

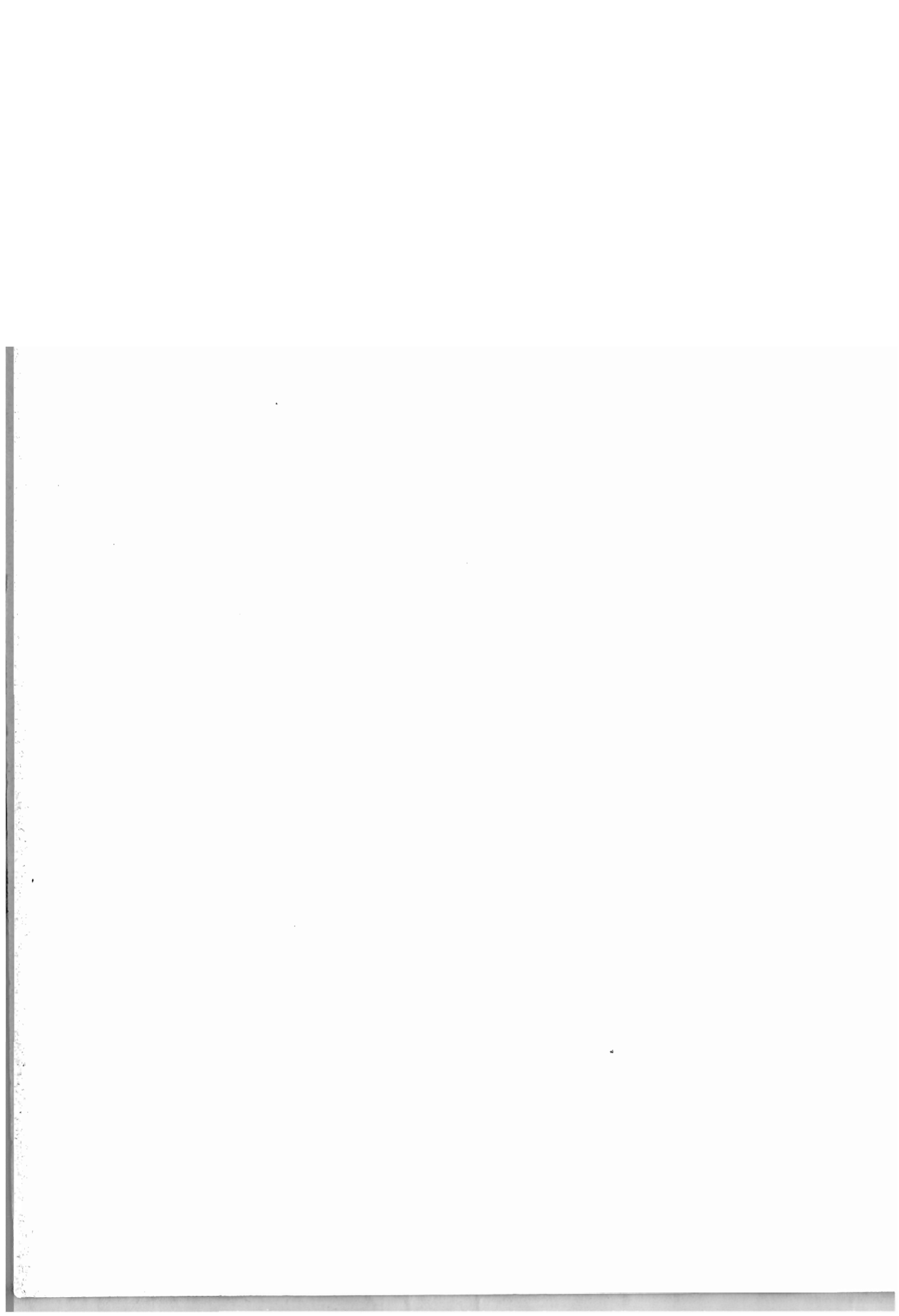
Direzione Generale della STATISTICA e del LAVORO.

Annali di Statistica

Sulla Tavola di mortalità
italiana 1899-1902 ☞ ☞

Serie V, vol. 2.

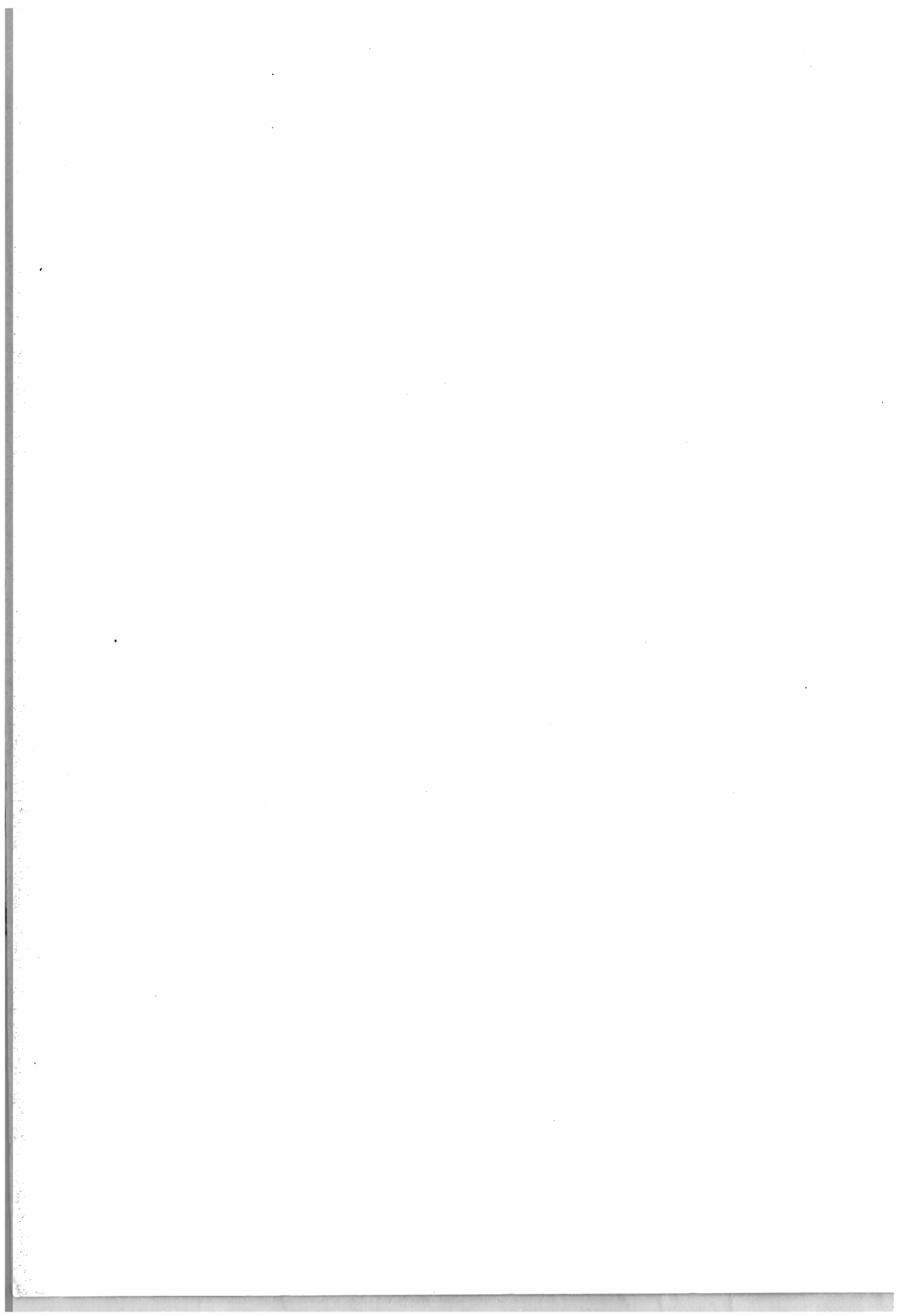
Roma, 1912 ☞ ☞
Tipografia Nazionale
di G. Bertero & C. ☞



SULLA TAVOLA DI MORTALITÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA

(1899-1902)

- 1° Lettera del Direttore generale della Statistica e del Lavoro
a S. E. l'on. prof. F. Nitti, Ministro per l'agricoltura,
l'industria e il commercio.
 - 2° Relazione del prof. Tullio Bagni al Comitato permanente
di Statistica.
 - 3° Relazione del Comitato permanente di Statistica —
Prof. dott. Rodolfo Benini.
 - 4° Conclusioni del Comitato permanente di Statistica.
-



A Sua Eccellenza

l'On. Prof. FRANCESCO NITTI

Ministro di Agricoltura, Industria e Commercio.

Il volume secondo della nuova serie degli *Annali di Statistica*, ch'io ho l'onore di presentare all'E. V., comprende alcuni studi compiuti dalla Direzione generale e dal Comitato permanente di statistica sulla tavola di mortalità italiana elaborata sui dati del 1899-1902.

Gli studi rispondono ad un desiderio dell'E. V. che fin dal giugno scorso invitava la Direzione generale della statistica a sottoporre all'esame del Comitato del proprio Consiglio superiore la tavola di mortalità italiana pubblicata nel 1904 che era stata fatta segno in quel turno di tempo a critiche severe e nel Parlamento, durante la discussione del disegno di legge sull'esercizio delle assicurazioni sulla vita, e nella pubblica stampa.

Il Comitato di statistica riunitosi d'urgenza, prendeva visione delle critiche, sottoponeva ad esame il materiale raccolto, stabiliva il metodo d'indagine per la revisione dei procedimenti e degli elementi adoperati nella costruzione della tavola, affidando alla Direzione generale di compiere gli studi e le indagini opportune. Le quali furono abbastanza rapidamente condotte a termine, se si tiene conto della delicatezza dei problemi toccati, della complessità della materia, della varietà degli elementi e dei calcoli che si

dovettero istituire. Il risultato di questi studi, fu concretato nella limpida relazione del prof. Bagni che si pubblica nel presente volume; relazione piccola di mole, ma esauriente e densa di risultati e prospettante tutti i problemi principali che si riannodano alle critiche fatte.

Il materiale raccolto dalla Direzione generale e la Relazione Bagni furono minutamente studiati dal Comitato di statistica, il quale affidava al prof. Benini di stendere la Relazione sui risultati delle indagini, relazione che pubblichiamo in questo stesso volume. Tutti i punti di vista, o meglio tutti i problemi che si riconnettono alla complessa materia, furono oggetto di esame critico: la questione dei metodi analitici adoperati nella costruzione della tavola presa in esame — il punto di vista dei confronti internazionali — il valore probatorio ed il collegamento dei censimenti — la veridicità delle statistiche della mortalità. Si venne ad escludere che gli elementi sui quali si era edificata la nostra tavola di mortalità e il metodo di elaborazione adoperato presentassero difetti di rilievo — giungendo ad un ordine del giorno ben preciso, che forma le conclusioni del giudizio del Comitato. Dei fatti accertati e perciò indiscutibili, non si vollero ricercare le spiegazioni, solo si accennò alle possibili cause ed alla direzione degli studi per l'accertamento di esse.

Se si volesse tirare una conclusione concreta dall'analisi fatta si potrebbe anche affermare, sulla traccia di uno dei migliori attuarî d'Italia, ricordato nella Relazione Bagni, che la nostra tavola di mortalità può essere ritenuta valida per gli usi pratici. Ma sarebbe trasportare il problema teorico ad un'applicazione pratica, il che non è nostro compito; nè è stato mai intendimento e della Direzione Generale e del Comitato l'abbandonarsi ad un atto di polemica statistica. Solo si è voluto fare una discussione di verità e di

errori, sottoponendo ad esame rigoroso un documento tanto importante per la pubblica amministrazione. Ci conforta la speranza che l'aver messo in evidenza la delicatezza dell'argomento, la complessità della questione, il lungo e difficile lavoro di calcolo necessario per arrivare ad un risultato, potrà mettere in guardia i critici troppo facili a non concludere su impressioni destituite da ogni rigore scientifico.

Roma, 15 febbraio 1912.

Il Direttore Generale della Statistica e del Lavoro

G. MONTEMARTINI.



SULLA TAVOLA DI MORTALITÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA (1899-1902)

RELAZIONE DEL PROF. **TULLIO BAGNI.**

La tavola di mortalità della popolazione italiana, pubblicata nel 1904 dalla Direzione generale della Statistica, può essere studiata per via di confronti internazionali, come pure in sè stessa, cioè avendo riguardo alla sua costruzione e avendo altresì riguardo ai documenti che furono assunti a base della costruzione.

§ 1. — **Confronti internazionali.**

All'esame estrinseco o comparativo sono dedicati i prospetti I, II e III.

Nel prospetto I sono raccolti i quozienti di mortalità relativi alle età 0, 5, 10, 15, ecc. ed ai principali Stati europei, quali risultano dalle più recenti pubblicazioni ufficiali estere non posteriori al 1903.

Le cifre sono presentate con opportuni arrotondamenti, per evitare alcune difficoltà e per attenuarne altre che alla retta comparazione si oppongono.

Una prima difficoltà concerne la differenza che passa tra concetti statistici affini, che vengono spesso scambiati tra loro, e cioè tra "coefficiente di probabilità di morte, o probabilità di morte, all'età x ", in simboli q_x , e "quoziente di mortalità, o saggio centrale di mortalità, relativo all'anno di età $(x, x + 1)$ ", in simboli m_x .

L'uno e l'altro sono stati introdotti nella scienza allo scopo di illustrare in vario modo il graduale decrescere nel tempo per ragione di morte di una fittizia generazione costituita di un gran numero di individui nati in un medesimo istante e formante col supposto ambiente un sistema casuale. q_x è il rapporto che si ottiene prendendo il numero degli individui appartenenti a quella generazione e deceduti nell'anno di età $(x, x + 1)$, e confrontandolo per via di divisione al numero degl'individui appartenenti alla generazione che varcarono l'età x ; o, se vuolsi, q_x è il numero dei deceduti nell'anno di età $(x, x + 1)$ riferito ad un sopravvivate all'età x . Il significato di m_x deriva da quello di μ_x , simbolo col quale suol essere designata la " intensità di morte all'età x ". È μ_x il numero dei deceduti in un piccolissimo intervallo di età successivo all'età precisa x , riferito all'anno e ad un sopravvivate all'età x . Infine m_x è un valore medio di μ_x , cioè un valor medio dell'intensità di morte relativa alle varie (infinite) età comprese fra x ed $x + 1$; ed una regola approssimata per calcolarlo consiste nel dividere il numero dei decessi nell'anno di età $(x, x + 1)$ per la semisomma dei numeri dei sopravvivate alle età x e $x + 1$. La semisomma di questi due ultimi numeri rappresenta a un dipresso il gruppo dei sopravvivate all'età $x + \frac{1}{2}$, e può essere sostituita dal primo, meno la metà dei decessi considerati, o dal secondo, più la metà dei medesimi decessi. Si conclude che m_x supera q_x , la differenza essendo approssimativamente eguale al semiquadrato di m_x . Per es., sia $m_{50} = 0 \cdot 017$ (Belgio 1891-900; Francia 1898-903; Austria 1900-901); si conclude: $\frac{1}{2} (m_{50})^2 = 0 \cdot 000145$; $q_{50} \cong 0 \cdot 016855$. Non c'è dunque differenza numerica tra m e q , nei limiti delle cifre conservate nel prospetto, quando

si escludano le prime età e le ultime, vale a dire quelle che meno interessano nella presente indagine.

