti con la cifra 7, ciò che è stato, invece, osservato in taluni altri censimenti (1).

ALTRE POSSIBILI CAUSE DEI SUPPOSTI ADDENSAMENTI.

9. Terminiamo questo capitolo insistendo nel rilievo già fatto che l'abbondanza di certe classi di censiti a paragone delle classi limitrofe potrebbe essere dovuta non soltanto alla preferenza nelle denuncie di alcune età, ma anche ad altre cause in concorso con questa. Così una recrudescenza della mortalità in certi intervalli di età, può in essi produrre una rarefazione proporzionalmente maggiore che negli intervalli limitrofi.

Ma, purtroppo, non si può invocare questo argomento come decisamente dimostrativo della necessità che alcune classi di viventi siano molto numerose a paragone di altre. Le tavole di mortalità sono difatti costruite in funzione delle classi di viventi, e quindi una eventuale irregolarità di tali classi si riflette necessariamente in una corrispondente irregolarità nella curva della mortalità. All'indebita sovrabbondanza di una classe di censiti, dovuta all'afflusso di individui che dovrebbero essere censiti in una classe superiore, corrisponde una stasi nella curva della mortalità, la quale, per ragione di compenso, deve successivamente crescere più rapidamente di quanto non avverrebbe se quella irregolarità non avesse luogo. Ecco dunque che questo più rapido accrescersi della mortalità avrebbe una causa fittizia e sarebbe funzione di quello stesso fenomeno che si tenterebbe di spiegare.

In ogni modo, nessun fatto contraddice la supposizione che l'abbondanza di talune classi di censiti sia talora dovuta non soltanto alle denuncie preferenziali per certe età, ma anche al reale andamento della curva delle probabilità di morte.

(1) V., per esempio, il *Census of England and Wales 1921, General Report*, già cit., pag. 74.

II. — Confronto per le età 0 ed 1 fra le classi di viventi censite e quelle calcolate in base ai dati del Movimento della popolazione.

**DIVERGENZE FRA CLASSI CENSITE E CLASSI CALCOLATE
NELLE PRIME ETÀ.**

10. Si sa che per la determinazione delle probabilità di morte inerenti alle prime età si impiega, a preferenza di altri, il metodo diretto o di HERMANN, secondo il quale il numero degli esposti a morire nelle singole età viene calcolato mediante i dati del movimento della popolazione (cioè mediante il numero dei nati, dei morti e, possibilmente, degli emigrati ed immigrati), e non già dedotto dalle classi dei censiti: ritenendosi che per tali età le classi dei censiti siano affette da errori più gravi di quelli che possono attendersi dai calcoli accennati. Si sa pure che tale procedimento diretto si spinge di solito fino al quinto o al sesto anno di età; tuttavia per le tavole di mortalità 1921-22, per ragioni che non è qui il caso di esporre (1), esso venne limitato ai soli due primi anni di età.

Orbene, l'impiego di questo metodo mise in luce una notevole divergenza fra l'ammontare delle classi dei censiti di età 0 e di età 1 e le corrispondenti classi ottenute a calcolo dai dati del movimento della popolazione.

Facendo uso della nota rappresentazione di LEXIS (2), nella quale si fa riferimento a due assi ortogonali, su uno dei quali viene misurato il tempo (ascisse) e sull'altro l'età (ordinate), è facile seguire, in base alle nascite, alle morti ed ai moti migratori nei successivi anni, le graduali modificazioni numeriche che le diverse generazioni subiscono in progresso di tempo — almeno per le primissime età — purchè si conoscano le distribuzioni dei morti, emigrati ed immigrati relativi ai singoli anni di calendario a seconda dell'anno di nascita.

(1) V. in proposito: C. GINI: *Sulle tavole di mortalità*, ecc. già cit., estr. p. 7.

(2) *Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik*, Jena, 1903.

Ma le nostre statistiche non fornivano, fino a poco tempo addietro, tali distribuzioni (1): non v'era dunque altro mezzo che effettuarle in via presuntiva secondo adeguati procedimenti, che la ragione e l'esperienza possono suggerire.

**DISTRIBUZIONE PRESUNTIVA
DEGLI EMIGRATI PER ANNO DI NASCITA.**

11. Per quanto riguarda i contingenti di emigrati e di immigrati o più semplicemente (potendosi presumere un compenso, dal punto di vista pratico, fra numeri uguali di emigrati e di immigrati in ciascuna classe di età) per quanto riguarda il deficit migratorio italiano, relativo ad un certo anno di calendario e ad una certa classe annuale di età, si è ammesso che tale deficit provenisse in uguale proporzione dagli entrati in quella certa classe di età nello stesso anno di calendario e dagli entrati nell'anno di calendario precedente. Così, in via d'esempio, il deficit migratorio di 428 bambine in età 0, assegnato presumibilmente al 1921 da una indagine sulla emigrazione eseguita dall'Istituto Centrale di Statistica (2), venne distribuito, come risulta negli schemi più oltre esposti (V. Tav. 4), in un gruppo di 211, come proveniente dalle 544.052 nate del 1921, e in altro gruppo di 217, come proveniente dalle 562.027 nate del 1920, essendo $211 : 217 = 544.052 : 562.027$.

Veramente due fattori concomitanti al fenomeno considerato sembrerebbero dover perturbare tale forma di distribuzione, almeno per le primissime età di 0 e 1 anno, e cioè: a) da una parte una prevalenza (per es. nella classe degli emigrati di età 0) di quelli provenienti dai nati nello stesso anno a paragone dei provenienti dai nati nell'an-

(1) Si può aggiungere che non fornivano neppure la classificazione dei morti per singoli anni di età. Ma l'Istituto Centrale di Statistica, già nel volume sul « Movimento della popolazione secondo gli atti dello Stato Civile nel 1926 », ha cominciato a pubblicare la classificazione dei morti per singoli anni di età, e, a partire dal 1929 le schede per le denunce di morte contengono, oltre l'età, l'indicazione della data di nascita del defunto (anno, mese e giorno); cosicchè non si avrà soltanto un mezzo di controllo, ma sarà, volendo, possibile eseguire da tale anno la doppia classificazione dei morti per età e per anno di nascita.

(2) L. LIVI, *Computo della distribuzione degli emigrati e dei rimpatriati secondo l'età* (sessennio 1920-1925) « Annali di Statistica » Serie VI, vol. III, 1929-VII.

no precedente, per la progressiva decrescenza di qualsiasi classe di viventi a cagione delle morti; b) d'altronde un'opposta prevalenza dei provenienti dai nati nell'anno precedente a paragone di quelli dello stesso anno, per la maggiore facilità di emigrare in cui si trovano le rispettive famiglie, quando i bambini abbiano un'età alquanto più avanzata. Ammettendo una pratica compensazione fra le due opposte azioni, si perviene appunto a concludere che, nel modo più plausibile, la *distribuzione degli emigrati in un certo anno di calendario debba eseguirsi, per la classe di età 0, proporzionalmente ai nati nello stesso anno e nell'anno precedente; per la classe di emigrati di età 1, proporzionalmente ai sopravvissuti all'età 1 nello stesso anno di calendario e nel precedente, e così via (1).*

DISTRIBUZIONE PRESUNTIVA DEI MORTI PER ANNO DI NASCITA.

12. Più lungo discorso conviene a chiarire il modo seguito nei calcoli relativi alle *Tavole di mortalità della popolazione italiana* per la distribuzione delle prime classi annuali di morti, a seconda dell'anno di nascita. Gli stessi procedimenti vengono, poco più oltre, impiegati.

In un suo studio *Sulla mortalità infantile durante la guerra* (2) il GINI, si era proposto di dare una misura della mortalità infantile più corretta di quella usata talora e consistente nel ragguagliare il numero dei bambini morti in un certo mese ai nati nello stesso mese. Ed aveva osservato che per conseguire tale scopo conveniva dapprima decidere quanta parte dei bambini morti in un dato mese provenisse dalle nascite avvenute nello stesso mese e quanta dalle nascite nei mesi antecedenti; dopo di che la probabilità di morte all'età 0 durante un certo mese di calendario si sarebbe avuta correttamente ragguagliando il numero dei morti, in quel mese, sotto un anno di età, al numero dei nati vivi risultante da una media ponderata dei nati vivi del mese stesso e di quelli dei singoli 12 mesi precedenti. Sarebbe,

(1) Nei calcoli che seguono, il deficit migratorio nelle singole classi di età, per gli anni dal 1920 al 1925, inclusi, è stato dedotto dalla Memoria del LIVI testè citata.

(2) « Atti della Società italiana di Ostetricia e Ginecologia » vol. XIX, 1919.

perciò, bastato attribuire ai nati di ciascun mese un peso proporzionale alla probabilità che un morto della classe considerata avrebbe di provenire dai nati di quel certo mese, nell'ipotesi che il numero dei nati nei detti mesi si mantenesse costante.

Per la natura della questione da lui trattata — mortalità infantile nel primo anno di vita — l'osservazione del GINI si riferiva esplicitamente alla probabilità di morte relativa all'età 0 e al contingente dei morti in un certo mese; ma essa ha, naturalmente, valore anche per la determinazione delle probabilità di morte relative alle età successive e al contingente dei morti in un intervallo diverso da un mese. In particolare, l'osservazione è applicabile tutte le volte che per il calcolo di tali probabilità si impieghi il numero dei morti in un certo anno di calendario, come appunto interviene nelle ordinarie tavole di mortalità o di seconda specie; e perciò, per i primi quozienti di mortalità, pei quali si seguì il metodo diretto, essa venne appunto utilizzata dall'Istituto Centrale di Statistica sia nella costruzione delle tavole di mortalità 1921-1922, sia nelle ricostruzioni delle tavole di mortalità relative ai censimenti 1881, 1901, 1911 (1).

Fissato il principio di riferire il numero dei morti in un certo intervallo ad una media ponderata dei nati in quello stesso intervallo e negli intervalli precedenti, da cui quei morti possono provenire, e determinata la natura dei pesi da attribuire ai diversi gruppi di nati, rimaneva da calcolare praticamente i pesi stessi. Nella citata memoria, in cui le probabilità di morte sono calcolate sopra contingenti mensili di morti, i pesi inerenti a ciascun mese ed ai mesi precedenti, sono stati dedotti da una classificazione secondo il mese della nascita e della morte, fatta eseguire dal dott. A. MANCINI, per i

(1) Il procedimento indicato dal GINI per il caso particolare che le probabilità di morte dovessero valutarsi in base a contingenti mensili di morti, venne applicato per il calcolo delle probabilità di morte infantili, in base a contingenti annuali di morti, oltre che nelle *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già citate: dal MORTARA, *La salute pubblica in Italia durante e dopo la guerra*, Bari 1925; dal VINCI, nella sua Conferenza tenuta nel maggio 1928 presso l'Istituto Nazionale delle Assicurazioni, *Sulla distribuzione per età della popolazione italiana*. Quel procedimento può essere giustificato mediante un insieme di plausibili ipotesi, più che altro di ordine pratico, circa l'andamento della mortalità nei primissimi anni dell'infanzia. Vedansi in proposito le già cit. *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, e in questo stesso volume: *Calcolo delle probabilità di morte in generale e applicazione alla misura della mortalità infantile nella popolazione italiana dal 1873 in poi*.

morti nel Comune di Roma durante il quattordicennio 1900-1913. Invece, per il calcolo delle probabilità infantili di morte, nella tavola di mortalità 1921-1922 e nelle ricostruzioni più sopra accennate — probabilità dedotte da contingenti annuali di morti in età 0 e in età 1 — fu necessario determinare i pesi da attribuire: per il calcolo di q_0 ai nati di un certo anno e ai nati dell'anno precedente; per il calcolo di q_1 ai sopravvissuti all'età 1 di un certo anno e ai sopravvissuti all'età 1 dell'anno precedente. Ora, ricerche eseguite dall'Istituto Centrale di Statistica (1) hanno portato a concludere, in conformità a quanto era stato verificato anche dal MORTARA, che, con accettabile approssimazione, al contingente di morti in età 0 in un certo anno di calendario, i nati nello stesso anno concorrano proporzionalmente in ragione doppia dei nati nell'anno solare precedente; similmente, che al contingente di morti in età 1 in un certo anno di calendario, quelli che hanno superato l'età 1 nello stesso anno concorrano proporzionalmente in ragione 1,5 di quelli che l'hanno superata nell'anno solare precedente.

Per le successive classi annuali di morti si può poi ritenere, con buona approssimazione, che ciascuna di esse provenga in uguale proporzione da quelli, che nell'anno stesso di calendario e da quelli che nel precedente sono entrati nell'età che ha fornito quel contingente di morti.

La conoscenza di questi elementi consente di operare la distribuzione delle classi annuali di morti a seconda delle generazioni annuali di nati da cui provengono, e quindi:

a) di calcolare in modo sufficientemente approssimato i presenti a una certa data di fine d'anno in ciascuna classe di età;

b) di calcolare, con gli stessi limiti di approssimazione, i sopravvissuti alle età esatte di 1, 2, 3... anni, provenienti dalle singole generazioni annuali di nati;

c) di calcolare infine, più correttamente del consueto, le probabilità di morte inerenti alle diverse età, sia in una tavola di prima che di seconda specie (2).

Accade qui che lo strumento cercato per conseguire nel miglior modo un certo scopo, che era quello di calcolare delle probabilità di morte per le età infantili, si presta implicitamente a una valutazione

(1) V. Nota III in appendice alle *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già cit.

(2) Tale procedimento è appunto applicato in *Calcolo delle probabilità di morte etc.*, già cit.

più esatta della comune di altre quantità, e cioè dell'ammontare di classi di viventi alla fine di ciascun anno di calendario, e di classi di sopravvivenenti alle età espresse da un numero intero di anni.

CALCOLO DIRETTO DELLE CLASSI D'ETÀ 0 ED 1, E CONFRONTO
CON LE CLASSI CENSITE NEL 1921.

13. Applicando tali concetti è stato eseguito sullo schema del LEXIS, come risulta dalle due parti della Tav. 4, il calcolo delle classi di viventi nei vecchi confini in età 0 e in età 1 al 31 dicembre 1921, separatamente per i M e per le F, in base alle statistiche delle nascite e delle morti e al deficit migratorio. I morti di età ignota in ciascun anno di calendario sono stati distribuiti proporzionalmente fra le varie classi di età (1).

Riferendoci, come esempio, alla prima parte della Tav. 4, che riguarda i maschi, fissiamo sull'asse dei tempi il segmento rappresentativo dell'anno di calendario 1921, sul quale si appoggia un parallelogramma scomposto in due triangoli. I numeri 79.134 e 198 iscritti internamente a tale parallelogramma, che è limitato lateralmente dalle due rette rappresentative delle date 31 dicembre 1920 e 31 dicembre 1921, rappresentano rispettivamente i morti e il deficit migratorio in età 0 durante l'anno di calendario 1921. Il numero 198 è diviso in due parti, 101 e 97, proporzionali ai nati 596.014 del 1920 e ai nati 574.292 del 1921 (Cfr. n. 11). Il numero 79.134 è scomposto in due parti 27.035 e 52.099, tali che $52.099 : 574.292 = 2 \cdot (27.035 : 596.014)$ (Cfr. n. 12). Analogamente sono scomposti i contingenti di morti e di emigrati rappresentati nei parallelogrammi che appoggiano sui segmenti rappresentativi degli anni 1920 e 1919. Bastano, dopo ciò, delle semplici sottrazioni per ottenere, con buona presunzione di attendibilità, sia i presenti in età 0 alla fine di uno degli anni 1921, 1920, 1919..., sia i sopravvi-

(1) Conformemente al criterio adottato per la costruzione delle tavole di mortalità 1921-1922, e per la ricostruzione delle tavole basate sui censimenti 1881, 1901, 1911. Per le tavole 1921-1922 tale distribuzione dei morti di età ignota, in vista della costruzione delle tavole regionali, venne eseguita per le singole Regioni e dedotta per somma relativamente al Regno. Nelle memorie di questo volume la distribuzione dei morti di età ignota venne, invece, eseguita nella totalità del Regno.

venti a un anno di età provenienti dai nati nel 1920, nel 1919, ecc. Analogo procedimento, con la dovuta mutazione delle proporzioni da impiegare, come è detto al n. 12, si segue a partire dai sopravvivenenti a 1 anno di età. In tal modo si trova, come ammontare delle classi di viventi in età 0 ed in età 1, entro i vecchi confini, al 31 dicembre 1921:

	M.	F.	Totale
Classe di età 0:	522.096	499.628	1.021.724
Classe di età 1:	491.490	470.973	962.463

mentre le classi analoghe fornite dal Censimento al 1° dicembre 1921 ammontano a:

	M.	F.	Totale
Classe di età 0:	482.421	458.578	940.999
Classe di età 1:	456.496	436.245	892.741

L'enorme distacco fra le classi calcolate al 31 dicembre 1921 e quelle censite al 1° dicembre 1921 (per un complesso di 150.447 individui) non è certo attribuibile all'accrescimento naturale della popolazione nello spazio di un mese!

Per eseguire un confronto più preciso prenderemo in considerazione le classi di viventi in età 0 e 1 alla data 31 dicembre 1921, dedotte dalle classi censite al 1° dicembre sulla scorta delle nascite, delle morti e dei trapassi da una classe annuale di età alla successiva (1).

