

affetti da alcuna malattia specifica, sono dotati di resistenza organica deficiente, per cui essi soccomberebbero con maggiore facilità quando vengono colpiti da queste malattie, aventi la caratteristica di investire tutto l'organismo.

3. *Tumori maligni.* — La maggiore mortalità degli assicurati (ancora più accentuata nel 1932-36) può forse imputarsi alla circostanza che non dovrebbe risultare in generale molto agevole la diagnosi della malattia allo stadio iniziale, specie quando l'assicurato ha interesse di nascondere le sue vere condizioni di salute, non accusando anche lievi disturbi che pur tuttavia potrebbero essere rivelatori. È ben noto infatti che specialmente negli stadi iniziali dei tumori, lo stato generale del soggetto può essere buono, e d'altra parte, i tumori dell'apparato digerente, che rappresentano un'aliquota elevata specie fra i maschi, si iniziano subdolamente con sintomi gastrici e generali che hanno ben poco di caratteristico (1). Se poi si tiene conto della circostanza che la malattia ha durata e decorso variabilissimi (2), si comprenderà facilmente come, per la diagnosi, debbano presentarsi notevoli difficoltà e cause di errore (3) che rendono necessariamente incompleta la selezione all'ingresso in assicurazione dei soggetti affetti dalla malattia allo stadio iniziale. Proprio siffatta difficoltà di selezione spiegherebbe perchè, anche nelle età non avanzate, fra le quali abbondano i contratti di recente acquisiti, la mortalità per tumori sembra essere già decisamente più elevata di quella della popolazione generale. D'altra parte, il decorso molte volte lungo della malattia, potrebbe facilitare un processo di cernita pel quale i soggetti tarati permarrebbero

(1) F. MARSELLA, *I tumori maligni in rapporto all'assicurazione vita*, in « L'assistenza Sanitaria agli Assicurati dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni », Anno VII, n. 2, Aprile 1938, pag. 95. Cfr. anche pag. 99 e 101.

(2) Secondo i risultati dell'Inchiesta Italiana 1924-25 sulla mortalità per tumori maligni, risulta che il tempo trascorso tra l'inizio (supposto) del tumore maligno e la morte del paziente è variabile da meno di 6 mesi a più di tre anni (Cfr. A. NICEFORO, *La statistica demografico-sanitaria del cancro in Italia*, Milano, Istituto Sieroterapico, Tab. XXVIII, pag. 103).

(3) M. CLAUSI SCHETTINI, *Il cancro dello stomaco in Assicurazione Vita*, in « L'Assistenza sanitaria ecc. », Anno X, 15 febbraio 1941, pag. 2 e pag. 16.

più facilmente in assicurazione, contribuendo così ad aggravare la mortalità degli assicurati.

Infine, il progressivo aumento dei quozienti dal 1° al 2° ed al 3° quinquennio, deve attribuirsi alla ben nota tendenza all'aumento della mortalità per cancro negli ultimi anni (1).

4-5. *Malattie del sistema nervoso e malattie dell'apparato circolatorio.* — Le spezzate relative a queste malattie presentano nel complesso questa caratteristica: che la mortalità degli assicurati è più bassa di quella della popolazione nelle età giovanili, nelle quali abbondano i soggetti di recente selezionati, mentre il contrario avviene per le età mature, nelle quali perciò la mortalità degli assicurati eccede notevolmente la mortalità della popolazione. Siffatto andamento sembra potersi spiegare considerando che la selezione all'ingresso è particolarmente efficace per le affezioni di questi gruppi, mentre col procedere dell'età (e quindi facendosi via via più frequenti i contratti con lunga antidurata) interverrebbe un processo di cernita, per cui gli individui affetti dalle malattie considerate o particolarmente predisposti ad esse, permarrebbero in assicurazione con maggiore probabilità degli individui sani.

6. *Apparato respiratorio.* — Può prospettarsi l'ipotesi che la massa degli assicurati, essendo formata in prevalenza delle categorie sociali elevate, sia in complesso meno soggetta alle malattie dell'albero respiratorio, le quali sembrerebbero prediligere gli individui soggetti ai disagi della vita di lavoro manuale (2).

(1) Cfr. ad es. ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA, *Statistica delle cause di morte, Anno 1935*, pag. 20 * Prosp. 14, e *Anni 1931 e 1932*, Parte I, Introduzione, pagg. 42*-48*.

(2) Proprio questo accade ad es. per l'Inghilterra. Posta infatti uguale a 1000 la mortalità per malattie dell'apparato respiratorio di tutti i maschi fra 20 e 65 anni, ed eliminata l'influenza della distribuzione per età, la mortalità per queste malattie nelle classi di ricchezza decrescente I, II, III, IV e V, risulta rispettivamente: 634, 759, 918, 1109, 1559. (*The Registrar-General's Decennial Supplement, England and Wales, 1921*, parte II, London, H. M. Stationery Office, 1927). Ossia, le malattie dell'apparato respiratorio colpiscono con maggior frequenza gli appartenenti ai gruppi meno elevati della popolazione. A risultati consimili giunge

Con ciò non si esclude naturalmente, che la selezione medica all'ingresso, possa risultare particolarmente efficace con l'eliminazione dei soggetti che per la loro costituzione si presentano particolarmente predisposti alle affezioni dell'apparato respiratorio. Ma il fatto che anche nelle età avanzate il quoziente risulta ancora basso — segno dell'assenza della cernita che tende a far permanere in assicurazione gli individui più predisposti a una certa causa di morte — può lasciar pensare che la più bassa mortalità degli assicurati debba imputarsi per la maggior parte alla differente composizione per strato sociale delle due masse poste a confronto (1).

7. *Sistema digerente.* — La mortalità degli assicurati, non appare gran che differente da quella della popolazione: dunque non sembra esistere per questa causa di morte una speciale cernita dei soggetti tarati verso l'assicurazione, nè differenze sostanziali dovrebbero esistere per la mortalità per questa malattia nei diversi strati sociali.

8. *Apparato genito urinario.* — La particolare composizione professionale della massa degli assicurati può produrre — ammessa per ipotesi una certa preferenza delle malattie genito urinarie per alcune classi professionali — una maggiore mortalità per queste malattie. Non si può escludere però d'altra parte che alcune delle malattie rientranti in questo gruppo, presentino un elevato grado di difficoltà per la diagnosi, talchè la selezione non risulterebbe sempre efficace. Ma il fatto che nelle età giovanili, cioè all'ingresso in assicurazione, i quozienti degli assicurati sono quasi eguali a quelli della popolazione, mentre con

il BRINGIOTTI per l'Italia nella sua tesi di laurea in demografia (R. Università di Napoli, Facoltà di Economia e Commercio, Anno Accademico 1937-38).

(1) Lo studio della mortalità in relazione simultaneamente alla causa di morte ed alla professione o occupazione, fu eseguito per gli assicurati vita, per alcune particolari malattie da: L. I. DUBLIN e R. I. VANE, *Causes of death by occupation. Occupational mortality Experience of the Metropolitan Life Insurance Comp., Industrial Department 1922-24*, in « Bulletin of the United States Bureau of Labor Statistics », n. 507. Industrial Accidents and Hygiene Series, 1930, recensito in: « Journal of the Royal Statistical Society », vol. XCIII, Part IV, 1930, pag. 598.

l'aumentare dell'età il divario va sempre più accentuandosi, — lascia pensare che più che di un'incompleta selezione all'ingresso, si tratti di un processo di cernita per cui gli individui fra i quali si manifesta una certa tendenza per le malattie in questione, permangono in assicurazione con maggiore probabilità degli individui sani. Il prodursi di questa cernita è tanto più probabile in quanto, fra le malattie dell'apparato urinario hanno importanza preponderante le nefriti, e fra queste, le nefriti croniche (1), le quali possono evidentemente favorire la cernita, nel senso che il soggetto conosce il più delle volte con notevole anticipo l'infermità che forse lo condurrà alla tomba, ed ha quindi tutto il tempo per giudicare della convenienza di permanere in assicurazione anche se le sue condizioni economiche lo avrebbero spinto ad abbandonare il contratto.

Per quanto concerne, la sola nefrite cronica, l'esperienza della « Metropolitan Life Insurance » più volte citata, mette in evidenza, in accordo con la nostra esperienza che è relativa però a tutte le malattie dell'apparato genito urinario, la più bassa mortalità della popolazione generale (2).

9. *Suicidio.* — Per il 1927-31, si rileva che la mortalità degli assicurati è maggiore per tutte le età alla mortalità della popo-

(1) Ad esempio, nel 1932, su un totale di 610.646 morti, si contarono 21.351 persone decedute per malattie dell'apparato urinario e genitale (esclusi i tumori). Fra queste ultime, 15.734 morirono per nefrite, delle quali però soltanto 3.617 con nefrite acuta, ed il resto (12.117) con nefrite cronica (6.631) o non specificata (5.486). Cfr. ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA, *Statistica delle cause di morte*. Anno 1932, Roma, 1934.

(2) Siffatta più bassa mortalità è dovuta in parte al fatto che negli Stati Uniti la mortalità è sensibilmente maggiore nella popolazione urbana (cfr. nota pagg. 58-59) e fra gli assicurati predominano i lavoratori dell'industria a basso reddito delle grandi città. I citati AA. ritengono poi probabile che il tenor di vita e di lavoro degli abitanti delle città, contribuisce al pronto sviluppo dei cambiamenti fisici portanti alla nefrite, sia nelle forme originarie che in quelle associate con l'ipertensione e l'arteriosclerosi. I rischi dell'occupazione dei lavoratori industriali delle città, possono costituire un altro fattore, benchè l'esposizione agli elementi, così spesso richiesta al contadino, può far sospettare una maggior frequenza di certi tipi di malattia fra i maschi delle regioni rurali. (Cfr. L. I. DUBLIN, aud A. J. LOTKA, *op. cit.*, pag. 292).

lazione. Questo fatto sembra concordare grosso modo con precedenti esperienze: così ad esempio, il MABON (1), per il Canada, trova che per le età inferiori ai 40 anni, la frequenza dei suicidi degli assicurati è uguale a quella della popolazione, mentre, per le età maggiori, essa cresce assai più fortemente di ciò che si verifica per la popolazione generale: cosa, questa, che induce l'A. a pensare che esiste una forte cernita contraria all'assicuratore nel campo del suicidio. Siffatta maggiore mortalità per suicidio degli assicurati (2) può invero trovare in generale spiegazione nelle seguenti circostanze:

1) Fra gli assicurati sono più frequenti le professioni nel seno delle quali il suicidio è relativamente frequente, come fra gli uomini d'affari (3). Così ad esempio, SPITZER e RIEDEL (4), esaminando il contributo dato dalle singole professioni ai casi di suicidio, trovano che « gli industriali ed i commercianti occupano il 1° posto con 49.4 % delle polizze e con il 61.8 % dei capitali sinistrati complessivamente per suicidio », e d'altra parte che « il dissesto finanziario, quale movente di suicidio, contribuisce col 44.8 % al numero complessivo delle polizze sinistrate e col 60.9 % alla somma totale dei capitali sinistrati per suicidio ».

