

II.

QUESTIONI DEMOGRAFICHE



SULLE TAVOLE DI MORTALITÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA

(Prima conferenza del prof. Corrado Gini) ()*.

DI ALCUNE PARTICOLARI DIFFICOLTÀ INCONTRATE NELLA COSTRUZIONE DELLE TAVOLE DI MORTALITÀ DEL 1921.

1. Ho preso ad argomento delle mie conferenze le tavole di mortalità italiane, e in particolare la tavola di mortalità del 1921, attualmente in corso di costruzione presso l'Istituto Centrale di Statistica.

Le tavole di mortalità hanno una grande importanza non solo teorica, ma anche pratica, dal punto di vista economico, sociale, politico; danno, infatti – si può dire – il bilancio igienico della popolazione ed, in un certo senso, il bilancio economico e sociale del paese, perchè la diminuzione della mortalità costituisce uno degli indici più significativi del progresso civile, oltre che una componente di primaria importanza dello sviluppo demografico della Nazione.

È quindi di grande interesse, non solo costruire bene le tavole di mortalità, ma anche costruirle in modo che siano comparabili con le tavole precedenti.

L'Istituto Centrale di Statistica non limita perciò oggi il suo compito alla costruzione della tavola di mortalità del 1921, ma si propone altresì di ricostruire le tavole di mortalità precedenti, in modo da rendere attendibili i confronti sulla vitalità della nostra popolazione attraverso le ultime generazioni. Io non dirò certo che le tavole precedenti siano state costruite male; ma, anche in questo campo, si sono verificati progressi nella tecnica, e i costrut-

(*) Tenuta il giorno 20 aprile 1928.

tori delle tavole del 1881, del 1901, del 1911 si sono trovati di fronte a difficoltà che oggi sembra di poter meglio superare con mezzi diversi.

La costruzione delle tavole del 1921 è già abbastanza avanzata. Le probabilità di morte finora calcolate e i diagrammi costruiti sulla loro base non sono però definitivi, e verranno sostituiti più tardi dai risultati ottenuti con metodi lievemente diversi.

Oggi mi soffermerò sulle condizioni speciali in cui l'Istituto Centrale di Statistica si è trovato per la costruzione delle tavole del 1921, condizioni che in gran parte si concretano in difficoltà derivanti dalle vicende della guerra, a cui abbiamo preso tanta parte e i cui effetti si sono ripercossi in misura notevole sulle nascite e sulle morti.

2. Una prima difficoltà proviene dall'inclusione delle Terre redente nel territorio nazionale. Ad esse la legislazione italiana concernente le rilevazioni statistiche fu estesa soltanto nel 1924. Per gli anni precedenti si sono pure cercati di raccogliere dati sul movimento della popolazione, ma questi sono risultati incompleti e non sono stati ancora elaborati. Veniva meno quindi la possibilità di tener conto delle Terre redente nella costruzione delle tavole di mortalità del 1921, ciò che però non costituisce un danno, ma anzi un vantaggio, dal punto di vista della loro comparabilità con le precedenti tavole italiane.

3. Ma le vicende della guerra fanno sentire in molti altri modi i loro effetti. Nella costruzione delle precedenti tavole italiane (come in quelle di altri paesi) si sono ragguagliati i morti, per le prime età della vita, non al numero dei censiti, ma al numero dei nati, per il primo anno, e al numero dei nati diminuito dei morti, per le età successive. È il così detto metodo diretto, che prende nome da Hermann. Generalmente questo metodo è adottato per le prime cinque classi annuali di viventi, per le quali si ritiene che i censimenti non diano risultati perfettamente attendibili. L'Istituto Centrale di Statistica, però, si è trovato nell'impossibilità pratica di seguire questo metodo per tutti e cinque i primi anni, perchè già per il terzo anno avrebbe dovuto fondarsi sui dati delle

nascite del 1918 e del 1919 e per il quarto e il quinto anno anche sui nati nel 1917. Ora i dati sulle nascite per il 1917 e per il 1918 sono risultati incompleti, perchè una parte del territorio nazionale era allora — come è noto — invasa dal nemico: per alcuni comuni risultò pertanto impossibile di rilevare il numero delle nascite e fu necessario ricostruirlo a calcolo. Per il 1919, scomparse queste lacune, i dati avrebbero dovuto risultare esatti. Ma è da ritenere anzitutto che in alcuni paesi del Veneto la popolazione risultasse allora inferiore a quella da cui nel biennio 1921-22 derivarono i morti, buona parte dei profughi non avendo subito potuto rimpatriare; ciò avrebbe costituito un coefficiente di perturbazione per le tavole regionali. In generale si ha poi motivo di dubitare, come diremo in seguito, dell'attendibilità delle cifre delle nascite quali appaiono dalle denunce pel 1919.

Per queste ragioni, l'Istituto è stato costretto a valersi del metodo diretto per il calcolo dei coefficienti di mortalità soltanto per i primi due anni di vita. Peraltro il metodo stesso è stato applicato tenendo conto convenientemente dell'influenza del diverso numero di nascite verificatesi negli anni successivi.

Per misurare quale poteva essere la portata delle divergenze dovute a tale perfezionamento del metodo diretto per il calcolo dei coefficienti di mortalità dei due primi anni e alla sostituzione del metodo indiretto a quello diretto consueto per i tre successivi, si sono eseguite ricerche di controllo sulle precedenti tavole di mortalità, trattando i dati del 1881, 1901 e 1911 come erano stati trattati quelli del 1921 e confrontando i risultati così ottenuti con quelli raggiunti in precedenza col metodo diretto consueto. Il confronto con la tavola del 1881 ha dimostrato stretta concordanza. Sui diagrammi logaritmici, riprodotti nel Quadro I, le divergenze appena si avvertono. Per il 1901 (Quadro II) l'accordo è meno stretto, in quanto le probabilità di morte calcolate dall'Istituto risultano, per effetto dei diversi metodi impiegati, alquanto maggiori di quelle precedentemente calcolate. Infine, per il 1911 (Quadro III), le divergenze sono tenui per i primi quattro anni, ma diventano più sensibili per il quinto, ciò che è probabilmente da farsi risalire sia alla circostanza

che nella tavola ufficiale del 1911 il quoziente per il quinto anno di età è il primo calcolato con un metodo il quale, come si dirà, ha condotto ad un erroneo abbassamento delle probabilità di morte per le età giovanili, sia al fatto che il costruttore della tavola del 1911 ha distribuito in modo diverso i morti di età ignota; egli ha infatti ritenuto che i morti di età ignota — eliminati quelli dovuti al terremoto calabro-siculo — dovessero distribuirsi soltanto tra le età più avanzate, mentre, essendo risultato dalle indagini dell'Istituto Centrale di Statistica che in realtà delle lacune nelle dichiarazioni delle età si verificano anche per i morti nelle età basse, si è ritenuto di avere fondate ragioni per distribuire piuttosto i morti di età ignota proporzionalmente fra le diverse classi di età.

In conclusione, l'influenza della forzata divergenza di metodo si può ritenere praticamente trascurabile.

Per la prima volta nella costruzione della tavola del 1921 è stato possibile tener conto, nell'applicazione del metodo diretto, delle emigrazioni e dei rimpatri.

4. Un inconveniente forse più grave, derivato anche esso dalla guerra, è stato quello relativo agli anni che si potevano prendere in considerazione per la determinazione del numero medio annuo dei morti. Per la costruzione delle precedenti tavole di mortalità si erano prese in considerazione 3 (1910-12), 4 (1899-1902) od 8 (1897-1904), e persino 12 anni (1876-1887), ed è certo che nel nostro caso sarebbe stato desiderabile fondarsi su 4 anni. Si è stati costretti, invece, a limitarsi ai morti nei soli due anni intorno alla data del censimento, cioè al 1921 e al 1922, i quali presentano coefficienti di mortalità generali pressochè identici, rispettivamente del 17,42 e 17,66 per mille. Si pensò per un momento di prendere in considerazione anche i morti nel 1920 e nel 1923; l'effetto dell'altezza del coefficiente di mortalità generale del 1920 (18,75) sarebbe stato invero neutralizzato dalla relativa bassezza di quello del 1923 (16,56 per 1000), ed in sostanza il coefficiente di mortalità generale pel quadriennio 1920-23 (17,60) non sarebbe risultato sensibilmente diverso da quello per il biennio 1921-22 (17,64). Se non che, non si può escludere che nel 1920 si avessero ancora, nella distribuzione per età dei morti, perturbazioni dovute

alle conseguenze della guerra e dell'epidemia influenzale del 1918-1919, avendo queste avuto verosimilmente effetti, da una parte selettivi, dall'altra debilitanti, che possono essersi fatti sentire diversamente nelle diverse classi di età. Io non mi nascondo anzi la possibilità che influenze di questa natura si siano fatte sentire ancora nel 1921 e 1922, o quanto meno nel primo di questi anni. Per queste ragioni è sembrato preferibile limitare il periodo di osservazione al biennio 1921-22 che sta a cavallo della data del censimento; ed in realtà non si sono rilevati nella costruzione della tavola inconvenienti imputabili a ristrettezza dell'esperienza, inconvenienti che avrebbero avuto la loro manifestazione in una irregolarità nell'andamento delle curve di mortalità.

5. I due anni 1921 e 1922 non stanno però precisamente a cavallo della data del censimento: 1° dicembre 1921. È stato quindi necessario calcolare quale possa essere stata la variazione, non solo nel numero totale della popolazione, ma anche nella distribuzione per sesso e per età, dal 1° al 31 dicembre 1921. La correzione, che ha implicato calcoli lunghi e piuttosto laboriosi, è risultata relativamente piccola. Fino all'età di 7 anni si è tenuto conto delle variazioni, quali risultavano, per ogni classe di età, dalle cifre delle nascite del mese, fornite dal movimento della popolazione, e dalle cifre delle morti, supposte per ogni età proporzionali a quelle rilevate per tutto il 1921, nonchè dai trapassi da una classe annuale di età alla successiva, calcolati mediante una tavola provvisoria di sopravvivenza. Per le età da 8 anni in su si è distribuito il residuo in misura proporzionale tra i differenti gruppi di età.

6. Ma la più grave causa di perturbazione dovuta alla guerra è quella delle variazioni nel numero dei nati. Le nascite scesero fortemente nel periodo bellico — in particolare nel 1917 e nel 1918 — al disotto del livello normale dell'anteguerra, per risalire invece alquanto al di sopra nell'immediato dopo guerra, e particolarmente nel 1920.

Questa circostanza deve essere tenuta in conto, in quanto essa rende illegittima l'ipotesi consueta, in base alla quale si ritiene che il numero medio degli esposti a morire durante il periodo

considerato per la costruzione della tavola di mortalità, coincida col numero degli esposti a morire nel momento centrale, a cui si riconducono gli esposti a morire alla data del censimento. Per esempio, per la costruzione delle tavole di mortalità del 1901, basata sui morti del quadriennio 1899-1902, si è ragguagliata la media annua di questi morti agli esposti a morire al 1° gennaio 1901, supponendo che questi esposti a morire rappresentino la media degli esposti a morire durante il quadriennio in parola. È ovvio che tale coincidenza non si ha mai in senso assoluto, ma, se non intervengono fattori eccezionali, quali appunto le conseguenze della guerra, si può ammettere che le variazioni nel numero degli esposti a morire avvengano durante il periodo considerato in senso lineare, di modo che il numero medio degli esposti a morire nel periodo si identifichi con quello degli esposti alla data centrale. Questa ipotesi è effettivamente ammissibile anche nel periodo da noi considerato per la maggior parte delle classi di età, ma non per tutte. Per quelle da 3 a 4 anni e da 4 a 5 anni, ad esempio, provenienti rispettivamente dai nati nel 1918 e nel 1917, si aveva al 31 dicembre 1921 un numero relativamente esiguo di componenti, mentre i gruppi che raggiungono le medesime età durante il 1922 risentono in misura molto minore della contrazione della natalità prodotta dalla guerra. Per queste classi di età, quindi, e soprattutto per la prima, il numero degli esposti a morire al 31 dicembre 1921 non coincide col numero medio degli esposti al rischio durante il biennio 1921-1922, considerato per il calcolo dei coefficienti di mortalità, ma ne risulta sensibilmente inferiore. Viceversa, il numero dei componenti la classe da 6 a 7 anni al 31 dicembre 1921 proveniva dai nati nel 1915, che non avevano ancora risentito notevolmente l'influenza della guerra, mentre nei gruppi che raggiungono la medesima età durante il 1922, si ripercuoteva la diminuzione delle nascite verificatasi nel 1916; perciò, per queste classi, il numero degli esposti a morire al 31 dicembre 1921 risulta superiore alla media degli esposti al rischio durante il biennio 1921-22. Per ovviare a questo inconveniente è stato ricostruito il numero degli esposti a morire al 31 dicembre di ciascuno dei 3 anni 1920, 1921, 1922. Tale ricostruzione è stata fatta, non in base a formule che

traducono matematicamente ipotesi semplici, come quelle usate per la tavola del 1911 (per il fatto appunto che era inammissibile che le variazioni seguissero uno schema teorico), ma in base ai dati dei censiti nel 1921 e a quelli delle nascite, delle morti, delle emigrazioni e dei rimpatri negli anni immediatamente precedenti e seguenti. La media dei valori degli esposti al rischio alle tre date suddette per ogni classe di età si può ritenere approssimativamente corrispondente al numero medio degli esposti a morire durante il biennio a cui si riferiscono i morti sui quali ci si è fondati per la costruzione della tavola di mortalità.

Sono stati costruiti, per tutte le regioni d'Italia, diagrammi per porre a confronto il numero dei viventi al 31 dicembre 1921, con la media dei viventi al 31 dicembre del 1920, 1921 e 1922, ed i coefficienti di mortalità per le classi di età da 2 a 8 anni basandosi su quel numero e su queste medie. Le differenze sono per tutte le regioni sensibili e, per alcune, notevoli. I diagrammi si possono dividere in due gruppi, che corrispondono al diverso modo con cui la natalità delle singole regioni ha reagito agli effetti della guerra. Si riproducono qui (Quadro IV) i diagrammi relativi alla Lombardia e alla Sicilia, che si possono riguardare come tipici dei due gruppi.

7. Ho già fatto cenno delle difficoltà e situazioni nuove che si sono presentate per il calcolo dei coefficienti di mortalità delle età infantili ed ho detto come, soltanto per le prime due classi di età, sia stato possibile l'impiego del consueto metodo diretto, basato, anzichè sul numero dei censiti, sul numero delle nascite e delle morti.

Nell'analisi dei dati relativi alle età infantili si sono rilevate delle anomalie notevoli le quali, con ogni probabilità, daranno stimolo a studi ulteriori in questa materia, che è stata forse finora un po' trascurata. In questo caso, come in altri campi della scienza, s'incontrano a volte affermazioni e teorie, che erano fin dall'origine in tutto o in parte infondate, ma che, pedissequamente accettate senza controllo per lungo tempo, ad un tratto, in occasione di ricerche laterali, rivelano i loro punti deboli e sono finalmente assoggettate a revisione.

Nel caso nostro, se si confrontano i dati dei censiti nelle prime età coi numeri dei sopravvissuti, ottenuti a calcolo in base ai nati e ai coefficienti di mortalità, si riscontrano in corrispondenza a tutte le tavole di mortalità italiane divergenze sensibili per alcuni gruppi di età. Queste differenze in generale sono negative, nel senso che il numero dei censiti resta al disotto del numero calcolato dei sopravvissuti e risultano troppo forti per poter essere imputate all'emigrazione; ma, in corrispondenza alle classi da 2-3 anni nel 1921 (maschi e femmine) e ai 3-4 anni nel 1881 (M. e F.) e nel 1901 (M.) invece sono positive. Nel 1921, nel 1911 e nel 1881 in dette classi di età si nota un numero di censiti maggiore che nelle classi immediatamente precedenti, con un eccesso che nel 1921 raggiunge il 10 %. Di tali anomalie è difficile rendersi ragione, e, per il fatto che esse compaiono in tutti i censimenti (salvo, come si è detto, in quello del 1901), non possono imputarsi, come qualcuno ha suggerito, all'uso avvicendato della scheda individuale (censimenti del 1901 e del 1911) e del foglio per famiglia (censimenti del 1881 e del 1921). Di tutte le ipotesi, la più probabile sembra quella di errori nelle dichiarazioni o negli spogli delle età, ed a questo riguardo non si deve fare la critica soltanto delle cifre dei censiti, ma anche di quelle dei morti. Per qualche città, è stato riscontrato che, nelle dichiarazioni di età dei bambini morti nei primi anni, e, in particolare, nel primo anno di vita, la età si arrotonda ora per eccesso e ora per difetto, mentre, nello spoglio e nell'elaborazione, l'età dichiarata viene sempre considerata come approssimata per difetto. L'Istituto Centrale di Statistica si propone di fare un'inchiesta per stabilire in quale misura questo fatto in realtà si verifichi; occorre notare però che inesattezze di questo genere condurrebbero ad anomalie opposte a quelle osservate.

Un'altra ipotesi, che merita di essere esaminata a fondo, è la seguente: che i nati dei diversi anni abbiano una resistenza vitale variabile. Anche di questo fatto non si potrebbero dare *a priori* spiegazioni. Questa ipotesi tuttavia non sarebbe mai sufficiente a dare ragione della fortissima differenza osservata nel 1921 fra il numero dei censiti da 2 a 3 anni e quello molto più basso (del

6 %) calcolato in base ai dati sulle nascite del 1919; e si è necessariamente condotti a sospettare che, per tale anno, vi sia stata qualche lacuna nella registrazione delle nascite o nell'elaborazione dei dati relativi. È vero che la presenza dell'anomalia per tutte le regioni d'Italia rende meno plausibile la spiegazione, ma d'altronde il fatto che la curva di mortalità, costruita in base ai dati dei censiti, non presenta alcuna irregolarità notevole, confermerebbe che i dati del censimento sono esatti, ed errati per difetto quelli dei sopravvissuti, desunti dalle nascite.

8. Un altro punto sul quale le indagini dovrebbero essere proseguite ed approfondite, riguarda l'altro estremo della curva di mortalità, ossia le età senili. In occasione del censimento ultimo è stato fatto un riscontro delle cifre dei centenari, con risultati poco lusinghieri per la sincerità delle dichiarazioni. Il censimento del 1921 dava 256 centenari, intendendo per centenari coloro che hanno oltrepassato il centesimo anno di vita; al controllo, solamente 32 di questi (e tutti compresi nelle vecchie provincie) risultarono effettivamente centenari. Se per centenario si intende invece colui che sia entrato nel centesimo anno di età, allora il numero dei centenari compresi in quei 256 sale a 51, o 48 escludendo le nuove provincie (1).

Con ogni probabilità inconvenienti dello stesso genere, e forse anche più gravi, si verificano in tutti i paesi. Si pensi che, prendendo a base le dichiarazioni del censimento, i centenari risulterebbero in Italia poco più di 6 per ogni milione di abitanti, mentre in altri paesi si è giunti a dichiararne 220 (Brasile), 230 (Cuba), 330 (Columbia), 446 (Bulgaria) e perfino 465

(1) Nell'atto di licenziare le bozze, altre ricerche sono in corso allo scopo di accertare se, per avventura, qualche centenario presente alla data del censimento sia stato eventualmente incluso nelle classi più basse di età; i risultati finora ottenuti da uno spoglio dei fogli di famiglia relativi ai 29 Circondari il cui materiale di censimento è stato trattenuto a scopo rappresentativo (V. in proposito: C. GINI e L. GALVANI, *Di una applicazione del metodo rappresentativo all'ultimo censimento italiano della popolazione*, « Annali di Statistica » Serie VI, vol. IV), confermano effettivamente un tale spostamento di classe per un certo numero di centenari.

(Guatemala). Può la maggiore longevità, che è certamente ammissibile per alcuni paesi (e pare sia di osservazione comune per la Bulgaria), bastare a giustificare in tutti i casi differenze di questo genere?

Fortunatamente le dichiarazioni false riguardo ai centenari non esercitano praticamente nessuna influenza sul calcolo delle probabilità di morte per le età inferiori; è ovvio infatti che, comunque le dichiarazioni siano esagerate ed alterate, il gruppetto dei falsi centenari, che si deve redistribuire sulle età inferiori, risulta sempre esiguo in confronto dei gruppi di censiti in queste età.

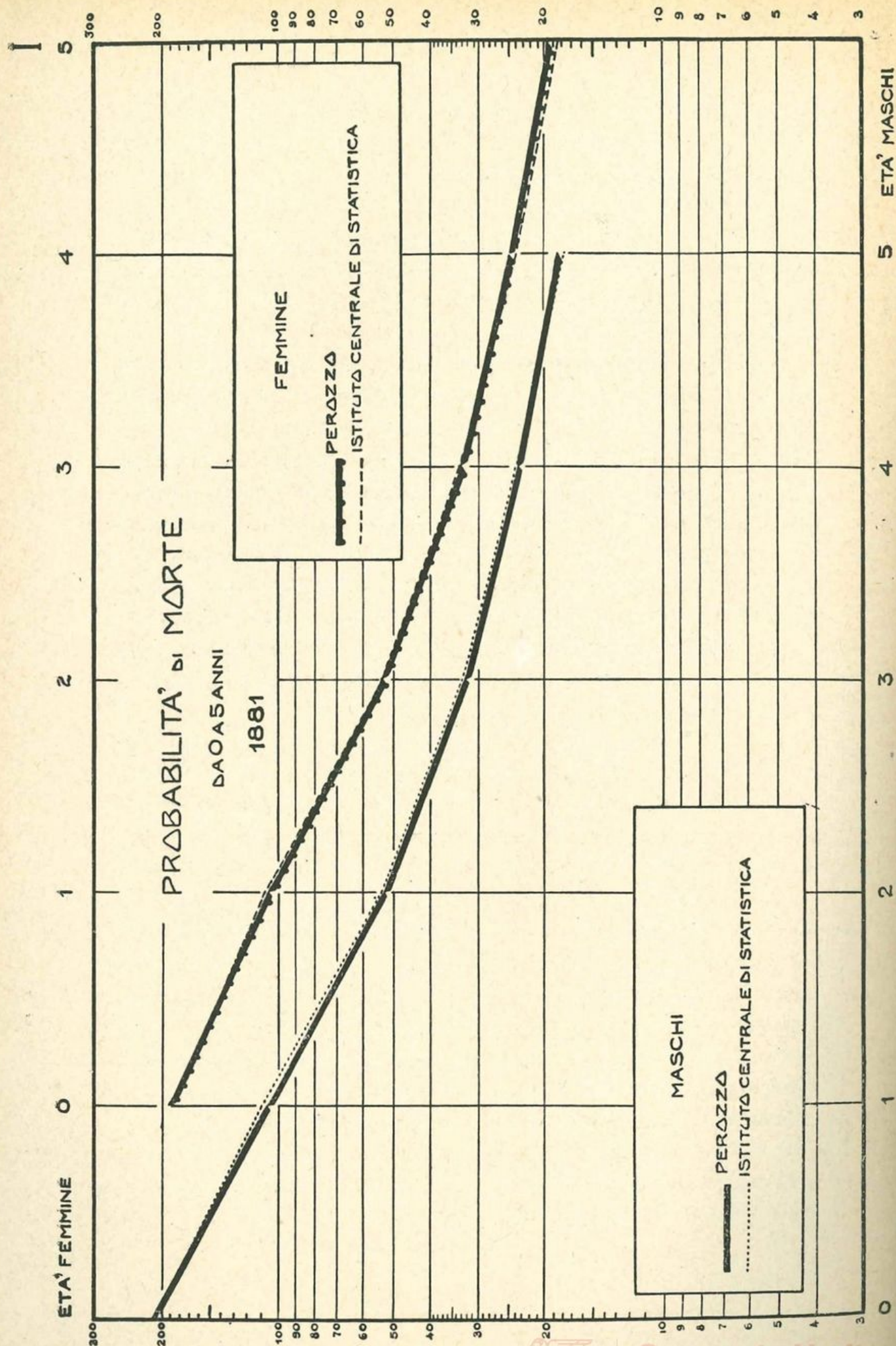
9. La curva di mortalità per le età senili ha bisogno di più attenta considerazione per ben altre ragioni. Nel 1911 si è seguito il metodo di raccordare alla curva di mortalità, costruita sui dati osservati fino a 88 anni, un arco di parabola di 4° ordine, che dovrebbe fornire i coefficienti di mortalità per le età più avanzate, fondandosi su quattro consecutivi degli ultimi coefficienti di mortalità giudicati accettabili (per il Regno da 80 a 83 anni per la popolazione maschile e da 81 a 84 per la femminile; per la maggior parte dei compartimenti, invece, da 84 a 87) e ammettendo che la probabilità di morte divenga uguale ad 1 nell'età corrispondente al massimo osservato.