In difetto di una distribuzione per mesi delle singole classi annuali di morti, si sono assunti come numeri di morti nel dicembre quelli ottenuti, in ciascun sesso, per proporzionalità sul contingente

(1) Il riporto al 31 dicembre della popolazione censita il 1° dicembre 1921, necessario per la costruzione delle tavole di mortalità, si è appunto eseguito in base a tale concetto, avendo giudicato che una distribuzione proporzionale, fra le varie classi di età, dell'accrescimento di popolazione verificatosi dalla prima alla seconda data avrebbe fornito risultati erronei, specie per le prime classi, in via di rapidissima mutazione numerica. Naturalmente le prime delle classi annuali di viventi, così calcolate, non sono state impiegate nella determinazione delle rispettive probabilità di morte, per le quali si impiegò invece, come già si disse, il metodo diretto, tenendo nel dovuto conto il deficit migratorio secondo i concetti esposti al n. 11. Il VINCI (*Sulla distribuzione per età della popolazione italiana*, già cit.) ha, invece, preferito ripartire proporzionalmente tra i gruppi d'età censiti il 1° dicembre 1921, la differenza tra la popolazione totale censita e quella calcolata al 31 dicembre 1921.

di morti del dicembre, negli stessi rapporti in cui le classi di morti di età 0 ed 1 stanno alla totalità dei morti nell'anno 1921.

Per quanto, poi, riguarda i trapassi dalla classe 0 alla classe 1, e da questa alla classe 2, avvenuti nel corso del dicembre 1921, essi sono stati determinati utilizzando le probabilità di morte calcolate dal MORTARA (1) in base ai nati nel mese di dicembre del 1921, 1920 e 1919.

Seguendo tali criteri è stata costruita la Tav. 5, in cui le ultime due colonne contengono i valori delle classi di età 0 ed 1 al 31 dicembre 1921. Paragonando questi valori con quelli analoghi ottenuti poc'anzi col calcolo diretto, si trovano dunque alla data 31 dicembre 1921 i seguenti eccessi nei valori calcolati direttamente rispetto a quelli dedotti dal censimento:

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0:	36.554	36.074	72.628	} 31 dic. 1921
Classe di età 1:	40.836	40.559	81.395	

Non si è, nel calcolo della Tav. 5, tenuto conto del deficit migratorio durante il dicembre 1921, perchè all'epoca in cui esso venne eseguito, e cioè nella prima fase della costruzione della tavola di mortalità 1921-1922, era sola acquisita ufficialmente la notizia di un deficit migratorio complessivo, per tutte le classi di età e pei due sessi, nel mese stesso, di 1102 individui (2); cosicchè si ritenne trascurabile tale elemento, e tanto più per le prime classi di età, che non dovevano essere utilizzate per la determinazione delle rispettive probabilità di morte. Senonchè, volendo, per scrupolo, tener presente, almeno in via congetturale, l'elemento stesso, si potrà ricorrere ancora alla ricordata Memoria del LIVI, nella quale i deficit migratori sono per il 1921 valutati in:

	M.	F.	Totale
Classe di età 0:	198	428	626
Classe di età 1:	143	546	689

(1) Op. cit., p. 176.

(2) *Movimento della popolazione dal 1919 al 1923*, p. X.

e attribuire, in larga approssimazione, al mese di dicembre 1/12 di tale deficit, e cioè:

	M.	F.	Totale
Classe di età 0:	16	36	52
Classe di età 1:	12	45	57

dopo di che, in definitiva, le classi di viventi in età 0 ed 1 al 31 dicembre 1921 dedotte dalle classi censite, e già segnate nelle ultime due colonne della Tav. 5, si ridurrebbero a:

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0:	485.526	463.518	949.044	} 31 dic. 1921
Classe di età 1:	450.642	430.369	881.011	

e gli eccessi nelle classi dedotte dal movimento della popolazione rispetto a quelle dedotte dal censimento, alla data 31 dicembre 1921, crescerebbe a:

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0:	36.570	36.110	72.680	} 31 dic. 1921 (1)
Classe di età 1:	40.848	40.604	81.452	
Totale	77.418	76.714	154.132	

Infine, accogliendo come cifre esatte al 31 dicembre 1921 quelle ottenute per calcolo diretto dal movimento della popolazione si potranno ricostruire le cifre esatte al 1° dicembre 1921, sottraendo da quelle prime gli incrementi già calcolati per riportare le prime due classi censite al 31 dicembre 1921, dato che gli incrementi stessi sono stati determinati indipendentemente dalle classi censite, e col solo impiego dei dati forniti dal Movimento della popolazione, compresi i deficit migratori. Tali incrementi sono:

	M.	F.	Totale
Classe di età 0:	+ 3.105	+ 4.940	+ 8.045
Classe di età 1:	— 5.854	— 5.876	— 11.730

e perciò le classi censite al 1° dicembre 1921 avrebbero dovuto presumibilmente avere i valori:

Classe di età 0:	518.973	494.687	1.013.660	} 1° dic. 1921
Classe di età 1:	497.323	476.848	974.171	

(1) V. più oltre il n. 17, relativo all'attrazione dell'età 2.

che rispetto alle classi effettivamente censite presentano, naturalmente, gli stessi eccessi segnati nello specchio antecedente.

Nella Tav. 6 sono raccolti tutti i risultati dei calcoli eseguiti per il computo delle classi di età 0 ed 1, alle date 1° dicembre e 31 dicembre 1921, affinché più evidentemente ne risaltino le differenze.

CALCOLO DIRETTO DELLE CLASSI D'ETÀ 0 ED 1, E CONFRONTO
CON LE CLASSI CENSITE NEL 1911, 1901, 1881.

14. Le differenze segnalate sono attribuibili a una incompleta enumerazione del censimento, e, in caso affermativo, quali ne possono essere le ragioni? Che le prime classi annuali di viventi fornite dai censimenti siano in generale deficitarie, è ormai ammesso per comune esperienza, e ciò si attribuisce ad una tendenza, da parte delle famiglie, di non denunciare, in occasione dei censimenti stessi, i bambini di pochi mesi o di pochi anni, quasi che essi fossero elementi trascurabili nella enumerazione da eseguirsi (1).

(1) Il fatto è tanto comune che nelle *Instructions to Enumerators*, date in occasione del 15° censimento degli Stati Uniti (1930), al n. 159, è detto esplicitamente: « Enumerators must make a special effort to obtain returns for all infants and young children. Children under 1 year of age, in particular, have frequently been omitted from the enumeration in past censuses.

Il KING, (nel *Supplem. to the Seventy-fifth Report of the Registrar-General 1912, England and Wales, Part I, Life Tables, Sec. 42, p. 13*), aveva pure osservato: « The number of infants alive under one year of age should closely agree with the calculated number derived from the births and deaths, there having been no time for emigration to tell, whereas the number of children alive in each of the succeeding four years of age should progressively be a little less - the difference being an increasing one - than the number calculated from the births and deaths. It is, however, seen that the census returns do not comply with these conditions, and the conclusions seems to be inevitable that a large number of infants under two years of age escaped enumeration at both the censuses of 1901 and 1911, more especially so in 1911, although why that should be it is difficult to understand. Is there any other explanation? This is a matter that is well worthy of investigation before the next census comes to be taken ».

Anche nel *Census of England and Wales 1921, Gen. Rep.*, già citato, relativamente alle prime nove classi di censiti nel 1921 e relativamente alle prime cinque nel 1911, è esaminata la questione delle differenze fra classi censite e classi calcolate. Per le prime due classi le deficienze delle prime rispetto alle seconde sono, in migliaia:

Età	Censimento 1921	Censimento 1911
0	24	50
1	22	54

cioè di un ordine di grandezza relativamente minore di quello da noi osservato per il nostro censimento 1921, e circa uguale a quello che fra poco si osserverà per il nostro censimento 1911

Ma per meglio illuminare il fenomeno gioverà paragonare i risultati avuti per il 1921 con quelli relativi ai tre precedenti censimenti; ed anche qui verrà in acconcio richiamare alcuni dei calcoli eseguiti per le ricostruzioni delle tavole di mortalità corrispondenti a questi censimenti.

Omettiamo di esporre gli schemi di LEXIS, per il calcolo delle classi di viventi in età 0 ed 1 in base ai dati forniti dal *Movimento della popolazione*, a date prossime o coincidenti, con quelle dei censimenti stessi. I criteri adottati per la distribuzione dei morti in un certo anno di calendario e in una certa classe di età, a seconda della generazione di nati da cui presumibilmente provengono, sono quelli stessi indicati al n. 13. Non è stato possibile fare intervenire nel calcolo i deficit migratori, per mancanza di notizie statistiche attendibili. D'altronde il nostro scopo è soltanto quello di accertare se anche nei precedenti censimenti si siano verificate differenze analoghe a quelle riscontrate per il 1921, e quale sia approssimativamente il loro ordine di grandezza, senza avere la pretesa di apportare modificazioni ai risultati dei censimenti stessi. La distribuzione dei morti di età ignota è stata, come più sopra, eseguita proporzionalmente fra le varie classi di età nota.

Per il 1881, poichè il censimento è stato eseguito alla data 31 dicembre, il paragone viene istituito senz'altro fra le classi di censiti in età 0 ed 1, e le corrispondenti classi di viventi ottenute a calcolo dal *Movimento della popolazione*.

Per il 1901, avendo il censimento avuto luogo alla data 10 febbraio, le classi censite in età 0 ed 1 (1) sono state riportate dagli operatori del censimento al 1^o gennaio 1901, e queste sono state messe a confronto con le classi da noi ottenute sui dati del *Movimento della popolazione*.

(v. Tav. 7). Tali deficienze che si riscontrano anche per alcune delle classi d'età successive alle prime due, vengono, per i censimenti inglesi, spiegati, nella citata pubblicazione (pag. 77), non soltanto come un effetto delle omesse denunce, così come aveva affermato il KING, ma anche per la tendenza, che si sarebbe manifestata, di denunciare una età arrotondata per eccesso. Sull'argomento può anche essere consultato: J. C. DUNLOP, *Mis-statement of age in the Returns of the Census of Scotland*, «Journal of the Royal Statistical Society» 1923.

(1) Veramente la classificazione dei censiti al 10 febbraio 1901 è stata eseguita per anno di nascita; da essa è stata dedotta la classificazione per età.

Infine per il 1911, in cui il censimento della popolazione avvenne alla data 10 giugno, si ammise che le classi censite in età 0 ed 1 si potessero assumere come inerenti alla data di metà d'anno 1911; ed esse si paragonarono con la media aritmetica delle classi analoghe ottenute a calcolo, dal Movimento della popolazione per il 31 dicembre 1910 e 31 dicembre 1911.

I risultati dei calcoli insieme con quelli pel 1921, sono, separatamente pei maschi e per le femmine, esposti nella Tav. 7, dalla cui ispezione appare che, *in tutti i casi, le prime due classi censite sono deficitarie rispetto alle corrispondenti classi calcolate, ciò che conferma la costanza del fenomeno delle omesse denuncie di un certo numero di bambini in occasione dei vari censimenti.*

Veramente ad accogliere senz'altro una tale spiegazione delle differenze rilevate, e che poco oltre analizzeremo più minutamente, sembrerebbe contrastare la circostanza che nella classe di viventi di età 1, la deficienza sarebbe (non solo per gli ultimi due censimenti ora considerati 1901 e 1911, ma anche per il 1921) assolutamente e proporzionalmente maggiore che nella classe di età 0; mentre è da ritenersi che la tendenza alla omissione delle denuncie debba più fortemente manifestarsi nei riguardi dei bambini di nascita più recente. Altro fatto, che a prima vista rimane inesplicabile mediante l'ipotesi avanzata, è che *nel 1901 e per ciascun sesso la classe di età 0 data dal censimento differisce di pochissimo in meno dalla classe determinata a calcolo.*

È, infine, notevole questa circostanza, che un esame meno superficiale delle accennate differenze dimostra che, in corrispondenza a ciascun censimento, esse si presentano con qualche particolarità che le distingue dalle altre, come viene qui di seguito chiarito.

PARTICOLARITÀ DI CIASCUN CENSIMENTO QUANTO ALLE DIFFERENZE FRA CLASSI CENSITE E CLASSI CALCOLATE NELLE ETÀ 0 E 1.

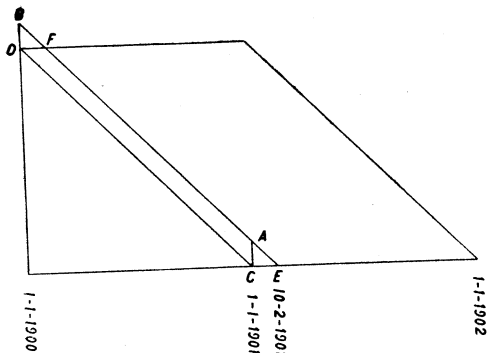
15. Per il 1881 l'eccesso della classe di età 0 da noi determinata a calcolo rispetto a quella censita, sia pei maschi che per le femmine, è assolutamente (e tanto più proporzionalmente) maggiore dell'eccesso analogo per il 1921; altrettanto dicasi per la classe di età 1.

Di più, rimanendo nell'ambito del 1881, l'eccesso per l'età 0 è, sia assolutamente che proporzionalmente, maggiore che per l'età 1. Qui le cose si presentano, dunque, come sembra ragionevole presumere quando le differenze vogliano attribuirsi ad omesse denunce dei bambini in occasione del censimento, perchè appunto — in accordo con questa ipotesi — la differenza riscontrata nella classe di età 1 è meno grave di quella inerente alla classe 0.

Per il 1901 (risultati del censimento 10 febbraio riportati al 1° gennaio) il fatto si presenta con una diversa fisionomia, e cioè la seconda classe da noi calcolata, ossia quella di età 1, offre ancora una eccedenza su quella dedotta dalla censita, ma essa è proporzionalmente di gran lunga minore che per tutti gli altri censimenti; mentre poi *nella classe di età 0* (particolarmente pei maschi in cui la differenza è di sole 40 unità, laddove per le femmine sale a 836 unità) *si può dire addirittura di avere pratica coincidenza fra la classe da noi calcolata e quella dedotta dal censimento*. Mentre parrebbe, a priori, di dover considerare come eccezionale il presentarsi di uno scarto fra le prime classi d'età calcolate e le corrispondenti censite, ora che si è constatata la presenza di tali scarti in tutti i casi esaminati meno che in uno, si è piuttosto indotti a considerare quest'uno in cui non si osserva apprezzabile differenza, come anomalo, e a ricercare la ragione della anomalia.

Per tentare di rendersi conto del fatto è necessario notare che, nelle schede del censimento 10 febbraio 1900, di ogni individuo si doveva indicare la data di nascita e non il numero degli anni compiuti, dal che seguì l'opportunità di trasformare la tavola di classificazione della popolazione per anni di nascita, in una tavola di classificazione per età, secondo la situazione probabile a una certa data. Gli operatori del censimento, assunta come tale la data 1° gennaio 1901, avrebbero appunto ottenuto i risultati che per il 1901 sono trascritti nella seconda colonna della Tav. 7; mentre nella prima colonna figurano i valori da noi avuti a calcolo, dal movimento della popolazione, in corrispondenza alla stessa data. Ora osservando, per maggiore chiarezza, lo schema di LEXIS, qui presso riportato, si vede subito che per ottenere dalla classe dei censiti il 10 febbraio 1901 appartenenti alla generazione dei nati nel 1900 (classe ideal-

mente rappresentata dalle linee di vita che tagliano AB) la classe dei viventi in età 0 al 1° gennaio 1901 idealmente rappresentati in CD , basterà aggiungere alla classe stessa il numero dei morti rappresentati dai punti di morte che cadono nel parallelogrammo $ABCD$.



Ripetiamo, grosso modo, il calcolo delle classi di età che sarebbe stato eseguito in occasione del censimento 1901. Poichè non abbiamo la possibilità, per mancanza di dati fondamentali, di determinare esattamente quel numero di morti, sostituiamo ad esso, in via approssimata, il numero dei morti corrispondente ai punti di morte che cadono nel parallelogrammo $EFC D$, ossia sostituiamo ai punti di morte del triangolo DFB i punti di morte del triangolo CEA (che sono peraltro più numerosi). Ora, poichè sul totale dei morti nel 1901, e cioè 363.417 M e 351.619 F, quelli di età 0 furono 94.694 M e 81.400 F, (1) e d'altronde i morti dal 1° gennaio al 10 febbraio escluso furono in numero di 44.274 M e 44.222 F (2), così ammettendo che su questi ultimi la proporzione dei morti di età 0 sia la stessa di quella osservata per tutto l'anno 1901, si dedurrà, con buona approssimazione, che tali morti in età 0 (corrispondenti dunque ai punti di morte del parallelogrammo $EFC D$) furono in numero di 11.536 M e 10.237 F.

Si sa poi che i censiti il 10 febbraio 1901 appartenenti alla generazione dei nati nel 1900 furono 474.550 M e 455.866 F (3), e perciò la classe dei viventi in età 0 alla data 1° gennaio 1901 risul-

Si sa poi che i censiti il 10 febbraio 1901 appartenenti alla generazione dei nati nel 1900 furono 474.550 M e 455.866 F (3), e perciò la classe dei viventi in età 0 alla data 1° gennaio 1901 risul-

(1) *Movimento della popolazione 1901 Tav. IX, pag. 65.* Nelle cifre su riportate è compresa una parte dei morti di età ignota attribuita (per proporzionalità) alle classi d'età considerate.