2) Non sono rari i casi di persone che entrano per la prima volta in assicurazione o vi rientrano dopo una sospensione del contratto, col proposito di consumare il suicidio al fine di apportare un vantaggio economico ai propri eredi. Così ad esempio,

(1) J. B. MABON, *Suicides in Canada*, in: « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », Vol. IV, pag. 407.

(2) Al contrario, per l'esperienza americana della « Metropolitan », in relazione al fatto che fra quegli assicurati predominano gli appartenenti alle classi più modeste della popolazione, risulta che la mortalità della popolazione complessiva è maggiore di quella degli assicurati (Cfr. L. I. DUBLIN & A. J. LOTKA, op. cit., pag. 467). Ciò concorda del resto con quanto si verifica relativamente ai nostri assicurati popolari (Cfr. § 19).

(3) G. PALME, *Influence du suicide dans l'assurance sur la vie*, in: « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », pag. 497 e specialmente pag. 501.

(4) L. SPITZER e L. RIEDEL, *Alcune esperienze sulla mortalità per suicidio di assicurati vita*, in: « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », Vol. IV, pag. 463.

da un'esperienza delle compagnie svedesi (1), sembra risultare che un certo numero di suicidi fu rinviato fino all'anno successivo ai tre anni di carenza, e che un certo numero di morti durante questo periodo di carenza, indicati nelle statistiche come dovute ad infortunio, sono in realtà suicidi mascherati. Inoltre, un'inchiesta del 1927-32 eseguita in Svizzera (2), ha mostrato che la durata del periodo transitorio durante il quale il rischio di suicidio è coperto solo condizionatamente, influisce sulla frequenza dei suicidi.

Dai nostri dati relativi al 1927-31 appare anche in modo manifesto che la mortalità per suicidio calcolata sui capitali assicurati, è notevolmente superiore a quella calcolata sul numero dei contratti (cfr. Grafico 20). Questo fatto, che concorda con varie precedenti ricerche (3) costituisce un aspetto particolare della forte selezione contraria all'assicuratore che si manifesta per il suicidio: giacchè sono proprio gli assicurati per le somme elevate che si suicidano con maggiore frequenza. Ma d'altro canto, il fatto stesso potrebbe essere in parte una conseguenza della circostanza, più sopra ricordata, che il suicidio sembra più diffuso nelle classi economicamente più elevate, nelle quali appunto sono più frequenti i grossi contratti.

Le spezzate del 1932-36 (Grafico 21) presentano andamento nettamente diverso da quello relativo al precedente quinquennio, giacchè la mortalità degli assicurati, salvo che nella classe d'età 60-64, non risulta gran chè differente da quella della popolazione, la quale presenta qualche volta quozienti anche più elevati.

Per spiegare in certa misura questo comportamento, bisogna

(1) G. PALME, *Influence du suicide*, cit., ecc.

(2) H. WYSS, *Die Selbstmordhäufigkeit bei den schweizervischen lebensversicherungsgesellschaften in den Jahren 1927 bis 1932*, in: «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», Vol. IV, pag. 512.

(3) L. SPITZER e L. RIEDEL, *Alcune esperienze sulla mortalità per suicidio*, ecc., cit., pag. 467, n. 10; A. ANDRAE, *Die selbsttötung und ihre bedeutung für die lebensversicherung*, in: «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», Vol. IV, pag. 413; I. HESSBERG, *Suicides in Norwegian life insurance companies*, ivi, pag. 488; H. WYSS, op. loc. cit.

ricordare che successivamente al 1932 venne modificata la condizione generale di polizza relativa al suicidio. Difatti, mentre prima del marzo 1932 si richiedeva, per la copertura del rischio di suicidio, che la polizza fosse rimasta regolarmente in vigore per lo meno per un anno (1) o sei mesi (2), da quella data, proprio in considerazione del rilevante numero di sinistri che si andava registrando, tale termine fu portato a due anni. Questo provvedimento, come si comprende, agì da freno potentissimo, e produsse perciò una sensibile diminuzione del numero dei sinistri per suicidio.

10. *Altre morti violente.* — La molto minore mortalità degli assicurati per questo gruppo di cause, sembra possa ragionevolmente ascriversi alla particolare composizione professionale della massa degli assicurati. In questa, difatti, sono rappresentati in misura molto esigua gli operai (Cfr. Tab. 14) fra i quali i soli infortuni sul lavoro producono una larga falciata di vite.

11. *Tutte le rimanenti cause di morte.* — In questo gruppo sono comprese le cause di morte non comprese nelle precedenti categorie che indichiamo in nota secondo la nomenclatura internazionale abbreviata (IV Revisione, Parigi, 15-19 ottobre 1929) (3).

Non sono ben chiare le ragioni che determinano la molto minore mortalità degli assicurati; ma è probabile che a produrre questo risultato, contribuisca la particolare composizione per professione e strato sociale degli assicurati stessi.

(1) Clausola rimasta in vigore fino all'aprile 1930.

(2) Clausola rimasta in vigore dall'aprile 1930 fino al marzo 1932.

(3) Tumori non maligni o il cui carattere maligno non è specificato: Reumatismo cronico o gotta; Diabete mellito; Alcoolismo acuto e cronico; Altre malattie generali ed avvelenamenti cronici; Atassia locomotrice e paralisi progressiva degli alienati; Settlicemia e infezioni puerperali; altre malattie della gravidanza, parto e puerperio; Malattie della pelle, del tessuto cellulare, delle ossa e degli organi della locomozione (esclusa la tubercolosi ed il reumatismo); Debolezza congenita, vizi di conformazione congeniti, nascita prematura e altri mali speciali dell'infanzia (esclusi i nati morti); Senilità; Cause non specificate o mal definite.

§ 19. — *La mortalità per cause nelle assicurazioni popolari in rapporto alla mortalità delle assicurazioni ordinarie.*

Al fine di studiare l'andamento della mortalità per cause nelle assicurazioni popolari, dai quozienti annuali dell'esperienza 1931-34 relativi alla « Mista » (1) abbiamo anzitutto calcolato, in base al solito procedimento (2) i quozienti globali di mortalità quinquennali, dai quali poi, utilizzando la statistica delle cause di morte per le Assicurazioni popolari contenuta nella *Relazione 1932-36* (3), siamo pervenuti ai quozienti specifici di mortalità riportati nella seguente Tabella 23 :

TABELLA 23.

Quozienti quinquennali di mortalità per cause 1000 ${}_{5q_{ix}}$ degli assicurati « Mista popolare con antidurata inferiore a 5 anni » (Esperienza 1931-34).

Cause di morte	25 - 30	30 - 35	35 - 40	40 - 45	45 - 50
1. Tubercolosi	4.32	4.83	6.19	5.12	4.23
2. Altre malattie infettive	1.67	2.03	2.03	2.02	2.34
3. Tumori maligni	0.38	1.02	1.36	2.60	3.70
4. Sistema nervoso	0.48	0.42	1.58	1.42	2.53
5. Apparato circolatorio	0.81	1.06	2.01	2.66	3.53
6. Apparato respiratorio	1.88	3.14	3.15	3.82	4.25
7. Apparato digerente	1.51	2.03	2.13	2.44	2.76
8. Apparato genito urinario	0.43	0.42	1.03	1.02	1.42
9. Suicidio	0.21	0.30	0.26	0.38	0.32
10. Altre morti violente	3.60	2.50	1.72	1.76	1.62
11. Tutte le rimanenti cause	0.38	0.64	0.79	0.90	0.87
Quozienti globali 1.000 ${}_{5q_x}$	15.65	18.39	22.24	24.13	27.59

(1) *Relazione 1932-36*, Alleg. 8.

(2) Cfr. nota 1 a pag. 98.

(3) Notiamo che i ${}_{5q_{ix}}$ calcolati in base ai q_x dell'Allegato 8 della citata *Relazione* si riferiscono ai soli contratti con antidurata inferiore ai 5 anni, mentre le percentuali dei morti di ogni malattia (per ciascuna età) furono determinate in base al totale dei contratti, includendo cioè i contratti con antidurata maggiore di 5 anni. Questa inclusione (resa necessaria dal modo col quale i dati originari erano presentati) ha un'influenza del tutto trascurabile sul valore dei quozienti specifici di mortalità, perchè i contratti aventi antidurata inferiore ai 5 anni, rappresentano il 91.3 % del totale.

QUOZIENTI QUINQUENNALI DI MORTALITA PER CAUSE P
ASSICURATI "MISTA ORDINARIA" CON ANTIDURA

1000 %_x

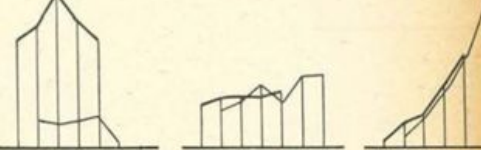
15 .

— Mista ordinaria
— Mista popolare

10 .

1. tubercolosi 2. altre malatt. infettive 3. tumori maligni

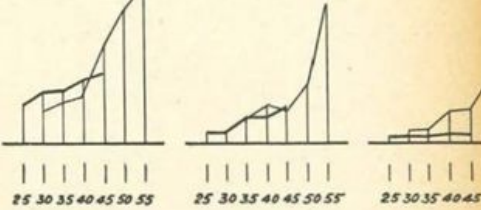
5 .



10 .

7. apparato digerente 8. apparato genito urin. 9. suicidi

5 .