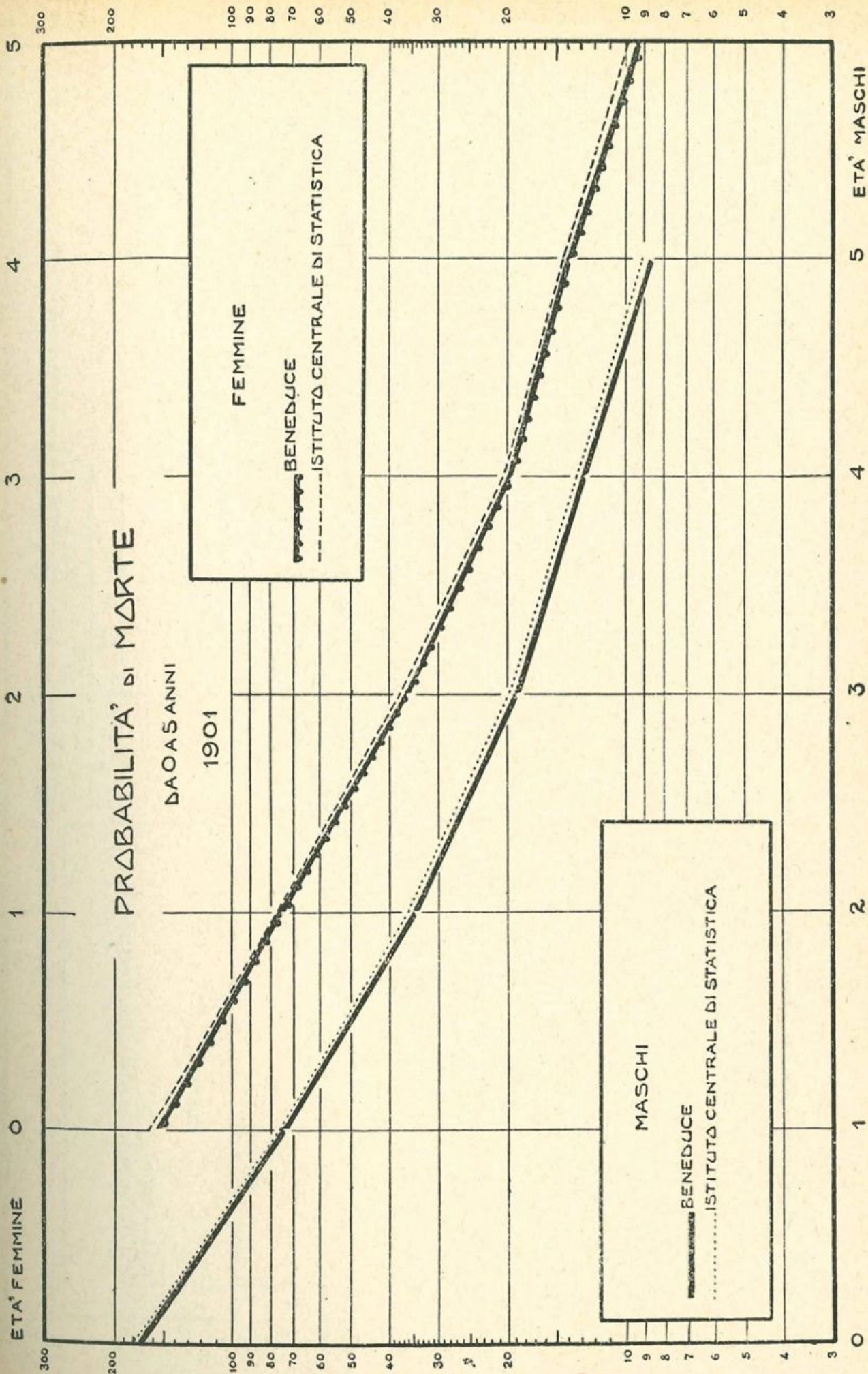
Per il 1921, si è proceduto con metodo analogo, servendosi però di una parabola di second'ordine e supponendo che la probabilità di morte fosse uguale ad 1 a 107 anni per i maschi e a 110 per le femmine. Ma, oltre a questa curva teorica, si è voluto costruire la curva in base ai morti e agli esposti dedotti per interpolazione dai dati quinquennali osservati, la quale è risultata notevolmente diversa dalla precedente, non solo in quanto presenta forti irregolarità, ma anche per andamento generale e per altezza. Irregolarità sensibili persistono anche se, invece di operare sui dati osservati per classi annuali, si opera per gruppi quinquennali di età, per il fatto che neppure in tali raggruppamenti, gli esposti a morire risultano molto numerosi e lo divengono sempre meno, man mano che si procede nell'età. Non solo, ma, ciò che è più importante, persistono anche le divergenze nell'andamento generale della curva; sembrerebbe che, per le età intorno ai 90 anni e fin

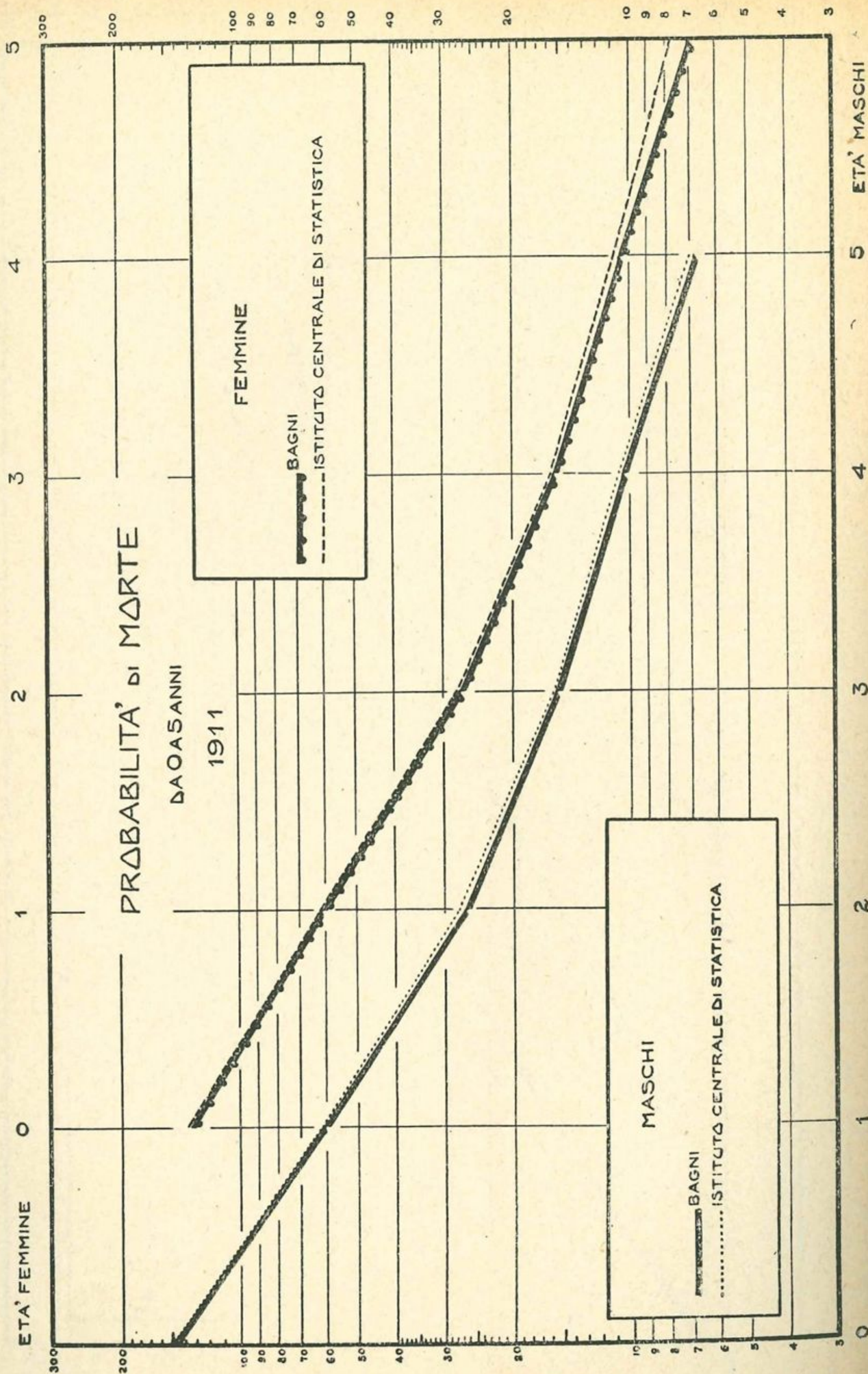
verso i 100, l'incremento dei coefficienti di mortalità subisca un arresto, quasi che gli organismi sopravvissuti fino a quell'età possano sfidare impunemente la morte; questa però riprende in pieno il sopravvento verso o dopo i 100 anni, età intorno alla quale la curva si raddrizzerebbe repentinamente. Ad ogni modo, per queste età estreme della vita, sono in corso inchieste e studi particolari, che potranno anche portare a un migliore controllo delle dichiarazioni di età.

L'Istituto Centrale di Statistica diramò infatti apposite schede per tutti i morti oltre i 90 anni, richiedendo dati molteplici, per esempio sul numero e sull'età dei figli, sull'età del coniuge e dei genitori, sulla professione, sul regime di vita ecc. Si spera che tale materiale potrà costituire la base di uno studio di grande importanza in quanto valga ad illuminare fenomeni ancora oscuri relativi alla eredità e alla selezione naturale e riproduttiva.

Il confronto fra i quozienti senili, dati dalle tavole ufficiali di mortalità del 1881, del 1901 e del 1911, e le ricostruzioni eseguite dall'Istituto Centrale di Statistica con metodo conforme a quello seguito per il 1921, risulta dai Quadri V, VI, VII.

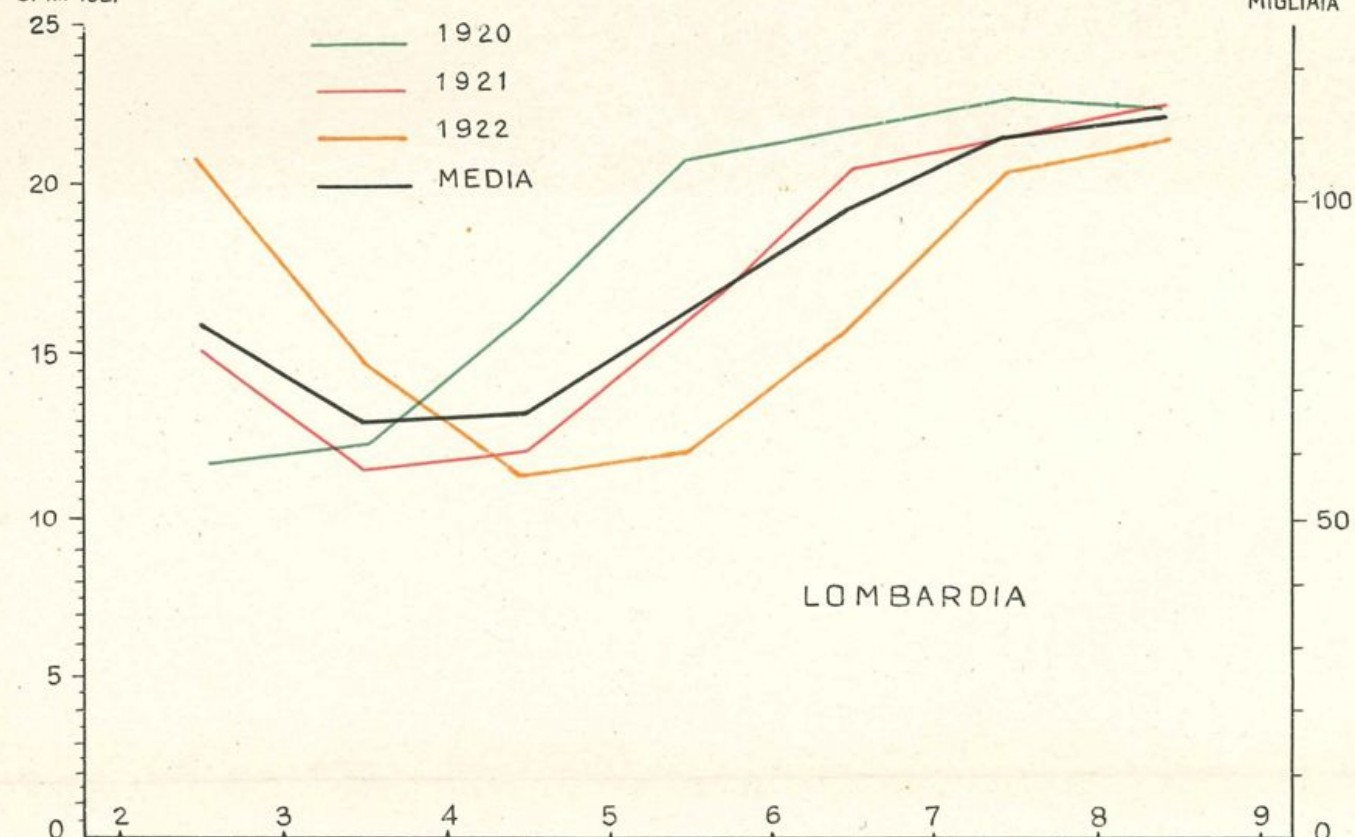




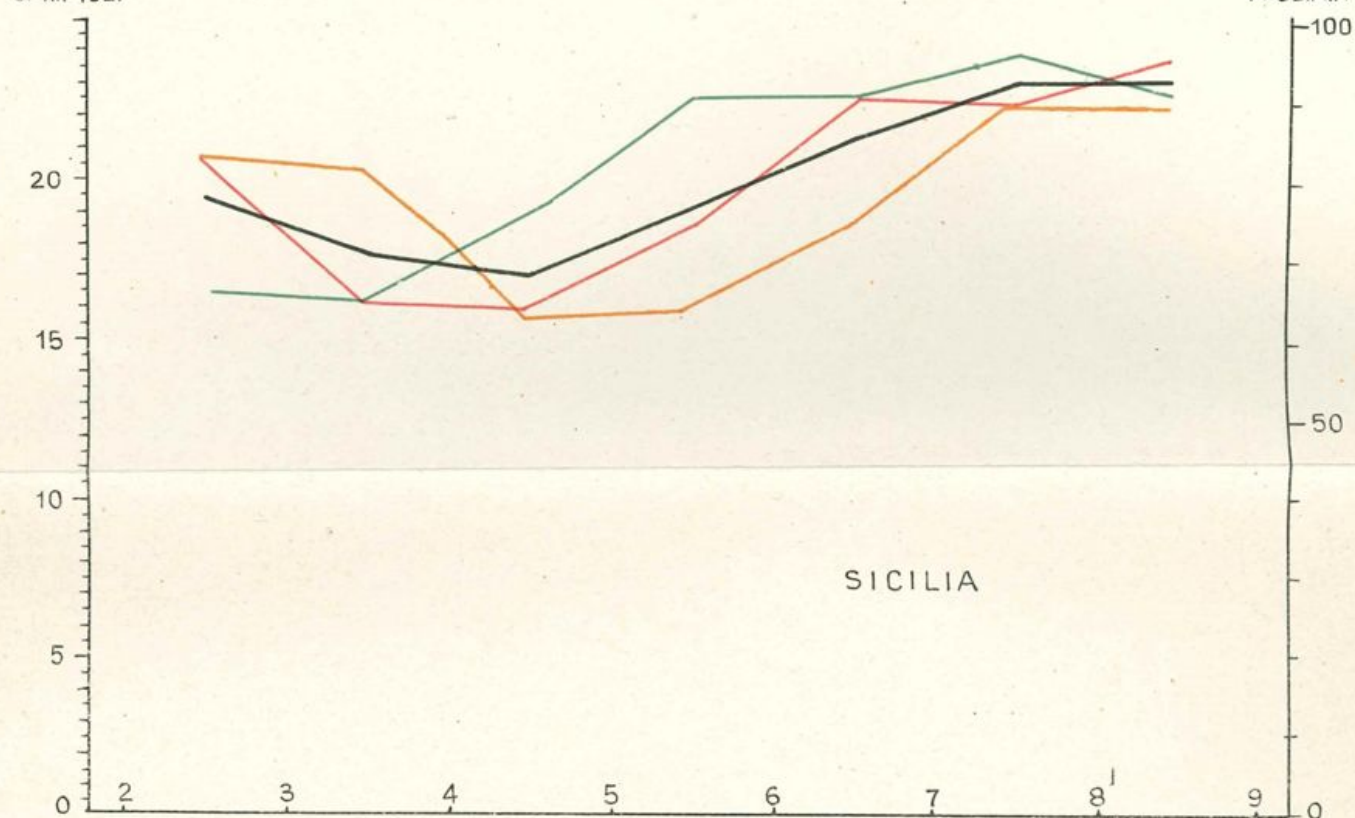


CLASSI D'ETÀ DA 2 A 9 ANNI

IN LOMBARDIA E SICILIA

PER MILLE AB.
31-XII-1921

LOMBARDIA

PER MILLE AB.
31-XII-1921

SICILIA

1

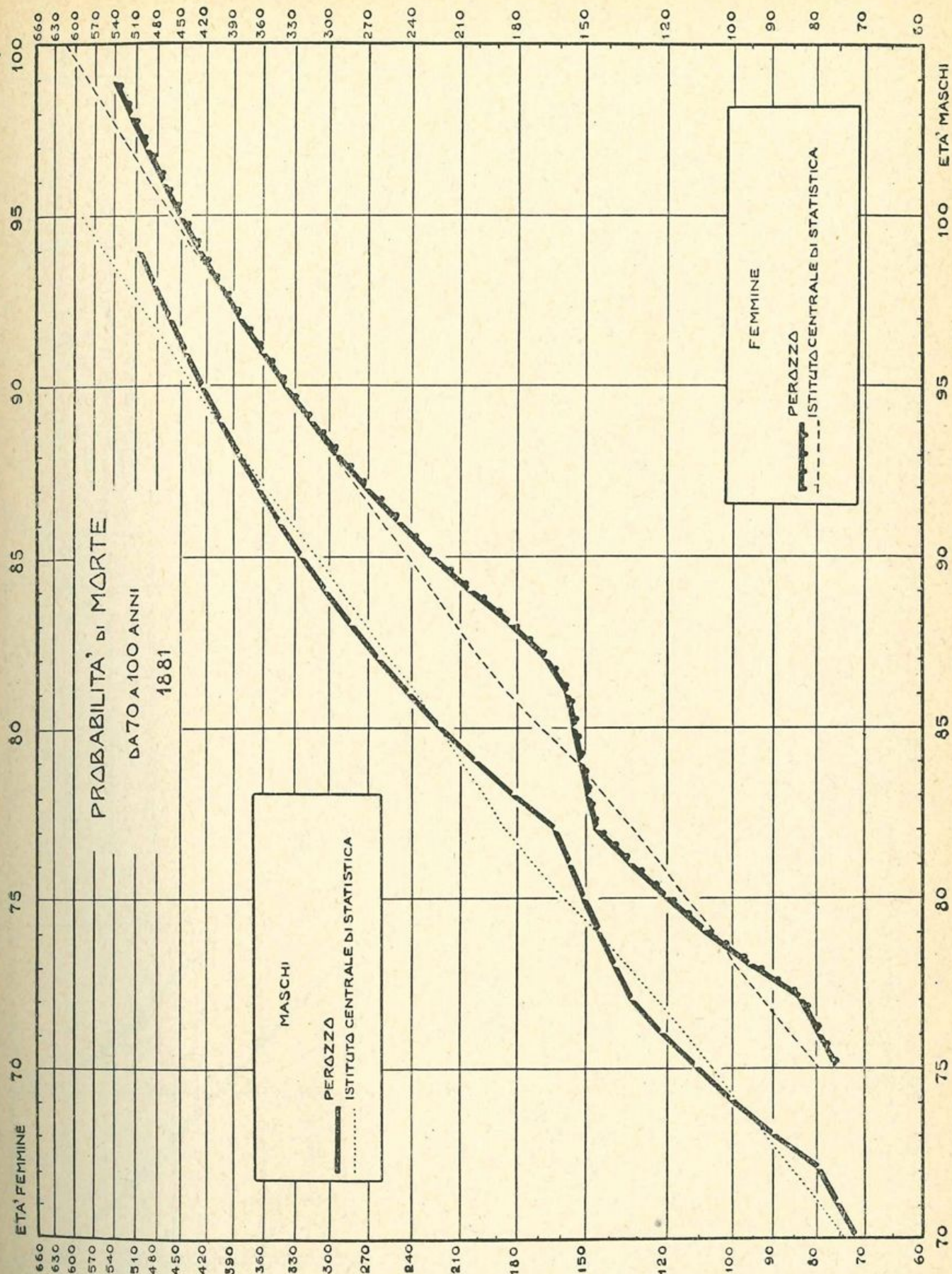
1914 8 A 3 AD ATED 133 A 13

1914 8 A 3 AD ATED 133 A 13

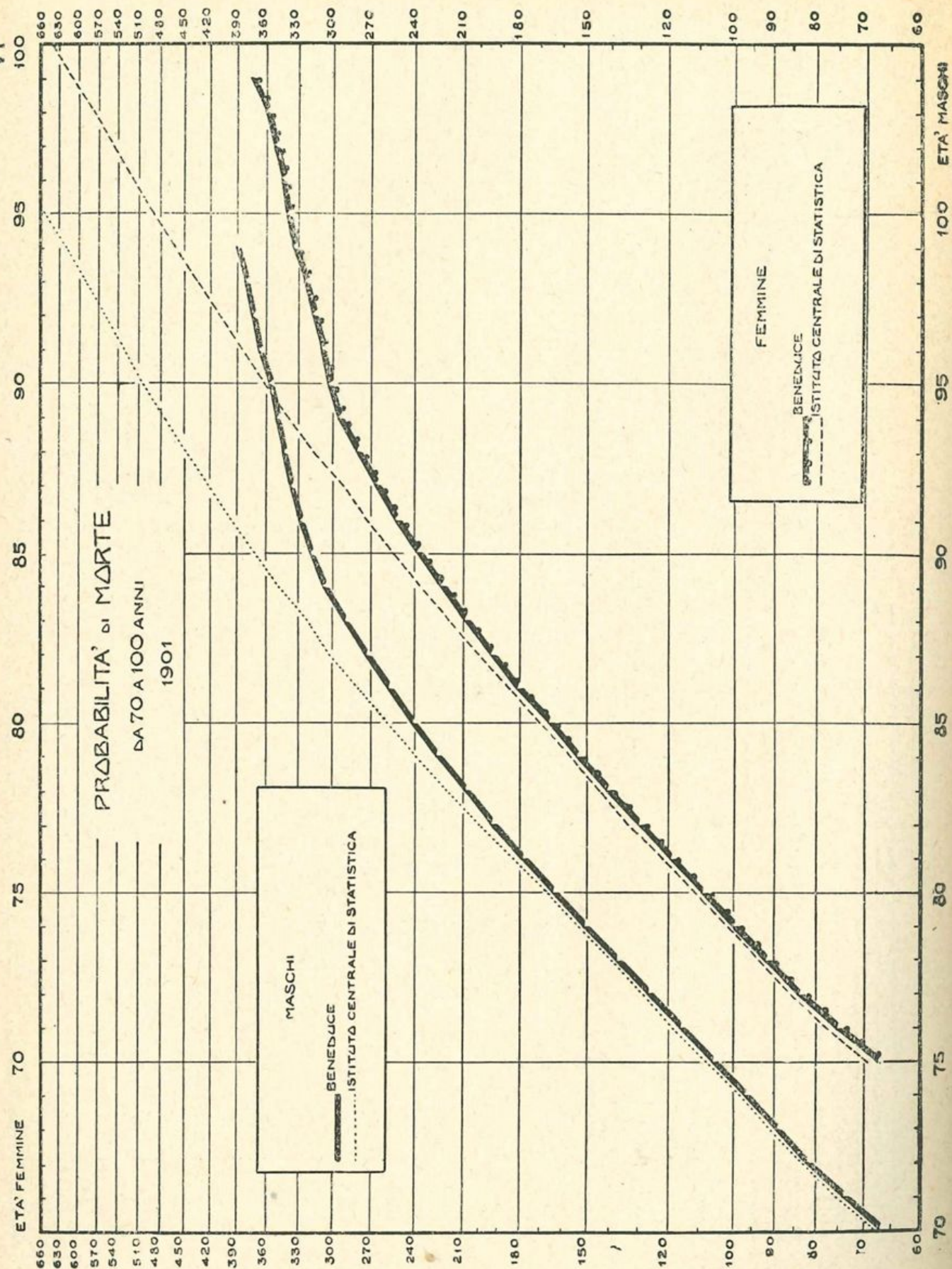


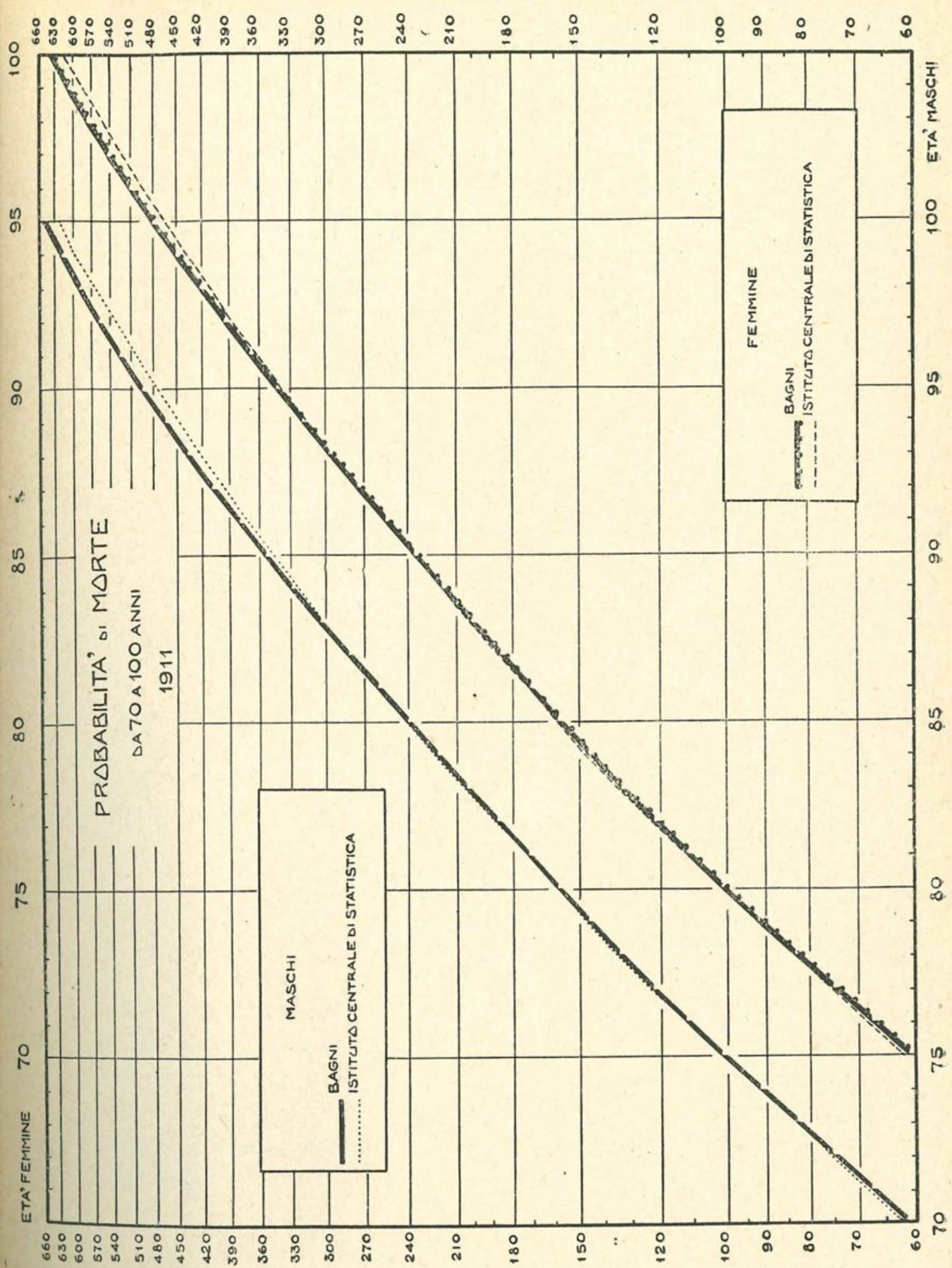
Corporate Heritage
& Historical Archive

V



VI







SULLE TAVOLE DI MORTALITÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA

(Seconda conferenza del prof. Corrado Gini) (*).