Ci siamo pertanto accontentati di presentare i singoli quozienti con due sole cifre significative. Ma la seconda è dubbia in causa degli errori di osservazione. Ogni quoziente, invero, risulta dal dividere un certo numero di morti per

un certo numero di viventi: $q = \frac{M}{V}$. Ora M e V sono mi-

sure errate per difetto dei gruppi statistici morti e viventi. Denoti α il saggio unitario del massimo errore onde può essere affetto M ; abbia β il medesimo significato relativamente a V . Gli è quanto dire che il numeratore è $\geq (1 - \alpha) M$, e il denominatore $\geq (1 - \beta) V$, e quindi il coefficiente statistico, misurato approssimativamente da q , è compreso fra $(1 - \alpha) q$ e $\frac{1}{1 - \beta} q$, ovvero, trascurando il quadrato

di β , compreso fra $(1 - \alpha) q$ e $(1 + \beta) q$. La grandezza dell'intervallo è $(\alpha + \beta) q$. Per es., supposto del 5 per cento il massimo errore di M e di V , risulta del 10 per cento l'intervallo in cui è compreso il coefficiente misurato da q . La grandezza dell'intervallo può raddoppiare se si considerano errori in ambo i sensi, come devesi ammettere talvolta per valori grezzi di M e V e sempre per valori desunti da perequazioni e da interpolazioni; i limiti dell'intervallo sarebbero: $\frac{1 - \alpha}{1 + \beta'} q$, $\frac{1 + \alpha'}{1 - \beta} q$, ovvero, trascu-

rando i quadrati di α , β , ... e i loro mutui prodotti: $[1 - (\alpha + \beta')] q$, $[1 + (\alpha' + \beta)] q$. I coefficienti statistici in discorso sono qui considerati come tali, cioè come semplici coefficienti di frequenza: altro errore si aggiunge quando siano presentati ed applicati come valori empirici di probabilità statistiche. Ad eguali probabilità possono corrispondere distinte rappresentazioni numeriche (approssimate).

Una seconda difficoltà, nel procedimento di confronto, discende dalla distribuzione nel tempo delle osservazioni cui le singole tavole si riferiscono. Sono diversi tra loro i periodi di osservazione e diversi i rispettivi centri. In ottime condizioni di studio ci troveremmo se ovunque i censimenti fossero quinquennali e se con metodo uniforme fossero costruite tavole relative agli anni o tutt'al più ai bienni contigui alla data dei diversi censimenti: con la successione delle tavole di un medesimo Stato sarebbe illustrato un importante aspetto di dinamica demografica, mentre il gruppo di tavole corrispondente ad un medesimo biennio o quadriennio solare porgerebbe la definizione dei momenti simultanei e distinti nella evoluzione demografica dei varii Stati. Ma prolisse in modo eccessivo e faticose essendo le calcolazioni che potrebbero avvicinarci a quel copioso fascio di documenti, e dovendo noi evidentemente rinunciare qui a lavori nostrani fatti col metodo che è tra gli obietti del presente studio critico, ci limitiamo a considerare nei prospetti II e III le tavole estere i cui periodi di osservazione comprendono l'annata 1900.

Prendasi in esame, ad es., il prospetto II, concernente la popolazione maschile.

A vent'anni il coefficiente italiano è 0·0064, superiore al danese 0·0057, al belga 0·0059, al sassone 0·0044; quasi eguale allo svedese 0·0065, all'austriaco 0·0066; inferiore al francese 0·0070, al norvegese 0·0100.

A trent'anni il coefficiente italiano è 0·0067, superiore al danese 0·0056, al sassone 0·0056; quasi eguale allo svedese 0·0068, al belga 0·0069, all'austriaco 0·0071; inferiore al francese 0·0079, al norvegese 0·0092.

A quarant'anni il coefficiente italiano è 0·0086, superiore al danese 0·0078, allo svedese 0·0082; quasi eguale

al norvegese 0·0088; inferiore al belga 0·0110, al francese 0·0110, al sassone 0·0099, all'austriaco 0·0100.

Ecc.

In complesso, la successione dei coefficienti italiani non presenta decisamente anomalie che debbano essere interpretate come indice non dubbio di errori di rilevamento o di calcolo.

§ 2. — **Critica della tavola italiana (1899-902).**

Lo studio intrinseco della tavola italiana (1899-902) ammette, come osservammo da principio, naturale divisione in due parti ben distinte, riguardanti, la prima, la costruzione della tavola a partire da certi documenti statistici e, la seconda, la critica di codesti documenti. E non v'ha dubbio che l'indagine debba procedere nell'ordine indicato, giacchè la eventuale presenza di gravi errori di calcolo, che non possono essere assolutamente esclusi a priori, verrebbe a togliere sin dai primi passi ogni ragione di ulteriore ricerca.

§ 3. — **Costruzione della tavola.**

Occupiamoci pertanto, in primo luogo, della costruzione.

Alcune mende, d'ordine analitico e poco o punto efficaci sulla entità dei risultati, potrebbero essere rilevate nel metodo seguito, che trovasi esposto a pag. LX-LXIV del " Movimento della popolazione secondo gli atti dello stato civile nell'anno 1902 „, Roma, 1904. La poca o niuna importanza loro sui risultati è stata a priori riconosciuta dal sig. ing. Luigi Perozzo in una relazione presentata alla Direzione generale della Statistica, nella quale è detto " poter essere la tavola ritenuta valida per gli usi pratici, specialmente in confronto di quella del 1882 „.

Del resto, un giudizio definitivo sul valore del documento in rapporto alle sue ipotesi statistiche è fornito dal rifacimento che qui presentiamo. Si è cominciato dal ripartire in classi annuali di età i censiti nel 1901 (con riferimento al 1° gennaio) e i morti nelle annate 1899, 1900, 1901, 1902. Per es., i censiti da 15 a 55 anni di età sono stati distribuiti nelle classi annuali di età assumendo una funzione razionale intera del 4° grado, $f(x)$, a rappresentare il numero dei censiti da 15 a $15 + 10x$ anni; partendo dai gruppi

$$f(1) \quad f(2) \quad f(3) \quad f(4)$$

dei censiti appartenenti alle età

$$15-25 \quad 15-35 \quad 15-45 \quad 15-55$$

si sono dedotti i gruppi annuali $f(\frac{1}{10})$, $f(\frac{2}{10}) - f(\frac{1}{10})$, ecc., con formole notissime del calcolo delle differenze finite. Altrettanto si è fatto per le età 55-95, aggiungendo opportuna perequazione analitico-grafica intorno all'età 55; ecc. Il procedimento seguito è abbastanza accurato per un lavoro di vasta e minuta revisione, com'è il presente.

L'ultima fase delle calcolazioni è presentata nei prospetti IV a VI; precisamente, il V si riferisce al biennio 1900-901 e il VI al quadriennio 1898-902.

Non vi sono differenze sensibili fra i quozienti ora calcolati e quelli che furono pubblicati nel 1904: a persuadersi di ciò, basta confrontare le due prime colonne del prospetto XIII.

Le lacune esistenti nelle statistiche sui movimenti migratorii impedirono nel 1904 di tenere esplicito conto di codesti movimenti nella costruzione della tavola di mortalità. Proviene però dalla omissione un errore relativo rappresentato press'a poco dalla quarta parte della diffe-

renza fra i coefficienti di migrazione per le annate 1900 e 1901, e quindi trascurabile. Veggasi in appendice a questo studio (pag. 19 a 24) una dimostrazione elementare dell'asserto.

§ 4. — **Riscontri statistici.**

Passiamo ad esaminare, in secondo luogo, i documenti statistici dai quali la tavola 1899-902 fu desunta.

“ L'indagine può essere compiuta mediante un'inchiesta
“ amministrativa e mediante riscontri statistici. L'inchiesta
“ amministrativa, per ciò che riguarda i censimenti, non
“ può aver per oggetto se non il modo col quale furono
“ eseguite le operazioni di spoglio, almeno nel 1901, e sta-
“ biliti i controlli. Quanto alle schede dei decessi, bisogne-
“ rebbe fare indagini circa la regolarità delle trasmissioni,
“ la mancanza di gravi oscillazioni nel numero delle schede
“ da un tempo all'altro, ecc. Fonte d'informazione potreb-
“ bero essere i pretori, cui spetta di vigilare sulla tenuta
“ dei registri dello stato civile; però l'inchiesta a priori si
“ riconosce laboriosa e di dubbio risultato; degli ottomila
“ comuni del Regno bisognerebbe esplorarne alcune centi-
“ naia almeno, e spingere l'esplorazione a parecchie annate.
“ (Osservazioni del prof. Benini; seduta 13 luglio 1911 del
“ Comitato di Statistica) „. La necessità, o almeno la con-
“ venienza, di sì complicata, forse, prolissa e mal sicura inda-
“ gine s'imporrebbe quando e sol quando i riscontri statistici
“ dessero indizio non dubbio di gravi irregolarità nelle pub-
“ blicazioni della Direzione generale. Abbiamo perciò rivolto
“ pensiero e lavoro a compiere taluno dei riscontri che il
“ prof. Benini indicò nella citata seduta del Comitato di Sta-
“ tistica.

Il lavoro compiuto riguarda due punti:

α) Costruzione delle tavole di sopravvivenza relative ai quadrienni 1870-73, 1880-83.

β) Collegamento dei tre censimenti 1872, 1882 e 1901 mediante considerazione delle nascite e delle morti rilevate dal 1870 al 1902.

α) Le due nuove tavole di sopravvivenza sono state costruite col metodo seguito per la prima. Solamente, una complicazione è derivata dalla necessità di correggere l'errata graduazione per età dei censiti nel 1871 e nel 1881. Applicando le correzioni indicate dal prof. Benini, i gruppi dichiarati appartenenti agl'intervalli

0—5 5—10 10—15 15—25

furono ritenuti appartenenti agl'intervalli

0—4·6 4·6—9·5 9·5—14·5 14·5—24·5

Poi, con parabole di grado diverso secondo la sezione della tavola, si ebbero le classi annuali. Per la tavola (1881-83) veggansi i prospetti VII a IX; per la tavola (1870-73) i prospetti X a XII. Nel prospetto XIII sono raccolti i quozienti di mortalità relativi alle tre tavole di sopravvivenza. Le tre successioni appaiono quanto mai regolari, in sè stesse considerate e nei loro mutui rapporti. Facile cosa sarebbe il dedurre la velocità e l'accelerazione dei vari quozienti italiani dal 1870 al 1900.

β) Il collegamento dei tre censimenti è stato operato con diligenza e senza risparmio di fatiche. È stato naturalmente utilizzato tutto il lavoro di perequazione e d'interpolazione in precedenza richiesto dalle tavole di mortalità. Si è completata la serie delle serie di morti (pro-

spetto XIV); ogni classe parallelogrammica di morti è stata scissa in due triangolari, con questi principali espedienti:

1) perequazione dei gruppi parallelogrammici intorno all'età 5, lasciando invariati i gruppi 3-4, 6-7, invariata la somma dei due 4-5, 5-6, e imponendo ai quattro di formare una progressione aritmetica del second'ordine;

2) scissione di quattro gruppi parallelogrammici contigui in otto triangolari, imponendo a questi di formare una progressione aritmetica del terzo ordine; tale procedimento fu indispensabile nelle prime età; di poi gradatamente si potè abbassare l'ordine della progressione; ecc.

Ci permettiamo di segnalare la disposizione zeuneriana che abbiamo data al prospetto XIV.

Vengono da ultimo i prospetti XV e XVI. Quivi è effettuato il collegamento in discorso.

Nel prospetto XV si parte dal censimento 1° gennaio 1872 e dalle nascite 1872-1881 (veggasi la prima linea grossa, a sinistra, del prospetto XIV) e, computando i decessi relativi alle varie generazioni annuali (cioè procedendo in senso orizzontale nel citato prospetto XIV, sommando classi triangolari di morti), si perviene a definire l'entità numerica dei *superstiti* al 31 dicembre 1881 ed a confrontarla quindi coi risultati del censimento a quest'ultima data (ved. la seconda linea grossa nel citato prospetto). Le divergenze, assoluta e relativa, che dal confronto emergono, sono indicate nelle due ultime colonne del prospetto XV. Le divergenze relative appaiono entro confini normali, che dipendono dagli errori inevitabili onde sono affette le varie indipendenti rilevazioni statistiche (nati, morti, censiti) e dai non computati moti migratorii. Il confronto, segnatamente per le età superiori a 15 anni (minima divergenza relativa = 0·00, massima divergenza relativa = 0·06), è del tutto soddisfacente. Non si dimentichi che queste divergenze rappresentano il risultato degli errori accidentali

e degli errori *sistematici* onde sono affette le cifre, quali grezze e quali calcolate, relative alle osservazioni di un intero decennio.

Nel prospetto XVI si parte dal censimento 1° gennaio 1882 e nel modo sopra indicato si giunge al censimento 1° gennaio 1901 (vegg. la seconda e la terza linea grossa del prospetto più volte citato). Qui le divergenze si riferiscono ad un diciannovenno e consentono di isolare, *grosso modo*, qual fenomeno residuo (per la prima volta nella statistica italiana) l'effetto risultante dei moti migratorii. È notevolmente regolare l'andamento della successione dei coefficienti di divergenza; la successione cresce gradatamente dalle basse età fin verso le classi 27-28, 28-29, poi decresce per risalire all'età 36 e decresce indi pian piano fino ad apparire presumibilmente libera dai moti migratorii verso l'età 48 o 49.

§ 5. — **Conclusioni.**

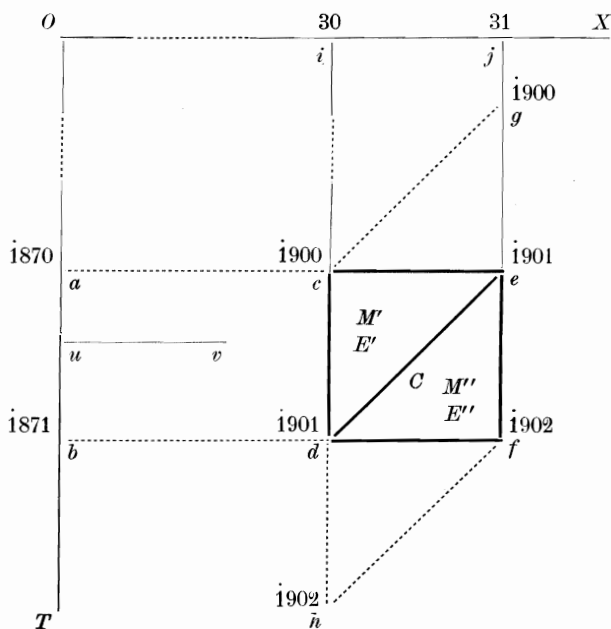
La conclusione discende limpidamente, a parer nostro, dalle lunghe indagini che sono riassunte nei prospetti ed illustrate con le poche parole precedenti.

La Direzione generale della Statistica, propulsore centrale degli studii demografici italiani, ci appare una volta ancora meritevole della profonda e diffusa estimazione che da tanti anni gode in patria ed all'estero; imperocchè, cimentati a rigido e minuto raffronto i varii momenti della dinamica della popolazione, quali sono descritti e valutati nelle pubblicazioni ufficiali, essi dimostrano esterna coerenza a tal punto da imporre che sia senz'altro esclusa la eventualità di gravi errori di rilevamento, di spoglio e di elaborazione. Possiamo pertanto compiacerci del cammino percorso nell'ultimo cinquantennio e serenamente rivolgere ogni sforzo alla graduale attuazione degli ordinamenti che la scienza addita.

APPENDICE

Sulla importanza dell'errore che dal trascurare i movimenti migratori deriva nel calcolo dei coefficienti di mortalità della popolazione generale.

Per fissare le idee, prendiamo in esame la generazione italiana del 1870, cioè il gruppo G dei nati-vivi italiani



nell'annata 1870. (È comodo in queste ricerche di designare coi simboli $\dot{1}870$, $\dot{1}870$ e $\overline{1870}$ ordinatamente il 1° gennaio 1870, il 31 dicembre 1870 e l'annata 1870).

