

SULLA MORTALITÀ DI GRUPPI DI ASSICURATI VITA

GIUSEPPE DE MEO

Le « *Relazioni sull'andamento della Gestione* » pubblicate ogni 5 anni dal nostro massimo Ente assicurativo, l'Istituto Nazionale delle Assicurazioni, mettono a disposizione dello studioso un abbondante materiale la cui elaborazione può presentare un interesse che sorpassa i limiti dell'immediata utilità per l'Ente medesimo. Particolarmente ben curata e ricca di notizie è l'ultima « *Relazione* » pubblicata, relativa al quinquennio 1932-36, la quale, oltre agli elementi contenuti nelle precedenti, riporta, fra l'altro, dati sulle distribuzioni delle polizze per capitale assicurato, e secondo l'età raggiunta dagli assicurati, sui centri di gravità della produzione acquisita, sulla eliminazione dei contratti per le varie cause e nei vari anni di vita del contratto, sulla composizione del portafoglio per tipo di contratto, secondo l'età degli assicurati e secondo la durata trascorsa (antidurata), sulla mortalità degli assicurati per le varie forme di assicurazione, per i vari tipi di polizza ed in relazione all'antidurata del contratto ecc.

Riprendendo una nostra precedente ricerca (1), in questo lavoro, abbiamo analizzato la mortalità degli assicurati dell'Istituto Nazionale quale risulta dalle ultime tre *Relazioni* pubblicate

(1) G. DE MEO, *Ricerche statistiche sulle cause di morte nella popolazione italiana ed in una collettività di assicurati sulla vita*, in « Rendiconti della Reale Accademia delle Scienze fisiche e matematiche ». Serie IV, vol. VI, Napoli 1936-XIV.

per i quinquenni 1922-26, 1927-31 e 1932-36 che in seguito, per brevità, chiameremo rispettivamente 1°, 2° e 3° quinquennio.

I. LA COMPOSIZIONE DEL PORTAFOGLIO
IN RELAZIONE ALLA MORTALITÀ.

§ 1. *La composizione del portafoglio per antedurata e la mortalità risultante dalle tavole aggregate.*

È noto che se si esaminano gruppi di individui aventi la medesima età ed assicurati con la medesima forma, i quozienti di mortalità ricavati da gruppi che sono nel primo anno di assicurazione (che cioè sono stati selezionati da un esame medico da meno di un anno), sono minori di quelli dedotti da gruppi di soggetti aventi la stessa età ma con due, tre, quattro anni di assicurazione e così via; e sono anche diversi da quelli dedotti da gruppi raccolti in classi di età simile, indipendentemente però dalla età in assicurazione. L'aumento dei quozienti di mortalità per i coetanei che hanno un'età di assicurazione via via maggiore, si arresta praticamente dopo un certo numero di anni che, varia generalmente fra un minimo di 3 e un massimo di 5 (1). Questo fatto si produce ovviamente perchè l'effetto selettivo della visita medica all'ingresso in assicurazione, si va gradatamente affievolendo, e dopo un certo numero di anni, non si risente più del tutto.

(1) I primi attuari ritenevano che l'effetto della selezione dovesse farsi sentire per un considerevole numero di anni. Così ad esempio il MORGAN che per primo prospettò l'effetto della selezione sulla mortalità, ritenne che esso avesse dovuto perdurare durante i primi 10 o 20 anni dal momento della selezione. Lo HINGHAM, nel 1850, utilizzando i dati delle 17 Compagnie inglesi, credette di poter affermare che gli effetti della selezione si fanno sentire fino a metà del periodo che va dalla selezione stessa all'80° compleanno; mentre lo SPRAGUE nel 1878, suppose che l'effetto della selezione debba estinguersi dopo un numero di anni non superiore a 5 (cfr. per queste notizie: P. SMOLENSKY, *Sull'importanza delle tavole di selezione fra le basi tecniche dell'assicurazione vita*, in «Atti dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni», Vol. VII, pag. 61). Attualmente si ritiene dai più che l'efficacia della selezione non possa perdurare oltre i 5 anni, ed anzi, per alcune esperienze recenti, come quella inglese del 1924-29, il periodo di selezione è stato ridotto a 3 anni soltanto.

In relazione a quanto sopra, le tavole di mortalità degli assicurati vita, si distinguono, com'è noto, in selezionate, aggregate e ridotte. Nelle tavole *selezionate* (« selected tables ») i tassi di mortalità sono desunti da gruppi di assicurati coetanei e con eguale età di assicurazione, mentre nelle tavole *aggregate*, i tassi medesimi sono desunti da gruppi di assicurati coetani, indipendentemente dal tempo trascorso in assicurazione. Nelle tavole *ridotte* (« ultimate tables ») invece, i tassi di mortalità sono desunti dall'osservazione di gruppi di assicurati tenendo conto della sola età, ma dopo che ciascuno di essi ha passato un certo numero di anni in assicurazione, ritenuto sufficiente a fare svanire del tutto l'effetto selettivo della visita medica. È stata infine proposta la costruzione di tavole *compatte* di mortalità, nelle quali si prescinde dall'età, per tener conto soltanto dell'antidurata dei contratti (1).

È evidente che quando si disponga solo di tavole aggregate, la mortalità degli assicurati desunta da tali tavole può essere in certa misura analizzata solo se si tiene conto della composizione del portafoglio per antidurata dei contratti (quanti contratti stipulati un anno fa, quanti due anni fa ecc.). Così ad esempio, un portafoglio nel quale abbondano i contratti conclusi da molto tempo — a parità di ogni altra circostanza — presenterà una mortalità maggiore di quella relativa ad un portafoglio nel quale al contrario, abbondano i contratti di recente conclusi. Ciò si verifica ovviamente perchè nel 1° portafoglio, a differenza di ciò che accade pel 2°, l'effetto della selezione è ancor vivo per un gran numero di contratti.

Volendo quindi studiare per esempio attraverso il tempo la mortalità degli assicurati quale può desumersi da tavole aggregate, non si può assolutamente prescindere dalle eventuali variazioni nel tempo della composizione per antidurata del portafoglio; così come, volendo studiare le variazioni della mortalità di una popolazione attraverso il tempo, non si può prescindere dalle variazioni nella composizione per età della popolazione stessa.

(1) P. SMOLENSKY, *Sulle tavole compatte di mortalità*, in « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », 1934.

Poichè l'Istituto Nazionale è un organismo relativamente giovane, avendo iniziato in pieno la sua attività praticamente solo dopo la guerra 1915-18, è evidente che una stabilizzazione del portafoglio per ciò che concerne l'antidurata dei contratti, ha potuto prodursi solo negli ultimi tempi; e che inoltre vi sarebbe stato un progressivo invecchiamento del portafoglio nel corso dei tre quinquenni considerati. Le Relazioni citate additano in varie occasioni siffatta tendenza all'invecchiamento, senza, tuttavia, darne misura. Soltanto la Relazione 1932-36 ci offre la composizione del portafoglio (per l'intero gruppo delle polizze ordinarie) secondo la durata trascorsa (antidurata) alla fine del 1936.

TABELLA 1.

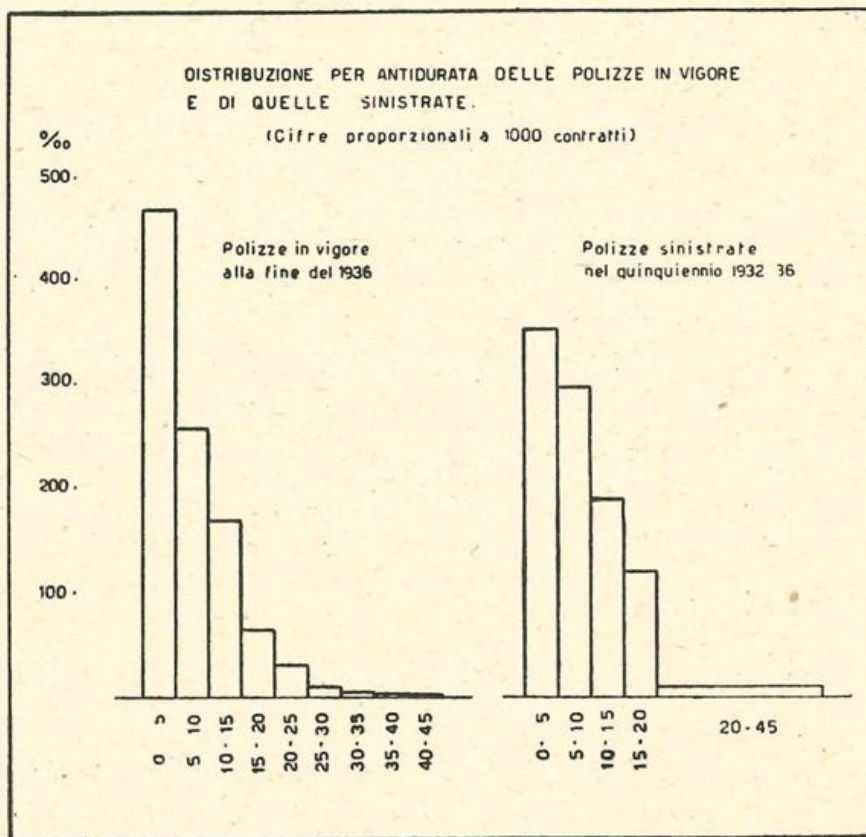
Polizze in vigore alla fine del 1936 (portafoglio diretto ordinario) e polizze sinistrate nel quinquennio 1932-36, distribuite per antidurata.

Antidurata anni	Polizze in vigore		Polizze sinistrate	
	N° assoluto	N° relativo	N° assoluto	N° relativo
0-4	135.977	446	3.907	351
5-9	75.144	257	3.290	296
10-14	49.212	168	2.109	180
15-19	18.639	64	1.324	119
20-24	9.003	31	497	45
25-29	2.391	8	—	—
30-34	976	3	—	—
35-39	458	2	—	—
40-44	244	1	—	—
45-49	69	..	—	—
50-54	29	..	—	—
55-59	7	..	—	—
60-64	2	..	—	—
	292.151	1.000	11.127	1.000

Il Grafico I — costruito in base ai dati della Tabella I — contiene appunto nella figura a sinistra, la distribuzione delle polizze in vigore al 31 dicembre 1936 secondo l'antidurata. Nella

figura di destra è invece rappresentata la composizione per antidurata delle polizze sinistrate nel quinquennio 1932-36 : questo secondo istogramma mostra, nel complesso, una certa solidarietà di andamento col primo ; soltanto si può notare che il grafico dei contratti sinistrati, rispetto a quello dei contratti in vigore, è più spostato verso le lunghe antidurate. Difatti, l'antidurata media risulta di anni 7,45 per le polizze in vigore e di 9,00 per le polizze colpite da sinistro nel quinquennio considerato.

GRAFICO 1.



Data questa notevole somiglianza fra i due istogrammi, si può essere tentati di considerare le distribuzioni per antidurata dei sinistri verificatisi nei tre quinquenni (ricavabili dalle citate Relazioni) — quali immagini approssimate delle corrispondenti distribuzioni di polizze in vigore ad una data compresa nel rispettivo quinquennio. Si può allora ammettere che le variazioni intervenute nei tre quinquenni nella distribuzione per antidurata delle polizze sinistrate, siano, fino ad un certo punto, rap-

presentative di quelle che si sarebbero riscontrate se si fossero esaminate le distribuzioni delle polizze censite. Contro diffatta ammissione, sorge spontanea una critica: se da un periodo al successivo si produce un miglioramento della mortalità, ciò tende ovviamente ad allungare l'antidurata delle polizze sinistrate, perchè in tal caso, gli assicurati permangono un tempo maggiore in assicurazione. Si produrrebbe così un allungamento dello istogramma delle polizze sinistrate verso gli alti valori senza che un corrispondente allungamento debba necessariamente prodursi nell'istogramma delle polizze in vigore (vedasi ancora il Grafico 1). Ma il supposto miglioramento della mortalità, dovrebbe produrre anche, in generale, un aumento dell'età media dei morti: se al contrario l'aumento dell'età media dei morti è debole, mentre molto sensibile è l'aumento dell'antidurata media, segno è che l'aumento dell'antidurata media delle polizze sinistrate è dovuto, quasi esclusivamente, all'invecchiamento del portafoglio.

I nostri dati confermano appunto che si è prodotto, dal 1° al 2° e dal 2° al 3° quinquennio un considerevole invecchiamento del portafoglio. Il Grafico 2, costruito in base ai dati della Tabella 2, nella parte superiore mostra infatti che la composizione

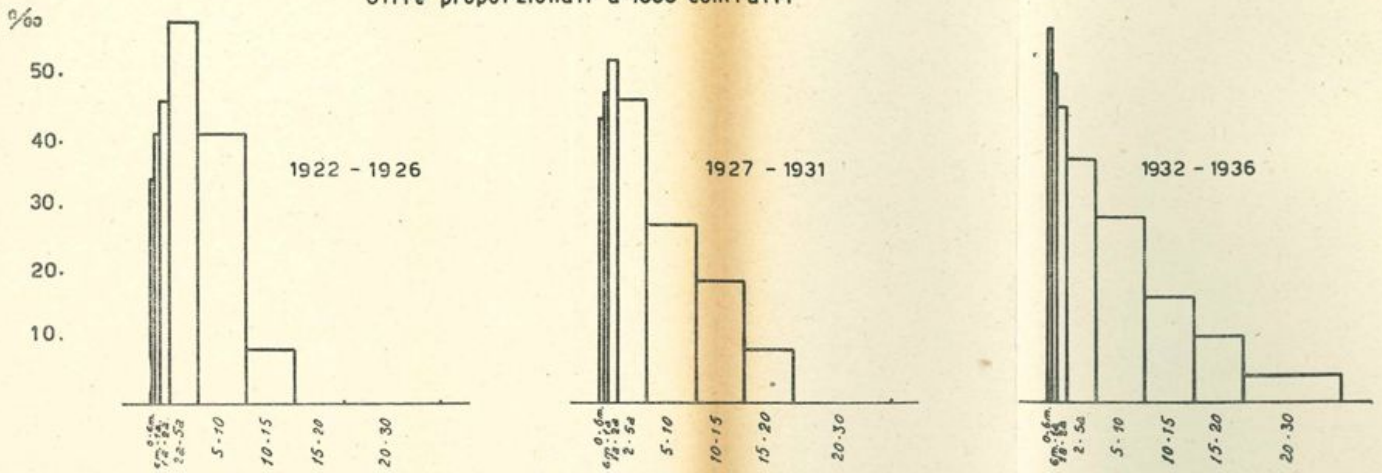
TABELLA 2.

Distribuzione dei sinistri per antidurata ed età dei morti (contratti con e senza visita medica) nei quinquenni 1922-26, 1927-31 e 1932-36.

Antidurata	Distribuzioni per antidurata						Età	Distribuzione per età dei morti					
	1922-26		1927-31		1932-36			1922-26		1927-31		1932-36	
	N° assol.	‰	N° assol.	‰	N° assol.	‰		N° assol.	‰	N° assol.	‰	N° assol.	‰
0-6m	320	33.6	387	42.6	770	56.5	20-24	254	34.4	164	24.4	254	26.0
6m -1a	394	41.3	426	46.9	684	50.2	25-29	393	53.3	389	57.8	470	48.1
1-2	878	92.1	949	104.5	1215	89.1	30-34	687	93.1	664	98.7	739	75.6
2-5	3301	346.1	2530	278.3	3034	222.7	35-39	864	117.2	844	125.4	1143	116.9
5-10	3892	408.0	2428	267.3	3851	282.5	40-44	1067	144.6	1048	155.7	1455	148.8
10-15	748	78.4	1615	177.8	2202	161.5	45-49	1200	162.6	1105	164.2	1563	159.9
15-20	5	0.5	750	82.6	1370	100.5	50-54	1202	162.9	1031	153.2	1630	166.9
20-30	—	—	—	—	505	37.0	55-59	1003	135.9	900	133.7	1494	152.8
							60-64	708	96.0	585	86.9	1027	105.1
	9538	1.000	9.085	1.000	13.631	1.000		7.378	1.000	6.730	1.000	9.775	1.000

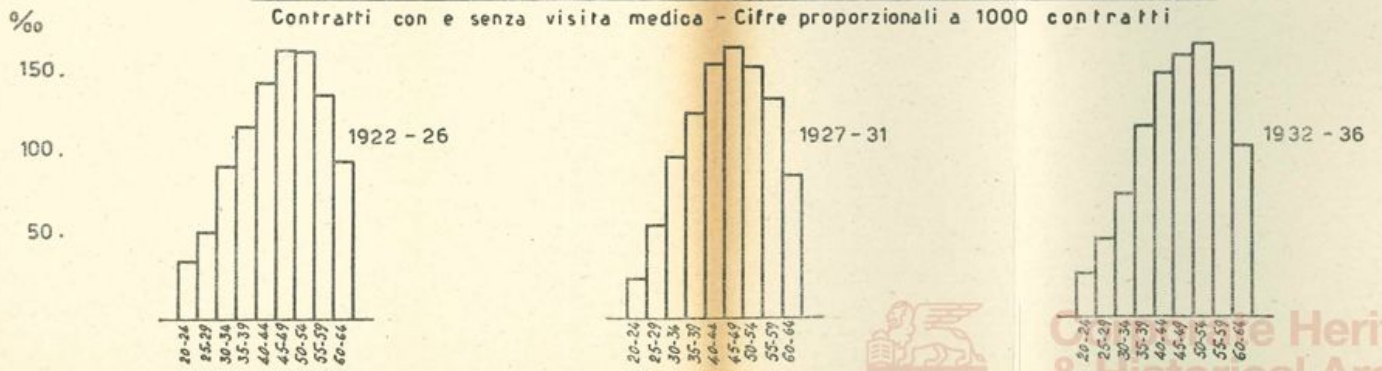
DISTRIBUZIONE PER ANTIDURATA DEI CONTRATTI SINISTRATI

Contratti con e senza visita medica
Cifre proporzionali a 1000 contratti



DISTRIBUZIONI PER ETA' DELL' ASSICURATO ALLA MORTE DEI CONTRATTI SINISTRATI

Contratti con e senza visita medica - Cifre proporzionali a 1000 contratti



Heritage & Historical Archive



percentuale dei contratti sinistrati distribuiti per antidurata, va spostandosi verso le lunghe antidurate passando dal 1922-26 al 1927-31 e dal 1927-31 al 1932-36. E che ciò per la maggior parte sia indice del progressivo invecchiamento del portafoglio, e non sia viceversa una conseguenza della diminuzione della mortalità (cfr. più innanzi § 3) è dimostrato dal fatto che la composizione percentuale dei contratti sinistrati in funzione dell'età degli assicurati morti (vedere parte inferiore del Grafico 2) mostra piccolissime variazioni attraverso il tempo. Del resto, calcolando le medie aritmetiche delle antidurate e delle età dei morti, si ottengono i risultati riportati nelle seguente Tabella 3.

TABELLA 3.

Antidurata media ed età media dei morti per i contratti sinistrati.

	1922-26	1927-31	1932-36
Antidurata media dei contratti sinistrati (mesi)	65,3	81,4	91,9
Numeri indici	100	125 100	141 113
Età media degli assicurati morti (anni)	45,9	45,6	46,8
Numeri indici	100	99 100	102 103

Queste cifre confermano appunto l'impressione che si ritrae esaminando il Grafico 2. Si può dunque concludere che il forte aumento dell'antidurata nei contratti sinistrati, sia in piccolissima parte soltanto prodotto dalle variazioni della mortalità degli assicurati, mentre, per la quasi totalità, esso non è altro che un indice del progressivo invecchiamento del portafoglio. Anzi, fondandosi sui dati dei contratti sinistrati, si può valutare, grosso modo, che l'antidurata media dei contratti in vigore, cresca dal 1° al 3° quinquennio come da 100 a 140. Per questo solo fatto, dovremmo attenderci — a parità d'ogni altra circostanza — un apprezzabile aggravamento di mortalità nelle tavole aggregate procedendo dal 1° al 3° quinquennio. (Cfr. § 3).

§ 2. — *La composizione del portafoglio per antidurata in relazione al tipo di contratto.*

Se si ammette che le variazioni che si riscontrano nelle composizioni per antidurata dei contratti sinistrati siano da attribuirsi per la quasi totalità a corrispondenti variazioni nel portafoglio dal quale i sinistri scaturiscono, si può anche cercare di analizzare la composizione del portafoglio in relazione ai vari tipi di contratto. Questa analisi permetterà di meglio apprezzare le differenze di mortalità che si riscontrano nelle tavole aggregate relative appunto ai vari tipi di contratti.

I nostri dati ci offrono le distribuzioni per antidurata del contratto e quelle per età dell'assicurato alla morte, distintamente per: 1) polizze ordinarie e collettive con visita medica; 2) polizze ordinarie e collettive senza visita medica; polizze popolari (1).

TABELLA 4.

Distribuzione dei sinistri per antidurata ed età dei morti nel quinquennio 1932-36 per vari tipi di contratti.