CONFRONTO TRA LE TAVOLE DI MORTALITÀ DEL 1921 E LE PRECEDENTI.

1. Metterò oggi a confronto le successive tavole di mortalità costruite per la popolazione italiana. Tavole di mortalità per la popolazione generale furono costruite da noi in occasione dei censimenti del 1881, 1901, 1911 e 1921, rispettivamente dall'ing. Perozzo, dal prof. Beneduce, dal prof. Bagni e dall'Istituto Centrale di Statistica. Quest'ultima, inedita, è, nella forma qui esposta graficamente (Quadro VIII), ancora provvisoria, perchè è in corso la sua ricostruzione, con un metodo alquanto diverso da me suggerito, non avendo giudicato quello seguito del tutto soddisfacente. Posso però dire fin d'ora che le differenze che il nuovo metodo potrà determinare saranno, salvo per le età senili, praticamente trascurabili.

Nei Quadri IX (maschi) e X (femmine) sono raffigurate le probabilità di morte per i maschi e per le femmine, quali risultano dalle successive tavole di mortalità; e precisamente sono rappresentate in scala logaritmica semplice le probabilità di morte per le prime 6 classi di età (da q_0 a q_5) e per le età senili (da q_{70} in poi) e in scala naturale quelle per le classi di età intermedie (da q_5 a q_{70}). Si osserva che le curve, sia quelle in scala logaritmica che in scala naturale, in generale sono concentriche (la più interna essendo naturalmente quella relativa al censimento meno recente), ciò che indica che le probabilità di morte sono andate in generale diminuendo in progresso di tempo. La distanza

(*) Tenuta il giorno 11 maggio 1928.

tra la curva del 1881 e quella del 1901 appare maggiore che le distanze tra le curve successive, poichè, tra le due prime, è corso un intervallo di un ventennio, mentre le successive si seguono a intervalli di 10 anni. Il progresso nella diminuzione della mortalità appare non soltanto continuo, ma anche abbastanza uniforme, in quanto la distanza tra le curve del 1881 e del 1901, misurata nel senso delle ordinate, è appena poco più che doppia di quella tra le curve successive.

2. Se si passa all'analisi dei tratti delle curve corrispondenti alle diverse età si riscontrano alcune singolarità di andamento, specie per le età infantili e le senili.

Se per le età infantili si costruissero le curve in scala naturale (1), esse si presenterebbero molto vicine e quasi addossate l'una all'altra, precisamente perchè, ad occhio, verrebbe fatto di giudicare delle loro divergenze non basandosi, come si dovrebbe, sulla differenza tra le ordinate, ma sulla minima distanza che, quando le curve sono molto inclinate, si verifica sempre in senso obliquo. Di qui si potrebbe ritrarre l'impressione, che sarebbe erronea, che differenze tra le curve successive non vi fossero o fossero lievissime; in realtà invece esse esistono e sono notevoli, come appare bene quando le ordinate siano rappresentate in scala logaritmica. Dai diagrammi logaritmici da 0 a 5 anni, dei Quadri IX e X, risulta che per le età da tre anni in poi il vantaggio della sopravvivenza da un censimento all'altro è stato presso a poco proporzionale all'intervallo di tempo. Per le età più basse, invece, si è avuto un vantaggio relativamente maggiore nel periodo 1901-1911, e ciò particolarmente per i maschi.

3. Per le età senili le curve si intrecciano, ciò che va riferito, come vedremo, non all'andamento reale della mortalità, ma alle irregolarità dei dati sia per i censiti che per i morti e alle diversità dei metodi seguiti. (Vedansi, nei Quadri IX e X, i diagrammi logaritmici da 70 anni in poi).

(1) Durante la lezione sono stati effettivamente presentati diagrammi in scala naturale per le probabilità di morte da q_2 in poi; ma nei grafici qui annessi è stato necessario, per ragioni di spazio, eseguire la rappresentazione in scala naturale soltanto da q_5 in poi.

4. Alla norma generale della concentricità delle curve, corrispondente ad una riduzione della mortalità, ci sono però, anche a parte le età senili, diverse eccezioni.

Notiamo anzitutto una eccezione comune alle due curve dei maschi e delle femmine, la quale indicherebbe per le età dai sei agli undici anni per le femmine e dai sei ai dodici anni per i maschi, un aumento del saggio di mortalità dal 1911 al 1921. La anomalia è però soltanto apparente e va attribuita al metodo seguito per la costruzione delle curve del 1911. Apparente sembra anche doversi ritenere l'aumento della mortalità dal 1901 al 1911 per i maschi nelle età fra i tredici e i 17 anni. Reale è invece verosimilmente la maggiore mortalità maschile dai 20 ai 23 anni, indicata dalla curva del 1921, in confronto di quella del 1911. Vedremo in seguito le cause plausibili di questo fenomeno; osserviamo per ora soltanto che l'irregolarità in questione non appare nelle curve della mortalità femminile; queste presentano, salvo l'anomalia apparente a cui abbiamo sopra accennato, un andamento più regolare.

5. Appare poi immediatamente, a chi osservi le quattro curve, come, nel loro complesso, le due ultime siano molto più regolari che le due prime: occorre considerare a tale riguardo che i metodi di costruzione seguiti sono stati ogni volta diversi, ciò che è abbastanza naturale, dato il progresso continuo della scienza in questo come in tutti gli altri campi. Soffermiamoci sulle principali diversità.

6. Diverso da un censimento all'altro è stato il numero degli anni presi in considerazione per la determinazione del numero medio dei morti: gli anni sono stati 12 per la tavola del 1881, 4 per quella del 1901, 3 per quella del 1911 (si è qui considerato un numero dispari di anni pel fatto che il censimento è stato compiuto a metà d'anno), 2 per quella del 1921. Ma questa circostanza di per sé non esercita influenza sensibile.

7. Diversi sono stati ancora i criterî per la distribuzione dei viventi e dei morti di età ignota, anche in connessione con l'importanza di questi gruppi nei varî censimenti: per il 1881, si sono distribuiti solo i viventi di età ignota; per il 1901, sia questi che i morti di età ignota sono stati trascurati, questi ultimi forse per

la piccolezza del loro numero; per il 1911 e per il 1921, sono state fatte al riguardo ricerche speciali con risultati diversi. Quelle eseguite per il 1921 hanno portato alla conclusione che, in definitiva, il criterio meno arbitrario per la distribuzione dei viventi e dei morti di età ignota è ancora quello antico, che porta a ripartirli proporzionalmente fra le varie classi di età. Nel 1911 si era adottato questo criterio per i viventi, mentre per i morti esso era stato adottato limitatamente ai morti nel terremoto calabro-siculo, gli altri morti, invece, essendo stati tutti distribuiti nelle età superiori ai 40 anni in base alla nota curva di Lexis. Ad ogni modo, però, non è questo un elemento che possa dar luogo a variazioni sensibili nell'andamento generale della curva di mortalità. All'influenza particolare per le età infantili si è accennato nella passata conferenza.

8. La determinazione dei saggi di mortalità infantile è stata fatta nella costruzione delle successive tavole di mortalità con metodi diversi, in parte anche per speciali necessità. Per le primissime età si è seguito sempre il metodo diretto che fa riferimento al numero dei nati e dei morti osservati, anzichè al numero dei censiti; ma, mentre nel 1881 e nel 1911 sono stati calcolati per questa via i coefficienti relativi alle prime cinque classi di età e nel 1901 quelli relativi alle prime sei, nel 1921 è stato possibile applicare il metodo diretto soltanto per i primi due anni di età per le ragioni che abbiano esposto nella prima conferenza. Ma anche questa circostanza non dà luogo a diversità sensibili, come abbiamo visto nella conferenza stessa, dal confronto dei diagrammi in scala logaritmica, costruiti impiegando il metodo diretto rispettivamente per le prime 5 o 6 classi di età o soltanto per le prime due classi.

Solo nel 1921 si è potuto tener conto dei movimenti migratori.

9. Salvo nel 1881, si sono seguiti metodi particolari per la costruzione del tratto di curva corrispondente alla pubertà. Nel censimento del 1901, per le età dai 6 ai 15 anni, le probabilità di morte si sono calcolate ragguagliando i dati grezzi dei morti a quelli dei viventi; in quello del 1921, le probabilità di morte dai 2 ai 7 anni si sono ottenute pure dai dati grezzi, ragguagliando però i morti

non ai viventi, ma agli esposti a morire (viventi più metà dei morti); mentre dagli 8 ai 15 anni i dati dei viventi per i due sessi e quelli dei morti per le femmine sono stati perequati con una parabola mobile di 2° ordine interpolata col metodo dei minimi quadrati attraverso cinque anni. Nel 1911 si è seguito un metodo più complicato, interpolando, per il tratto di curva dai tre ai 18 anni, una parabola di quarto ordine, costruita fondandosi sulle probabilità di morte desunte dai dati grezzi per le età di 3, 4, 12, 17 e 18 anni; ma il metodo si è dimostrato fallace ed ha dato luogo ad inconvenienti gravi; all'averlo seguito va imputata in particolare l'anomalia, già rilevata, dai sei agli undici anni per la curva femminile e dai sei ai dodici per la curva maschile; tale anomalia scompare completamente se i dati del 1911 vengono elaborati col metodo seguito dall'Istituto Centrale di Statistica per la tavola del 1921.

10. Per le età adulte e avanzate i costruttori delle tavole 1881 e 1901 hanno adottato criterî simili tra loro e invece sostanzialmente diversi da quelli seguiti poi dai costruttori delle tavole del 1911 e del 1921. I primi hanno determinato le probabilità di morte per gruppi poliennali (in generale quinquennali) e le hanno attribuite alle età centrali; da queste hanno ricavato i coefficienti per le età intermedie facendo una interpolazione lineare nel 1881 e usando invece una parabola di terzo ordine nel 1901. Nel 1881 il metodo è stato applicato per le classi di età da 5 a 87 anni, nel 1901 per le classi di età da 16 a 90 anni. Il sistema dà luogo ad inconvenienti visibili ed è probabile che, se i costruttori delle due tavole in questione avessero disegnato i diagrammi, se ne sarebbero resi conto dalla presenza, in corrispondenza di talune età, di angolazioni o gobbe poco verosimili.

È stato forse per avere riconosciuto questi inconvenienti che il metodo è stato abbandonato nel 1911 e sostituito con un altro, che si può dividere in due parti essenziali: una prima parte tendente a determinare le ordinate della curva dei viventi e dei morti per talune età tipiche, e una seconda tendente a ricavare dalle probabilità di morte, desunte per queste età tipiche, curve di mortalità con andamento uniforme. Per la prima parte si sono presi

tre gruppi quinquennali e si sono interpolate delle parabole di 2° ordine che soddisfano alla condizione di conservare le somme dei viventi (o dei morti) di ciascun quinquennio. In base a tali parabole si sono determinate le ordinate centrali dei viventi e dei morti di ciascun quinquennio. Ricavatene le corrispondenti ordinate centrali delle probabilità di morte, si è proceduto poi alla seconda interpolazione mediante una parabola cubica tirata tra due ordinate in modo da conservare sia dette ordinate, sia le corrispondenti pendenze. L'avere adoperato questo sistema ha segnato certo un progresso notevole da due punti di vista.

Anzitutto perchè il sistema non si fonda su medie quinquennali: l'attribuire all'età centrale di un quinquennio il coefficiente medio di mortalità dedotto complessivamente dal quinquennio stesso può infatti condurre ad errori sensibili a causa del diverso peso dei coefficienti dei singoli anni di età. Le età inferiori avendo un numero di esposti a morire maggiore, il coefficiente attribuito all'età centrale tende ad assumere un valore superiore o inferiore al vero a seconda che i coefficienti di mortalità considerati hanno o un andamento discendente o ascendente. Questa differenza può non restare senza influenza sull'aspetto delle curva di mortalità. Se ai dati del 1901 applichiamo il sistema usato per la tavola del 1921 dall'Istituto Centrale di Statistica, troviamo una curva che per i maschi differisce sensibilmente da quella allora calcolata dal Beneduce nelle età dai 20 ai 25 anni. Col metodo dell'Istituto la curva maschile mostra invero, in corrispondenza a queste età, un notevole rialzo, che culmina a 23 anni, rialzo che si spiana quasi completamente se si fanno le medie quinquennali dei coefficienti di mortalità e si attribuiscono alle età centrali, e ciò perchè la media, per il gruppo di 20-25 anni, resta al disotto della curva dei coefficienti annuali e, per il gruppo di 25-30 anni, invece, resta al disopra. La diversità accennata tra le due curve si spiega appunto con l'uso di coefficienti quinquennali fatto dal Beneduce nella costruzione delle tavole del 1901 e mostra come questo sistema sia da scartare.

Il secondo vantaggio è di eliminare ogni angolo o gobba, evitando ogni brusco cambiamento di direzione.

È pure da tener presente che la prima interpolazione si esegue, non più sui coefficienti di mortalità, ma separatamente sui dati assoluti dei morti e dei viventi, ricavando poi dai dati interpolati le probabilità di morte.

11. Veniamo ora ai metodi seguiti per il calcolo delle probabilità di morte relativi alle età senili, alle quali i costruttori delle precedenti tavole di mortalità non hanno attribuito grande importanza, secondo me, a torto, perchè si tratta di età caratteristiche, lo studio delle quali potrà condurre a conclusioni interessanti e forse inattese.

I metodi finora adoperati per la costruzione del tratto di curva di mortalità relativo alle età senili non possono dirsi molto razionali.

Nel 1881 si è seguito il metodo della estrapolazione, pericoloso sempre: si è eseguita una estrapolazione lineare basandosi sui coefficienti di mortalità calcolati per gruppi quinquennali di età da 80 a 85 e da 85 a 90 anni.

Nel 1901 si sono distribuiti in classi annuali i morti e i viventi da 90 a 100 anni, in base all'ipotesi che, per gli uni come per gli altri, i morti decrescessero in proporzione geometrica, e, sui numeri così ottenuti, si sono poi calcolati i coefficienti di mortalità.

Pel 1911, infine, e pel 1921 nelle tavole finora calcolate, si è fatto uso di parabole di 4° e rispettivamente di 2° ordine, appoggiandosi da una parte sugli ultimi coefficienti annuali di mortalità giudicati attendibili (per 80-83 anni (maschi) o 81-84 (femmine) nel 1911 (1), per 85-86 anni nel 1921) e dall'altra su una età massima in cui si è ammesso che la probabilità di morte sia uguale ad 1. Tale età massima nel 1911 fu desunta dalla osservazione, ritenendola uguale all'età più alta dichiarata dei censiti (e si è supposto che i dati del censimento fossero esatti); nel 1921 si è supposto che essa fosse uguale a 107 per i maschi e a 110 per le femmine. Sono questi criterî oltremodo incerti e di-

(1) Gli ultimi coefficienti di mortalità considerati erano appunto quelli da 80 a 83 anni per la popolazione maschile e da 81 a 84 anni per la popolazione femminile del Regno; nella costruzione delle tavole di mortalità dei singoli compartimenti gli anni considerati erano diversi, per lo più da 84 a 87.

scutibili. È questo un altro dei punti in cui la tavola di mortalità finora costruita per il 1921 verrà riveduta.

12. Per le età da 12 a 86 anni, che costituiscono la gran parte della tavola di mortalità, il metodo usato dall'Istituto Centrale di Statistica per la costruzione della tavola del 1921 - o, per meglio dire, per il primo tentativo finora ultimato di tale costruzione - rappresenta un perfezionamento su quello adoperato per il 1911. Nella prima parte dell'interpolazione (determinazione della classe annua centrale di ogni quinquennio) si è adottato lo stesso procedimento usato dal Bagni; ma la seconda è stata eseguita, non operando sulle probabilità di morte relative all'anno centrale dei quinquenni, come aveva fatto il Bagni, ma sulle classi annue centrali dei viventi e dei morti di detti quinquenni, ottenute dalla prima interpolazione, e si è cercato, non solo di eliminare i bruschi cambiamenti di direzione nelle curve dei viventi e dei morti, ma anche di conservare il numero dei viventi e dei morti, sia per le età centrali dei quinquenni sia per ciascuno dei quinquenni. Perciò si sono interpolate per ogni coppia di gruppi quinquennali parabole di 5° ordine che conservano le due ordinate centrali, le rispettive pendenze e le due aree corrispondenti ai numeri dei morti e viventi dei due quinquenni. Questo metodo dà luogo ad una curva sufficientemente regolare, ma è criticabile anch'esso sotto diversi punti di vista. Un primo inconveniente è che la curva che viene così costruita non conserva in realtà il numero totale dei morti e dei viventi, perchè, delle ordinate corrispondenti alle coppie dei quinquenni usate per la seconda interpolazione, vengono usufuite solo quelle intermedie alle ordinate centrali; ora la somma di tali ordinate intermedie non concorda necessariamente con la somma delle corrispondenti ordinate deducibili dalla prima interpolazione dei dati quinquennali osservati. Il totale dei dati calcolati dei morti e dei viventi venne pertanto ricondotto al totale dei morti o viventi rilevati mediante coefficienti di correzione, d'altra parte di lieve entità. Questo è in ogni modo un inconveniente che si può eliminare e verrà eliminato con una variazione del metodo. È questa un'altra ragione per la quale le curve finora costruite non sono definitive.

Un inconveniente di carattere più generale è quello che deriva dal supporre che gli errori di rilevazione, se ci sono, siano tutti interni ai gruppi e che quindi i valori per i gruppi quinquennali siano esatti. Questa ipotesi è risultata abbastanza attendibile per il 1911 e il 1921, ma cade in difetto quando si applica al 1881, perchè i dati risultanti da questo censimento erano affetti, non soltanto da errori accidentali, ma anche da errori sistematici nei quinquenni. Tale fu quello dell'arrotondamento delle età dei viventi alle unità più vicine, mentre tutti i calcoli sono stati fatti nell'ipotesi di un arrotondamento in difetto, il che ha fatto sì che tutta la popolazione apparisse più vecchia di mezzo anno; e quello dell'addensamento degli anni intorno alle età rotonde e in particolare a quelle terminanti con zero, che ha fatto sì che il gruppo quinquennale comprendente questa cifra risultasse spesso in eccesso in confronto del gruppo quinquennale precedente. Le irregolarità riscontrate nella curva di mortalità costruita sui dati del 1881 non scompaiono perciò quando a codesti dati si applica il metodo seguito per la tavola del 1921 (1).

Ad eliminare tale inconveniente si è pensato di spostare di mezzo anno le età dei viventi e di ricorrere a gruppi decennali, anzi che quinquennali, di età aventi al centro l'età terminante con lo 0. Ciò non avrebbe però condotto ancora ad eliminare tutte le influenze delle età rotonde, perchè queste si facevano sentire, per quanto in misura minore, anche sulle età terminanti con cinque. Per eliminare approssimativamente anche questa perturbazione, si è messa a profitto la circostanza che per i capoluoghi di provincia e di circondario era stata eseguita nel 1881 una classificazione di viventi per singoli anni di età. In base ad essa, e tenendo conto dei dati relativi non ai capoluoghi di provincia, ma ai soli capoluoghi di circondario, che si ritiene potessero riprodurre meglio la condizione generale del Regno, l'Istituto Centrale di Statistica ha calcolato i coefficienti di correzione per i gruppi decennali.

I risultati ottenuti con questo procedimento portano ad una curva abbastanza regolare, ma da altri punti di vista non possono

(1) I relativi diagrammi, presentati durante la lezione, non sono qui stati riprodotti per risparmio di spazio.

dirsi soddisfacenti. Si nota, ad esempio, che la gobba, la quale compare in tutte le curve di mortalità in corrispondenza delle età dai 20 ai 25 anni, scompare assolutamente nella curva per il 1881, così costruita in base a gruppi decennali, e lascia anzi luogo ad una depressione, mentre per i maschi verso il 18° anno si verifica una angolazione che non trova nessuna rispondenza nelle curve di mortalità successive.

Qui si rivela appunto il difetto delle curve di mortalità costruite su gruppi poliennali. Quando anche i metodi usati non presuppongono esplicitamente che gli errori si verifichino soltanto internamente ai singoli gruppi, essi vengono in ogni modo a prescindere dalle variazioni che il numero di casi attribuito ai singoli gruppi subisce per spostamenti da un gruppo all'altro e, d'altra parte, prescindono dalla discontinuità o dalle variazioni di direzione che le curve possono nel fatto presentare, entro i singoli gruppi, in corrispondenza di uno o più anni, venendo ad attribuire alle curve nell'interno del gruppo un andamento uniforme e generalmente anche simmetrico che può essere completamente diverso dal vero. Se si attenua il primo inconveniente cercando di riunire i gruppi in gruppi più vasti, si accentua il secondo.

In sostanza, una conclusione si deve trarre da tutto ciò, ed è che anche i metodi più perfezionati di interpolazione delle tavole di mortalità hanno dei lati notevolmente arbitrari e che veri progressi nella costruzione di dette tavole si avranno soltanto quando non sarà più necessario ricorrere ad interpolazioni più o meno giustificate, in quanto i dati saranno raccolti per i singoli anni di età. Ma questo non basta ancora: occorre che i dati per singoli anni siano esatti, che siano cioè evitati gli errori nelle dichiarazioni di età dei viventi e dei morti. A tal fine l'Istituto Centrale di Statistica, che già dal 1927 ha cominciato a chiedere l'età dei morti per singoli anni di età, chiederà, a partire dal prossimo anno, oltre che l'età, anche la data di nascita in anni, mesi e giorni, ed uguale sistema seguirà nel prossimo censimento per i viventi.

Questa conclusione, se è confortante per il futuro, non lo è di molto per le tavole di mortalità del passato, ma per il momento non è possibile fare, nè dire, di più.

13. L'Istituto Centrale di Statistica, allo scopo di ottenere, per quanto è possibile, la comparabilità dei dati, si è assunto anche il compito di ricostruire le precedenti tavole di mortalità coi metodi usati per quelle del 1921. Nei due diagrammi qui riprodotti (Quadri XI e XII), uno per i maschi, l'altro per le femmine, sono rappresentate le curve corrispondenti alle tavole di mortalità per il 1921, il 1911 e il 1901, ottenute con lo stesso metodo basato su gruppi quinquennali, e per il 1881 con lo stesso metodo, ma basato su gruppi decennali, dopo di avere spostato di mezzo anno, per le ragioni suesposte, l'età dei viventi.

Le curve relative alle femmine sono sempre concentriche, mentre per i maschi le irregolarità sono scomparse quasi tutte, salvo l'eccesso di mortalità nel 1921 in confronto del 1911 per le età dai 18 ai 26 anni, eccesso imputabile, verosimilmente, almeno in parte, agli effetti della guerra.

In tutte le curve eccetto, come è stato già osservato, in quella del 1881, in cui sono eseguiti i calcoli per decenni, si nota un'elevazione della mortalità dai 20 ai 25 anni. In corrispondenza di questo intervallo la curva di mortalità dei maschi presenta un massimo che manca per le femmine; sicchè è lecito supporre che il fenomeno sia una caratteristica del sesso maschile, attribuibile forse al fatto che in queste età i giovani si svincolano dalla famiglia ed entrano nella vita libera. Non è da escludersi che ad un'accentuazione di queste influenze sia pure in parte imputabile l'acuirsi del fenomeno nel 1921. Disponendo soltanto di dati quinquennali, è impossibile stabilire l'età precisa alla quale il rincrudimento della mortalità raggiunge il massimo e in generale la forma che la curva della mortalità assume nell'interno del quinquennio. Non vi sarebbe da meravigliarsi se i dati annuali di cui si disporrà per le tavole del 1931 portassero a rettificare l'andamento della curva, quale appare dalle tavole del 1921, 1911, 1901.

Meglio che dal confronto di queste curve, le differenze e i progressi della mortalità dall'una all'altra tavola si rilevano dalle differenze delle probabilità di morte per i singoli anni. Sono stati perciò costruiti anche diagrammi che rappresentano le differenze

assolute e relative (1) delle probabilità di morte alle diverse età tra l'uno e l'altro censimento basandosi anche per questi diagrammi sulle tavole di mortalità ricostruite con metodo uniforme dall'Istituto Centrale di Statistica.

Le curve (2) presentano un andamento che permette di cogliere qualche regolarità.

Una regolarità è, per esempio, che il vantaggio massimo si sia sempre conseguito nelle età infantili e puerili; in corrispondenza di queste età, le curve in questione presentano infatti dei massimi. Per i primissimi periodi della vita, invece, i diagrammi manifestano progressi minori, verosimilmente per l'importanza maggiore che per queste età esercitano i caratteri costituzionali, meno influenzabili dall'ambiente e dalle cure mediche. Un minore progresso della sopravvivenza si osserva pure regolarmente in corrispondenza al gruppo di età di 15-20 anni o a quello di 20-25 anni; abbiamo veduto anzi che, in corrispondenza del secondo gruppo, il 1921 segna un regresso rispetto al 1911 per quanto concerne i maschi. Vantaggi notevoli si hanno infine per le età mature con oscillazioni che, per il loro andamento ondulatorio spesso regolare, fanno sospettare la presenza di fattori sistematici di perturbazione.

(1) Secondo il procedimento usuale, se le probabilità di morte inerenti a una stessa età sono in due epoche diverse q e q' , la differenza relativa si ha dividendo la differenza assoluta $q' - q$ per q (considerando quest'ultima come normale fra le due probabilità). La circostanza che il valore della probabilità q non può superare il limite 1, rende però necessario introdurre al denominatore di quel rapporto un coefficiente di correzione. Si può dimostrare, in generale, che, se un carattere assume in due eventualità i valori a ed a' , e si riguarda a come valore normale, il coefficiente di correzione da introdurre al denominatore di $\frac{a' - a}{a}$ per valutare giustamente la differenza relativa è $\frac{L - a}{L}$, essendo L il limite superiore dei valori del carattere. Perciò, nel nostro caso, il coefficiente di correzione sarà $(1 - q)$, e la formula che dà la differenza relativa sarà $\frac{q' - q}{q(1 - q)}$.

(2) Tali curve, che qui non si riproducono, sono state mostrate all'uditorio durante la lezione. Per le differenze relative, esse sono state costruite applicando la formula di cui alla nota precedente.

Quanto alle età senili, le curve indicherebbero un progresso dal 1901 al 1911 e dal 1911 al 1921, mentre nel periodo 1881-1901 si sarebbe perduto terreno, ma abbiamo già detto come le probabilità di morte che si riferiscono a queste età non meritino alcuna fiducia.