(2) *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 10 febbraio 1901 Vol. V, Relazione, pag. LIX.*

(3) *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 10 febbraio 1901 Vol. II, Tav. III, pag. 337.*

terà (con una approssimazione per eccesso dipendente dalla sostituzione del triangolo CEA al triangolo DFB):

$$474.550 + 11.536 = 486.086 M$$

e

$$455.866 + 10.237 = 466.103 F.$$

Questi risultati differiscono alquanto (ciascuno per 5000 unità circa in più) da quelli segnati nella seconda colonna della Tav. 7, vale a dire da quelli trovati in occasione del censimento 1901. Tale differenza dipende forse anche dal fatto che questi ultimi risultati sarebbero stati ottenuti aggiungendo al numero 474.550 (e al numero 455.866) non già il numero dei morti corrispondenti all'intero parallelogramma $EFC D$, come noi abbiamo testè fatto, ma il solo numero dei morti corrispondenti al trapezio $AFC D$ (essendosi forse giudicato trascurabile l'apporto del triangolo $BD F$, che sarebbe occorso per completare rigorosamente il numero dei morti da aggiungere ai censiti corrispondenti ad AB , per ottenere la classe dei viventi di età 0 al 1° gennaio 1901, rappresentata sul segmento CD). Comunque, i nostri risultati confermano quelli ottenuti per la classe CD in occasione del censimento 1901.

Senonchè *la pratica coincidenza delle classi di età 0 segnate nella prima e seconda colonna della detta Tav. 7 ci lascia dubbiosi ad accogliere l'affermazione che i 474.550 M e le 455.866 F, che appaiono nel Vol. II del Censim. della Popol. 1901 Tav. III, pag. 337, costituiscono veramente le classi dei censiti il 10 febbraio 1901 provenienti dai nati del 1900 (1); e ci induce piuttosto a pensare che le classi in età 0 (M e F) che figurano nella Tav. XX della ripetuta Relazione (trascritte nella seconda colonna della nostra Tav. 7) siano state ottenute a calcolo dai nati del 1900 e dal movimento della popolazione*

(1) Nella ripetuta Relazione è detto testualmente: « Aggiungendo questo numero (dei bambini di non oltre un anno morti fra il 1° gennaio e il 10 febbraio del 1901 e che erano vivi alla fine del 1900) a quello dei nati nel 1900, si è integrato il numero dei viventi fino ad un anno di età al 1° gennaio 1901; così pure aggiungendo al numero dei nati nel 1899 indicato dal censimento quello dei morti nei primi 40 giorni del 1901 in età da oltre 1 a 2 anni si è integrato il numero dei viventi da oltre 1 a 2 anni. In modo analogo si è proceduto per tutte le altre età ».

Si vede che i bambini di non oltre un anno morti fra il 1° gennaio e il 10 febbraio del 1901 e che erano vivi alla fine del 1900, sono quelli rappresentati dai punti di morte che cadono nel trapezio $AFC D$.

(così come noi abbiamo fatto per la prima colonna della Tav. 7), e che successivamente da quelle classi siano state ottenute, per sottrazione dei morti corrispondenti al parallelogrammo $A B C D$ o al trapezio $A F C D$, le classi di 474.550 M e 455.866 F sopra menzionate.

In sostanza, come per il calcolo delle probabilità di morte relative alle prime età si preferisce valutare le classi dei viventi in base ai dati che risultano dagli Atti dello stato civile — accordandosi alle classi così ottenute un maggior grado di fiducia che ai risultati del censimento — similmente può darsi che in occasione del censimento 10 febbraio 1901, le classi di età 0 al 1° gennaio 1901 dedotte a calcolo dal movimento della popolazione siano state sostituite alle classi omologhe che si sarebbero avute dal censimento; e che — in via subordinata — siano state conformemente sostituite le classi effettivamente censite con quelle avute per sottrazione dei morti nell'intervallo 1° gennaio - 10 febbraio dalle classi di età 0 al 1° gennaio 1901.

Riassumendo, propendiamo a credere che le classi di 474.550 M e 455.866 F di cui sopra, non siano effettivamente quelle risultate dalle operazioni del censimento, ma siano state ottenute a calcolo sui dati del movimento della popolazione, e sostituite a classi di censiti di cui non conosciamo, peraltro, l'ammontare.

Del resto, non soltanto la pratica coincidenza delle classi di età 0 segnate nella prima e nella seconda colonna della Tav. 7, ma anche un altro argomento si può addurre a sostegno della nostra persuasione: ed è che se la coincidenza stessa potesse attribuirsi ad una insolita precisione dei risultati del censimento, non si capirebbe poi come tale coincidenza dovesse mancare nei riguardi delle successive classi M e F di età 1, classi che dovrebbero, al contrario, risultare più fedelmente enumerate di quelle di età 0. Difatti per le classi di età 1 la differenza è per i maschi di 15487, e per le femmine di 18620 unità.

Infine, il confronto analogo ai precedenti, per il 1911, fornisce differenze minori, sia assolutamente che proporzionalmente, di quelle riscontrate per il 1921; e, similmente a quanto accade per il 1921, la differenza che si riscontra per la classe di età 1 è, per M e per F , sia assolutamente che proporzionalmente, maggiore di quella che si verifica per la classe di età 0.

RISULTATI CONCLUSIVI DEI CONFRONTI ESEGUITI.

16. A conclusione di tutti questi confronti possiamo dunque affermare che *negli ultimi quattro censimenti della popolazione italiana, si è sempre verificato, benchè con diverse modalità ed intensità e con una sola eccezione per la età 0 relativa al censimento 1901, un eccesso nelle classi di viventi di età 0 e di età 1 calcolate sui dati forniti dagli Atti dello stato civile (movimento della popolazione), rispetto alle classi immediatamente fornite da un censimento di pari epoca o dedotte da un censimento di epoca prossima.*

Le differenze riscontrate per il 1921 prese nel loro complesso, sia per i M che per le F sono di un ordine di grandezza inferiore a quello che si verificò per il 1881, e di non molto superiore a quello del 1911; ma pur potendosi considerare come espressione di un fenomeno che si verificò costantemente, almeno dal 1881 in poi, esse sono di tale rilevanza da non poter passare inosservate. D'altronde il computo dei viventi in queste classi di età, eseguito sulla scorta del movimento della popolazione, riposa su elementi il cui grado di certezza è superiore a quello che può accordarsi ai dati del censimento.

Accoglieremo pertanto la conclusione che, *eseguita la distribuzione dei censiti di età ignota proporzionalmente fra le classi di censiti di età nota, dopo di che le classi di censiti di età 0 e di età 1 ammonterebbero a :*

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0 :	482.421	458.578	940.999	} 1° dic. 1921
Classe di età 1 :	456.496	436.245	892.741	

alle classi stesse si debbano sostituire le seguenti

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0 :	518.991	494.688	1.013.679	} 1° dic. 1921
Classe di età 1 :	497.344	476.849	974.193	

ottenute con calcolo diretto dai dati del movimento della popolazione e con successivo trasporto dal 31 al 1 dicembre 1921.

Viceversa, poichè dopo aver eseguito il riporto al 31 dicembre 1921 delle classi in età 0 ed 1 censite il 1 dicembre, esse ammonterebbero (distribuiti quelli di età ignota) a:

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0 :	485.526	463.518	949.044	} 31 dic. 1921
Classe di età 1 :	450.462	430.639	881.011	

si dovrebbero a queste classi sostituire le seguenti :

	M.	F.	Totale	
Classe di età 0 :	522.096	499.628	1.021.724	} 31 dic. 1921
Classe di età 1 :	491.490	479.973	962.463	

ottenute con calcolo diretto dai dati del movimento della popolazione.

ATTRAZIONE DELL'ETÀ 2.

17. Per quanto riguarda l'ammontare delle classi d'età considerate, vogliamo infine notare che, nonostante debba presumersi per la classe di età 0 un aggravamento rispetto alla classe di età 1 nella tendenza all'evasione delle denunce, sta il fatto che per il 1921 ed anche per il 1911 (1) l'eccesso che si verifica nella classe di età 1 supera quello relativo alla classe di età 0. Ciò potrebbe dipendere da una attrazione della classe di età 2 (età pari) a scapito delle limitrofe classi di età 1 e 3 manifestatasi in occasione dei censimenti a quelle date; il che avrebbe come effetto di diminuire la classe censita di età 1, aumentandone la differenza in meno dalla classe calcolata sui dati del movimento della popolazione. Questa supposizione sembra essere avvalorata dalla circostanza che, come si vedrà, la classe di viventi in età 2, calcolata sui dati risultanti dagli Atti di stato civile, si trova — contrariamente a ciò che accadeva per le due prime classi di età — più scarsa della classe censita (2).

(1) Lo stesso si potrebbe dire per il 1901, stando alle differenze che risultano dalla Tav. 7, ma si è già veduto che quelle per le classi di età 0, M e F, sono praticamente trascurabili per il modo stesso con cui tali classi vennero costituite.

(2) Negli Stati Uniti, in ciascuno dei censimenti 1910, 1900, 1890, 1880, la classe dei censiti in età 2 è risultata, contro ciò che sarebbe da attendersi, minore delle limitrofe classi di età 1 e 3 (V. *Thirteenth Census of the United States*, etc, Vol. I, pag. 293). Altrettanto si era verificato nel censimento inglese 1911 (V. diagramma rappresentativo delle distribuzioni per età in *Census of England and Wales 1921, General Report*, già cit., pag. 64).

**III. — Confronto per le età 2, 3, 4
fra le classi dei viventi censite e quelle calcolate in base ai dati
del Movimento della popolazione.**

**DISCORDANZE NON UNIFORMI FRA CLASSI
CALCOLATE E CENSITE.**

18. Constatate, per le età 0 e 1, le differenze di cui ai paragrafi precedenti, fra l'ammontare delle classi censite e quello delle classi calcolate, non soltanto in riferimento al censimento 1921 ma anche per i tre precedenti, si presenta naturale di vedere se qualche cosa di analogo accada anche per le età successive. Il calcolo diretto — che si potrebbe teoricamente protrarre fino a richiederne l'ammontare ad una data qualsiasi di una classe qualsiasi di viventi, sulla sola base dei dati forniti dal movimento della popolazione e su quello dei movimenti migratori, purchè dei morti, emigrati ed immigrati si conoscessero data di nascita e data di morte, emigrazione ed immigrazione — trova nella pratica serî ostacoli, anche per la forma dei dati effettivamente disponibili, non appena si voglia spingerlo oltre il 5^o o 6^o anno di età; cosicchè il suo pregio di fornire, sia pure a una data di usuale riferimento, come potrebbe essere una fine d'anno, risultati più attendibili di quelli dati da un censimento, svanisce oltre questi limiti. Per questa ragione ne abbiamo limitata l'applicazione, per il confronto che vogliamo eseguire, fino al calcolo della classe di età 4, compresa. Inoltre non è stato possibile tener conto del deficit migratorio se non per il calcolo di confronto col censimento 1921, e sempre utilizzando la distribuzione eseguita dal LIVI. Tale mancanza di omogeneità con i calcoli relativi agli altri censimenti non altera per altro l'ordine di grandezza delle differenze fra epoca ed epoca che ci importa di rilevare. È stata, tuttavia, eseguita la distribuzione dei morti di età ignota proporzionalmente alle classi dei morti di età nota; e, del resto, per quanto concerne il calcolo dei viventi a una certa data, si sono utilizzati, sempre sulla scorta

dello schema di LEXIS, i concetti e i procedimenti già impiegati nel precedente capitolo. I risultati così ottenuti sono consegnati nella Tav. 8, di cui le ultime due colonne, rispettivamente pei M e per le F, mostrano gli eccessi delle classi calcolate rispetto a quelle censite.

Per il 1921, che più ci interessa, per ciascuna delle età 2, 3, 4 e per ciascun sesso, troviamo che tutte le classi calcolate differiscono in meno dalle classi censite e che le differenze, assolutamente e relativamente non gravi per la classe di età 4 (specie per i maschi), salgono a circa il 3 % rispetto alle classi calcolate per l'età 3 al 9 % per l'età 2. Questo deficit, tutt'altro che trascurabile nelle classi calcolate rispetto alle censite per l'età 2, ci conforta nella supposizione, già avanzata al n. 17 e cioè che la classe di età 2 (età pari) eserciti una certa attrazione a scapito delle classi limitrofe, e specialmente della classe di età 1. È dunque probabile che *una parte della correzione precedentemente eseguita nella classe censita di età 1, accrescendo tale classe di un certo numero di unità, dovrebbe avere come riscontro una correzione in senso contrario nella classe censita di età 2*. Ma sarebbe necessaria una indagine più approfondita sulla questione, per poterne dedurre elementi quantitativi al fine di eseguire questa probabile correzione della classe censita di età 2. In mancanza di che, dobbiamo limitarci ad affermare la probabile alterazione in più nella classe censita di età 2, senza peritarci nel tentativo di correggerla (1).

Quanto alle differenze che si riscontrano per gli altri censimenti, vediamo che la massima parte delle classi calcolate supera le corrispondenti classi censite come se l'evasione delle denuncie, accertata per le classi di età 0 ed 1, continuasse a verificarsi, benchè in misura minore, anche per le classi successive (2). Ma la presenza di parecchie differenze negative toglie una certa dose di credito a questa supposizione.

(1) Cfr. nota in fine al n. 17.

(2) Ciò si è appunto verificato nei censimenti inglesi 1921 e 1911, anche per alcune delle classi d'età dopo 0 ed 1. Vedi *Census of England and Wales 1921, Gen. Rep.* già cit., e cfr. nota al principio del n. 14.

Per il 1881 le differenze divengono, infatti, negative, per la classe 3, e sono una positiva e l'altra negativa per la classe 4. Per il 1901 le differenze sono tutte positive; e altrettanto dicasi per il 1911, con le eccezioni delle classi 2 e 4, F.

È notevole il fatto che per il 1901 e per il 1911 le differenze che si riscontrano per la classe 3 superano rilevantemente quelle che si verificano per la classe 2, contro la presunzione di una attenuazione nella evasione delle denunce che dovrebbe prodursi al crescere della età.

Inoltre si vede che, per il 1901, le differenze nelle classi di età 2, 3, 4 continuano ad essere di gran lunga superiori a quelle piccolissime trovate nella classe 0; ciò che rafforza la persuasione che effettivamente la classe 0 del censimento sia stata sostituita con la corrispondente classe calcolata, come si disse al n. 14.

Infine, per il 1911, le differenze sono trascurabili per la classe 2 e per la classe 4; mentre per la classe 3 la differenza relativa ai maschi non arriva all'1 %, rispetto alla classe censita, laddove per le F essa sale a quasi il 5 %.

Queste discordanze di comportamento delle differenze riscontrate negli ultimi quattro censimenti, fra le classi censite e quelle calcolate, relativamente alle età 2, 3, 4 (mentre per le età 0 ed 1 il comportamento era presso a poco lo stesso) danno maggior fondamento alla convinzione che sia impossibile tentare, su buone basi, una correzione delle classi di censiti di età 2, 3, 4, sia per il censimento 1921 che per i precedenti.

Sola conclusione positiva di questo paragrafo si è che le classi di età 2 (M e F) censite nel 1921 sono probabilmente errate per eccesso.

Alla quale può, tuttavia, aggiungersi come augurio quest'altra: che le operazioni del censimento e le registrazioni dei movimenti dello Stato civile siano in avvenire, più che per il passato, compiute con quelle scrupolose cure e sincerità che sono necessarie affinchè risulti garantita la pratica coincidenza numerica delle classi di viventi, censite e calcolate, almeno per le primissime età.

IV. — Sul numero dei centenari presenti al censimento
1° dicembre 1921.

L'INDAGINE SUI CENTENARI
ESEGUITA IN OCCASIONE DEL CENSIMENTO 1921.

19. Le particolari difficoltà che si presentano nella determinazione delle probabilità di morte per le età senili, conseguentemente alla larga influenza che il caso esercita sui piccoli numeri di morti e di esposti a morire che si presentano in queste età, hanno reso necessari parecchi tentativi prima di giungere a un metodo idoneo a fornire, con conveniente attendibilità, le probabilità stesse, in relazione al materiale offerto dal censimento 1921 e ai morti del biennio 1921-1922.

Non è il caso di esporre dettagliatamente i diversi mezzi provati prima di conseguire lo scopo. Basterà qui dire che un primo gruppo di prove, consistenti nell'appoggiare, su due punti della curva di mortalità costruita sui dati osservati fin verso gli 85 anni, un arco di parabola quadratica raggiungente l'ordinata (probabilità) 1 in corrispondenza all'ascissa ω , essendo ω l'età più elevata, in anni interi, effettivamente riscontrata fra i censiti, non dette risultati soddisfacenti (1). Un'altra serie di tentativi di interpolazione della curva rappresentativa delle probabilità di morte per le età senili, attraverso quozienti quinquennali di mortalità, dette risultati migliori, e, con opportuni perfezionamenti, condusse al metodo effettivamente impiegato per il tracciamento di questo tratto della curva (2). Orbene, questi nuovi tentativi indussero a sospettare che la riduzione al numero dei censiti come centenari, risultante dai controlli esposti negli Atti ufficiali del censimento 1921 (3) fosse eccessiva nei riguardi dei centenari propriamente detti, cioè aventi una età di almeno 100 anni compiuti.

(1) Le tavole di mortalità del Regno e regionali, relative al Censimento 1911 erano pure state costruite (BAGNI, *Tavole di mortalità e tav. monetarie basate sulle Statistiche italiane del dodicennio 1901-1912*, « Ann. di Statistica » S. 5, vol. 10) nel tratto delle età senili, con metodo analogo, e precisamente per interpolazione di una parabola di 4° ordine, determinata da quattro quozienti anteriori a q_{88} e da $q_{\omega} = 1$ avendo ω il significato ora detto.

(2) V. *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già cit.

(3) *Censimento della Popolazione del Regno d'Italia al 1° dicembre 1921*, Vol. XIX, Relaz. generale, p. 196.

Pertanto, pur non potendosi dare molto peso a un'indicazione di tal genere, specie in dipendenza degli elementi arbitrari che vengono necessariamente introdotti in qualsiasi procedimento interpolatorio, l'Istituto Centrale di Statistica, nel costruire le tavole di mortalità 1921-1922, giudicò opportuno rivedere attentamente quella parte del censimento 1921 che si riferisce alla classe dei centenari.