Antid.	Distribuzioni per antidurata						Età	Distribuzione per età dei morti					
	Contratti con v. m.		Contratti senza v. m.		Contratti Ass. popol.			Contratti con v. m.		Contratti senza v. m.		Contratti Ass. popol.	
	N° assol.	%	N° assol.	%	N° assol.	%		N° assol.	%	N° assol.	%	N° assol.	%
0-6m	327	29.3	443	176.9	1.078	147.9	20-24	74	92	180	105.5	181	28.6
6m-1a	402	36.1	282	112.6	1.261	173.0	25-29	268	332	292	118.5	291	46.0
1-2	862	77.5	353	141.0	1.859	255.1	30-34	544	674	195	114.4	434	68.6
2-3	773	69.5	271	108.2	1.245	170.9	35-39	934	1.157	209	122.6	931	147.2
3-4	807	72.5	225	89.9	785	107.7	40-44	1.198	1.485	257	150.7	1207	190.9
4-5	736	66.1	222	88.7	426	58.5	45-49	1.352	1.675	211	123.8	1297	205.1
5-10	3.290	295.8	561	224.0	610	83.7	50-54	1.429	1.771	201	117.9	1016	160.7
10-15	2.109	189.5	93	37.1	23	3.2	55-59	1.343	1.664	151	88.6	642	101.5
15-20	1.324	119.0	46	18.4	—	—	60-64	928	1.150	99	58.0	385	51.4
20-30	497	44.7	8	3.2	—	—							
	11.127	1.000	2504	1.000	7.287	1.000		8.070	10.000	1.705	10.000	6.324	10.000

(1) È forse utile avvertire che le polizze ordinarie e collettive senza visita medica sono acquisite in base a semplici dichiarazioni dell'assicurato sul suo attuale e passato stato di salute, e su quello dei suoi familiari ecc.; ma la compa-

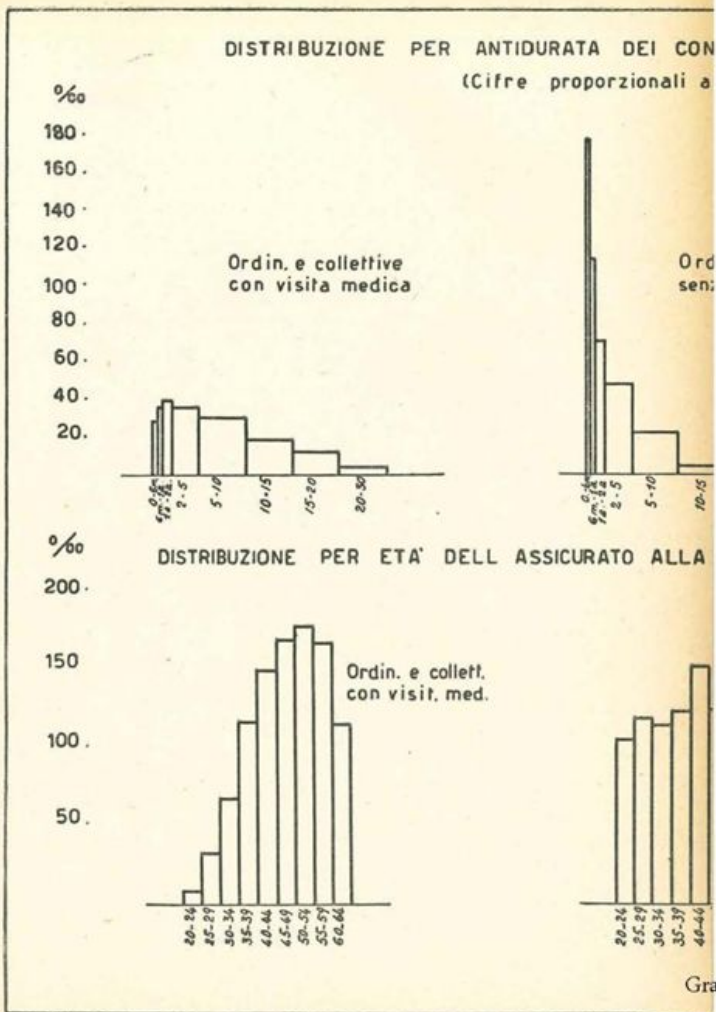
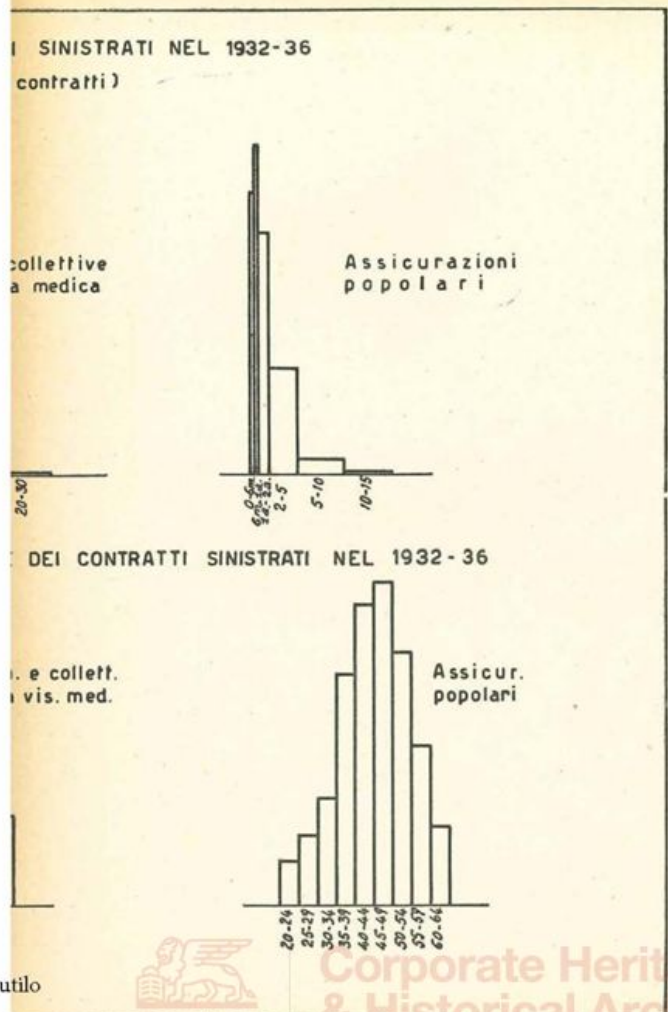


Grafico mutilo





Corporate Heritage
& Historical Archive

Nella Tabella 4 sono riportate le distribuzioni assolute e relative per antidurata e quelle per età dei morti nel periodo 1932-36 separatamente per i contratti con visita medica, per i contratti senza visita medica e per i contratti popolari. Alla Tabella 4, fa riscontro il Grafico 3: si vede a colpo d'occhio quale profonda differenza esiste nell'anzianità dei tre portafogli considerati. Il portafoglio delle polizze con visita medica è il più anziano, quello popolare il più giovane, cosa che si spiega considerando che le assicurazioni popolari furono introdotte solo nel 1925. Se si rappresentassero i dati del 1927-31, gli istogrammi del grafico muterebbero soltanto di poco il loro aspetto: solo potrebbe osservarsi, procedendo dal 1° al 2° al 3° quinquennio, un certo invecchiamento del portafoglio per i contratti con e senza visita medica (come del resto si è già rilevato nel precedente §) mentre per le Assicurazioni popolari si rileverebbe una diminuzione di antidurata prodotta molto presumibilmente dal forte aumento della nuova produzione (1).

Per quanto concerne l'età dei morti, può osservarsi che la massima frequenza cade sull'età 50-54 per i contratti c. v. m., su 40-44 per i contratti s. v. m. e su 45-49 per i contratti popolari.

gnia fruisce di un più o meno lungo periodo di carenza, e perciò, se la morte si verifica in questo periodo, la compagnia, in generale, restituisce soltanto i premi pagati. Il periodo di carenza è variabile generalmente da 5 anni ad 1 anno solo; e le carenze più brevi si adottano di regola per le assicurazioni collettive a capitale crescente.

Le assicurazioni popolari sono acquisite con modalità ancora più semplici e la copertura integrale del rischio di morte si ha dopo alcuni mesi o un anno, a seconda della entità del capitale assicurato, dalla stipulazione del contratto.

(1) Ecco le cifre della nuova produzione popolare:

Anni	Nº. polizze (migliaia)	Cap. ass. (milioni)	Anni	Nº polizze (migliaia)	Cap. assicur. (milioni)
1925	6.0	21.7	1931	44.1	137.9
1926	23.0	70.7	1932	67.8	193.3
1927*	86.4	135.7	1933	146.6	325.1
1928	30.2	79.7	1934	171.0	367.0
1929	33.5	129.6	1935*	197.0	420.7
1930	29.9	115.7	1936*	364.6	647.3

* comprese le polizze abbinate ai prestiti.

Tutte queste diversità nelle composizioni dei tre portafogli, sono più compendiosamente messe in evidenza dai valori medi per i quinquenni 1927-31 e 32-36 contenuti nella seguente Tabella 5.

TABELLA 5.

Antidurata media ed età media dei morti per vari tipi di contratti sinistrati nei quinquenni 1927-31 e 1932-36.

Tipo di contratto	Antidurata media (mesi)		Età med. dei morti (anni)	
	1927-31	1932-36	1927-31	1932-36
Ord. e Coll. con vis. med. . . .	84.0	102.2	45.9	48.0
» » » senza » » . . .	45.8	46.3	42.1	41.1
Assicurazioni popolari	30.6	27.4	41.6	45.0

Come si vede, in entrambi i quinquenni, passando dai contratti con visita medica a quelli senza visita medica, l'età media dei morti diminuisce (1), ma contemporaneamente si riduce in proporzione molto più forte anche l'antidurata media. Si può dunque ammettere in linea d'ipotesi che non sia tanto sensibile la relazione fra antidurata del contratto ed età media degli assicurati, e che per conseguenza, la differente altezza dell'età media dei morti nelle varie categorie di contratti, sia dovuta in parte apprezzabile anche alla diversa influenza di un processo di cernita. In altre parole, se si ammette che l'età all'ingresso in assicurazione non sia sostanzialmente diversa per le tre categorie di contratti, il fatto che fra i contratti s. v. m. sono largamente rappresentati i morti in età giovanile (come appare dal Grafico e dal basso valore dell'età media) potrebbe essere originato anche dalla circostanza che gli individui più deboli o tarati affuiscono di preferenza verso le forme s. v. m. Siffatta ipotesi — che andrebbe naturalmente controllata in base ai quo-

(1) Il basso valore dell'età media dei morti nel 1932-36 può essere dovuto in parte all'elevato numero di morti per causa violenta registrati nel 35-36 per la guerra d'Africa. Ma la bassa età media dei morti per i contratti s. v. m. non è caratteristica del 32-36: la stessa cosa si ripete infatti nel 1927-31, anche in assenza della circostanza perturbante ricordata.

TABELLA 6.

Quozienti di mortalità per contratti e per capitali per vari gruppi di polizze nei tre quinquenni 1922-26, 1927-31 e 1932-36.

Età	1922-26			1927-31						1932-36					
	Capitali			Contratti			Capitali			Contratti			Capitali		
	Mista	Vita intera	Mista, vita intera tipi misti	Mista	Vita intera	Mista, vita intera tipi misti	Mista	Vita intera	Mista, vita intera tipi misti	Mista	Vita intera	Mista, vita intera tipi misti	Mista	Vita intera	Mista, vita intera tipi misti
30	3,02	—	3,16	3,20	5,70	3,22	3,19	5,26	3,26	3,05	4,45	3,09	3,25	5,95	3,23
31	3,04	—	3,21	3,18	6,20	3,25	3,20	4,77	3,30	2,96	4,50	3,05	3,13	6,05	3,15
32	3,07	—	3,27	3,22	6,30	3,30	3,25	5,70	3,38	2,99	4,55	3,10	3,13	6,05	3,17
33	3,14	—	3,34	3,30	7,20	3,41	3,36	6,88	3,51	3,11	4,67	3,23	3,21	6,10	3,27
34	3,24	—	3,44	3,44	7,00	3,56	3,53	8,05	3,70	3,30	4,87	3,40	3,36	6,20	3,43
35	3,37	5,56	3,56	3,63	6,40	3,75	3,75	9,10	3,94	3,51	5,16	3,61	3,55	6,34	3,63
36	3,51	4,57	3,71	3,85	6,00	3,98	4,02	9,99	4,23	3,74	5,38	3,82	3,77	6,48	3,85
37	3,66	3,96	3,89	4,10	7,80	4,23	4,33	10,67	4,56	3,97	5,52	4,04	4,02	6,62	4,09
38	3,81	3,74	4,08	4,35	8,10	4,48	4,67	11,17	4,93	4,21	5,59	4,26	4,29	6,80	4,36
39	4,00	3,82	4,29	4,59	8,00	4,73	5,03	11,41	5,30	4,46	5,64	4,50	4,58	7,01	2,65
40	4,23	4,06	4,54	4,81	8,32	4,97	5,40	11,39	5,68	4,73	5,70	4,76	4,89	7,26	4,96
41	4,54	4,35	4,82	5,02	8,46	5,21	5,77	11,12	6,04	5,04	5,80	5,04	5,21	7,56	5,29
42	4,93	4,70	5,16	5,25	8,55	5,46	6,14	10,74	6,39	5,37	5,98	5,35	5,55	7,90	5,63
43	5,41	5,13	5,56	5,51	8,61	5,75	6,50	10,37	6,75	5,72	6,27	5,69	5,89	8,29	6,00
44	5,93	5,71	6,04	5,85	8,69	6,10	6,87	10,15	7,13	6,09	6,71	6,06	6,26	8,73	6,38
45	6,49	6,47	6,57	6,27	8,82	6,52	7,28	10,20	7,58	6,48	7,31	6,47	6,60	9,21	6,79
46	7,03	7,42	7,16	6,78	9,05	7,03	7,73	10,57	8,09	6,90	8,08	6,95	6,98	9,72	7,24
47	7,57	8,53	7,80	7,37	9,41	7,62	8,26	11,20	8,68	7,35	8,98	7,48	7,41	10,24	7,73
48	8,12	9,74	8,49	8,02	9,92	8,28	8,83	12,00	9,34	7,86	9,96	8,10	7,93	10,75	8,29
49	8,72	11,02	9,26	8,72	10,60	9,01	9,47	12,85	10,06	8,44	10,99	8,79	8,54	11,27	8,95
50	9,44	12,37	10,16	9,43	11,49	9,78	10,14	13,66	10,79	9,11	12,01	9,56	9,28	11,81	9,70
51	10,36	13,78	11,24	10,17	12,58	10,62	10,85	14,39	11,55	9,88	12,99	10,39	10,16	12,37	10,55
52	11,52	15,23	12,49	10,94	13,85	11,53	11,62	15,01	12,31	10,76	13,92	11,29	11,17	12,96	11,50
53	12,92	16,70	13,90	11,78	15,25	12,52	12,50	15,56	13,13	11,76	14,79	12,24	12,32	13,55	12,50
54	14,45	18,09	15,37	12,74	16,70	13,61	13,54	16,10	14,05	12,86	15,63	13,24	13,58	14,08	13,51
55	16,00	19,33	16,81	13,87	18,12	14,82	14,78	16,71	15,15	14,05	16,44	14,27	14,89	14,56	14,50
56	17,41	20,34	18,10	15,20	19,47	16,16	16,24	17,47	16,46	15,32	17,29	15,37	16,21	15,01	15,45
57	18,55	21,12	19,19	16,76	20,73	17,65	17,85	18,44	18,01	16,64	18,22	16,56	17,46	15,57	16,39
58	19,39	21,76	20,11	18,49	21,95	19,54	19,67	19,73	18,00	19,32	17,85	18,58	16,63	17,38	17,38
59	20,00	22,44	22,98	20,32	23,19	20,97	21,25	21,11	21,52	19,39	20,65	19,27	19,56	17,79	18,51
60	20,56	23,35	21,96	22,17	24,52	22,74	23,01	22,73	23,31	20,81	22,26	20,82	20,66	19,80	19,90
61	20,27	—	23,23	23,99	26,03	24,59	24,85	24,50	25,03	22,27	24,16	22,52	21,38	22,45	21,59
62	22,37	—	24,98	25,78	27,82	26,56	26,83	26,45	26,78	23,86	26,34	24,36	22,56	25,57	23,60
63	24,10	—	27,33	27,66	29,99	28,77	26,98	28,72	28,73	25,64	28,76	26,39	24,16	28,87	25,88
64	26,63	—	30,28	29,92	32,69	31,42	29,15	31,61	31,21	27,73	31,43	28,69	26,33	32,14	28,37
65	29,95	—	33,79	32,89	35,98	34,66	31,35	35,36	34,53	30,21	34,38	31,36	28,96	35,26	31,05
66	33,78	—	37,65	36,83	37,50	35,45	34,72	40,11	38,86	33,14	37,72	34,55	31,82	38,46	34,07
67	37,56	—	41,62	41,95	42,80	40,62	41,42	45,77	44,16	36,57	41,58	38,40	34,56	42,30	37,82



Corporate Heritage & Historical Archive



zienti di mortalità appositamente costruiti — è suffragata anche dalla circostanza che per le Assicurazioni popolari (che pure hanno antidurata brevissima), l'età media dei morti è di poco soltanto più bassa, nel 1927-31, a quella dei contratti s. v. m.; mentre, nel 32-36, corrispondentemente ad un ulteriore abbassamento di antidurata, l'età media dei morti risulta più elevata per le assicurazioni popolari. Dunque, vi sono ragioni per ritenere che l'età media dei morti è solo in piccolissima misura connessa con l'antidurata dei contratti.

Sembra giustificato, d'altra parte, supporre che per i contratti popolari non si verificherebbe l'antiselezione degli individui tarati, pel fatto che qui sono in gioco capitali limitati (normalmente fino a L. 10.000), ed inoltre queste polizze sono raccolte in una categoria di persone che considera spesso il contratto più come una forma di risparmio che come una forma di garanzia contro il rischio di morte. Infine, il modo stesso di raccolta di questi contratti che molto spesso vengono acquistati per gruppi numerosi (per es. tutti gli operai di uno stabilimento tutti gli impiegati di una ditta ecc.) fa sì che l'antiselezione debba avere presumibilmente effetto trascurabile.

II. — LA MORTALITÀ GLOBALE DEGLI ASSICURATI.

§ 3. *La mortalità degli assicurati nel 1922-26, 1927-31 e 1932-36.*

In base ai quozienti annuali di mortalità riportati nella Tabella 6 e perequati con lo stesso metodo (1) abbiamo costruito, per il complesso delle polizze mista, vita intera e tipi misti, per

(1) La perequazione dei quozienti, come si rileva dalla Relazione 32-36, pagina 53, fu eseguita con la formola suggerita dallo SPENCER (J. SPENCER, *On the graduation of the rates of sickness and mortality presented by experience of the Manchester Unity of Fellows during the period 1893-1897*, in *Journal of the Institute of Actuaries*, Vol. XXXVIII pag. 334 e segg.). Si noti che i tassi perequati secondo tale metodo sono stati pubblicati dall'Istituto Nazionale solo per il quinquennio 1932-1926 (cfr. Relazione 32-36, pag. 124, alleg. 6). Per i quinquenni precedenti essi ci furono gentilmente forniti dal Prof. R. CULTRERA, Ispettore Generale dell'INA, Capo del Servizio Attuariato e Statistica.

i tre quinquenni, i quozienti quinquennali di mortalità (1) $1000 {}_5q_x$ riportati nella Tabella 7 e rappresentati sul Grafico 4. Il calcolo di questi quozienti si è reso utile in primo luogo per la costruzione

TABELLA 7.

Quozienti quinquennali di mortalità $1000 {}_5q_x$ per capitali assicurati.

Età	1922-26	1927-31	1932-36
30-34	16.30	17.04	16.13
35-39	19.38	22.76	20.41
40-44	25.85	31.60	27.95
45-49	38.67	42.99	29.39
50-54	61.59	60.33	56.45
55-59	91.64	87.65	79.57
60-64	121.43	128.00	113.81

dei quozienti specifici di mortalità per cause (cfr. più innanzi cap. III), ed in secondo luogo al fine di conferire maggiore semplicità d'andamento alle spezzate del Grafico 4. Esaminando questo Grafico, si può osservare :

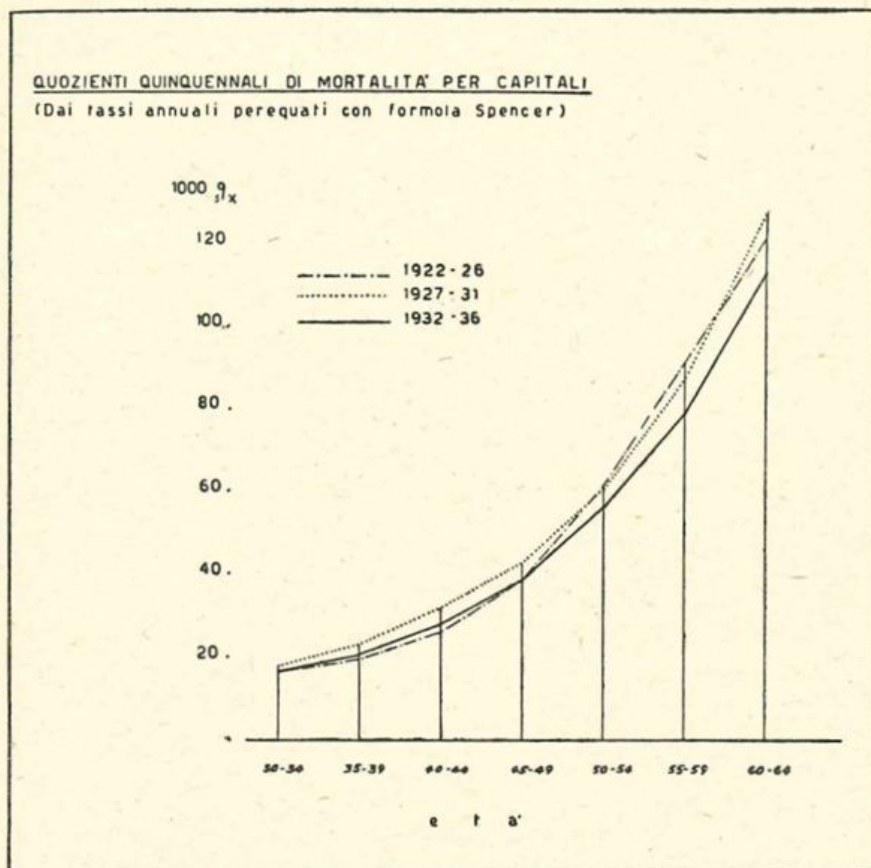
1) Dal 1922-26 al 1927-31, si è prodotto, per quasi tutte le classi d'età un aumento di mortalità ;

2) Dal 1927-31 al 1932-36, si è avuta una sensibile diminuzione di rischio di morte per tutte le età.

Al fine di spiegare questi risultati, conviene tener presente non soltanto che ci troviamo in presenza di tavole aggregate (e il portafoglio è andato invecchiando nel tempo: cfr. § 1), ma anche che la mortalità della popolazione italiana ha avuto, in questo

(1) Per la costruzione dei quozienti quinquennali, si è seguito questo metodo. In base ai q_x si è costruita anzitutto una serie di l_x , ponendo $l_{30} = 76.317$ cioè il numero dei sopravvissuti M a 30 anni secondo la tavola della popolazione generale 1930-32. Successivamente, considerando gli l_x ogni 5 anni e determinando il numero dei morti entro il periodo $x, x + 5$, si è giunti alla determinazione di ${}_5q_x = \frac{d_{x+5}}{l_x}$ dove, d_{x+5} sono appunto i morti in età $x, x + 5$ (cfr. C. GINI e L. GALVANI, *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, in « Annali di Statistica », volume VIII. Serie VI, pag. 132). È ovvio che arbitraria è stata la scelta della radice della tavola ; ma si è posto $l_{30} = 76.317$ al fine di facilitare alcuni confronti (cfr. più innanzi : III. Le cause di morte fra gli assicurati e nella popolazione).

GRAFICO 4.



periodo un costante ed apprezzabile miglioramento del quale non ha potuto ragionevolmente non avvantaggiarsi la massa degli assicurati dell'Istituto. Ecco le medie aritmetiche dei tassi generici di mortalità della popolazione complessiva per i periodi che a noi interessano :

	Morti ‰ abitanti	Diminuz. ‰ da un quinq. al successivo
Quinquennio 1922-26 . . .	17.30	—
» 1927-31 . . .	15.52	10.3
» 1932-36 . . .	13.86	10.7

La massa degli assicurati subisce quindi attraverso il tempo l'azione di due forze : l'una — progressivo invecchiamento del portafoglio — che tende ad aggravare la mortalità ; e l'altra — progressivo miglioramento delle condizioni igienico sanitarie — che tende ad abbassare la mortalità.

Orbene, nel passaggio dal 1° al 2° quinquennio, il forte invecchiamento del portafoglio (aumento della antidurata media come da 100 a 125: cfr. Tabella 3), sembra abbia avuto il sopravvento sul miglioramento delle condizioni sanitarie (diminuzione del 10 % nei tassi generici di mortalità della popolazione). Al contrario, nel passaggio dal 2° al 3° quinquennio, il miglioramento delle condizioni igienico sanitarie (10 % di diminuzione nella mortalità) avrebbe avuto il sopravvento sul più modesto invecchiamento del portafoglio (aumento dell'antidurata media come 100 a 113: cfr. Tabella 3). Non si può escludere d'altra parte che una più scrupolosa selezione medica dei contratti negli anni più vicini abbia contribuito ad abbassare la mortalità degli assicurati: si comprenderebbe così meglio per quale ragione, nel passaggio dal 2° al 3° quinquennio, non soltanto l'invecchiamento viene neutralizzato, ma si consegue inoltre un abbassamento dei quozienti in tutte le età.