14. Si può dire così concluso il commento dei risultati comparativi delle successive tavole di mortalità italiane. Ma non è finito lo studio di queste. Le conclusioni, a cui finora si è giunti, incitano anzi a proseguire e ad approfondire le indagini, con la speranza di circoscrivere il campo degli errori e di trarre dalla esperienza passata utili indicazioni sul modo più efficace per organizzare le rilevazioni e classificazioni dei morti e preordinare fin d'ora le rilevazioni e classificazioni dei viventi in vista del censimento del 1931.



Corporate Heritage
& Historical Archive

DIAGRAMMA COMPARATIVO DELLE TAV. DI MORTALITA' 1921

— MASCHI FEMMINE

VIII

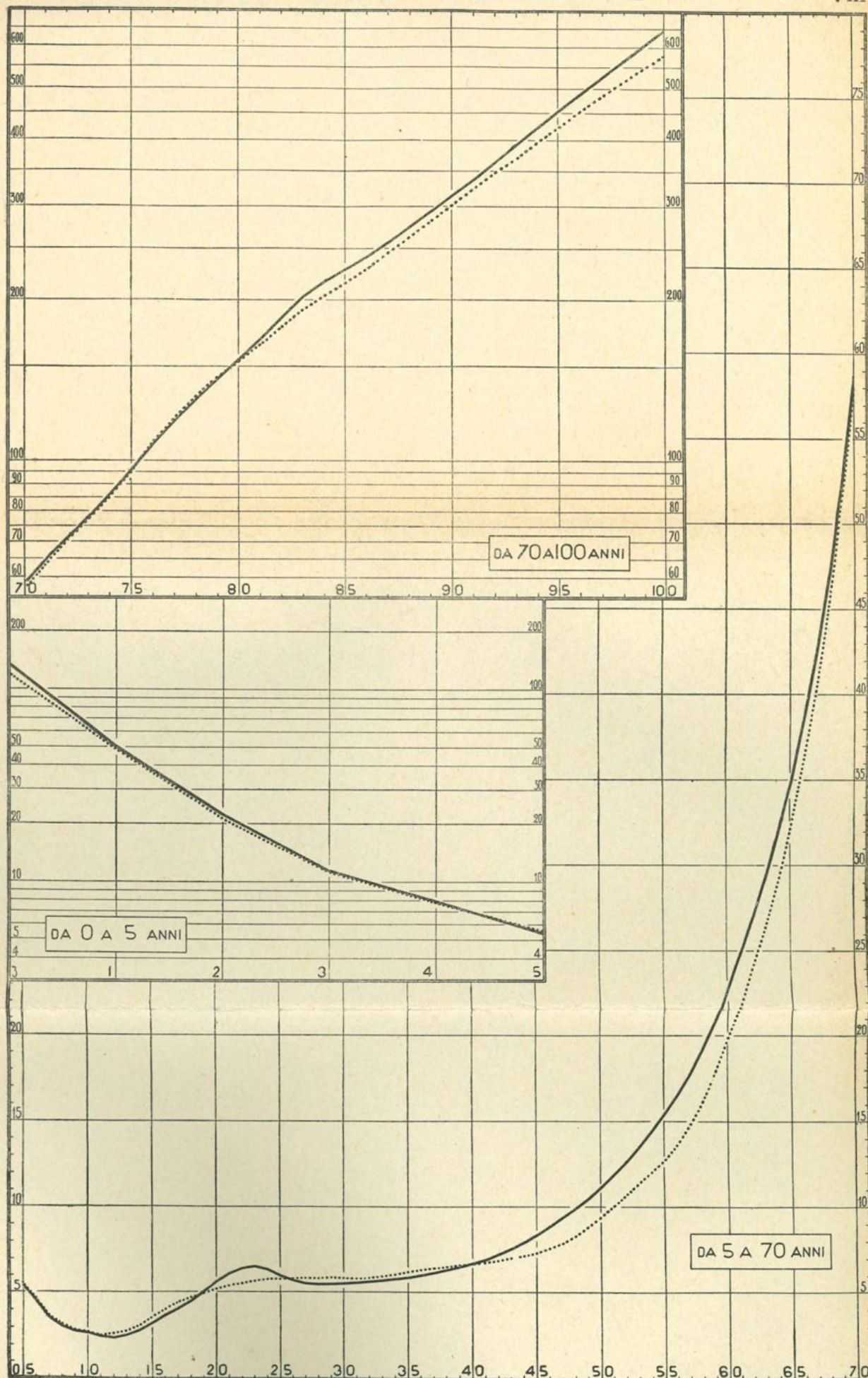


DIAGRAMMA COMPARATIVO DELLE TAV. DI MORTALITÀ ITALIANE

MASCHI 1881 PEROZZO 1901 BENEDEUCE 1911 BAGNI 1921 ISTIT. CENTR. DI STATISTICA IX

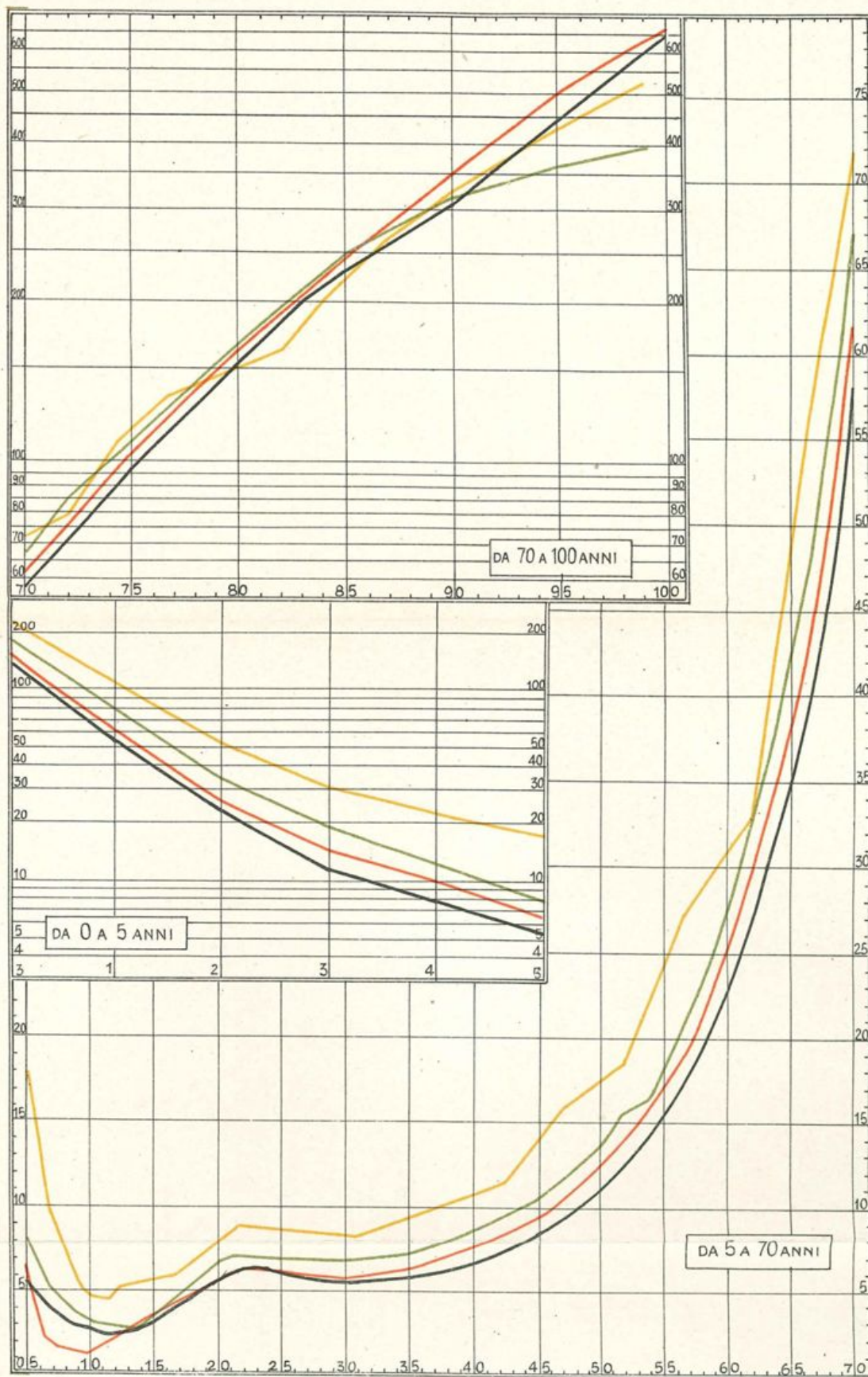


DIAGRAMMA COMPARATIVO DELLE TAV. DI MORTALITA' ITALIANE

FEMMINE 1881 1901 1911 1921
PEROZZO BENEDEUCE BAGNI ISTIT. CENTR. DI STATISTICA

X

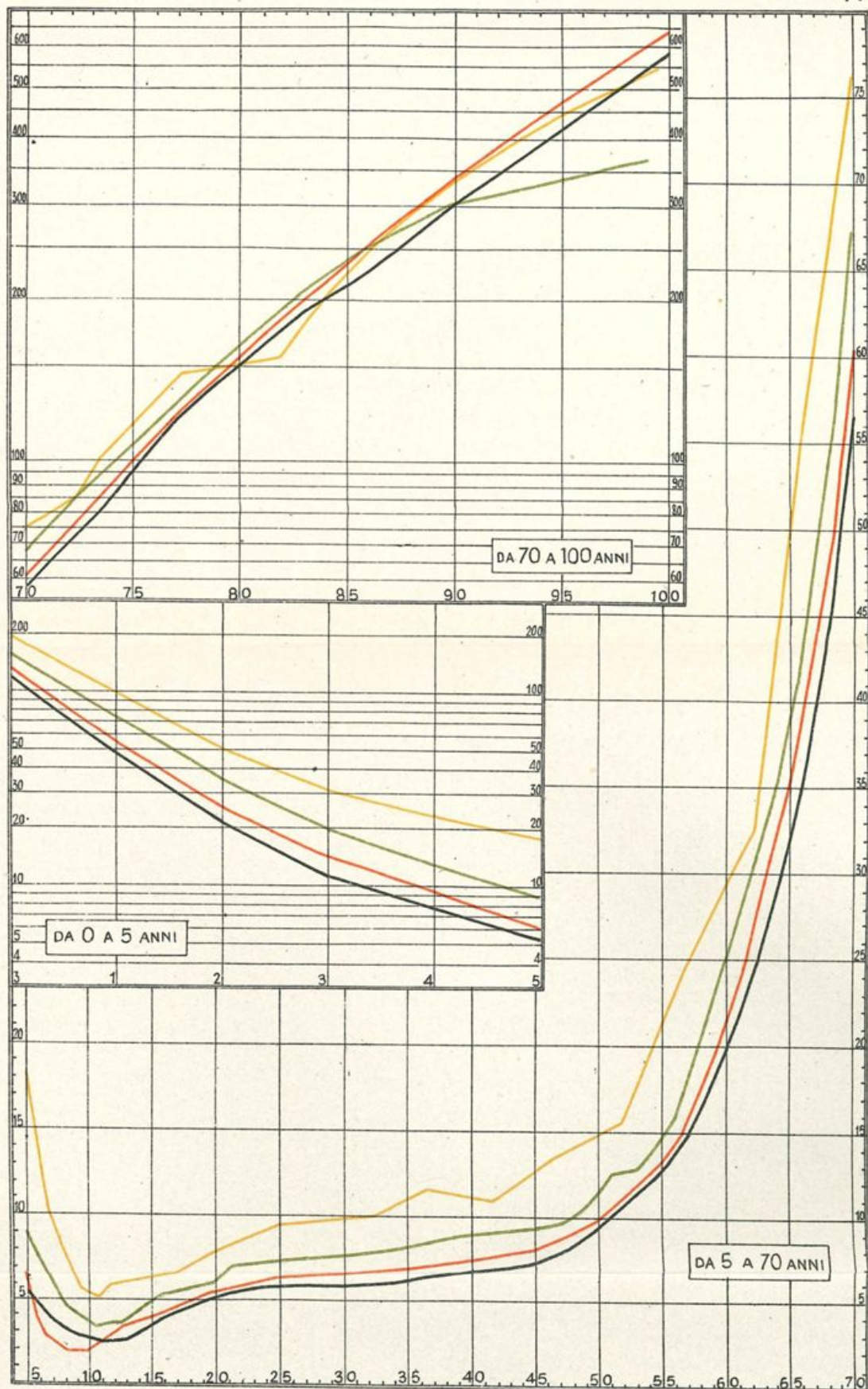


DIAGRAMMA COMPARATIVO DELLE TAV. DI MORTALITÀ ITALIANE COSTRUITE DALL'ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA

MASCHI 1881 1901 1911 1921 XI

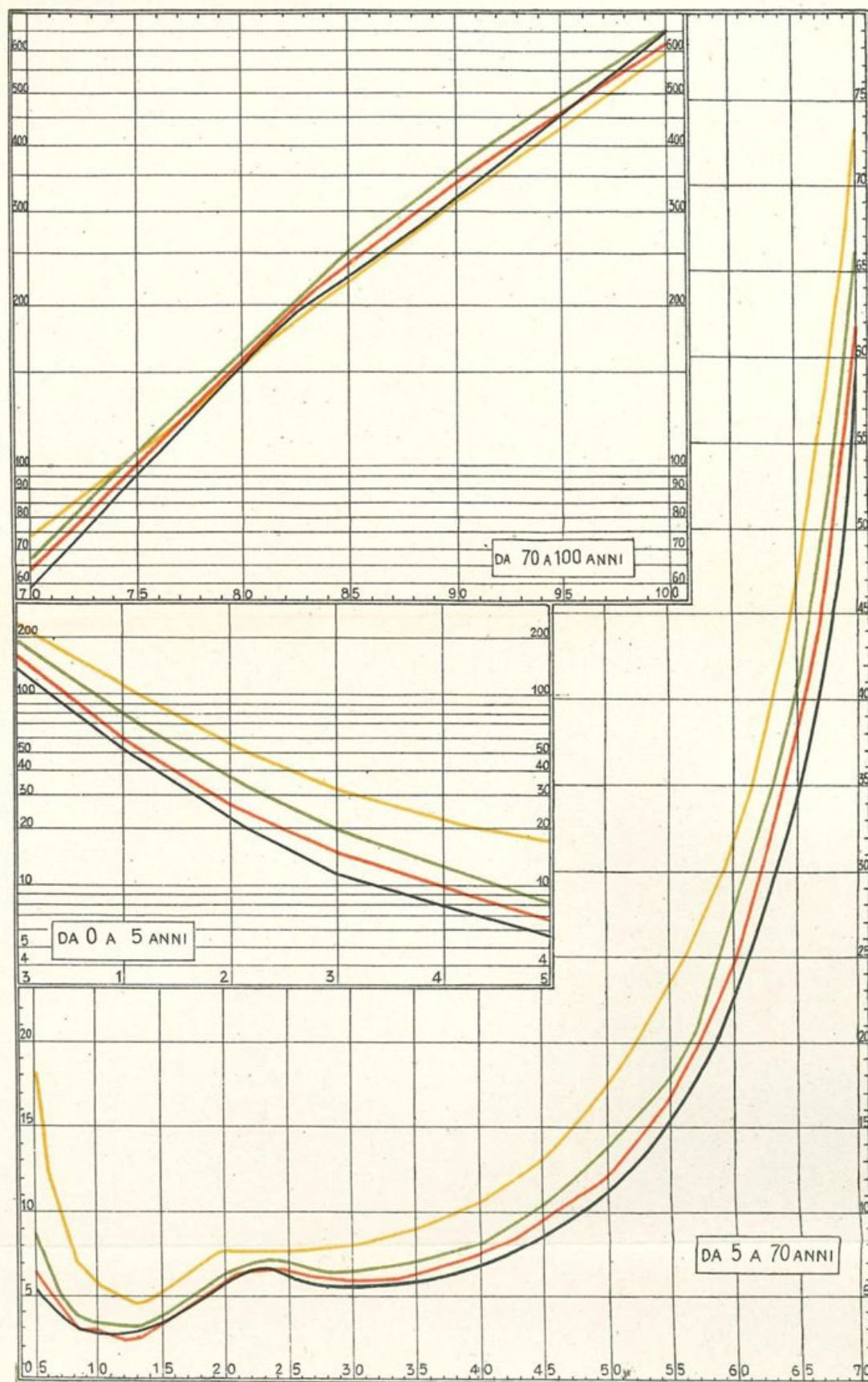
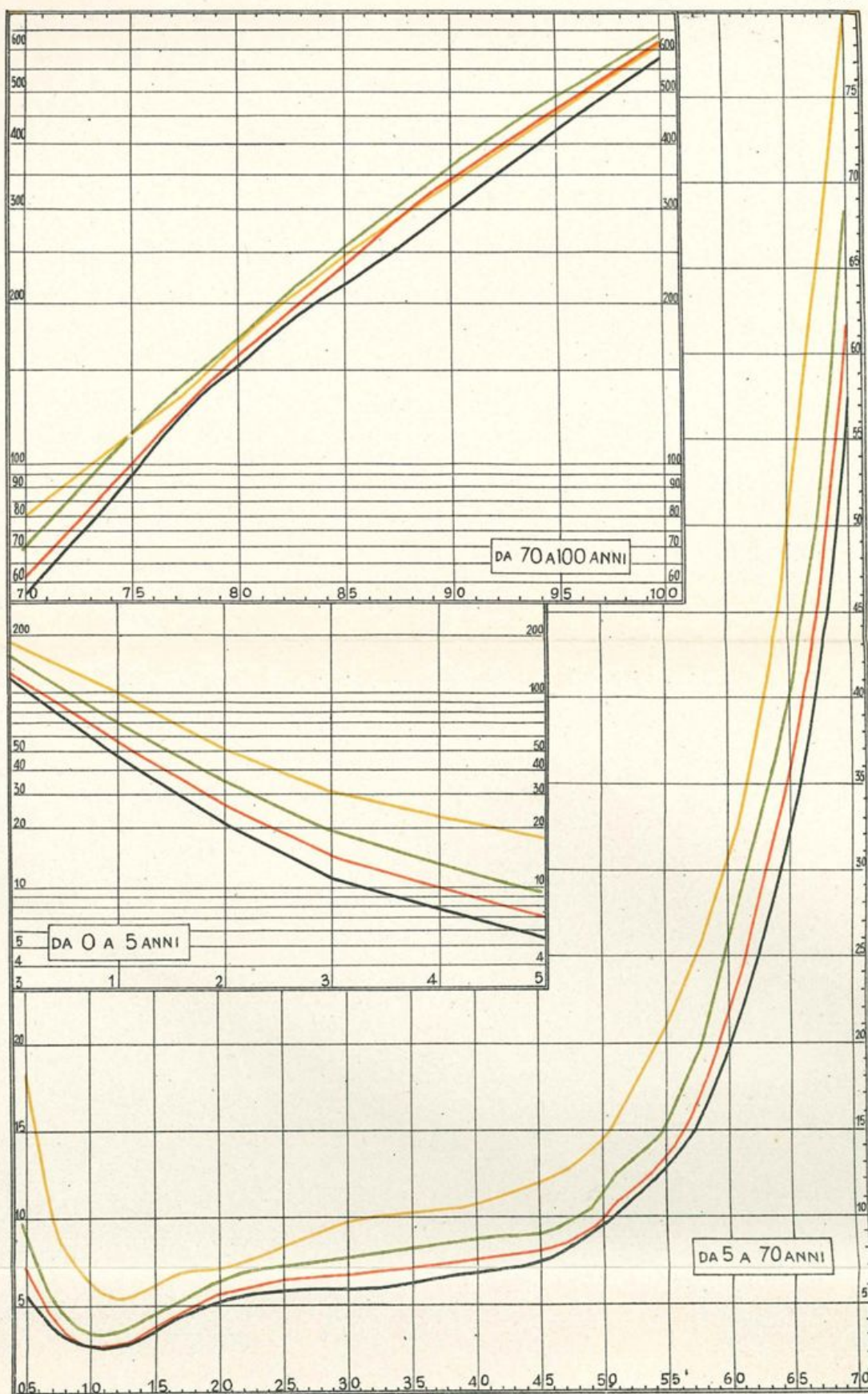


DIAGRAMMA COMPARATIVO DELLE TAV. DI MORTALITÀ ITALIANE

COSTRUITE DALL' ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA

FEMMINE 1881 1901 1911 1921

XII



Corporate Heritage
& Historical Archive



TENDENZE ATTUALI NELLA COMPOSIZIONE PER ETÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA

(Conferenza del prof. Felice Vinci) (*).

1. Le previsioni scientifiche sono ipotetiche; ma, quando sono subordinate ad ipotesi troppo lontane dalla realtà, sono anche inutili.

Parecchi metodi sono stati escogitati per la previsione dell'ammontare e della composizione per età della popolazione di un dato territorio; ma, purtroppo, il più attendibile non può ancora prescindere dall'ipotesi che sia nullo il movimento migratorio esterno. È il metodo ultimamente applicato da alcuni statistici inglesi (Greenwood, Bowley ecc.), e del quale recentemente è stata data una corretta formulazione teorica (1).

In base ad una distribuzione di censiti, ad es., al 31 dicembre 1927, è chiaro che i viventi, ad es., al 31 dicembre 1937 in età inferiore all'intervallo tra le due date, ossia a 10 anni, dovranno ancora nascere, e, prescindendo dal movimento migratorio esterno, saranno dati dai loro sopravvivenuti alla fine del 1937, ossia dal numero dei nati in ogni istante compreso tra le due date moltiplicato per il saggio rispettivo di sopravvivenza alla fine del 1937; mentre i viventi alla fine del 1937 in età eguale o maggiore di 10 anni, sempre a prescindere dalle migrazioni esterne, saranno dati dalla frazione dei censiti alla fine del 1927 che sopravviverà alla

(*) Tenuta il giorno 25 maggio 1928.

(1) Cfr. F. P. CANTELLI, *Intorno alla risoluzione di un problema demografico*, in « Atti della Regia Accademia delle Scienze di Torino », vol. LXII, 1927.

Sulle applicazioni del GREENWOOD, BOWLEY ecc., cfr. il nostro studio: *Previsioni demografiche*, in « Studi del Laboratorio di Statistica del Regio Istituto Superiore di Scienze economiche e commerciali di Venezia », n. I, 1927,

fine del 1937, ossia dai gruppi di censiti a successive età precise moltiplicati per il saggio rispettivo di sopravvivenza alla fine del 1937.

La somma di queste due classi di sopravvivenenti fornirà la popolazione totale alla fine del 1937.

2. Non è difficile applicare codesto metodo a distribuzioni di censiti per successive età *intere*, quali potrebbero approssimativamente desumersi dai censimenti a mezzo di opportuni procedimenti interpolatori; a gruppi *annuali* di nati, quali sono correttamente forniti dagli Uffici centrali di statistica; a saggi di sopravvivenza relativi ad età *intere*, quali sono usualmente ricavati dai saggi annuali di mortalità. Ma poichè, per scopi di previsione, quei gruppi di nati e quei saggi di sopravvivenza riguardano tempi futuri, ognuno vede quanto sia ardua la determinazione statistica di quei due elementi.

Comunque, tale determinazione non potrebbe non essere fondata sull'esperienza passata, ed i risultati del metodo potrebbero essere accolti nell'ipotesi ammessa che in futuro fosse nullo il movimento migratorio esterno.

Ora è indubbio che le emigrazioni, riguardando in generale gli elementi fisicamente più validi — anche per la selezione, a cui sono generalmente sottoposti specie nei paesi di immigrazione — tendono ad abbassare in questi ultimi i saggi di mortalità corrispondenti alle età produttive e ad innalzarli nei paesi di emigrazione.

D'altra parte il flusso migratorio, essendo generalmente costituito dagli elementi più fecondi della popolazione, tende ad innalzare il saggio di natalità nei paesi di immigrazione e ad abbassarlo in quelli di emigrazione; e poichè, per circostanze note, l'alta natalità generalmente si accompagna ad alti saggi di mortalità infantile e la bassa natalità a bassi saggi, ne viene che l'emigrazione tende pure ad innalzare la mortalità infantile nei paesi di immigrazione e ad abbassarla nei paesi di emigrazione.

Pertanto, nei paesi a notevole flusso migratorio esterno, è poco coerente l'ammissione che, da una parte, sia nullo in futuro quel flusso migratorio e che, d'altra parte, il numero futuro di nati ed i futuri sopravvivenenti possano calcolarsi in base all'andamento

passato delle nascite e dei saggi di mortalità, necessariamente influenzati dall'esistenza di quel notevole flusso.

3. Il metodo esposto non è un innocente trastullo di studiosi, ma si propone di corrispondere al bisogno, che i governanti e gli uomini d'affari sentono, di conoscere le *tendenze* dei più importanti aspetti quantitativi delle popolazioni: il loro ammontare e la loro composizione per età.

Formulando previsioni relative ad anni futuri, i demografi hanno sinora tentato invano di soddisfare correttamente tale bisogno; ma è indubbio che, se si fossero proposti il problema più semplice di aggiornare annualmente, con criteri razionali e sistematici, la popolazione accertata nell'ultimo censimento, non solo nel suo ammontare totale — come già fanno —, ma anche nella sua composizione per età, avrebbero avuto modo di profittare dei dati del movimento della popolazione, che annualmente si pubblicano in tutti i paesi civili, e di scoprire completamente quelle tendenze, nel senso e nella misura in cui si vanno già *attuando*.

È questo il problema, che ci proponiamo di affrontare per il nostro paese.

4. L'ultimo censimento del 1° dicembre 1921 ha, tra l'altro, dimostrato che la distribuzione per età della nostra popolazione non presenta per il sesso maschile — almeno rispetto alla forma prebellica — quella depressione alle età di 22-45 anni circa, che si nota principalmente in Francia ed in Germania per l'assottigliamento delle generazioni direttamente falciate dalla guerra. Tale depressione è stata da noi completamente mascherata dalla mancata emigrazione e dai rimpatri avvenuti negli anni di guerra (vedasi fig. 1).

Si nota, invece, per i due sessi una profonda depressione in corrispondenza ai gruppi in età di 3-7 anni circa, provenienti dai nati di guerra. Codesta depressione ha dato luogo all'apparente paradosso che la proporzione degli individui in età economicamente attiva dal 1911 al 1921 è sensibilmente cresciuta. Ma in altra occasione abbiamo già notato (1) che non è da escludere

(1) Cfr. *Previsioni demografiche*, op. cit., p. 21.

che fra pochi anni codeste proporzioni possano, a parità di circostanze, subire improvvise perturbazioni: infatti la depressione osservata in quel censimento del 1921 dal terzo al settimo anno d'età procederà, in proporzioni più o meno attenuate, attraverso le classi successive d'età sino alla estinzione dei nati di guerra, determinando anche variazioni nei gruppi futuri di nati e di morti e nei relativi saggi.