25 30 35 40 45 50 55

25 30 35 40 45 50 55

25 30 35 40 45

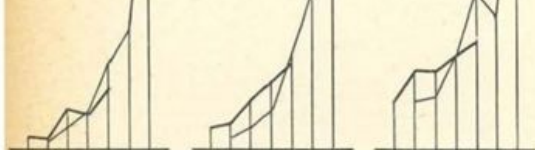
INFERIORE A 3 ANNI (Esperienza 32-36)

" " 5 " " 31-34

4. sistema nervoso

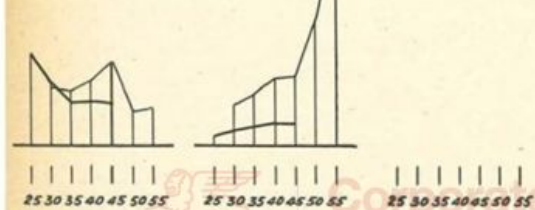
6. appar. respiratorio

5. apparato circolat.



10. altre morti violente

11. tutte le altre cause di morte



25 30 35 40 45 50 55

25 30 35 40 45 50 55

25 30 35 40 45 50 55

Grafico Mutilo



Corporate Heritage
& Historical Archive

Per esaminare l'andamento comparativo della mortalità per cause fra i contratti con visita medica e quelli senza visita medica (in forma popolare), abbiamo calcolato, col solito metodo, i quozienti per cause della « mista ordinaria » con antidurata inferiore a tre anni che riportiamo nella Tabella qui appresso. Il confronto fra la mortalità specifica dei due gruppi di contratti è eseguita nel Grafico 22 nel quale sono appunto riportati i valori delle Tabelle 23 e 24. Il confronto stesso può ritenersi abbastanza significativo perchè i due gruppi si riferiscono entrambi alla stessa forma di assicurazione (mista) ed inoltre, l'antidurata dei contratti non è molto diversa (con meno di tre e meno di cinque anni).

TABELLA 24.

Quozienti quinquennali di mortalità per cause 1000 ${}_{5q_{ix}}$ degli assicurati « Mista ordinaria con antidurata inferiore a tre anni » (Esperienza 1932-36).

Cause di morte	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49	50 - 54	55 - 59
1. Tubercolosi	1.15	0.97	1.15	1.33	0.26	—
2. Altre malattie infettive	1.59	1.87	2.56	1.86	2.87	2.95
3. Tumori maligni	0.45	1.18	2.38	3.45	5.72	8.34
4. Sistema nervoso	0.32	0.90	1.59	3.58	4.95	12.26
5. Apparato circolatorio	0.45	0.97	1.68	3.98	6.25	8.83
6. Apparato respiratorio	1.97	2.15	3.70	6.23	5.21	13.25
7. Apparato digerente	1.27	1.66	1.85	3.84	5.21	6.38
8. Apparato genito urinario	0.51	0.97	1.59	1.39	2.34	5.40
9. Suicidio	0.51	0.55	1.32	1.39	2.60	1.47
10. Altre morti violente	2.23	2.15	2.56	3.25	1.30	1.47
11. Tutte le rimanenti cause	1.59	2.01	2.64	2.72	4.94	8.33
Quozienti globali 1000 ${}_{5q_x}$	12.03	15.40	23.02	32.22	41.65	68.67

Allo scopo di meglio apprezzare le differenze fra i quozienti specifici dei due gruppi di contratti, abbiamo calcolato e riportiamo nella Tabella 25 i valori $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$ per i quozienti quinquennali di mortalità per cause fra gli assicurati popolari ed i corrispondenti quozienti degli assicurati con mista.

ordinaria, assunti come « fondamentali ». A questa Tabella, fa riscontro il Grafico 23.

TABELLA 25.

Confronto della mortalità degli assicurati mista popolare (1931-34) con la mortalità degli assicurati mista ordinaria (1932-36).

Valori dell'espressione $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$

Cause di morte	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49
1. Tubercolosi	+ 320.00	+ 543.75	+ 353.91	+ 218.05
2. Altre malattie infettive	+ 26.42	+ 8.56	- 21.18	+ 25.81
3. Tumori maligni	+ 126.67	+ 15.25	+ 9.28	+ 7.27
4. Sistema nervoso	+ 31.25	+ 75.56	- 10.69	- 29.41
5. Apparato circolatorio	+ 135.56	+ 107.22	+ 58.33	- 11.36
6. Apparato respiratorio	+ 59.39	+ 46.51	+ 3.25	- 31.99
7. Apparato digerente	+ 59.84	+ 28.31	+ 31.89	- 28.20
8. Apparato genito urinario	- 17.65	+ 6.19	- 35.85	+ 2.16
9. Suicidi	- 41.18	- 52.73	- 71.21	- 76.97
10. Altre morti violente	+ 12.11	- 20.00	- 31.37	- 50.31
11. Tutte le rimanenti cause	- 68.15	- 70.34	- 67.16	- 82.72

Esaminando i Grafici 22 e 23 si può osservare :

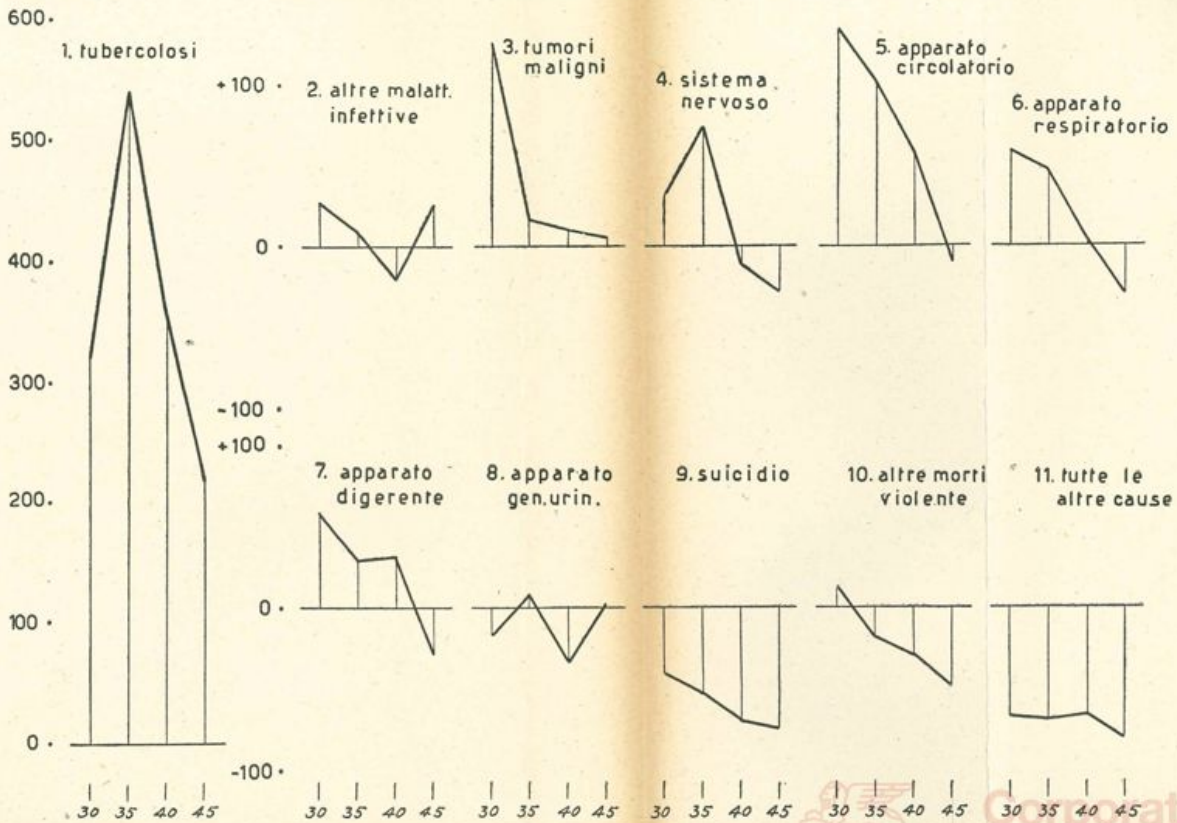
1) I quozienti per *tubercolosi* sono di gran lunga maggiori per i contratti popolari: fino ad oltre 6 volte i corrispondenti quozienti delle assicurazioni ordinarie. Ciò può essere la conseguenza, in primo luogo, della mancanza della selezione medica all'ingresso degli assicurandi popolari fra i quali si infiltrerebbero molti malati di tbc., ed in secondo luogo dell'appartenenza degli assicurati popolari agli strati più bassi della popolazione, fra i quali appunto la tbc. è molto più diffusa e letale.

2) Per i *tumori maligni*, dato che la differenza possa ritenersi significativa, la maggiore mortalità degli assicurati popolari può porsi in relazione, in buona parte, alla loro mancata selezione medica all'ingresso. Non può escludersi, tuttavia, che la differenza sia anche imputabile ad una presumibile maggior diffusione nelle classi inferiori dei tumori maligni (1). Per

(1) Per la già citata indagine inglese (*The Registrar's Decennial Supplement*,

CONFRONTO DELLA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI MISTA POPOLARE (1931-34) CON LA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI MISTA ORDINARIA (1932-36)

Valori dell'espressione $\frac{a-A}{A(1-A)} \cdot 100$





Corporate Heritage
& Historical Archive

quanto concerne la selezione all'ingresso, abbiamo già accennato (cfr. § 18) alle gravi difficoltà che si frappongono a una diagnosi esatta dei tumori maligni specie allo stadio iniziale della malattia. Ora aggiungiamo che questa supermortalità degli assicurati senza visita medica rispetto agli assicurati con visita medica per i tumori maligni, può essere dovuta anche alla circostanza che nella massa hanno potuto infiltrarsi delle persone che, avendo forti, per quanto imprecisati sospetti sul loro stato di salute, sottoscrivono un'assicurazione popolare prima ancora di sottoporsi ad esame medico. È dubbio tuttavia, se, perfezionando i questionari anche per ciò che riguarda i precedenti familiari, possa conseguirsi qualche risultato, mentre è molto probabile che solo un'accurata visita medica, potrebbe il più delle volte individuare i soggetti tarati.

3) Anche per le malattie dell'apparato *circolatorio*, *respiratorio* e *digerente*, la maggiore mortalità degli assicurati popolari può forse imputarsi in certa parte allo stimolo che la mancanza della selezione medica esercita sugli individui tarati per queste malattie ad entrare in assicurazione. Per le malattie dell'apparato respiratorio però è probabile che la supermortalità degli assicurati popolari per le età giovanili, sia originata in parte dalla composizione per strato sociale delle due masse (Cfr. § 10 e Tab. 14), giacchè sembra accertato che la frequenza di queste malattie vada fortemente aumentando col diminuire del livello sociale (1).