La figura è tratta dalla teoria dello *Zeuner* (*). Scelti in un piano due assi rettangolari OT , OX incrociantisi in O , e scelto un segmento rettilineo a rappresentare l'unità di tempo, l'*anno*, si portano sul primo asse i *tempi* e sul secondo le *età*. Per origine dei tempi si assume un istante qualunque, istante anteriore nella figura ai fatti demografici che si vogliono studiare, ad es. 1801. Per origine delle età si prende l'età 0. Così l'istante 1870 è rappresentato da un punto a preso sull'asse OT in modo che il segmento Oa sia misurato dal numero 69 (comprenda 69 unità di lunghezza). E l'età 30 è rappresentata da un punto i preso sull'asse OX in guisa che il segmento Oi sia misurato dal numero 30 (comprenda cioè 30 unità di lunghezza). E reciprocamente, ad ogni punto del semiasse positivo OT corrisponde un istante non anteriore al 1801, ad ogni punto del semiasse positivo OX corrisponde una età (necessariamente nulla o positiva).

Ciò premesso, consideriamo i nati nel $\overline{1870}$, in numero G . Ad ogni nato corrisponde un istante, l'istante della nascita, quindi un punto situato sul segmento ab . Abbiamo così sul segmento ab un gruppo di G punti, che geometricamente rappresenta la generazione in esame.

Sia u uno di questi punti. Traccisi un segmento uv parallelo ad OX e misurato dal numero che in anni esprime il periodo di osservazione relativo all'individuo nato nell'istante u . Vogliamo dire che l'individuo nato nell'istante u raggiunge l'età precisa uv ed a questa età è eliminato (per morte o per emigrazione). Si osservi che il punto v corrisponde ad un istante, l'istante finale del periodo di tempo misurato dalla somma delle sue coordinate cartesiane, l'a-

(*) GUSTAV ZEUNER, *Abhandlungen aus der Mathematischen Statistik*, Leipzig, 1869.

scissa Ou e l'ordinata uv . Il segmento uv rappresenta un periodo di osservazione individuale. Un siffatto periodo può subire interruzioni, per effetto di emigrazione seguita da immigrazione, ecc.

Possiamo anche aiutarci con una imagine cinematografica. Nell'istante della nascita di un individuo del gruppo G , il relativo punto u si spicca dall'asse OT e si muove parallelamente ad OX di moto uniforme con velocità graficamente rappresentata dal segmento rettilineo già assunto nella figura a rappresentare l'anno; così in ogni istante del moto lo spazio anteriormente descritto misura l'età raggiunta dall'individuo; il punto si arresta in v , quando l'individuo è eliminato.

In conclusione, noi prendiamo in esame G nati nel $\overline{1870}$, G punti u appartenenti al segmento ab e G segmenti rettilinei uv uscenti da quei punti e paralleli ad OX , cioè G linee di osservazione individuale.

Il fascio delle linee di osservazione individuale è tagliato dalla retta hi ; i punti d'intersezione sono in numero inferiore a G , non avendosi intersezione per nessuna delle linee che terminano a sinistra di hi ; dicasi (cd) tale numero. (cd) è il numero degl'individui provenienti dalla generazione $\overline{1870}$, che superarono in Italia l'età 30. Si noti che tale età fu superata dai diversi individui in esame in istanti diversi appartenenti all'annata $\overline{1900}$. Similmente, designi (ef) il numero delle linee di osservazione individuale che tagliano la retta fj . È (ef) il numero degli individui, provenienti dalla generazione $\overline{1870}$, che varcarono in Italia l'età 31. Ecc. Invece il numero delle linee individuali che tagliano una retta de , orientata a 45° rispetto agli assi, dà il numero degli individui della generazione $\overline{1870}$, che furono osservati (viventi) in un certo istante, nella figura l'istante $\overline{1901}$, poichè costante è la somma delle coordinate di un

punto che percorra una tale retta. Diremo $(d e)$ il numero dei nati nel $\overline{1870}$ e censiti nel $\overline{1901}$. Ecc.

Occupiamoci pure dei punti di eliminazione v . Di questi punti ne contiamo un certo numero, poniamo $M' + E'$, dentro il triangolo $c d e$; si hanno quivi M' eliminazioni per morte ed E' per emigrazione. M' è il numero dei morti nell'annata $\overline{1900}$, in età (30, 31) e nati nel $\overline{1870}$. E' è il numero degli emigrati nell'annata $\overline{1900}$ (e non immigrati nella medesima annata), in età (30, 31) e nati nel $\overline{1870}$. Similmente, M'' designa nella figura il gruppo dei punti di eliminazione per morte compresi nel triangolo $d e f$, cioè il numero dei morti nell'annata $\overline{1901}$, in età (30, 31) e nati nel $\overline{1870}$. Ecc.

Giova osservare a questo punto che i gruppi triangolari di morti M' , M'' non sono dati dalle nostre statistiche, le quali porgono l'età, ma non l'anno di nascita dei deceduti. I gruppi di morti in una determinata annata e appartenenti ad una classe annuale di età sono parallelogrammici (nel senso della teoria zeuneriana), non già triangolari. Così, i punti v di eliminazione per morte compresi nel parallelogramma $c d e g$ dà il numero di morti nell'annata $\overline{1900}$ in età (30, 31), e nati nelle annate $\overline{1869}$ e $\overline{1870}$. Le nostre statistiche importano dunque che i gruppi triangolari di morti siano ottenibili con soli espedienti interpolatorii, come accade in genere per l'analisi in classi annuali di età.

Possiamo ora speditamente rivolgerci allo scopo di questa nota, omettendo ogni considerazione relativa ai deceduti e censiti stranieri.

Denoti q il quoziente di mortalità all'età 30, desunto dall'esame della generazione 1870, cioè dai censiti $(d e)$ e dai morti M' , M'' , senza tener conto dei moti migratorii. Si ha, posto $(d e) \equiv C$:

$$q = \frac{M' + M''}{C + M'}$$

Invero, della generazione $\overline{1870}$ un certo gruppo si perde prima che sia raggiunta l'età 30; l'età precisa 30 è raggiunta e superata da $C + M'$ individui (nell'annata $\overline{1900}$) e l'età successiva 31 è raggiunta da $C - M''$ individui (nell'annata $\overline{1901}$). Dunque sopra $C + M'$ trentenni si hanno $M' + M''$ decessi in età (30, 31).

Denoti \bar{q} il medesimo quoziente nella ipotesi che si tenga conto dei moti migratorii. L'età 30 è raggiunta e superata da $C + M' + E'$ individui. Di questi muoiono, in età (30, 31), un certo numero, $M' + M''$, in patria, e un certo numero, x , all'estero. Dunque

$$\bar{q} = \frac{M' + M'' + x}{C + M' + E'}$$

Una espressione conveniente per x si ottiene osservando che $\bar{q} \cdot (E' + E'')$ sarebbe un confine superiore dei decessi in età (30, 31) provenienti dagli emigrati, se gli $E' + E''$ individui emigrassero non appena superata l'età 30; diciamo " confine superiore „ perchè quello degli emigrati è verosimilmente un gruppo scelto con mortalità meno intensa (durante l'annata di partenza) di quella della popolazione generale; x può essere pertanto rappresentato da $\theta (E' + E'') \bar{q}$, θ essendo un numero positivo minore dell'unità. Segue

$$\bar{q} = \frac{M' + M'' + \theta (E' + E'') \bar{q}}{C + M' + E'}$$

Introduciamo i quozienti di migrazione η' , η'' ponendo

$$E' = (C + M' + E'') \eta', \quad E'' = (C + M' + E') \eta''.$$

Nel gruppo $C + M' + E'$ che supera in patria l'età 30 nel $\overline{1900}$, è $100 \eta'$ la frequenza percentuale degli emigrati nel $\overline{1900}$ in età (30, 31) e nati nel $\overline{1870}$; è $100 \eta''$ la frequenza

percentuale degli emigrati nel $\overline{1901}$ in età (30, 31) e nati nel $\overline{1870}$. Deduciamo successivamente:

$$\begin{aligned} \bar{q} &= \frac{(C + M') q + \theta (E' + E'') \bar{q}}{C + M' + E'} \\ &= (1 - \gamma') q + \theta (\gamma' + \gamma'') \bar{q} \\ &= \frac{1 - \gamma'}{1 - \theta (\gamma' + \gamma'')} q \\ &= (1 - \gamma') [1 + \theta (\gamma' + \gamma'') + \dots] q \\ &\cong [1 + \theta (\gamma' + \gamma'') - \gamma'] q, \\ \frac{\bar{q} - q}{q} &\cong \theta \gamma'' - (1 - \theta) \gamma'. \end{aligned}$$

L'errore relativo sopra q , proveniente dal trascurare i moti migratorii, può dunque essere positivo, nullo o negativo.

Nella ipotesi consueta $\theta = \frac{1}{2}$, si ha infine

$$\frac{\bar{q} - q}{q} \cong \frac{\gamma'' - \gamma'}{2}.$$

Potendosi ritenere $2 \gamma'$ eguale al coefficiente di migrazione per l'annata $\overline{1900}$ e l'età (30, 31) (e quindi per le due generazioni $\overline{1869}$, $\overline{1870}$), e $2 \gamma''$ eguale all'analogo coefficiente per l'annata $\overline{1901}$ e l'età (30, 31) (e quindi per le due generazioni $\overline{1870}$, $\overline{1871}$), deducesi senz'altro la formola cui volevamo pervenire:

$$\frac{\bar{q} - q}{q} \cong \frac{2\gamma'' - 2\gamma'}{4}.$$

Supposto, per esagerare, che gli uomini trentenni abbiano dato $\gamma' = 0.04$, $\gamma'' = 0.05$, viene

errore relativo sopra $q \cong 0.005$.

PROSPETTO I.

Confronti internazionali. — Quozienti di mortalità per 1000 persone.

ETÀ	Inghilterra (1881-90)		Norvegia (1891-901)		Svezia (1891-900)		Danimarca (1895-900)		Olanda (1880-89)		Belgio (1891-00)		Francia (1898-903)		Svizzera (1881-88)		Germania (1871-81)		Prussia (1890-91)		Bavier (1878)		Sassonia (1900)		Austria (1900-901)		Italia (1899-902)	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
0	160	130	110	87	110	92	150	120	200	170	200	170	160	140	180	150	250	220	220	190	340	290	300	250	200	160	180	601
5	83	79	64	64	79	81	51	51	90	87	69	70	64	65	70	69	13	13	10	10	87	82	41	46	11	12	87	94
10	19	17	38	38	39	40	30	37	36	39	26	28	30	33	33	35	47	48	37	42	34	35	21	18	45	48	36	38
15	29	30	47	52	34	44	32	40	35	44	30	38	38	45	34	46	39	42	33	38	30	33	23	26	34	46	35	47
20	48	49	10	60	65	53	57	45	73	53	59	57	70	63	64	64	75	61	47	42	72	57	44	41	66	61	64	61
30	83	79	92	75	68	64	56	59	69	81	69	66	79	76	86	86	93	97	69	67	82	90	56	60	71	76	67	77
40	13	11	88	90	82	77	78	72	99	11	11	86	11	88	13	11	14	12	10	94	11	11	99	72	10	92	86	91
50	20	16	12	10	13	10	13	10	15	12	17	11	17	12	20	15	21	16	16	12	19	13	19	12	17	12	14	11
60	36	29	21	18	23	18	25	19	29	23	31	23	31	24	37	32	38	33	30	24	32	30	36	24	30	24	28	26
70	72	62	44	40	51	44	56	49	64	56	71	59	68	59	78	77	81	75	61	56	72	70	77	61	61	55	67	67
80	150	140	110	100	130	120	130	120	140	130	160	150	170	150	170	170	170	170	140	130	160	150	170	150	140	120	160	170
90	310	270	250	220	310	270	310	290	310	310	360	330	280	240	320	300	320	310	290	270	470	360	280	280	270	180	320	300

PROSPETTO II.

Confronti internazionali. — Quozienti di mortalità per 1000 maschi.

ETÀ	Norvegia (1891-901)	Svezia (1891-900)	Danimarca (1895-900)	Belgio (1891-900)	Francia (1898-903)	Sassonia (1900)	Austria (1900-901)	Italia (1899-902)
0 . . .	110	110	150	200	160	300	200	180
5 . . .	64	79	51	69	64	41	11	87
10 . . .	38	39	30	26	30	21	45	36
15 . . .	47	34	32	30	38	23	34	35
20 . . .	10	65	57	59	70	44	68	64
30 . . .	92	68	56	69	79	56	71	67
40 . . .	88	82	78	11	11	99	10	86
50 . . .	12	13	13	17	17	19	17	14
60 . . .	21	23	25	31	31	36	30	28
70 . . .	44	51	56	71	68	77	61	67
80 . . .	110	130	130	160	170	170	140	160
90 . . .	250	310	310	360	280	280	270	320

ETÀ	Quoziente di mortalità per l'Italia	Dei quozienti surriferiti			
		il minimo	spetta alla	e il massimo	spetta alla
0	180	110	Svezia, Norvegia	300	Sassonia
5	87	41	Sassonia	11	Austria
10	36	21	Sassonia	45	Austria
15	35	23	Sassonia	47	Norvegia
20	64	44	Sassonia	10	Norvegia
30	67	56	Danimarca, Sassonia	92	Norvegia
40	86	78	Danimarca	11	Francia, Belgio
50	14	12	Norvegia	19	Sassonia
60	28	21	Norvegia	36	Sassonia
70	67	44	Norvegia	77	Sassonia
80	160	110	Norvegia	170	Sassonia, Francia

PROSPETTO III.

Confronti internazionali. — Quozienti di mortalità per 1000 femmine.

ETÀ	Norvegia (1891-901)	Svezia (1891-900)	Danimarca (1895-900)	Belgio (1891-900)	Francia (1898-903)	Sassonia (1900)	Austria (1900-901)	Italia (1899-902)
0 . . .	87	92	120	170	140	250	160	160
5 . . .	64	81	51	70	65	46	12	94
10 . . .	38	40	37	28	33	18	48	38
15 . . .	52	44	40	38	45	26	46	47
20 . . .	60	53	45	57	63	41	61	61
30 . . .	75	64	59	66	76	60	76	77
40 . . .	90	77	72	86	88	72	92	91
50 . . .	10	10	10	11	12	12	12	11
60 . . .	18	18	19	23	24	24	24	26
70 . . .	40	44	49	59	59	61	55	67
80 . . .	100	120	120	150	150	150	120	170
90 . . .	220	270	290	330	240	280	180	300

ETÀ	Quoziente di mortalità per l'Italia	Dei quozienti surriferiti			
		il minimo	spetta alla	il massimo	spetta alla
0	160	87	Norvegia	250	Sassonia
5	94	46	Sassonia	12	Austria
10	38	18	Sassonia	48	Austria
15	47	26	Sassonia	52	Norvegia
20	61	41	Sassonia	63	Francia
30	77	59	Danimarca	77	<i>Italia</i>
40	91	72	Danimarca, Sassonia	92	Austria
50	11	10	Svezia, Norv., Danim.	12	Francia, Sass., Austria
60	26	18	Svezia, Norvegia	26	<i>Italia</i>
70	67	40	Norvegia	67	<i>Italia</i>
80	170	100	Norvegia	170	<i>Italia</i>

PROSPETTO IV.