Si noti, intanto, che la classificazione per età della popolazione presente al censimento è stata eseguita conformemente a queste indicazioni (1):

età anni: fino a 1, 1-2, 2-3... 19-20,...20-21, 21-25, 25-30, 30-35,... 90-95, 95-100, oltre 100, ignota;

con l'intesa che da ciascuna di queste classi dovesse escludersi l'età compiuta indicata dal limite superiore, cosicchè chi avesse, alla data del censimento, compiuto 1,2,... 20,25... anni doveva essere rispettivamente collocato nella classe 1-2, 2-3, 20-25, 25-30 ecc. Ne seguiva che tutti quelli che alla data del censimento avessero compiuto od oltrepassato il 100° anno di età (centenari propriamente detti) avrebbero dovuto trovar posto nella classe indicata con « oltre 100 » e che forse, più opportunamente, in conformità ai criteri di classificazione ora esposti, avrebbe dovuto designarsi « da 100 in poi ».

Ora, consultando le biografie in appendice al Capitolo VII della citata Relazione generale, dedicato appunto ai sopraccennati controlli (2), si rileva che i 51 centenari (48 nei vecchi confini), ai quali vennero a ridursi i 256 censiti come centenari, comprendono anche 19 individui (4 M e 15 F) di età fra 99 e 100 anni, che potremo dire « centenari in senso lato » perchè sono « entrati » nel centesimo anno di età, ma che, più propriamente, sono da considerarsi come novantanoveni. D'al-

(1) Loc. cit. Tav. XIV, p. 101.

(2) Eseguiti a censimento compiuto, non sul materiale di censimento (perchè la massima parte di questo era già stata sgombrata dai locali dell'Istituto per far posto ad altro materiale più importante e recente), ma sulla scorta di certe schede (cartoline bianche) che gli addetti allo spoglio dei fogli di famiglia erano tenuti a compilare per ciascun individuo denunciato come centenario, trascrivendovi le notizie risultanti da quei fogli. Per l'accertamento dell'età del censito venne poi inviato al suo Comune di nascita o di residenza un questionario avente lo scopo di controllare, in base ai registri anagrafici del Comune o della Parrocchia, la data di nascita, e di fornire altre notizie come l'eventuale data di morte, lo stato civile, l'alfabetismo, la professione esercitata, il numero dei figli, la loro data di nascita, i caratteri fisici e intellettuali, ed infine altri dati sul tenore di vita e sulle qualità e attitudini del censito.

tronde sembra da escludere che i novantanovenni al 1° dicembre 1921 fossero soltanto questi 19. Perciò, limitandoci a considerare i centenari propriamente detti potremo intanto dire che dai controlli eseguiti in occasione del censimento ed esposti nel citato Cap. VII, i centenari effettivamente risultanti sono in numero di 32, tutti compresi nei vecchi confini, come è indicato da questo specchietto:

	CENTENARI								
	Registrati al censimento			Accertati in senso lato			Accertati in senso stretto		
	M.	F.	Totale	M.	F.	Totale	M.	F.	Totale
Nei vecchi confini	—	—	243	—	—	48	9	23	32
Venezia Giulia e Trid.a ..	—	—	13	—	—	3	—	—	—
REGNO.....	82	174	256	13	38	51	9	23	32

UN PRIMO PROBABILE FATTORE D'AUMENTO
DEL NUMERO DEI CENTENARI.

20. Questa prima fase della nostra ricerca, riducendo a 32 il numero dei veri centenari, sembra allontanarci dalla sopraccennata presunzione, cui fummo condotti da quei certi tentativi di tracciamento della curva dei quozienti senili, e cioè dalla presunzione che il numero dei centenari indicati dal censimento fosse troppo scarso.

Ma il terreno perduto si riguadagna osservando in primo luogo che gli accertamenti disposti per i 256 censiti come centenari non poterono avere effetto per 27 di tali censiti, dei quali non poté aversi traccia nè sui registri anagrafici, nè a seguito di particolari ricerche fatte nei rispettivi comuni di nascita e di residenza. *Non è, quindi, da escludersi che fra questi 27 alcuni fossero effettivamente dei centenari e ci sembra anzi plausibile ammettere, per il fatto stesso dell'impossibilità di rintracciare lontane documentazioni, che ve ne fossero per lo meno nella stessa proporzione constatata fra i 256 — 27 = 229 di cui si poté accertare l'età.*

Secondariamente, rimaneva il dubbio di un errore opposto a quello di cui si è ora detto, e cioè che potessero essere state iscritte fra le persone che non avevano ancora compiuti i 100 anni alcune di quelle che li avevano oltrepassati.

ALTRI CENTENARI RISULTANTI DALL'ESAME DI PARTE
DEL MATERIALE DI CENSIMENTO.

21. Per eliminare possibilmente tale dubbio, (esclusa la possibilità di riesaminare tutto il materiale del censimento, per la massima parte già alienato, ed esclusa anche l'opportunità di farlo, seppure possibile), restava un solo mezzo praticabile: quello di sottoporre a nuovo spoglio il materiale di censimento residuo, accantonato di proposito con criterio rappresentativo, per indagini di questo e di altro genere (1).

E così effettivamente si operò: venne, cioè, eseguito lo spoglio di quel materiale, costituito dai 1.341.329 fogli di famiglia relativi a 30 circondari nei vecchi confini (2), nell'intento di accertare la eventuale

(1) Il materiale a cui si allude costituisce, nei limiti delle pratiche possibilità, un campione scelto in modo da riprodurre le condizioni che si presentano nel Regno, entro i vecchi confini, per quanto concerne certi aspetti di taluni fra i più salienti caratteri demografici, sociali, economici, geografici. Esso comprende i fogli di famiglia di 29 sui 214 Circondari che, alla data dell'ultimo censimento, costituivano il Regno entro i vecchi confini.

Inoltre si trattene anche il materiale del Circondario di Viterbo; cosicchè il materiale del censimento 1921 oggi accantonato comprende i 1.341.329 fogli di famiglia di 30 Circondari, tutti contenuti entro i vecchi confini. E per quanto lo studio teorico e pratico a cui dette occasione quel campione (C. GINI e L. GALVANI: *Di una applicazione del metodo rappresentativo all'ultimo censimento italiano della popolazione* « Annali di Statistica » serie VI, vol. IV) abbia messo in luce che un campione può essere dichiarato rappresentativo per alcuni aspetti di determinati caratteri, e non, almeno generalmente, in modo assoluto per tutti i caratteri e per tutti i loro aspetti, pur nondimeno si giudicò che, meglio che nulla, sarebbe stato eseguire uno scandaglio su quel materiale residuo, salvo ad estendere con le dovute cautele i risultati della ricerca dal campione alla totalità.

(2) Poichè la scelta di un campione eseguita in modo da conservare certi aspetti di alcuni caratteri non assicura in nessun modo la rappresentatività del campione per quanto concerne altri caratteri non connessi coi primi, e poichè, d'altronde, il campione costituito dai 29 Circondari è stato formato indipendentemente dalla considerazione dei centenari, così si può, con buona presunzione, ritenere che anche il gruppo dei 30 Circondari, di cui vennero riesaminati i fogli di famiglia, costituisca un campione preso a caso fra i 214 Circondari del Regno, per quanto riguarda l'esistenza di censiti centenari; ed anche come un campione di 1.341.329 fogli estratti a caso dalla totalità di 3.374.995 fogli di famiglia che costituivano il materiale di censimento del Regno nei vecchi confini; ed infine come un campione di 5.979.157 censiti presi a caso nella totalità dei 37.142.886 censiti entro i vecchi confini.

esistenza di altri centenari, oltre i 32 di cui al numero precedente. Di più, allo scopo di ottenere materiale omogeneo con quello della prima inchiesta sui centenari, si decise di estrarre dallo spoglio anche gli eventuali censiti come novantanovenni.

I risultati ottenuti sono i seguenti: per 306 individui l'età indicata senz'altro o derivante dalla data di nascita *quale appare* scritta sul rispettivo foglio di famiglia è di 99 o più anni compiuti. Di 197 fra essi si ritenne di poter escludere senz'altro la qualità di 99enne o di centenario, per palese inverosimiglianza (molto frequente il caso di censiti pei quali l'età appare, dallo scritto, di 100 o più anni, e nel contempo superiore a quella dei genitori, tuttora viventi). Per altri 14 si constatò che essi erano già compresi fra i 256 pretesi centenari enumerati nel censimento. Per gli ultimi 95 non risultò alcun elemento che potesse servire ad esprimere un giudizio di verosimiglianza o meno; cosicchè per ognuno di questi si scrisse al Comune di abituale residenza ed, eventualmente, in mancanza di risposta, al Comune di nascita e agli Uffici parrocchiali, per ottenere che sui registri dello Stato civile venisse eseguito il controllo delle seguenti generalità: nome e cognome del censito, paternità, sesso, stato civile, data e luogo di nascita, luogo di abitazione e parrocchia.

Alle 95 domande vennero date 78 risposte, per la massima parte, come era da attendersi negative, nel senso che non confermarono la qualità di centenario dei censiti a cui le domande si riferivano. Per 2 censiti (2F) risultò che essi erano effettivamente dei centenari, per altri 4 (2M) e (2F) si seppe che alla data del censimento erano 99enni; 9 dei censiti non vennero identificati. I 69 censiti dei quali fu accertata l'età risultarono così distribuiti: 2 centenari; 6 nella classe d'età 95-99; 3 nella classe 90-94; 14 nella classe 80-89; 17 nella classe 70-79; 27 con meno di 70 anni; aggiungendo ai 9 non identificati le 17 mancate risposte si ha un totale di 26 censiti pei quali gli accertamenti disposti non ebbero esito.

Richieste ai singoli Comuni notizie sulla vita dei 6 censiti, di 99 o più anni, fra i quali vennero inclusi anche i 4 novantanovenni, sia per conformarsi a ciò che era stato fatto nella precedente inchiesta sui centenari, sia anche per l'interesse intrinseco che potevano presentare le informazioni relative a individui che ormai rasentavano un secolo di età, sia infine per la presunzione che alcuni almeno di quei 99enni

avessero poi effettivamente superato il 100° anno (1), fu possibile compilare i cenni biografici trascritti nella Appendice B.

Per ciascuno dei 6 censiti in parola poniamo qui a confronto le età denunciate e quelle accertate.

NOME		Data di nascita denunciata	Data di nascita accertata	
1	Peis Rita	—	12 /9/ 1818	} centenari
2	De Giosa Carmela.....	16/10/1820	1/10/1821	
1	Mallozza Giuseppe	7/12/1821	7/12/1821	} 99enni
2	Chiozza Maria.....	22 /2/ 1822	22 /2/ 1822	
3	Hambar Mahabet Anna.	26 /2/ 1822	26 /2/ 1822	
4	Palma Pasquale.....	18 /7/ 1822	18 /7/ 1822	

**OSSERVAZIONI SUI RISULTATI OTTENUTI,
ED ESTENSIONE DAL CAMPIONE ALLA TOTALITÀ.**

22. Questi risultati ci conducono a formulare le seguenti osservazioni:

a) Senza volere esagerare la portata della constatazione — data la piccolezza dei risultati tratti dallo spoglio eseguito — essi confermerebbero, tuttavia, la circostanza ripetutamente osservata che fra i longevi prevalgono spiccatamente le femmine rispetto ai maschi (2).

b) Ammettendo che fra gli $8.374.995 - 1.341.329 = 7.006.660$ fogli (Regno negli antichi confini) non esaminati nell'ultimo spoglio

(1) Tale presunzione, come si rileverà dai cenni biografici, si avverò effettivamente per tutti e quattro i 99enni considerati.

(2) V., a tale proposito, *I centenari in Bulgaria*, « Notiziario demografico » del 1° ottobre 1929, n. 19, ed anche: *I centenari in Gran Bretagna e negli Stati Uniti N. A.*, ibid., 16 dicembre 1929, n. 24. Nel primo di tali articoli è segnalato il fatto che, mentre dal censimento 31 dicembre 1926 risultava, per la Bulgaria, una preponderanza dei centenari di sesso femminile (942 femmine per 814 maschi), una inchiesta successiva ridusse tali numeri a 73 femmine ed 85 maschi, con l'effetto di invertire a vantaggio dei maschi la preponderanza prima osservata.

si trovino dei centenari propriamente detti nella stessa proporzione in cui se ne sono trovati fra i 1.341.329 fogli esaminati, si concluderà che *il numero probabile di centenari in senso stretto da aggiungere al prospetto del n. 19 sarebbe di 12.*

Anche qui non è, naturalmente, da escludersi che alcuni altri centenari siano contenuti fra quei 26 censiti di cui non fu possibile, nel corso dell'attuale indagine, avere notizie dai comuni di nascita o di residenza o che non vennero identificati. Richiamandoci alla analoga osservazione fatta al n. 20 per quei 27 censiti nella classe « oltre 100 » di cui non si poterono avere informazioni nella prima indagine sui centenari, ed accogliendo il concetto che fra i 26 dianzi detti e fra questi 27 ultimamente accennati, possano esistere centenari propriamente detti, nelle stesse proporzioni in cui vennero constatati fra i censiti pei quali gli accertamenti disposti ebbero esito, si concluderà che, *grosso modo, il numero dei centenari propriamente detti, presenti al 1° dicembre 1921 dovrebbe presumibilmente essere ulteriormente accresciuto di 4 unità.*

L'estensione dei risultati al Regno nei nuovi confini proporzionalmente al numero dei fogli di famiglia impiegati pel censimento, che furono complessivamente 8.697.739, e l'assegnazione dei centenari a ciascuno dei due sessi, eseguita anch'essa col concetto della proporzionalità, danno luogo alla seguente presumibile distribuzione:

NUMERO PROBABLE DEI CENTENARI PROPRIAMENTE DETTI
AL 1° DICEMBRE 1921

Risultanti dalla prima indagine			Da aggiungere per effetto della nuova indagine			Totale		
Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.	Tot.	M.	F.
Nei vecchi confini 32	9	23	<i>12 + 4 = 16</i>	4	12	48	13	35
Nei nuovi confini 32	9	23	17	5	12	49	14	35

In questa tabella sono segnate in carattere corsivo i numeri ottenuti a calcolo, applicando il concetto della proporzionalità. Essi costi-

tuiscono i valori probabili o medî delle quantità considerate, ma non si deve peraltro ritenere che la probabilità inerente a ciascuno dei valori stessi rasenti la certezza (V. in proposito Appendice A).

CONFERMA DEI RISULTATI OTTENUTI, FORNITA DAL CALCOLO
DEI SOPRAVVIVENTI AI CENSITI DI 90 E PIÙ ANNI NEL 1911.

23. Il numero presuntivo dei centenari presenti alla data dell'ultimo censimento si potrebbe ottenere per altra via, partendo dal numero dei censiti nel 1911 in età da 90 anni in poi. Per questo gruppo di censiti gli atti del censimento 1911 forniscono la classificazione per età di anno in anno (1); e quindi, moltiplicando il numero dei censiti in età di 90,91,92,... anni per le rispettive probabilità di sopravvivenza dopo 10 anni (2), si avrà il numero probabile dei centenari nelle rispettive età di 100,101,102... anni presenti al censimento 1921 entro i vecchi confini (3). Quanto alle probabilità di sopravvivenza da impiegare, va notato che i censiti in una certa classe annuale, per es. in età di 90 anni, non sono coetanei ma di età compresa, in questo caso, fra 90 anni compiuti e 91 anni compiuti; cosicchè il modo più plausibile di calcolare tali probabilità è quello di ragguagliare la media dei sopravvivenuti alle età 100 e 101 alla media dei sopravvivenuti alle età 90 e 91 (e similmente per le altre classi di età) forniti, tali sopravvivenuti, da una appropriata tavola di mortalità.

Per avere due limiti fra i quali dovrebbe essere compreso il numero dei centenari al 1° dicembre 1921 abbiamo eseguito il calcolo, quale risulta dalle Tavv. 9, 10, sia in base alla tavola di mortalità per il complesso della popolazione, ricostruita dall'Istituto Centrale di Statistica in corrispondenza al censimento 1911, sia in base alla tavola di mortalità corrispondente al censimento 1921 (4). Si trovano,

(1) V. *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 10 giugno 1911*, Vol. VII, Relazione gener. p. 166 e segg., Tabella a pag. 169.

(2) Veramente il periodo intercorso fra i censimenti del 1911 e del 1921 è di 10 anni e mezzo circa; ma per il calcolo approssimato che intendiamo eseguire basterà, per speditezza, supporre l'intervallo di 10 anni.

(3) Non vi sarà difficoltà ad ammettere che i centenari nei vecchi confini, censiti il 1° dicembre 1921, provengano da individui censiti nel 1911 e non da immigrati durante il decennio 1911-1921.

(4) V. *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, già cit.

così, 34 e rispettivamente 71 centenari: numeri fra i quali è effettivamente compreso il numero di 48 centenari (nei vecchi confini) da noi trovato.

Alla previsione troppo pessimista fornita dalla Tav. 9 e a quella troppo ottimista data dalla Tav. 10 se ne può sostituire una terza, che sarà più conforme alla realtà, assumendo come probabilità di sopravvivenza quelle corrispondenti alle medie dei sopravvissuti dati dalle tavole dianzi citate (Tav. 11).