4) Per il *suicidio*, molto presumibilmente, a causa dell'appar-

England and Wales, 1921, parte II, cit.) si verifica appunto maggiore mortalità per cancro nelle classi via via meno abbienti. Posta infatti = 1000 la mortalità di tutti i maschi fra 20 e 65 anni, ed eliminata l'influenza della distribuzione per età, nelle 5 classi sociali con reddito via via decrescente I, II, III, IV e V, la mortalità per cancro risulta rispettivamente 798, 920, 990, 964, 1229.

(1) Questo si verifica per la già più volte citata esperienza inglese (*The Registrar's Decennial Supplement*, England and Wales, parte II, cit.). Infatti, gli indici dei quozienti di mortalità delle classi menzionate alla nota (1) della pagina precedente divengono: 634, 759, 918, 1109, 1559, quando, al solito, si ponga = 1000 la mortalità di tutti i maschi, e si elimini l'influenza della differente composizione per età dei vari gruppi considerati.

tenenza degli assicurati popolari alle classi nelle quali il suicidio è meno diffuso (cfr. § 18, n. 9) e della esiguità dei capitali assicurati, la mortalità per gli assicurati popolari è molto inferiore alla corrispondente mortalità degli assicurati ordinari.

5) Per le *altre malattie infettive*, le malattie del *sistema nervoso*, e dell'*apparato genito urinario*, la mortalità è pressochè identica nei due gruppi di contratti.

6) Non si spiega facilmente la ragione della molto minore mortalità degli assicurati popolari per *tutte le rimanenti cause di morte*.

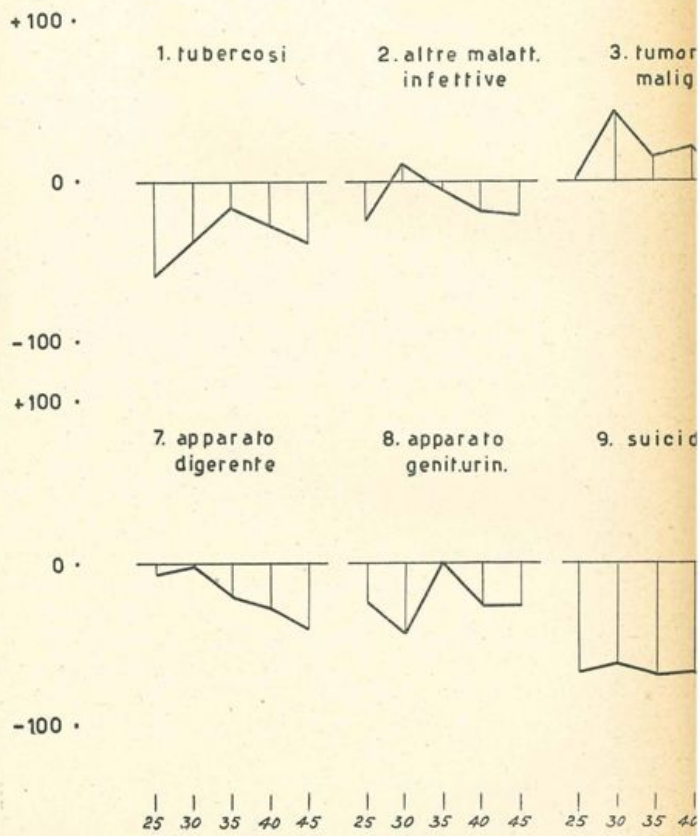
Per le *altre morti violente*, la decrescenza dei tassi di mortalità per le assicurazioni popolari dai 25 anni in poi, non è in accordo con ciò che si verifica per la popolazione generale nella quale i quozienti specifici sono regolarmente crescenti col crescere dell'età.

§ 20. *La mortalità per cause nelle assicurazioni popolari in rapporto alla mortalità della popolazione.*

Nella Tabella 26 riportiamo i valori $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$ calcolati per i quozienti quinquennali di mortalità degli assicurati popolari desunti dalla Tabella 23 e quelli corrispondenti della popolazione generale contenuti nella Tabella 20. Il Grafico 24, sul quale sono rappresentati i valori della Tabella 26, mostra con tutta evidenza le differenze esistenti fra la popolazione generale ed il gruppo degli assicurati popolari. Se si fa astrazione dai tumori maligni e da alcune eccezioni per certe età e cause di morte, risulta che gli assicurati popolari presentano in generale mortalità inferiore a quella della popolazione, il chè costituisce l'ovvia conferma del fatto già notato dal Paglino sulla più bassa mortalità globale degli assicurati popolari nei confronti della popolazione complessiva (1).

(1) F. PAGLINO, *Degli effetti della selezione sulla mortalità degli assicurati, ecc.*, cit. pag. 13 dell'estratto.

CONFRONTO DELLA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI POPOLARI CON LA MORTALITA' PER CAUSE DELLA POPOLAZIONE GENERALE M. 1930-32



CONFRONTO DELLA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI POPOLARI CON LA MORTALITA' PER CAUSE DELLA POPOLAZIONE GENERALE M. 1930-32

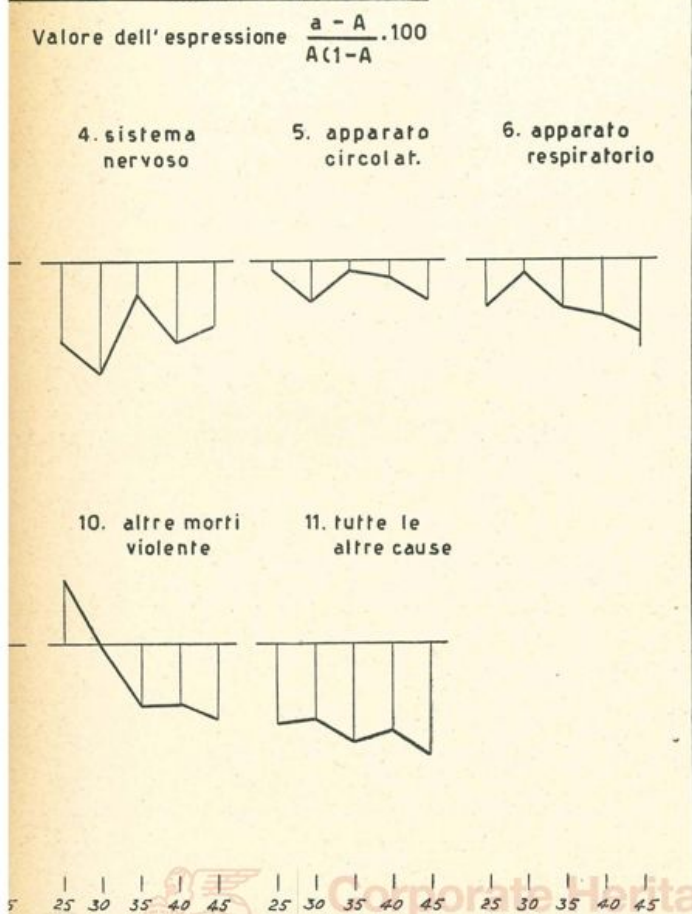


Grafico mutilo



TABELLA 26.

Confronto della mortalità per cause degli assicurati popolari (1931-34) con la mortalità per cause della popolazione complessiva *M* 1930-32. Valori dell'espressione $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$.

Causa di morte	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49
1. Tubercolosi	— 59.48	— 38.45	— 16.71	— 26.73	— 37.24
2. Altre malattie infettive	— 25.11	+ 11.54	— 3.33	— 17.96	— 19.93
3. Tumori maligni	+ 2.70	+ 43.66	+ 15.25	+ 20.37	— 4.91
4. Sistema nervoso	— 48.94	— 70.42	— 21.39	— 49.64	— 40.94
5. Apparato circolatorio.	— 6.32	— 25.87	— 7.37	— 10.47	— 23.68
6. Apparato respiratorio.	— 29.17	— 8.21	— 29.98	— 34.20	— 43.76
7. Apparato digerente	— 7.93	— 0.49	— 20.90	— 28.74	— 40.69
8. Apparato genito urinario	— 24.56	— 44.00	+ 5.10	— 25.00	— 24.87
9. Suicidio	— 68.00	— 63.41	— 69.41	— 68.07	— 77.93
10. Altre morti violente	+ 39.69	— 2.35	— 37.84	— 36.82	— 47.04
11. Tutte le rimanenti cause	— 51.02	— 47.11	— 62.42	— 54.08	— 69.06

Questi risultati, come quelli del Paglino ora ricordati, stanno a testimoniare l'efficacia della selezione che si opera all'ingresso in assicurazione anche per gli assicurati popolari, praticamente per tutte le malattie, e malgrado l'assenza della visita medica. Siffatta selezione, consiste in parte nell'esame che degli assicurandi viene fatto attraverso le risposte da essi date ad apposito questionario; ed in parte dalle stesse condizioni di polizza, le quali, com'è noto, stabiliscono delle limitazioni di garanzia nel primo anno di assicurazione. L'efficacia della selezione per le forme senza visita medica, è stata del resto provata dall'ultima esperienza delle Compagnie inglesi, dalla quale risulta appunto che i quozienti dei contratti senza visita medica, vanno generalmente aumentando con l'aumentare dell'antidurata (1).

Per ciò che riguarda i tumori maligni, l'andamento della spezzata del nostro grafico induce a sospettare che si produce forse una cernita degli individui tarati per questa malattia, nel senso

(1) INSTITUTE OF ACTUARIES AND FACULTY OF ACTUARIES IN SCOTLAND, *Continuous investigation* ecc., cit., Tavola IV a pag. XVII, all classes combined.

che un certo numero di soggetti tarati tenderebbe a dirigersi verso le forme senza visita medica.

§ 21. *Probabilità complessive di morte per le varie cause fra gli assicurati con polizze ordinarie e nella popolazione generale.*

Al fine di valutare la forza di eliminazione complessiva che assumono le varie cause di morte nel corso del periodo compreso fra 30 e 65 anni, abbiamo calcolate le probabilità che ha un componente una generazione di trentenni di morire per una certa causa prima del 65° compleanno, nei tre quinquenni considerati e nella popolazione complessiva.