CLASSI annuali di età	CENSITI al 1° gennaio 1901 ripartiti in classi annuali di età	MORTI NELL'ANNO			
		1899	1900	1901	1902
		ripartiti in classi annuali di età			
x a $x + 1$	$V_{x, x+1}$	$M_{x, x+1}^{(99)}$	$M_{x, x+1}^{(00)}$	$M_{x, x+1}^{(01)}$	$M_{x, x+1}^{(02)}$
20-21 . . .	548 200	3 420	3 623	3 384	3 370
21-22 . . .	528 600	3 356	3 550	3 328	3 310
22-23 . . .	510 700	3 294	3 477	3 272	3 251
23-24 . . .	494 500	3 245	3 418	3 229	3 203
24-25 . . .	479 800	3 205	3 366	3 194	3 163
25-26 . . .	466 500	3 148	3 296	3 140	3 105
26-27 . . .	454 600	3 125	3 261	3 119	3 079
27-28 . . .	443 900	3 104	3 228	3 101	3 055
28-29 . . .	434 400	3 086	3 198	3 084	3 034
29-30 . . .	425 900	3 071	3 172	3 071	3 015
30-31 . . .	418 400	3 059	3 151	3 061	2 999
31-32 . . .	411 800	3 051	3 135	3 054	2 988
32-33 . . .	405 900	3 047	3 124	3 052	2 981
33-34 . . .	400 600	3 047	3 120	3 054	2 979
34-35 . . .	396 000	3 052	3 123	3 062	2 983
35-36 . . .	391 800	3 062	3 134	3 075	2 993
36-37 . . .	388 000	3 077	3 154	3 095	3 010
37-38 . . .	384 400	3 098	3 182	3 121	3 034
38-39 . . .	381 100	3 125	3 221	3 154	3 066
39-40 . . .	377 800	3 159	3 270	3 195	3 106
40-41 . . .	374 500	3 199	3 330	3 244	3 155
41-42 . . .	371 200	3 246	3 402	3 301	3 214
42-43 . . .	367 600	3 300	3 486	3 367	3 283
43-44 . . .	363 700	3 362	3 584	3 443	3 362
44-45 . . .	359 400	3 433	3 696	3 528	3 453
45-46 . . .	354 600	3 508	3 763	3 576	3 499
46-47 . . .	349 200	3 562	3 812	3 630	3 558
47-48 . . .	343 100	3 623	3 870	3 682	3 599
48-49 . . .	336 200	3 696	3 942	3 761	3 657
49-50 . . .	328 500	3 796	4 021	3 850	3 697
50-51 . . .	319 700	3 885	4 101	3 960	3 799
51-52 . . .	311 300	3 992	4 201	4 071	3 886
52-53 . . .	303 100	4 135	4 280	4 170	4 017
53-54 . . .	295 300	4 289	4 481	4 280	4 218
54-55 . . .	287 900	4 482	4 719	4 411	4 439
55-56 . . .	280 700	4 666	5 024	4 687	4 570
56-57 . . .	273 900	4 818	5 359	4 995	4 867
57-58 . . .	267 500	5 146	5 720	5 330	5 189
58-59 . . .	261 300	5 498	6 101	5 686	5 531
59-60 . . .	255 500	5 867	6 479	6 058	5 888

PROSPETTO V.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(00)} + M_{x, x+1}^{(01)}}{2 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(00)}}$$

1	2	3	4	5
$x, x+1$	$M_{x, x+1}^{(00)} + M_{x, x+1}^{(01)}$	$2 V_{x, x+1}$	$2 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(00)}$	$(2) : (4) = q_x$
20-21 . .	7 007	1 096 400	1 100 023	0·0064
21-22 . .	6 878	1 057 200	1 060 750	0·0065
22-23 . .	6 749	1 021 400	1 024 877	0·0066
23-24 . .	6 647	989 000	992 418	0·0067
24-25 . .	6 560	959 600	962 966	0·0068
25-26 . .	6 436	933 000	936 296	0·0069
26-27 . .	6 380	909 200	912 461	0·0070
27-28 . .	6 329	887 800	891 028	0·0071
28-29 . .	6 282	868 800	871 998	0·0072
29-30 . .	6 243	851 800	854 972	0·0073
30-31 . .	6 212	836 800	839 951	0·0074
31-32 . .	6 189	823 600	826 735	0·0075
32-33 . .	6 176	811 800	814 924	0·0076
33-34 . .	6 174	801 200	804 320	0·0077
34-35 . .	6 185	792 000	795 123	0·0078
35-36 . .	6 209	783 600	786 734	0·0079
36-37 . .	6 249	776 000	779 154	0·0080
37-38 . .	6 303	768 800	775 103	0·0081
38-39 . .	6 375	762 200	768 575	0·0083
39-40 . .	6 465	755 600	762 065	0·0085
40-41 . .	6 574	749 000	755 574	0·0087
41-42 . .	6 703	742 400	749 103	0·0089
42-43 . .	6 853	735 200	742 053	0·0092
43-44 . .	7 027	727 400	734 427	0·0096
44-45 . .	7 224	718 800	726 024	0·0100
45-46 . .	7 339	709 200	716 539	0·0102
46-47 . .	7 442	698 400	705 842	0·0105
47-48 . .	7 552	686 200	693 752	0·0109
48-49 . .	7 703	672 400	680 103	0·0113
49-50 . .	7 871	657 000	664 871	0·0118
50-51 . .	8 061	639 400	647 461	0·0125
51-52 . .	8 272	622 600	630 872	0·0131
52-53 . .	8 450	606 200	614 650	0·0137
53-54 . .	8 761	590 600	599 361	0·0146
54-55 . .	9 130	575 800	584 930	0·0156
55-56 . .	9 711	561 400	571 111	0·0170
56-57 . .	10 354	547 800	558 154	0·0186
57-58 . .	11 050	535 000	546 050	0·0202
58-59 . .	11 787	522 600	534 387	0·0221
59-60 . .	12 555	511 000	523 555	0·0240

PROSPETTO VI.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(99)} + M_{x, x+1}^{(00)} + M_{x, x+1}^{(01)} + M_{x, x+1}^{(02)}}{4 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(99)} + M_{x, x+1}^{(00)}}$$

1	2	3	4	5	6	7
$x, x+1$	$M_{x, x+1}^{(99)} + M_{x, x+1}^{(00)}$	$M_{x, x+1}^{(01)} + M_{x, x+1}^{(02)}$	(2) + (3)	$4 V_{x, x+1}$	$4 V_{x, x+1} + (2)$	(4) : (6) = q_x
20-21 .	7 043	6 754	13 797	2 192 800	2 199 843	0·0063
21-22 .	6 906	6 638	13 544	2 114 400	2 121 306	0·0064
22-23 .	6 771	6 523	143 294	2 042 800	2 049 571	0·0065
23-24 .	6 663	6 432	13 095	1 978 000	1 984 663	0·0066
24-25 .	6 571	6 357	12 928	1 919 200	1 925 771	0·0067
25-26 .	6 444	6 245	12 689	1 866 000	1 872 444	0·0068
26-27 .	6 386	6 198	12 584	1 818 400	1 824 786	0·0069
27-28 .	6 332	6 156	12 488	1 775 600	1 781 932	0·0070
28-29 .	6 284	6 118	12 402	1 737 600	1 743 884	0·0071
29-30 .	6 243	6 086	12 329	1 703 600	1 709 843	0·0072
30-31 .	6 210	6 060	12 270	1 673 600	1 679 810	0·0073
31-32 .	6 186	6 042	12 228	1 647 200	1 653 386	0·0074
32-33 .	6 171	6 033	12 204	1 623 600	1 629 771	0·0075
33-34 .	6 167	6 033	12 200	1 602 400	1 608 567	0·0076
34-35 .	6 175	6 045	12 220	1 584 000	1 590 175	0·0077
35-36	6 196	6 068	12 264	1 567 200	1 573 396	0·0078

36-37 .	6 231	6 105	12 336	1 552 000	1 558 231	0·0079
37-38 .	6 280	6 155	12 435	1 537 600	1 543 880	0·0081
38-39 .	6 346	6 220	12 566	1 524 400	1 530 746	0·0082
39-40 .	6 429	6 301	12 730	1 511 200	1 517 629	0·0084
40-41 .	6 529	6 399	12 928	1 498 000	1 504 529	0·0086
41-42 .	6 648	6 515	13 163	1 484 800	1 491 448	0·0088
42-43 .	6 786	6 650	13 436	1 470 400	1 477 186	0·0091
43-44 .	6 946	6 805	13 751	1 454 800	1 461 746	0·0094
44-45 .	7 128	6 981	14 109	1 437 600	1 444 728	0·0098
45-46 .	7 271	7 075	14 346	1 418 400	1 425 671	0·0101
46-47 .	7 374	7 188	14 562	1 396 800	1 404 174	0·0102
47-48 .	7 493	7 281	14 774	1 372 400	1 379 893	0·0107
48-49 .	7 638	7 418	15 056	1 344 800	1 352 438	0·0111
49-50 .	7 817	7 547	15 364	1 314 000	1 321 817	0·0116
50-51 .	7 986	7 759	15 745	1 278 800	1 286 786	0·0122
51-52 .	8 193	7 957	16 150	1 245 200	1 253 393	0·0129
52-53 .	8 415	8 187	16 602	1 212 400	1 220 815	0·0136
53-54 .	8 770	8 498	17 268	1 181 200	1 189 970	0·0145
54-55 .	9 201	8 850	18 051	1 151 600	1 160 801	0·0156
55-56 .	9 690	9 257	18 947	1 122 800	1 132 490	0·0167
56-57 .	10 177	9 862	20 039	1 095 600	1 105 777	0·0181
57-58 .	10 866	10 519	21 385	1 070 000	1 080 866	0·0198
58-59 .	11 599	11 217	22 816	1 045 200	1 056 799	0·0216
59-60 .	12 364	11 946	24 310	1 022 000	1 034 364	0·0235

PROSPETTO VII.

ETÀ $x, x + 1$	CENSITI distribuiti in classi annuali di età $V_{x, x+1}$	MORTI DURANTE GLI ANNI			
		1880	1881	1882	1883
		distribuiti in classi annuali di età			
20-21	503 890	4 203	3 806	3 801	3 711
21-22	496 788	4 166	3 773	3 759	3 669
22-23	489 149	4 138	3 749	3 726	3 637
23-24	480 972	4 118	3 735	3 701	3 614
24-25	472 261	4 105	3 728	3 683	3 600
25-26	463 012	4 099	3 729	3 671	3 593
26-27	453 227	4 101	3 735	3 664	3 592
27-28	435 956	4 108	3 747	3 662	3 597
28-29	420 044	4 121	3 763	3 665	3 607
29-30	410 132	4 139	3 781	3 671	3 620
30-31	405 027	4 156	3 802	3 679	3 636
31-32	400 210	4 168	3 825	3 690	3 653
32-33	395 202	4 189	3 847	3 701	3 671
33-34	390 113	4 213	3 869	3 714	3 689
34-35	385 122	4 249	3 890	3 726	3 706
35-36	380 232	4 287	3 908	3 738	3 721
36-37	375 241	4 336	3 915	3 744	3 726
37-38	371 617	4 409	3 923	3 753	3 730
38-39	365 206	4 478	3 929	3 762	3 735
39-40	357 046	4 547	3 935	3 770	3 739
40-41	349 534	4 608	3 943	3 780	3 743
41-42	342 069	4 668	3 949	3 790	3 746
42-43	334 650	4 717	3 958	3 801	3 749
43-44	327 281	4 778	3 969	3 812	3 752
44-45	319 959	4 879	3 975	3 824	3 756
45-46	312 684	4 998	3 999	3 835	3 761
46-47	305 457	5 067	4 021	3 848	3 766
47-48	298 279	5 119	4 072	3 901	3 775
48-49	291 147	5 138	4 164	4 003	3 791
49-50	284 063	5 209	4 232	4 114	3 826
50-51	277 027	5 319	4 395	4 338	4 107
51-52	270 039	5 469	4 637	4 509	4 405
52-53	263 099	5 651	4 821	4 694	4 622
53-54	256 206	5 861	5 023	4 893	4 852
54-55	249 360	6 094	5 237	5 104	5 081
55-56	241 564	6 347	5 462	5 326	5 327
56-57	236 813	6 615	5 694	5 552	5 568
57-58	229 111	6 893	5 930	5 782	5 810
58-59	222 458	7 177	6 166	6 012	6 052
59-60	215 850	7 462	6 400	6 240	6 289

PROSPETTO VIII.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(81)} + M_{x, x+1}^{(82)}}{2 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(81)}}$$

1	2	3	4	5
ET À $x, x+1$	$M_{x, x+1}^{(81)} + M_{x, x+1}^{(82)}$	$2 V_{x, x+1}$	$2 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(81)}$	$(2) : (4) = q_x$
20-21 . . .	7 607	1 007 780	1 011 586	0·0075
21-22 . . .	7 532	993 576	997 349	0·0076
22-23 . . .	7 475	978 298	982 047	0·0076
23-24 . . .	7 436	961 944	965 679	0·0077
24-25 . . .	7 411	944 522	948 250	0·0078
25-26 . . .	7 400	926 024	929 753	0·0080
26-27 . . .	7 399	906 454	910 189	0·0081
27-28 . . .	7 409	871 912	875 659	0·0085
28-29 . . .	7 428	840 088	843 851	0·0088
29-30 . . .	7 452	820 264	824 045	0·0090
30-31 . . .	7 481	810 054	817 535	0·0092
31-32 . . .	7 515	800 420	807 935	0·0093
32-33 . . .	7 548	790 404	797 952	0·0095
33-34 . . .	7 583	780 226	787 809	0·0096
34-35 . . .	7 616	770 244	777 860	0·0098
35-36 . . .	7 646	760 464	768 110	0·0100
36-37 . . .	7 659	750 482	758 141	0·0101
37-38 . . .	7 676	743 234	750 910	0·0102
38-39 . . .	7 691	730 412	738 103	0·0104
39-40 . . .	7 705	714 092	721 797	0·0107
40-41 . . .	7 723	699 068	706 791	0·0109
41-42 . . .	7 739	684 138	691 877	0·0112
42-43 . . .	7 759	669 300	677 059	0·0115
43-44 . . .	7 781	654 562	662 343	0·0117
44-45 . . .	7 799	639 918	647 717	0·0120
45-46 . . .	7 834	625 368	633 202	0·0124
46-47 . . .	7 869	610 914	618 783	0·0127
47-48 . . .	7 973	596 558	604 531	0·0132
48-49 . . .	8 167	582 294	590 461	0·0138
49-50 . . .	8 346	568 126	576 472	0·0145
50-51 . . .	8 733	554 054	562 787	0·0155
51-52 . . .	9 146	540 078	549 224	0·0167
52-53 . . .	9 515	526 198	535 713	0·0178
53-54 . . .	9 916	512 412	522 328	0·0190
54-55 . . .	10 341	498 720	509 061	0·0203
55-56 . . .	10 788	483 128	493 916	0·0218
56-57 . . .	11 246	473 626	484 872	0·0232
57-58 . . .	11 712	458 222	469 934	0·0249
58-59 . . .	12 178	444 916	457 094	0·0266
59-60 . . .	12 640	431 700	444 340	0·0284

PROSPETTO IX.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(80)} + M_{x, x+1}^{(81)} + M_{x, x+1}^{(82)} + M_{x, x+1}^{(83)}}{4 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(80)} + M_{x, x+1}^{(81)}}$$

1	2	3	4	5	6	7
ET À $x, x+1$	$M_{x, x+1}^{(80)} + M_{x, x+1}^{(81)}$	$M_{x, x+1}^{(82)} + M_{x, x+1}^{(83)}$	(2) + (3)	$4 V_{x, x+1}$	(5) + (2)	(4) : (6) = q_x
20-21. .	8 009	7 512	15 521	2 015 560	2 023 569	0·0077
21-22. .	7 939	7 428	15 367	1 987 152	1 995 091	0·0077
22-23. .	7 887	7 363	15 250	1 956 596	1 964 483	0·0078
23-24. .	7 853	7 315	15 168	1 923 888	1 931 741	0·0079
24-25. .	7 833	7 283	15 116	1 889 044	1 896 877	0·0080
25-26. .	7 828	7 264	15 092	1 852 048	1 859 876	0·0081
26-27. .	7 836	7 256	15 092	1 812 908	1 820 744	0·0083
27-28. .	7 855	7 259	15 114	1 743 824	1 751 679	0·0086
28-29. .	7 884	7 272	15 156	1 680 176	1 688 060	0·0090
29-30. .	7 920	7 291	15 211	1 640 528	1 648 448	0·0092
30-31. .	7 958	7 315	15 273	1 620 108	1 628 066	0·0094
31-32. .	7 993	7 343	15 336	1 600 840	1 608 833	0·0094
32-33. .	8 036	7 372	15 408	1 580 808	1 588 844	0·0097
33-34. .	8 082	7 403	15 485	1 560 452	1 568 534	0·0099
34-35. .	8 139	7 432	15 571	1 540 488	1 548 627	0·0101
35-36. .	8 195	7 459	15 654	1 520 928	1 529 123	0·0102