D'altra parte, in questi ultimi anni abbiamo assistito ad una netta tendenza alla diminuzione del numero annuale dei nati e del flusso emigratorio (vedasi fig. 2, dove i cerchietti corrispondono a valori provvisori); ond'è di sommo interesse esaminare quale influenza tutto questo concorso di circostanze abbia già esercitato, non solo sull'ammontare, ma anche sulla composizione per età della nostra popolazione.

5. Riguardo ai primi cinque anni d'età, è da escludere per il nostro paese, specie nel dopoguerra, l'esistenza di sensibili correnti migratorie esterne; e quindi è possibile ottenere per quelle prime età, con sufficiente approssimazione, i gruppi di viventi a mezzo del confronto dei morti con i nati od anche con i censiti.

Poichè i dati definitivi più recenti del movimento della popolazione del nostro paese sono quelli del 1925, l'aggiornamento per quelle prime età non può estendersi oltre cotesto anno.

I dati disponibili per le nascite e le morti sono: a) le nascite annuali a cominciare dal 1918, posto che le nascite negli anni precedenti sono incomplete e difficilmente integrabili (1); b) le distribuzioni per anni d'età dei morti nel 1919 e negli anni successivi, posto che le statistiche dei morti negli anni di guerra sono poco utilizzabili per varie ed intuitive ragioni.

Poichè, infine, le nostre statistiche demografiche solo nel 1924 hanno potuto estendersi ai nuovi confini del Regno, abbiamo dovuto limitare l'analisi agli antichi confini.

(1) Per le nascite del 1918 abbiamo ammesso che i 323.707 maschi e le 311.556 femmine, nati in Italia nel 1918, si siano ripartiti proporzionalmente fra loro i 15.090 nati d'ambo i sessi, accertati a calcolo nei 202 comuni che non fornirono notizie.

Il metodo, che abbiamo seguito in quei confronti, tien conto della natura del materiale disponibile, specie riguardo alle distribuzioni dei morti, che per il nostro paese — come per la maggioranza dei paesi civili — si posseggono solo per anni d'età e non anche per anni di nascita; ed ha dovuto anche superare la difficoltà derivante dal fatto che, cominciando con i nati del 1918, quei confronti ci forniscono solo i viventi al 31 dicembre del 1921 e del 1922 nei primi due anni d'età, al 31 dicembre del 1923 e del 1924 nei primi tre anni d'età, al 31 dicembre 1925 nei primi quattro anni.

Senonchè i risultati ottenuti ci hanno consentito di fare un rilievo di grande interesse, anche ai fini di una corretta integrazione di essi. Riportando al 31 dicembre e correggendo opportunamente i dati del censimento del 1° dicembre 1921 (1), il confronto tra i censiti nei primi due anni d'età ed i viventi corrispondenti, da noi calcolati, mette in luce nei primi una differenza complessiva in meno di 153.236 persone d'ambo i sessi.

Questa lacuna era ben da prevedere, presentandosi in maggiore o minore proporzione in tutti i censimenti per cause notissime, principalmente da attribuire all'ignoranza di vaste categorie di censiti, che omettono di denunciare i figliuoli in tenera età.

I nostri calcoli ci permettono ancora di affermare che la lacuna è più piccola nel secondo che nel primo anno d'età, e che già nel terzo anno d'età i dati del censimento possono considerarsi attendibili (2).

(1) Il calcolo è stato eseguito, ripartendo proporzionalmente tra ogni gruppo d'età, censito al 1° dicembre 1921, la differenza tra la popolazione totale censita e quella calcolata al 31 dicembre 1921. Poichè l'Istituto centrale di statistica ha recentemente calcolato con più corretti criteri la popolazione nei nuovi confini al 31 dicembre 1921, su quella valutazione relativa agli antichi confini abbiamo eseguito preliminarmente una correzione proporzionale. Con lo stesso criterio di proporzionalità si sono ripartiti — come d'uso — i gruppi d'età ignota tra quelli d'età nota.

(2) I censiti d'ambo i sessi a 2-3 anni d'età a fine d'anno 1921, ossia provenienti dai nati del 1919, sono 633.260; e già dai nostri calcoli si rileva che i sopravvissuti della generazione del 1919 ad 1 anno preciso d'età sono 663.170. Togliendo da codesta cifra i morti nel 1920 e del 1921, provenienti dalla stessa generazione, che non si possono valutare a meno di 40.000, quei

È quindi possibile completare correttamente sino alla fine del 1925 i nostri calcoli dei viventi nei primi cinque anni d'età, fondandoci sui censiti da due a cinque anni (1).

I risultati sono riportati nella seguente tabella e nella fig. 3, le quali dimostrano che gli effetti della depressione bellica delle nascite, osservati dal 1921 in poi nei primi cinque anni d'età, hanno colpito tre gruppi annuali nel 1921, due gruppi nel 1922, un gruppo nel 1923 e sono spariti completamente nel 1924. Ma è sopraggiunta una diminuzione sistematica nelle nascite, diminuzione già così notevole che — malgrado l'abbassamento dei saggi di mortalità (2) — dà luogo dal 1924 al 1925 ad una diminuzione complessiva di 1,02 per cento della popolazione nel primo quinquennio d'età (da 2 milioni e 391 mila a 2 milioni e 365 mila pei maschi, e da 2 milioni e 303 mila a 2 milioni e 281 mila per le femmine).

censiti a 2-3 anni d'età avrebbero dovuto ammontare a circa 623.170, risultato che è persino inferiore, sebbene di poco, a quello del censimento.

(1) Cfr. l'Appendice I.

(2) Col procedimento usato dal MORTARA (*La salute pubblica in Italia durante e dopo la guerra*, Bari, Laterza, 1925, p. 171), abbiamo calcolato i seguenti saggi di mortalità:

ETÀ	1922		1923		1924		1925	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
0	0,13385	0,11907	0,13278	0,12041	0,13242	0,11744	0,12428	0,11219
1	0,04483	0,04256	0,04981	0,04893	0,04395	0,04569	0,05013	0,04901
2	0,02319	0,02202	0,01790	0,01752	0,01668	0,01711	0,02013	0,01947
3	0,01182	0,01135	0,01191	0,01188	0,00981	0,00993	0,01077	0,01073
4	0,00798	0,00765	0,00723	0,00760	0,00784	0,00820	0,00696	0,00735
0-4	0,05630	0,05098	0,04965	0,04842	0,04663	0,04341	0,04533	0,04208

Ci sembra che essi possano sostituire utilmente quelli riportati nel prospetto XLIX dell'ultimo fascicolo (1925) del *Movimento della popolazione*, edito dal nostro Istituto centrale di statistica; anche perchè i nostri saggi considerano separatamente i due sessi e non sono ricavati da rapporti tra viventi negli antichi confini e morti nei nuovi confini.

ETÀ	1921		1922		1923		1924		1925	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine

NATI NELL'ANNO

0	574.292	544.052	577.700	549.774	567.125	540.380	558.512	529.802	549.646	523.161
---	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

VIVENTI AL 31 DICEMBRE

0-1	522.683	500.385	526.149	506.135	516.924	497.000	509.207	488.321	504.105	484.031
1-2	492.685	472.472	483.691	466.565	485.619	469.858	478.921	462.800	471.450	454.732
2-3	322.960	310.800	477.932	459.046	469.546	453.189	472.841	457.067	464.338	449.059
3-4	255.196	245.939	317.287	305.104	470.785	452.276	463.310	447.047	465.521	450.152
4-5	270.528	262.039	252.667	243.601	314.249	302.128	466.625	448.172	459.199	443.002
0-5	1.864.052	1.791.135	2.057.726	1.980.451	2.257.123	2.174.451	2.390.904	2.303.407	2.364.613	2.280.976

Si dice che la diminuzione delle nascite sia generalmente mascherata dalla diminuzione della mortalità infantile; ma, purtroppo ciò non pare sia accaduto in Italia nel periodo considerato.

6. Dal sesto anno d'età in poi il metodo precedente non è utilizzabile, a causa delle correnti migratorie esterne, a queste età sempre notevoli nel nostro paese. Nè, d'altra parte, si posseggono attendibili ripartizioni per età degli emigrati e dei rimpatriati.

I dati, di cui per codeste età possiamo disporre, sono i seguenti:

a) Le valutazioni, fatte dall'Istituto centrale di statistica dal 31 dicembre 1921 al 31 dicembre 1925, della popolazione totale del nostro paese. Aggiungendo ad esse i 153.236 individui, approssimativamente mancanti dal censimento 1921, e ricavando le valutazioni corrispondenti negli antichi confini in base all'ipotesi che esse stiano a quelle dei nuovi confini nella proporzione accertata al 1° dicembre 1921, abbiamo ottenuto i seguenti dati:

	Popolazione nei nuovi confini (compresa Fiume)		Popolazione negli antichi confini
	corretta dall'Isti- tuto centrale di statistica (a)	corretta definitivamente (a) + 153.236	
1 dicembre 1921	38.755.576	38.908.812	37.296.122 (1)
31 » 1921	38.790.000	38.943.236	37.328.713
» » 1922	39.136.000	39.289.236	37.660.368
» » 1923	39.401.000	39.554.236	37.914.382
» » 1924	39.693.000	39.846.236	38.194.276
» » 1925	40.064.000	40.217.236	38.549.895

(1) Questa cifra è stata ottenuta aggiungendo al dato del censimento (37.142.886) i 153.236 individui in età 0-2 anni che sfuggirono al censimento. Le cifre successive della stessa colonna sono state ottenute nella ipotesi che la proporzione della popolazione accertata al 1° dicembre 1921 nei nuovi confini rispetto agli antichi sia rimasta immutata.

Poichè in quelle valutazioni l'Istituto centrale non considera distintamente i due sessi, ammetteremo che la composizione per sesso accertata nel censimento del 1921 non sia sensibilmente variata negli anni successivi. È però da augurarsi che l'Istituto centrale rispetti per il futuro codesta distinzione, che del resto già si possiede pei nati e pei morti: si tratterebbe solo di distinguere per sesso anche gli emigrati ed i rimpatriati.

Sottraendo infine da quei risultati i gruppi già calcolati a 0-5 anni d'età, si ottiene la popolazione negli antichi confini dal sesto anno d'età in poi, dal 31 dicembre 1921 al 31 dicembre 1925.

b) I morti negli antichi confini dal 1922 al 1925, ripartiti per età e convenientemente corretti — come già i censiti — per l'eliminazione del gruppo d'età ignote (1).

(1) Abbiamo applicato il procedimento già seguito dal BAGNI per il calcolo delle ultime tavole di mortalità italiane (« Annali di statistica », Serie V, vol. 10). Le seguenti percentuali di ripartizione dei gruppi di età ignota, da noi adottate, sono state calcolate in base ai morti nel biennio 1921-22:

ETÀ	40-45	45-50	50-55	55-60	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-100	100-∞
MASCHI. .	0,02	0,21	1,41	5,85	13,83	16,49	20,85	19,98	13,87	5,85	1,41	0,21	0,02
FEMMINE.	0,03	0,34	1,73	6,36	12,44	15,47	20,90	19,69	14,57	6,36	1,73	0,34	0,03

Ecco i dati completi, raccolti per medie di due anni consecutivi, e, dopo il quinto anno d'età, per gruppi decennali:

ETÀ	NUMERO DI MORTI NELLA MEDIA DEGLI ANNI					
	1922-23		1923-24		1924-25	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
0-5	115.280	101.566	113.849	101.835	111.331	99.518
5-15	11.118	11.400	10.329	10.487	10.529	10.540
15-25	16.627	16.918	16.296	17.416	16.251	17.689
25-35	13.294	16.515	13.595	16.556	14.283	16.583
35-45	13.619	14.930	13.625	14.852	14.515	15.121
45-55	19.232	16.456	19.421	16.340	20.581	16.803
55-65	32.157	28.507	32.002	27.476	33.445	28.034
65-75	50.879	49.906	50.015	47.554	52.112	48.899
75-85	45.898	47.277	45.069	45.351	47.228	47.156
85-∞	10.143	11.711	9.529	11.143	10.074	11.913
TOTALE . . .	328.247	315.186	323.730	309.010	330.349	312.256

c) I saggi medi annuali di mortalità nel 1911 e nel 1921-22. Calcolando per il 1921-22 i saggi relativi all'anno centrale di ogni quinquennio d'età a mezzo del confronto tra i morti nella media annua del 1921-22 e gli esposti a fine d'anno 1921, abbiamo altrove (1) ricavato la persuasione che nel 1921-22, dopo la guerra e le note epidemie, la mortalità abbia in generale ripreso il suo normale andamento decrescente, tranne che per talune età e particolarmente per i maschi intorno al ventesimo anno d'età.

Per codesto gruppo, infatti, notavamo una stasi, cagionata dal fatto che esso, mentre risentì gli effetti diretti della guerra,

(1) Cfr. F. VINCI, *Lezioni di statistica demografica*, Padova, Cedam, 1927 e *Previsioni demografiche*, cit., n. 4 e Appendice.

non potè avvantaggiarsi, almeno nella misura delle età successive, delle schiere più valide degli emigrati mancati.

Calcolando, adesso, dal sesto anno d'età in poi i saggi medi decennali per lo stesso periodo — ricavati dal rapporto tra i morti nella media annua del 1921-22 ed i censiti riportati al 31 dicembre 1921 —, e comparandoli con quelli corrispondenti del 1911 — ricavati dal rapporto tra i morti nel 1911 ed i censiti riportati al 30 giugno 1911 — abbiamo ottenuto risultati, che, a causa dell'ampiezza delle classi d'età considerate, ci rivelano una diminuzione generale di quei saggi, solo fortemente attenuata per i maschi compresi nel decennio d'età 15-25 anni.

Malgrado la diversa attendibilità dei censimenti, da cui sono stati ricavati, non crediamo che questi risultati possano essere sensibilmente affetti da errori.

E T À	Censiti al 30 giugno 1911 (a)		Morti nel 1911 (b)		Saggi medi (b):(a)		Censiti al 31 dicembre 1921 (a)		Morti nella media 1921-22 (b)		Saggi medi (b):(a)	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
0-5	2.205.378	2.124.132	148.905	136.469	—	—	1.864.052	1.791.135	115.157	100.098	—	—
5-15	3.786.002	3.663.374	15.397	16.084	0,00407	0,00439	4.134.065	3.993.019	12.926	13.070	0,00313	0,00327
15-25	2.962.924	3.205.234	16.626	19.285	0,00561	0,00602	3.412.250	3.505.510	17.322	17.144	0,00508	0,00489
25-35	2.160.719	2.463.403	14.615	18.620	0,00676	0,00756	2.465.992	2.832.276	13.807	16.569	0,00560	0,00585
35-45	1.821.293	1.971.336	15.219	16.916	0,00836	0,00858	2.079.752	2.257.819	13.915	14.968	0,00669	0,00663
45-55	1.656.268	1.725.333	21.372	18.989	0,01290	0,01101	1.759.742	1.799.788	19.309	16.698	0,01097	0,00928
55-65	1.318.615	1.359.244	34.064	31.476	0,02583	0,02316	1.442.774	1.474.709	32.718	29.168	0,02268	0,01978
65-75	817.864	834.053	52.313	53.063	0,06396	0,06362	892.308	915.596	50.970	51.061	0,05712	0,05577
75-85	270.296	277.528	44.842	46.116	0,16590	0,16617	310.881	322.996	46.208	48.103	0,14864	0,14893
85-∞	30.892	34.926	10.653	11.787	0,34485	0,33749	33.089	40.960	10.221	11.882	0,30889	0,29008
TOTALE .	17.030.251	17.658.563	374.006	368.805	—	—	18.394.905	18.933.808	332.553	318.761	—	—

7. Ciò posto, se — seguendo le vedute del KNIBBS (1) — ammettessimo che ognuno di codesti saggi medi dopo il 1921-22 sia annualmente diminuito nella stessa proporzione che si è osservata dal 1911 al 1921-22, applicando la formula dell'interesse composto (negativo) determineremmo per extrapolazione i saggi medi negli anni successivi; quindi, dividendo il numero dei morti in un dato intervallo di tempo e di età per il saggio corrispondente allo stesso intervallo di tempo e di età, otterremmo risultati che, per il modo come i saggi sono stati ricavati, corrisponderebbero ai viventi nell'istante centrale di quell'intervallo di tempo ed alle medesime età. Ad es., dividendo i maschi morti a 5-15 anni d'età nella media del 1922-23 per il saggio medio maschile di mortalità corrispondente ai morti medesimi e ricavato per extrapolazione dai saggi medi calcolati come alla lettera c) del numero precedente, si avrebbero i maschi viventi al 31 dicembre 1922 in età 5-15 anni.

Codesta ammissione sarebbe, però, piuttosto semplicista:

1° perchè è da temere un comportamento diverso in alcuni gruppi d'età;

2° perchè è da supporre che ogni anno si presenti con una sua particolare fisionomia, che influisca sulla mortalità di tutti i gruppi d'età.

Quanto a 1°, non crediamo sia da preoccuparsi del gruppo d'età 5-15 anni, potendosi ritenere che, se da una parte nel periodo considerato in esso ha avuto luogo un continuo ingresso di nati di guerra, — che tenderebbe a diminuire il peso dei più alti saggi annuali corrispondenti ai primi anni del gruppo medesimo ed a rendere quindi più rapida la diminuzione del saggio decennale — d'altra parte tale influenza trova rispondenza nell'ammessa costanza del quoziente annuo di diminuzione, anzichè nella riduzione di esso, forse più conforme ad un gruppo d'età ormai generalmente ritenuto poco suscettibile di ulteriori notevoli progressi nei riguardi della mortalità.

(1) G. H. KNIBBS, *The mathematical Theory of Population*. Melbourne, 1917 (capitolo XV ed in particolare i nn. 5 e seg.). Si confronti anche:

E. BLASCHKE, *Sulle tavole di mortalità variabili col tempo*, in « Giornale di matematica finanziaria », Torino, 1923.

È, invece, da preoccuparsi del gruppo maschile a 15-25 anni, per il fatto che, durante il periodo 1921-25, esso si è andato alleggerendo continuamente delle più giovani generazioni, che sostennero eroicamente la guerra e non risentirono sensibilmente il beneficio della mancata emigrazione e dei rimpatri; e le ha riversate quasi completamente nel 1924-25 nel gruppo successivo d'età. Ora, se a 15-25 anni d'età il saggio medio di mortalità è passato dal 5,61 per mille del 1911 al 5,08 per mille del 1921-22, ossia è diminuito solo del *94 per mille* in conseguenza del fatto che nel 1921-22 comprendeva ancora i giovani vulnerati dalla guerra, non è possibile ammettere che negli anni successivi la diminuzione relativa abbia avuto luogo in base a quella misura e che in particolare il saggio del 1924-25, riguardante gruppi estranei alla guerra, possa ricavarsi in base al saggio del 1921-22.

Non è difficile, però, superare l'ostacolo: poichè alle medesime età il sesso femminile ha presentato una diminuzione da 6,02 a 4,89 per mille, ossia di ben *188 per mille*, mentre nell'anteguerra i due sessi presentavano a queste età una diminuzione relativa poco diversa — che nell'ultimo decennio prebellico può valutarsi per il sesso maschile a circa 0,74 di quella per il sesso femminile (1) —, possiamo

(1) Ecco il confronto tra i saggi medi del 1900-01 e quelli del 1911:

ETÀ	Censiti	Morti nella media del	Saggi di mortalità	Saggi di mortalità	Variazioni
	1 gennaio 1901 (a)	1900-1901 (b)	1900-1901 (c) = (b):(a)	1911 (d)	$\frac{(c) - (d)}{(c)}$
MASCHI					
15-25	2.801.432	16.028	0,00572	0,00561	0,0192
FEMMINE					
15-25	2.862.423	17.696	0,00618	0,00602	0,0259

Da essi si rileva che la diminuzione relativa dei saggi maschili dal 1900-1901 al 1911 è ammontata a 0,7413 di quella femminile.

I saggi a codeste età hanno formato oggetto di vive preoccupazioni in Inghilterra. Il rapporto ufficiale, che accompagna le ultime tavole inglesi di mortalità, compilato da A. W. WATSON («The Registrar General's Decennial

anche ritenere che, se non ci fosse stata la guerra, i due sessi in questo gruppo di età sarebbero in complesso perdurati nella posizione rispettiva prebellica e i saggi maschili sarebbero diminuiti ad un dipresso nella proporzione di $188 \times 0,74 = 139$ per mille: possiamo così determinare il saggio del 1924-25 in base all'ipotesi che tale proporzione si sarebbe conservata all'incirca costante nel prossimo futuro.

Collegando il saggio del 1924-25, così ottenuto, con quello di 5,08 per mille effettivamente accertato nel 1921-22, nell'ipotesi di costante quoziente annuo di diminuzione, abbiamo ottenuto i saggi intermedi.

Per il gruppo 25-35 anni non abbiamo fatto alcuna speciale ipotesi, sembrandoci che la peculiare sostenutezza da temere per i saggi di esso, in conseguenza dell'ingresso graduale degli appartenenti al gruppo precedente, trovi un compenso nell'attenuato flusso emigratorio post-bellico, tendente per altro verso ad abbassare quei saggi.

Quanto a 2°, è innegabile che l'insieme delle circostanze, che tenderebbero a conservare da un anno al successivo il quoziente

Supplement, England and Wales», 1921, Part. I., Life Tables, London, 1927), mette in rilievo che la mortalità del 1921 in Inghilterra e Galles è diminuita sistematicamente in tutte le età rispetto a quella del 1911, tranne che intorno al ventesimo anno. A questa età il saggio maschile (desunto dal rapporto tra i morti nella media annua 1920-21-22 e gli esposti a morire alla metà dell'anno 1921) è cresciuto da 3,48 a 3,49 per mille e quello femminile da 2,95 a 3,06. Se ne attribuisce la cagione (p. 24) al fatto che la mortalità per tubercolosi colpisce queste età in misura fortissima (40 per cento dei morti per tutte le cause) e che ci sono state forti variazioni nella forma della curva di mortalità per tubercolosi da regione a regione del paese, variazioni che hanno anche spostato sensibilmente l'età corrispondente all'ordinata massima di essa.

Ora, sebbene la mortalità per tubercolosi e per tutte le altre cause vada diminuendo, è da supporre che quelle variazioni da regione a regione abbiano dato luogo per l'intero paese ad una risultante perturbata nel senso e nella misura che si sono constatate. L'aggravamento della mortalità a venti anni deriverebbe adunque dal processo meccanico di aggregazione dei dati regionali, che per questo riguardo sarebbero eterogenei.

Naturalmente codesto ragionamento non è sufficiente a darci ragione di una straordinaria divergenza tra i saggi maschili e quelli femminili, come è appunto accaduto nel nostro paese. In tal caso occorre ricorrere ad altre spiegazioni, come quelle esposte nel testo.

annuo di variazione della mortalità in un gruppo d'età, sia perturbato da un altro insieme di circostanze proprie dell'anno considerato. Codesta perturbazione può interpretarsi nel senso che il quoziente di variazione, accertato in passato, di un saggio di mortalità sia affetto da un coefficiente variabile negli anni successivi.

Ma allora, ammettendo che in un dato anno tale coefficiente sia costante a tutte le età — l'ammissione è giustificata dalle osservazioni fatte, dagli speciali accorgimenti seguiti per alcune classi d'età ed anche dall'ampiezza di esse — basterà anzitutto dividere in ogni classe d'età il numero dei morti per i saggi ricavati dall'ipotesi di costante quoziente di variazione e, ragguagliando la somma dei risultati ottenuti alla popolazione totale calcolata per quelle età dall'Istituto centrale di statistica, determinare la correzione da apportare a quel quoziente ed ai gruppi calcolati di viventi (1).

Riportiamo i risultati nella tavola seguente e nella fig. 4 (dove sono anche riportati i gruppi già calcolati a 0-5 anni d'età), avvertendo che, per poter determinare i viventi al 31 dicembre di ogni anno successivo al 1921 abbiamo diviso i morti nella media di due anni consecutivi per i corrispondenti saggi extrapolati. Pertanto l'ultima valutazione non ha potuto estendersi oltre il 31 dicembre 1924.

ETÀ	NUMERO DEI VIVENTI							
	31 dicembre 1921		31 dicembre 1922		31 dicembre 1923		31 dicembre 1924	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
0-5	1.864.052	1.791.135	2.057.726	1.980.451	2.257.123	2.174.451	2.390.904	2.303.407
5-15	4.134.065	3.993.019	3.763.277	3.642.820	3.550.969	3.425.155	3.520.873	2.414.590
15-25	3.412.250	3.505.510	3.488.898	3.589.002	3.499.996	3.789.710	3.403.772	3.741.681
25-35	2.465.992	2.832.276	2.495.356	2.939.020	2.579.232	2.999.768	2.608.472	2.972.547
35-45	2.079.752	2.257.819	2.146.562	2.344.853	2.177.626	2.375.434	2.201.396	2.393.670
45-55	1.759.742	1.799.788	1.838.401	1.831.529	1.869.971	1.836.382	1.906.256	1.853.528
55-65	1.442.774	1.474.709	1.482.064	1.486.278	1.482.166	1.444.241	1.484.366	1.445.633
65-75	892.308	915.596	929.343	920.534	916.465	882.217	913.682	887.623
75-85	310.881	322.996	322.122	325.899	317.184	313.746	318.649	318.511
85-90	33.089	40.960	34.251	41.614	32.268	39.896	32.630	41.810
TOTALE . . .	18.394.905	18.933.808	18.558.000	19.102.000	18.683.000	19.231.000	18.821.000	1.9373.000

(1) Cfr. l'Appendice II.

Dalla figura si rileva che dal 1921 al 1924, malgrado la già notata diminuzione delle nascite, il gruppo totale precedentemente calcolato dei viventi a 0-5 anni d'età si è andato in ambo i sessi rapidamente ingrossando per l'azione combinata della diminuzione della mortalità infantile e del graduale passaggio alle età successive delle lacune prodotte dalle nascite di guerra; mentre nel 1925 ha avuto luogo l'inflessione, di cui già ci siamo occupati.

Per converso è naturale che nel gruppo d'età 5-15 anni si noti per ambo i sessi una rapida e crescente depressione.

Negli altri gruppi i due sessi mostrano in generale una tendenza all'accrescimento nel tempo sino a circa 55 anni d'età; nelle età successive una stasi.