Il calcolo fatto in quest'ultima forma fornisce un totale di 59 centenari presenti alla data dell'ultimo censimento, e, come si vede, l'accordo con il numero dei 48 centenari, ottenuto dalle considerazioni dei paragrafi precedenti, è abbastanza soddisfacente in sè, e più soddisfacente di quello che potrebbe aversi considerando o il limite inferiore trovato con applicazione della tavola di mortalità relativa al censimento 1911 (ricostr.) o il limite superiore trovato applicando la tavola di mortalità relativa al censimento 1921. Quando poi si pensi che l'epidemia influenzale del 1918-19 ha indubbiamente falciato in misura superiore alla normale anche le classi senili, si concluderà che le probabilità di sopravvivenza da noi impiegate nella Tav. 11 dovrebbero essere alquanto ridotte, ciò che avrebbe l'effetto di condurre la previsione del numero dei centenari ad una misura più prossima al numero di 48 da noi assegnato per questa classe.

Una ulteriore approssimazione alla realtà risulterebbe verosimilmente dalla circostanza che la classe dei censiti di 90 e più anni nel 1911, è probabilmente errata per eccesso, per la tendenza, in tali età, a denunciare una età superiore alla vera, come si vedrà nel Capitolo seguente.

PRESUMIBILE DISTRIBUZIONE DEI CENSITI COME CENTENARI, NON CONFERMATI TALI.

24. Quali sono dunque, per effetto di quest'ultima indagine, le modificazioni che si potrebbero introdurre nella distribuzione dei censiti in classi d'età, quale figura nella tavola XVI a pag. 101 della *Relazione generale* del Censimento 1921 (nuovi confini)?

La presunzione che la classe dei centenari debba contenere, anzichè 256 individui (82 M e 174 F), un numero di individui dell'or-

dine di grandezza di 49 (14 M e 35 F), ha come si è veduto, un buon fondamento.

Circa i residui 207 individui, è piuttosto difficile dire con quale criterio potrebbero essere distribuiti fra le rimanenti classi, ammettendo che veramente non vi siano state duplicazioni nel loro conteggio. Si potrebbe, forse, adottare come più plausibile una distribuzione proporzionale a quella risultante per i 256 — (32 + 4) non centenari compresi fra i 256 ai quali venne estesa la prima inchiesta (1). Ma, dato che il nostro principale scopo era quello di condurre a più giusta valutazione il numero dei centenari, dato che le lievi modificazioni risultanti nelle classi dei censiti a seguito di una tale distribuzione avrebbero uno scarso interesse pratico, sembra preferibile non avventurarsi in altre determinazioni numeriche e limitarsi ad accogliere come più probabile la sola conclusione che *alla data 1° dicembre 1921 dell'ultimo censimento i centenari fossero nei nuovi confini circa 49 (14 M e 35 F) (2)*.

OSSERVAZIONI SUI CENNI BIOGRAFICI DEI NUOVI CENTENARI E NOVANTANOVENNI.

25. Diamo, nella Appendice B, un cenno biografico dei due centenari e dei quattro novantanovenni risultanti dalla ispezione dei 1.341.329 fogli di famiglia esaminati. La scarsità delle notizie che è stato possibile raccogliere non consente certamente di trarre da esse delle conclusioni plausibilmente generalizzabili.

Non sarà tuttavia inopportuno rilevare che, per quanto riguarda i caratteri somatici, una piena uniformità si verifica circa la statura, dichiarata bassa in tutti i 4 casi in cui ne è fatta menzione. Si potrebbe, tuttavia, sospettare che la constatazione dipenda dalle età decrepite

(1) Tenuto presente che il numero dei centenari in senso stretto risultante dalla inchiesta stessa è di 32, e che lo stesso numero di 32 è stato integrato con altre quattro unità derivanti dai 27 denunziati come centenari che non poterono essere verificati, la distribuzione indicata a pag. 204 della già citata relazione assumerebbe definitivamente la seguente forma:

36 centenari: 33 con età da 95 a 99; 28 con età da 90 a 94; 48 con età da 80 a 89; 37 con età da 70 a 79; 52 con meno di 70 anni; 23 (residuo dei 27 non verificati) attribuibili plausibilmente alla classe di età ignota.

(2) Il numero di 48 centenari nei nuovi confini fornisce una proporzione di 1,24 centenari in senso stretto presenti al 1° dicembre 1921 per ogni milione di abitanti. Il quoziente analogo per la Bulgaria, determinato a seguito della inchiesta ivi eseguita per rettificare i dati del censimento 1926 (cfr. note ai n. 1 e 22) è di 28,8.

degli individui considerati, età nelle quali si verifica normalmente una notevole contrazione nell'altezza delle persone.

Dei quattro casi in cui è fatto menzione del colore degli occhi, esso è celeste in due, scuro in 1 e castano pure in 1 caso. Si avrebbe dunque una spiccata preponderanza di occhi di colore azzurro. Invece per i capelli prevarrebbe il colore scuro (1 neri, 1 bruni, 1 castani, 1 biondi).

Per quanto può aver tratto alla questione se la longevità sia un fenomeno ereditario è da notare, nei quattro casi in cui si è avuto qualche notizia della famiglia degli individui considerati, che tutti quattro ebbero uno dei genitori morto in età superiore agli 80 anni, e che fra gli stessi uno ebbe la madre morta a 77 anni, e un altro due fratelli morti in età di 76 e 70 anni. Nuovi suffragi sarebbero quindi recati alle vedute, principalmente sostenute dal PEARL, che anche la longevità, come la quasi totalità dei caratteri, sia un fenomeno ereditario (1).

Infine per quanto riguarda le condizioni sociali, il tenore di vita, il grado di istruzione, nessuna prevalenza si manifesta, forse per la scarsità delle osservazioni.

V. — Erronee denuncie di età nelle classi senili.

LA TENDENZA, NEI VECCHI, AD ESAGERARE L'ETÀ.

26. È stato ripetutamente affermato che, mentre si manifesta, da parte degli individui di media età, una tendenza più o meno pronunciata a dichiarare, sia nelle consuete circostanze, sia in occasione dei censimenti, un'età inferiore alla vera, quasicchè il fittizio arresto del corso degli anni avesse la virtù di allontanare l'abborrito periodo della vecchiaia — al contrario si verificherebbe nei vecchi la tendenza opposta, cioè quella di vantare un'età superiore a quella reale o di denunciarla inconsciamente (2), nel primo caso come espressione di

(1) Per quanto riguarda l'osservazione della longevità nei parenti dei centenari, è interessante consultare nella *Relazione generale* del censimento 1921 il Cap. VII già citato.

Vedasi pure: G. LASORSA, *La mortalità dei centenari*, in « Rivista Italiana di Statistica » gennaio 1929; ed anche: « Statistical Bulletin of the Metropolitan Life » giugno 1930, n. 6.

(2) Cfr. anche per questo, l'articolo citato: *I centenari in Gran Bretagna e negli Stati Uniti* N. A. « Notiziario Demografico », 16 dicembre 1929-VIII, n. 24. Vedi anche, per esempio, il *Recensement Fédéral du 1^{er} décembre 1888*, 2^{mo} vol., Berna 1893, già cit., per la Svizzera:

un intimo senso di compiacimento, e nell'altro come se il tempo trascorso apparisse in una nebulosa incertezza ancor più lungo e lontano di quanto effettivamente non sia. E poichè, qualora le dette tendenze si manifestassero con notevole intensità, potrebbero derivarne, nelle distribuzioni dei censiti per classi annuali o poliennali di età, spostamenti tanto meno trascurabili quanto più pronunciata fosse la opposizione fra quelle due tendenze, così parve non inutile saggiare intanto direttamente la portata della seconda fra di esse, che è la meno nota, mediante l'accertamento della data di nascita di un certo numero di individui con una età dichiarata di 80 anni almeno al censimento 1 dicembre 1921.

A tal fine, da una parte del materiale di censimento del 1921, conservato a scopo rappresentativo, come sopra si è accennato, e precisamente dai fogli di famiglia dei Circondari di Roma, Castoreale, Alghero, Sala Consilina, Pavullo nel Frignano, vennero estratti i nominativi e le altre generalità di 1316 individui, nelle dette condizioni di età denunciata, e per ciascuno di questi venne, al Comune di residenza, chiesta la data di nascita. L'estrazione dei nominativi venne limitata, per il Circondario di Roma, a soli 300 censiti residenti nel Comune di Roma, allo scopo di avere, almeno per questi, informazioni più rapide e precise; mentre, per gli altri quattro Circondari, vennero presi in considerazione tutti gli individui denunciati come almeno ottuagenari. Aggiungasi che questo gruppo di 5 Circondari venne prescelto dall'insieme dei 29 Circondari costituenti il già accennato campione, con criterio, a sua volta, genericamente rappresentativo per quanto concerne le possibili condizioni di ambiente e di situazione geografica, in quanto esso comprende: una grande città (Roma), due Circondari di pianura (Alghero e Sala Consilina), due Circondari di collina e di montagna (Castoreale e Pavullo nel Frignano); ed anche: un grande Comune e due Circondari del continente, un Circondario della Sicilia ed uno della Sardegna. Tuttavia non sarà fuor di luogo notare che i censiti di 80 e più anni di età al 1° dicembre 1921

viene ivi riferito di una inchiesta eseguita per accertare l'età dei censiti che avevano denunciato di avere 90 o più anni. Su 515 nonagenari controllati, 59 avevano denunciato una età per difetto e 135 un'età per eccesso. Si può anche vedere, nello stesso volume, la « Liste des nonagénaires de la Suisse au 1^{er} décembre 1888 », e quella analoga per il 1° dicembre 1900 nel secondo volume relativo a questo censimento.

furono 272,223 nei vecchi confini e 282.530 nei nuovi, cosicchè l'esiguo numero dei 1316 individui esaminati non può ambire ad essere considerato come un campione ben rappresentativo della totalità. *L'indagine di cui ora si tratta ha dunque, più che altro, il carattere di un primo saggio diretto alla constatazione prevalentemente qualitativa della tendenza o meno ad esagerare le età più avanzate.*

A seconda dei Circondari di appartenenza e a seconda dell'esito delle domande fatte ai singoli Comuni, i denunciati come almeno ottuagenari si distribuiscono secondo viene indicato dal seguente prospetto:

CIRCONDARI	N. individui con età dichiarata di 80 o più anni	N. individui dei quali si poté accertare l'età	N. individui per cui non si ebbe risposta	N. individui con età incerta, o non risultanti dai registri anagr.
Pavullo nel Frignano.....	224	220	—	4
Roma (parte del solo Comune)....	300	296	—	4
Sala Consilina.....	366	283	70	13
Alghero.....	160	121	38	1
Castroreale.....	266	179	70	17
	1316	1099	178	39

In definitiva, l'inchiesta ebbe effetto per soli 1099 individui fra i 1316 prescelti. Per ottenere che lo spoglio permettesse di tener conto delle diverse particolarità che conveniva rilevare nei denunciati ottuagenari *et ultra*, si fece uso di un prospetto di spoglio in cui le successive linee (ordinate, 21 in tutto) rappresentavano le età in anni denunciate, da « 80 » fino a « 100 e più »; mentre le successive colonne (ascisse, 22 in tutto) rappresentavano le età in anni verificate, da una prima colonna intestata « meno di 80 » fino all'ultima intestata « 100 e più ». Tale prospetto risultò così diviso in 21 × 22 caselle, per ciascuna delle quali la linea occupata indicava dunque l'età denunciata, e la colonna l'età verificata. Per ogni ottuagenario *et ultra* venne segnato un punto nella corrispondente casella, cosicchè ne risultò, in sostanza, una tavola di contingenza relativa ai due caratteri « età denunciata » ed « età

verificata » di modo che le caselle situate sulla diagonale del prospetto uscente dalla casella (« età denunciata 80 », « età verificata 80 ») vennero a contenere la indicazione di quegli individui pei quali la denuncia della età in anni era stata esatta, mentre le caselle poste dall'una o rispettivamente dall'altra parte della diagonale portarono l'indicazione di quegli individui che avevano denunciato una età per difetto o rispettivamente per eccesso.

Le somme per linee, e quelle per colonne delle unità contenute in casella permisero di compilare le Tavv. 12, 13 e 14 riferentisi rispettivamente, senza distinzione di sesso, al solo materiale estratto del comune di Roma, all'insieme dei quattro circondari di Pavullo nel Frignano, Alghero, Sala Consilina, Castoreale, e al complesso totale.

A sua volta, ciascuna di queste tavole venne divisa in due sezioni, la prima per la classifica degli individui considerati a seconda dell'età denunciata, l'altra per la classifica degli stessi a seconda dell'età verificata. Così, ad es., si trova, sulla Tavola 14 che l'età di 85 anni venne denunciata da 87 individui, e che di questi 66 denunciarono l'età esatta, 9 un'età inferiore alla vera, 12 un'età superiore. Si vede pure che l'età di 85 anni si trovò verificata per 78 individui, dei quali 66 avevano denunciata l'età esatta, 7 un'età per difetto, 5 un'età per eccesso.

Le somme nelle colonne corrispondenti delle due sezioni di ciascuna parte debbono risultare evidentemente uguali; e sono per l'appunto tali somme che permettono, in relazione al materiale esaminato, di trarre qualche conclusione circa l'intensità e il senso in cui si verifica l'alterazione dell'età nell'atto delle denuncie.

Per quanto concerne il contingente di denunciati ottuagenari *et ultra* tratti dal Comune di Roma (Tav. 12) si osserva che complessivamente soltanto il 9,12 % aveva una età in anni diversa dalla denunciata; questa proporzione sale al 25,90 % pel complesso dei quattro Circondari sopra nominati (Tav. 13); e si riduce al 21,38 % per tutto l'insieme considerato (Tav. 14) (1). Ciò induce, intanto, a ritenere, fatta ogni riserva circa la possibilità di generalizzare questi risultati, che *nelle grandi città, forse come effetto di un più alto livello nella coltura*

(1) Evitiamo di calcolare, anno per anno, i coefficienti di riduzione dei dichiaranti una certa età agli accertati nella stessa età, perchè la piccolezza dei contingenti utilizzabili darebbe ai risultati una attendibilità praticamente nulla.

media, vi sia nelle classi senili minore disposizione che altrove ad alterare l'età nell'atto della denuncia. Se poi si osservano le due componenti delle percentuali dette, e cioè quelli dei censiti che avevano denunciato una età per difetto e quelli che l'avevano denunciata per eccesso, si trova che esse sono rispettivamente del 3,04 e 6,08 % per Roma, del 6,97 e 18,93 % per i quattro circondari, del 5,91 e del 15,47 % per il complesso.

Dagli 80 anni in poi la tendenza a denunciare un'età inferiore alla vera, che già si verificherebbe nel periodo di maturità della vita, non cesserebbe dunque totalmente, ma sarebbe sopraffatta, in misura doppia per Roma, e quasi tripla per i quattro Circondari esaminati, dalla tendenza contraria a denunciare una età superiore alla vera, come si era detto in principio. L'indagine conferma dunque, nel complesso, l'esistenza di quest'ultima tendenza, anche essa in maggior misura nel gruppo dei quattro Circondari, a paragone di Roma.

Se poi ci facciamo a distinguere gli elementi che compongono le Tavv. 12, 13 e 14 a seconda del sesso, otteniamo le corrispondenti Tabelle, di struttura conforme alle prime, rispettivamente per il Comune di Roma, per i quattro Circondari e per il complesso. Per Roma, (Tav. 15), la percentuale dei maschi che hanno denunciato un'età per difetto è trascurabile (circa l'1 % contro una percentuale di circa il 5 % per quelli che denunciarono un'età superiore). Le analoghe percentuali sono, per le femmine, rispettivamente del 4 e del 7 % circa. *Considerando, dunque, i soli che non denunciarono l'età esatta, sarebbero proporzionalmente, molto più numerosi i maschi che non le femmine a denunciare una età per eccesso; onde si sarebbe tentati a pensare che un superstite senso di vanità o una più inveterata abitudine alla denuncia di una età per difetto, produca una tale differenza di comportamento nelle femmine a paragone dei maschi.*

La portata di questa conclusione è, tuttavia, temperata dai risultati iscritti nella Tav. 16 relativa ai quattro Circondari, in cui le percentuali analoghe alle precedenti si elevano, senza però presentare così vivi contrasti come per Roma. Le denunce di età per eccesso sono circa il triplo di quelle per difetto relativamente ai maschi, e poco più del doppio relativamente alle femmine.

La conclusione forse più significativa, perchè basata sulla totalità del materiale osservato, è quella che si trae dalla Tav. 17, la quale

mostra *relativamente ai maschi una percentuale di circa 78 denunce esatte, di 5 per difetto e di 17 per eccesso, e relativamente alle femmine la percentuale di circa 80 denunce esatte, di 6 per difetto, e di 14 per eccesso*: sarebbero, dunque, più esatte le femmine che i maschi nella denuncia dell'età, mentre che i denunciati un'età eccessiva rispetto ai denunciati un'età scarsa appaiono tre volte più numerosi fra i maschi e due volte più numerosi fra le femmine.

C'è, tuttavia, da osservare che uno studio più approfondito del fenomeno richiederebbe che fra le denunce risultate inesatte venissero separate, per quanto possibile, quelle che lo furono intenzionalmente da quelle che lo furono accidentalmente. Ma tale separazione, più che altro indiziaria, non risulterebbe nè facile, nè sicura.

Ammettendo, in prima approssimazione, che le denunce accidentalmente errate per difetto e per eccesso siano rappresentate, sopra un dato contingente di denunce, da percentuali praticamente uguali, seguirà che le percentuali trovate prima dovrebbero, in corrispondenza a ciascun contingente considerato, essere diminuite di una stessa quantità, e da ciò deriverebbe che le due percentuali residue avrebbero fra di loro una sproporzione anche maggiore delle primitive. Così se, riferendoci alla Tav. 17 dalla quale abbiamo ricavato per i maschi una percentuale di 5 denunce per difetto contro 17 per eccesso, diminuendo queste due percentuali di 2 unità, attribuite alle denunce errate accidentalmente, le percentuali residue 3 e 15 avrebbero una sproporzione maggiore che non 5 e 17. Perciò per *ciascuno dei due sessi le sproporzioni fra i numeri di denunce intenzionalmente per difetto e per eccesso sono presumibilmente maggiori di quelle che risultano dal paragone delle percentuali complessive delle denunce per difetto e per eccesso*.