36-37. .	8 251	7 470	15 721	1 500 964	1 509 215	0·0104
37-38. .	8 332	7 483	15 815	1 486 468	1 494 800	0·0106
38-39. .	8 407	7 497	15 904	1 460 824	1 469 231	0·0108
39-40. .	8 482	7 509	15 991	1 428 184	1 436 666	0·0111
40-41. .	8 551	7 523	16 074	1 398 136	1 406 687	0·0114
41-42. .	8 617	7 536	16 153	1 368 276	1 376 893	0·0117
42-43. .	8 675	7 550	16 225	1 338 600	1 347 275	0·0120
43-44. .	8 747	7 564	16 311	1 309 124	1 317 871	0·0124
44-45. .	8 854	7 580	16 434	1 279 836	1 288 690	0·0128
45-46. .	8 997	7 596	16 593	1 250 736	1 259 733	0·0132
46-47. .	9 088	7 614	16 702	1 221 828	1 230 916	0·0136
47-48. .	9 191	7 676	16 867	1 193 116	1 202 307	0·0140
48-49. .	9 302	7 794	17 096	1 164 588	1 173 890	0·0146
49-50. .	9 441	7 940	17 381	1 136 252	1 145 693	0·0152
50-51. .	9 714	8 445	18 159	1 108 108	1 117 822	0·0162
51-52. .	10 106	8 914	19 020	1 080 156	1 090 262	0·0174
52-53. .	10 472	9 316	19 788	1 052 396	1 062 868	0·0186
53-54. .	10 884	9 745	20 629	1 024 824	1 035 708	0·0199
54-55. .	11 331	10 185	21 516	997 440	1 008 771	0·0213
55-56. .	11 809	10 653	22 462	966 256	978 065	0·0223
56-57. .	12 309	11 120	23 429	947 252	959 561	0·0244
57-58. .	12 823	11 592	24 415	916 444	929 267	0·0263
58-59. .	13 343	12 064	25 407	889 832	903 175	0·0281
59-60. .	13 862	12 529	26 391	863 400	877 262	0·0301

PROSPETTO X.

CLASSI annuali di età	CENSITI al 1° gennaio 1872 ripartiti in classi annuali di età	MORTI NELL'ANNO			
		1870	1871	1872	1873
		ripartiti in classi annuali di età			
x a $x + 1$	$V_{x, x+1}$	$M_{x, x+1}^{(70)}$	$M_{x, x+1}^{(71)}$	$M_{x, x+1}^{(72)}$	$M_{x, x+1}^{(73)}$
20-21 . . .	468 006	3 913	4 212	4 268	4 144
21-22 . . .	458 987	3 930	4 213	4 261	4 133
22-23 . . .	449 800	3 955	4 223	4 266	4 132
23-24 . . .	440 448	3 988	4 239	4 280	4 139
24-25 . . .	427 449	4 027	4 262	4 302	4 154
25-26 . . .	420 024	4 071	4 291	4 331	4 174
26-27 . . .	417 219	4 118	4 323	4 365	4 199
27-28 . . .	413 515	4 167	4 358	4 402	4 228
28-29 . . .	408 914	4 217	4 396	4 440	4 260
29-30 . . .	403 413	4 267	4 433	4 478	4 293
30-31 . . .	397 015	4 315	4 442	4 486	4 326
31-32 . . .	389 718	4 335	4 449	4 492	4 358
32-33 . . .	381 524	4 341	4 455	4 499	4 389
33-34 . . .	372 430	4 350	4 464	4 506	4 416
34-35 . . .	362 440	4 357	4 476	4 513	4 439
35-36 . . .	351 550	4 365	4 483	4 519	4 450
36-37 . . .	345 500	4 371	4 495	4 524	4 461
37-38 . . .	339 500	4 377	4 506	4 529	4 472
38-39 . . .	335 500	4 381	4 518	4 534	4 483
39-40 . . .	330 000	4 387	4 537	4 539	4 495
40-41 . . .	325 500	4 393	4 573	4 543	4 506
41-42 . . .	317 500	4 397	4 607	4 548	4 521
42-43 . . .	312 500	4 401	4 639	4 555	4 546
43-44 . . .	303 000	4 405	4 668	4 561	4 578
44-45 . . .	296 500	4 408	4 698	4 566	4 623
45-46 . . .	291 500	4 412	4 719	4 570	4 645
46-47 . . .	286 500	4 420	4 738	4 575	4 696
47-48 . . .	279 000	4 442	4 759	4 581	4 745
48-49 . . .	271 500	4 466	4 798	4 584	4 759
49-50 . . .	264 500	4 503	4 863	4 590	4 789
50-51 . . .	258 500	4 592	4 898	4 595	4 818
51-52 . . .	251 000	4 812	4 997	4 605	4 898
52-53 . . .	242 500	5 084	5 125	4 616	4 929
53-54 . . .	234 500	5 258	5 259	4 640	5 043
54-55 . . .	229 500	5 436	5 405	4 682	5 185
55-56 . . .	225 000	5 617	5 559	4 901	5 352
56-57 . . .	221 000	5 798	5 720	5 366	5 539
57-58 . . .	217 500	5 977	5 883	5 533	5 742
58-59 . . .	212 500	6 151	6 048	5 705	5 956
59-60 . . .	207 500	6 319	6 210	5 877	6 177

PROSPETTO XI.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(71)} + M_{x, x+1}^{(72)}}{2V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(71)}}$$

1	2	3	4	5
$x, x+1$	$M_{x, x+1}^{(71)} + M_{x, x+1}^{(72)}$	$2V_{x, x+1}$	$2V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(71)}$	$(2) : (4) = q_x$
20-21 . .	8 480	936 102	940 224	0·0090
21-22 . .	8 474	917 974	922 187	0·0092
22-23 . .	8 489	899 600	903 823	0·0094
23-24 . .	8 519	880 896	885 135	0·0096
24-25 . .	8 564	854 898	859 160	0·0100
25-26 . .	8 622	840 048	844 339	0·0102
26-27 . .	8 688	834 438	838 761	0·0104
27-28 . .	8 760	827 030	831 388	0·0105
28-29 . .	8 836	817 828	822 224	0·0107
29-30 . .	8 911	806 826	811 259	0·0110
30-31 . .	8 928	794 030	798 472	0·0112
31-32 . .	8 941	779 436	783 885	0·0114
32-33 . .	8 954	763 048	767 503	0·0117
33-34 . .	8 970	744 860	749 324	0·0120
34-35 . .	8 989	724 880	729 356	0·0123
35-36 . .	9 002	703 100	707 583	0·0127
36-37 . .	9 019	691 000	695 495	0·0130
37-38 . .	9 035	679 000	683 506	0·0132
38-39 . .	9 052	671 000	675 518	0·0134
39-40 . .	9 076	660 000	664 537	0·0137
40-41 . .	9 116	651 000	655 573	0·0139
41-42 . .	9 155	635 000	639 607	0·0143
42-43 . .	9 194	625 000	629 639	0·0146
43-44 . .	9 229	606 000	610 668	0·0151
44-45 . .	9 264	593 000	597 698	0·0155
45-46 . .	9 289	583 000	587 719	0·0158
46-47 . .	9 313	573 000	577 738	0·0161
47-48 . .	9 340	558 000	562 759	0·0166
48-49 . .	9 382	543 000	547 798	0·0171
49-50 . .	9 453	529 000	533 863	0·0177
50-51 . .	9 493	517 000	521 898	0·0182
51-52 . .	9 602	502 000	506 997	0·0189
52-53 . .	9 741	485 000	490 125	0·0199
53-54 . .	9 899	469 000	474 259	0·0209
54-55 . .	10 087	459 000	464 405	0·0217
55-56 . .	10 460	450 000	455 559	0·0230
56-57 . .	11 086	442 000	447 720	0·0248
57-58 . .	11 416	435 000	440 883	0·0259
58-59 . .	11 753	425 000	431 048	0·0273
59-60 . .	12 087	415 000	421 210	0·0287

PROSPETTO XII.

$$q_x = \frac{M_{x, x+1}^{(70)} + M_{x, x+1}^{(71)} + M_{x, x+1}^{(72)} + M_{x, x+1}^{(73)}}{4 V_{x, x+1} + M_{x, x+1}^{(70)} + M_{x, x+1}^{(71)}}$$

1	2	3	4	5	6	7
$x, x + 1$	$M_{x, x+1}^{(70)} + M_{x, x+1}^{(71)}$	$M_{x, x+1}^{(72)} + M_{x, x+1}^{(73)}$	(2) + (3)	$4 V_{x, x+1}$	(5) + (2)	(4) : (6) = q_x
20-21 . . .	8 125	8 412	16 537	1 872 024	1 880 149	0·0088
21-22 . . .	8 143	8 394	16 537	1 835 948	1 844 091	0·0090
22-23 . . .	8 178	8 398	16 576	1 799 200	1 807 378	0·0092
23-24 . . .	8 227	8 419	16 646	1 761 792	1 770 019	0·0094
24-25 . . .	8 289	8 456	16 745	1 709 796	1 718 085	0·0097
25-26 . . .	8 362	8 505	16 867	1 680 096	1 688 458	0·0100
26-27 . . .	8 441	8 564	17 005	1 668 876	1 677 317	0·0101
27-28 . . .	8 525	8 630	17 155	1 654 060	1 662 585	0·0103
28-29 . . .	8 613	8 700	17 313	1 635 656	1 644 269	0·0105
29-30 . . .	8 700	8 771	17 471	1 613 652	1 622 352	0·0108
30-31 . . .	8 757	8 812	17 569	1 588 060	1 596 817	0·0110
31-32 . . .	8 784	8 850	17 634	1 558 872	1 567 656	0·0112
32-33 . . .	8 796	8 888	17 684	1 526 096	1 534 892	0·0115
33-34 . . .	8 814	8 922	17 736	1 489 720	1 498 534	0·0118
34-35 . . .	8 833	8 952	17 785	1 449 760	1 458 593	0·0122
---	8 846	8 969	17 817	1 406 200	1 415 048	0·0126

36-37 . . .	8 866	8 985	17 851	1 382 000	1 390 866	0·0128
37-38 . . .	8 883	9 001	17 884	1 358 000	1 366 883	0·0131
38-39 . . .	8 899	9 017	17 916	1 342 000	1 350 899	0·0133
39-40 . . .	8 924	9 034	17 958	1 320 000	1 328 924	0·0135
40-41 . . .	8 966	9 049	18 015	1 302 000	1 310 966	0·0137
41-42 . . .	9 004	9 069	18 073	1 270 000	1 279 004	0·0141
42-43 . . .	9 040	9 101	18 141	1 250 000	1 259 040	0·0144
43-44 . . .	9 073	9 139	18 212	1 212 000	1 221 073	0·0149
44-45 . . .	9 106	9 189	18 295	1 186 000	1 195 106	0·0153
45-46 . . .	9 131	9 215	18 346	1 166 000	1 175 131	0·0156
46-47 . . .	9 158	9 271	18 429	1 146 000	1 155 158	0·0160
47-48 . . .	9 201	9 326	18 527	1 116 000	1 125 201	0·0165
48-49 . . .	9 264	9 343	18 607	1 086 000	1 095 264	0·0170
49-50 . . .	9 366	9 379	18 745	1 058 000	1 067 366	0·0176
50-51 . . .	9 490	9 413	18 903	1 034 000	1 043 490	0·0181
51-52 . . .	9 809	9 503	19 312	1 004 000	1 013 809	0·0190
52-53 . . .	10 209	9 545	19 754	970 000	980 209	0·0202
53-54 . . .	10 517	9 683	20 200	938 000	948 517	0·0213
54-55 . . .	10 841	9 867	20 708	918 000	928 841	0·0223
55-56 . . .	11 176	10 253	21 429	900 000	911 176	0·0235
56-57 . . .	11 518	10 905	22 423	884 000	895 518	0·0250
57-58 . . .	11 860	11 275	23 135	870 000	881 860	0·0262
58-59 . . .	12 199	11 661	23 860	850 000	862 199	0·0277
59-60 . . .	12 529	12 054	24 583	830 000	842 529	0·0292

PROSPETTO XIII.

Quozienti di mortalità per la popolazione italiana d'ambo i sessi.

(Cifre relative a 1000 individui).

ETÀ	QUOZIENTI pubblicati dal Ministero nel 1904 relativi al quadriennio 1899-902	QUOZIENTI calcolati nell'occasione del presente studio relativi al quadriennio			ETÀ	QUOZIENTI pubblicati dal Ministero nel 1904 relativi al quadriennio 1899-902	QUOZIENTI calcolati nell'occasione del presente studio relativi al quadriennio		
		1899-902	1880-88	1870-73			1899-902	1880-88	1870-873
20	63	63	77	88	40	88	86	114	137
21	67	64	77	90	41	90	88	117	141
22	70	65	78	92	42	92	91	120	144
23	70	66	79	94	43	94	94	124	149
24	71	67	80	97	44	96	98	128	153
25	71	68	81	100	45	99	101	132	156
26	71	69	83	101	46	102	102	136	160
27	72	70	86	103	47	105	107	140	165
28	72	71	90	105	48	111	111	146	170
29	72	72	92	108	49	117	116	152	176
30	72	73	94	110	50	124	122	162	181
31	72	74	94	112	51	134	129	174	190
32	73	75	97	115	52	142	136	186	202
33	74	76	99	118	53	144	145	190	213
34	75	77	101	122	54	150	156	213	223
35	76	78	102	126	55	160	167	223	235
36	78	79	104	128	56	174	181	244	250
37	80	81	106	131	57	191	198	262	262
38	83	82	108	133	58	213	216	281	277
39	86	84	111	135	59	237	235	300	292

PROSPETTO XV.