Malgrado che la grossolanità dei metodi adottati non ci consenta di scendere a minuti confronti, notiamo infine che i gruppi maschili non presentano ancora alle età economicamente attive accrescimenti decisamente maggiori di quelli femminili; in conseguenza forse del fatto che l'emigrazione netta post-bellica — se da una parte si è mantenuta in generale ad un livello più basso di quello degli ultimi anni prebellici, senza trovare il triste compenso delle falcidie straordinarie della popolazione — d'altra parte ha presentato un sensibile, sebbene del tutto transitorio, aumento nel 1922-24, principalmente dovuto all'emigrazione verso la Francia. Ciò potrebbe contribuire a spiegare la sensibile flessione del numero dei maschi a 15-25 anni d'età dal 1923 al 1924.

Ulteriori aggiornamenti per i prossimi anni potranno dirci quanto ci sia di accidentale e quanto di sistematico in codesti comportamenti.

8. Il metodo, che abbiamo esposto per l'aggiornamento di una distribuzione di viventi, ci fornisce evidentemente anche il mezzo di aggiornare i saggi di mortalità a tutte le età.

Ecco i saggi medi per il 1924-25, posti a confronto con quelli per il 1921-22:

ETÀ	SAGGI MEDI DI MORTALITÀ			
	1921-22		1924-25	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
0-5	0,06178	0,05589	0,04656	0,04320
5-15	0,00313	0,00327	0,00299	0,00309
15-25	0,00508	0,00489	0,00477	0,00473
25-35	0,00560	0,00585	0,00548	0,00558
35-45	0,00669	0,00663	0,00648	0,00632
45-55	0,01097	0,00928	0,01080	0,00907
55-65	0,02268	0,01978	0,02253	0,01939
65-75	0,05712	0,05577	0,05704	0,05509
75-85	0,14864	0,14893	0,14821	0,14805
85-∞	0,30889	0,29008	0,30873	0,28493
Saggi normalizzati	0,01808	0,01684	0,01637	0,01538

Il comportamento regolare dei saggi nei due sessi è un buon controllo della bontà dei criteri adottati, specie per il sesso maschile.

Nell'ultima riga riportiamo pure i così detti saggi « normalizzati », ossia le medie ponderate dei saggi alle varie età, calcolate assumendo come pesi i gruppi relativi ad una *assegnata* distribuzione di viventi: alla distribuzione accertata al 31 dicembre 1921. I risultati c'informano che dal 1921-22 al 1924-25, se nessuna variazione fosse intervenuta nella composizione per età della popolazione in ambedue i sessi, avrebbe avuto luogo nel nostro paese (antichi confini) una diminuzione di mortalità dal 18,1 al 16,4 per mille per i maschi e dal 16,8 al 15,4 per mille per le femmine (1).

(1) Saggi « normalizzati » si calcolano annualmente in « Registrar General's Statistical Review of England and Wales », Part. I; ma di essi conosciamo soltanto che « are based upon estimated populations ». Probabilmente si tratterà della solita attribuzione proporzionale a tutte le età dell'incremento accertato per il totale della popolazione o di una di quelle grossolane valutazioni di-

Ma il metodo precedente permette altresì di calcolare indici di grande interesse. Non intendiamo solo alludere al grande giovamento, che ne potrebbero trarre le analisi annuali del movimento della popolazione, fatte dagli uffici centrali di statistica; intendiamo anche riferirci alla possibilità, che quel metodo offre, di sfruttare quei coefficienti individuali di capacità di guadagno, che sogliono tra l'altro applicarsi alle varie età nei casi d'infortunio sul lavoro, al fine di calcolare un indice annuale delle variazioni nella capacità di guadagno delle popolazioni (1).

Potrebbero anche sfruttarsi quei coefficienti alle varie età, dedotti dal consumo medio individuale in calorie, che da tempo sono stati calcolati dai fisiologi, al fine di costruire un indice annuale delle variazioni nella capacità di consumo delle popolazioni.

D'altra parte, è chiaro che, fondandoci su coefficienti tipici di fecondità alle varie età, quali possono ricavarsi da note analisi del BENEDUCE, del KNIBBS ecc., o su coefficienti tipici di mortalità alle varie età, si potrebbero costruire indici annuali delle variazioni nella capacità riproduttiva o nella mortalità, che la popolazione presenterebbe per il solo fatto delle variazioni nella sua composizione per età.

Adesso intendiamo, però, solo considerare le variazioni che dal 1921 al 1924 hanno presentato le proporzioni dei gruppi d'età economicamente attive, ossia da 15 a 65 anni.

Esse si rilevano dalla seguente tabella e dalla fig. 5 le quali dimostrano che in generale si è già manifestata una spiccata tendenza all'accrescimento nel tempo di codeste proporzioni per ambedue i sessi, sebbene tale accrescimento sia stato leggermente attenuato al 31 dicembre 1924, forse dal fatto che la diminuzione della mortalità infantile è stata in quel tempo molto più veloce che alle altre età.

rette, in base agli elementi statistici che si posseggono sulle morti e le migrazioni per età, di cui si hanno esempi per la Germania, la Francia e qualche altro paese.

(1) Molto interessante è su questo argomento lo studio di N. P. LEVIN, *A statistical Study of the economic and sociological Significance of Population Age*, in « Journal of the American Statistical Association », marzo 1928.

E T À	31 dicembre 1921		31 dicembre 1922		31 dicembre 1923		31 dicembre 1924	
	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine	Maschi	Femmine
15-65	11.160.510	11.870.102	11.451.281	12.190.682	11.608.991	12.395.535	11.644.262	12.407.059
0-14	18.394.905	18.933.808	18.558.000	19.102.031	18.683.000	19.231.000	18.821.000	19.373.000
Percentuali	60,67	62,69	61,71	63,82	62,14	64,46	61,87	64,04

L'andamento, che si è cominciato a delineare, è caratteristico dei paesi con nascite annuali decrescenti; e se, attraverso le future transitorie perturbazioni prodotte dalle generazioni di guerrai esso perdurasse e per i maschi oltrepassasse la misura determinata dalla contrazione futura del flusso emigratorio, il nostro paese dapprima attraverserebbe un periodo di benessere economico analogo a quello di chi va consumando le proprie riserve, ma poscia si avvierebbe inevitabilmente a quella senescenza demografica, nella quale già si trovano o stanno per cadere alcuni grandi popoli della terra.

Poichè codesta senescenza è conforme alle vedute di certa scienza eugenetica, ma non risponde affatto ai nostri gusti nè ai nostri interessi, ognuno vede a quale grande vittoria condurrebbe la politica, che il nostro Regime persegue per l'incremento delle nascite, anche nel caso che i mezzi fiscali, assistenziali, psicologici ecc., che vediamo ogni giorno più largamente applicati, riuscissero solo ad infrenarne la paurosa decrescenza e le perturbazioni sistematiche che, come si è visto, già comincia a risentirne la composizione per età della nostra popolazione.

APPENDICI

I.

Indicando con $D_{x, x+1}^{t, t+1}$ il numero dei morti in età compresa tra x e $x+1$, provenienti dai nati nell'intervallo $t, t+1$, possiamo scrivere:

$$D_{x, x+1}^{t, t+1} = D_{x, x+1}^{t, (t+1)} + D_{x, x+1}^{(t), t+1}$$

ossia considerare quel numero come la somma dei due gruppi della stessa età e generazione, morti rispettivamente negli intervalli $t+x, t+x+1$ e $t+x+1, t+x+2$.

Il numero dei morti nell'intervallo $t+x+1, t+x+2$ e in età compresa tra x e $x+1$, qualunque sia la generazione da cui essi provengono, sarà quindi:

$$[1] \quad D_{x, x+1}^{(t), t+1} + D_{x, x+1}^{t+1, (t+2)} = D_{x, x+1}^{t, t+2}$$

Le nostre statistiche, come quelle della maggior parte dei paesi civili, forniscono solo il secondo membro della precedente uguaglianza; ma per seguire una data generazione annuale di nati in guisa da poterne calcolare i viventi in anni successivi, in base a quanto si è detto al n. 5 del testo, occorre determinare i due termini del primo membro e calcolare la formula ricorrente:

$$[2] \quad P_{x, x+1}^{t+x+2} = E_x^{t+1, t+2} - D_{x, x+1}^{t+1, (t+2)}$$

dove il primo membro è il numero dei viventi al tempo $t+x+2$, in età $x, x+1$, ed $E_x^{t+1, t+2}$ è il numero dei viventi all'età precisa x , provenienti dai nati nell'intervallo $t+1, t+2$.

Ora, ponendo:

$$[3] \quad \frac{D_{x, x+1}^{(t), t+1}}{E_x^{t, t+1}} : \frac{D_{x, x+1}^{t, t+2} - D_{x, x+1}^{(t), t+1}}{E_x^{t+1, t+2}} = \frac{1}{k_{x, x+1}},$$

è possibile determinare $k_{x, x+1}$ a seconda dell'esperienza statistica relativa all'età $x, x+1$. Il Mortara afferma che, dallo studio di statistiche indicanti ad un tempo la ripartizione per età e per anni di nascita dei morti, si rileva che $k_{x, x+1}$ può farsi uguale a 2 per $x=0$, ad 1,5 per $x=1$, ad 1 per

$x = 2, 3, 4$ anni di età (cfr. G. MORTARA, *La salute pubblica in Italia durante e dopo la guerra*. Bari, Laterza, 1925, p. 171).

Pertanto, partendo da $E_0^{t, t+1}$ ossia dai gruppi annuali di nati forniti dalla statistica, si potranno ricavare dalla [3] i valori di $D_{0,1}^{(t), t+1}$, e quindi dalla [1] i valori di $D_{0,1}^{t+1, (t+2)}$, e dalla [2] quelli di $P_{0,1}^{t+2}$.

D'altra parte, essendo:

$$E_1^{t+1, t+2} = E_0^{t+1, t+2} - D_{0,1}^{t+1, (t+2)} - D_{0,1}^{(t+1), t+2},$$

si potrà tornare ad applicare la [3] per $x = 1$, e così successivamente per le altre età.

Si noti che, partendo da E_0 relativo al 1918, si potranno solo determinare i P_0 a cominciare dal 31 dicembre 1919, i P_1 dal 31 dicembre 1921, i P_2 dal 31 dicembre 1923, i P_3 dal 31 dicembre 1925. Affinchè sin dal 31 dicembre 1922 si possano calcolare i viventi nei primi cinque anni d'età, osserviamo che, avendo posto nella [3] $k_{x, x+1} = 1$ per il terzo, quarto e quinto anno d'età, a maggior ragione possiamo ritenere valida cotesta assunzione pei morti provenienti da una stessa generazione e scrivere:

$$\frac{D_{x, x+1}^{(t), t+1}}{E_x^{t, t+1}} = \frac{D_{x, x+1}^{t, (t+1)}}{E_x^{t, t+1}} \text{ ossia } D_{x, x+1}^{(t), t+1} = D_{x, x+1}^{t, (t+1)}.$$

Si avrà:

$$P_{x, x+1}^{t+x+1} = E_x^{t, t+1} - D_{x, x+1}^{t, (t+1)} = E_x^{t, t+1} - D_{x, x+1}^{(t), t+1}$$

e, sostituendo nella [3] per $k_{x, x+1} = 1$, :

$$[4] \quad \frac{D_{x, x+1}^{(t), t+1}}{P_{x, x+1}^{t+x+1} + D_{x, x+1}^{(t), t+1}} = \frac{D_{x, x+1}^{t, t+2} - D_{x, x+1}^{(t), t+1}}{E_x^{t+1, t+2}}.$$

Pertanto, partendo dai viventi a due anni precisi d'età già calcolati a cominciare da E_2^{1920} , dai morti a 2-3 anni provenienti dalle generazioni del 1919 e del 1920: $D_{2,3}^{1919-20}$ e dai censiti $P_{2,3}^{31-XII-1921}$, potremo calcolare i $D_{2,3}^{(t), t+1}$ e quindi aggiornare i censiti sino al 31 dicembre 1925. Così successivamente per le altre età.

Infatti dalla [4] si ricava l'equazione di secondo grado:

$$(D_{x, x+1}^{(t), t+1})^2 + (E_x^{t+1, t+2} + P_{x, x+1}^{t+x+1} - D_{x, x+1}^{t, t+2}) D_{x, x+1}^{(t), t+1} - P_{x, x+1}^{t+x+1} = 0$$

che, avendo il discriminante positivo, ammette due radici reali e distinte. Di esse abbiamo adottato quella rispondente alla natura dei dati.

II.

Chiamando con $m(x, t)$ il saggio medio di mortalità nell'intervallo di età e di tempo, di cui x e t sono rispettivamente i valori centrali, e ponendo uguali a 0 e ad 1 gl'istanti centrali, a cui si riferiscono i due saggi noti, quanto si è detto al n. 7 del testo equivale a porre:

$$m(x, t) = \frac{D_{(x, t)}}{P_{(x, t)}} = m(x, 0) \left[g(t) \frac{m(x, 1)}{m(x, 0)} \right]^t,$$

$$[1] \quad P_{(x, t)} = \frac{D_{(x, t)}}{m(x, 0) \left[g(t) \frac{m(x, 1)}{m(x, 0)} \right]^t}.$$

È $D_{(x, t)}$ il numero dei morti negli stessi intervalli di età e di tempo, $P_{(x, t)}$ la popolazione all'istante centrale t nello stesso intervallo di età, $g(t)$ una funzione di t tale che si abbia:

$$\sum_x \frac{D_{(x, t)}}{m(x, 0) \left[g(t) \frac{m(x, 1)}{m(x, 0)} \right]^t} = S(t),$$

dove $S(t)$ è la popolazione al tempo t , già calcolata per l'insieme di quei gruppi di età.

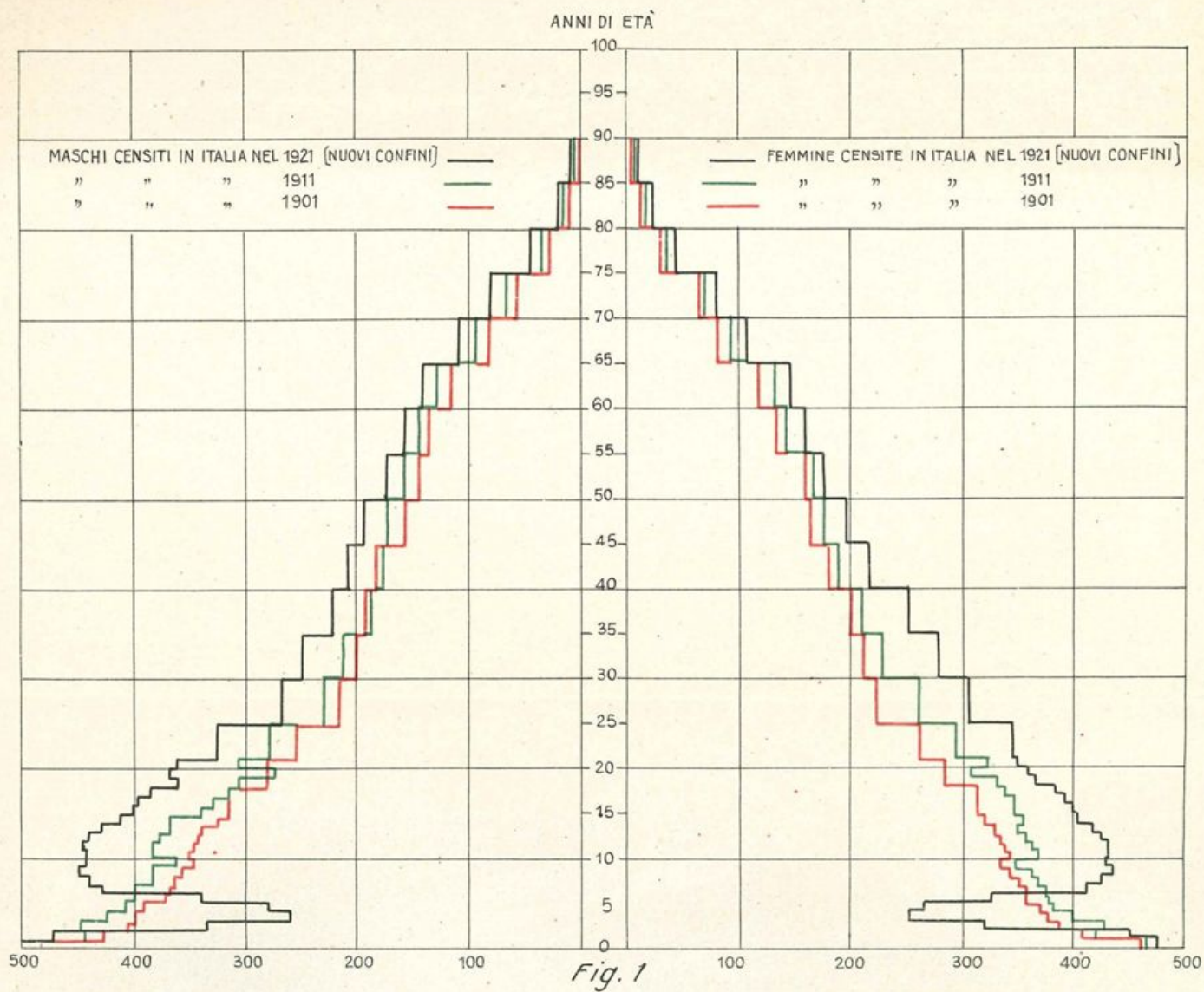
Si avrà:

$$g'(t) = \frac{1}{S(t)} \sum_x \frac{D_{(x, t)}}{m(x, 0) \left[\frac{m(x, 1)}{m(x, 0)} \right]^t},$$

e quindi potranno immediatamente calcolarsi i gruppi $P_{(x, t)}$ forniti da [1].

Si noti che, per $t=0$ e per $t=1$, $g(t)=1$; e per $0 < t < 1$ si ha una formula migliore di quelle notissime del WATERS per il calcolo della distribuzione per età della popolazione compresa tra due censimenti consecutivi, in quanto con la precedente formula si tien conto dei morti e della popolazione totale negli anni compresi tra i due censimenti (cfr. l'ultima Nota del WATERS, in « Seventieth Annual Report of the Registrar-General of Birth, Deaths and Marriages in England and Wales », London, 1907).

DISTRIBUZIONE PER ETÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA
SECONDO I RISULTATI DEI CENSIMENTI 1901 - 1911 - 1921 -