In conclusione rimane, anche da questa breve indagine, confermato che *nelle età più avanzate la tendenza all'alterazione delle età si manifesta prevalentemente nel senso di denunciare un'età per eccesso, specialmente da parte dei maschi* (1).

(1) Il LASORSA (*La mortalità dei centenari*, già cit.) ha osservato che anche nel proclamarsi centenari vi è una prevalenza dei maschi sulle femmine.

INOPPORTUNITÀ DI APPORTARE MODIFICAZIONI
ALLE ULTIME CLASSI DI CENSITI.

27. Può, questa sola conclusione, autorizzarci a proporre qualche correzione nelle classi dei censiti delle età più avanzate, e, di conseguenza, anche delle età precedenti? A noi sembra che troppo esiguo sia il campione esaminato e troppo scarsi gli elementi raccolti per dare un legittimo fondamento a mutamenti di questo genere nelle classi dei censiti.

Piuttosto, se un ammaestramento per l'avvenire può essere raccolto da quest'ultima ricerca e dalle precedenti, esso sembra essere il seguente: che per il volenteroso concorso e la sincerità dei censiti, per lo zelo e la rettitudine degli ufficiali di censimento, e per la preliminare scrupolosa correzione delle denunce evidentemente errate (eseguita attraverso la consultazione dei registri dello Stato Civile o altrimenti), le rilevazioni censuarie siano condotte a quel grado di perfezione che è necessario affinché tutte le elaborazioni successivamente fondate su di esse abbiano un sicuro e indiscutibile fondamento.

Senza voler condividere l'esagerato pessimismo del BOWLEY, (1) il quale ebbe ad asserire che « public statistics appear to have advanced no further than astronomy before the invention of telescopes », sembra che miglioramenti essenziali nelle rilevazioni dette siano non soltanto desiderabili, ma effettivamente conseguibili con l'adozione di mezzi relativamente facili, rigorosamente applicati.

(1) *Some Tests of the Trustworthiness of Public Statistics*, « *Economica* » dicembre 1928, n. 24.

A P P E N D I C E A

Nota matematica

Per estendere alla totalità i risultati dell'indagine eseguita per il campione si è sempre fatto uso, finora, di semplici criterî di proporzionalità, da cui non possiamo evidentemente presumere che d'avere un'idea molto vaga e approssimativa delle conclusioni desiderate.

Diciamo X il numero (incognito) dei fogli contenenti l'indicazione di un centenario (in senso lato) non risultante dalla enumerazione iniziale; dato che di tali fogli se ne sono trovati 6 nello spoglio eseguito su 1.341.329 degli 8.374.995 fogli della totalità, si concluderebbe, ad esempio, secondo tali criterî, che sarà all'incirca $X = 37$ (1).

Vogliamo ora riprendere con maggior cura la trattazione di detto problema, ed esprimere cioè nel modo più preciso quanto ci è lecito pensare a proposito del numero X . Si osservi che potendo praticamente escludersi con certezza che uno stesso foglio porti l'indicazione di due o più centenari, il numero X è il numero dei centenari che sarebbero risultati dallo spoglio degli 8.374.995 fogli, oltre quelli regolarmente risultati dalla enumerazione iniziale.

I dati a nostra disposizione non permettono, evidentemente, di ricavare il valore di X , ma, coll'aggiunta di considerazioni abbastanza naturali, conducono a determinarne, con un grado soddisfacente di sicurezza, la legge di probabilità.

Dato che X non può evidentemente assumere che i valori interi (teoricamente, fra 6 e 7.033.672), cercheremo quindi di valutare le probabilità P_x che risulti $X = x$ per ogni intero x dell'intervallo suddetto. Qual'è, in altre parole, la probabilità P_x che nella totalità

(1) Ci conviene qui escludere gli altri 8 centenari in senso lato con cui abbiamo integrato quella cifra di 37, per tener debito conto, in via presuntiva, di quei dichiarati centenari in senso lato dei quali non fu possibile trovar traccia sui registri anagrafici.

degli 8.374.995 fogli si trovi l'indicazione di x nuovi centenari (*i. s. l.*), dato che lo spoglio del nostro campione di 1.341.329 fogli ha fornito 6 nuovi centenari?

Se p è la probabilità a priori che nello spoglio del campione si trovino 6 nuovi centenari, e al verificarsi di questa condizione si subordina l'altra di trovare nella totalità dei fogli x nuovi centenari, la probabilità composta che vi siano nel campione 6 centenari e nella totalità x centenari sarà $p \cdot P_x$. Similmente se Q_x è la probabilità a priori che nella totalità dei fogli si trovino x nuovi centenari, e al verificarsi di questa condizione si subordina l'altra che nel campione si trovino 6 nuovi centenari la probabilità composta che si trovino nella totalità x centenari e nel campione 6, sarà data da $Q_x \Pi_x$, ove con Π_x si indica la probabilità di trovare nel campione 6 centenari (*i. s. l.*) nell'ipotesi che nella totalità ve ne siano x .

È quindi $p \cdot P_x = Q_x \cdot \Pi_x$, e quindi

$$P_x = \frac{Q_x \Pi_x}{p}$$

conformemente alla formula di BAYES.

Cominciamo coll'occuparci di Π_x . Qual'è la probabilità Π_x che essendo x i centenari esistenti nel gruppo totale di 8.374.995 fogli, il nostro campione, di 1.341.329 fogli, contenga 6 centenari?

È noto (1) che sugli $\binom{8.374.995}{1.341.329}$ gruppi di 1.341.329 fogli che si possono estrarre dalla totalità, quelli che contengono esattamente 6 centenari sono $\binom{8.374.995}{1.341.329} \binom{x}{6}$. La probabilità che un gruppo di 1.341.329 fogli contenga 6 centenari è quindi, in media, uguale a

$$\frac{\binom{8.374.995 - x}{1.341.323} \binom{x}{6}}{\binom{8.374.995}{1.341.329}}$$

(1) Cfr. ad es. CASTELNUOVO, *Calcolo delle probabilità*, Vol. I, p. 15.

e, dato che non sembra vi siano motivi speciali per ritenere più o meno probabile trovare 6 centenari nel nostro campione piuttosto che in un altro qualsiasi, egualmente numeroso, che si fosse scelto a caso, potremo valutare con soddisfacente approssimazione (1)

$$\begin{aligned} \Pi_x &= \frac{\binom{8.374.995 - x}{1.341.323} \binom{x}{6}}{\binom{8.374.995}{1.341.329}} = \\ &= \frac{x! (8.374.995 - x)! 1.341.329! 7.033.696!}{6! (x - 6)! 1.341.323! (7.033.672 - x)! 8.374.995!} \end{aligned}$$

Sostituendo a prodotti di fattori interi consecutivi decrescenti prodotti di fattori tutti uguali al primo (potenze) si avrebbe

$$\begin{aligned} \log \Pi_x &= \log (x!) - \log (6!) - \log ((x - 6)!) - \\ &- x \log 8.374.995 + 6 \log 1.341.323 + (x - 6) \log 7.033.666; \end{aligned}$$

si verifica facilmente che l'errore così commesso è sempre trascurabile: se anche x come 6, è piccolo, di fronte a numeri dell'ordine di grandezza di parecchi milioni, è ovviamente piccolissimo l'errore su $\log \Pi_x$, e quindi su Π_x ; quando x non è piccolo è praticamente nullo Π_x . Avremo quindi, calcolando le costanti e riducendo

$$\log \Pi_x = \log (x!) - \log ((x - 6)!) - 0,0758030 x - 7,175229$$

Facendo uso di questa formula è stato determinato il valore di Π_x in corrispondenza a diversi fra i valori più plausibili di x , riportati nella Tav. 18. Il calcolo di Π_x è l'unica parte essenziale nella determinazione di P_x ; infatti, il fattore p è una costante, e il fattore Q_x , a meno che non gli si attribuiscono valori dall'andamento irragionevolmente irregolare, di cui non si vedrebbe nessun motivo, non modifica sensibilmente l'andamento di P_x , che risulterà sensi-

(1) Per il nostro scopo non sarebbe del resto nemmeno necessario che le probabilità Π_x fossero approssimativamente uguali ai valori così determinati: basterebbe che fossero sensibilmente proporzionali

bilmente identico a quello di Π_x . La Tav. 18 mostra infatti che Π_x diviene ben presto trascurabile; per $x > 100$ è praticamente $\Pi_x = 0$, e quindi anche $P_x = 0$. Basta allora limitarsi a considerare i soli valori di x compresi fra 6 e 100 (quegli stessi per cui è costruita la Tav. 18), e per essi, che sono appunto i valori che lo stesso buon senso suggerisce come verosimili, non avendosi plausibili ragioni a priori di attendere con troppo diverso grado di fiducia l'uno o l'altro, sarà naturale supporre che Q_x varii poco, e potremo addirittura, per un calcolo approssimativo, considerarlo costante. Avremo allora all'incirca (nei limiti detti, per le ragioni ora addotte, e fuori, perchè entrambi i termini sono sensibilmente nulli)

$$P_x = k \Pi_x$$

essendo $k = \text{cost.}$ — A sua volta la costante k si può approssimativamente determinare osservando che la somma di tutti i valori di P_x (probabilità totale) deve uguagliare l'unità e siccome, ricorrendo anche alla rappresentazione grafica di Π_x , si trova che è

$$\sum_{x=6}^{\infty} \Pi_x = 6,256 \text{ circa, così } k = 1/6,256 = 0,15985 \text{ circa, e infine}$$

$$P_x = 0,15985 \Pi_x.$$

I valori di P_x così calcolati sono pure iscritti nella Tav. 18.

Appare da essa che il valore più probabile per X è $x = 37$ (cioè lo stesso valore ottenuto per proporzionalità), la probabilità che gli compete non è però che $P_{37} = 0,028$, e la prob. Π_{37} che, essendo $X = 37$, si trovino nel campione 6 centenari è 0,1753. Eseguendo le somme parziali si vede poi che il valore mediano di X è $x = 40$, e il primo e il terzo quartile si hanno rispettivamente per $x = 31$ e $x = 51$. Cosicchè, avendo trovato nel campione 6 centenari (sempre *i. s. l.*) si può con pari probabilità scommettere che nella totalità il numero di tali centenari sia compreso fra 31 e 51 oppure sia esterno a detto intervallo.

La trattazione di questo problema è dovuta al dott. DE FINETTI.

APPENDICE B

Cenni biografici sui due centenari e sui quattro novantanovenni risultati dall'esame dei fogli di famiglia di un gruppo di 30 Circondari e accertati sui registri della popolazione (Censimento 1° dicembre 1921).

CENTENARI.

Peis Rita, vedova.

Nata il 12 settembre 1818 a Sini (Cagliari).
Mancano notizie di lei e della famiglia.

De Giosa Carmela, vedova.

Nata il 1° ottobre 1821 a Palese Macchie (Bari delle Puglie) ed ivi deceduta nel 1922, in seguito a marasma senile. Non si hanno altre notizie di lei, nè della famiglia.

NOVANTANOVENNI.

Mallozza Giuseppe, vedovo.

Nato il 7 dicembre 1821 a Minturno (Roma) ed ivi morto nel 1922. Sposò nel 1845; la moglie, nata nel 1825, morì nel 1876. Ebbe tre figli nati nel 1850, 1858, 1867; due erano viventi alla fine del 1929, il primo morì nel 1920. Non ebbe fratelli, nè sorelle. Il padre, contadino, morì a 81 anni, la madre a 77.

Era di agiata condizione ed esercitava la professione di agricoltore giardiniere.

Fu uomo sobrio e laborioso. Di statura bassa, capelli neri, occhi cerulei; non fu mai malato nè infortunato.

Il suo vitto era frugale; non fumava, ma faceva uso di tabacco da fiuto. Analfabeta.

Chiozza Maria, vedova.

Nata il 22 settembre 1822 a Pegli (Genova) ed ivi deceduta nel 1923, in seguito a marasma senile. Contrasse matrimonio nel 1851; il marito, nato nel 1821, morì nel 1892. Ebbe cinque figli, dei quali uno vivente, alla fine del 1929, nati nel 1853, 1855, 1858, 1862, 1866 e morti i primi quattro rispettivamente nel 1918, 1922, 1896, 1911.

Ebbe un fratello ed una sorella entrambi morti: l'uno all'età di 76 anni, l'altra di 70. Il padre, di professione marinaio, visse 59 anni, la madre 97.

Condizione sociale povera; esercitò per molti anni il mestiere di bagnina e quello di fruttivendola, mantenendo la tendenza alla vita sedentaria.

Di statura bassa, capelli biondi, occhi celesti; mai malata, nè infortunata. Alimentazione normale, senza l'uso di tabacco e di alcoolici. Frequentò la seconda classe elementare.

Hambar Nahabet Anna, vedova.

Nata il 26 febbraio 1822 ad Alessandria d'Egitto e deceduta nel 1924, in seguito ad influenza. Sposò nel 1847; il marito, nato nel 1816, morì nel 1907.

Ebbe una sola figlia nata nel 1848 e morta nel 1878, un fratello morto in età giovanissima, ed una sorella uterina morta a 50 anni.

Il padre, di professione dragomanno in Alessandria d'Egitto, morì giovane in seguito ad epidemia pestilenziale; la madre visse circa 90 anni.

Di statura bassa, capelli bruni ed occhi scuri, molto robusta, mai malata nè infortunata.

Condizione sociale agiata; molta tendenza ai viaggi, ottime le caratteristiche intellettuali e morali, buone quelle sociali. Nel 1848 sopportò l'assedio di Venezia. Vita regolare.

Palma Pasquale, vedovo.

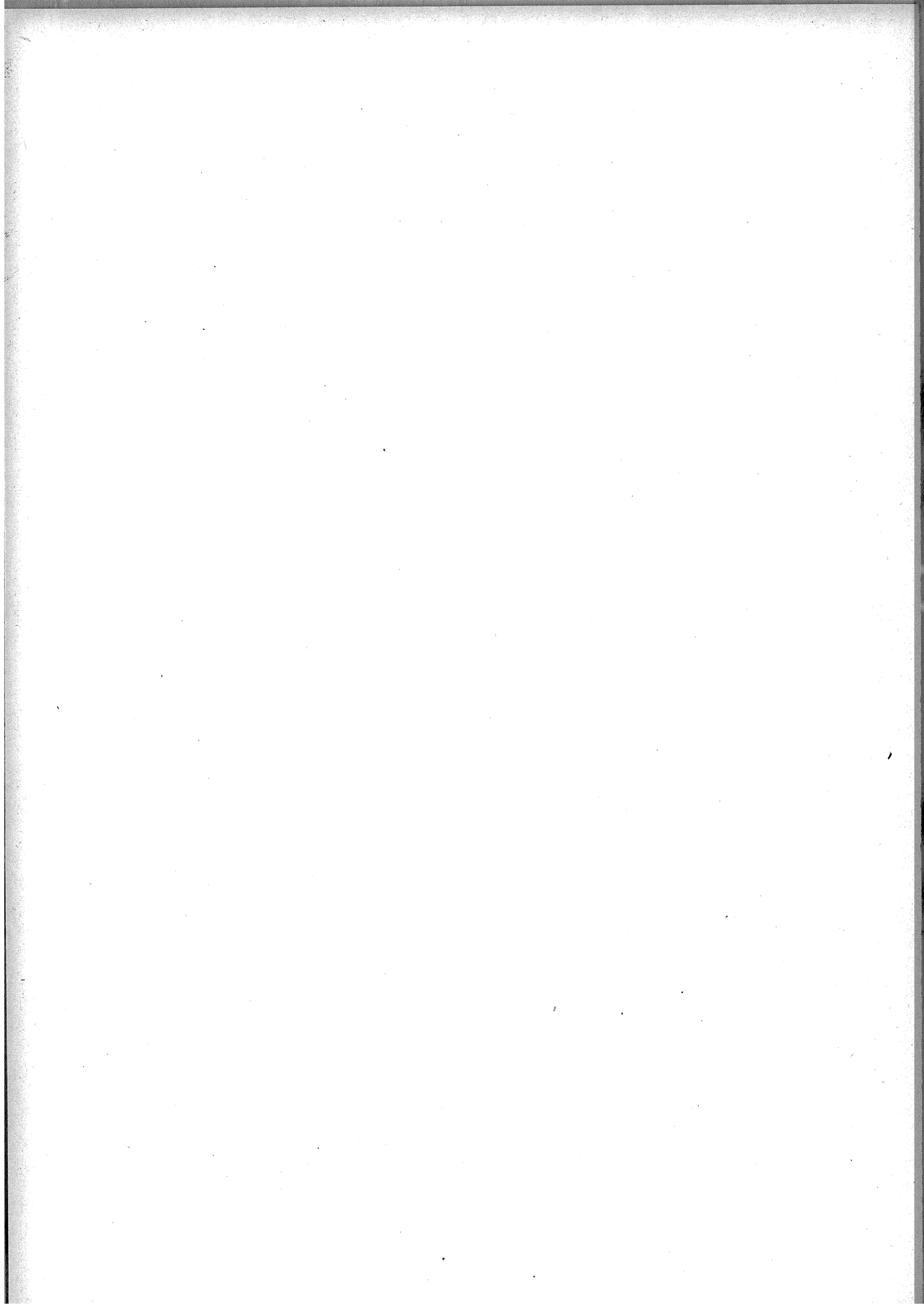
Nato il 18 luglio 1822 a Rutino (Salerno) ed ivi deceduto nel 1923, in seguito a marasma senile.