Per comprendere in qual modo furono determinate queste probabilità (1), si osservi la Tabella 27, nella quale è riportato il computo da noi eseguito per gli assicurati nel quinquennio 1932-36. In base ai quozienti annuali di mortalità per capitali, riportati nell'ultima colonna della Tabella 6, è stato possibile anzitutto determinare il numero dei morti d_x che sarebbe scaturito da un contingente iniziale di 76.317 trentenni (2) sottoposti nei successivi anni ai tassi di eliminazione anzidetti. Raggruppando in classi quinquennali i detti morti (da 30 a 34, da 35 a 39 ecc.) sono state ottenute le somme complessive dei morti indicate nell'ultima riga della Tabella 27 alle colonne 10-16: così, i morti della tavola di mortalità costruita in base ai q_x anzidetti, sono 1203 fra 30 e 35 anni, 1507 fra 35 e 39 anni ecc. In complesso, la generazione di 76.317 trentenni, al 65° compleanno avrebbe visto assottigliati i suoi ranghi di 23.416 unità (col. 17). Dividendo ciascun numero totale dei morti in

(1) Cfr. G. MORTARA, *Tavola di mortalità, secondo le cause di morte, per la popolazione italiana (1901-10)*, in: « Annali di statistica », Serie V, vol. 7.

(2) Siamo partiti da questa cifra (che corrisponde ad l_{30} della Tavola di mortalità italiana M 1930-32) al fine di rendere anche possibile il confronto fra popolazione complessiva ed assicurati del numero di coloro che sarebbero sopravvissuti al 65° anno, nella ipotesi che avesse agito una causa di morte soltanto. Così ad esempio, dalla Tabella 27 si può vedere che i 76.317 trentenni si sarebbero ridotti a $76.317 - 1.355 = 74.962$ qualora soltanto la tbc. avesse agito come causa di eliminazione; mentre l'analoga cifra per la popolazione complessiva è di 73.160. Anche da queste cifre appare perciò la minore mortalità degli assicurati ordinari per questa malattia.

Calcolo della probabilità che ha un componente di una generazione di 65 anni di morire per una data causa prima di raggiungere il 65° compleanno (assicurati I.N.A. c.v.m. quinquennio 1932-36).

Cause di morte	Assicurati deceduti nel quinquennio 1932-36 per età e causa di morte (ord. e colletti. c.v.m.) (Cifre proporzionali a 10.000 morti di ciascuna età)					
	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1. Tubercolosi	1.878	1.555	1.122	690	475	361
2. Altre malattie infettive	1.566	1.230	1.008	1.109	906	832
3. Tumori maligni	548	872	1.000	1.263	1.594	1.546
4. Malattie del sistema nervoso	450	660	833	946	1.235	1.586
5. » » » circolatorio	568	716	1.104	1.326	1.667	1.837
6. » » » respiratorio	1.292	1.275	1.490	1.372	1.104	1.201
7. » » » digerente	1.193	1.353	1.332	1.256	1.265	1.018
8. » » » gen. urinario	470	526	543	620	665	769
9. Suicidio	450	425	359	403	256	267
10. Altre morti violente	1.291	1.019	736	589	373	243
11. Tutte le rimanenti cause	294	369	473	426	460	345
	10.000	10.000	10.000	10.000	10.000	10.000

TABELLA 27.

anni di morire per una data causa prima di raggiungere il 65°

Cause di morte	Morti derivanti da una generazione di 76.317 assicurati c.v.m. trentenni per le varie cause e nelle singole classi d'età (Da i quozienti contenuti nell'ultima colonna della Tabella 6).								Probabilità complessiva di eliminazione fra 30 e 65 anni per ciascuna causa di morte = $\frac{(17) \cdot 10.000}{76.317}$		
	Totale	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64			
(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
Totale	785	226	234	220	184	182	190	119	1.355	579	178
1. Tubercolosi	1.017	188	185	197	296	346	437	562	2.211	944	290
2. Altre malattie infettive	256	66	131	196	337	610	812	1.006	3.158	1.349	413
3. Tumori maligni	1.107	54	99	163	252	472	833	1.148	3.021	1.290	396
4. Malattie del sistema nervoso	1.424	68	108	216	354	637	964	1.553	3.900	1.665	510
5. » » » circolatorio	1.266	155	193	293	366	422	631	801	2.861	1.222	375
6. » » » respiratorio	1.179	144	204	261	335	484	532	555	2.515	1.074	330
7. » » » digerente	656	57	79	106	165	254	403	642	1.706	729	224
8. » » » gen. urinario	333	54	64	70	108	98	140	174	708	302	93
9. Suicidio	568	156	154	144	157	143	128	151	1.033	441	135
10. Altre morti violente	409	35	56	93	114	176	181	293	948	405	124
11. Tutte le rimanenti cause	10.000	1.203	1.507	1.959	2.668	3.824	5.251	7.004	23.416	10.000	3.068

Grafico mutilo



Corporate Heritage & Historical Archive



Corporate Heritage
& Historical Archive

ogni classe d'età in parti proporzionali al numero dei morti registrati effettivamente nelle stesse età per le varie cause (colonne 2-8), si ottengono i numeri dei morti per le varie cause. Così ad esempio, dividendo i 1203 morti fra 30 e 34 anni in parti proporzionali a 1878, 1566, 548 morti su 10.000 ecc. (col. 2), si ottengono i morti per le varie cause fra le età 30 e 34 anni contenuti nella col. 10: 226, 188, 66 ecc. Operando anche per le altre classi d'età l'analogo smistamento dei morti della tavola di mortalità contenuti nell'ultima riga delle col. 10-16, ed eseguendo poscia la somma per ogni riga, si ottiene il numero totale dei morti per ciascuna causa della col. 17. Dividendo infine questo numero per il contingente iniziale dei 76.317 trentenni, si ottengono le probabilità (contenute nella col. 19) che un individuo di 30 anni muoia prima del 65° compleanno per una certa causa: così ad esempio, si trova:

$$\begin{aligned} \text{per la tubercolosi:} & \quad \frac{1.355}{76.317} \cdot 10.000 = 178; \\ \text{per le altre malattie infettive:} & \quad \frac{2.211}{76.317} \cdot 10.000 = 290; \\ \text{per tutte le cause insieme:} & \quad \frac{23.416}{76.317} \cdot 10.000 = 3.068. \end{aligned}$$

Ci si può chiedere se a risultati consimili non avremmo potuto pervenire col metodo meno rigoroso ma molto più semplice consistente nel prendere come valore approssimativo della probabilità cercata, il rapporto fra il numero effettivo dei morti per una singola causa ed il numero complessivo dei morti nel periodo di osservazione (col. 9). Nel caso nostro, questo secondo metodo avrebbe condotto ad una notevole alterazione della realtà, della qual cosa ci si può convincere facilmente ponendo a raffronto la composizione relativa dei morti effettivamente registrati fra gli assicurati (col. 9) con la composizione relativa dei morti risultante dalla tavola di sopravvivenza (col. 18): come si vede ad es. per la tubercolosi, si registrano 785 morti su 10.000 nella massa degli assicurati, mentre in base alla tavola di sopravvivenza, questo numero sarebbe risultato di 579.

Ora, la diversità di risultati si spiega considerando che l'azione delle varie cause di morte si modifica in funzione dell'età; e poichè la composizione per età della popolazione degli assicurati è notevolmente diversa dalla composizione per età della popolazione corrispondente alla tavola di sopravvivenza degli assicurati medesimi, così l'azione complessiva di una certa causa di morte, è in generale notevolmente diversa per le due popolazioni.

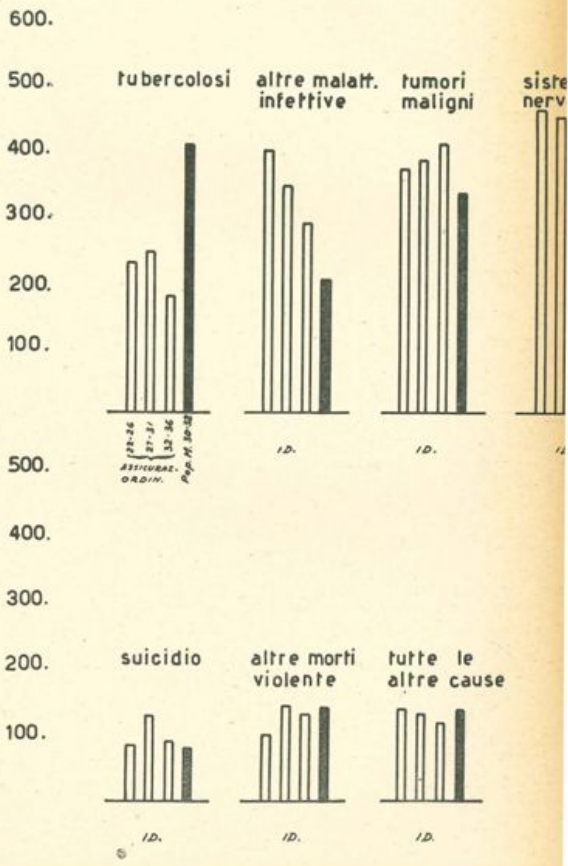
TABELLA 28.

Probabilità (moltiplicate per 10.000) che ha un componente una generazione di trentenni di morire prima del 65° compleanno per una data causa.

Cause di morte	Assicurati I.N.A. (Pol. ord.)			Popolazione Generale
	1922 - 26	1927 - 31	1932 - 36	M 1930 - 32
1. Malattie infettive - Tubercolosi .	230	247	178	414
2. » » Altre	403	349	290	205
3. Tumori maligni	373	387	413	338
4. Malattie sistema nervoso	463	453	396	445
5. » » circolatorio	564	549	510	452
6. » » respiratorio	331	353	375	600
7. » » digerente	316	360	330	337
8. » » genito urinario	213	226	224	154
9. Morti violenti - Suicidio	86	137	93	84
10. » » Altre	102	149	135	196
11. Tutte le rimanenti cause	146	135	124	144
Probabilità complessiva	3.227	3.345	3.068	3.369

Nella Tabella 28, cui fa riscontro il Grafico 25, riportiamo per gli assicurati nei soliti tre quinquenni e per la popolazione generale nel 1930-32, le probabilità, come innanzi calcolate, che un componente una generazione di trentenni ha di morire per una data causa prima di raggiungere il 65° compleanno. L'esame della Tabella e più ancora del Grafico, mette in evidenza le caratteristiche della mortalità per cause fra gli assicurati e nella popolazione che erano già sostanzialmente emerse dall'esame dei quozienti di mortalità quinquennali (Cfr. §§ 17 e 18). Questo

PROBABILITA' (MOLTIPLICATE PER 10.000) CHE HA UN
 DI MORIRE PRIMA DI RAGGIUNGERE IL 65° ANNO PER
 SOPRAVVIVENZA DEGLI ASSICURATI INA E DELLA



ONENTE UNA GENERAZIONE DI TRENTENNI
 DATA CAUSA SECONDO LE TAVOLE DI
 LAZIONE GENERALE ..