ANNATA α	CENSITI al 1° gennaio 1872 e provenienti dalla generazione α		NATI nell'annata α	MORTI fino al 31 dicembre 1881	SUPERSTITI al 31 dicembre 1881		CENSITI coetanei al 31 dicembre 1881	DIFFERENZA fra superstiti e censiti	
	Età	Numero			Età	Numero		assoluta (Sup.-Cens.)	percentuale ($\frac{\text{Sup.-Cens.}}{\text{Sup.}}$)
1852	19-20	476 900	„	39 589	29-30	437 311	410 100	27 211	6.2
1853	18-19	485 600	„	39 557	28-29	446 043	420 000	26 043	5.8
1854	17-18	494 100	„	39 620	27-28	454 480	436 000	18 480	4.1
1855	16-17	502 400	„	39 794	26-27	462 606	453 200	9 406	2.0
1856	15-16	510 600	„	40 093	25-26	470 507	463 000	7 507	1.6
1857	14-15	518 600	„	40 520	24-25	478 080	472 300	5 780	1.2
1858	13-14	526 500	„	41 095	23-24	485 405	481 000	4 405	0.9
1859	12-13	534 200	„	41 837	22-23	492 363	489 100	3 263	0.7
1860	11-12	541 700	„	42 736	21-22	498 964	496 800	2 164	0.4
1861	10-11	552 100	„	43 836	20-21	508 264	503 900	4 364	0.9
1862	9-10	578 300	„	45 123	19-20	533 177	510 500	22 677	4.3
1863	8-9	587 400	„	46 626	18-19	540 774	516 500	24 274	4.5
1864	7-8	592 500	„	48 502	17-18	543 998	522 000	21 998	4.0
1865	6-7	594 800	„	49 952	16-17	544 848	526 900	17 948	3.3
1866	5-6	596 400	„	53 409	15-16	542 991	531 400	11 591	2.1
1867	4-5	599 700	„	60 889	14-15	538 811	535 200	3 611	0.7
1868	3-4	604 700	„	75 378	13-14	529 322	538 600	- 9 278	- 1.8
1869	2-3	634 000	„	102 622	12-13	531 378	541 400	-10 022	- 1.9
1870	1-2	698 800	„	159 230	11-12	539 570	543 700	- 4 130	- 0.8
1871	0-1	801 200	„	301 432	10-11	499 768	549 400	-49 632	- 9.9
1872	„	„	1 020 682	421 805	9-10	598 877	590 400	8 477	1.4
1873	„	„	985 188	396 532	8-9	588 656	603 600	-14 944	- 2.5
1874	„	„	951 658	389 944	7-8	561 714	605 100	-43 386	- 7.7
1875	„	„	1 035 377	397 924	6-7	637 453	607 300	30 153	4.7
1876	„	„	1 083 721	402 299	5-6	681 422	619 300	62 122	9.1
1877	„	„	1 029 037	371 894	4-5	657 143	641 000	16 143	2.5
1878	„	„	1 012 475	357 310	3-4	655 165	672 500	-17 335	- 2.6
1879	„	„	1 064 153	333 830	2-3	730 323	684 800	45 523	6.2
1880	„	„	957 900	262 503	1-2	695 397	764 800	-69 403	-10.0

PROSPETTO XVI.

ANNATA α	CENSITI al 1° gennaio 1882 e provenienti dalla generazione α		NATI nell'annata α	MORTI fino al 31 dicembre 1900	SUPERSTITI al 31 dicembre 1900		CENSITI coetanei al 31 dicembre 1900	DIFFERENZA fra superstiti e censiti	
	Età	Numero			Età	Numero		assoluta (Sup.-Cens.)	percentuale ($\frac{\text{Sup.-Cens.}}{\text{Sup.}}$)
1852	29-30	410 100	"	68 517	48-49	341 583	336 200	5 383	1·6
1853	28-29	420 000	"	68 266	47-48	351 734	343 100	8 634	2·5
1854	27-28	436 000	"	67 975	46-47	368 025	349 200	18 825	5·1
1855	26-27	453 200	"	67 647	45-46	385 553	354 600	30 953	8·0
1856	25-26	463 000	"	67 277	44-45	395 723	359 400	36 323	9·2
1857	24-25	472 300	"	66 886	43-44	405 414	363 700	41 714	10·3
1858	23-24	481 000	"	66 544	42-43	414 456	367 600	46 856	11·3
1859	22-23	489 100	"	66 231	41-42	422 869	371 200	51 669	12·2
1860	21-22	496 800	"	65 977	40-41	430 823	374 500	56 323	13·1
1861	20-21	503 900	"	65 785	39-40	438 115	377 800	60 315	13·8
1862	19-20	510 500	"	65 666	38-39	444 834	381 100	63 734	14·3
1863	18-19	516 500	"	65 636	37-38	450 864	384 400	66 464	14·7
1864	17-18	522 000	"	65 702	36-37	456 298	388 000	68 298	15·0
1865	16-17	526 900	"	65 874	35-36	461 026	391 800	69 226	15·0
1866	15-16	531 400	"	66 170	34-35	465 230	396 000	69 230	14·9
1867	14-15	535 200	"	66 592	33-34	468 608	400 600	68 008	14·5
1868	13-14	538 600	"	67 160	32-33	471 440	405 900	65 540	13·9
1869	12-13	541 400	"	67 878	31-32	473 522	411 800	61 722	13·0
1870	11-12	543 700	"	68 754	30-31	474 946	418 400	56 546	12·0
1871	10-11	549 400	"	69 815	29-30	479 585	425 900	53 685	11·2
1872	9-10	590 400	"	71 057	28-29	519 343	434 400	84 943	16·4
1873	8-9	603 600	"	72 425	27-28	531 175	443 900	87 275	16·4
1874	7-8	605 100	"	74 140	26-27	530 960	454 600	76 360	14·4
1875	6-7	607 300	"	76 010	25-26	531 290	466 500	64 790	12·2
1876	5-6	619 300	"	78 718	24-25	540 582	479 800	60 782	11·2
1877	4-5	641 000	"	84 688	23-24	556 312	494 500	61 812	11·1
1878	3-4	672 500	"	99 222	22-23	573 278	510 700	62 578	10·9
1879	2-3	684 800	"	121 098	21-22	563 702	528 600	35 102	6·2
1880	1-2	764 800	"	176 186	20-21	588 614	548 200	40 414	6·9

SULLA TAVOLA DI MORTALITÀ ITALIANA

(1899-1902)

RELAZIONE DEL COMITATO PERMANENTE DI STATISTICA

I.

Il Comitato di statistica ha accolto volentieri l'invito ad esaminare, dal punto di vista dell'attendibilità dei risultati, la tavola di mortalità e di sopravvivenza della popolazione italiana, fondata sul censimento del 1901 e sul numero medio annuo delle morti avvenute nel periodo 1899-1902. Un esame approfondito era il solo mezzo per confermare o modificare alcune impressioni che si erano manifestate circa il valore scientifico e pratico di quel documento.

Infatti, da un lato, la dimostrazione che quel documento parrebbe fornire, di una mortalità nell'età centrali (dai 30 ai 60 anni) inferiore per l'Italia in confronto di paesi in cui l'agiatazza è più diffusa e in cui non sono regioni infestate dalla malaria, non poteva accettarsi senza accurato esame da coloro i quali sentono il valore che hanno per la vita umana le condizioni economiche e le abitudini igieniche delle popolazioni. D'altro lato, poi, un indizio conforme, se anche men decisivo, si era avuto già dalle tavole pubblicate nei noti Confronti internazionali con riferimento ai periodi 1872-81 e 1882-91, le quali attingevano ai censimenti del 1871 e 1881 e alle statistiche annuali di una mortalità ben diversa dall'attuale (1), e quindi si sarebbero dovute revocare in

(1) V. *Movimento della Popolazione. — Confr. Internaz.*, Parte II, Min. di Agricoltura, Direzione Gen. della Statistica. — Roma, Bertero, 1897, pagina 63 e segg.

dubbio le statistiche demografiche italiane di almeno un trentennio. Senonché la veridicità dei nostri censimenti e delle notizie sul movimento della popolazione aveva buone testimonianze in suo favore. Nella recente pubblicazione dell'Accademia dei Lincei su la *Demografia italiana nell'ultimo cinquantennio* sono stati oggetto di minuziosa critica alcuni anni caratterizzati da avvenimenti notevoli, che depressero o innalzarono la nuzialità, la natalità, la mortalità; orbene tutte le ripercussioni, ai debiti intervalli, le quali ragionevolmente si potevano prevedere nella struttura demografica del nostro paese, hanno trovato sufficiente conferma nell'indagine di fatto. Così la linea degli iscritti alle leve presenta un andamento armonico con quello della natalità maschile di vent'anni addietro; così la grande fecondità del 1859 si riflette nella singolare abbondanza di bambini da 2 a 3 anni nel censimento del 1861, di fanciulli da 12 a 13 in quello del 1871 e di giovani da 22 a 23 in quello del 1881 (1); la scarsa natalità del 1867-1868, conseguenza sinistra del colera, pur si riconosce nelle scarse schiere di sposi provenienti da quella generazione e passati a nozze tra il 1883 e il 1892, i soli anni per i quali si abbiano notizie particolareggiate quanto occorre per il raggiungimento della provv. E via dicendo. Era poi cosa nota da studi anteriori che tutte le conseguenze demografiche prevedibili della resistenza al matrimonio civile nelle provincie ex pontificie avevano trovata una riprova nel movimento della popolazione accertato per oltre un trentennio (2).

(1) Si avverte che nel 1881 lo spoglio dei censiti anno per anno d'età fu eseguito solo per i capoluoghi di provincia e di circondario (V. *Annali di statistica*, Serie 3, Vol. 16, pag. 80 e segg.) quindi per tale data la dimostrazione non è completa come per il 1871 e 1861, i cui censimenti distinsero tutta la popolazione anno per anno d'età.

(2) Si allude alla frequenza eccezionale in dette provincie, delle nascite illegittime, dei riconoscimenti e delle legittimazioni di figli naturali per susseguente matrimonio dei genitori: alla poca differenza nella natimortalità e mortalità del primo anno tra i legittimi e gli illegittimi; all'età media degli sposi, divenuta più alta da quando molte nozze civili non furono che il mezzo di legittimare unioni durate irregolarmente da più anni; alla distribuzione dei matrimoni nel corso dei mesi, la quale si risente meno dei divieti che la Chiesa pone alle nozze solenni nella Quaresima e nell'Avvento, perchè in molti casi la celebrazione civile e la religiosa non sono, come altrove, contemporanee; infine ad altre particolarità demografiche prevedibili e verificate, come meglio non si poteva desiderare, dalle nostre statistiche annuali.

Non già che i materiali grezzi, che arrivano alla Direzione centrale, siano senza errori; ma gli errori sono quasi sempre rintracciabili, misurabili, emendabili. Le agglomerazioni dei censiti, in corrispondenza alle età così dette rotonde, hanno inquinato i censimenti ed anche le statistiche della mortalità nel breve tempo in cui queste classificarono i morti anno per anno d'età; ma ormai si può quasi dire formulata la legge empirica dell'errore; si sa che l'agglomerazione va crescendo col crescere dell'età, fino ai 70 anni, e riesce maggiore fra gli analfabeti che tra i censiti capaci di leggere e scrivere; maggiore per le femmine che per i maschi; per i celibi ed i vedovi che per i coniugati di pari età. Ed ecco soccorrerci i procedimenti di perequazione e d'interpolazione, nonostante tutto quello che di arbitrario si possa loro imputare, nel ricondurre le serie alla loro linea più probabile. Nelle statistiche della natalità è stato avvertito che non poche denunce, soprattutto di nati maschi, vengono ad arte ritardate dal dicembre di un anno al gennaio dell'anno successivo; ma ormai son conosciute le ragioni e le dimensioni del fatto, le località in cui si presenta più caratteristico, ecc. Del pari, per il modo con cui era stato formulato il quesito dell'età e per l'interpretazione che si può supporre che sia stata data da una parte dei censiti e dagli uffici di spoglio delle schede, è da ritenere che le classi dei censiti del 1871 e del 1881 siano spostate di mezzo anno circa nelle pubblicazioni ufficiali, ciascuna verso la classe di età immediatamente superiore; ma qui pure la restituzione delle serie al giusto posto nell'ordine delle età, allo scopo di renderle comparabili colle corrispondenti serie del 1861 e 1901, non è impresa difficile. Anzi piace ricordare che alcuni fatti, in apparenza diversissimi tra loro, dipendono tutti da questo errore facilmente scoperto e misurato: la relativa scarsezza dei bambini fino a due anni di età; la quasi scomparsa dei coniugati o sedicenti coniugati, precoci; lo spostamento di un anno nelle agglomerazioni dei censiti. Questi fatti che caratterizzano i censimenti del 1871 e del 1881, in contrasto con quelli del 1861 e del 1901 si spiegano tutti coll'indebito invecchiamento di mezzo anno circa, cui accennavamo sopra.

Sicchè è il caso di dire che l'errore fu conseguente in tutte le sue manifestazioni e che la verità può essere facilmente restituita.

II.

Riconosciuta quindi, in genere, la attendibilità delle rilevazioni demografiche della nostra Direzione generale, il Comitato di statistica, di fronte al dubbio sollevato che i coefficienti di mortalità per le età centrali, secondo l'ultima tavola, fossero inferiori al vero, dispose le indagini per guisa da assicurarsi che i censimenti — in ispecie quello del 1901 — non avessero indebitamente ingrossato le cifre dei presenti per una scala di età abbastanza lunga, e che le statistiche della mortalità nel trentennio 1871-900 non fossero viziate da sistematiche lacune. Infatti solo per l'una o per l'altra via, per l'errore in eccesso riguardo ai vivi o per l'errore in difetto riguardo ai morti, si sarebbe dato ragione al dubbio in parola. Tuttavia, a questo lavoro si è creduto bene far precedere una ricerca, intesa a stabilire se la nostra tavola del 1901 tenga, nei confronti internazionali con tavole analoghe, una posizione la quale abbia alcunchè di anomalo, di eccezionale.

Nella seguente tabella, a destra od a sinistra della colonna centrale riservata all'Italia, furono collocati i paesi prescelti per il confronto, secondo che i coefficienti, che essi presentavano per determinate classi di età, erano inferiori o superiori ai nostri. Scorgesi a colpo d'occhio che l'Italia tiene per altezza di mortalità nelle età centrali un posto generalmente intermedio fra quelli di altre nazioni.

PERIODO 1897-1904. (Coefficients di mortalità per ambo i sessi).

CLASSI di età	Paesi con coefficienti superiori in tutto o in parte						Italia	Paesi con coefficienti inferiori in tutto o in parte					
	Norvegia	Belgio	Inghilterra	Prussia	Francia	Austria		Svezia	Paesi Bassi	Norvegia	Belgio	Prussia	Inghilterra
25-30	7.43	7.98	7.20	6.32	5.43	7.19	5.76	5.69	4.87
30-35 . . .	7.45	8.07	8.41	7.35	6.56	5.72	..	6.36	6.32	6.38
35-40 . . .	8.19	..	8.30	8.23	9.21	9.84	7.96	6.98	6.81	..	7.54
40-45	10.76	9.76	10.51	11.19	9.07	7.92	8.28	8.42	8.96
45-50	11.58	14.02	12.64	12.80	14.12	10.40	9.48	9.61	8.93
50-55	15.54	17.52	16.74	16.14	18.33	14.02	11.85	13.39	11.17
55-60	20.35	23.62	23.05	21.78	25.67	18.66	15.41	17.63	14.24
60-65	36.91	33.77	31.96	37.37	31.48	22.72	27.02	23.57	30.60

È vero dunque che i nostri coefficienti di mortalità tra i 25 e i 65 anni sono inferiori per tutte le classi di età a quelli della Francia e dell'Austria e per le età fra i 35 e 65 anche inferiori a quelli della Prussia e dell'Inghilterra; ma è vero pure che essi sono superiori per tutte le età a quelli della Svezia e dei Paesi Bassi e per quasi tutte a quelli della Norvegia. Di fronte al Belgio contiamo tre coefficienti più miti e cinque più gravi.

Ma poichè in queste materie importa non poco la comparazione del presente col passato, per la luce che può gettare sulla continuità di tradizioni di un organismo come la nostra Direzione generale di statistica, sarà bene ricordare come le quote di mortalità esposte a pag. 63 e segg. dei citati Confronti internazionali, fossero già, per il periodo 1872-81, inferiori a quelle della Svizzera, dell'Austria e della Prussia e gareggiassero non senza vantaggio con quelle della Scozia; e come, per il 1882-91, il paragone si volgesse ancor più a nostro favore. Chè, la stessa Francia e l'Inghilterra e la Scozia passarono in gran parte, e il Belgio in parte, nel novero di paesi con coefficienti di mortalità (per le età cosiddette centrali) superiori ai nostri; mentre rimanevano con quote invidiabilmente inferiori i paesi Scandinavi e l'Olanda (1).