I fatti suesposti non confermano quindi l'ipotesi formulata dal Mazzoni circa un ulteriore aggravamento di mortalità che avrebbe dovuto prevedersi dal 1927-31 al 1932-36 per effetto di un ulteriore invecchiamento del portafoglio (1).

§ 4. — *L'influenza del capitale assicurato sulla mortalità. a) per tutte le forme di assicurazione.*

Muoiono di più gli assicurati per cifre elevate o quelli per cifre basse? L'esperienza ha già dimostrato che fra gli assicurati per cifre elevate, la mortalità risulta in generale maggiore. Ciò appare in modo manifesto quando si calcolano distintamente i quozienti di mortalità per capitali e i quozienti di mortalità per teste assicurate: giacchè i primi risultano in generale più elevati dei secondi (2). La causa di questa sistematica differenza che indicheremo col nome di « antiselezione per capitali » deve ricercarsi, come vedremo, in queste circostanze:

(1) P. MAZZONI, *Alcune considerazioni sulla mortalità degli assicurati dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni* in « Atti dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni », vol. IX, 1937, pag. 177.

(2) P. MAZZONI *op. loc. cit.*, pag. 180.

1) tendenza degli individui tarati ad assicurarsi per cifre più elevate rispetto agli individui sani;

2) tendenza — che si manifesterebbe in modo molto più accentuato per le grosse polizze — alla permanenza in assicurazione dei soggetti tarati ed all'abbandono dei contratti da parte dei soggetti sani.

Una forma speciale di antiselezione per capitale si manifesta anche nella scelta della forma di assicurazione, nel senso che l'individuo tarato tenderà a dirigersi verso quella forma nella quale, a parità di premio, risulta massimo il capitale garantito in caso di morte.

Per studiare più da vicino l'influenza del capitale assicurato sulla mortalità, conviene porsi le seguenti domande: 1° Come varia l'antiselezione per capitali col variare dell'età dell'assicurato? 2° Vi sono delle età nelle quali tale influenza risulta massima? 3° Come è variata l'antiselezione per capitali attraverso il tempo? 4° Come varia lungo la scala delle età l'antiselezione per capitali nelle varie forme di assicurazione?

Quale misura grossolana (1) dell'antiselezione per capitale si può assumere il rapporto fra il quoziente di mortalità per capitali ed il corrispondente quoziente di mortalità per contratti. Nella Tabella 8 riportiamo i quozienti di mortalità quinquennali per contratti e per capitali ed i relativi rapporti percentuali per i quinquenni 1927-31 e 1932-36. Non è stato possibile estendere il confronto al 22-26 perchè in quel quinquennio non furono calcolati i quozienti per contratti, i quali hanno, generalmente, un'importanza pratica minore per una compagnia di assicurazione. Esaminando il Grafico 5 costruito coi rapporti percentuali della predetta Tabella 8, si può osservare:

1) Il rapporto massimo, tanto per il 27-31, quanto per il 32-36, si ha per la classe d'età 40-44 anni: vale a dire, per questa classe d'età risulta massima l'antiselezione per capitali. Dopo tale età l'antiselezione diminuisce rapidamente fino a diventare quasi nulla o negativa dall'età di 55 anni in poi.

(1) Cfr. più innanzi § 5.

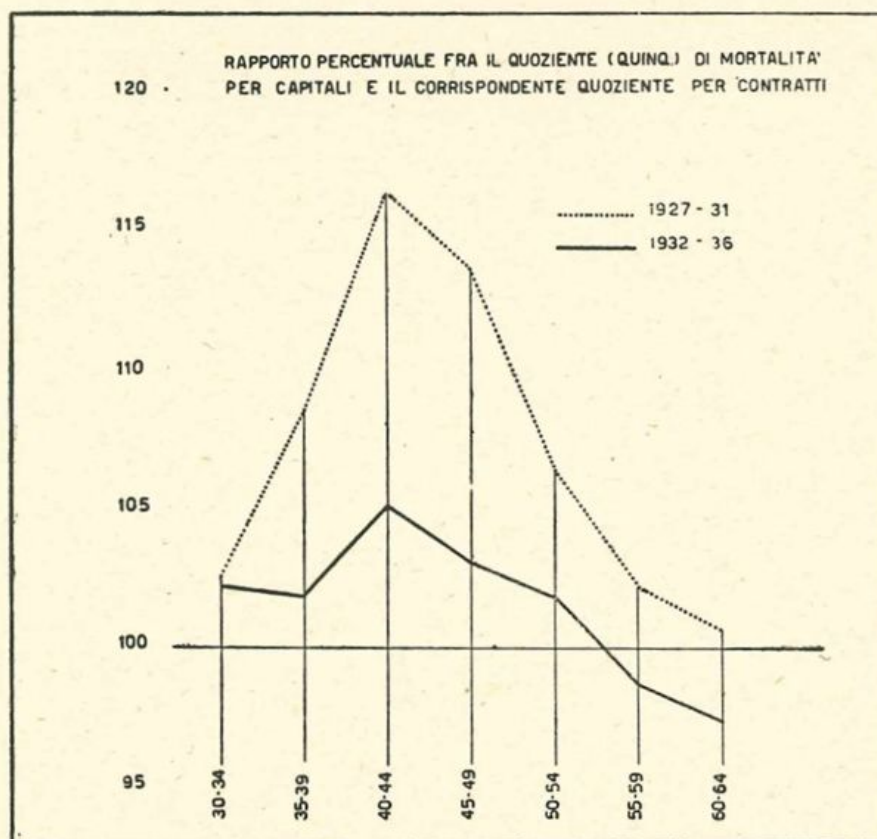
TABELLA 8.

Quozienti quinquennali di mortalità per contratti e per capitali e relativo rapporto percentuale.

Età	1927-31			1932-36		
	Contratti	Capitali	Rapp. perc.	Contratti	Capitali	Rapp. perc.
30 - 34	16.62	17.04	102.5	15.78	16.13	102.2
35 - 39	20.99	22.76	108.4	20.06	20.41	101.8
40 - 44	27.20	31.60	116.2	26.62	27.95	105.1
45 - 49	37.87	42.99	113.5	37.23	38.39	103.1
50 - 54	56.71	60.33	106.4	55.44	56.45	101.8
55 - 59	85.75	87.65	102.2	80.59	79.57	98.7
60 - 64	127.12	128.00	100.7	116.90	113.81	97.4

2) L'antiselezione per capitale risulta molto più accentuata nel 1927-31 che nel 1932-36, nel quale anno, anzi, il rapporto raggiunge appena il 105 % all'età di 40-44 anni.

GRAFICO 5.



Per spiegare quest'andamento delle spezzate del nostro Grafico (Graf. 5) bisogna premettere che le età intorno ai 30 anni si possono considerare a un di presso (per quanto non si posseggano dati su questo argomento) come le età più frequenti di ingresso in assicurazione; 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 antedurata lunga e lunghissima. Ora, tenendo presenti queste circostanze, si può dare dei fatti rilevati la seguente interpretazione. Sui 30-34 anni, essendo vicino l'ingresso in assicurazione, e quindi ancora efficace la selezione operata con la visita medica, l'antiselezione per capitali è debole, perchè l'esame sanitario avrà cercato di eliminare con egual cura tutti i malati, senza tener conto della somma per la quale essi intendevano garantirsi (1). Se si manifesta, tuttavia, anche per queste età antiselezione per capitali, ciò accade presumibilmente perchè riesce ad infiltrarsi in assicurazione, anche attraverso la selezione medica, un piccolo nucleo di tarati che, proprio in quanto tali, si garantirono per un capitale elevato.

A mano a mano che ci si allontana però dalla data di ingresso in assicurazione, può darsi che mentre l'abbandono dei contratti piccoli avvenga il più delle volte a caso (senza alcun riferimento, cioè, allo stato di salute dell'assicurato), per i contratti più grandi si manifesti un processo di cernita in virtù del quale i soggetti tarati, di preferenza, permangono in assicurazione, col conseguente risultato di aggravare la mortalità calcolata sui capitali assicurati. Non sembra azzardato formulare siffatte ipotesi se si tiene presente in primo luogo che il piccolo contratto è considerato spesso degli assicurati più come una forma di puro risparmio che come uno strumento di garanzia contro il rischio di morte, tanto più che per il contratto medesimo, il capitale garantito in polizza non costituisce, il più delle volte, che una modesta frazione del capitale-uomo che vi corrisponde. In se-

(1) È presumibile anzi che nel periodo molto vicino alla visita medica, l'efficacia della selezione risulti forte per i grossi capitali, per i quali viene condotto un esame sanitario più approfondito, spesso da due medici separatamente.

condo luogo, i grossi assicurati, appartenendo alle classi più benestanti, hanno presumibilmente più spesso occasione di far colaudare la propria salute e perciò più spesso possono valutare la convenienza di non abbandonare il contratto appena venuti a conoscenza dell'insorgenza di una qualsiasi affezione che comunque possa minacciare anche da lontano la loro esistenza.

Dopo l'età di 40-44 anni e più decisamente dopo 45-49 anni, l'antiselezione per capitali diminuisce forse a causa del fatto che con l'ulteriore aumento dell'età, e quindi anche dell'antidurata dei contratti, la massa si va per così dire epurando dagli individui tarati i quali, appunto perchè tali, furono sollecitamente eliminati dopo un periodo piuttosto breve di permanenza in assicurazione.

Il fatto che l'aumento oltre certi limiti dell'antidurata delle polizze farebbe diminuire l'intensità dell'antiselezione per capitali, trova forse conferma nella circostanza che nel passaggio dal quinquennio 1927-31 al quinquennio 1932-36, corrispondentemente al sensibile invecchiamento del portafoglio, si manifesta una forte diminuzione dell'antiselezione, ciò che è ben messo in evidenza dal fatto che la spezzata di questo secondo quinquennio è molto più schiacciata sull'asse delle ascisse.

D'altra parte, come può giustificarsi che dopo i 55 anni l'antiselezione è piccolissima e in qualche caso negativa? Le età comprese fra 55 e 65 anni sono quelle nelle quali è generalmente molto vicina la scadenza della polizza: quindi i contratti hanno un valore economico che si avvicina a quello nominale e perciò molto rare dovrebbero essere in questo periodo le eliminazioni per liberazione o riscatto. Ciò significa che gli assicurati, quale che sia il capitale della loro polizza, tendono a permanere con la stessa frequenza in assicurazione: ossia che l'antiselezione per capitale è in questo periodo pressochè nulla.

§ 5. — *La misura delle variazioni di mortalità.*

Quando ci si trova in presenza di due tassi di mortalità (a , A), calcolati sulla stessa popolazione per epoche differenti, oppure di tassi relativi a popolazioni e gruppi diversi, si possono se-

guire i seguenti procedimenti per misurare le variazioni della mortalità nel tempo o nello spazio :

1) Si desume la variazione di mortalità dalla *differenza assoluta*

$$a - A \quad [1]$$

fra i quozienti posti a confronto. Non vi è dubbio che questo procedimento è da considerarsi infondato perchè non sembra discutibile che per giudicare della importanza di una variazione venga tener anche conto del livello da cui la variazione ha inizio ;

2) Si desume la variazione dalla *differenza relativa*, ossia dal rapporto fra la differenza assoluta $a - A$ di mortalità alla mortalità che per convenzione si assume come « normale » : considerando come normale il quoziente A , si ha cioè :

$$\frac{a - A}{A} \quad [2]$$

Variante di questo metodo, che porta a risultati ovviamente equivalenti, consiste nel fare senz'altro il rapporto fra i due quozienti di mortalità. Si calcola cioè :

$$\frac{a}{A} = \frac{a - A}{A} + 1 \quad [2 \text{ bis}]$$

Orbene, anche questo metodo, che si presenta a prima vista come il più razionale, conduce in realtà — come ha fatto notare il GINI fin dal 1916 (1) — a risultati contraddittori. Nella [2], infatti, se i valori a ed A si riferissero ad un carattere che non ammette limite superiore, l'uso del rapporto sarebbe perfettamente lecito. Ma se, come nel caso della mortalità, esso ammette un limite superiore L , e quindi un carattere complementare misurato dall'intensità $L - a$, si presenta l'obiezione che, a parte il segno contrario, l'importanza dello scostamento di a dal valore « fondamentale » (2) A misurata con la [2] non è equi-

(1) C. GINI, *Sull'aumento di mortalità determinato dalla guerra*, in « Rivista Italiana di Sociologia », Anno XX, Fasc. V-VI, Sett.-Dic. 1916.

(2) Il valore « fondamentale » A non è altro che il valore normale o medio col quale si confronta il valore singolo a .

valente all'importanza dello scostamento del corrispondente valore $L - a$ del carattere complementare dal rispettivo valore fondamentale $L - A$ (1).

3) Per ovviare all'inconveniente di cui sopra, il GINI (2) propose appunto di riferire lo scostamento $a - A$ ad una funzione simmetrica rispetto ad A e ad $L - A$, calcolando il valore :

$$\frac{a - A}{\sqrt{A(L - A)}} \quad [3]$$

Questa formola, che dà risultati identici per due caratteri complementari (es. : mortalità e sopravvivenza ; percentuale degli immobili e dei mobili nell'annualità ereditaria ; percentuale degli analfabeti e degli alfabeti fra gli sposi ecc.) risponde al criterio di riguardare come maggiore o minore la differenza fra due quantità a seconda che, a pari numero di osservazioni, essa avrebbe rispettivamente minore o maggiore probabilità di ve-

(1) C. GINI, *Sul massimo degli indici di variabilità assoluta e sulle sue applicazioni agli indici di variabilità relativa ed al rapporto di concentrazione*, in « Metron », Vol. VIII, n. 3, Febbraio 1930, riprodotto, con alcune aggiunte, nel volume: *Memorie di Metodologia Statistica*, Vol. I, Variabilità e concentrazione, Milano, Giuffrè, 1939, pag. 586 e segg. Ecco l'esempio che il GINI adduceva nella primitiva memoria (*Sull'aumento di mortalità ecc.*, cit.) per mostrare la contraddizione che appare nei risultati cui si perviene col metodo consueto (formule [2] e [2 bis]) : « La mortalità sia aumentata dal 10 al 15 per mille in una categoria di popolazione A e dal 5 al 10 per mille in una categoria B . Noi dovremo dire, seguendo il 2° procedimento (formola [2]) che la mortalità è cresciuta più fortemente nella categoria B che in quella A poichè è $\frac{15 - 10}{10} < \frac{10 - 5}{5}$. Ma noi possiamo considerare la questione da un altro punto di vista. Dire che nella categoria di popolazione A la mortalità è aumentata dal 10 al 15‰, è come dire che la sopravvivenza vi è diminuita dal 990 al 985 per mille ; e similmente dire che nella categoria B la mortalità è aumentata dal 5 al 10‰, è come dire che la sopravvivenza vi è diminuita come da 995 a 990 per mille. Ora, dove la sopravvivenza è diminuita più fortemente ? nella categoria A o nella B ? Adottando il 2° procedimento dovremmo dire che la sopravvivenza è diminuita più fortemente nella categoria A poichè è $\frac{990 - 985}{990} > \frac{995 - 990}{995}$. Nella categoria B , dunque, la mortalità sarebbe aumentata più fortemente, ma la sopravvivenza sarebbe diminuita meno fortemente che nella categoria A ».

(2) C. GINI, *Sull'aumento di mortalità ecc.*, cit.

rificarsi per puro effetto del caso, qualora essa fosse non significativa ma accidentale (1).

Altra formula, simmetrica rispetto al valore dato ed al suo complementare è quella proposta anche dal GINI anteriormente al Marzo 1918 (2):

$$\frac{\frac{a - A}{A(L - A)}}{L} \quad [4]$$

la quale può scriversi:

$$\frac{\frac{a - A}{L - A}}{\frac{A}{L}} \quad [4 \text{ bis}]$$

Ora, nel caso concreto dell'aumento di mortalità causato dalla guerra, di quest'ultima formola può darsi questa interpretazione: il numeratore $\frac{a - A}{L - A}$ esprime la frazione che rappresentano le persone morte a causa della guerra ($a - A$) sul totale $L - A$ delle persone sopravvissute alle cause di morte normali e quindi esposte a morire solo per le cause eccezionali di guerra (3); mentre il denominatore $\frac{A}{L}$ è invece la misura della

(1) La proposta del GINI fu oggetto di critiche da parte del CANTELLI (Cfr. F. P. CANTELLI, *Sull'aumento di mortalità dovuto alla guerra*, in « Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica », Novembre 1917, al quale sembrò arbitraria l'applicazione a scarti sistematici delle formole del teorema di Bernoulli. (Cfr. C. GINI, *Memorie di Metodologia Statistica*, cit., nota 1 a pag. 589). Ma il Gini ha replicato osservando che una convenzione, qual'è quella da lui proposta, può accettarsi o non accettarsi, ma non ha senso parlare della sua legittimità (Cfr. C. GINI, *Memorie di Metodologia Statistica*, cit., nota 1 a pag. 590. Cfr. inoltre: C. GINI, *Problemi sociologici della guerra*, Bologna, Zanichelli, 1921; M. BOLDRINI, *I figli di guerra*, in « Giornale degli Economisti », Giugno 1919, pag. 293, nota 2).

(2) C. GINI, *Sul massimo degli indici di variabilità ecc.*, cit., nel vol.: *Memorie di Metodologia Statistica*, cit., pag. 588, nota 2.

(3) Siffatta interpretazione del rapporto $\frac{a - A}{L - A}$ fu data dal CANTELLI nell'articolo citato. Questo A. aveva infatti osservato che per $a > A$ il valore massimo della differenza $a - A$ è dato da $L - A$ e che perciò, nel caso concreto

mortalità normale. Pertanto la frazione [4 bis] misurerebbe l'importanza della mortalità eccezionale dovuta alla guerra rispetto alla mortalità normale.

È evidente che le formule [2], [3], [4] e [4 bis] possono applicarsi non solamente al caso di variazioni attraverso il tempo di un certo valore (mortalità ecc.), ma anche alle differenze, a qualsiasi cause imputabili, esistenti nei quozienti relativi a gruppi differenti di popolazione.

Tenuto conto della buona giustificazione che può darsi della formula [4 bis] nonchè della semplicità dei calcoli che essa richiede, l'abbiamo preferita alle altre per i vari confronti da noi operati tra quozienti generici o specifici di mortalità, relativi a gruppi diversi di assicurati o ad istanti differenti.

Se nella [4] si considerano quozienti di mortalità unitari (non moltiplicati cioè per 100, 1.000 ecc.), il limite superiore della mortalità è ovviamente uguale ad 1 e perciò essa diviene:

dell'aumento di mortalità causato dalla guerra, si poteva usare la formula

$$\frac{a - A}{L - A}$$

per esprimere la frazione che rappresentano le persone morte a causa della guerra sul totale delle persone sopravvissute alle cause di morte normali e quindi esposte a morire solo per le cause eccezionali di guerra.

Senonchè, come osserva il Gini (*Memorie di Metodologia Statistica*, cit. pag. 591) si vuole misurare solo la mortalità eccezionale dovuta alla guerra, oppure l'importanza di questa rispetto alla mortalità normale? Se questo ultimo è lo scopo, sembra che la misura di siffatta importanza relativa possa opportunamente ricavarsi dall'espressione

$$\frac{\frac{a - A}{L - A}}{\frac{A}{L}}$$

la quale non è altro che la formula [4 bis] del testo a suo tempo proposta dal Gini.

Citiamo alcuni lavori nei quali venne fatta applicazione delle formole 3 e 4: C. GINI, *Sull'aumento di mortalità determinato dalla guerra*, cit., F. VINCI, *La concentrazione dei capitali nelle nostre società ordinarie per azioni*, Rivista delle Società Commerciali, Marzo 1918; L. LIVI, *La tubercolosi in Italia*, in « La Riforma Sociale », Maggio-Giugno 1919; M. BOLDRINI, *I figli di guerra*, in « Giornale degli Economisti », Giugno 1919; M. SAIBANTE, *I profitti delle società per azioni e la concentrazione dei capitali industriali*, in « Metron », 1926, vol. VI, n. 1.

$$\frac{a - A}{A(1 - A)} \quad [5]$$

che è appunto la formula da noi adoperata per i calcoli.

Per quanto concerne i quozienti di mortalità quinquennali per contratti e per capitali (cfr. Tabella 8 nel precedente §), riportiamo nella seguente Tabella 8 bis quì sotto, i valori ottenuti in base alla formula [5].

TABELLA 8 bis.

Confronto della mortalità per contratti con la mortalità per capitali (quozienti quinquennali 1927-31 e 1932-36).

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

Età	1927 - 31	1932 - 36
30 - 34	+ 2.57	+ 2.25
35 - 39	+ 8.61	+ 1.78
40 - 44	+ 16.63	+ 5.13
45 - 49	+ 14.05	+ 3.24
50 - 54	+ 6.77	+ 1.93
55 - 59	+ 2.42	- 1.38
60 - 64	+ 0,79	- 2.99

Come si vede, se a questi valori si aggiunge la cifra fissa 100, si ottengono valori praticamente quasi coincidenti con i rapporti percentuali della Tabella 8. Ciò si spiega considerando che le variazioni della [5] per A distante dall'unità sono approssimativamente uguali alle variazioni che subisce il rapporto $\frac{a}{A}$, ovvero il rapporto $\frac{a - A}{A}$ (1).

(1) Infatti la [5] può scriversi :

$$\frac{a - A}{A(1 - A)} = \left(\frac{a}{A} - 1 \right) \frac{1}{1 - A}$$

Essa consta cioè dei due fattori. Il primo coincide con la [2] e quindi varia come $\frac{a}{A}$. Il secondo, invece dipende da A : esso varia lentamente intorno ad 1 per A prossimo a 0, ed incomincia a diventare apprezzabile per A che si avvicina ad $\frac{1}{2}$. Si

TABELLA 9.

Confronto della mortalità per contratti contratti con la mortalità per capitali relativamente ad alcune forme di assicurazione — Quinquenni 1927-31 e 1932-36.