Corporate Heritage
& Historical Archive

ANDAMENTO DELLE NASCITE, MORTI, EMIGRAZIONI E RIMPATRI NEL PERIODO 1922÷27

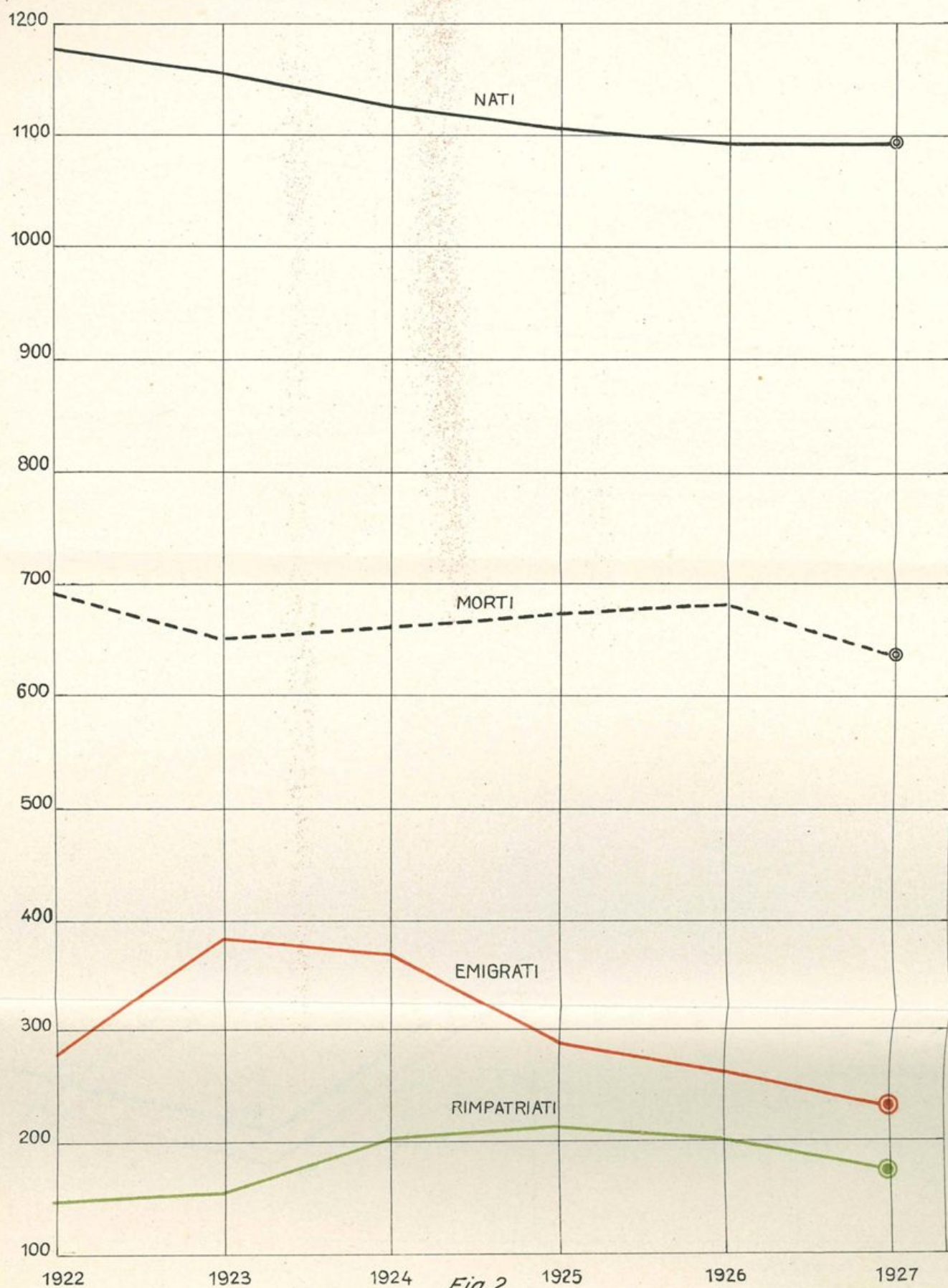


Fig. 2

NUMERO DEI VIVENTI TRA 2 E 5 ANNI DI ETÀ
ALLA FINE DI CIASCUN ANNO DEL QUINQUENNIO 1921÷1925

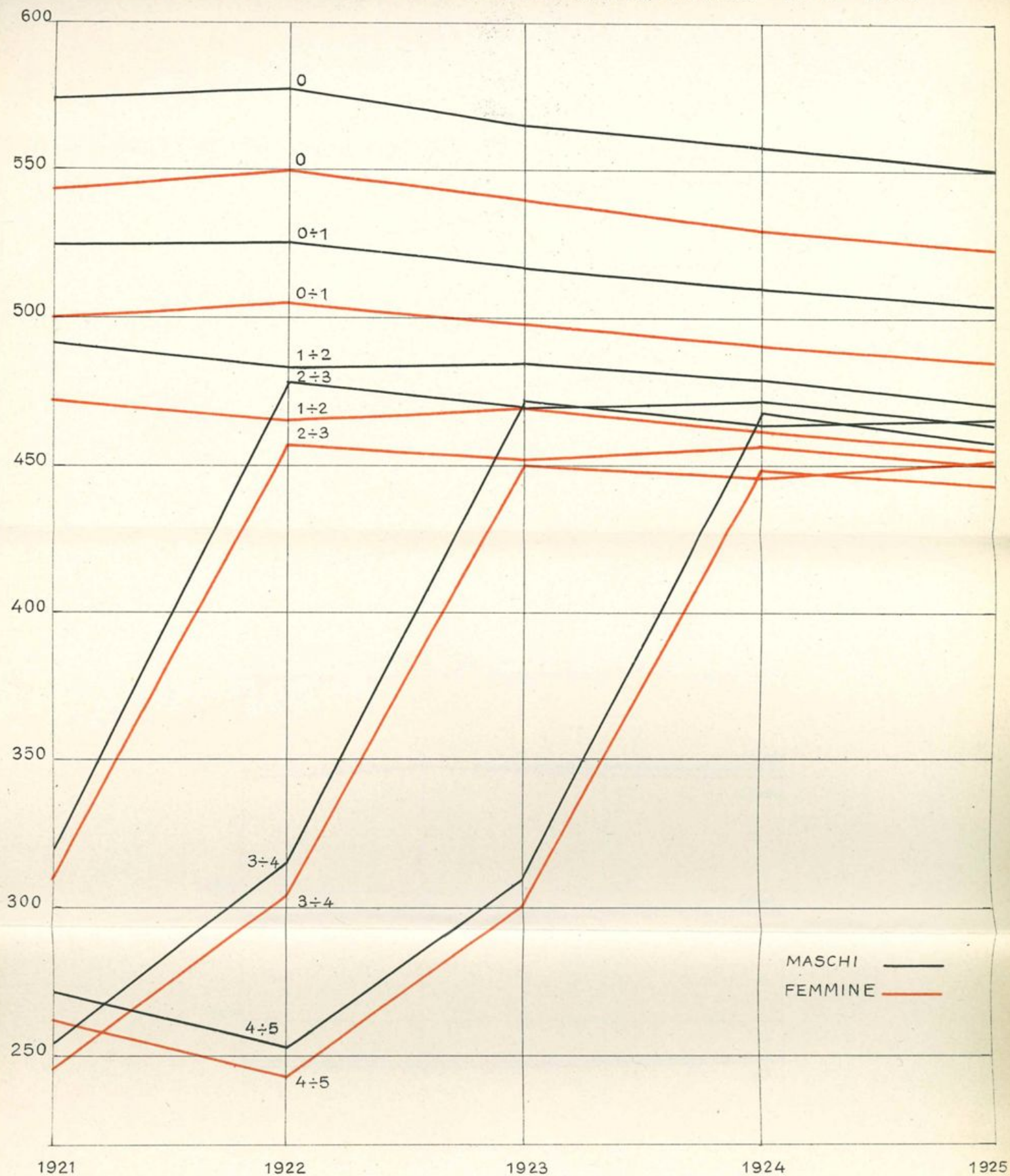


Fig. 3



RIPARTIZIONE PER ETÀ DELLA POPOLAZIONE ITALIANA
ALLA FINE DI CIASCUN ANNO DAL 1921 AL 1924

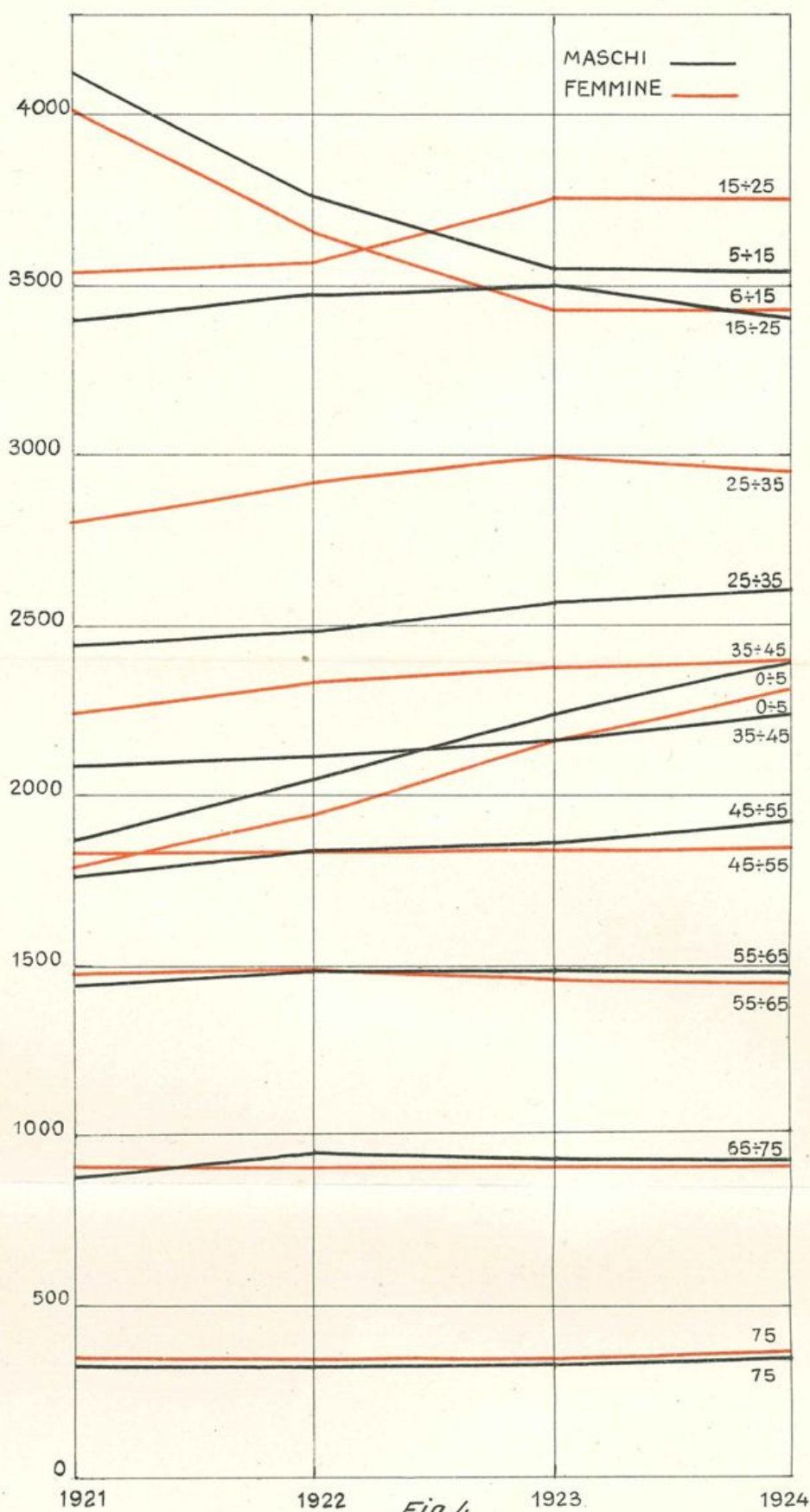


Fig. 4

VARIAZIONE DEI RAPPORTI PERCENTUALI DEI GRUPPI DI ETÀ
ECONOMICAMENTE ATTIVE (15-65 ANNI) AL TOTALE DELLA POPOLAZIONE

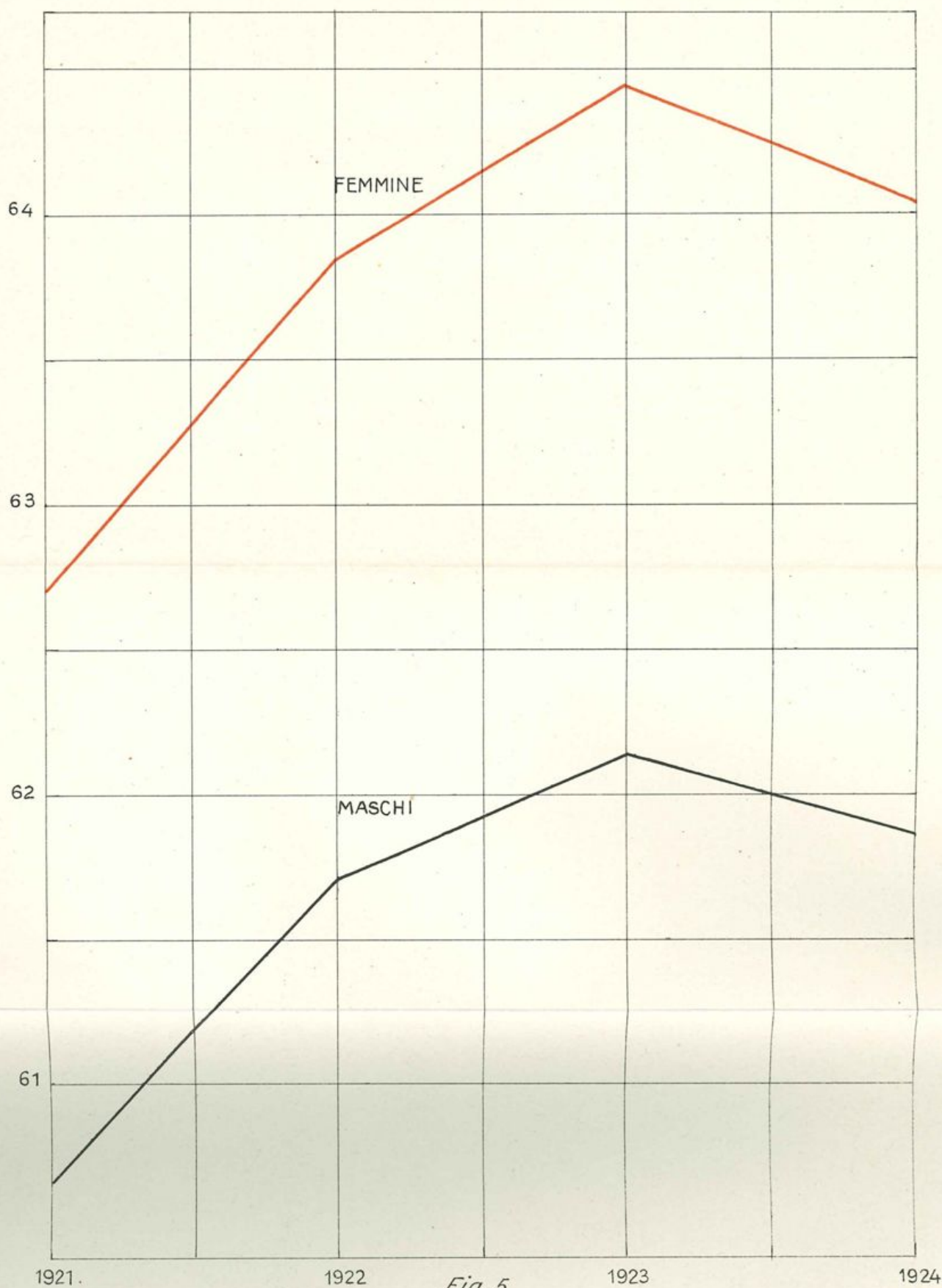


Fig. 5

11

1911 A 8 A 2 AD ATED 183413

apoc (p. 1000) 11



Corporate Heritage
& Historical Archive



PROJEZIONE IN PERSPECTIVA DEL QUADRATO
 CON L'ANGOLO DI VISIONE DI 45°

LA DIMINUZIONE DELLA MORTALITÀ E LA SELEZIONE DEI RISCHI ASSICURATIVI

(Conferenza del prof. Marcello Boldrini) (*).

Un ciclo epico della vita nazionale è racchiuso nel breve giro di anni che ci separa da quel 1912 in cui venne creato l'Istituto Nazionale delle Assicurazioni; e, al pensiero delle vicende, in gran parte gloriose e solenni, degli ultimi tre lustri, impallidisce e si smorza il ricordo delle dispute che si accesero, con intenti scientifici o politici o affaristici, tra i fautori e gli avversari del progettato organismo assicurativo di Stato. Sedevo, allora, sui banchi della scuola; e mi rivedo quasi con curiosità partecipe ad interminabili discussioni, in cui venivano ricordate, senza, peraltro, una precisa conoscenza di fatti e di dottrine, — chè la stessa letteratura d'occasione, di cui i miei compagni ed io ci nutrivamo, non era certo, in gran parte, adatta per chiarire le idee — le questioni relative alla capacità dello Stato a gestire aziende industriali, alle virtù della libertà economica, alle basi scientifiche proposte e più tardi adottate per la previsione della mortalità dei futuri assicurati, e via via.

Lontani ricordi, svanite passioni, contro cui si erge, oggi, maestoso e potente, l'Istituto Nazionale; e il grande contributo di esso nel suscitare e intensificare lo spirito di previdenza degli italiani, a cui da principio poco si badava, basterebbe, forse, da solo, a creargli una fronda perenne di vittoria. Non li avrei certo suscitati stasera, se non mi giovasse, per quanto dirò, rifarmi a uno dei molteplici aspetti della lunga diatriba assicurativa, che un insigne demografo chiamò allora « polemica mortuaria » (1).

Si discusse a lungo, nel 1912, se la mortalità degli assicurati

(*) Tenuta il giorno 8 giugno 1928.

(1) Per la polemica a cui si accenna, basterà vedere: G. ROCCA, *Tabella di mortalità e calcoli degli utili del futuro monopolio delle assicurazioni vita*. « La Riforma sociale », vol. XXII, 1911, p. 515; Id., *Mortalità degli assicu-*

fosse maggiore o minore di quella della popolazione generale, volendosi trarre da ciò un auspicio circa i buoni o cattivi affari che avrebbe fatto l'erigendo Istituto, valendosi di una tavola di sopravvivenza calcolata, non già sulla esperienza assicurativa, ma sulle statistiche demografiche; e, quantunque il Mortara avesse dimostrato essere attendibile la tavola prescelta e certamente minore che per la generalità degli abitanti la probabilità di morte degli assicurati, i fautori ad impressione della opposta opinione — così come un tempo certi settatori del Tasso o dell'Ariosto — rimasero supergiù del parere di prima.

Come essi ragionassero nel proprio intimo non saprei certo dire; ed è dubbio anche se taluno di essi ragionasse affatto. Ma, forse, la polemica assicurativa non esaurì del tutto la complessa questione, lasciando scoperto qualche punto che ci interessa di meditare.

* * *

La scienza moderna ha, ormai, da tempo, confermato e documentato, con larghe indagini quantitative, la relazione, già riconosciuta dai medici antichi, fra struttura del corpo e tendenza alle malattie. Così, noi sappiamo oggi che la morbilità e la mortalità presentano intensità differenti fra i bruni e fra i biondi, fra gli individui alti e i bassi, fra quelli di complessione massiccia e tarchiata e fra gli altri, di forme delicate e sottili. Non solo; ma le ricerche eseguite allo scopo di sempre meglio precisare le modalità di questa accertata relazione generica, fra lo stato di salute effettivo o tendenziale e la forma e i caratteri del corpo, hanno condotto, specialmente per merito di scienziati italiani, a conclusioni aventi un altissimo valore scientifico e pratico (1).

rati sulla vita e mortalità della popolazione generale, Ibid., vol. XXIII, 1912, p. 417; G. MORTARA, *Il monopolio delle assicurazioni e la mortalità italiana*, «Giornale degli Economisti», due articoli nei numeri di gennaio e febbraio 1912; Id., *Polemica mortuaria*, Ibid., ottobre 1912.

(1) Ricorderò solo alcune recenti opere, nelle quali le dottrine costituzionalistiche sono riassunte e statisticamente vagliate.

M. BOLDRINI, *Sviluppo corporeo e predisposizioni morbose; Contributi statistici alle conoscenze della medicina costituzionale*, Milano, «Vita e Pen-

È necessario che io accenni, sia pure con grandissima rapidità, a tali conclusioni, le quali costituiscono il nucleo di una dottrina che gode oggidì di un grandissimo credito e rappresenta la base teorica di un ramo recente delle discipline biologiche e sanitarie: la cosiddetta « medicina costituzionalistica ».

Lo schema della dottrina costituzionalistica, quale si è delineato nella scuola italiana, ammette due tipi corporei fondamentali, uno caratterizzato dal prevalere delle dimensioni, diciamo così, di larghezza, o trasversali, su quelle di lunghezza, o longitudinali; l'altro, dal prevalere delle dimensioni di lunghezza, o longitudinali, su quelle di larghezza, o trasversali.

Corporatura breve e massiccia, collo corto, testa incassata nelle spalle, dentatura facile alla carie, ampio torace, addome eventualmente prominente, tendenza alla pinguedine, arti brevi, cranio calvo, mento e corpo villosi, ecco, press'a poco, i caratteri esterni di un campione del primo tipo, che chiameremo brevilineo, per scegliere, fra le molte, la denominazione più evidente e meno allobroga, e che si può presentare con fisionomia più o meno accentuata e pura.

E nell'altro tipo, che chiameremo, in contrapposto, longilineo, troveremo la corporatura snella, magra e sottile, il collo lungo, la dentatura sana, la giovanilità persistente, il torace stretto e alquanto appiattito, gli arti lunghi, specialmente quelli inferiori, la capellatura abbondante, a cui fanno contrasto lo scarso sviluppo pilifero del volto e il corpo quasi glabro. Anche questo tipo, è appena necessario rilevarlo, sarà, a volte accentuato e ben distinto, a volte indefinito ed incerto, se non per tutti, almeno per alcuni caratteri.

siero », 1925; Id., *Biometrica; Problemi della vita delle specie e degli individui*, Padova, C. E. D. A. M., 1927. Vedasi specialmente cap. VI, sez. I; Id., *Antropometria*, nel *Trattato Italiano di Igiene*, Torino, U. T. E. T., 1928; L. CASTALDI, *Accrescimento corporeo e costituzioni dell'uomo*, Firenze, Niccolai, 1928. Un prezioso materiale statistico sulla mortalità per singole cause, verificatasi fra gli assicurati dell'Istituto Nazionale, distinti secondo la costituzione, è stato comunicato, in settembre 1928, al Primo Congresso Nazionale di Scienza delle Assicurazioni, da I. Romanelli.

Contrapponete mentalmente, o signori, lo stomachevole e traballante Sileno di Rubens, che si vede a Monaco, o i famosi re ubriaconi di Jordaens, che destano ilarità dalle pareti delle pinacoteche di Vienna e di Parigi, all'Apollo raffaellesco del Louvre, dalle linee armoniose e pure, o alle mille immagini del Santo Arciere di Diocleziano, di cui è ricca l'iconografia del nostro rinascimento, ed avrete innanzi i campioni estremi del tipo brevilineo e di quello longilineo. Le signore, forse, con più sottile intuito, opporranno, alla figura sorridente del cavaliere del sogno, accarezzata nelle brevi illusioni giovanili, le meno poetiche sembianze dell'aspirante di convenienza, a cui, non di rado, le necessità della vita consigliano di acconciarsi.

Abbiamo, così, descritto due individui schematici, i quali, di fatto, con tutte le accennate caratteristiche ben rilevate ed evidenti, non si trovano che di rado, ma a cui è possibile ricondurre, come un corrotto codice al suo archetipo, come una modesta copia ad un illustre modello, la maggioranza degli individui reali, nella loro apparentemente non sistemabile varietà.

Per l'insieme dei caratteri, presi in conto nella costruzione costituzionalistica, noi possiamo immaginare una catena di passaggi che congiungono l'estrema brachitipia all'estrema longitipia: a metà dell'ideale intervallo troverebbe posto, se ci fosse per davvero, l'uomo perfetto, armonicamente costruito in tutte le sue parti, nel quale, cioè, nè le linee longitudinali nè le trasversali prevalgono. Tale tipo, forse inesistente in seno alle popolazioni, esiste peraltro nella scienza ed è, voi lo avete già riconosciuto, l'uomo medio di Quetelet, oggi più vivo che mai.

Le forme esterne, o signori, non sono se non un aspetto solo, il più semplice ed evidente della personalità umana. Ai due tipi corporei, secondo gli studi dei costituzionalisti, corrispondono particolari e proprie caratteristiche anatomiche interne, peculiari qualità funzionali, dinamico-umoral e neuro-psichiche, e, cosa del massimo interesse per noi, determinate predisposizioni morbose.

Detto in breve, il fatto di avere una costituzione brevilinea o longilinea, non pone l'organismo in una situazione indifferente dinnanzi alle malattie; ma queste troveranno, anzi, nell'una o

nell'altra costituzione, un terreno più o meno propizio al loro attecchire. Secondo i costituzionalisti, gli individui longilinei sarebbero predisposti a tutte le forme di deperimento generico, al linfatismo, e segnatamente alle affezioni polmonari specifiche, oltre, ben si intende, alle malattie le quali non hanno una affinità elettiva per l'uno o per l'altro tipo, e a quei morbi che trovano il proprio substrato nelle caratteristiche degli individui — e sono frequenti — i quali non realizzano una determinata combinazione morfologica pura.

Per contro, gli individui brevilinei, oltre alle malattie non caratteristiche, o che trovano il loro substrato in fatti costituzionali particolari, propenderebbero alle malattie dell'apparato circolatorio, ora venoso ora arterioso, alle manifestazioni lente ghiandolari, alla gotta e alle forme del ricambio, e, segnatamente, alla cirrosi epatica.

* * *

Parlando in generale, e fino ad un certo punto almeno, il tipo longilineo è forse frequente nelle classi sociali alte e medie, più che non fra gli strati umili della popolazione.

Dinnanzi ad un pubblico meno dotto e specializzato di quello che mi onora stasera, potrei contentarmi di fare appello alla osservazione comune. Che altro facciamo se non affermare questa idea, quando ammiriamo taluno per il suo aspetto distinto, la sua *silhouette* aristocratica, signorile, e quando, al contrario, troviamo volgare e contadinesco chi è tagliato goffamente ed ha larga la faccia, le spalle, il ventre, le mani?

Ma, se mi limitassi a dirvi questo, mi trovereste irriguardoso verso di voi, appunto perchè chi più sa, più si investe del curioso diritto di essere annoiato con gravi argomenti, mentre, d'altro canto, sente il dovere di sforzare in ogni momento la propria intelligenza.

Poichè lo volete, aiutatemi, dunque, a precisare.

Considerazioni teoriche e riscontri statistici permettono di assumere come buoni indici, rispettivamente, delle dimensioni

longitudinali e trasversali del corpo umano la statura e il perimetro toracico.

Si dimostra, anzitutto, facilmente che, in una massa di popolazione, la longilinearità e la brevilinearità sono, parlando in generale, una funzione della statura. Per convincersene, basta seriare una popolazione secondo classi di statura uniformi e calcolare i perimetri toracici medi corrispondenti a ciascuna classe. Così come i valori centrali delle classi di statura, anche i perimetri toracici medi corrispondenti costituiscono, all'incirca, una progressione aritmetica, il che dimostra che, fra i due caratteri, esiste una relazione lineare. Tuttavia, al crescere della statura, cresce il suo rapporto al perimetro toracico, il che dimostra che i due caratteri non variano proporzionalmente, ma a stature sempre maggiori corrispondono, di regola, perimetri toracici medi relativamente sempre più stretti.

In base a ciò, non sembra erroneo supporre che, dati alcuni sottogruppi omogenei di una stessa popolazione, la statura media dei quali presenti significative differenze di intensità, a parità di altre condizioni, i longilinei saranno più frequenti nei sottogruppi, in media, più alti e i brevilinei più frequenti nei sottogruppi, in media, più bassi. E poichè l'alta statura è caratteristica delle classi sociali più elevate, non è da escludere che, fra queste, per il solo fatto della relazione normale fra torace e statura, la frequenza dei longitipi sia maggiore che nelle classi sociali più modeste e, perciò, anche nella popolazione complessiva. Mille indizi offre, a questo proposito, la letteratura antropologica. Così, basterà ricordare che, di fronte ad una altezza media di cm. 173,1 dei soldati svedesi provenienti dalle classi superiori, stanno i cm. 172,5 e 171,8 dei soldati svedesi coetanei e contemporanei provenienti, invece, dalle classi medie e inferiori; e che fra i ferrovieri della Sassonia, gli individui che avevano raggiunto posizioni più alte nella carriera, avevano, in media anche una maggiore statura.

È pertanto da presumere, dopo quanto abbiamo detto circa la relazione normale fra torace e statura, che i più alti membri degli strati sociali superiori comprendano, anche, una più forte proporzione di longilinei nel proprio seno.

In pratica, le cose si complicano per l'intervento di elementi i quali, più spesso, tendono ad accentuare, anzichè ad attenuare, il carattere tendenzialmente longilineo degli appartenenti alle categorie sociali di più alta statura media, in confronto delle altre. Gli antropologi hanno parlato di un ingentilimento delle forme raziali, che sarebbe provocato dalla disassuefazione al lavoro fisico, da parte degli abitanti delle città, e, specialmente, degli appartenenti ai più elevati gruppi sociali e dalle altre condizioni di ambiente, in cui questi vivono. Prodotto caratteristico di tale fenomeno sarebbe l'assottigliarsi della persona ed un alterarsi di tutte le proporzioni, rispetto a quelle rustiche, dei vari segmenti del corpo. Difficile è dire quale intensità di effetto produca e che cosa rappresenti antropologicamente e biologicamente questo fenomeno. Tuttavia, è indubitabile che il carattere longilineo dei membri di certi strati sociali è più spiccato di quanto non dovrebbe risultare, per effetto della sola relazione fra statura e torace, che abbiamo ricordata.

Ecco un'illustrazione caratteristica. L'antropometria militare italiana classifica i soldati in tredici categorie professionali. Elenchiamole in ordine di statura media decrescente e confrontiamo il perimetro toracico medio effettivo di ciascuna col perimetro medio che avrebbe dovuto competere alla rispettiva statura media. Troveremo, per le prime sei categorie, cioè le più alte, un perimetro medio deficiente, rispetto a quello teorico; per la settima, un torace normale; e, per quattro delle sei categorie rimanenti, ivi comprese quelle numericamente più vaste, un torace eccedente. Prendiamo, per brevità di illustrazione, solo la categoria di più alta statura media, formata dai possidenti, commercianti, professionisti e studenti, ed un'altra, formata dai contadini, che hanno una statura media quasi uguale a quella della categoria più bassa, e costituiscono il gruppo professionale numericamente più cospicuo. In teoria, i possidenti, alti, in media, cm. 167,4, dovrebbero avere un torace medio di cm. 88,1, e il rapporto fra la seconda dimensione alla prima risulterebbe, in tal caso, di 52,6 %. Per contro, i contadini, alti, in media, cm. 164,8, dovrebbero avere un torace medio di cm. 87,5, e il rapporto fra le due dimensioni sarebbe allora di

53,1 %. Già, dunque, in teoria, per il solo fatto della relazione esistente fra torace e statura, la costituzione dei possidenti dovrebbe, in media, risultare più longilinea di quella dei contadini.

Nel fatto, il perimetro medio dei possidenti è solo di cm. 86,8, con una deficienza, rispetto al suo valore teorico, di cm. 1,3, mentre quello dei contadini è di cm. 88,0, con un'eccedenza, rispetto al suo valore teorico, di cm. 0,5. Cosicchè, il rapporto fra torace e statura scende, per la prima categoria, a 51,9 % e quello corrispondente per la seconda categoria sale a 53,4 %. La differenza costituzionale fra alti possidenti e bassi contadini è, dunque, nel fatto, più accentuata di quanto non avremmo potuto attendere, considerando la sola statura media delle due categorie professionali.

E qui ci fermiamo, chè andremmo troppo per le lunghe e sconfineremmo assai dal nostro compito, se cercassimo di spingere a fondo la portata di queste sommarie indicazioni. Dovremmo, allora, ingolfarci nella ricerca di quanto v'ha di congenito o di acquisito nella struttura corporea, per sboccare nella questione, ben più ardua, dei rapporti tra caratteri morfologici e intelligenza e, da ultimo, in quella delle relazioni fra intelligenza e posizione sociale raggiunta.

Basterebbe uno solo di questi problemi per dare quasi un senso di smarrimento, non tanto per le difficoltà, pur grandissime, di sviscerarlo sotto l'aspetto scientifico, ossia, per precisare, biologico, antropologico, sociale; ma, soprattutto, perchè vi si riconnettono alcuni fra i più ardui problemi metafisici, che solo i vecchi positivisti, con un semplicismo degno di ben più modeste esercitazioni, potettero credere, partendo da dati empirici, di aver risoluto in senso contrario alla certezza della libertà umana.

Noi ci contentiamo, dunque, di aver fissato un primo punto fondamentale per la nostra discussione: essere, cioè, i longitipi, i quali propendono alle malattie dell'albero respiratorio, particolarmente frequenti fra le classi sociali medie e, soprattutto, elevate, fra quelle classi, cioè — possiamo aggiungere — nelle quali le società di assicurazione reclutano, almeno in uno stadio iniziale, gran parte dei propri rischi.

* * *

E finalmente torniamo alla polemica mortuaria. Sulla base di quanto siamo venuti dicendo, in fondo, possiamo convenire che gli avversari della tavola di mortalità, scelta come base di previsione dei rischi che si accingeva ad assumere l'erigendo Istituto assicurativo di Stato, avrebbero potuto, con ragione, formulare qualche riserva circa la possibilità di servirsene senz'altro. Poichè gli assicurati sono una popolazione scelta, che viene reclutata prevalentemente da certe categorie sociali, ed è sottoposta, per di più, ad una selezione sanitaria preventiva, è probabile che essi siano eliminati dalle cause di morte secondo modalità differenti da quelle che si possono osservare nella popolazione generale.

Si intuisce l'importanza che potrebbe assumere questo fatto nel caso di variazioni imprevedibili nella mortalità da cause diciamo così specifiche degli assicurati.

Che, poi, gli antiassicurazionisti, nella fattispecie, avessero torto, per essere realmente la tavola di mortalità prescelta tecnicamente buona e forse adatta a subire il cimento di una esperienza assicurativa, è cosa di grandissima importanza pratica, ma tale da non mutare la sostanza dei fatti che stiamo stasera vagliando.

Si posseggono elementi statistici atti ad approfondire ulteriormente la questione, *a posteriori*.

Una vasta inchiesta, condotta, prima della guerra, in America, dai medici di assicurazione e dalla società degli attuari, su una esperienza di ottocentomila casi, permette di studiare le relazioni fra caratteri corporei, età e mortalità.