Il confronto, che segue, riguarda la popolazione senza distinzione di sesso, per le età da 25 a 65 anni:

(1) Si potrebbe obiettare che la tavola nostra del 1882-91 non ha lo stesso grado di certezza della precedente, perchè, in mancanza di censimento alla data del 1891, il numero dei viventi in Italia al 31 dicembre 1886 (momento centrale del periodo 1882-91) si dovette calcolare in base al censimento del 1881, con l'ipotesi di un aumento annuo della popolazione pari a quello che si era verificato fra il 1871 e il 1881 e coll'ipotesi sussidiaria di una distribuzione di viventi per età analoga a quella accertata coi censimenti. Si risponde però che la duplice ipotesi era discreta e accettabile, poichè i movimenti migratorii non si intensificarono che intorno al 1888, allorchè la mortalità andava moderandosi e la popolazione nelle sue diverse classi di età tendeva a crescere in proporzioni superiori a quelle del decennio antecedente.

PERIODO 1882-91 O PERIODI QUASI COINCIDENTI.

4 — *Annali di Statistica.*

CLASSI di età	Paesi che avevano coefficienti superiori in tutto o in parte								Italia	Paesi che avevano coefficienti inferiori in tutto o in parte								
	Paesi Bassi	Inghilterra	Belgio	Scozia	Francia	Prussia	Svizzera	Austria		Svezia	Norvegia	Paesi Bassi	Belgio	Scozia	Francia	Prussia	Inghilterra	Svizzera
	1881-90	1881-90	1881-90	1881-90	1882-90	1881-90	1881-88	1881-90		1882-91	1881-90	1881-90	1881-89	1881-90	1881-90	1882-90	1881-90	1881-90
25-30	9.1	9.2 (a)	8.3	6.4	8.1	6.8	7.4	8.2	..	7.5	7.5	7.9
30-35	9.1	9.7	9.4	9.1	11.0	8.5	6.7	8.1	8.2	8.3	7.5	..
35-40	11.4	9.5	10.4	10.2	11.1	10.7	15.5	9.4	7.5	8.4	[9.1]
40-45		11.4	12.2	12.0	12.7	12.7		10.9	8.8	8.6	[10.9]
45-50 . . .	12.1	16.9	12.9	14.0	13.4	14.9	14.7	25.5	12.0	10.2	9.6
50-55	18.6	17.2	19.6	19.1		16.7	12.8	12.8	14.5	16.1
55-60	30.8	22.1	25.8	22.4	27.3	27.4	81.8 (b)	21.4	17.3	17.2	20.8
60-65	38.3	40.6		37.6	24.9	24.7	31.1	33.1	33.6	33.8

(a) Questo coefficiente riguarda il gruppo decennale da 20 a 30 anni di età.

(b) Questo coefficiente riguarda il gruppo decennale da 60 a 70 anni di età.

X

Dopo ciò, agli studiosi si presenterebbe ugualmente, se non più, interessante l'indagine delle cause per le quali la Francia e l'Austria si trovano così separate dalla Svezia, la Svizzera così in contrasto colla Norvegia, e l'Inghilterra coll'Olanda.

III.

Il procedimento che si raccomandava per raggiungere lo scopo prefisso, era quello di collegare tra loro i censimenti del 1871, 1881 e 1901, non tanto nei loro risultati complessivi (il che era stato fatto più volte) quanto nelle singole classi d'età, che sono state tratte specialmente in campo.

E cioè prendendo le mosse da una determinata classe di censiti al 31 dicembre 1871, per esempio, quella da 25 a 26 anni, conveniva togliere via via da questa, con tutti gli avvedimenti del caso, i morti nel 1872, nel 1873, nel 1874, ecc., che derivavano da essa, o meglio che derivavano dalla stessa schiera dei nati nel 1846; proseguendo così sino a stabilire il numero dei superstiti da 35 a 36 anni, che il censimento del 1881 avrebbe dovuto trovare, se nessun'altra causa, all'infuori della morte, fosse intervenuta a variare la compagine della classe. L'eventuale differenza fra i superstiti calcolati in tal modo, e i censiti di fatto sarebbe stata imputabile ai movimenti migratorii e alle piccole inevitabili cause d'errore che fossero rimaste senza compensazione.

Egual collegamento era da compiersi tra il censimento del 1881 e quello del 1901.

Alcune difficoltà si opponevano, ma non invincibili. La classificazione anno per anno dei censiti nel 1871 era viziata da agglomerazioni in corrispondenza delle età rotonde, e mancava poi nel 1881, poichè il nostro terzo censimento erasi limitato a darla solo per i capoluoghi di provincia e di circondario. Inoltre le statistiche dei morti comparvero colla distinzione anno per anno d'età solo nell'undicennio 1879-89 e, per tutto il tempo anteriore e successivo, solo a classi quinquennali. Si dovettero dunque per interpolazione decomporre le classi quinquennali dei censiti e dei morti in classi annuali e sottrarre via via dai viventi del gruppo iniziale le morti a cui aveva dato luogo in

successivi tempi. Sorvolando su più minuti particolari di metodo, ricordiamo solo che si tenne il debito conto dell'invecchiamento di mezzo anno, che i censimenti del 1871 e 1881 avevano fatto subire alle diverse schiere della popolazione, eccetto quelle della prima infanzia.

Il lavoro, affidato alla valentia e scrupolosa diligenza del prof. Bagni, diede risultati che confortano alla fiducia nei materiali statistici, messi a profitto per la tavola del 1901. Perocchè, dal 1871 al 1881, periodo di emigrazione scarsa e in parte compensata dall'immigrazione di forestieri e dai rimpatrii di nazionali, la differenza in meno dei presenti di fatto in confronto dei superstiti calcolati per le prime venti classi di censiti nel 1871, non toccò al massimo che il 6,2 %; poca cosa in verità, se si considera l'azione dei movimenti migratorii durata per un decennio e quella di piccole inevitabili cause d'errore. Per alcune classi risultò anche un incremento, dovuto forse a spostamenti di censiti dall'uno all'altro grado di età, non scomparsi nei processi perequatorii.

Per i due censimenti in questione abbiamo limitata l'indagine a venti classi annuali, considerando che il collegamento ulteriore col censimento del 10 febbraio 1901 avrebbe aggiunto altri 19 anni, grazie ai quali si sarebbero contemplate le età più esposte all'influenza dei movimenti migratorii. Data la laboriosità dei calcoli e visti i soddisfacenti risultati dell'indagine parziale, non si è creduto di operare in campo più vasto.

DIFFERENZE TRA SUPERSTITI CALCOLATI E CENSITI PER L'INTERVALLO 1872-1881.

Età all'inizio del decennio	Età al termine del decennio	Differenza relativa tra superstiti e censiti	Età all'inizio del decennio	Età al termine del decennio	Differenza relativa tra superstiti e censiti
19-20	29-30	6,2 %	9-10	19-20	4,3 %
18-19	28-29	5,8 »	8-9	18-19	4,5 »
17-18	27-28	4,1 »	7-8	17-18	4,0 »
16-17	26-27	2,0 »	6-7	16-17	3,3 »
15-16	25-26	1,6 »	5-6	15-16	2,1 »
14-15	24-25	1,2 »	4-5	14-15	0,7 »
13-14	23-24	0,9 »	3-4	13-14	— 1,8 »
12-13	22-23	0,7 »	2-3	12-13	— 1,0 »
11-12	21-22	0,4 »	1-2	11-12	— 0,8 »
10-11	20-21	0,9 »	0-1	10-11	— 9,9 »

Un po' sensibili sono le perdite — se così vogliam chiamare le differenze fra i superstiti calcolati e i censiti di fatto — nell'intervallo dal 1882 al 1901 che comprende 19 anni; ma erano appunto da aspettarsi come conseguenza della emigrazione ingrossata. E sono precisamente le classi d'età, su cui ha maggior presa l'emigrazione, quelle che presentano una perdita maggiore. Così i fanciulli fra gli 8 e i 10 anni d'età censiti nel 1881 non sono diventati i giovani da 27 a 29 anni censiti al principio del nuovo secolo, senza aver visto, per cause diverse dalla morte, assottigliarsi le loro schiere del 16 per cento. Un 16 per cento in 19 anni equivale a meno dell'1 per cento all'anno e nulla ha d'inverosimile per chi guardi all'uscita maggiore dell'entrata nei nostri scambi internazionali di persone. Questa è, del resto, la perdita massima; perocchè andando a ritroso verso l'età dell'adolescenza o procedendo dai 37 anni verso la maturità, le percentuali si attenuano con regolarità. Risalta peraltro una caratteristica depressione fra i 29 e i 37 anni che dà alla serie, graficamente rappresentata, l'aspetto di una curva a onda doppia. La spiegazione della duplice cuspidè, se non la si vuol cercare tutta negli stessi procedimenti perequatorii, che alle volte livellano il vero

insieme al falso (e cioè fanno sparire agglomerazioni o deficienze che avrebbero ragion d'essere e di rimanere nella serie) si può avere forse da qualche singolarità del complesso movimento migratorio in ispecie transoceanico, che ebbe da noi due massimi a distanza media di otto anni, il primo intorno al 1888, il secondo intorno al 1896. Se l'età prevalente fra i nostri emigranti fosse quella da 24 a 25 anni, s'intenderebbe subito come le schiere di venticinquenni, assottigliate dalla grande emigrazione del 1888, si presentassero come schiere ridotte di trentasettenni nel censimento di dodici anni dopo; e lo stesso s'intenderebbe per i venticinquenni del 1896, divenuti i ventinovenni del 1900.

DIFFERENZE TRA SUPERSTITI CALCOLATI E CENSITI VERIFICATE
NELL'INTERVALLO FRA IL 1882 E IL 1901.

Età all'inizio del periodo	Età al termine del periodo	Differenze relative tra superstiti e censiti	Età all'inizio del periodo	Età al termine del periodo	Differenze relative tra superstiti e censiti
29-30	48-49	1,6 %	14-15	33-34	14,5 %
28-29	47-48	2,5 »	13-14	32-33	13,9 »
27-28	46-47	5,1 »	12-13	31-32	13,0 »
26-27	45-46	8,0 »	11-12	30-31	12,0 »
25-26	44-45	9,2 »	10-11	29-30	11,2 »
24-25	43-44	10,3 »	9-10	28-29	16,4 »
23-24	42-43	11,3 »	8-9	27-28	16,4 »
22-23	41-42	12,2 »	7-8	26-27	14,4 »
21-22	40-41	13,1 »	6-7	25-26	12,2 »
20-21	39-40	13,8 »	5-6	24-25	11,2 »
19-20	38-39	14,3 »	4-5	23-24	11,1 »
18-19	37-38	14,7 »	3-4	22-23	10,9 »
17-18	36-37	15,0 »	2-3	21-22	6,2 »
16-17	35-36	15,0 »	1-2	20-21	6,9 »
15-16	34-35	14,9 »			

Nel complesso, si ebbe tra il 1° gennaio 1882 e il 9 febbraio 1901 un'eccedenza dei nati sui morti pari a 6,197,000; e per essa avremmo dovuto attenderci al 10 febbraio 1901 un totale di 34,657,000 abitanti. Aggiunti anzi i 70,061 nati all'estero,

trovati in più a quella data in confronto del 1881, il totale sarebbe stato di 34,727,000 abitanti. All'appello risposero solo 32,475,253, ossia 2,252,000 meno dei calcolati; s'intende dei calcolati, astrazion fatta dai movimenti migratorii internazionali. Ora l'emigrazione propria o permanente ci sottrasse, secondo le statistiche del diciannovenno, 2,366,000 persone; ma i rimpatri per via di mare che essa, non ostante il suo nome, in gran parte alimenta, ridurrebbero già la perdita a 1,600,000 persone. Resterebbe a spiegarsi la differenza tra questo numero e quello di 2,252,000 sopra indicato. Si tratta di 652,000 unità, che possono bene essere attribuite al tacito trasformarsi di una parte dell'emigrazione temporanea in definitiva, o meglio, di annuale in duratura tre, quattro o più anni. Nè vuolsi dimenticare che nel 1901 gli italiani assenti dalla patria nel giorno del censimento per emigrazione periodica o stagionale dovevano essere di parecchie decine di migliaia più numerosi che nel 1881; e che i decessi di emigrati temporanei, avvenuti all'estero nel corso di un diciannovenno, pesano in conto allo stesso titolo di una emigrazione definitiva.

IV.

Adunque, dati i caratteri generali di attendibilità delle nostre statistiche demografiche e dimostrato il collegamento armonico dei tre censimenti in esame, si può escludere che il censimento del 1901 abbia fornito numeri di viventi superiori al vero o che le statistiche del movimento dello stato civile abbiano dato numeri di morti inferiori al vero, in misura, s'intende, da produrre sensibili errori nel calcolo dei coefficienti di mortalità.

Un indizio che i coefficienti della nostra tavola non sono eccessivamente miti per le età centrali si può avere dal confronto con qualche gruppo scelto della popolazione, per esempio con quello dei compartecipanti alle Casse pensioni ferroviarie. Distinguiamo pertanto la mortalità dei compartecipanti in servizio, che costituiscono veramente il gruppo scelto, da quella indistinta degli agenti in attività e dei pensionati invalidi e di vecchiaia, insieme presi, le cui condizioni debbono differire molto meno da quelle della popolazione maschile in generale.

COEFFICIENTI DI MORTALITÀ PER IL PERSONALE FERROVIARIO (a).

CLASSI di età	Agenti in servizio — 1880-1889	Agenti in servizio e pensionati invalidi e di vecchiaia	Popolazione maschile in generale — Tavola di mortalità 1881	Agenti in servizio — 1885-1889	Agenti in servizio e pensionati invalidi e di vecchiaia	Popolazione maschile in generale — Tavola di mortalità 1901
20-25 . . .	10.3	10.3	9.2	6.9	7.0	6.8
25-30 . . .	7.1	7.1	8.5	6.7	6.8	6.7
30-35 . . .	6.8	6.9	8.3	6.4	6.5	6.7
35-40 . . .	7.5	7.9	10.1	7.1	7.3	7.5
40-45 . . .	9.9	10.9	11.5	8.2	9.0	9.3
45-50 . . .	12.4	14.2	16.1	10.4	12.0	10.9
50-55 . . .	13.7	16.2	18.7	13.8	16.5	15.6
55-60 . . .	19.1	23.6	28.1	15.9	23.1	19.0
60-65 . . .	26.5	34.7	33.5	23.4	36.5	32.9
65-70 . . .	37.3	53.9	60.5	31.0	53.9	48.9

NB. — I dati relativi al personale ferroviario per la prima parte della tabella sono tolti dal Resoconto per la Cassa pensioni Alta Italia, anno 1889, avvertendo che i coefficienti del prospetto che vi è dato a pag. 32 furono ricalcolati in base alla divisione dei gruppi secondo l'età 20-24, 25-29, 30-34, ecc., per ragioni di uniformità col prospetto successivo a pag. 38, che in tal modo si faceva corrispondere alle divisioni della Tavola italiana del 1881.

I dati del personale ferroviario per la seconda parte della nostra tabella sono tolti dalla Relazione della Commissione istituita con decreto dell'8 aprile 1900 per la compilazione degli statuti definitivi delle Casse pensioni ferroviarie, pag. 28-30.

(a) Il periodo 1880-89 è propriamente quello delle osservazioni relative ai soli agenti in servizio; invece per i pensionati di vecchiaia le osservazioni abbracciano il periodo 1876-89 e per i pensionati invalidi il 1863-89. Tuttavia anche per queste due categorie gli anni tra il 1880 e il 1889 comprendono il maggior numero dei casi osservati (esposti a morire) e dei casi verificati (morti).

Del resto la Tavola del 1881 per la popolazione maschile in generale, essendo stata costruita in base ai dati del censimento di quell'anno, e a quelli della mortalità del dodicennio 1876-87, si vede che sono in buon numero gli anni comuni ad essa ed alle statistiche del personale ferroviario i cui dati sono esposti nella parte a sinistra del prospetto.