Contrasse matrimonio nel 1845; la moglie, nata nel 1824, morì nel 1889. Ebbe sei figli nati nel 1847, 1850, 1853, 1857, 1858, 1862 e

di essi si sa solamente che il quarto è deceduto nello stesso anno della nascita. Il padre, bracciante, morì all'età di 84 anni, e la madre all'età di 46.

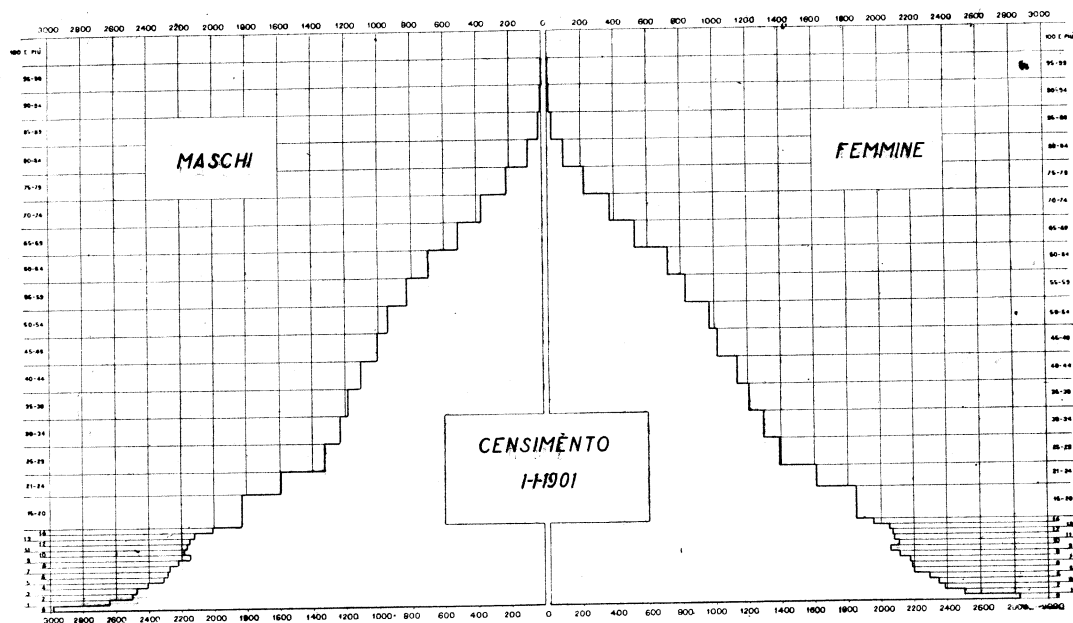
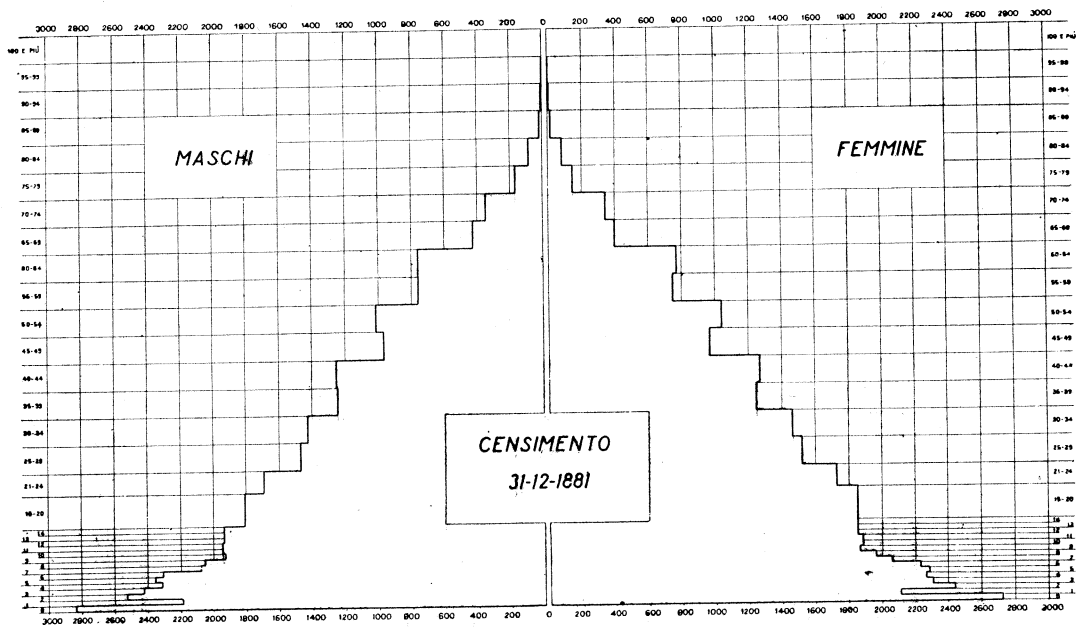
Di statura bassa, costituzione magra, capelli ed occhi castani, mai malato nè infortunato.

Di mestiere muratore, laborioso, di buona moralità, ha seguito le vicende garibaldine e non ha avuto tendenza ai viaggi nè al vagabondaggio. Alimentazione eminentemente vegetariana. Faceva uso, assai moderatamente, di tabacco e di vino. Analfabeta.

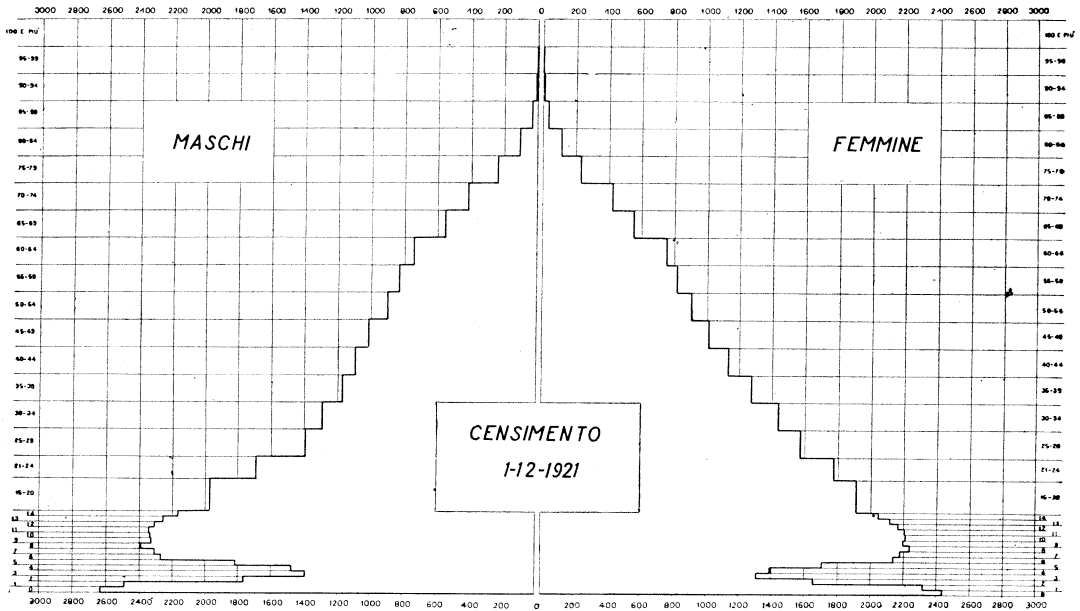
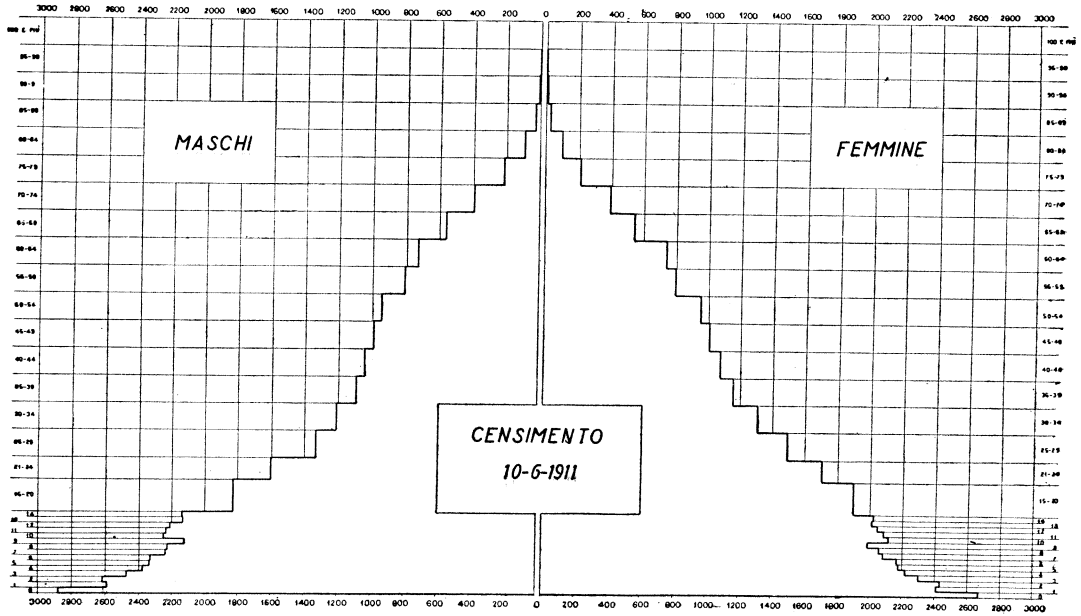


TAVOLE

DISTRIBUZIONE DELLA POPOLAZIONE PER ETÀ, SECONDO

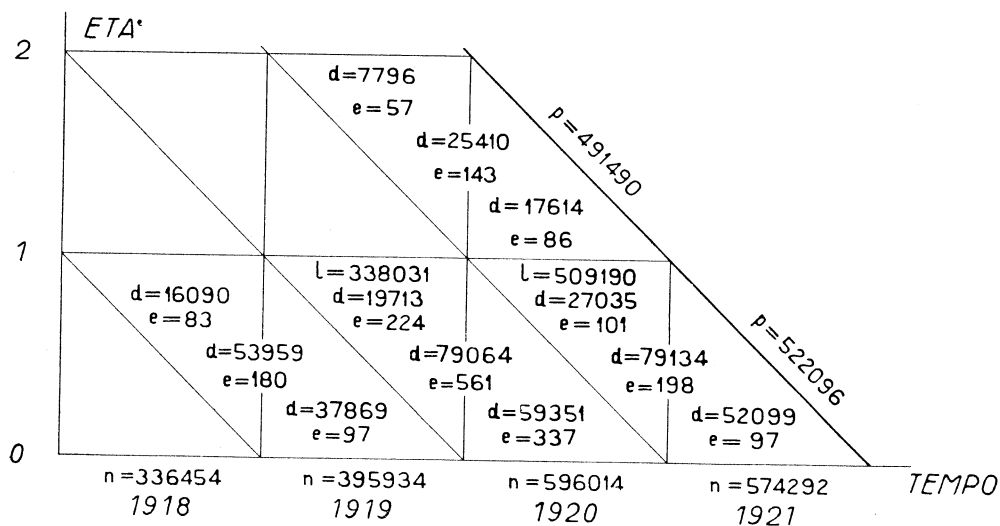


GLI ULTIMI QUATTRO CENSIMENTI ITALIANI

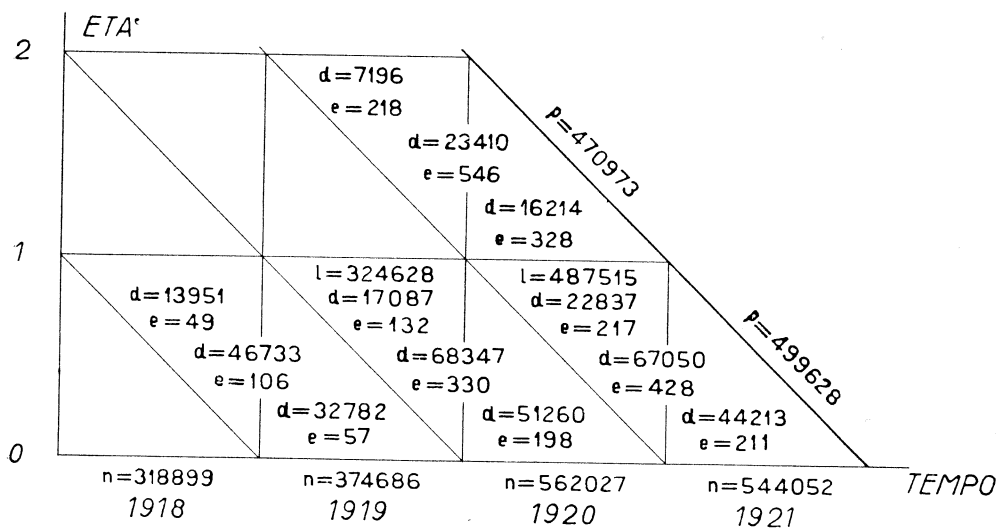


Tav. 4.

MASCHI



FEMMINE



Tav. 5.

TRASPORTO DELLE DUE PRIME CLASSI ANNUALI DI CENSITI DAL 1° AL 31 DICEMBRE 1921

Età	Presenti il 1°-12-1921 entro i vecchi conf. (1)		Morti nel Dicembre 1921 (2)		Passaggi in ciascuna classe dalla precedente (3)		Incrementi per passaggi (4)		Incremento totale (5) = (4) - (2)		Presenti al 31 Dicembre 1921 (6) = (1) + (5)	
	M.	F.	M.	F.	M.	F.	M.	F.	M.	F.	M.	F.
0	482.421	458.578	7.455	6.473	nati = 44.800	nati = 47.492	+ 10.576	+ 11.449	+ 3.121	+ 4.976	485.542	463.554
1	456.496	436.245	2.403	2.247	34.224	36.043	- 3.439	- 3.584	- 5.842	- 5.831	450.654	430.414
2	(322.819)	(310.165)	(6.558)	(5.980)	(37.663)	(39.627)	-	-	-	-	-	-

Tav. 6.

CONFRONTO FRA CLASSI DI VIVENTI, CALCOLATE E CENSITE, AL 1° E AL 31 DICEMBRE 1921

	1° Dicembre 1921			31 Dicembre 1921			B	
	A	M.	F.	T.	M.	F.		T.
Dal Censimento	{	Cl. 0: 482.421	458.578	940.999	485.526	463.518	949.044	} Per addiz. alle Cl. censite (A) degli increm. risul. dai dati del mov. d. pop. (compr. def. migr.)
		Cl. 1: 456.496	436.245	892.741	450.642	430.369	881.011	
Dalla popolaz. calcolata al 31 dicem. (P), per dedu- zione degli incrementi da (A) a (B).	{	Cl. 0: 518.991	494.688	1.013.679	522.096	499.628	1.021.724	} Calcolate direttamente dai dati del movimento della popolazione.
		Cl. 1: 497.344	476.849	974.193	491.490	470.973	962.463	
Q							P	

CONFRONTO FRA CLASSI CENSITE E CALCOLATE (Età 0 e 1)

DATA	Età	Classi censite o dedotte dalle classi censite		Classi calcolate in base al movimento della popolazione		Eccessi delle classi calcolate rispetto alle censite	
		M	F	M	F	M	F
31 dic. 1881 ..	0	404.823	386.979 ⁽¹⁾	479.265	457.830	+ 74.442	+ 70.851
	1	311.646	299.727 ⁽¹⁾	359.261	346.788	+ 47.615	+ 47.061
1° genn. 1901 ..	0	481.454	461.834 ⁽²⁾	481.494	462.670	+ 40	+ 836
	1	426.091	408.253 ⁽²⁾	441.577	426.873	+ 15.486	+ 18.620
Metà anno 1911	0	490.735	471.029 ⁽³⁾	515.160	493.523 ⁽⁴⁾	+ 24.425	+ 22.494
	1	441.243	424.983 ⁽³⁾	469.879	454.540 ⁽⁴⁾	+ 28.636	+ 29.557
31 dic. 1921 ..	0	485.526	463.518	522.096	499.621	+ 36.570	+ 36.180
	1	450.642	430.369	491.490	470.973	+ 40.848	+ 40.604

⁽¹⁾ Dal *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 31 dicembre 1881*, vol. II, tav. III, pag. 584, (con aggiunta dei censiti di età ignota distribuiti proporzionalmente fra le classi di età nota).

⁽²⁾ Dal *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 10 febbraio 1901*, vol. V, Relazione, tav. XX (con aggiunta degli individui di età ignota, distribuiti come sopra).

⁽³⁾ Dal BAGNI, *Tavole di mortalità*, « Annali di Statistica », serie V, vol. X, tav. IX e X.

⁽⁴⁾ Media aritmetica dei valori delle classi ottenute a calcolo, mediante il movimento della popolazione, alla fine del 1910 e 1911.

O FRA CLASSI CENSITE E CALCOLATE (Età 2, 3, 4 .