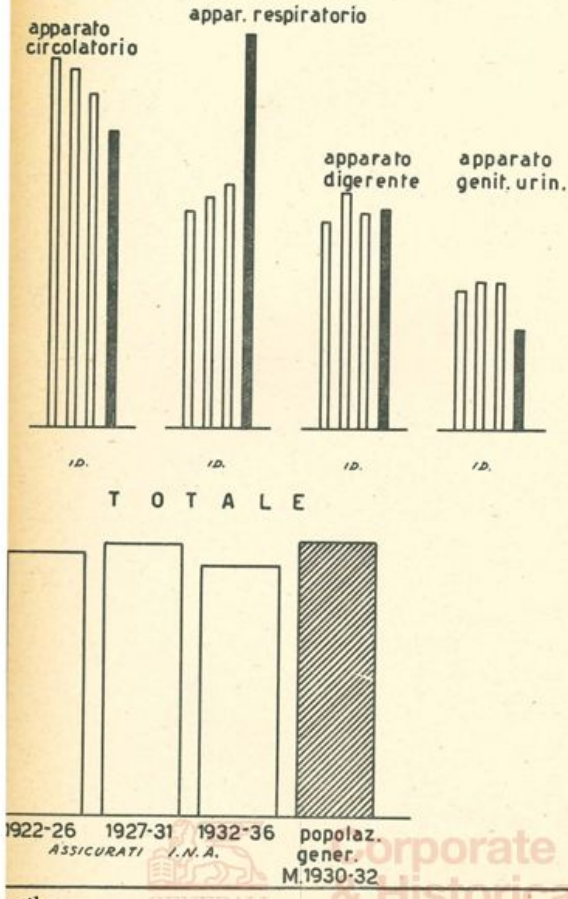


Grafico mutilo



Grafico permette però di avere un'idea sintetica e nello stesso tempo esatta di quella che potrebbe chiamarsi la forza eliminatrice delle varie cause. Così, nella media dei tre quinquenni, appare in modo evidente:

1) la quasi eguaglianza della mortalità fra assicurati e popolazione per sistema nervoso, apparato digerente, altre morti violente, tutte le rimanenti cause;

2) la notevole *sottomortalità degli assicurati* per: tubercolosi e apparato respiratorio;

3) la netta *supermortalità degli assicurati* per: altre malattie infettive, tumori maligni, apparato circolatorio, apparato genito urinario, suicidio (specie pel 1927-31).

Non ritorniamo, per non ripeterci, sull'interpretazione di siffatte regolarità, delle quali, sotto altra forma, abbiamo sostanzialmente trattato ai §§ 17 e 18. Qui facciamo soltanto osservare che questo esame compiuto mediante le probabilità complessive di morte, induce a concludere che una particolare attenzione meritano, da parte dell'Amministrazione dell'Istituto, le malattie per le quali si registra supermortalità degli assicurati rispetto alla popolazione complessiva. In altri termini, quando all'ingresso in assicurazione, viene sospettata un'affezione anche lieve che possa essere in qualche modo connessa con le malattie in parola, si dovrebbe possibilmente eseguire un esame sanitario approfondito del soggetto, anche se il capitale da garantire è basso. Si potrebbe in secondo luogo cercare di promuovere appropriate provvidenze sanitarie intese a prevenire o curare tempestivamente quelle stesse malattie. È molto probabile, tuttavia, che la supermortalità rilevata non sia del tutto eliminabile, perchè connessa alla circostanza che gli assicurati ordinari, derivano dalle classi più elevate della popolazione, le quali, per fattori ereditari, ambientali ecc., hanno presumibilmente una loro specifica mortalità per cause che differirà sempre notevolmente dalla mortalità per cause della popolazione nel suo complesso considerata.

§ 22. *Probabilità complessive di morte per le varie cause fra gli assicurati con polizze popolari.*

Al fine di poter valutare nel complesso e confrontare fra loro le mortalità complessive per cause degli assicurati popolari, degli assicurati ordinari e della popolazione complessiva, col procedimento indicato al precedente §, abbiamo calcolato le probabilità che ha un componente una generazione di trentenni di morire per una certa causa prima di raggiungere il 50° compleanno. Nella Tabella 29 riportiamo nelle col. 2 e 3 queste probabilità. Nella colonna 4 sono indicati i numeri indici che si ottengono quando si pone = 100 la probabilità relativa alle assicurazioni ordinarie. Nelle colonne 5 e 6 della Tabella stessa, riportiamo poi da un'esperienza inglese (1) il numero teorico dei morti secondo una tavola ricavata in base ad assicurati selezionati con visita medica, ed il numero effettivamente registrato di morti fra assicurati senza visita medica (2). Nella col. 7, infine, sono indicati i numeri indici che si ottengono per gli assicurati inglesi senza visita medica, quando si pone = 100 il numero nei morti che ci si dovrebbe attendere in base alla tavola di mortalità degli assicurati con visita medica.

Per ciò che riguarda l'Italia, i dati della col. 4 mostrano una forte supermortalità degli assicurati senza visita medica rispetto a quelli c. v. m. per la tbc., e, in ordine decrescente: per le malattie dell'apparato circolatorio, i tumori maligni, il totale delle cause di morte, le malattie dell'apparato digerente, le altre malattie infettive, le malattie dell'apparato respiratorio; mentre presentano sottomortalità le malattie del sistema nervoso, dell'apparato genito urinario, le altre morti violente, il suicidio e tutte le rimanenti cause.

(1) W. E. H. HICKOX and C. E. PUCKRIDGE, *On assurance without medical examination in Great Britain*, in: «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», Vol. IV, pag. 302.

(2) Questi dati sono stati ricavati dalla Tab. B a pag. 313 del Vol. IV degli «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari» nel quale è inserito il lavoro di HICKOX e PUCKRIDGE, citato alla nota precedente.

Italia. — Probabilità (moltiplicate per 10.000) che ha un componente una generazione di trentenni di morire prima del 50° compleanno per una data causa.

Inghilterra. — Numero dei morti atteso in base all'esperienza degli assicurati con visita medica e numero dei morti effettivi registrati fra assicurati senza visita medica (Maschi, durate 0,1,2).

Cause di morte	Italia			Inghilterra		
	Mista ordinaria con antidurata inferiore a 3 anni (1932-36) 2	Mista popolare con antidurata inferiore a 5 anni (1931-34) 3	Numeri indici (Prob. per assic. ordin. = 100) 4	Numero atteso di morti in base all'esperienza degli assicurati con visita medica 5	Num. effettivo dei morti fra gli assicurati senza visita medica 6	Numeri indici (Num. morti per assicuraz. con visita medica = 100) 7
1. Tubercolosi	45	195	433	223.0	224	100
2. Altre malattie infettive	77	80	104	220.3	208	94
3. Tumori maligni	72	82	114	129.1	178	138
4. Malattie sistema nervoso	63	56	89	104.7	134	128
5. Malattie sistema circolatorio	68	87	128	90.4	161	178
6. Malattie apparato respiratorio	136	137	101	292.9	295	101
7. Malattie apparato digerente	84	89	106	153.6	192	125
8. Malattie apparato gen. urinario.	41	37	90	72.5	106	146
9. Suicidio.	35	12	34	311.4	383	123
10. Altre morti violente	97	73	75			
11. Tutte le rimanenti cause	85	30	35	150.6	155	103
Probabilità complessiva come da tavola di sopravvivenza	803	878	109	1.748.5	2.036	116
N° totale morti	—	—	—	—	—	—

Questi risultati concordano quindi nel complesso con quelli ai quali eravamo giunti al § 19 studiando i quozienti quinquennali di mortalità, e possono servire pertanto a convalidare le ipotesi e le deduzioni ivi formulate.

L'esperienza inglese della quale abbiamo riportati alcuni dati nella Tabella 29, non potrebbe essere a rigore impiegata per raffronti con l'esperienza italiana, giacchè moltissimi sono i caratteri pei quali si differenziano i due gruppi assicurati, ed inoltre, diversissime sono le caratteristiche delle due popolazioni dalle quali quei gruppi provengono. Tuttavia, e malgrado il notevole grado di arbitrarietà insito nel confronto, non sembra privo di interesse osservare che, come per i dati italiani, fra gli assicurati inglesi, si nota forte supermortalità dei non selezionati con la visita medica per: tumori maligni, malattie del sistema circolatorio e apparato digerente; mentre, pure come per gli assicurati italiani, la mortalità per apparato respiratorio è pressochè identica nei due gruppi di selezionati e non selezionati. Per varie cause di morte, però, mentre i dati inglesi mostrano supermortalità, i dati italiani accusano sottomortalità (malattie sistema nervoso, malattie apparato genito urinario, morti violente compreso suicidio, tutte le rimanenti cause) e viceversa (altre malattie infettive); e per la tbc., infine, mentre i dati italiani mostrano fortissima supermortalità, i dati inglesi mostrano uguaglianza di mortalità fra assicurati con e senza visita medica. Questa ultima divergenza, oltre che dalla diversità delle due masse poste a fronte, può ovviamente derivare anche da diversi criteri selettivi degli assicurandi e dalla più forte supermortalità complessiva che si riscontra fra gli assicurati inglesi. Ad ogni modo, non sembra discutibile che anche per gli assicurati s.v.m. inglesi, come per gli italiani, i tumori maligni, le malattie dell'apparato circolatorio, e quelle dell'apparato digerente sembrano costituire le principali cause determinanti la maggiore mortalità degli assicurati s.v.m. rispetto agli assicurati che la selezione medica subirono.

III. RIASSUNTO E CONCLUSIONI

§ 23. — Servendoci delle « Relazioni sull'andamento della Gestione » pubblicate dall'Istituto Nazionale delle Assicurazioni nei quinquenni 1922-26, 1927-31 e 1932-36, abbiamo analizzato la mortalità generale e per cause di alcuni gruppi di assicurati dell'Istituto, anche in relazione alla mortalità di altri gruppi di assicurati ed alla mortalità dell'intera popolazione italiana.

Riassumiamo qui di seguito i principali risultati cui ci sembra di essere pervenuti.