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

Età	1927-31			1932-36		
	Mista	Vita intera	Totale (Vita intera, mista, tipi misti)	Mista	Vita intera	Totale (Vita intera, mista, tipi misti)
30	— 0.31	— 33.51	+ 0.62	+ 6.58	+ 33.86	+ 4.55
31	+ 0.63	— 19.25	+ 1.54	+ 5.76	+ 34.60	+ 3.29
32	+ 0.93	— 6.60	+ 2.43	+ 4.70	+ 33.11	+ 2.27
33	+ 1.82	+ 9.27	+ 2.94	+ 3.23	+ 30.75	+ 1.24
34	+ 2.62	+ 23.04	+ 3.94	+ 1.82	+ 27.42	+ 0.88
35	+ 3.31	+ 34.07	+ 5.08	+ 1.14	+ 23.00	+ 0.56
36	+ 4.42	+ 40.00	+ 6.31	+ 0.80	+ 20.56	+ 0.79
37	+ 5.63	+ 41.66	+ 7.84	+ 1.27	+ 20.04	+ 1.24
38	+ 7.39	+ 42.62	+ 10.09	+ 1.91	+ 21.76	+ 2.36
39	+ 9.62	+ 41.22	+ 12.10	+ 2.70	+ 24.42	+ 3.35
40	+ 12.32	+ 37.21	+ 14.34	+ 3.40	+ 27.51	+ 4.22
41	+ 15.03	+ 31.70	+ 16.02	+ 3.39	+ 30.50	+ 4.57
42	+ 17.05	+ 25.83	+ 17.13	+ 3.37	+ 32.32	+ 5.26
43	+ 18.06	+ 20.61	+ 17.48	+ 2.99	+ 32.42	+ 5.48
44	+ 17.52	+ 16.96	+ 17.00	+ 2.81	+ 30.33	+ 5.32
45	+ 16.21	+ 15.79	+ 16.36	+ 1.86	+ 26.17	+ 4.83
46	+ 14.11	+ 16.95	+ 15.19	+ 1.17	+ 20.47	+ 4.20
47	+ 12.16	+ 19.21	+ 14.02	+ 0.82	+ 14.16	+ 3.37
48	+ 10.18	+ 21.18	+ 12.91	+ 1.03	+ 8.01	+ 2.37
49	+ 8.68	+ 21.45	+ 11.09	+ 1.19	+ 2.58	+ 1.84
50	+ 7.82	+ 19.10	+ 10.43	+ 1.88	— 1.68	+ 1.48
51	+ 6.75	+ 14.57	+ 8.85	+ 2.86	— 4.84	+ 1.56
52	+ 6.28	+ 8.49	+ 6.84	+ 3.85	— 6.99	+ 1.88
53	+ 6.19	+ 2.06	+ 4.94	+ 4.82	— 8.49	+ 1.98
54	+ 6.36	— 3.65	+ 3.28	+ 5.67	— 10.07	+ 2.07
55	+ 6.65	— 7.93	+ 2.19	+ 6.06	— 11.63	+ 1.63
56	+ 6.94	— 10.48	+ 1.89	+ 5.90	— 13.42	+ 0.53
57	+ 6.62	— 11.28	+ 2.19	+ 5.01	— 14.81	— 1.04
58	+ 5.78	— 10.62	+ 2.49	+ 3.28	— 15.25	— 2.68
59	+ 4.67	— 9.18	+ 2.68	+ 0.89	— 14.14	— 4.02
60	+ 3.87	— 7.48	+ 2.57	— 0.74	— 11.31	— 4.51
61	+ 3.67	— 6.04	+ 1.83	— 4.08	— 7.25	— 4.23
62	+ 4.17	— 5.06	+ 0.85	— 5.58	— 3.00	— 3.74
63	— 2.52	— 4.37	— 0.14	— 5.92	+ 0.39	— 1.99
64	— 2.65	— 3.42	— 0.69	— 5.19	+ 2.33	— 1.15
65	— 4.84	— 1.79	— 0.39	— 4.27	+ 2.65	— 1.02
66	— 5.94	+ 7.23	+ 9.97	— 4.12	+ 2.04	— 1.44
67	— 1.32	+ 7.25	+ 9.08	— 5.71	+ 1.81	— 1.57

§ 6. — *L'influenza del capitale assicurato sulla mortalità b) per le varie forme di assicurazione.*

Al fine di confrontare per i quinquenni 1927-31 e 1932-36 i quozienti annuali di mortalità per capitali con i corrispondenti quozienti per contratti, separatamente per la forma « vita intera », per la forma « mista » e per il totale dei contratti di ogni forma riportiamo nella tabella 9 i valori dell'espressione $\frac{a - A}{A(1 - A)}$.

Tali valori sono stati calcolati su quozienti di mortalità perequati col medesimo metodo. Alla tabella 9 fanno riscontro i Grafici 6 e 7, esaminando i quali si può osservare:

1) Come era da attendersi, e come del resto era stato messo in evidenza dalla Relazione 1932-36, la forma vita intera, nella quale, a parità di età e di premio impiegato, è molto più forte il capitale garantito pel caso di morte, presenta in generale più accentuato il fenomeno dell'antiselezione rispetto alla forma mista nelle età comprese approssimativamente fra 30 e 50 anni (1);

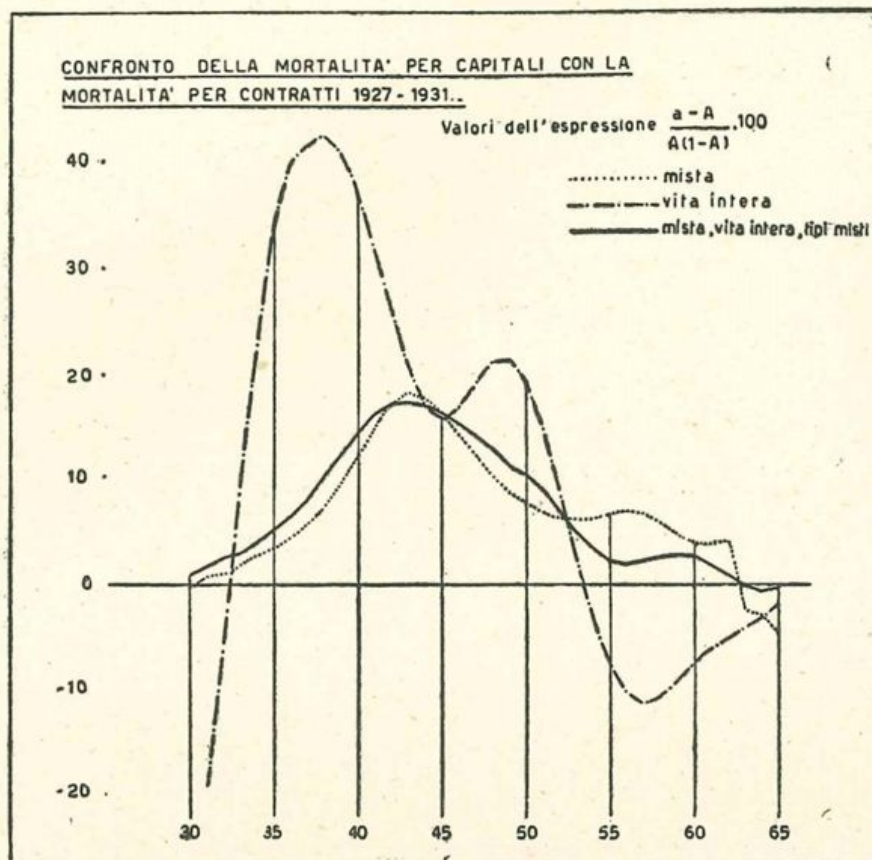
conclude che per A distante dall'unità (ossia pel caso normale in tema di mortalità) le variazioni della [5] sono approssimativamente uguali a quelle della [2] e della [2 bis].

Sulla formazione di questi indici simmetrici e sul loro impiego per lo studio di certi fenomeni, ci riserviamo di ritornare più in là con apposita nota.

(1) Non si può annettere importanza alle selle che si notano nelle spezzate della vita intera in corrispondenza di 43-47 anni per il 1927-31 e di 35-40 anni per il 1932-36. Nè significativo può considerarsi il basso valore del rapporto per le età inferiori a 33 anni nel 1927-31 se si tiene conto del fatto che i quozienti estremi della serie sono perequati con metodo differente da quello impiegato per i quozienti delle età centrali.

D'altra parte, che la forma vita intera sia maggiormente ricercata da coloro che intendono garantirsi un forte capitale in caso di morte è dimostrato anche dal fatto che il capitale medio per la vita intera risulta per il 32-36 di L. 20.348 contro 19.171 per la mista e 19.124 per i tipi misti (cfr. *Relazione 1932-36*, pag. 62).

In realtà la differenza effettiva risulterebbe ancora maggiore se si potesse tener conto della circostanza che fra i contratti vita intera sono forse con maggior frequenza rappresentate le polizze stipulate molto tempo fa, cioè in periodi di non forte svalutazione monetaria.



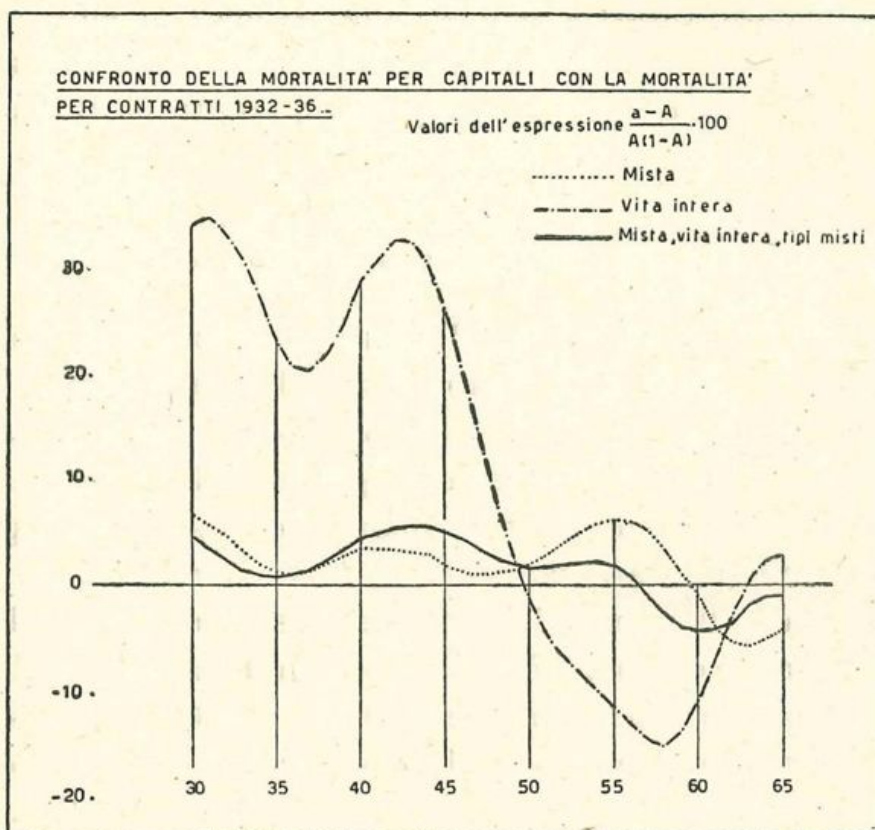
2) Dopo i 53 anni nel quinquennio 1927-31 ed i 49 anni nel quinquennio 1932-36 la selezione diviene negativa per la vita intera (1);

3) Per il 27-31 la spezzata del totale segue abbastanza da vicino quella della mista per il fatto che i contratti mista rappresentano un'aliquota importantissima del totale dei contratti.

4) Nel 1927-31, l'antiselezione per capitale nella mista e nel totale è forte; il massimo è raggiunto fra 40-45 anni, cioè essa mostra un andamento molto simile a quello relativo ai rapporti costruiti sui quozienti quinquennali (v. Grafico 5). Nel 1932-36, come già appariva dal detto Grafico 5, la selezione si affievolisce notevolmente e mostra tendenza per le età avanzate a divenire nulla o negativa.

(1) La curva della vita intera del grafico 7 è sostanzialmente descritta a pag. 54 della *Relazione* 1932-36.

GRAFICO 7.



L'andamento delle spezzate dei Grafici 6 e 7, e specialmente quelle relative ai contratti « vita intera » (fra i quali risulta ovviamente più marcato il fenomeno dell'antiselezione) conferma dunque grosso modo le deduzioni che sono state tratte dall'esame del Grafico 5. L'antiselezione per capitali risulta cioè forte fino a quando (approssimativamente intorno a 50 anni) non sono stati ancora eliminati gli individui tarati entrati o rimasti nel gruppo. Dopo questa età, in parte a causa dell'eliminazione degli individui tarati producenti elevata mortalità, in parte perchè scarsissime sono le eliminazioni dei contratti con lunga antidurata (1), i quozienti di mortalità per capitali, tendono ad

(1) Già nel 10° esercizio successivo a quello di acquisizione, l'eliminazione complessiva dei contratti è molto bassa: per il 1932-36 il tasso totale di eliminazione netta fu di 5,69% (*Relazione 1932-36*, pag. 47). Si rileva inoltre che la riduzione è più frequente per le polizze con capitale elevato, mentre per i riscatti, accade il contrario.

eguagliarsi con i corrispondenti quozienti per contratti. Non risulta ben chiaro, tuttavia, perchè, approssimativamente fra 50 e 65 anni, il quoziente di mortalità per capitali della « vita intera », risulta quasi sempre inferiore a quello per contratti in entrambi i quinquenni considerati.

§ 7. — *L'influenza della selezione sulla mortalità.*

Come abbiamo accennato, l'influenza della vicinanza della selezione sulla mortalità, fu prospettata da alcuni attuari inglesi già nella prima metà del secolo passato (1), ma soltanto nel 1878 lo SPRAGUE (2) introdusse nella pratica attuariale la costruzione delle tavole selezionate supponendo la selezione operante solo entro cinque anni dall'entrata in assicurazione.

Per quanto di grande importanza scientifica, le tavole selezionate hanno trovato però finora non vasta applicazione nella pratica attuariale, specialmente per la grande laboriosità dei calcoli che esse richiedono per la costruzione, e per la determinazione dei premi e delle riserve. La generalità degli AA., infatti, pur convenendo sulla grande importanza scientifica di queste tavole, ritiene che in pratica convenga ricorrere a procedimenti semplificativi, anche a costo di pervenire a risultati soltanto approssimati (3). È questo forse uno dei motivi per cui

(1) Cfr. nota 1 a pag. 88.

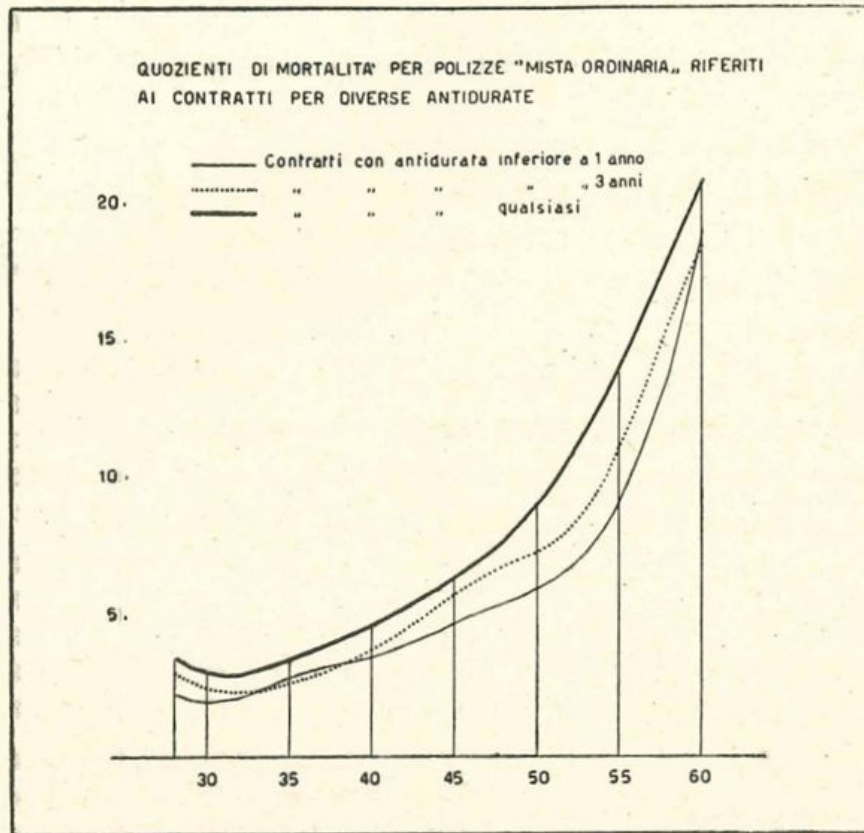
(2) T. O. SPRAGUE, *On the construction and use of a series of select mortality tables to be employed in combination with Institute H^M (5) Table*, in « Journal of the Institute of Actuaries », voll. XXI, XXII. Già nel 1863, però, in base all'esperienza delle 20 Compagnie britanniche era stata costruita una tavola troncata, la H^M (5), nella quale furono trascurate le assicurazioni dei primi 4 anni e mezzo di durata contrattuale. A questa tavola appunto si riallaccia lo SPRAGUE per la costruzione delle sue tavole selezionate.

(3) Nel X Congresso Internazionale degli Attuari, furono sull'argomento presentate numerose comunicazioni. I vari AA., nella maggioranza, si espressero appunto nel senso indicato nel testo (cfr. *Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari*, vol. II, Roma, 1934). Diversa però risulta l'entità dell'errore che si commette con l'uso di una tavola aggregata nella determinazione dei premi puri, ovvero delle riserve matematiche. Per le riserve, è stato mostrato infatti che l'uso delle tavole aggregate, porta quasi sempre alla determinazione di riserve che

TABELLA 10.

Quozienti di mortalità degli assicurati con polizze « Mista ordinaria » riferiti ai contratti secondo l'antidurata (Quinquennio 1932-36).

Età	Antidurata		
	Inferiore a 1 anno	Inferiore a 5 anni	Qualsiasi
28	2.25	3.09	3.61
29	2.04	2.73	3.27
30	1.97	2.49	3.05
31	2.03	2.36	2.96
32	2.18	2.34	2.99
33	2.38	2.40	3.11
34	2.61	2.51	3.30
35	2.83	2.67	3.51
36	3.03	2.86	3.74
37	3.20	3.07	3.97
38	3.34	3.31	4.21
39	3.47	3.59	4.46
40	3.61	3.90	4.73
41	3.79	4.24	5.04
42	4.01	4.62	5.37
43	4.27	5.03	5.72
44	4.54	5.45	6.09
45	4.82	5.86	6.48
46	5.07	6.24	6.90
47	5.31	6.57	7.35
48	5.54	6.86	7.86
49	5.78	7.12	8.44
50	6.06	7.39	9.11
51	6.38	7.73	9.88
52	6.82	8.23	10.76
53	7.39	8.94	11.76
54	8.16	9.91	12.86
55	9.19	11.12	14.05
56	10.56	12.55	15.32
57	12.10	14.10	16.64
58	13.80	15.68	18.00
59	16.40	17.17	19.39
60	19.02	18.46	20.81



L'Istituto Nazionale non ha ancora costruito in base alla sua esperienza, delle vere e proprie tavole selezionate. La *Relazione 1932-36* ci offre però i quozienti di mortalità degli assicurati con polizza mista ordinaria riferiti ai contratti, secondo l'antidurata. Questi quozienti, riportati nella tabella 10, permettono di apprezzare abbastanza bene l'effetto della selezione alle varie età. Esaminando il Grafico 8 sul quale sono rappresentati i dati della tabella 10, si può osservare che:

1) i contratti con qualsiasi antidurata presentano quozienti

presentano scarti prevalentemente negativi rispetto a quelle ricavate in base ad una tavola di selezione. È proprio per sopperire a questa deficienza che il CULTRERA (R. CULTRERA, *Intorno ad una speciale tavola di mortalità*, in « Atti dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni, vol. VII, pag. 53) ha mostrato come si possa costruire una tavola di mortalità che, adottata per la determinazione delle riserve matematiche globali di un istituto assicurativo, conduca a risultati che si approssimano a quelli dedotti da una tavola selezionata, più di quanto non consenta l'impiego di una tavola aggregata nel senso comunemente inteso.

di mortalità sistematicamente più elevati di quelli relativi ai gruppi di assicurati entrati più di recente in assicurazione, per i quali perciò la selezione sanitaria operata all'ingresso, fa sentire ancora i suoi effetti ;

2) salvo qualche leggera inversione che può anche non essere significativa, i quozienti di mortalità dei contratti con meno di tre anni di antidurata, sono maggiori, come c'era da attendersi, a quelli dei contratti con meno di un anno di antidurata soltanto.

I fatti rilevati sono assolutamente generali per tutte le esperienze relative agli assicurati sulla vita nelle quali è stata studiata l'influenza della selezione (1). È ovvia la ragione per la quale gli effetti della selezione vanno rapidamente svanendo: infatti, col trascorrere del tempo, insorgono malattie che non erano presenti neanche allo stato iniziale al momento della selezione. D'altra parte, gli individui leggermente tarati che, fuorviando l'analisi medica, riuscirono ad entrare in assicurazione, vengono, dopo un certo tempo eliminati per morte. Inoltre, coloro che permangono in assicurazione per un certo tempo, sono più spesso individui per i quali, dopo la selezione, ha cominciato a manifestarsi una malattia, mentre abbandonano più facilmente il contratto gli individui che sono in migliori condizioni di salute ed hanno perciò minore interesse alla garanzia del rischio di morte. Tutto ciò concorre, come si comprende, ad aggravare la mortalità degli assicurati a mano a mano che ci si allontana dal momento in cui fu operata la selezione.

§ 8. — *La selezione in rapporto all'età.*

Per poter giudicare dell'influenza dell'età sulla selezione, conviene innanzitutto esaminare in quale periodo della vita il quo-

(1) Per citare solo due esempi ricordiamo per l'Inghilterra: INSTITUTE OF ACTUARIES & FACULTY OF ACTUARIES IN SCOTLAND, *Continous Investigation into the mortality of Assured Lives*, Monetary Tables, A, 1924-29, vol. I, Cambridge, 1934, Table I a pag. XI; per la Norvegia: FR. LANGE NIELSEN, *The mortality within some groups of soubstandard risks. An investigation of the experience of norwegian Life Companies* in « Skandinavisk Aktuariedtidskrift », 1931, Häft 1-2, pag. 49 e tav. I a pag. 56.

ziente di mortalità cresce con velocità maggiore. Se questa velocità non risulterà all'incirca costante, allora vorrà dire che nei periodi pei quali la velocità d'accrescimento è forte, due anni di antidurata, ad esempio, produrranno un forte incremento (relativo) nel quoziente di mortalità, mentre il contrario avverrà se la velocità d'incremento sarà debole. Nel 1° caso — forte accrescimento del quoziente di mortalità — l'efficacia della selezione apparirà notevole perchè il quoziente dei contratti da poco selezionati apparirà notevolmente inferiore a quello dei contratti vecchi. Nel secondo caso, invece, — debole accrescimento relativo del quoziente di mortalità da un'età alla successiva — l'efficacia della selezione apparirà modesta, perchè il quoziente dei contratti da poco selezionati apparirà solo di poco inferiore a quello dei contratti con più lunga antidurata.

Per formarci dunque un'idea delle variazioni che si producono attraverso la scala delle età nelle velocità d'incremento della mortalità, prendiamo a considerare, per la tavola italiana 1930-32 *M*, i valori :

$$i_x = q_{x+5} - q_x \quad \text{e} \quad I_x = \frac{q_{x+5} - q_x}{q_x} \cdot 100$$

che riportiamo nella seguente Tabella 11. i_x fornisce la misura dell'incremento assoluto (positivo o negativo) della mortalità dall'età x all'età $x + 5$; mentre I_x dà l'incremento relativo o percentuale della mortalità da x ad $x + 5$ (1).