Per i maschi, si osservano i fatti seguenti. La mortalità degli individui aventi una statura compresa fra 160 e 170 centimetri, che si erano assicurati fra 20 e 30 anni, risultò inferiore alla media, e, precisamente, pari al 96 % di quanto si sarebbe atteso, in base alle tavole di sopravvivenza. Viceversa, la mortalità degli individui aventi una statura compresa fra 170 e 180 centimetri, che si erano assicurati alle stesse età dei precedenti, risultò pari al 110 % della media, e quella, infine, dei maschi assicuratisi fra 20 e 30 anni, ed

aventi una statura compresa fra 180 e 190 centimetri, fu ancora maggiore, raggiungendo il 122 % della mortalità media.

Gli stessi fatti si presentarono, quantunque con minore accentuazione, per gli individui che si erano assicurati fra 30 e 50 anni; e solo coloro che avevano contratto l'assicurazione dopo la soglia della senilità dettero luogo a fenomeni perfettamente inversi, verificandosi una mortalità pressochè uguale alla media per gli individui più alti e notevolmente superiore per quelli più bassi.

Tralasciamo, per ragioni di brevità, di considerare le femmine, nelle quali, a quanto si può giudicare dalle meno attendibili cifre di cui si dispone, le relazioni fra età, mortalità e statura sarebbero alquanto diverse, e cerchiamo di renderci conto dell'importanza che hanno per l'assicuratore i fatti accennati. Certo si è che, la grande maggioranza dei nuovi rischi assicurativi è costituita da individui in età giovane o appena matura ed essi, appartenendo a classi sociali medie o alte, hanno, di regola, stature superiore alla media e costituzione frequentemente longilinea.

Quando la società li assume come rischi comuni, cioè calcola per essi le probabilità di vita in base a tavole ricavate dall'esperienza della popolazione in generale, non tiene conto dell'effetto aggravante della maggiore statura e delle propensioni morbose costituzionali, che tendono ad agire più spesso in una sola direzione. Sta bene che, come di un elemento compensatore, va tenuto conto delle più favorevoli condizioni in cui si svolge l'esistenza degli assicurati, in confronto alla popolazione in generale, condizioni le quali reagiscono, certo, in modo deprimente sulla mortalità, tanto che, in definitiva, la mortalità degli assicurati non raggiunge quella della popolazione dalla quale provengono. Ma, poichè ciò che preme, almeno da un punto di vista teorico, non è solo di trovare una corrispondenza numerica fra la mortalità dei due gruppi, ma di conoscere le modalità secondo cui verrà inciso dalla morte il gruppo scelto, arriviamo alla conclusione che le tavole di sopravvivenza, ricavate dalle statistiche demografiche, solo con prudenza possono essere assunte come elemento di misura della mortalità degli assicurati. Si potrebbe pensare, per fare un'ipotesi, ad un paese nel quale si diffonda la tubercolosi, la malattia che parve

un segno di distinzione ai romantici, forse appunto perchè ad essa sono più predisposte le classi elevate. Una compagnia, che avesse reclutato gran parte dei suoi rischi nell'ambiente di Margherita Gauthier, ne soffrirebbe teoricamente più di quanto non fosse dato prevedere, in base alla effettiva mortalità della popolazione generale.

I fatti che siamo venuti accumulando permettono, ormai, di arrivare a conclusioni pratiche abbastanza interessanti.

La selezione sanitaria, con cui gli enti assicurativi cercano di valutare l'importanza dei rischi proposti dagli agenti produttori, dalle moderne conoscenze costituzionalistiche potrebbe oggi giorno mutare elementi di giudizio, ai quali un tempo era impossibile pensare.

Fermo restando il compito fondamentale di scartare o, almeno, di segnalare gli individui i quali, per l'esistenza di forme morbose in atto, o di reliquati di malattie pregresse, o di malformazioni, capaci di menomare la resistenza vitale, esporrebbero, ove fossero assunti senz'altro, gli assicuratori, a rischi peggiori da quelli previsti nei piani tecnici, dai quali dipende la economicità dell'esercizio industriale, ad esso potrebbe, prima o poi, aggiungersi l'altro, di scoprire le tendenze morbose dei candidati, per tenerne, eventualmente, conto nelle clausole contrattuali.

Sotto questo punto di vista, si rilevano singolari contatti fra gli auspicati compiti della visita sanitaria preassicurativa e la visita sanitaria premilitare, appunto perchè, tanto l'esercito, quanto gli istituti di assicurazione, sono interessati a ridurre al minimo l'imprevisto sulla efficienza fisica e sull'incidenza della morte in seno ai gruppi sui quali operano.

D'altra parte, tanto i candidati all'esercito, quanto gli aspiranti all'assicurazione, per ragioni e con intenzioni opposte, sono interessati a deviare il giudizio del medico, nei propri confronti. L'introduzione di criteri costituzionalistici, nella selezione sanitaria realizzerebbe un grande progresso nella raccolta degli elementi per il giudizio di idoneità, perchè allontanerebbe sempre più e sempre meglio dalle basi più o meno subbiettive, offerte dai dati anamnestici, verso basi obbiettive, indipendenti, cioè, dalla attiva e interessata collaborazione dei soggetti in esame.

Ho avuto già il piacere e l'onore di richiamare su questi punti fondamentali l'attenzione delle autorità militari. Mi è grato, stasera, accennarli innanzi a voi, cui è demandato l'alto compito di far funzionare una grande impresa assicurativa di Stato.

* * *

Ed arrivo all'ultima questione sulla quale mi sono proposto di intrattenervi.

Fenomeno meraviglioso, che ha accompagnato tutti i progressi della civiltà occidentale, ed è dovuto alla selezione naturale e sessuale e alle sempre più favorevoli condizioni economiche, igieniche, sanitarie, è la diminuzione della mortalità, iniziata da antica data e che ha acquistato un ritmo celere nei tempi a noi più prossimi. Noi tutti qui presenti siamo lontani dall'opinione degli antichi demografi, di una umanità che sfilerebbe come un esercito, con ritmo uniforme, dinnanzi al Creatore, senza variazioni in bene o in male, e critichiamo l'altra, tutt'ora alquanto diffusa fra il volgo, che le generazioni odierne siano più fiacche e meno efficienti di quelle che ci hanno preceduto. A chi la pensa così, possiamo vittoriosamente rispondere che la speranza di vita degli odierni italiani raggiunge, a 5 anni, i 55 anni e mezzo, mentre era appena di 32-39 anni per gli abitanti dell'Egitto romano. Le due cifre, ricavate da una curva costruita dal Pearson in base all'età di un gruppo di mummie, e da un'altra curva, costruita da me, partendo dalle schede superstiti dei censimenti imperiali, permettono, con tutta evidenza, di valutare i grandi progressi realizzati in due millenni. Il prolungamento della vita umana risulta non meno importante se si tien conto delle tavole ottenute, da Macdonnel e Glaver, per gli antichi romani, per le popolazioni romane della Spagna e della Lusitania e per le province romane dell'Africa, sulla base delle iscrizioni funerarie.

Nè i progressi appaiono trascurabili, quando si confrontano le speranze di vita relativamente ad intervalli di tempo più corti: chè, le tavole di Halley e di Milne indicano, rispettivamente, per i secoli XVII e XVIII, in Breslavia e in Carlisle, una speranza di

vita a 5 anni di 41 e 51 anni, entrambe ancora notevolmente minori della corrispondente cifra italiana, la quale, si noti, non è certo la più favorevole, fra quelle conosciute per le altre popolazioni civili.

Abbiamo detto che sulla via del progresso si stanno tuttora compiendo passi giganteschi.

La mortalità maschile italiana fu, nel 1911 — anno di censimento — del 22 per mille. Se i quozienti specifici di mortalità maschile, relativi all'anno del successivo censimento 1921, si applicano alla distribuzione per età dei maschi censiti nel 1911, si ottiene un quoziente corretto di mortalità del 18,3 per mille, che presenta una riduzione effettiva sul precedente del 3,7 per mille. Progresso importante, in dieci anni, i quali comprendono tutto il periodo di stasi e di regresso demografico verificatisi durante la guerra e subito dopo la guerra (1).

Tutto questo è certo molto importante e non lascia indifferenti gli istituti di assicurazione, perchè la rapida diminuzione della mortalità è causa di un crescente margine fra la base tecnica del calcolo dei premi e la mortalità effettiva degli assicurati. Per certi tipi di contratti, i più frequenti, a seconda dei casi, tale margine produrrà crescenti profitti, oppure permetterà di ribassare le tariffe, per conquistare all'assicurazione nuovi strati sociali, che, con tariffe più alte, sarebbero rimasti fuori.

Ma, a queste cose ovvie, io vorrei aggiungere alcune considerazioni.

Un istituto di assicurazione, che si fosse ben reso conto, sulla base di quanto abbiamo detto, della particolare frequenza dei longitipi fra i suoi sinistrandi, anche da questa sola nozione generica, anche, cioè, senza aver fatto rilevazioni statistico-morfologiche speciali, che implicherebbero una radicale revisione dei metodi di selezione sanitaria, sarebbe incoraggiato a seguire, con criteri accorti e minuziosi, oltre all'andamento della mortalità

(1) Per uno studio dettagliato delle variazioni della mortalità negli anni recenti, vedasi: G. MORTARA, *La salute pubblica in Italia durante e dopo la guerra*. Bari, Laterza, 1925, spec. pag. 366.

generale, in funzione del tempo, anche quello della mortalità causata dalle malattie costituzionali.

Purtroppo, gli assicuratori italiani, che forse le posseggono per uso interno, non hanno ancora pubblicato delle tavole generali di mortalità, ricavate dall'esperienza industriale, così come è stato fatto, invece, in molti paesi esteri. Ci risponderebbero perciò negativamente, se domandassimo loro di preparare delle tavole di morte secondo le cause, analoghe a quelle redatte in America dagli attuari della « Metropolitan Life Insurance Company », ed in Italia dal Mortara, soprattutto quando avessimo aggiunto che il calcolo di siffatte tavole dovrebbe avere carattere di periodicità.

Io non sono certo in grado di sostituirmi all'ufficio attuariale di un grande istituto assicurativo; questa verità ovvia giustificherà, pertanto, la grossolanità dei criteri da me seguiti, per economia di tempo e di fatica, nell'esperimento che ho preparato per stasera e che vi esporrò.

Mi esimo, per non andar troppo per le lunghe, dal riferire in dettaglio le giustificazioni della scelta dei dati e dei criteri del calcolo. Il quale però — me ne convince una ormai lunghissima esperienza — con tutta probabilità, deve aver condotto a risultati abbastanza attendibili.

Ho dunque formato, anzitutto, tre gruppi di cause di morte, cercando di utilizzare nel miglior modo le imperfette e non sempre chiare voci, in cui le malattie sono raggruppate negli specchi delle nostre vecchie statistiche demografiche, che classificano i morti per sesso e per età.

Avremo, in primo luogo, un gruppo di malattie che colpiscono gli organi della respirazione, provocando disfunzioni che costituiscono la causa immediata o predominante della cessazione della vita. Non tutte queste malattie, data la loro eziologia e le modalità della loro azione, hanno carattere costituzionale; nè, d'altro canto, il gruppo include tutti i morbi costituzionali dell'albero respiratorio. Tuttavia, quando vengono messe insieme, e si indagano le caratteristiche della loro incidenza globale, offrono, con ogni probabilità, un conveniente indizio delle cause di morte a cui sono costituzionalmente predisposti i tipi longilinei.

Avremo, poi, due gruppi di malattie, le une proprie del sistema circolatorio, del sangue e degli organi ematopoietici; le altre, proprie del sistema digerente e degli organi associati, e del metabolismo. Tali gruppi, nonostante limitazioni analoghe alle accennate, a proposito delle cause di morte che ledono il sistema respiratorio, possono illuminare circa le modalità di incidenza delle cause letifere a cui sono costituzionalmente predisposti i tipi brevilinei (1).

La mortalità per i tre gruppi di malattie è stata studiata calcolando, per i primi cinque anni di vita e per i successivi quinquenni di età, i quozienti specifici medi di mortalità, relativi al settennio 1908-14, in mezzo al quale cade il censimento del 1911, e i quozienti specifici medi relativi al quinquennio 1919-23, nel quale cade il censimento del 1921 (2).

(1) Indico coi numeri usati nella tavola III della *Statistica delle cause di morte*, dalla quale sono state ricavate le cifre basilari dei calcoli illustrati nella conferenza, le cause di morte che ho considerate.

A) Malattie degli organi della respirazione: voci nn. 16, 14, 15, 77, 78, 81, 82, 79, 29-31.

B) Malattie del sistema circolatorio, del sangue e degli organi ematopoietici: voci nn. 39, 40, 18, 19, 22, 90, 87.

C) Malattie del sistema digerente e degli organi associati e del metabolismo: voci nn. 97, 104, 120, 99, 112, 110, 110 a, 11, 47.

Le voci, spesso non del tutto chiare e talora estremamente vaste, così come sono date dalle statistiche, vennero aggruppate secondo criteri che potranno essere criticati ma che si giustificano ricordando soprattutto lo scopo di prima approssimazione a cui miravano le indagini illustrate nella conferenza.

(2) La scelta della media aritmetica del numero delle morti verificatesi per ciascun gruppo di cause, nei due periodi presi in esame, si giustifica sempre con gli scopi di prima approssimazione a cui miravamo e tenendo presente il fatto che si trattava, non già di trovare una misura assoluta della mortalità per gruppi di cause, ma di confrontare le variazioni intervenute nella mortalità stessa, nell'intervallo fra due censimenti. Perciò, quand'anche, per il criterio adottato, si commettesse un errore, esso dovrebbe avere la stessa direzione e, all'incirca, la stessa intensità nei quozienti di mortalità per gruppi di cause, relativi ai due periodi, onde i confronti fra la mortalità antebellica e postbellica dovrebbero risultare relativamente corretti. Analoghe ragioni valgono, *mutatis mutandis*, a giustificare vari criteri ed accorgimenti adottati nella scelta dei periodi, nei metodi di calcolo, ecc.

Applicando i quozienti di mortalità dei tre gruppi, relativi al 1921, alla distribuzione per età della popolazione del 1911 – così come abbiamo fatto per la mortalità generale maschile – si ottengono quozienti corretti per il 1921, perfettamente paragonabili a quelli greggi corrispondenti per il 1911, e si ottiene immediatamente una nozione attendibile del declino verificatosi nella mortalità, durante il decennio racchiuso fra i due ultimi censimenti (vedasi Tab. I).

TABELLA I.

Confronto dei quozienti di mortalità generici effettivi riferibili al 1911 coi quozienti di mortalità corretti riferibili al 1921 (attribuendo i quozienti di mortalità effettivi secondo le età del 1921 alla distribuzione per età della popolazione del 1911) per alcuni gruppi di cause di morte nei due sessi. La mortalità per il 1911 è stata ricavata dalla media del settennio 1908-14 e quella per il 1921 dalla media del quinquennio 1919-23.

GRUPPI DI CAUSE DI MORTE	MORTI PER 100.000 VIVENTI					
	MASCHI			FEMMINE		
	1911 Quozienti effettivi (a)	1921 Quozienti corretti (b)	100 (b) : (a)	1911 Quozienti effettivi (a)	1921 Quozienti corretti (b)	100 (b) : (a)
Malattie del sistema:						
Respiratorio	532.86	465.16	87.29	493.04	434.46	88.12
Circolatorio	247.05	232.78	94.22	273.65	254.35	92.95
Digerente	390.04	364.06	93.34	352.58	337.85	95.82

La diminuzione risulta essere stata massima per le malattie dell'albero respiratorio e minore per gli altri gruppi di cause.

Troviamo, infatti, che la mortalità per le cause del primo gruppo si è ridotta a 87 % nei maschi e a 88 % nelle femmine, mentre la riduzione verificatasi negli altri gruppi, nei due sessi è compresa fra 4 e 7 per cento.

Ma questa idea complessiva del declino della mortalità, diciamo pure, costituzionale, mentre ha un notevole interesse demografico, è inadeguata per valutare le variazioni del rischio assicu-

rativo, originate dalla diminuita letalità delle cause di morte incluse in ciascuno dei tre gruppi.

Appunto per una siffatta valutazione sarebbero molto utili le tavole di mortalità secondo le cause, relative a tempi intervallati.

Dal momento che queste mancano, e fino a quando mancheranno, bisognerà contentarsi delle cifre che io presento stasera e che non le sostituiscono, ma, anzi, acuiscono il desiderio di averle (vedasi Tab. II e III).

Si considerano delle generazioni immaginarie, costituite da individui soggetti a morire esclusivamente per malattie dell'albero respiratorio o dell'apparato circolatorio o del sistema digerente, in modo siffatto, che le malattie comprese in ciascun gruppo, benché prese indipendentemente da tutte le altre, continuino ad esercitare la loro azione letale con intensità e modalità pari a quelle che si riscontrano presso la popolazione reale, quando dette malattie rappresentano appena pochi degli innumeri elementi, da cui è causata la mortalità complessiva. Mentre, nelle consuete tavole di mortalità, una generazione di centomila neonati figura presso che estinta al centesimo anno di età, nelle tavole di cui parliamo il numero dei sopravvissuti, anche ad età molto avanzate, risulta sempre cospicuo, appunto perchè in esse continuano a figurare in vita tutti gli individui, vivi e morti, che si saranno sottratti all'azione distruttiva delle malattie comprese nei dati gruppi di cause di decesso.

Il rapporto fra il numero dei sopravvissuti di ciascuna generazione a varie età ($l_x + n$) al numero dei viventi a una età anteriore (l_x) direbbe, allora, la probabilità di essere ancora in vita, in capo ad alcuni anni (n) di un vivente che facesse parte di una generazione ipotetica, godente del singolare privilegio di non poter soccombere che a una ristretta categoria di cause letifere.

Probabilità di vita calcolate in questo modo sembrano, a tutta prima, sprovviste di qualsiasi interesse concreto; e, a parlare propriamente, non si conviene neppure siffatto nome a delle frazioni le quali esprimono tutt'altro che la frequenza relativa rappresentata dai sopravvissuti futuri, rispetto a un gruppo attuale di coetanei.

Eppure, a parte ogni altro utile servizio che possono rendere, nel valutare, nello spazio e nel tempo, le differenze o i mutamenti nel contributo delle varie cause alla mortalità generale, le tavole hanno un interesse particolarissimo nel caso nostro.

Mi spiegherò più facilmente, parlando in concreto.

Ho calcolato dodici tavole, sei riferentisi ai maschi e sei alle femmine. Delle sei tavole maschili, o femminili, tre si riferiscono al 1911 e tre al 1921 e riguardano, ciascuna, uno dei tre gruppi di cause di morte costituzionali alle quali ho già accennato e precisamente che colpiscono (i) gli organi della respirazione, (i i) il sistema circolatorio, il sangue e gli organi ematopoietici, (i i i) il sistema digerente e gli organi associati e del metabolismo.

Guardiamo queste tavole, considerando, per semplicità, le due tavole maschili, concernenti le malattie del primo gruppo.

Di 1000 neonati della generazione immaginaria che si riferisce al 1911, 797 sarebbero arrivati alla fine del 95° anno di età, senza incorrere in malattie mortali dell'albero respiratorio, e di 1000 neonati della generazione immaginaria che si riferisce al 1921, 825 avrebbero avuto una stessa sorte. Ben si intende che, in realtà, chi scampa alle malattie mortali dell'albero respiratorio, non per questo evita altre cause di morte. Ma se, su questo punto, le due cifre che abbiamo riferite, e cioè 797 e 825, non ci dicono nulla, esse, peraltro, ci dicono che, nell'intervallo di tempo fra i due ultimi censimenti italiani, è notevolmente diminuito, per i neonati, il pericolo di soccombere, entro i 96 anni dalla nascita, per forme morbose degli organi della respirazione.

Meglio si possono esprimere questi ed analoghi fatti — e non solo per studiare l'effetto delle cause di morte che hanno sede negli organi della respirazione, ma anche delle altre che hanno, leso il sistema circolatorio e quello digerente, tanto nei maschi quanto nelle femmine — considerando, invece del numero dei sopravvissuti alle successive età, quei rapporti che, con linguaggio convenzionale, abbiamo stabilito di chiamare probabilità di essere in vita. Ne troverete calcolato un certo numero nelle tavole che vi presento, e il loro esame, ove abbiate la pazienza di farlo, riuscirà davvero interessante e istruttivo.

TAVOLE DI MORTALITÀ MASCHILE, SECONDO LE MALATTIE COSTITUZIONALI

—	—	1.001	1.004	1.010	40 anni
—	—	—	1.003	1.009	60 anni
—	—	—	—	1.006	80 anni
—	—	—	—	—	95 anni

Soprattutto per facilitare i confronti, ho calcolato pure i rapporti fra le probabilità di essere in vita riferibili al 1921 alle rispettive probabilità riferibili al 1911. Chiaro è che, quando tali rapporti sono inferiori all'unità, essi attestano una diminuzione della mortalità causata dall'una o dall'altra categoria di malattie, fra l'uncensimento e l'altro, mentre attestano una situazione aggravata, quando i rapporti stessi superano l'unità.

È in questo genere di confronti che le probabilità di essere in vita, che figurano nelle tavole innanzi a voi, disvelano tutto il loro interesse e permettono una nozione piena e dettagliata della situazione comparativa della mortalità da forme morbose costituzionali, in periodi di tempo successivi.

Non scenderò, certo, ora, ad uno studio particolareggiato e a un'arida illustrazione di cifre e di fatti, che ognuno di voi, con le tavole dinnanzi, può fare da sè, appena ne senta il desiderio. Io mi limito a far osservare, che la probabilità di sopravvivenza a successive età, fra il 1911 e il 1921, è aumentata in modo notevole per gli esposti a morire da cause che alterano la funzione respiratoria. I guadagni sono stati soprattutto grandi per le prime e per le ultime età. Al contrario, gli esposti a morire per le malattie degli altri due gruppi non hanno realizzato guadagni interessanti nelle età giovanili e virili, anzi, per qualche fase della vita, la loro situazione è peggiorata durante il decennio. Qualche miglioramento, del resto assai minore di quelli verificatisi per gli individui del primo gruppo, ha avuto luogo relativamente alle età estreme.

Questi fatti sono all'incirca gli stessi, tanto per i maschi quanto per le femmine.

* * *

Dal punto di vista assicurativo, tutto quanto siamo venuti dicendo ha un'importanza notevole.

Supponiamo — cosa perfettamente legittima, se detta a titolo di esempio — che le modalità di variazione nel tempo delle probabilità di vita, da noi osservate limitatamente a un decennio e

a gruppi di malattie la cui scelta non è stata del tutto volontaria, abbiano un valore generale.

Che cosa dicevamo da principio? Dicevamo che la selezione dei rischi assicurativi ha luogo in modo tale che, fra gli assicurati, con tutta probabilità, il tipo longilineo è più rappresentato che nella popolazione in mezzo alla quale sono reclutati, mentre vi è meno rappresentato il tipo brevilineo. Ciò vuol dire, in fondo, che gli istituti di assicurazione sono esposti in modo particolare a vedere eliminati i propri clienti piuttosto da malattie dell'albero respiratorio che da quelle dei sistemi circolatorio e digerente. Perciò, indipendentemente dalla domanda che ci siamo posta poco fa, se, cioè, il fatto sia tale da accrescere o da diminuire la probabilità di morte degli assicurati, in confronto della popolazione da cui provengono, importa assai di conoscere le modalità di variazione dei rischi, in funzione del tempo, e gli effetti della variata mortalità, rispetto al verificarsi dei sinistri.

Orbene, dal momento che si è verificata una diminuzione notevole di mortalità proprio in dipendenza delle malattie a cui gli assicurati, più che la popolazione generale, sono costituzionalmente predisposti, c'è da presumere che gli istituti di assicurazione, per i contratti in caso di morte, abbiano tratto, dal miglioramento delle condizioni generali, maggior beneficio di quanto potrebbe sembrare, dal confronto dei quozienti di mortalità complessiva, relativi a tempi diversi.

Abbiamo già visto che la mortalità maschile fu, in Italia, nel 1911, del 22.0 per mille e che il quoziente corretto di mortalità maschile, per il 1921, fu del 18.3 per mille. Se, dunque, la mortalità maschile generale è discesa, in un decennio, da 100 a 83, c'è da domandarsi se maggiormente possa esser discesa quella degli assicurati, fra i quali abbondano gli individui predisposti costituzionalmente a quelle forme dell'albero respiratorio, per le quali abbiamo visto essere scemata la mortalità più di quanto non sia avvenuto per le affezioni a carico di altri organi o sistemi.

Le tavole di mortalità secondo le cause sono adatte ad illuminare questi ed altri punti, di un estremo interesse demografico ed attuariale. E, quando venissero costruite con una più

minuziosa scelta dei gruppi di malattie e con più sottili accorgimenti tecnici, costituirebbero indubbiamente, per gli assicuratori, un ausiliario prezioso. Il suo valore diverrebbe preminente il giorno in cui, integrati i criteri che attualmente si seguono nella selezione medica dei candidati proposti dagli agenti produttori, con altri, desunti dalle più moderne conoscenze della medicina costituzionalistica, si volesse arrivare, attraverso il filtro sanitario, a una stima preventiva dei rischi, sempre meglio adeguata alla realtà.

Ma, con queste osservazioni, arriviamo alla soglia dell'irreale; chè, per quanto seducenti possano apparire ad un istituto di assicurazione le prospettive implicite nei fatti che sono venuto illustrandovi, non oserei affermare che essi offrano fin d'ora, pur nella loro ricchezza e varietà, elementi bastevoli per una esperienza concreta.

Lasciatemi, tuttavia, il compiacimento, o Signori, di aver contribuito, illustrandoli innanzi a voi, a creare quell'atmosfera comune fra scienza e pratica, fra speculazione e tecnica, che veniva autorevolmente auspicata, in questa stessa sala, qualche sera addietro e che sarebbe appunto lo scopo di queste nostre riunioni.

Gli spunti da me offerti pongono, in fondo, innanzi a voi, tecnici di un grande Istituto assicurativo, dei problemi di organizzazione. E poichè l'organizzazione è strumento di vittoria nella lotta di concorrenza, è economicità di esercizio industriale, è, nel caso vostro, possibilità di produrre il servizio assicurativo a minor costo ed è, quindi, mezzo atto a favorire, mediante la riduzione delle tariffe, un allargamento di clientela, anzi, dati i fini sociali che vi stanno a cuore, una intensificazione e una estensione dello spirito di previdenza, mi lusingo che le cose dette vi tocchino da vicino e vi inducano a meditare sulla possibilità di trarre qualche profitto da quanto la scienza costituzionalistica, vanto del pensiero italiano, può offrirvi.