I. — Poichè, quando si studia la mortalità risultante dalle tavole aggregate, è indispensabile tener conto delle *variazioni che intervengono nella composizione del portafoglio per antidurata*, sono state innanzi tutto messe in evidenza queste variazioni (§ 1). Procedendo dal 1° al 2° e dal 2° al 3° quinquennio, si registra cioè un progressivo, notevole invecchiamento del portafoglio, per il chè ci si dovrebbe attendere — a parità d'ogni altra circostanza — un apprezzabile aumento di mortalità nelle tavole aggregate, procedendo dal 1° al 2° ed al 3° quinquennio

II. — Analizzando la *composizione del portafoglio per antidurata in relazione al tipo di contratto* (§ 2), si trova che il portafoglio delle polizze con visita medica è il più anziano, quello popolare, il più giovane, mentre quello delle polizze senza visita medica occupa una posizione intermedia. Inoltre, nel 2° e 3° quinquennio, passando dai contratti c. v. m. a quelli s. v. m., l'età media dei morti (calcolata sui contratti sinistrati) diminuisce, ma contemporaneamente si riduce in proporzione molto più forte l'antidurata media. Ciò lascia intravedere che non è affatto sensibile la relazione fra antidurata del contratto ed età dell'assicurato alla morte; per cui — ammettendo che l'età all'ingresso in assicurazione non vari sensibilmente per le varie categorie di contratti — si può formulare l'ipotesi che la bassa età media alla morte degli assicurati s. v. m. sia per lo meno in parte originata alla tendenza dei soggetti più deboli o tarati a dirigersi verso le forme s. v. m.

III. — Studiando la *mortalità globale degli assicurati nei tre quinquenni* considerati (§ 3), si constata che dal 1922-26 al 1927-31 si è prodotto, per quasi tutte le classi d'età, aumento del rischio di morte, mentre il contrario è avvenuto dal 1927-31 al 1932-36. Questi fatti possono in parte così spiegarsi: nel passaggio dal 1° al 2° quinquennio, il forte invecchiamento del portafoglio (cfr. n. 1) sembra aver avuto il sopravvento sul miglioramento delle condizioni igienico-sanitarie (manifestatosi con la sensibile diminuzione nello stesso periodo dei quozienti generici di mortalità). Al contrario, nel passaggio dal 2° al 3° quinquennio, il miglioramento delle condizioni igienico-sanitarie, che continua a manifestarsi con l'ulteriore discesa dei tassi generici, avrebbe avuto il sopravvenuto sul più modesto invecchiamento del portafoglio.

IV. — *L'influenza del capitale assicurato sulla mortalità, per tutte le forme di assicurazione* complessivamente considerate, viene posta in evidenza (§ 4) dalla sistematica maggiore elevatezza dei quozienti di mortalità calcolati sui capitali assicurati rispetto ai quozienti calcolati sui contratti, e può trovare origine nella tendenza dei soggetti tarati ad assicurarsi per cifre più elevate e soprattutto nella tendenza — che si manifesterebbe in modo molto più accentuato per le grosse polizze — alla permanenza in assicurazione dei soggetti tarati od all'abbandono del contratto da parte dei soggetti sani.

L'« antiselezione per capitali », misurata dal rapporto fra i due quozienti di mortalità (per capitali e per contratti), mostra intensità differente alle varie età. Difatti, nei due quinquenni considerati (1927-31 e 1932-36), il rapporto percentuale risulta regolarmente crescente dall'età 30-34 all'età 40-44, mentre, dopo tale età, esso diminuisce fino a diventare uguale o minore di 100 dall'età di 55 anni in poi. Per spiegare questo comportamento si deve tener presente anzitutto che l'età normale di ingresso in assicurazione si aggira sui 30 anni e che per conseguenza, a mano a mano che aumenta l'età, nei gruppi di contratti su cui sono calcolati i relativi quozienti, abbondano sempre più le polizze con antidurata lunga e lunghissima. Ora, sui 30-34 anni,

l'« antiselezione per capitali » è debole, giacchè l'esame sanitario avrà cercato (non riuscendovi tuttavia completamente) di eliminare con egual cura tutti i malati e specialmente quelli che chiedevano di assicurarsi per un grosso capitale. A mano a mano però che ci si allontana dall'ingresso in assicurazione, l'antiselezione si accentua forse perchè, nel frattempo, per le grosse polizze, si manifesta in maniera molto più accentuata, rispetto alle piccole, la tendenza, alla permanenza in assicurazione dei soggetti tarati. Dopo i 40-44 anni, invece, l'antiselezione diminuisce probabilmente a causa del fatto che la massa si va per così dire epurando dei soggetti tarati, i quali, appunto perchè tali, furono sollecitamente eliminati dopo un periodo piuttosto breve di permanenza in assicurazione.

V. — Analizzando l'*influenza del capitale assicurato sulla mortalità, in relazione alle varie forme di assicurazione* (§ 6) si rileva che, come v'era da attendersi, la « vita intera » presenta in generale più accentuato il fenomeno dell'« antiselezione per capitali » rispetto alla « mista », nelle età comprese approssimativamente fra 30 e 50 anni. Inoltre, i risultati cui si perviene studiando il fenomeno per le varie forme di assicurazione, confermano nel complesso quelli ottenuti sul totale di tutte le forme.

VI. — L'*influenza della selezione sulla mortalità* viene messa in evidenza (§ 7) con l'esame di alcune tavole selezionate costruite dall'Istituto nell'ultimo quinquennio. Tale esame porta alla conferma delle ben note uniformità relative al regolare aumento di mortalità a mano a mano che ci si allontana dalla visita medica all'ingresso.

VII. — Lo studio dell'*efficacia della selezione in rapporto all'età* (§ 8) può essere opportunamente compiuto mediante l'« indice di selezione ». Indice di selezione elevato sta a testimoniare che il quoziente di mortalità aumenta notevolmente quando si passa dal gruppo dei contratti recenti al gruppo dei contratti più anziani; ovvero (il chè è lo stesso) che la vicinanza della selezione medica è particolarmente efficace, tanto che il quoziente dei contratti più recenti è notevolmente più basso di quello dei contratti più vecchi. Il contrario deve naturalmente dirsi, mu-

tatis mutandi, per un basso valore dell'indice di selezione. Ora, l'esame degli indici di selezione, calcolati per la mista ordinaria e per la mista popolare, ha messo in evidenza :

1° L'efficacia della selezione è minima intorno ai 32-35 anni, età normali di ingresso in assicurazione, e va poi aumentando piuttosto regolarmente per toccare il massimo fra 45 e 55 anni. Ciò può spiegarsi considerando che intorno ai 35 anni i quozienti di mortalità crescono piuttosto lentamente da un anno all'altro, mentre per le età via via più avanzate, i quozienti crescono in senso relativo sempre più rapidamente, e perciò, il trascorrere di 2 e 3 anni di antedurata, produce, fra i 45 e i 55 anni, un aggravarsi della mortalità, maggiore di quello che può riscontrarsi per le età più basse.

2°) La forte efficacia della selezione per le età comprese fra 28 e 32 anni è in contrasto col fatto che in questo intervallo d'età i quozienti crescono lentamente da un'età alla successiva, e quindi il trascorrere del tempo dalla entrata in assicurazione non dovrebbe sensibilmente aggravare la mortalità del gruppo. Questa anomalia può spiegarsi con l'ipotesi seguente. Intorno ai 35 anni si verificano forse le condizioni economico-familiari più propizie per l'entrata in assicurazione. Fra gli assicurandi molto giovani, al contrario, per i quali in generale non sussiste tale « optimum » di condizioni economico-familiari, l'entrata in assicurazione può esser spesso stimolata dalla presenza di tare organiche in certa misura facilmente occultabili all'atto della visita medica. Questa maggior frequenza di soggetti scadenti fra i giovanissimi assicurati spiegherebbe perchè, in tali classi d'età, l'allontanarsi della visita medica produrrebbe un aumento di mortalità più sensibile di quello che si riscontra per coloro che entrano in assicurazione in età « normale ». Siffatta ipotesi, che sembra trovare appoggio anche in altre circostanze, andrebbe ovviamente controllata al fine di poter operare, se del caso, una più rigorosa selezione per questi rischi, sia dall'aspetto economico che da quello sanitario.

VIII. — Per potere effettuare il *confronto della mortalità degli assicurati con la mortalità generale della popolazione*, occorre tener

presente l'imperfetta omogeneità dei dati utilizzati (§ 10), la quale dipende : dal metodo di costruzione dei quozienti, dalla differente composizione delle due masse considerate (composizione per professione, condizione sociale, sesso, composizione del gruppo dei contratti per antidurata, per forma di assicurazione e per somma assicurata), nonchè dai differenti periodi di tempo presi in considerazione. Operando con gli opportuni accorgimenti il confronto fra la mortalità degli assicurati con la mortalità della popolazione generale del 1921-22 e 1930-32, si trova (§ 11) che nelle età giovanili, la mortalità è sempre inferiore a quella della popolazione, ma a mano a mano che l'età aumenta, il divario si attenua, ed anzi, in qualche caso, per le età da 50 anni in sopra, la mortalità degli assicurati supera quella della popolazione. Ciò si spiega considerando che fra i contratti con età dell'assicurato via via più avanzata, sono sempre più largamente rappresentati i contratti con antidurata lunga, e perciò, con l'aumentare dell'età, va affievolendosi l'effetto della selezione operata all'ingresso, con la conseguenza che la mortalità degli assicurati tende, per le età avanzate, ad uguagliare o addirittura a superare la mortalità della popolazione. A produrre siffatto risultato contribuisce naturalmente l'antiselezione, per cui i soggetti tarati tendono a permanere con maggiore probabilità in assicurazione. Questi risultati si accordano abbastanza bene con quelli di varie altre esperienze (§ 12).

IX. — Per lo studio delle *cause di morte fra gli assicurati e nella popolazione generale*, sono stati costruiti (§ 13), per gli assicurati nei soliti tre quinquenni e per la popolazione nel 1930-32 (Tavola di mortalità italiana M. 1930-32) i quozienti specifici di mortalità ${}_5q_{ix}$ che forniscono la misura della probabilità per un individuo di età x di morire per la causa i prima di raggiungere l'età $x+5$. Tutte le cause di morte sono state all'uopo raggruppate in 11 grandi gruppi. È stato osservato anzitutto che i quozienti specifici hanno andamento grosso modo analogo nei tre quinquenni, il chè sta a testimoniare che l'andamento stesso, nei tre quinquenni, non è frutto del caso, essendo al contrario strettamente connesso con le caratteristiche delle masse degli

assicurati. Si è rilevato poi — in accordo con ciò che si verifica per la popolazione — che con il crescere dell'età da 30 a 60 anni, per alcune cause, la mortalità decresce o rimane pressochè costante, per altre cresce lentamente, e per altre infine cresce molto rapidamente (§ 14).