Come si vede dai quozienti I_x riprodotti sul Grafico 9, per le età da 0 a 5 anni e da 5 a 10, corrispondentemente al fatto che i quozienti quinquennali di mortalità decrescono rapidamente, l'incremento percentuale risulta negativo. Fra 10 e 20 anni, quando i quozienti cominciano a crescere, l'incremento

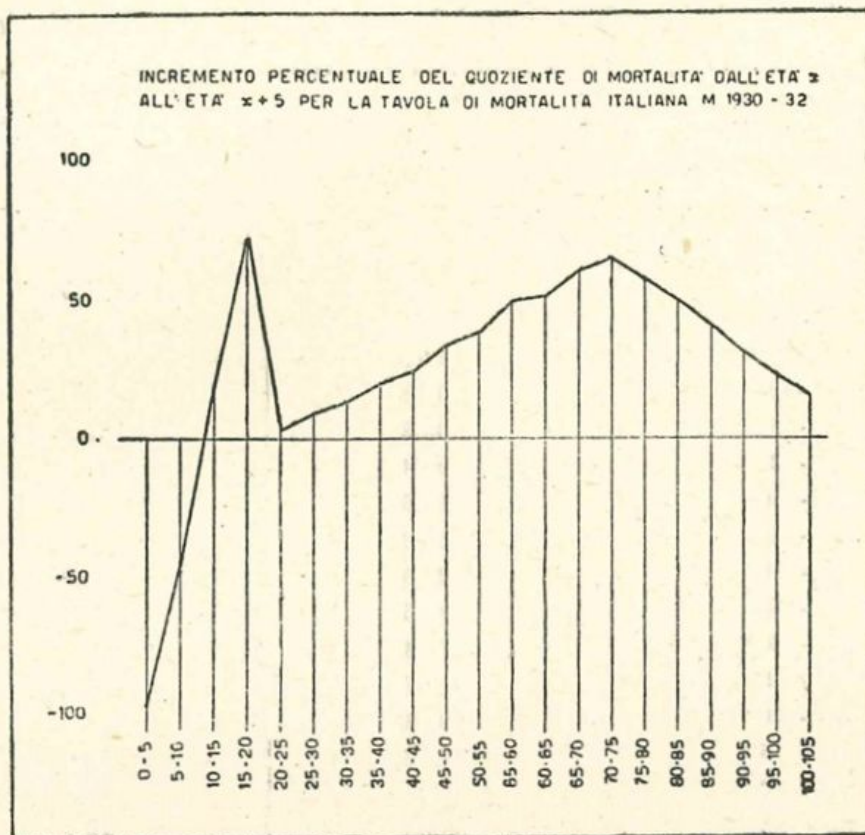
(1) Se, invece di operare su differenze finite, si operasse su differenze prese in tempi che differissero per un infinitesimo e si facesse il rapporto incrementale, si avrebbero rispettivamente: la derivata \bar{i}_x e la derivata logaritmica \bar{I}_x della funzione q_x . I valori numerici di $\frac{1}{5} i_x$ ed $\frac{1}{5} I_x$ risultano tuttavia uguali (salvo casi eccezionali di singolarità) alla derivata ordinaria ed a quella logaritmica calcolate in un conveniente punto interno all'intervallo $x, x + 5$.

TABELLA 11.

Incremento assoluto e relativo del quoziente di mortalità dall'età x all'età $x + 5$ per la Tavola di mortalità italiana M 1930-32.

Intervallo d'età	i_x	I_x
0 - 5	— 111.76	— 96.8
5 - 10	— 1.66	— 45.5
10 - 15	0.39	19.6
15 - 20	1.76	73.9
20 - 25	0.13	3.1
25 - 30	0.39	9.1
30 - 35	0.64	13.7
35 - 40	1.06	20.0
40 - 45	1.58	24.8
45 - 50	2.69	33.9
50 - 55	4.05	38.1
55 - 60	7.24	49.3
60 - 65	11.27	51.4
65 - 70	20.04	60.4
70 - 75	34.56	64.9
75 - 80	50.20	57.1
80 - 85	68.65	49.7
85 - 90	83.68	40.5
90 - 95	89.56	30.8
95 - 100	84.92	22.4
100 - 105	73.73	15.9

percentuale diventa positivo, e di elevato valore assoluto fra 15 e 20 anni per l'entrata nella vita di lavoro (con tutti i rischi che essa comporta), mentre si riduce a un valore molto basso fra i 20 e i 25 anni. Da questa età I_x aumenta quasi linearmente fino all'intervallo 70-75 anni, nel quale il ritmo di aumento è massimo; successivamente, l'incremento percentuale va diminuendo d'intensità, ossia, la curva della mortalità cresce sempre meno rapidamente: si giunge così alle età molto avanzate, nelle quali, per quanto elevatissimo sia il quoziente di mortalità, l'incremento del quoziente stesso da un'età alla successiva è modesto. Così ad esempio, fra 95 e 100 anni, il quoziente di mortalità si accresce, in senso relativo, quasi nella stessa misura con cui il quoziente aumenta fra 40 e 45 anni.



Orbene, l'esame del Grafico 8, permette di rilevare che il distacco relativamente maggiore fra la curva dei contratti con qualsiasi antidurata e le curve degli altri gruppi, si ha all'incirca per le età da 45 a 55 anni. Volendo ritenere significativo questo maggiore distacco e desiderando additarne una spiegazione, si deve osservare che per la popolazione generale, come abbiamo visto, l'aumento percentuale del quoziente di mortalità da un'età alla successiva in questo periodo (45-55 anni) è più forte di quello relativo alle età comprese fra 25 e 45 anni: siamo cioè ad un'epoca della vita nella quale, l'insorgere delle malattie della maturità (cuore, sistema nervoso ecc.) produce un accentuarsi del ritmo d'incremento della mortalità da un'età alla successiva. Si comprende allora perchè, la vicinanza alla selezione medica per un gruppo di contratti, abbia in questo periodo un effetto benefico più cospicuo di quello rilevabile per altre età nelle quali la curva dei quozienti si inerpicca meno rapidamente.

In altre parole, il trascorrere di un certo periodo di tempo (p. es. 1 e 2 anni di antidurata) aggrava sensibilmente la mortalità nei gruppi di assicurati anziani, mentre la aggrava solo leggermente nei gruppi di assicurati giovani.

Per dare misura del processo selettivo che si opera all'ingresso in assicurazione, si può, fra l'altro, mettere a rapporto il quoziente di mortalità pel gruppo nel quale la selezione è più recente col quoziente relativo al gruppo selezionato da più tempo. Ma per ottenere un *indice di selezione* variabile tra 0 ed 1 che aumenti quando aumenta l'effetto della selezione e viceversa, si può calcolare :

$$s_x = 1 - \frac{q_x}{q_{[x-y]+y}}$$

dove q_x è il quoziente dei contratti più di recente selezionati e $q_{[x-y]+y}$ il quoziente dei contratti con antidurata più lunga, pei quali più remota è la selezione. Questo indice assume ovviamente valore = 0 se $q_x = q_{[x-y]+y}$, mentre il suo valore è tanto più vicino all'unità per quanto maggiore la differenza fra il tasso di mortalità del gruppo di contratti più giovani ed il gruppo dei contratti più remoti. In qualche caso, s_x può risultare negativo : ciò accade ovviamente quando, o per effetto della perequazione o per cause accidentali, risulta $q_x > q_{[x-y]+y}$.

Indice di selezione elevato vuol dire che il quoziente di mortalità aumenta notevolmente quando si passa dal gruppo dei contratti recenti al gruppo dei contratti più anziani. O inversamente, il che 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 dovrebbe naturalmente dirsi, *mutatis mutandi*, per un basso valore dell'indice di selezione.

Nella Tabella 12 sono riportati gl'*indici di selezione*, per la mista ordinaria fra contratti con meno di un anno e quelli con meno di tre anni di antidurata, nonchè fra i contratti con meno di un anno e quelli con qualsiasi antidurata; e per la mista popolare fra i contratti con un anno e quelli con 2 anni di an-

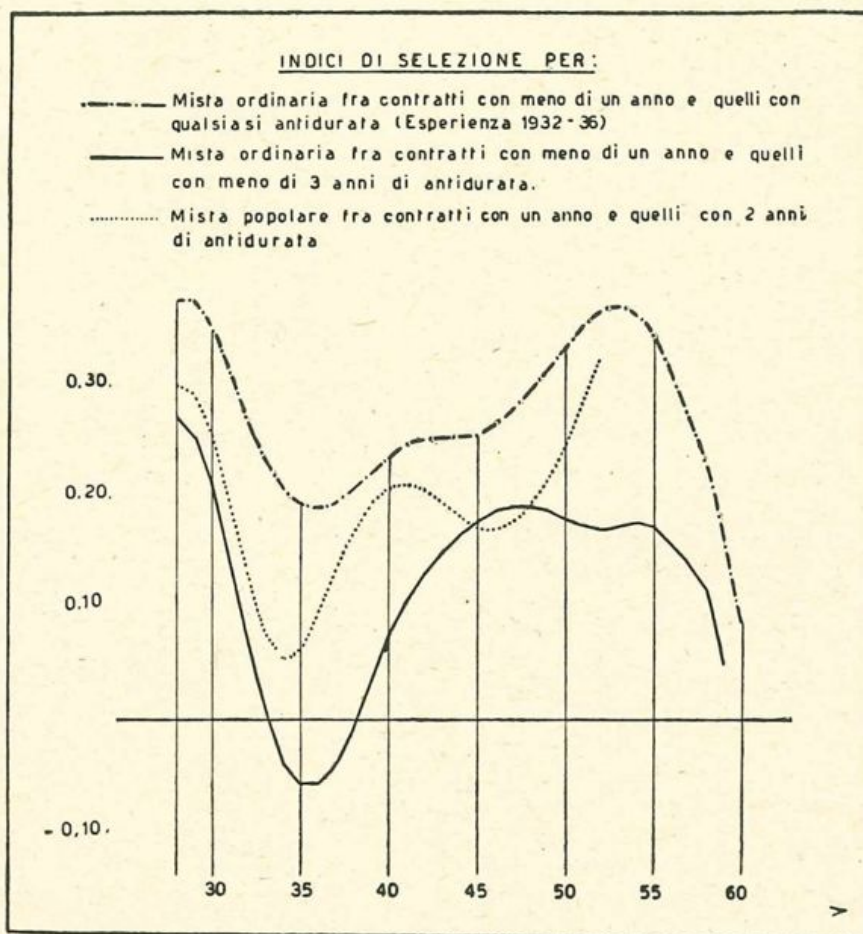
TABELLA 12.

Indici percentuali di selezione per :

- *Mista ordinaria fra contratti con meno di un anno e quelli con meno di tre anni di antidurata (Esperienza 1932-36).*
- *Mista ordinaria con meno di un anno e mista ordinaria con antidurata qualsiasi (Esperienza 1932-36).*
- *Mista popolare fra contratti con meno di un anno e quelli con due anni di antidurata (Esperienza 1931-34).*

Età	Mista ordinaria con meno di 1 anno e meno di 3 anni di antidurata	Mista ordinaria con meno di 1 anno di antidurata e con antidurata qualsiasi	Mista popolare con meno di 1 anno di antidurata e con antidurata 2 anni
25	—	—	26.7
26	—	—	26.8
27	—	—	28.8
28	27.2	37.7	30.0
29	25.3	37.6	29.2
30	20.0	35.4	25.6
31	14.0	31.4	19.3
32	6.9	27.1	12.8
33	0.9	23.5	7.6
34	4.0	20.9	5.3
35	6.0	19.4	6.3
36	5.9	19.0	9.3
37	4.2	19.4	13.2
38	0.9	20.7	16.7
39	3.4	22.2	19.4
40	7.5	23.7	20.8
41	10.7	24.8	21.1
42	13.2	25.3	20.6
43	15.1	25.3	19.6
44	16.7	25.5	18.4
45	17.8	25.6	17.3
46	18.8	26.5	17.1
47	19.2	27.8	17.6
48	19.3	29.5	19.0
49	18.9	31.5	21.4
50	18.0	33.5	24.5
51	17.5	35.4	28.6
52	17.2	36.6	32.9
53	17.4	37.2	—
54	17.7	36.5	—
55	17.4	34.6	—
56	15.9	31.1	—
57	14.2	27.3	—
58	11.9	23.3	—
59	4.5	16.4	—
60	—	8.6	—

GRAFICO 10.



tidurata (1). Come si vede esaminando il Grafico 10 costruito coi valori della Tabella anzidetta, per le ordinarie, l'indice relativo a meno di 1 anno e meno di 3 anni, (linea piena) è elevato sui 28 anni, e poi si abbassa rapidamente fino a 35 anni. Da questo punto si inizia la salita fino ai 45 anni: poi l'indice si mantiene quasi costante fino a 55 anni, mentre successivamente diminuisce di nuovo. L'indice relativo alle antidurate: meno di un anno e qualsiasi (linea a tratti e punti)

(1) Gli indici di selezione per la Ass. popolari furono da noi calcolati in base ai tassi contenuti nella Tabella 3 del lavoro: F. PAGLINO, *Degli effetti della selezione sulla mortalità degli assicurati popolari dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni nel periodo 1931-1934*, in «Atti del Congresso Nazionale delle Assicurazioni Popolari», Venezia, settembre 1935, Roma, Istituto Nazionale delle Assicurazioni, 1935.

è anch'esso elevato sui 28 anni, tocca il minimo sui 36, dalla quale età si inizia l'ascesa: il massimo è raggiunto fra i 50 e i 55 anni mentre dopo queste età l'indice è di nuovo rapidamente decrescente. Per le Assicurazioni popolari (linea a punti) l'andamento è in buona parte analogo: l'indice infatti decresce rapidamente da 28 a 34 anni, risale da 35 a 41, e dopo una leggera flessione da 41 a 48 anni, il suo valore si innalza fino a 52 anni. Non è improbabile che quest'ultimo tratto della spezzata delle Assicurazioni popolari sia dovuta alla scarsezza del numero delle osservazioni su cui furono calcolati i quozienti delle età avanzate.

In complesso — poichè non sembrano sussistere ragioni che possono far ritenere accidentali le fluttuazioni degli indici calcolati — le tre serie di indici mostrerebbero: 1° che l'efficacia della selezione è minima intorno ai 35 anni e va poi aumentando piuttosto regolarmente per toccare il massimo fra 45 e 55 anni 2° l'efficacia della selezione è anche considerevole per le età giovanili.

Esaminiamo separatamente questi due punti:

1. *Forte efficacia della selezione fra 45 e 55 anni.* — Per spiegare l'alto valore dell'indice, bisogna considerare che il periodo che va dai 45 ai 55 anni è caratterizzato, come abbiamo visto, da un sensibile aumento relativo dei tassi di mortalità: è ovvio quindi che il trascorrere di 2 o 3 anni di antidurata produca un aggravarsi del quoziente dei contratti più vecchi, maggiore di quello che può riscontrarsi per le altre età. A mano a mano che dall'età di 35 anni si procede verso le età più avanzate, vi è dunque una causa che tende ad elevare il quoziente dei contratti più vecchi: si comprende perciò per quale ragione l'indice di selezione tende a crescere.

Questo risultato non sembra concordare con quello cui giunge l'Insolera (1) secondo il quale « la variazione di mortalità per

(1) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità generale della popolazione*, in « Atti del Congresso Internazionale per gli studi sulla popolazione », vol. VII, Roma 1931, pagg. 737, 14 dell'Estratto.

effetto dell'antidurata è indipendente dall'età». Siffatta affermazione ci sembra del resto essere in contrasto innanzi tutto col fatto che nelle età più avanzate l'incremento relativo della mortalità da un anno al successivo è parecchio più forte di quello che si registra per le età giovanili; talchè non ci si saprebbe render ragione per qual motivo, per le persone di età più avanzata, il trascorre ad es. di 2 anni di antidurata, non debba aggravare la mortalità (in senso relativo) più di quanto non si verifichi per le persone giovani.

In secondo luogo, per alcune esperienze, si verifica, conformemente a quanto è stato rilevato pel nostro materiale, che la selezione va regolarmente aumentando col crescere dell'età. Nella Tabella 13 sono riportati gli indici di selezione da noi calcolati per le due ultime esperienze inglesi e per l'ultima esperienza svedese (1) ponendo in relazione i tassi di mortalità relativi a contratti con antidurate 0, 1, 2, 3, 4 coi corrispondenti tassi delle tavole troncate (contratti con + di 5 anni o + di 3 anni di antidurata). Come si vede, se si eccettuano pochi casi forse non significativi, tutti gli indici di selezione risultano regolarmente crescenti da 20 a 60 anni, il chè sta a significare che, in accordo coi nostri risultati, l'efficacia della selezione cresce generalmente col crescere dell'età.

2. *Considerevole efficacia della selezione per le età giovanili.* — Per le età comprese fra 28 e 35 anni nelle quali l'incremento della mortalità da un'età alla successiva è modesto (cfr. Grafico 9), avremmo dovuto attenderci un basso valore dell'indice di selezione, giacchè qui il trascorrere del tempo dall'entrata in assicurazione, non può sensibilmente aggravare la mortalità del gruppo.

(1) I valori dei q_x dai quali furono desunti gli indici di selezione sono contenuti per l'Inghilterra nella Tabella IX a pag. XXIII del volume citato: INSTITUTE OF ACTUARIES & FACULTY OF ACTUARIES IN SCOTLAND, *Continuous investigation into the mortality* ecc. Per la Svezia, si sono considerati i tassi istantanei di mortalità μ_x . Essi furono desunti da : R. PALMQVIST, *The new technical basis of the Swedish Life Insurance Companies*, in « Skandinavisk Aktuarietidskrift », 1929, Häft. 1-2, pag. 47.

TABELLA 13.

Indici percentuali di selezione s_x per alcune tavole di mortalità straniere.

	Inghilterra 1863-93 O[M]					Ingh. A 1924-29			Svezia 1928				
	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	0-1	1-2	2-3	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5
	$\frac{0-1}{5e+}$	$\frac{1-2}{5e+}$	$\frac{2-3}{5e+}$	$\frac{3-4}{5e+}$	$\frac{4-5}{5e+}$	$\frac{0-1}{3e+}$	$\frac{1-2}{3e+}$	$\frac{2-3}{3e+}$	$\frac{0-1}{5e+}$	$\frac{1-2}{5e+}$	$\frac{2-3}{5e+}$	$\frac{3-4}{5e+}$	$\frac{4-5}{5e+}$
20	57.7	29.7	20.1	15.1	11.2	31.9	15.8	6.4	42.7	27.4	15.6	7.0	1.9
30	55.7	30.0	20.7	15.5	11.2	32.8	16.2	6.2	43.8	28.1	15.9	7.0	1.8
40	52.3	30.6	21.7	16.1	11.6	37.1	18.6	7.5	45.6	29.2	16.3	7.2	1.8
50	48.1	31.1	22.6	16.6	11.7	40.4	20.0	8.0	47.3	27.7	17.0	7.6	1.9
60	44.7	31.5	23.5	17.2	11.9	43.5	21.7	8.7	48.7	31.2	17.5	7.7	1.9

Avvertenza: Gli indici sono calcolati con la formula $s_x = 1 - \frac{q_{[x-t]} + t}{q_x}$ «ultimate». Per brevità, nelle intestazioni delle colonne, è stata usata ad esempio la notazione $\frac{0-1}{5e+}$ per indicare che l'indice è calcolato ponendo a raffronto il quoziente per l'antidurata compresa fra 0 e 1 e l'antidurata 5 e più (tavola troncata).

Orbene, per spiegare al contrario questo elevato valore dell'indice che si riscontra tanto per le ordinarie che per le popolari in queste età, si può prospettare la seguente ipotesi. L'età 32-35 anni, può considerarsi (per quanto manchino dati in proposito), come l'età più frequente o « normale » di entrata in assicurazione, perchè in questo periodo della vita il lavoratore manuale o intellettuale ha già raggiunto un alto grado di produttività, si è spesso già formata una famiglia ecc., sicchè si verificano le condizioni più propizie o « normali » per la stipulazione dell'atto di previdenza. È probabile che fra tutti quelli che si assicurano in età normale, vi sono soggetti tarati, che, proprio in quanto tali hanno cercato di entrare in assicurazione e vi sono entrati in realtà: ma questi soggetti non dovrebbero essere numerosi, giacchè anche senza questo movente, le persone che si trovano nelle condizioni propizie, anche se in buona salute, si dirigono naturalmente verso l'atto di previdenza.

Al contrario, tra i soggetti di età inferiore ai 30 anni, è facile che ve ne siano diversi che non si trovano nelle condizioni

economico-familiari più propizie per la stipulazione del contratto (celibi all'inizio di carriera, coniugati senza prole ecc.), ma che tuttavia ricorrono ad esso perchè, essendo affetti da tare in certa misura facilmente occultabili anche alla visita medica, cercano di garantire ai propri congiunti un capitale in caso di morte. Questa maggior frequenza di soggetti scadenti fra i giovanissimi assicurati (ordinari e popolari), spiegherebbe perchè, in tali classi d'età, l'allontanarsi della selezione produrrebbe un aggravarsi della mortalità molto più sensibile di quello che si riscontra per coloro che entrano in assicurazione in età « normale ».

Non vi sono fatti decisivi per confermare o meno questa ipotesi. Tuttavia, la circostanza che le donne assicurate presentano rispetto agli uomini una considerevole supermortalità (1), potrebbe considerarsi originata dalle medesime circostanze che determinano la supermortalità degli assicurati molto giovani. Infatti, la donna, a differenza dell'uomo, non rappresenta generalmente nel nucleo familiare la principale entità economica; e allora, se, malgrado esista solo parzialmente un capitale umano da garantire, si ricorre all'assicurazione, segno è che nell'ambito della famiglia, la scelta dell'assicurando è probabilmente caduta sul soggetto sanitariamente più scadente.

Al fine di accertare il grado di attendibilità della nostra ipotesi, converrebbe studiare l'andamento della cernita per capitali per le età giovanili (cosa che non è possibile fare coi nostri dati) per stabilire se, per questo particolare gruppo di assicurati, il capitale garantito risulta più elevato di quello relativo alle altre età. Si potrebbe poi analizzare la frequenza dei rischi rifiutati o accettati con soprapremio sanitario nelle varie

(1) Cfr. M. VELE, *Le cause di sinistro fra donne assicurate dell'INA*, ne « L'assistenza Sanitaria agli Assicurati dell'INA », Anno X, n. 2, 15 aprile 1941. Da questa indagine, risulta fra l'altro che la distribuzione per antidurata delle donne morte è più spostata verso le basse antidurate di quella relativa ai maschi. Questa ed altre considerazioni inducono l'A. a ritenere che il rischio donna sia peggiore del rischio uomo. Siffatta conclusione è del resto in accordo con quanto è stato rilevato da tempo (Cfr. ad es. G. ROCCA, *Mortalità degli assicurati sulla vita e mortalità della popolazione generale*, in « La Riforma Sociale », Anno 1912, III Serie, pag. 417 e specialmente a pag. 437).

età e separatamente pei due sessi: si avrebbe così modo di ottenere un indice della supposta tendenza dei soggetti giovani parzialmente tarati ad infiltrarsi in assicurazione. È ovvio infine che ove queste ulteriori indagini confermassero l'attendibilità dell'ipotesi medesima, bisognerebbe naturalmente operare una più rigorosa selezione dei rischi dei soggetti molto giovani, non soltanto dal punto di vista sanitario, ma anche da quello economico (interesse per l'assicurando di stipulare il contratto; ragioni che sconsigliano o non consentono la stipulazione su altra testa della stessa famiglia ecc.).