I coefficienti del gruppo veramente scelto (agenti in servizio) sono quasi senza eccezione inferiori a quelli della popolazione maschile in generale e lo sono in parte anche quelli del gruppo meno scelto (agenti in servizio e pensionati invalidi e di vecchiaia) e lo sarebbero certo anche più se l'omogeneità di tempo non lasciasse qualche cosa a desiderare. Si noti specialmente a riguardo della seconda parte del prospetto, che il lungo periodo 1885-99, a cui si riferiscono le osservazioni sul personale ferroviario, comprende parecchi anni di non mite mortalità; laddove il quadriennio 1899-902, che fornì elementi per la tavola del 1901, è tutto di mortalità temperata; sicchè presumibilmente si avrebbero quote più favorevoli al personale ferroviario in confronto della popolazione maschile in genere, se si potessero eliminare i primi otto o dieci anni del periodo. Quindi i coefficienti trovati per la popolazione maschile in genere, secondo le tavole del 1881 e 1901 non possono essere sospettati di eccessiva mezza.

Una particolarità che viene in evidenza dalle stesse sicure statistiche del personale ferroviario, e che aggiunge un indizio sulla veridicità delle nostre tavole ai molti già lumeggiati negli allegati statistici al discorso del Ministro di agricoltura (1), è la diminuzione del coefficiente di mortalità dai 20-25 ai 25-30. Non è da meravigliare che nella curva della evoluzione individuale si abbiano punti critici, per così dire, che ne rompono la regolare continuità. Alla pubertà, che è segnalata da un momentaneo arresto del crescimento in statura, si arresta la discesa del coefficiente di mortalità e s'inizia l'ascesa, quantunque l'individuo non possa ancora dirsi esposto ai disagi e ai rischi della vita professionale. Altro di questi momenti, soprattutto per i maschi, sarebbe a poca distanza dall'ingresso medesimo nella vita professionale. Il Gould avvertiva, nelle sue indagini antropometriche, una depressione lieve, ma ancora apprezzabile, nella curva di crecimiento in statura giusto nel 24° anno di età. D'altro canto le osservazioni istituite da Società di mutuo soccorso indicano

(1) PER L'ISTITUZIONE DI UN ISTITUTO NAZIONALE DI ASSICURAZIONI. — Discorso pronunciato da S. E. l'on. Francesco Nitti, Ministro di agricoltura, industria e commercio, con allegati statistici. — Roma, 1911, tip. Nazionale di Giovanni Bertero e C.

con molta concordia una decrescente probabilità di malattia dalle età intorno ai 25 a quelle intorno ai 30 anni. Potrebbe darsi insomma che l'età in questione fosse segnalata da una relativamente forte eliminazione d'individui organicamente men bene assortiti, disadatti ai primi cimenti delle professioni; cosicchè, vagliato il gruppo di questi non valori, esso risulterebbe per un po' di tempo meglio selezionato e in complesso più resistente alle cause di morte.

È doveroso avvertire che non ci è dato di precisare la classe *annuale* di età, a cui risponde il coefficiente massimo o minimo di mortalità nel periodo di vita considerato, perchè le statistiche, quali sono pubblicate, forniscono gli elementi raggruppati per classi quinquennali. Volendosi da queste passare alle classi annuali si rende necessario il ricorso a processi interpolatorii che, come avvertimmo, contengono sempre qualche cosa d'arbitrario. Tali processi possono individuare solo per approssimazione la classe caratteristica, che si ricerca; e pertanto è desiderabile che nello spoglio in corso delle notizie del censimento dell'11 giugno 1911 si operi la distinzione dei censiti per singoli anni d'età, come si fece nei censimenti anteriori al 1901, ed altrettanto si faccia per la classificazione dei morti. Certamente, non si dovrà far molto a fidanza neppure nell'esattezza delle dichiarazioni d'età, ma tuttavia si avranno sempre degli elementi utili per il riscontro dei risultati e dei metodi di perequazione adottati.

V.

Non è compito del Comitato indicare le cause dei bassi coefficienti di mortalità per le età centrali della nostra popolazione; il suo ufficio si può dire assolto coll'accertamento del fatto in sè stesso.

Non si può rispondere, senza speciali ricerche, ai dubbi sollevati per il fatto che la mortalità in Italia apparisce inferiore nelle età del maggior vigore e del maggior lavoro a quella della Francia, dell'Austria, della Svizzera, dell'Inghilterra, nei quali paesi l'agiatezza è notoriamente maggiore e più diffusa, le condizioni di alimentazione e di alloggio sono assai migliori e

le cure igieniche sono entrate molto più generalmente nel costume.

Le spiegazioni di tali discrepanze si potranno ricercare per diverse vie. È probabile che la mortalità in Italia fra i 25 e i 60 anni appaia più mite, in paragone di quella di altri paesi, per il fatto che entro quei limiti di età si hanno i superstiti di generazioni le quali furono fieramente selezionate da mortalità più rapida che le decimò nell'infanzia e nella adolescenza, lasciando salvi solo gli individui più robusti. Aggiungansi le condizioni di vita più semplici, da noi, che contiamo una proporzione di occupati nell'agricoltura superiore a quella degli altri paesi considerati e una popolazione industriale meno agglomerata che altrove. Le abitudini, magari forzate, di sobrietà possono anche esse influire sui rischi di malattia e di morte (1); sebbene non possiamo dimenticare che rimangono, sia pure attenuate, talune cause specifiche come la malaria; e che l'alcoolismo non è più un male leggiero e poco diffuso in Italia, come, pur troppo, risulterebbe da recenti documenti statistici.

I trentenni, i quarantenni e i cinquantenni d'oggi sono passati per un vaglio non facile. La mortalità dei bambini nel primo anno della nascita si tenne sopra la quota del 200 ‰ nel periodo 1863-1880 e sopra il 100 ‰ nel secondo anno; ed è molto verosimile che in tempi anteriori all'unificazione del Regno la decimazione infantile sia stata anche più grave. Ora quasi tutti gli Stati che abbiamo scelti pei confronti, si sono trovati in migliori condizioni delle nostre, da questo punto di vista, come ne fanno fede i dati raccolti nella *Statistique internationale du mouvement de la population, jusqu'en 1905* — *Statistique générale de la France*, pag. 534-563.

(1) Sta di fatto che nel campo stesso della morbosità e della invalidità al lavoro si raccolgono indizi di questa resistenza organica. I confronti internazionali di tavole di morbosità secondo le esperienze di Società di mutuo soccorso, per quanto invecchiati (la pubblicazione che ne parla è del 1879) ebbero già a segnalare che il numero medio di giornate di malattia per ogni socio iscritto si manteneva, a partire dai 30 o 35 anni, più basso in Italia che in Inghilterra, in Germania e nella stessa Francia, quando si fosse tenuto conto di differenze nel metodo di elaborazione dei dati, le quali a favore di questo ultimo paese attenuavano le medie (Alludesi al metodo Hubbard pel quale le giornate di malattia a sussidio ridotto non si contano come giornate intere, ma per frazioni di giornata).

D'altronde è da notare che alla mitezza dei coefficienti nelle età centrali per il nostro paese in confronto della Svizzera, della Prussia e della stessa Francia, fa riscontro una relativa altezza nel periodo della vecchiaia, quasi a dimostrare che le condizioni disagiate di vita, che ebbero poca presa su organismi selezionati nel momento più favorevole della loro capacità di resistenza, riescono maggiormente a colpirli nel declinare degli anni.

COEFFICIENTI DI MORTALITÀ NELLE ETÀ AVANZATE (1).

CLASSI di età	Italia	Francia	Svizzera	Austria	Prussia	Belgio	Paesi Bassi	Inghilterra e Galles	Svezia	Norvegia
65-70. . .	47.38	49.20	55.23	57.53	51.14	46.07	42.93	52.54	33.00	31.27
70-75. . .	81.67	75.20	81.90	84.71	75.19	71.60	66.25	72.48	55.57	47.17
75-80. . .	124.	122.06	122.38	130.72	115.57	106.89	99.62	104.16	84.80	75.34
80-85. . .	189.12	184.85	172.21	177.24	165.98	166.92	157.61	164.35	136.30	117.02
85-90. . .	263.97	263.30	235.39	247.86	231.06	230.14	225.57	236.81	204.59	175.60

VI.

Le tavole a corredo della relazione tecnica si riferiscono a periodi non identici a quello prescelto qui sopra per i confronti internazionali, ma hanno il vantaggio di considerare distintamente i due sessi. A tale riguardo si può ammettere che la nostra tavola per i maschi, in confronto di quella per le femmine, presenti un grado alquanto minore di precisione, giusto nelle età da 20 a 50 anni, a causa dei movimenti migratorii in cui è soprattutto impegnato il sesso forte e i cui effetti non sono colti colla massima esattezza dai censimenti, ben sapendosi che talora sono denunciati, come presenti, individui che alla data della rilevazione stanno per tornare ma non sono ancora tornati in seno alle famiglie. Un riflesso particolare di detti movimenti si scorge

(1) Sono segnati in corsivo i coefficienti inferiori a quelli corrispondenti dell'Italia.

nel rapporto tra maschi e femmine nei morti alle diverse età. Con una costanza singolare le nostre statistiche annuali sul movimento della popolazione hanno segnalato una prevalenza assoluta dei maschi sulle femmine tra i deceduti delle primissime età, che cede poi il posto alla prevalenza delle femmine sui maschi dai 5 fino ai 40 o 45 anni; sola e interessante eccezione rimanendo sempre il gruppo da 20 a 25. Ecco i dati per alcuni periodi:

CLASSI di età	Censimenti				Statistica delle morti			
	1861	1871	1881	1901	1863-71	1872-80	1881-89	1890-900
	Maschi per 100 femmine				Maschi per 100 femmine			
0-1	102	103	105	104	118	117	117	117
1-2	102	104	104	104	106	105	103	102
2-3	103	104	104	104	103	103	102	100
3-4	101	103	104	104	102	101	101	100
4-5	103	101	102	104	103	101	99	97
5-10	103	103	104	104	104	99	96	96
10-15	103	104	104	102	99	91	86	85
15-20	89	94	98	98	97	89	83	83
20-25	98	103	98	98	121	109	102	100
25-30	96	98	97	94	97	88	80	82
30-35	102	99	97	94	90	86	77	79
35-40	101	101	99	97	96	93	82	83
40-45	105	100	99	97	108	107	97	97
45-50	98	102	100	98	120	119	116	117
50-55	109	103	98	95	118	120	115	115
55-60	98	101	101	99	107	111	111	115
60-65	109	101	99	95	101	103	100	102
65-70	98	107	106	98	95	99	100	101

L'esame di queste serie dimostra in primo luogo che l'età da 20 a 25 dev'essere veramente critica per i maschi; poichè non si potrebbe spiegare l'altezza del rapporto coll'ipotesi di un numero di maschi esposti al rischio, molto superiore a quello

delle femmine, ipotesi che non trova conforto nei censimenti. In secondo luogo appare evidente che la depressione del rapporto nei gruppi d'età circostanti si fa tanto più considerevole, quanto più ci avviciniamo al tempo attuale, e cioè quanto più intenso è divenuto il fenomeno della emigrazione. Però siccome tra i viventi il rapporto tra i due sessi non discende altrettanto, si presenta accettabile la conclusione che almeno tra i 25 e i 40 anni la mortalità relativa delle donne superi quella degli uomini. Il che può essere l'effetto di varie cause, massime delle condizioni sfavorevoli in cui ha luogo la maternità per molte donne del popolo, affaticate dal lavoro della casa, del campo o dell'opificio industriale.

VII.

L'urgenza del tempo e la lunghezza del lavoro non hanno permesso di applicare il metodo del collegamento dei tre censimenti a categorie particolari di persone. Sarebbe stato desiderio nostro verificare per i maschi in ispecie ciò che si è fatto per i censiti senza distinzione di sesso; le differenze tra superstiti calcolati e presenti di fatto dovrebbero per i maschi, che entrano in più forte proporzione nelle schiere degli emigranti, risultare sensibilmente maggiori. E attesa poi la ineguale rappresentanza dei due sessi alle diverse età in quelle schiere (1), ci dovremmo aspettare caratteristiche ondulazioni nelle rispettive serie di percentuali di perdita. Lo stesso dicasi per la verifica, che si pensasse di fare per un gruppo ancor più speciale, quello dei coniugati, che rappresentano un elemento restio all'emigrazione (2). Con ciò si completerebbe quel sistema di indizi e prove, a cui abbiamo già accennato da principio, e che, giova ripeterlo, con-

(1) Le femmine sotto i 15 anni, per esempio, in confronto coi fanciulli sotto lo stesso limite di età, in proporzione assai più elevata che nol siano le femmine in generale di fronte ai maschi in generale.

(2) Veramente, quanto ai coniugati, mancando per alcune annate (1887-1894) la distinzione dei morti per sesso e stato civile combinati coll'età, il lavoro da farsi richiederebbe qualche ipotesi sussidiaria, oltre quella che è sottintesa nei procedimenti interpolatori adoperati per scomporre le classi quinquennali in classi annuali.

ferisce un notevole grado di approssimazione al vero alle rilevazioni demografiche, compiute dalla nostra Direzione generale della Statistica in parecchi decenni di vita operosa.

Sarebbe pure stato opportuno procedere a un confronto analitico della Tavola generale della popolazione italiana pel 1901 con recenti Tavole di Società di assicurazione, ma questo intento non si è potuto conseguire per difetto di elementi a disposizione sulla mortalità delle varie categorie di assicurati.

Prof. RODOLFO BENINI.

CONCLUSIONI

del Comitato permanente di Statistica

1° Gli indizi sulla attendibilità della Tavola di sopravvivenza del 1901 sono molto probanti così dal punto di vista della sicurezza del materiale raccolto per mezzo dei censimenti e delle statistiche della mortalità, come da quello dei metodi di elaborazione.

2° I coefficienti di mortalità per le età da 25 a 60 anni sono bensì generalmente inferiori in Italia che in Francia, in Svizzera, in Austria, in Prussia, in Inghilterra, ma superiori a quelli del Belgio, dell'Olanda e dei paesi Scandinavi; e la spiegazione della mitezza dei coefficienti rispetto al primo gruppo di paesi si può ricercare in parte nel fatto che i nostri censiti fra i 30 ed i 60 anni erano e sono i rappresentanti di generazioni selezionate da una mortalità infantile e delle classi adolescenti, assai elevata, sopravvissute in molti casi ai disagi del nutrimento e dell'abitazione; in parte nel fatto che le nostre popolazioni, vissero e vivono ancora sobrie e meno agglomerate dall'industrialismo, senza escludere altre circostanze il cui accertamento richiederebbe lunghe indagini.

3° In particolare la minore mortalità, che si avverte nella classe da 25 a 30 anni in confronto della classe quinquennale precedente, trova riscontro in varie statistiche estere e ben anche in alcune nazionali relative a gruppi scelti, quali sono i partecipanti alle Casse di previdenza ferroviarie.

4° I tre censimenti del 1871, 1881 e 1901 si collegano armonicamente fra loro; chè se il calcolo dei superstiti dall'una all'altra rilevazione dà risultati superiori al numero dei censiti presenti

in paese, ciò si verifica, come doveva attendersi, nelle classi di età che hanno maggiormente contribuito all'emigrazione; e si verifica in una misura che si può ritenere corrispondente all'intensità dell'emigrazione stessa.

Il Comitato non ha potuto procedere al confronto analitico della Tavola generale della popolazione italiana pel 1901 con recenti Tavole di Società nazionali di assicurazione, per difetto di elementi sulla mortalità degli assicurati.

L. BODIO, *presidente.*

G. MONTEMARTINI.

BENINI, *relatore.*

ASCHIERI, *segretario.*