Il confronto della mortalità per cause nei successivi quinquenni (§ 16), ha portato a questi risultati. Dal 1° al 2° e dal 1° al 3° quinquennio, la mortalità è in complesso aumentata per tumori, apparato respiratorio, digerente, genito urinario, altre morti violente, suicidio (per quest'ultima causa, l'aumento è fortissimo dal 1922-26 al 1927-31, mentre, per effetto di alcune restrizioni introdotte nelle condizioni generali di polizza, i quozienti del 1932-36 differiscono soltanto di poco da quelli del 1922-26). Si nota al contrario diminuzione, in complesso, dal 1° al 3° quinquennio, per tubercolosi, altre malattie infettive, sistema nervoso, apparato circolatorio e altre cause di morte.

X. — Interessante risulta il *confronto della mortalità per cause per gli assicurati e per la popolazione generale*. E' stato rilevato infatti (§ 17) che i quozienti per cause degli assicurati ordinari, rispetto ai corrispondenti quozienti della popolazione:

— per alcune cause, sono *superiori* a tutte o quasi tutte le età (altre malattie infettive, tumori maligni, sistema genito urinario, suicidio, solo per il 1927-31);

— per alcune cause, sono *inferiori* a tutte o quasi tutte le età (tubercolosi, apparato respiratorio, altre morti violente, tutte le rimanenti cause di morte);

— per altre cause, sono *inferiori* nelle età giovanili e *superiori* nelle età avanzate (sistema nervoso, apparato circolatorio);

— per altre cause, infine, l'andamento è indeciso.

Per interpretare queste regolarità, bisogna tener presente: 1°) che la massa degli assicurati ordinari è costituita in prevalenza dalle classi economicamente e socialmente più elevate della popolazione, e perciò la mortalità degli assicurati tenderà, per questo solo fatto, ad essere inferiore a quella della popolazione generale, nella quale, le categorie inferiori sono di gran lunga più largamente rappresentate; 2°) che la massa degli assicurati

è selezionata dalla visita medica, ciò che tende a far risultare più bassa la mortalità degli assicurati, beninteso limitatamente ai primi anni di assicurazione, nei quali l'effetto della selezione è ancor vivo; 3°) che la tendenza degli individui tarati ad entrare in assicurazione, può assumere maggiore o minore importanza nelle diverse predisposizioni morbose, nel senso che per alcune di queste, la selezione all'ingresso può risultare più o meno efficace, a seconda del grado di diagnosticabilità delle varie malattie. Si aggiunga che in alcuni gruppi di cause di morte hanno grande peso alcune malattie a lungo decorso, per le quali può ovviamente avere più libero gioco l'antiselezione.

XI. — Scendendo ad esaminare i *singoli gruppi di cause di morte fra gli assicurati ordinari e nella popolazione*, è stato possibile giungere alle seguenti ipotesi e conclusioni (§ 18):

Per la *tubercolosi*, la forte sottomortalità degli assicurati sembra doversi imputare in primo luogo alla loro appartenenza alle categorie più elevate della popolazione che sono meno colpite dalla tubercolosi, ed in secondo luogo al fatto che questa malattia è ben diagnosticabile anche negli stadii iniziali.

Per le *altre malattie infettive*, si può fare l'ipotesi che la netta supermortalità degli assicurati sia originata dal fatto che attraverso la selezione operata all'ingresso, riescono ad infiltrarsi individui di non forte resistenza organica generale.

La maggiore mortalità degli assicurati per *tumori maligni* può presumibilmente imputarsi alle difficoltà di diagnosi della malattia, specie nel periodo iniziale. D'altra parte, il decorso molte volte lungo della malattia stessa può facilitare il processo anti-selettivo, contribuendo così ad aggravare la mortalità.

Le malattie del *sistema nervoso* e dell'*apparato circolatorio* presentano nel complesso questa caratteristica: che la mortalità degli assicurati è più bassa di quella della popolazione nelle età giovanili, nelle quali abbondano i soggetti di recente selezionati, mentre il contrario avviene nelle età mature nelle quali la mortalità degli assicurati eccede notevolmente la mortalità della popolazione. Ciò induce a ritenere che per queste malattie o predisposizioni morbose, la selezione all'ingresso è particolarmente

efficace, mentre col progredire dell'età (e quindi facendosi via via più frequenti i contratti con lunga antidurata) gli individui affetti dalle malattie stesse o ad esse predisposti permarrebbero in assicurazione con maggiore probabilità degli individui sani.

La molto minore mortalità degli assicurati per malattie dell'*apparato respiratorio* deve imputarsi in gran parte alla differente composizione per strato sociale delle due masse poste a fronte.

Per le malattie dell'*apparato digerente* non sembrano esistere sostanziali differenze fra mortalità degli assicurati e mortalità della popolazione.

Per le malattie dell'*apparato genito urinario* si verifica che i quozienti sono quasi uguali nelle età giovanili, mentre, col'aumentare dell'età, si manifesta supermortalità degli assicurati. Anche siffatto comportamento sembra potersi ragionevolmente imputare all'antiselezione, tanto più che in questo gruppo di cause di morte hanno peso notevolissimo alcune malattie a decorso cronico le quali naturalmente mettono in allarme l'assicurato con molto anticipo.

Per il *suicidio*, in accordo con altre esperienze, si ha forte supermortalità degli assicurati nel 1927-31. Siffatta maggiore mortalità può spiegarsi tenendo presente: *a)* che fra gli assicurati sono più frequenti le professioni nelle quali il suicidio è più diffuso; *b)* che, come sembra risultare da altre indagini, non debbono essere rari i casi di persone che entrano in assicurazione (o vi rientrano dopo una sospensione del rischio) col proposito di consumare il suicidio al fine di apportare un vantaggio economico ai propri eredi. Inoltre, risulta che sono proprio gli assicurati per somme elevate che si suicidano con maggior frequenza: cosa, questa, che può esser dovuta in parte alla forte selezione contraria all'assicuratore esistente pel suicidio, ed in parte al fatto che il suicidio è più diffuso nelle classi elevate nelle quali sono appunto più frequenti i grossi contratti. Nel quinquennio 1932-36, a seguito delle restrizioni introdotte nelle condizioni generali di polizza, si ebbe una forte diminu-

zione dei quozienti per suicidio, i quali risultarono pertanto pressochè uguali a quelli della popolazione.

La forte sottomortalità degli assicurati per *altre morti violente*, sembra possa ragionevolmente ascriversi alla particolare composizione professionale degli assicurati; mentre al contrario, non chiare risultano le ragioni della molto minore mortalità degli assicurati per *tutte le rimanenti cause di morte*.

XII. Al fine di valutare l'influenza del tipo di selezione (se con o senza visita medica) sulla mortalità, è stato eseguito (§ 19) il *confronto della mortalità per cause degli assicurati popolari con la mortalità per cause degli assicurati ordinari*. Esso ha portato ai seguenti principali risultati.

La fortissima supermortalità degli assicurati popolari per *tubercolosi* è presumibilmente la conseguenza, da una parte, della mancata selezione medica, e dall'altra, dell'appartenenza degli assicurati popolari agli strati sociali nei quali la tubercolosi è più diffusa. Per il *cancro*, accettata per significativa la lieve supermortalità degli assicurati popolari, non può escludersi, in linea d'ipotesi, che essa sia imputabile in parte ad una maggior diffusione dei tumori maligni nelle classi inferiori ed in parte ad un processo di cernita per il quale i soggetti tarati sarebbero stimolati a dirigersi verso le forme per le quali non si richiede esame sanitario. Anche per le malattie dell'apparato *circolatorio, respiratorio e digerente*, la maggiore mortalità degli assicurati popolari può forse imputarsi in parte allo stimolo all'entrata in assicurazione che eserciterebbe la mancanza della selezione medica all'ingresso. Per il suicidio, molto presumibilmente a causa dell'appartenenza degli assicurati popolari alle classi sociali nelle quali il suicidio è meno diffuso, e dell'esiguità dei capitali assicurati, la mortalità degli assicurati popolari è molto inferiore alla corrispondente mortalità degli assicurati ordinari.

XIII. L'*esame comparativo della mortalità per cause nelle assicurazioni popolari e nella popolazione generale* (§ 20), mette in evidenza, salvo alcune eccezioni per certe età e cause di morte, che gli assicurati popolari presentano in generale mortalità in-

feriore a quella della popolazione: cosa, questa, che sta a testimoniare la buona efficacia della selezione degli assicurandi che si opera all'ingresso, malgrado l'assenza della visita medica.

XIV. Allo scopo di valutare la forza complessiva di eliminazione che assumono le varie cause di morte nel corso del periodo compreso fra 30 e 65 anni, sono state calcolate (§ 21) le *probabilità complessive di morte per le varie cause*, nei soliti tre quinquenni per gli assicurati ordinari, e nel 1930-32 per la popolazione generale. Dall'esame di siffatte probabilità, nella media dei tre quinquenni, appare: 1°) la netta *supermortalità degli assicurati*, rispetto alla popolazione, per alcune malattie (altre malattie infettive, tumori maligni, apparato circolatorio, apparato genito urinario, suicidio solo per il 1927-31): 2°) la notevole *sottomortalità degli assicurati* per altre malattie (tubercolosi, apparato respiratorio). Questi risultati — che ovviamente confermano quelli ai quali si pervenne in base ai quozienti quinquennali — invitano pertanto a concludere che una particolare attenzione meritano da parte dell'Amministrazione dello Istituto le malattie per le quali si registra supermortalità degli assicurati (esame sanitario più approfondito per i soggetti sospettati di avere particolare predisposizione per qualcuna delle malattie in questione; provvidenze sanitarie per la diagnosi precoce delle malattie stesse ecc.).

XV. Sono state infine calcolate (§ 22) le *probabilità complessive di morte* (fra 30 e 50 anni) *per le varie cause fra gli assicurati con polizze popolari*. Queste probabilità, paragonate con le corrispondenti probabilità delle assicurazioni ordinarie, confermano nel complesso quanto era stato osservato in base ai quozienti quinquennali di mortalità. Anche per un'esperienza straniera si notano alcune regolarità che concordano con quelle che si desumono dal nostro materiale.