§ 9. — *L'influenza del tipo di contratto sulla mortalità.*

Si osservi il Grafico 11. Su di esso sono riportati i quozienti di mortalità per:

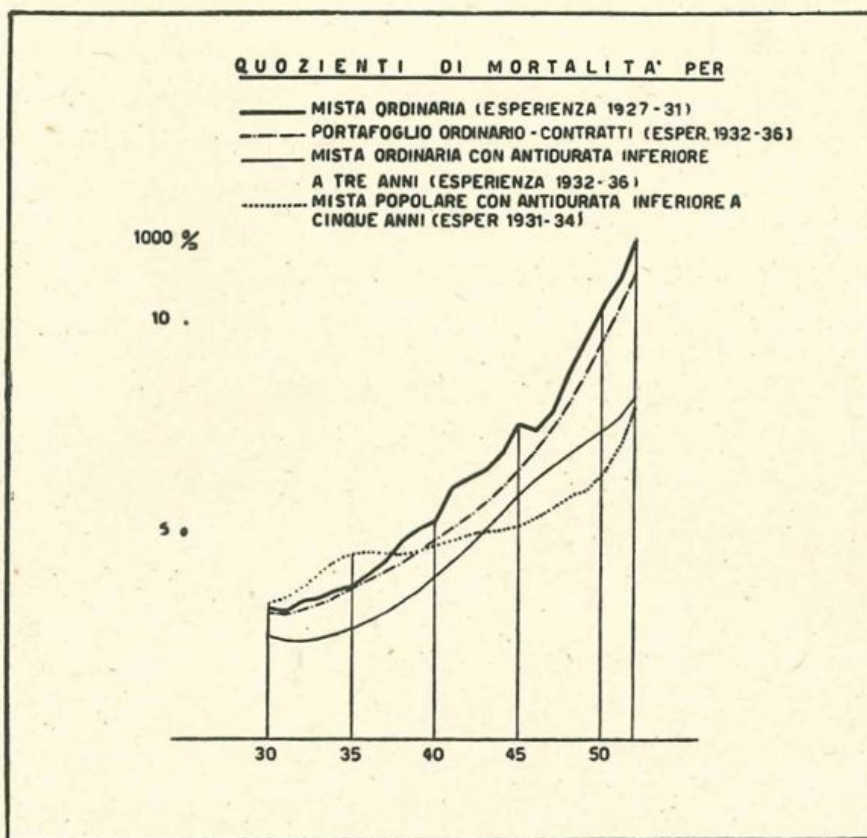
- la mista ordinaria;
- il complesso delle polizze del portafoglio ordinario;
- la mista ordinaria con antidurata inferiore a tre anni;
- la mista popolare con antidurata inferiore a cinque anni.

Cominciamo col paragonare la curva del portafoglio ordinario (linea a tratti e punti) con quella del portafoglio popolare (linea a punti): si vede subito che fino a 39 anni i quozienti di mortalità sono maggiori per il portafoglio popolare, mentre dopo tale età i quozienti maggiori si hanno per il portafoglio ordinario. Ecco come può spiegarsi l'intersezione di queste due curve:

1) nelle età più giovanili (fino a 39 anni circa) sugli assicurati ordinari agisce in modo apprezzabile ancora la selezione medica, mentre gli assicurati popolari (che subiscono una selezione molto meno rigorosa perchè non imperniata sulla visita medica) sono forse maggiormente esposti a certe cause di morte come la tubercolosi — malattia giovanile — per effetto della loro appartenenza alle classi meno abbienti della popolazione;

2) Poichè i gruppi di polizze nei quali l'assicurato è via via più anziano presentano anche presumibilmente antidurata

GRAFICO 11.



media via via più lunga, così è da attendersi che a mano a mano che aumenta l'età dell'assicurato vada affievolendosi l'effetto della selezione medica. Anzi, ad aggravare la mortalità, interviene l'antiselezione, ossia permangono in assicurazione più di frequente gli individui tarati, mentre i soggetti sani abbandonano più facilmente il contratto (rescissione, liberazione, riscatto). Per le assicurazioni popolari è probabile che l'antiselezione agisca in modesta misura giacchè dalle classi lavoratrici questa forma di assicurazione è considerata di frequente una forma di puro risparmio.

Contro l'interpretazione di cui sopra, sembra fondata l'obiezione che la intersecazione delle due curve sarebbe prodotta dalla diversa composizione dei due portafogli (ordinario e popolari) per tipo di contratto e per antidurata. Senonchè il Grafico 11 permette di eliminare anche questo dubbio, in quanto un'intersezione analoga si produce per le curve di due gruppi

di contratti in tutto eguali in quanto a forma (mista) e poco dissimili fra loro in quanto ad antidurata (inferiore a tre anni ed a cinque anni). Osservando il detto Grafico, si vede infatti che per i contratti mista ordinaria con antidurata inferiore a 3 anni (linea leggera continua) l'intersezione con la curva delle assicurazioni popolari (linea a punti) si verifica ancora, ma questa volta all'età di 43 anni (1). Inoltre, il fenomeno della maggiore mortalità degli assicurati popolari nelle età giovanili, si accentua in maniera sensibilissima, come mostra il distacco delle due curve; e ciò non fa che confermare l'influenza di certe cause di morte caratteristiche della giovinezza e più diffuse in certi strati sociali, che agiscono fra gli assicurati in forma po-

(1) Il PAGLINO, *Degli effetti della selezione ecc.*, cit., pag. 11, osserva che i dati dell'esperienza 1929-32 (G. SANTACROCE, *Sulla mortalità degli assicurati popolari in Italia nel quadriennio 1929-32*, in « Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari », vol. II, Roma, 1934), per tutti i contratti, sono paragonabili con quelli dell'esperienza 1931-34 fondata soltanto sui contratti con meno di 5 anni di antidurata, perchè questi ultimi rappresentano la quasi totalità dei contratti, e dall'altra parte, nel 1929-32 pochi contratti soltanto potevano avere un'antidurata maggiore di 5 anni essendo cominciato solo nel 1925 l'esercizio di questo ramo. Mettendo a raffronto i quozienti del 31-34 con quelli del 1929-32, lo stesso A. osserva che i primi tassi appaiono più elevati dei secondi per tutte le età a partire da 25 anni fino a 42, dopo la quale età risultano sempre più bassi e conclude che « tale diversità potrebbe essere presumibilmente attribuita più che al differente periodo statistico considerato e alla differente composizione dei gruppi di coetanei secondo la categoria e la durata di assicurazione, al diverso metodo di elaborazione dei dati ».

È indubitato tuttavia che, come osserva lo stesso A., la maggiore mortalità degli assicurati popolari nel 31-34 fino ad una certa età, dipende anche dall'aumento di antidurata media dei contratti intervenuta dal 1° al 2° periodo. Difatti, nel primo periodo dopo la selezione, il trascorrere di qualche mese soltanto può portare un sensibile aumento di mortalità (cfr. F. PAGLINO, lavoro cit., Tab. III per mortalità nel 1° e 2° anno e Tab. VII per la mortalità nel 1° e 2° trimestre e nel 2° semestre del 1° anno).

Orbene, il fatto che nel 1929-32 la mortalità degli assicurati popolari fu, per lo meno fino ad una certa età, inferiore a quella del periodo successivo, può forse spiegare — a prescindere dai diversi metodi di elaborazione — per quale motivo il MAZZONI (*Alcune considerazioni ecc.*, cit., pag. 186, Tab. III) trovò che la mortalità per A.P. era sempre inferiore a quella dei contratti ordinari, giungendo per tal modo ad un risultato che non concorda con quanto abbiamo osservato nel testo.

polare. Lo studio delle cause di morte (cfr. più innanzi, III) mostrerà del resto che siffatta interpretazione trova anche altre conferme.

Non mancano d'altra parte alcuni fatti che concordano con quelli da noi rilevati. Così ad esempio, HICKOX e PUCKRIDGE, per una delle maggiori compagnie inglesi, trovarono una supermortalità degli assicurati senza visita medica, nei primi anni di assicurazione, rispetto a quelli selezionati (1). Per un'esperienza svedese, al contrario, è stato trovato che la mortalità delle assicurazioni senza visita medica si avvicina a quella delle assicurazioni con visita medica: ma ciò avviene per il fatto che le due categorie di assicurati, provengono, in Svezia, dalle medesime classi di popolazione (2).

II. — LA MORTALITÀ DEGLI ASSICURATI

IN RAPPORTO ALLA MORTALITÀ GENERALE DELLA POPOLAZIONE.

§ 10. — *Difficoltà del raffronto.*

Come tutti i raffronti statistici, anche quello della mortalità fra assicurati e popolazione presenta notevoli difficoltà. Ciò dipende dal fatto che le serie dei tassi di mortalità da esaminare non risultano in generale sufficientemente omogenee. Tale mancanza di omogeneità dipende a sua volta sia dal metodo di costruzione delle tavole che dalle differenze qualitative esistenti fra le due masse da confrontare: la popolazione generale e la popolazione degli assicurati. Esaminiamo singolarmente le varie circostanze che rendono necessariamente molto imperfetto il confronto fra le due mortalità:

1. *Eterogeneità dipendenti dal metodo di costruzione dei quozienti.* — I quozienti relativi alla popolazione differiscono in ge-

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

(2) F. LUNDBERG, *Lebensversicherung ohne Arztliche untersuchung*, in «Atti del X Congresso Internazionale degli Attuari», vol. IV, pag. 302.

nerale da quelli degli assicurati, per effetto del metodo di costruzione, per le seguenti circostanze:

a) Fra gli assicurati, la rilevazione degli esposti a morire e dei deceduti è più precisa di quella che si può fare per la popolazione generale. Difatti, per quest'ultima, numerose sono le cause di errore, non del tutto eliminabili, che tendono ad alterare in un senso o nell'altro i valori dei quozienti di mortalità: errori nella dichiarazione delle età da parte dei censiti, errori nella valutazione del movimento migratorio (del quale si è cominciato peraltro a tener conto solo nelle più recenti tavole) ecc. Per gli assicurati, al contrario, anche in relazione alla relativa ristrettezza della massa, le rilevazioni relative all'entrata ed all'uscita in rischio possono essere e sono in generale molto più precise, tanto che è stato possibile, per certi gruppi di assicurati, impiegare metodi molto perfezionati implicanti un minimo di ipotesi arbitrarie (1).

b) Per le tavole della popolazione, l'unità statistica è la *testa*, ossia la persona, mentre per le tavole di assicurati, l'unità statistica è in generale il *contratto*. Ciò avviene perchè se nelle tavole di assicurati si adotta come unità la persona, nel caso di più assicurazioni concluse in epoche differenti da uno stesso individuo, ogni assicurato di una certa età non potrebbe essere contato che una volta sola. Ma per una Compagnia di assicurazioni, ciò che ha maggiore importanza è il *rischio* e non la persona: tanto è vero che quando un individuo già assicurato all'età x chiede dopo un certo numero di anni di stipulare un nuovo con-

(1) Così ad esempio, per la determinazione dei quozienti di mortalità degli assicurati popolari dell'Istituto Nazionale per il periodo 1931-34, fu impiegato dal PAGLINO (cfr. F. PAGLINO, *Degli effetti della selezione*, ecc., cit.) il « metodo delle durate esatte » introdotto da T. G. ACKLAND nel 1896. Questo metodo, che implica l'ipotesi, non conforme alla realtà, che entro ciascun anno di durata, il tasso istantaneo di mortalità sia decrescente, è tuttavia molto più rispondente di altri procedimenti. Metodi ancora più raffinati e particolarmente adatti per certe applicazioni nel campo demografico, sono stati introdotti dal GINI alcuni anni or sono (cfr. C. GINI, *Su la determinazione dei quozienti di eliminazione e in particolare sui metodi delle durate esatte e delle durate medie nell'ipotesi di tassi istantanei di eliminazione costanti*, in « Metron », vol. XII, n. 3, 1935).

tratto, egli non viene accettato se non dopo che la compagnia si sia accertata di trovarsi in presenza di un soggetto nelle condizioni di salute di un assicurato a 0 anni dalla selezione. È dunque più razionale fondare il calcolo dei quozienti sui *contratti* e non sulle *teste* al fine di fare intervenire nel calcolo con peso aumentato quei soggetti che sono più volte assicurati (1).

In varie esperienze, come ad esempio quella dell'Istituto Nazionale, i quozienti di mortalità vengono calcolati oltre che per contratti, anche per capitali assicurati, al fine di tener conto del fatto che ad esempio, un solo sinistro di 1 milione, vale, ai fini economici, per 10 sinistri di 100 mila lire ciascuno. Anche qui, però, questi quozienti per capitali, non sarebbero rigorosamente paragonabili coi quozienti della popolazione che son calcolati su teste.

c) Il numero delle osservazioni per gli assicurati è generalmente piuttosto esiguo rispetto al numero delle osservazioni su cui sono basati i calcoli dei quozienti della popolazione generale. Accade perciò che i quozienti degli assicurati, sono maggiormente influenzati da circostanze accidentali, da cui la necessità di ricorrere a complessi procedimenti di perequazione. Ma da ciò deriva che alcune diversità fra l'andamento dei quozienti degli assicurati e quello dei quozienti della popolazione, possono spesso imputarsi a diversità nei metodi di perequazione impiegati.

(1) Per valutare l'influenza sui tassi di mortalità delle assicurazioni multiple, furono calcolate per alcune esperienze i tassi di mortalità per *teste* e quelli per *contratti*. Si trovò che la differenza fra i due tassi non è molto rilevante non raggiungendo generalmente il 5 % (cfr. L. SPITZER, *Progetto di piano di lavoro per la formazione di una tavola di mortalità tra assicurati italiani*, in « Bollettino dell'associazione italiana per l'incremento della scienza degli Attuari », Milano, 1909, citato da G. ROCCA, *Mortalità degli assicurati sulla vita e mortalità della popolazione generale*, cit. Tenuto conto tuttavia del fatto che in alcuni paesi sono molto diffuse le assicurazioni multiple, si comprende l'importanza di analisi del genere. Per quanto concerne il materiale dell'Istituto Nazionale, la differenza fra quoziente per teste e quoziente per contratti, dovrebbe risultare piccola per il fatto che non sono molto frequenti le assicurazioni multiple: così ad esempio, nel 1932-36, per 8827 persone decedute, si registrarono 11.127 contratti.

2. *Eterogeneità derivante dalla differente composizione delle due masse.* — La massa degli assicurati non può considerarsi come un campione estratto a caso dalla massa della popolazione, giacchè gli assicurati si reclutano fra alcune categorie di persone a preferenza di altre. Esaminiamo per quali aspetti differiscono le due popolazioni:

a) *Composizione per professione e condizione sociale.* La composizione per professione e condizione sociale della massa degli assicurati differisce profondamente dalla corrispondente composizione della popolazione generale, cosa della quale ci si può convincere facilmente esaminando la Tabella 14, relativa ai decessi, che riportiamo dal nostro lavoro precedentemente citato (1). In questa Tabella, le fortissime differenze che si riscontrano fra assicurati e popolazione, devono evidentemente attribuirsi quasi esclusivamente alle differenti composizioni delle masse da cui i morti provengono.

Poichè la massa degli assicurati ordinari (con visita medica) è costituita prevalentemente della classe economicamente e socialmente più elevata della popolazione (industriali, commercianti, professionisti, ufficiali, impiegati ecc.), è evidente che ciò costituisce un elemento di considerevole diversificazione fra mortalità degli assicurati e mortalità della popolazione. È noto infatti che fortissima è l'influenza della professione o occupazione sulla mortalità, per effetto, delle intossicazioni, degli infortuni sul lavoro e soprattutto del tenore di vita (2).

(1) G. DE MEO, *Ricerche statistiche sulle cause di morte*, ecc., cit., Tab. VI, pag. 21.

(2) Per l'Inghilterra negli anni 1921-23 ad esempio (« The Registrar General's Decennial Supplement », 1921, Parte II, Occupational mortality, England and Wales), ponendo uguale a 1000 la mortalità di tutti i maschi, ed eliminata l'influenza della diversa composizione per età, la mortalità relativa risulta variabilissima nei vari raggruppamenti professionali. Riportiamo qui, a titolo d'esempio, 6 indici scelti fra i più bassi e 6 scelti fra i più elevati:

Clero anglicano	561	Attori	1336
Funzionari di banca.	603	Carrettieri	1378
Agricoltori	674	Facchini	1497
Funzionari Ferrovie.	679	Osti e trattori	1585
Giardinieri	707	Addetti alle mole nelle fabbr. di coltelli	3295
Funzion. e Impieg. Stato	739	Addetti alle miniere di stagno e rame	4335

TABELLA 14.

Composizione percentuale delle morti nella popolazione di assicurati I.N.A. (1927-33) e nella popolazione generale (Maggiori di 15 anni nell'anno 1932).

Professioni	Assicurati I.N.A. (1)	Popolazione Italiana (2)
1. Ufficiali, impiegati pubblici e privati, pensionati, diplomatici	24.22	7.65
2. Professionisti liberi, culto, artisti	20.23	5.64
3. Industriali, commercianti	17.01	2.89
4. Venditori, esercenti, rappresentanti	9.88	3.13
5. Operai	5.32	24.65
6. Agricoltori	4.43	46.45
7. Proprietari benestanti	3.98	4.27
8. Condizioni non professionali	3.86	0.52
9. Esercito, aeronautica, ed altri corpi armati	3.49	0.70
10. Personale FF. SS. e addetti ai trasporti.	2.73	0.93
11. Personale subalterno Stato - Enti pubblici	2.45	0.42
12. Personale fatica e servizio	1.69	2.44
13. Condizioni non specificate	1.72	3.31
	100.—	100.—

Sotto la qualifica professionale, si cela infatti, per così dire, l'appartenenza ad una certa classe sociale avente un suo proprio tenor di vita, ed è ben noto in quale misura la mortalità è connessa col grado di benessere (3).

(1) Questi dati sono stati ricavati dallo studio del Dott. F. VICENTINI, *Rilievi statistici sopra gli assicurati maschi dell' I. N. A. deceduti nel settennio 1927-33* (portafoglio diretto con visita medica), in « L'assistenza Sanitaria agli Assicurati dell'I.N.A. », Anno IV, n. 6, 15 dicembre 1935.

(2) La composizione percentuale delle morti verificatesi nella popolazione durante il 1932 è stata da noi ottenuta sui dati della *Statistica per le cause di morte negli anni 1931-32*, (ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA, Roma, 1934) dopo avere opportunamente raggruppate le categorie professionali ivi menzionate, allo scopo di ottenere una classificazione sufficientemente paragonabile a quella adottata dal Dott. Vicentini per gli assicurati.

(3) La relazione negativa fra tenor di vita e mortalità fu accertata dai vecchi demografi da moltissimo tempo, nè è il caso di richiamare in questa sede siffatte vecchie indagini. Basterà soltanto ricordare, fra le più recenti, quelle del BENINI (R. BENINI, *Principi di Demografia*, Firenze 1901) del GINI (C. GINI, *Il di-*

b) *Composizione del gruppo dei contratti per forma di assicurazione e per somma assicurata.* È stato accertato che la mortalità degli assicurati varia col variare della forma prescelta (1) e con l'entità del capitale assicurato (2), risultando generalmente maggiore per le forme a pieno rischio di morte e per i grossi capitali assicurati. È ovvio pertanto che a seconda che si confrontano coi tassi della popolazione generale i tassi di un gruppo di contratti nel quale predominano le polizze mista oppure quelle vita intera, i risultati del confronto, appariranno diversi. Altrettanto avviene se si pone a confronto della mortalità della popolazione generale la mortalità relativa a gruppi di contratti nei quali diversa è la composizione percentuale relativamente ai tagli di capitale.

c) *Composizione per antidurata.* Come si è visto (§§ 7-8), entro certi limiti, la mortalità degli assicurati è tanto maggiore per quanto più lontana è la selezione. Se, come di frequente avviene, bisogna paragonare la mortalità risultante da una tavola aggregata con la mortalità della popolazione, non si può non tenere presente che la mortalità degli assicurati così ottenuta, è funzione anche della composizione del portafoglio per antidurata dei contratti. Quindi, se per due popolazioni si fa il confronto coi rispettivi gruppi di assicurati, la diversità dei risul-

verso accrescimento delle classi sociali e la concentrazione della ricchezza, in « Giornale degli economisti », 1909; *Le basi scientifiche della politica della popolazione*, Roma, Istituto di Statistica), del NICEFORO (A. NICEFORO, *Antropologia delle classi povere*, Milano, Vallardi, 1908-1910; *Les indices numeriques della civilisation et du progrès*, Paris, Flammarion, 1921; *Lezioni di demografia*, 2ª edizione, Napoli, Rondinella, 1924-25; *Ricerche sui contadini*, Contributo allo studio antropologico ed economico delle classi povere, Palermo, Sandron, 1908). Fra le più recenti inchieste sull'argomento, citiamo quella inglese (« The Registrar Decennial Supplement », England and Wales, 1921, parte II, London H. M. Stationery Office, 1927) dalla quale risulta fra l'altro che in cinque classi graduate in ordine decrescente di ricchezza dalla classe I (superiore e media) alla classe V (lavoratori non qualificati) la mortalità risulta regolarmente crescente anche dopo avere eliminata l'influenza della distribuzione per età dei vari gruppi. Posta = 1000 la mortalità di tutti i maschi fra 20 e 65 anni, la mortalità delle classi, dalla I alla V, risulta: 812, 942, 951, 1007, 1258.

(1) Cfr. § 9.

(2) Cfr. §§ 4 e 6.

tati ottenuti, può essere imputabile, per lo meno in parte, al fatto che i due portafogli hanno diversa composizione per antidurata.

d) *Composizione per sesso.* Le tavole di mortalità della popolazione sono basate sui maschi, sulle femmine, o sulla popolazione complessiva di maschi o femmine, nella proporzione in cui i sessi si riscontrano effettivamente nella popolazione (circa 50 %). Per gli assicurati, invece, i tassi sono costruiti generalmente per i maschi e le femmine insieme, ma le femmine rappresentano in genere un'aliquota molto piccola sul totale degli assicurati (10.5 % fra i sinistri dell'Istituto Nazionale nel 1932-36). Non essendo disponibili per la popolazione generale tavole nelle quali i due sessi siano rappresentati nelle medesime proporzioni, bisogna accontentarsi di operare il confronto con le Tavole della popolazione relative ai soli maschi. Ciò costituisce evidentemente una causa d'errore (più piccolo tuttavia di quello che si commetterebbe operando il confronto con le Tavole *MF* della popolazione), anche perchè le donne assicurate, come abbiamo accennato (§ 8, nota 1 a pag. 127) presentano in generale rischio di morte più grave.

e) *Periodo di tempo.* La mortalità degli assicurati e le mortalità delle popolazioni in complesso hanno variato moltissimo negli ultimi cento anni (1), e perciò nei confronti si deve procurare di considerare rilevazioni contemporanee. Poichè però è molto difficile che il periodo preso in considerazione per gli assicurati sia esattamente lo stesso di quello della popolazione, bisogna accontentarsi di una corrispondenza parziale fra i due pe-

(1) Abbiamo illustrato al § 3 le variazioni della mortalità degli assicurati nei tre quinquenni considerati. Confronti per periodi distanti di tempo sono eseguiti per l'Inghilterra nel volume citato: THE INSTITUTE OF ACTUARIES AND FACULTY OF ACTUARIES IN SCOTLAND, *Continuous investigation* ecc. alla Tabella IX, pag. XXIII.

Per ciò che riguarda la fortissima diminuzione della mortalità negli ultimi 80-100 anni, cfr.: G. MORTARA, *La diminuzione della mortalità - Fatti, cause, conseguenze*, in « Atti dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni », Vol. II, 1929, pagina 135; C. GINI e L. GALVANI, *Tavole di mortalità della popolazione italiana*, cit.; L. GALVANI, *Diminuzione della mortalità in alcuni Stati*, in « Atti del Congresso Internazionale per gli studi della popolazione », Roma, 1933.

riodi, oppure bisogna considerare periodi non troppo distanti. Non sembrerebbe pertanto lecito considerare, come fa l'INSOLERA per alcuni paesi, la mortalità della popolazione per un periodo di *vari decenni* successivo a quello relativo agli assicurati (1).