DATA	Età	Classi censite o dedotte dalle classi censite		Classi calcolate in base al movim. della popolazione		Eccessi delle classi calcolate rispetto alle censite	
		M	F	M	F	M	F
31 dicem. 1881	2	359.724	346.997 (*)	368.417	354.397	+ 8.693	+ 7.400
	3	345.428	332.219 (*)	337.969	324.815	— 7.459	— 7.404
	4	329.872	322.634 (*)	333.618	321.484	+ 3.746	— 1.150
1° gennaio 1901	2	404.302	389.036 (*)	412.331	397.201	+ 8.029	+ 8.165
	3	399.229	383.186 (*)	412.254	396.203	+ 13.025	+ 13.017
	4	388.645	374.663 (*)	399.131	384.607	+ 10.486	+ 9.944
Metà anno 1911	2	445.741	429.634 (*)	446.699	429.465 (*)	+ 958	— 169
	3	421.632	405.757 (*)	425.292	425.136 (*)	+ 3.660	+ 19.379
	4	404.918	391.661 (*)	405.083	389.288 (*)	+ 165	— 2.373
31 dicem. 1921	2	341.022	329.194	314.459	302.108	— 26.563	— 27.086
	3	257.159	248.130	250.329	241.179	— 6.830	— 6.951
	4	265.584	257.228	264.113	252.850	— 1.471	— 4.378

(*) Dal *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 31 dicembre 1881*, vol. II, Tav. III, p. 584, (con aggiunta dei censiti di età ignota, distribuiti proporzionalmente fra le classi di età nota).

(*) Dal *Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 10 febbraio 1901*, vol. V, Relazione, Tav. XX, (con aggiunta degli individui di età ignota, distribuiti come sopra).

(*) Dal BACNT, *Tavole di mortalità*, « Annali di Statistica », Serie V, vol. X, Tav. IX e X.

(*) Medie aritmetiche delle classi calcolate mediante il movimento della popolazione al principio e alla fine dell'anno 1911.

Tav. 9.

VALUTAZIONE DEL NUMERO PROBABILE DEI CENTENARI AL
1° DICEMBRE 1921, IN BASE ALLA TAVOLA DI MORTALITÀ
(M + F) RELATIVA AL CENSIMENTO 1911 (ricostruita).

ETÀ $x, x + 1$	Censiti 1911 (a)	$\frac{l_x + l_{x+1}}{x}$ (b)	$\frac{l_{x+10} + l_{x+11}}{x+10}$ (c)	$\left(\frac{c}{b}\right)$	Centenari al 1° dic. 1921 di età $x + 10, x + 11$ $\left(a \frac{c}{b}\right)$
90-91	5130	1231.58	5.78	0.0039	20
91-92	2607	806.58	2.34	0.0029	8
92-93	1550	513.46	1.10	0.0021	3
93-94	989	317.52	0.52	0.0016	2
94-95	745	190.70	0.24	0.0013	1
95-96	590	111.20	10	—	—
96-97	425	62.92	4	—	—
97-98	273	34.56	1	—	—
98-99	233	18.42	—	—	—
99-100	157	9.52	—	—	—
	—	—	—	—	34

Tav. 10.

VALUTAZIONE DEL NUMERO PROBABILE DEI CENTENARI AL
1° DICEMBRE 1921 IN BASE ALLA TAVOLA DI MORTALITÀ
(M + F) 1921-1922.

ETÀ $x, x + 1$	Censiti 1911 (a)	$\frac{l}{x} + \frac{l}{x + 1}$ (b)	$\frac{l}{x + 10} + \frac{l}{x + 11}$ (c)	$\left(\frac{c}{b}\right)$	Centenari al 1° dic. 1921 di età $x + 10, x + 11$ $\left(a \frac{c}{b}\right)^*$
90-91	5130	1751.18	13.44	0.0077	40
91-92	2607	1194.87	7.26	0.0061	16
92-93	1550	796.81	3.83	0.0048	7
93-94	989	519.20	1.98	0.0038	4
94-95	745	330.50	1.00	0.0030	2
95-96	590	205.51	0.49	0.0024	1
96-97	425	124.82	0.24	0.0019	1
97-98	273	74.05	0.12	0.0016	—
98-99	233	42.91	0.06	—	—
99-100	157	24.29	0.03	—	—
	—	—	—	—	71

Tav. 11.

VALUTAZIONE DEL NUMERO PROBABILE DEI CENTENARI AL
1° DICEMBRE 1921 IN BASE ALLA MEDIA DEI SOPRAVVI-
VENTI FORNITI DALLE TAVOLE DI MORTALITÀ (M + F) 1911
(ricostr.) e 1921-1922.

ETÀ $x, x + 1$	Censiti 1911	$\frac{l}{x} + \frac{l}{x + 1}$	$\frac{l}{x + 10} + \frac{l}{x + 11}$	$\left(\frac{c}{b}\right)$	Centenari al 1° dic. 1921 di età $x + 10, x + 11$ $\left(\frac{a}{b}\right)$
	(a)	(b)	(c)		
90-91	5130	1491.38	9.61	0.0064	33
91-92	2607	1000.73	4.80	0.0048	13
92-93	1550	655.14	2.47	0.0038	6
93-94	989	418.36	1.25	0.0030	3
94-95	745	260.60	0.62	0.0024	2
95-96	590	158.36	0.30	0.0019	1
96-97	425	93.87	0.14	0.0015	1
97-98	273	54.31	—	—	—
98-99	233	30.67	—	—	—
99-100	157	16.91	—	—	—
	—	—	—	—	59

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA (1° dicembre 1921)
 COMUNE DI ROMA (parte).

E T À	Secondo le età denunciate				Secondo le età verificate			
	Denuncie esatte	Denunciarono età		Totale	Denuncie esatte	Denunciarono età		Totale
		per difetto	per eccesso			per difetto	per eccesso	
Meno di 80	—	—	—	—	—	—	8	8
80	66	4	2	72	66	—	4	70
81	59	—	6	65	59	2	2	63
82	31	1	2	34	31	1	1	33
83	25	1	—	26	25	2	—	27
84	22	1	2	25	22	—	2	24
85	20	1	3	24	20	—	1	21
86	16	1	2	19	16	2	—	18
87	3	—	1	4	3	1	—	4
88	5	—	—	5	5	—	—	5
89	6	—	—	6	6	1	—	7
90	6	—	—	6	6	—	—	6
91	3	—	—	3	3	—	—	3
92	3	—	—	3	3	—	—	3
93	1	—	—	1	1	—	—	1
94	1	—	—	1	1	—	—	1
95	—	—	—	—	—	—	—	—
96	—	—	—	—	—	—	—	—
97	—	—	—	—	—	—	—	—
98	—	—	—	—	—	—	—	—
99	—	—	—	—	—	—	—	—
100 e più. . .	2	—	—	2	2	—	—	2
Totale. . .	269	9	18	296	269	9	18	296
% . . .	90,88	3,04	6,08	100	90,88	3,04	6,08	100
		9,12				9,12		

Tav. 13.

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA (1° dicembre 1921) — CIRCONDARI DI PAVULLO NEL FRIGNANO — ALGHERO — SALA CONSILINA — CASTROREALE

E T À	Secondo le età denunciate				Secondo le età verificate			
	Denuncie esatte	Denunciarono età		Totale	Denuncie esatte	Denunciarono età		Totale
		per difetto	per eccesso			per difetto	per eccesso	
Meno di 80	—	—	—	—	—	—	91	91
80	137	16	42	195	137	—	16	153
81	107	14	29	150	107	8	12	127
82	88	7	15	110	88	8	8	104
83	52	2	7	61	52	6	7	65
84	52	4	16	72	52	6	7	65
85	46	8	9	63	46	7	4	57
86	29	1	9	39	29	4	—	33
87	24	1	4	29	24	2	2	28
88	17	1	3	21	17	6	1	24
89	15	—	1	16	15	4	3	22
90	9	2	7	18	9	1	—	10
91	7	—	3	10	7	—	—	7
92	4	—	2	6	4	—	—	4
93	5	—	—	5	5	—	—	5
94	2	—	—	2	2	2	—	4
95	1	—	1	2	1	1	1	3
96	—	—	1	1	—	—	—	—
97	—	—	2	2	—	1	—	1
98	—	—	—	—	—	—	—	—
99	—	—	—	—	—	—	—	—
100 e più. . .	—	—	1	1	—	—	—	—
Totale. . .	595	56	152	803	595	56	152	803
% . . .	74,10	6,97	18,93	100	74,10	6,97	18,93	100
		25,90				25,90		

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA (1° dicembre 1921) — COMUNE
DI ROMA (parte) E CIRCONDARI DI PAVULLO NEL FRIGNANO —
ALGHERO — SALA CONSILINA — CASTROREALE

E T À	Secondo le età denunciate				Secondo le età verificate			
	Denunce esatte	Denunciarono età		Totale	Denunce esatte	Denunciarono età		Totale
		per difetto	per eccesso			per difetto	per eccesso	
Meno di 80	—	—	—	—	—	—	99	99
80	203	20	44	267	203	—	20	223
81	166	14	35	215	166	10	14	190
82	119	8	17	144	119	9	9	137
83	77	3	7	87	77	8	7	92
84	74	5	18	97	74	6	9	89
85	66	9	12	87	66	7	5	78
86	45	2	11	58	45	6	—	51
87	27	1	5	33	27	3	2	32
88	22	1	3	26	22	6	1	29
89	21	—	1	22	21	5	3	29
90	15	2	7	24	15	1	—	16
91	10	—	3	13	10	—	—	10
92	7	—	2	9	7	—	—	7
93	6	—	—	6	6	—	—	6
94	3	—	—	3	3	2	—	5
95	1	—	1	2	1	1	1	3
96	—	—	1	1	—	—	—	—
97	—	—	2	2	—	1	—	1
98	—	—	—	—	—	—	—	—
99	—	—	—	—	—	—	—	—
100 e più.	2	—	1	3	2	—	—	2
Totale	864	65	170	1.099	864	65	170	1.099
%	78,62	5,91	15,47	100	78,62	5,91	15,47	100
		21,38				21,38		

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA — COMUNE DI ROMA (parte)
CENSIMENTO 1921.

Età	Secondo le età denunciate								Secondo le età verificate								Età	
	Denuncie esatte		Denunciarono età				TOTALE		Denuncie esatte		Denunciarono età				TOTALE			
			per difetto	per eccesso	per difetto	per eccesso												
M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F			
meno di 80	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	6	2	6	meno di 80
80	22	44	—	4	—	2	22	50	22	44	—	—	2	2	24	46	80	
81	20	39	—	—	3	3	23	42	20	39	—	2	—	2	20	43	81	
82	17	14	—	1	1	1	18	16	17	14	—	1	—	1	17	16	82	
83	9	16	—	1	—	—	9	17	9	16	—	2	—	—	9	18	83	
84	6	16	1	—	—	2	7	18	6	16	—	—	1	1	7	17	84	
85	7	13	—	1	1	2	8	16	7	13	—	—	—	1	7	14	85	
86	6	10	—	1	—	2	6	13	6	10	—	2	—	—	6	12	86	
87	—	3	—	—	—	1	—	4	—	3	—	1	—	—	—	4	87	
88	3	2	—	—	—	—	3	2	3	2	—	—	—	—	3	2	88	
89	2	4	—	—	—	—	2	4	2	4	1	—	—	—	3	4	89	
90	2	4	—	—	—	—	2	4	2	4	—	—	—	—	2	4	90	
91	1	2	—	—	—	—	1	2	1	2	—	—	—	—	1	2	91	
92	—	3	—	—	—	—	—	3	—	3	—	—	—	—	—	3	92	
93	—	1	—	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	1	93	
94	1	—	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	1	—	94	
95	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	95	
96	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	96	
97	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	97	
98	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	98	
99	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	99	
100 e più	1	1	—	—	—	—	1	1	1	1	—	—	—	—	1	1	100 e più	
Tot.	97	172	1	8	5	13	103	193	97	172	1	8	5	13	103	193	Tot.	
%	94,18	89,12	0,97	4,14	4,85	6,73	100	100	94,18	89,12	0,97	4,14	4,85	6,73	100	100	%	

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA — CIRCONDARI DI PAVULLO
NEL FRIGNANO — ALGHERO — SALA CONSILINA — CASTRO-
REALE — CENSIMENTO 1921.

Età	Secondo le età denunciate								Secondo le età verificate								Età
	Denuncie esatte		Denunciarono età				TOTALE		Denuncie esatte		Denunciarono età				TOTALE		
			per difetto		per eccesso						per difetto		per eccesso				
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	
meno di 80	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	49	42	49	42	meno di 80
80	72	65	6	10	21	21	99	96	72	65	—	—	10	6	82	71	80
81	60	47	8	6	19	10	87	63	60	47	3	5	7	5	70	57	81
82	45	43	3	4	10	5	58	52	45	43	5	3	6	2	56	48	82
83	32	20	2	—	3	4	37	24	32	20	3	3	5	2	40	25	83
84	30	22	2	2	11	5	43	29	30	22	5	1	6	1	41	24	84
85	28	18	6	2	8	1	42	21	28	18	2	5	2	2	32	25	85
86	14	15	1	—	6	3	21	18	14	15	3	1	—	—	17	16	86
87	16	8	1	—	4	—	21	8	16	8	2	—	—	2	18	10	87
88	11	6	—	1	1	2	12	9	11	6	3	3	1	—	15	9	88
89	8	7	—	—	—	1	8	8	8	7	1	3	3	—	12	10	89
90	5	4	—	2	2	5	7	11	5	4	1	—	—	—	6	4	90
91	6	1	—	—	1	2	7	3	6	1	—	—	—	—	6	1	91
92	3	1	—	—	—	2	3	3	3	1	—	—	—	—	3	1	92
93	3	2	—	—	—	—	3	2	3	2	—	—	—	—	3	2	93
94	1	1	—	—	—	—	1	1	1	1	1	1	—	—	2	2	94
95	1	—	—	—	—	1	1	1	1	—	—	1	1	—	2	1	95
96	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	96
97	—	—	—	—	2	—	2	—	—	—	—	1	—	—	—	1	97
98	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	98
99	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	99
100 e più	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	100 e più
Tot.	335	260	29	27	90	62	454	349	335	260	29	27	90	62	454	349	Tot.
%	73,79	74,50	6,39	7,74	19,82	17,76	100	100	73,79	74,50	6,39	7,74	19,82	17,76	100	100	%

Tav. 17

CONTROLLO OTTUAGENARI ET ULTRA — ROMA — PAVULLO
NEL FRIGNANO — ALGHERO — SALA CONSILINA — CASTRO-
REALE — CENSIMENTO 1921.

Età	Secondo le età denunciate								Secondo le età verificate								ETÀ
	Denunceie esatte		Denunciarono età				TOTALE		Denunceie esatte		Denunciarono età				TOTALE		
			per difetto		per eccesso						per difetto		per eccesso				
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	
meno di 80	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	51	48	51	48	meno di 80
80	94	109	6	14	21	23	121	146	94	109	—	—	12	8	106	117	80
81	80	86	8	6	22	13	110	105	80	86	3	7	7	7	90	100	81
82	62	57	3	5	11	6	76	68	62	57	5	4	6	3	73	64	82
83	41	36	2	1	3	4	46	41	41	36	3	5	5	2	49	43	83
84	36	38	3	2	11	7	50	47	36	38	5	1	7	2	48	41	84
85	35	31	6	3	9	3	50	37	35	31	2	5	2	3	39	39	85
86	20	25	1	1	6	5	27	31	20	25	3	3	—	—	23	28	86
87	16	11	1	—	4	1	21	12	16	11	2	1	—	2	18	14	87
88	14	8	—	1	1	2	15	11	14	8	3	3	1	—	18	11	88
89	10	11	—	—	—	1	10	12	10	11	2	3	3	—	15	14	89
90	7	8	—	2	2	5	9	15	7	8	1	—	—	—	8	8	90
91	7	3	—	—	1	2	8	5	7	3	—	—	—	—	7	3	91
92	3	4	—	—	—	2	3	6	3	4	—	—	—	—	3	4	92
93	3	3	—	—	—	—	3	3	3	3	—	—	—	—	3	3	93
94	2	1	—	—	—	—	2	1	2	1	1	1	—	—	3	2	94
95	1	—	—	—	—	1	1	1	1	—	—	1	1	—	2	1	95
96	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	96
97	—	—	—	—	2	—	2	—	—	—	—	1	—	—	—	1	97
98	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	98
99	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	99
100 e più	1	1	—	—	1	—	2	1	1	1	—	—	—	—	1	1	100 e più
Tot.	432	432	30	35	95	75	557	542	432	432	30	35	95	75	557	542	Tot.
%	77,56	79,70	5,39	6,46	17,05	13,84	100	100	77,56	79,70	5,39	6,46	17,05	13,84	100	100	%

PROBABILITÀ P_x CHE ESISTANO NELLA TOTALITÀ x NUOVI CENTENARI (*i. s. l.*), CALCOLATA IN BASE AI RISULTATI DELLA INDAGINE ESEGUITA

x	Π_x	P_x	x	Π_x	P_x
5	0	0	41	0,1687	0,0270
6	0,00001	0,000002	43	0,1613	0,0258
7	0,0001	0,00002	45	0,1520	0,0243
9	0,0008	0,0001	47	0,1413	0,0226
11	0,0033	0,0005	49	0,1298	0,0207
13	0,0085	0,0014	51	0,1179	0,0188
15	0,0176	0,0028	53	0,1060	0,0169
17	0,0306	0,0049	55	0,0944	0,0151
19	0,0474	0,0076	57	0,0834	0,0133
21	0,0668	0,0107	59	0,0730	0,0117
23	0,0876	0,0140	61	0,0635	0,0102
25	0,1085	0,0173	63	0,0548	0,0088
27	0,1279	0,0204	65	0,0470	0,0075
29	0,1447	0,0231	70	0,0312	0,0050
31	0,1582	0,0253	75	0,0200	0,0032
33	0,1679	0,0268	80	0,0125	0,0020
35	0,1735	0,0277	85	0,0076	0,0012
36	0,1749	0,0280	90	0,0045	0,0007
37	0,1753	0,0280	95	0,0026	0,0004
38	0,1748	0,0279	100	0,0015	0,0002
39	0,1735	0,0277			