(1) F. INSOLERA, *Sulla mortalità degli assicurati in rapporto alla mortalità generale della popolazione*, cit. In questo lavoro, nel Prosp. I viene istituito il raffronto fra mortalità della popolazione e mortalità degli assicurati fra le seguenti tavole:

Paese	Tavola mortalità assicurati	Tavola mortalità popolazione
Inghilterra	(1843-63)	M (1901)
Inghilterra	(1863-93)	M (1911)
Germania	Assicurati ted. (1876-1905)	M (1924-26)
Stati Uniti	Comb. exper. (1887)	M (1910)

L'A. ritiene che, anche per questi paesi, l'epoca della rilevazione per la popolazione sia « prossima » a quella della tavola d'esperienza. Ma è lecito considerare periodi distanti fra loro in qualche caso dei decenni quando fortissima è stata la diminuzione della mortalità attraverso il tempo in tutti i paesi negli ultimi 80-100 anni? (Cfr. nota 1 a pag. prec.).

Che i confronti di cui sopra non abbiano un sufficiente grado di attendibilità, è dimostrato del resto dalle cifre (ricavate da L. GALVANI, *Diminuzione della mortalità in alcuni Stati*, cit. pag. 57) che riportiamo nella tabellina qui appresso:

Medie dei quozienti annuali di mortalità generale e rispettivi numeri indici

	Inghilterra				Germania		S. U. A.	
	1850-63 ¹	1901 ²	1863-93	1901-10	1876-1905	1924-26	1887 ³	1900
Quozienti	23.0	19.3	22.1	16.4	23.5	12.0	19.6	15.0
Numeri indici	100	84	100	74	100	51	100	77

¹ Non essendo disponibili i quozienti dal 1843 al 1849, si è considerato soltanto il periodo 1850-1863.

² Riteniamo che l'indicazione « 1901 » riportata dall'Insolera debba riferirsi al periodo 1891-1900 per il quale appunto è stata calcolata la media dei quozienti di mortalità.

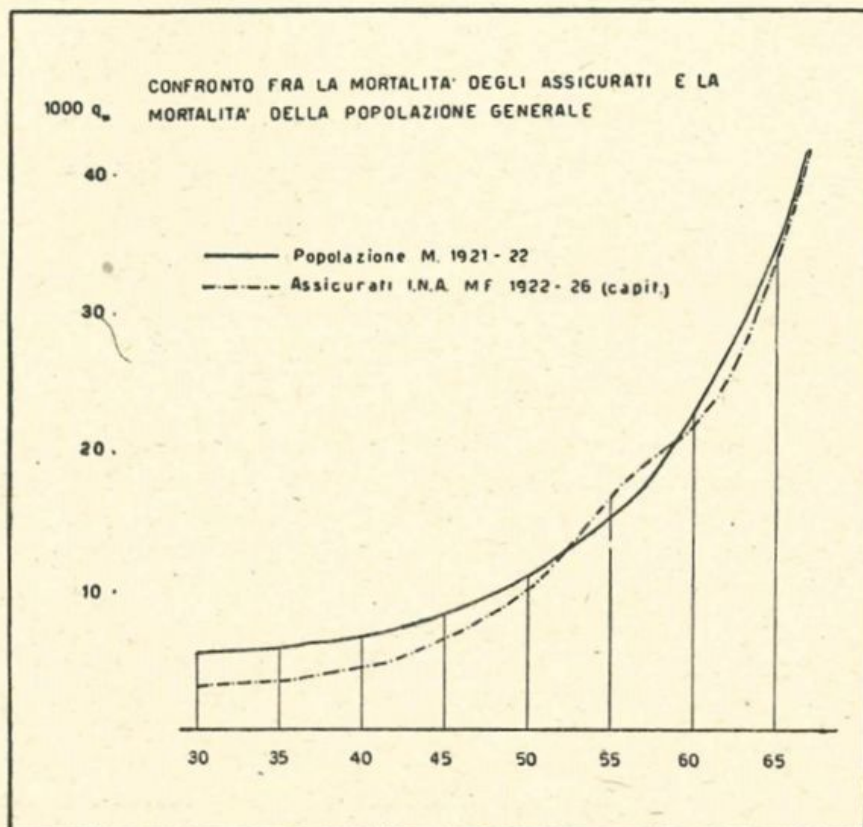
³ Il tasso di 19.6 si riferisce al 1890 non essendo disponibile il tasso del 1887.

Come si vede, in Inghilterra la mortalità generale è diminuita come da 100 a 84 dal 1850-63 al 1901, e come da 100 a 74 dal 1863-93 al 1901-10, mentre in Germania e negli Stati Uniti, per i periodi rispettivamente indicati nella Tabellina, si è avuta una diminuzione come da 100 a 51 e come da 100 a 77. Ora,

§ 11. — *La mortalità degli assicurati dell'Istituto Nazionale confrontata con quella della popolazione italiana.*

Nei Grafici 12, 13 e 14, riportiamo i quozienti di mortalità degli assicurati nei tre quinquenni ed i corrispondenti quozienti

GRAFICO 12.



della popolazione generale. Al fine di far corrispondere per

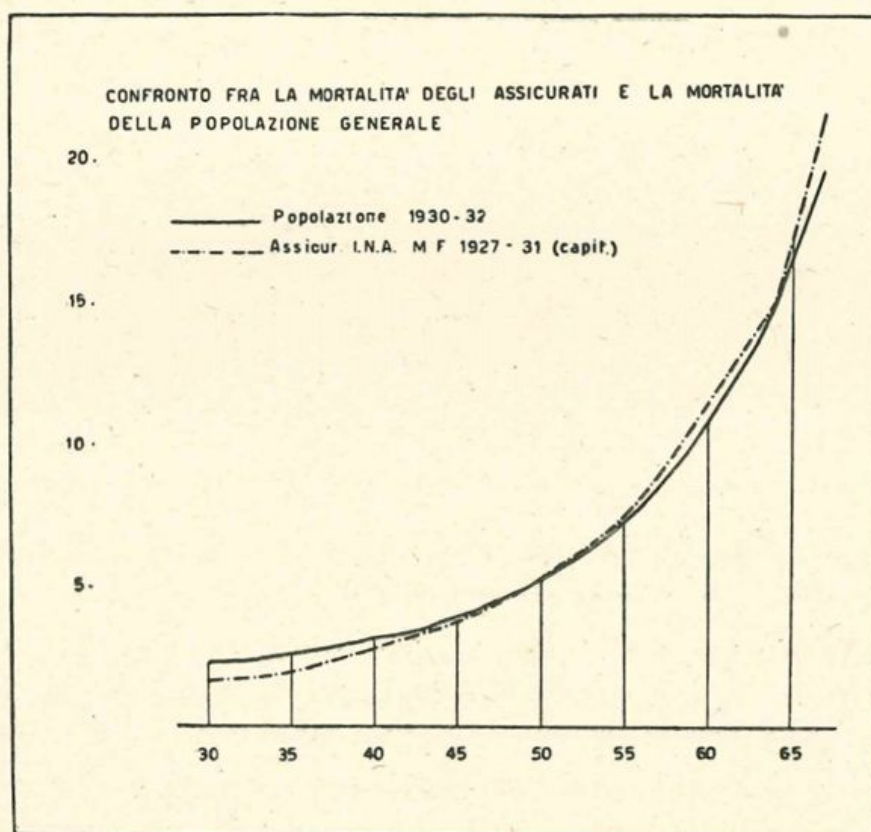
quale valore ha il raffronto istituito ad esempio per la Germania fra la mortalità degli assicurati nel 1876-1905 con la mortalità della popolazione del 1924-26, quando non si tiene conto delle fortissime variazioni nella mortalità generale intervenute nel frattempo?

Si può obiettare a questo riguardo che la forte diminuzione della mortalità attraverso il tempo deve imputarsi in parte considerevole alla diminuzione della mortalità infantile, mortalità che in nulla contribuisce a produrre la mortalità degli assicurati, la cui massa è formata di persone adulte. Senonchè, il guadagno di mortalità attraverso il tempo, appare notevole anche quando, per le età comprese fra 25 e 60 anni, si prende a considerare, per le successive tavole di mortalità, la vita media oppure la probabilità di vivere ancora 10 anni (Cfr. Prospetti II e III del citato lavoro: L. GALVANI, *Diminuzione della mortalità*, ecc.).

quanto possibile i periodi statistici delle due osservazioni, per il quinquennio 1922-26 il confronto si è operato con la Tavola 1921-22 (1), mentre per i quinquenni 1927-31 e 1932-36, si è considerata la tavola 1930-32 (2). Consideriamo separatamente i tre quinquenni :

1) Per il 1922-26 (Grafico 12) si rileva che la mortalità degli assicurati è inferiore a quella della popolazione dai 30 ai 52 anni e dai 59 anni in sopra. Inoltre, dai 30 ai 50 anni, è molto forte il distacco delle due curve perchè la mortalità degli assicurati è notevolmente inferiore a quella della popolazione.

GRAFICO 13.



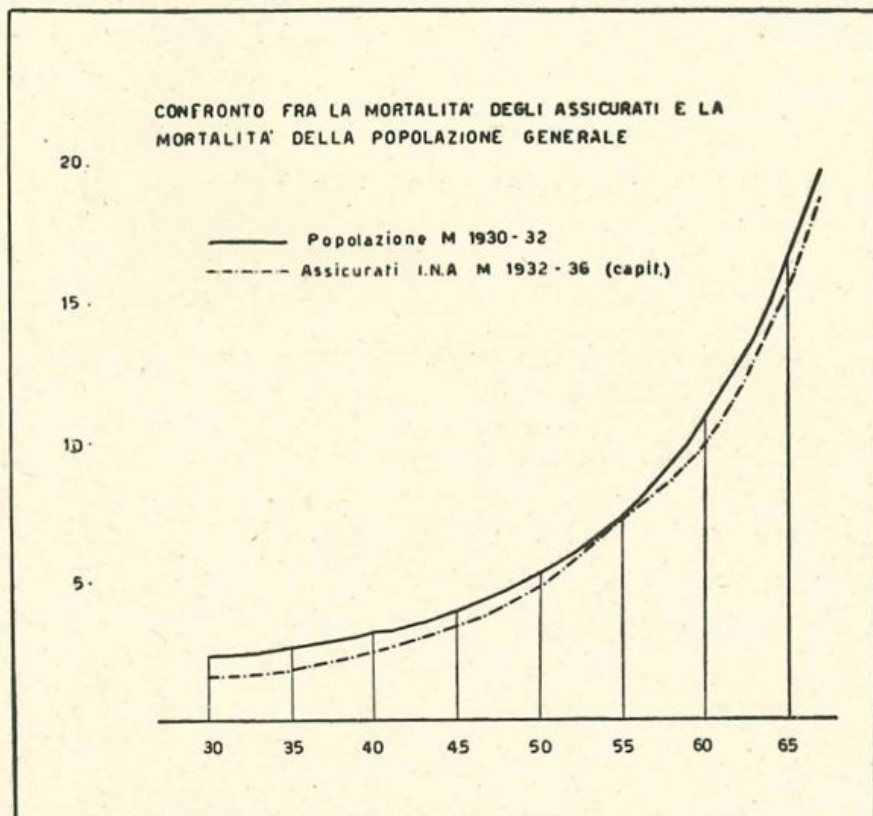
2) Per il 1927-31 (Grafico 13) la mortalità degli assicurati è inferiore a quella della popolazione dai 30 ai 48 anni e poi diventa maggiore.

(1) C. GINI e L. GALVANI, *Tavole di mortalità della popolaz. ital.*, cit.,

(2) L. GALVANI, *Tavole di mortalità della popolazione italiana, 1930-32*, cit.

3) Per il 1932-36 (Grafico 14) la mortalità degli assicurati è inferiore a tutte le età a quella della popolazione generale.

GRAFICO 14.



Queste risultanze verrebbero ad essere leggermente modificate nel caso che in luogo dei quozienti per capitali, si prendessero a considerare i quozienti per contratti.

Al fine di meglio valutare l'andamento reciproco delle spezzate dei grafici 12, 13, e 14, per le età multiple di 5 da 30 a 60 anni, abbiamo calcolato e riportiamo nella Tabella 15 i rapporti percentuali fra la mortalità degli assicurati e la mortalità della popolazione fatta = 100 (1). Ai valori di detta Tabella, fa

(1) Nei confronti della mortalità degli assicurati con la mortalità della popolazione eseguiti nel presente e nel successivo §, ci siamo serviti di questo procedimento tenuto conto della sua semplicità, nonchè della quasi perfetta concordanza di risultati che si ottengono coi diversi metodi illustrati al § 5 per valori di a ed A distanti dall'unità e non molto differenti fra loro.

riscontro il Grafico 15, dal quale appare in modo evidente (per tutti e tre i quinquenni considerati e sia utilizzando i quozienti per capitali che quelli per contratti) 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. Comportamento del tutto analogo si riscontra per l'esperienza inglese 1924-29 nei confronti della popolazione generale (1).

TABELLA 15.

Rapporto percentuale fra la mortalità degli assicurati I.N.A. (A) e la mortalità della popolazione (P) fatta uguale a 100.

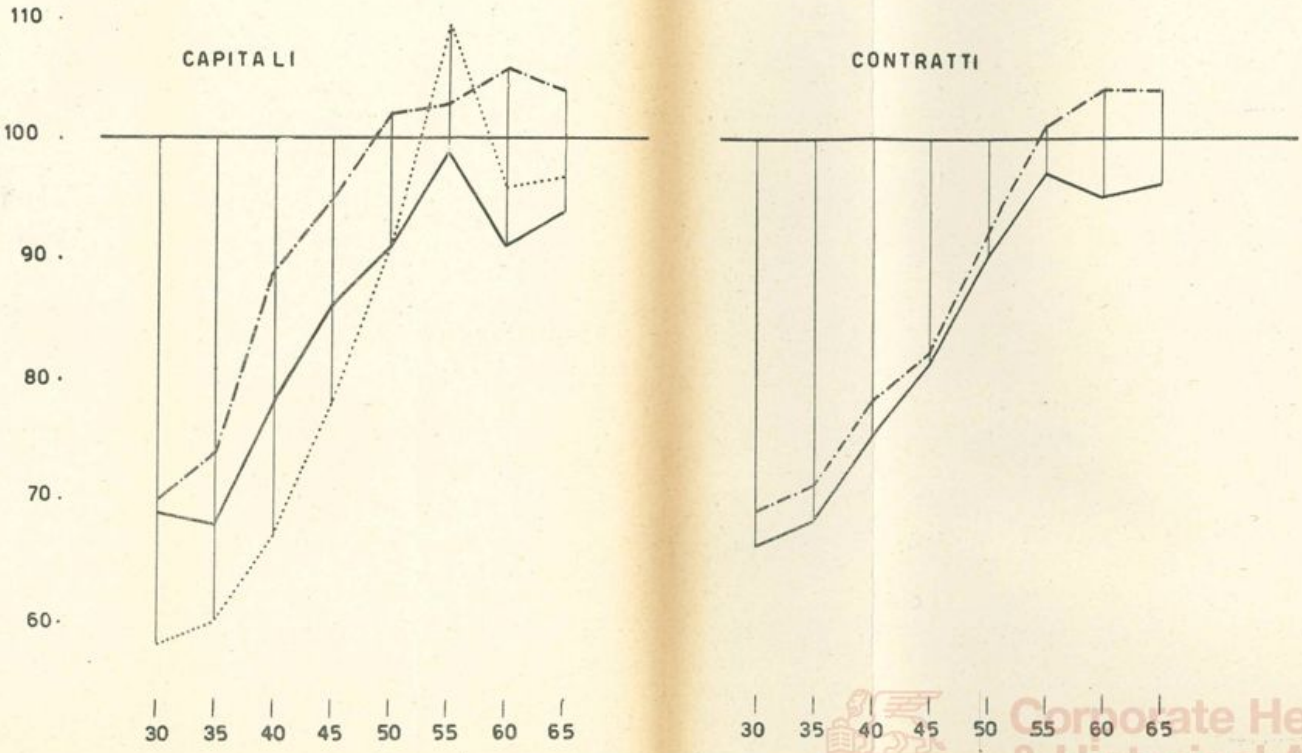
Età	Capitali assicurati			Contratti	
	A 1922-26 P 1921-22	A 1927-31 P 1930-32	A 1932-36 P 1930-32	A 1927-31 P 1930-32	A 1932-36 P 1930-32
30	57	70	69	69	66
35	60	74	68	71	68
40	67	89	78	78	75
45	78	95	86	82	81
50	91	102	91	92	90
55	109	103	99	101	97
60	96	106	91	104	95
65	97	104	94	104	96

Ecco quale spiegazione può darsi di questa regolarità. Fra i contratti con età dell'assicurato via via più avanzata, sono sempre più largamente rappresentati i contratti con antidurata lunga, giacchè all'ingresso in assicurazione l'età più frequente cade molto probabilmente intorno ai 30-35 anni. Ma quando l'età dell'assicurato va aumentando, l'antidurata media dei contratti che concorrono a formare il quoziente, tende anch'essa ad aumentare, e perciò, con l'aumentare dell'età, va affievolendosi

(1) Cfr. Osservazioni presentate da L. W. COLLINGWOOD, in « Abstract of the discussion at the meeting of the Institute of Actuaries on the 27th April 1936 », in *Journal of the Institute of Actuaries*, Vol. LXVIII, parte I, n. 320, pagg. 116-119.

RAPPORTO PERCENTUALE FRA LA MORTALITA' DEGLI ASSICURATI E LA MORTALITA' DELLA POPOLAZIONE
FATTA = 100

..... A. 1922 - 26 P. 1921 - 22
- - - - - A. 1927 - 31 P. 1930 - 32
————— A. 1932 - 36 P. 1930 - 32





l'effetto della selezione operata all'ingresso; e di conseguenza, la mortalità degli assicurati tende ad uguagliare o addirittura a superare la mortalità della popolazione. D'altra parte, quando l'antidurata si allunga, diviene più facile l'abbandono del contratto da parte dei soggetti sani, mentre permangono più facilmente in assicurazione individui tarati: nelle età più avanzate fa dunque sentire il suo peso l'antiselezione, il ché, com'è ovvio, contribuisce ad aumentare il rapporto tra mortalità degli assicurati e mortalità della popolazione, rapporto che in qualche caso diviene perciò maggiore dell'unità (1).

§ 12. — *Raffronto della mortalità degli assicurati con la mortalità della popolazione per altre esperienze.*

Allo scopo di studiare meglio il comportamento della mortalità della popolazione nei confronti con la mortalità degli assicurati, abbiamo raccolto nella Tabella 16 per 6 stati europei e 18 esperienze i rapporti percentuali fra i rispettivi quozienti di mortalità della popolazione e degli assicurati per le età multiple di 10 fra 30 e 60 anni. Nelle note in calce alla detta Tabella, sono indicate le fonti dalle quali abbiamo ricavato i dati. I periodi presi in considerazione per la popolazione, general-

(1) Questa spiegazione non è in contrasto con la premessa dello Sprague (cfr. T. B. SPRAGUE, *On the construction and use of series of select mortality ecc.*, cit.) riportata dall'INSOLERA (lavoro citato, pag. 4 dell'estratto), secondo la quale la mortalità degli assicurati raggruppati per anni di età e per anni decorsi dalla visita medica (antidurata) « tende col decorrere di questi anni ad uniformarsi a quella dei corrispondenti gruppi generici di popolazione ». In altre parole, dicendo μ_x il tasso istantaneo di mortalità, lo Sprague affermava che, ferma restando l'età x , col crescere dell'antidurata t , decresce il valore della differenza

$$\mu_x - \mu_{[x-t]+t}$$

fra il tasso istantaneo di un gruppo generico di popolazione e il tasso istantaneo di un gruppo selezionato di pari età e di antidurata t .

Orbene, senza voler mettere in dubbio la fondatezza di questa asserzione, ci sembra d'altra che non si possa scartare l'ipotesi che questa differenza, dopo essere divenuta praticamente nulla per i contratti con antidurata lunga (per es. di 5 anni), per effetto dell'antiselezione, divenga addirittura negativa per i contratti con antidurata più lunga ancora (quali potrebbero essere per la maggior parte quelli pei quali l'età dell'assicurato è di 50-60 anni).

mente comprendono o sono compresi per lo meno in parte dai periodi relativi agli assicurati. In alcuni casi soltanto i due periodi sono sfasati nel tempo di alcuni anni.

Come si vede, su 18 casi:

— in 11 la mortalità degli assicurati è inferiore per le età giovanili e superiore nelle età più avanzate a quella della popolazione (Austria A 1876-1900/P 1900-1901; Danimarca: A 1900/P 1895-1900; Francia: A 1819-1887/P 1877-1881; A 1819-1887/P 1898-1903; A 1895/P 1898-1903; Inghilterra: A 1843/P 1843; Italia: A 1897-1907/P 1899-1902; A 1927-31/P 1930-32; Norvegia: A 1900/P 1891-1900; A 1910-1920/P 1911-20; A 1920-25/P 1921-30);

— in 7 la mortalità degli assicurati è inferiore a tutte le età a quella della popolazione generale, ma il divario si attenua più o meno regolarmente a mano a mano che si procede verso le età più avanzate (Inghilterra: A 1863-1893/P 1881-1890; A 1863-93/P 1891-1900; A 1924-29/P 1921; A 1924-29/P 1930-32; Italia: A 1878-1887/P 1876-1887; A 1922-26/P 1921-22; A 1932-36/P 1930-32).

Questi risultati concordano con quelli ai quali siamo pervenuti al § precedente studiando il fenomeno per l'Italia: deve pertanto ritenersi confermata l'interpretazione secondo la quale i risultati stessi sono dovuti all'effetto della selezione per le età giovanili e dell'antiselezione per le età più avanzate.

D'altra parte, i risultati medesimi (ricavati in parte dal materiale adoperato dall'INSOLERA nel più volte citato lavoro), non sembrano poter confermare l'asserzione di questo A. secondo la quale « l'andamento di mortalità degli assicurati alle varie età desunte da tavole aggregate sia attraverso il tempo, sia attraverso lo spazio non differisce da quello della popolazione di cui fan parte » (1). Al contrario, come abbiamo visto, la mortalità risultante da una tavola aggregata differisce spesso in modo apprezzabile dalla mortalità per l'intera popolazione (2).

(1) F. INSOLERA, *op. cit.*, pag. 10 estratto.

(2) Rileviamo che sembra anche criticabile la conclusione dell'INSOLERA (lavoro cit., pag. 10) secondo la quale « l'effetto della selezione medica si dimostra

Un particolare, se pur fugace cenno merita il confronto istituito da L. DUBLIN e A. LOTKA (1) fra la mortalità degli assicurati della Metropolitan Life Insurance Company e la mortalità della popolazione complessiva degli Stati Uniti.

La massa degli assicurati, data la grandissima diffusione dell'assicurazione in America (la sola Metropolitan aveva 17 milioni di polizze in vigore nel 1935) è costituita per la maggior parte da lavoratori salariati le cui occupazioni non implicano un eccezionale rischio nè un considerevole logoramento dell'organismo. Nella massa sono relativamente poco numerosi gli addetti all'agricoltura (5 % in luogo di 25 % nella popolazione), mentre predominano gli addetti alle industrie manifatturiere e meccaniche (51.7 % in luogo di 42 % nella popolazione), e sono inoltre largamente rappresentate le femmine (56.18 % in luogo di 49.58 % nella popolazione) ed i soggetti di età piuttosto giovanile. Predominano pertanto fra questi assicurati gli abitanti dei centri urbani industriali detentori dei redditi più bassi: e poichè negli Stati Uniti, secondo il Censimento del 1916, la mortalità nelle città di oltre 10.000 abitanti era di circa il 20 % più alta di quella dei centri più piccoli e dei distretti rurali, — si verifica ovviamente che in tutto il venticinquennio 1911-1935 la vita media degli assicurati risulta alle varie età inferiore a

ovunque e comunque di poca durata, tanto che è sempre possibile ritrovare, in epoca successiva a quella cui l'esperienza si riferisce, una mortalità nella popolazione generale inferiore a quella dimostrata dai dati dell'esperienza assicurativa». Difatti, la circostanza che è sempre possibile, ritrovare una tavola di mortalità della popolazione generale successiva a quella degli assicurati con tassi a quest'ultima inferiori, è una conseguenza del fatto che nel corso dell'ultimo secolo, com'è ben noto, la mortalità è andata fortemente diminuendo attraverso il tempo, cosa della quale peraltro l'A. non fa assolutamente cenno. Non si comprende tuttavia perchè tale ritrovamento debba essere addotto quale prova della poca durata della selezione. Nessun dubbio che la selezione medica abbia poca durata; ma perchè invocare la mortalità della popolazione generale per giustificare questo fatto ovvio, non desumibile per altro dalle tavole aggregate delle quali l'A. discute, e viceversa ampiamente provato da quando cominciarono a costruirsi le tavole selezionate?

(1) L. I. DUBLIN & A. J. LOTKA, *Twenty-five years of health progress*, Metropolitan Life Insurance Company, New York, 1937.

quella della popolazione generale di cui fanno parte, segno evidente della *maggiore mortalità degli assicurati a tutte le età* (1).

III. — LE CAUSE DI MORTE FRA GLI ASSICURATI
E NELLA POPOLAZIONE.

§ 13. — *Metodo impiegato per lo studio delle cause di morte.*

Da un punto di vista non solo teorico ma anche pratico, interessa conoscere il diverso peso che hanno le varie cause di morte nel determinare l'eliminazione degli individui costituenti una popolazione. Per gli assicurati vita, questa conoscenza ha poi grande importanza pratica, perchè essa permetterà evidentemente di orientare l'assicuratore sui criteri da seguire per la selezione medica dei rischi, sulle provvidenze sanitarie da mettere a disposizione degli assicurati ecc.

Lo studio della mortalità per cause, può, fra l'altro, essere condotto sulle *probabilità specifiche di morte*. Vediamo come possono determinarsi queste probabilità. Sappiamo che :

$$q_x = \frac{d_x}{l_x}$$

rappresenta la probabilità che un individuo di età precisa x muoia prima di raggiungere l'età $x + 1$, avendo indicato con le usuali notazioni il numero dei morti in età da x ad $x + 1$ e dei sopravvissuti all'età x nella popolazione stazionaria corrispondente alla tavola di mortalità.

Poniamo ora :

M_x = numero dei morti in età x | $x + 1$ in tutto il gruppo studiato, nel periodo di osservazione delle morti considerato per la costruzione della tavola di mortalità ;

M_{ix} = numero dei morti in età x | $x + 1$ per la causa i in tutto il gruppo considerato e nel medesimo periodo (i variabile per le diverse cause di morte 1, 2, 3, ... s).

(1) Cfr. L. I. DUBLIN & A. I. LOTKA, *op. cit.*, pagg. 7-8, 26-27, 41-42.

Allora il rapporto $\frac{M_{ix}}{M_x}$ si può considerare esprimere la probabilità che, scelto a caso un morto in età $x \mid x + 1$ fra gli M_x nel periodo anzidetto, esso sia stato eliminato per la causa i .

Possiamo quindi porre:

$$d_{ix} = d_x \cdot \frac{M_{ix}}{M_x} \quad [6]$$

che rappresenta il numero probabile di morti in $x \mid x + 1$ anni per la causa i , supposto che i morti della tavola generale si eliminino con la stessa frequenza relativa riscontrata nella popolazione reale nel periodo che ha servito di base per la costruzione della tavola.

Dividendo ambo i membri della [6] per l_x , si ha:

$$\frac{d_{ix}}{l_x} = \frac{d_x}{l_x} \cdot \frac{M_{ix}}{M_x}$$

ossia:

$$q_{ix} = q_x \cdot \frac{M_{ix}}{M_x} \quad [7]$$

q_{ix} costituisce la *probabilità per un individuo di età x di morire per la causa i prima di raggiungere l'età $x + 1$* .

§ 14. — *Mortalità per cause nei quinquenni 1922-26, 1927-31 e 1932-36 (capitali).*

La determinazione delle probabilità specifiche di morte è stata fatta partendo dai quozienti quinquennali di mortalità contenuti nella Tabella 7, perchè nei dati originari i morti erano raggruppati in classi quinquennali d'età. D'altra parte, anche disponendo di una classificazione annuale dei morti, sarebbe sempre risultato utile partire da quozienti quinquennali al fine di eliminare le oscillazioni dovute al non grande numero di osservazioni. Moltiplicando dunque ciascun ${}_5q_x$ per il valore $\frac{{}_5M_{ix}}{{}_5M_x}$, si è ottenuto, in base alla [7] il valore ${}_5q_{ix}$ che fornisce appunto la probabilità per un assicurato di età x di mo-

rire per la causa *i* prima di raggiungere l'età $x + 5$. I valori ${}_{5q_{ix}}$ per i tre quinquenni, calcolati prendendo di base il capitale assicurato, sono riportati nella Tabella 17 cui corrisponde il Grafico 16 (1). Sono stati considerati i seguenti gruppi di cause di morte :

1. Tubercolosi in tutte le sue forme ;
2. Altre malattie infettive ;
3. Tumori maligni ;
4. Malattie del sistema nervoso ;
5. Malattie dell'apparato circolatorio ;
6. Malattie dell'apparato respiratorio ;
7. Malattie dell'apparato digerente ;
8. Malattie dell'apparato genito urinario ;
9. Suicidio ;
10. Altre morti violente ed accidentali ;
11. Tutte le rimanenti cause di morte.

Non è stato possibile scendere ad una maggiore specificazione a causa del numero relativamente non elevato di osservazioni ricadenti in ciascuna classe d'età e per ogni causa di morte.

In base al Grafico 16 si può osservare che i quozienti specifici di mortalità per causa hanno andamento grosso modo analogo nei tre quinquenni. Ora, questa grande rassomiglianza d'insieme delle spezzate per le varie cause può stare 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. Dal Grafico appare inoltre — in accordo con ciò che si conosce sull'andamento della mortalità per cause nelle varie età per la popolazione in generale (2) — che col crescere dell'età da 30 a 60 anni, per alcune cause, la mortalità decresce o rimane quasi costante, per altre,

(1) In questo grafico, sull'asse delle ascisse, anzichè leggere le età 25, 30, ... 55 indicate per errore, si leggano rispettivamente le età 30, 35 ... 60.

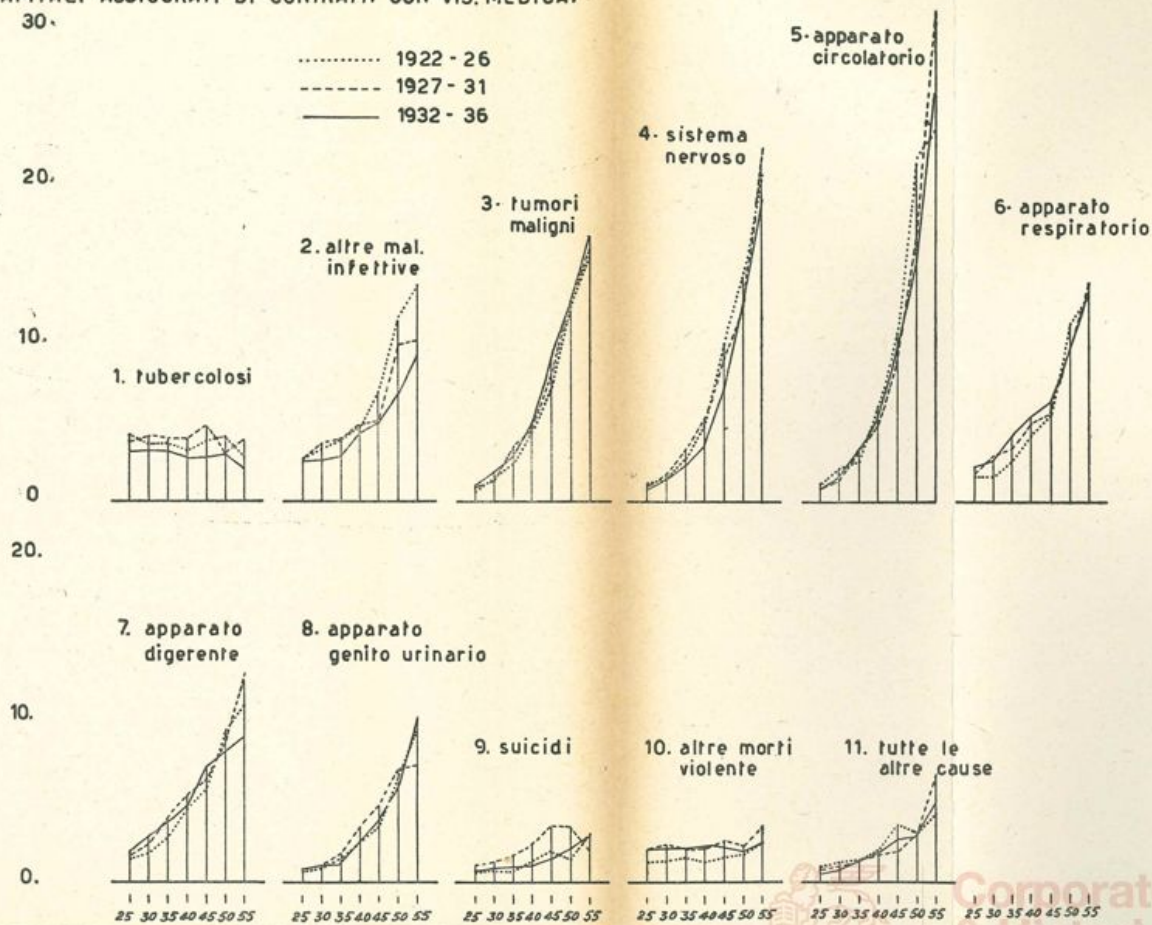
(2) Cfr. G. DE MEO, *Ricerche statistiche sulle cause di morte nella popolazione italiana*, ecc. cit.

TABELLA 17.
 Quozienti quinquennali di mortalità per cause 1000 ⁵⁹ix riferiti ai capitali nei quinquenni 1922-26,
 1927-31 e 1932-36.

Età	Quozienti quinq. per tutte le cause ⁵⁹ ix	Tubercolosi	Altre malattie infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolatorio	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato urinario	Suicidi	Altre morti violente	Altre cause di morte
1922-26												
30 - 34	16.28	4.22	2.56	0.55	1.09	1.09	1.59	1.49	0.71	0.64	1.37	0.97
35 - 39	19.62	3.54	3.36	1.43	1.45	2.11	1.57	1.79	0.93	0.79	1.39	1.25
40 - 44	25.35	3.61	3.85	2.35	2.66	2.54	2.49	2.78	1.45	0.74	1.57	1.31
45 - 49	39.35	3.12	4.75	4.98	4.89	5.97	4.10	4.49	2.53	1.28	1.25	2.00
50 - 54	60.19	3.76	6.86	7.10	9.96	10.77	5.26	5.76	3.45	2.00	1.55	3.71
55 - 59	96.47	4.04	11.54	12.21	14.24	21.35	10.87	9.33	6.73	1.35	1.73	3.08
60 - 64	117.57	2.66	13.45	15.27	20.43	22.91	12.79	10.96	9.30	2.99	2.49	4.31
1927-31												
30 - 34	17.04	3.64	2.71	0.79	0.99	0.90	1.66	1.75	0.70	1.07	2.03	0.79
35 - 39	22.76	4.05	3.64	1.32	1.70	1.29	2.82	2.41	1.17	1.29	2.20	0.85
40 - 44	31.60	3.93	3.93	3.20	3.13	3.07	3.36	4.09	1.88	1.66	2.01	1.34
45 - 49	42.99	3.89	4.79	4.46	5.20	4.71	4.92	5.53	3.51	2.31	2.11	1.57
50 - 54	60.33	4.75	5.06	7.94	8.94	2.94	5.44	6.38	4.81	3.50	2.62	1.94
55 - 59	87.65	3.00	9.78	12.36	12.05	16.79	9.47	8.55	7.00	3.50	2.26	2.88
60 - 64	128.00	3.89	10.04	15.74	21.91	30.57	13.47	13.00	7.30	2.02	3.42	6.62
1932-36												
30 - 34	16.13	1.03	2.53	0.88	0.73	0.92	2.08	1.92	0.76	0.73	2.08	0.47
35 - 39	20.41	3.17	2.51	1.78	1.35	1.46	2.60	2.76	1.07	0.87	2.08	0.75
40 - 44	27.95	3.14	2.82	2.80	2.33	3.09	4.16	3.72	1.52	1.00	2.06	1.32
45 - 49	38.39	2.65	4.26	4.85	3.64	5.10	5.28	4.83	2.39	1.56	2.27	1.65
50 - 54	56.45	2.68	5.11	9.00	6.97	9.41	6.23	7.14	0.75	1.45	2.11	2.60
55 - 59	79.57	2.87	6.62	12.30	12.62	14.62	9.56	8.06	6.12	2.12	1.93	2.75
60 - 64	113.81	1.93	9.14	16.35	18.66	25.23	13.01	9.01	10.42	2.83	2.45	4.76

QUOZIENTI QUINQUENNALI DI MORTALITA PER CAUSE FRA GLI ASSICURATI I.N.A.
(CAPITALI ASSICURATI DI CONTRATTI CON VIS. MEDICA)

1000 ° 30.





Corporate Heritage
& Historical Archive

crebbe lentamente e per altre ancora cresce molto rapidamente. Infine, il grafico medesimo permette di apprezzare grossolanamente l'importanza relativa che ha ciascuna causa di eliminazione nel determinare la mortalità complessiva: così si vede a colpo d'occhio la grande importanza come causa di eliminazione per le età avanzate che hanno le malattie dell'apparato circolatorio, quelle del sistema nervoso, i tumori maligni ecc.

Di particolare interesse sarebbe risultato un confronto fra i nostri quozienti specifici di mortalità e quelli calcolati da DUBLIN e LOTKA (1) sugli assicurati della « Metropolitan Life Insurance Company » di New York. Senonchè, la grande eterogeneità esistente fra le due masse di assicurati ed alcune diversità nella costruzione dei quozienti, sconsigliano di eseguire tale raffronto (2).

§ 15. — *Mortalità per cause nei quinquenni 1927-31 e 1932-36 (contratti).*

Per il 1922-26 l'Istituto Nazionale non calcolò i quozienti per contratti, e pertanto, nella Tabella 18 riportiamo i quozienti quinquennali specifici di mortalità calcolati sui *contratti* nei soli quinquenni 1927-31 e 1932-36. Le spezzate del Grafico 17, costruite sui dati di quest'ultima Tabella, mostrano una grande solidarietà d'andamento con le spezzate del Grafico 16, il che significa che la mortalità per cause calcolata sui quozienti per capitali non differisce sostanzialmente dalla mortalità calcolata sui quozienti per contratti. Di ciò troveremo conferma più innanzi. Si può osservare intanto che dal 1927-31 al 1932-36 si riscontra:

— diminuzione di mortalità a quasi tutte le età per: tu-

(1) L. I. DUBLIN & A. J. LOTKA, *Twenty-five years of Health Progress*, cit.

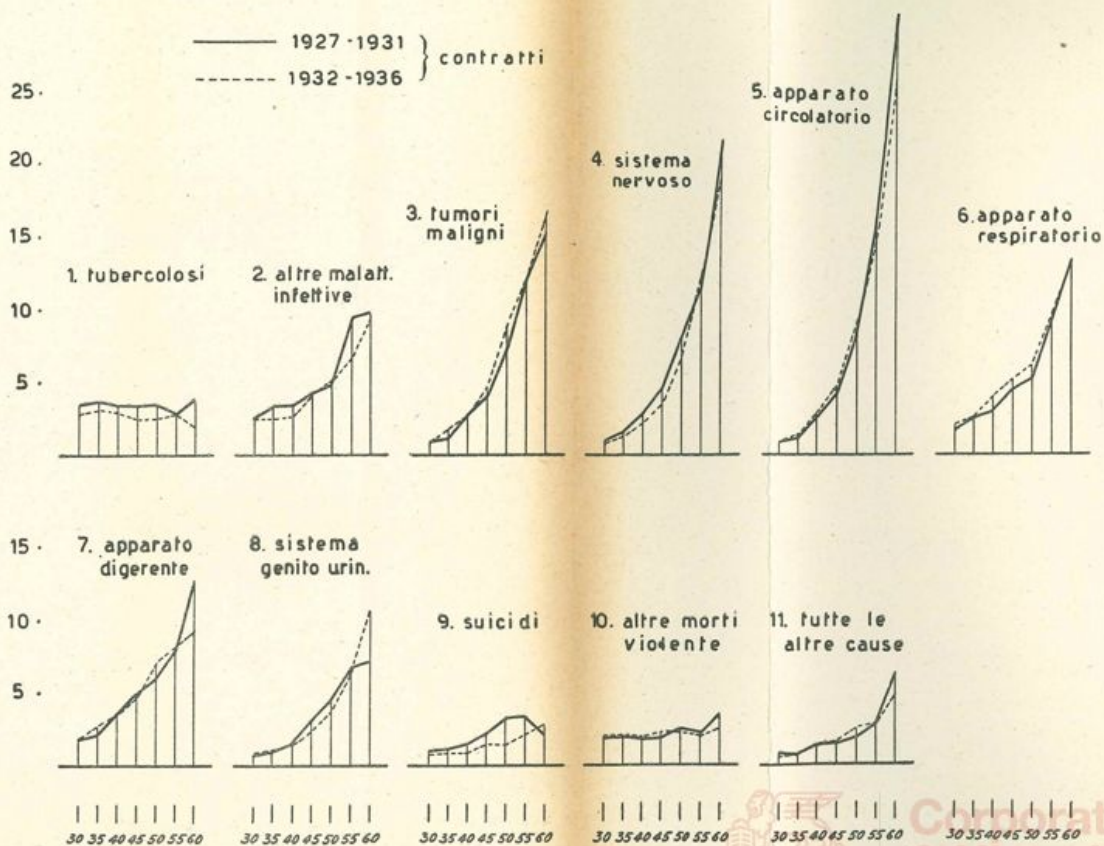
(2) Per ciò che concerne le differenze nella costruzione dei quozienti, notiamo che gli AA. citati, ci offrono soltanto le medie dei tassi di mortalità calcolati nei vari anni per classi di età che non corrispondono sempre esattamente con le nostre classi quinquennali. Per quanto riguarda poi le differenze qualitative fra le due masse, si deve notare che mentre in America, la grande maggioranza degli assicurati è costituita dagli abitanti dei centri urbani industriali detentori dei redditi più bassi, in Italia, il gruppo degli assicurati ordinari è costituito in prevalenza da professionisti, industriali, commercianti ecc.

TABELLA 18.

Quozienti quinquennali di mortalità per cause 1.000 5q_x riferiti ai contratti nei quinquenni 1927-31 e 1932-36.

Età	Quozienti quinquennali per tutte le cause 5q _x	Cause di morte										
		Tubercolosi	Altre malattie infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolatorio	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato urinario	Suicidi	Altre morti violente	Altre cause di morte
1927-31												
30 - 34	16.62	3.55	2.64	0.77	0.96	0.88	1.62	1.71	0.69	1.05	1.98	0.77
35 - 39	20.99	3.74	3.37	1.22	1.57	1.19	2.60	2.22	1.08	1.19	2.03	0.78
40 - 44	27.20	3.38	3.38	2.75	2.70	2.64	2.89	3.52	1.62	1.43	1.73	1.16
45 - 49	37.87	3.42	4.22	3.93	4.58	4.15	4.33	4.87	3.09	2.04	1.86	1.38
50 - 54	56.71	4.47	4.76	7.46	8.40	8.40	5.11	5.99	4.53	3.29	2.47	1.83
55 - 59	85.75	2.93	9.58	12.09	11.79	16.43	9.27	8.36	6.85	3.42	2.21	2.82
60 - 64	127.12	3.86	9.97	15.64	21.76	30.36	13.37	12.92	7.25	2.03	3.39	6.57
1932-36												
30 - 34	15.78	2.96	2.47	0.86	0.71	0.90	2.05	1.88	0.74	0.71	2.04	0.46
35 - 39	20.06	3.12	2.47	1.75	1.32	1.44	2.56	2.71	1.05	0.85	2.04	0.74
40 - 44	26.62	2.99	2.68	2.66	2.21	2.94	3.97	3.55	1.45	0.96	1.96	1.26
40 - 49	37.23	2.57	4.13	4.70	3.52	4.94	5.11	4.68	2.31	1.50	2.19	1.59
50 - 54	55.44	2.63	5.02	8.84	6.84	9.24	6.12	7.01	3.69	1.42	2.07	2.55
55 - 59	80.59	2.91	6.71	12.46	12.78	14.80	9.68	8.16	6.20	2.15	1.96	2.78
60 - 64	116.90	1.99	9.39	16.80	19.17	25.92	13.36	9.26	10.71	2.91	2.51	4.89

QUOZIENTI QUINQUENNALI DI MORTALITA' PER CAUSE DI MORTE FRA GLI ASSICURATI INA
(CONTRATTI CON VISITA MEDICA)



- bercolosi, altre malattie infettive, sistema nervoso, sistema genito urinario, suicidio ;
- aumento di mortalità per : tumori maligni e apparato respiratorio ;
 - mortalità nel complesso invariata per : apparato circolatorio, digerente, altre morti violente, e tutte le rimanenti cause.

§ 16. — *I quozienti di mortalità per cause attraverso il tempo.*

Al fine di apprezzare meglio le differenze dei quozienti specifici nei tre quinquenni considerati, abbiamo costruito e riportiamo nella Tabella 19 i valori delle espressioni $\frac{A - a}{A(1 - A)}$ per il confronto fra i quozienti del 1932-36 e quelli del 1922-26 e 1927-31. Il Grafico 18 mostra le variazioni percentuali intervenute dal 1922-26 al 1927-31 e 1932-36, avendo assunto come « fondamentale » il 1922-26, mentre il Grafico 19 mette in evidenza solo le variazioni prodottesi dal 1927-31 al 1932-36, avendo assunto come « fondamentale » il quinquennio 1927-31.

Dal Grafico 18 si desume che dal 1° al secondo e dal 1° al 3° quinquennio, la mortalità è in complesso aumentata per i tumori maligni, apparato respiratorio, apparato digerente, apparato genito urinario, altre morti violente, suicidio. Per il suicidio, l'aumento è fortissimo dal 1922-26 al 1927-31, mentre nel 1932-36 forse a causa delle restrizioni poste in vigore (1) i quozienti di mortalità si discostano in misura molto minore da quelli presi per base.

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.

Il Grafico 19 mostra che si è verificata una diminuzione in quasi tutte le età dal 1927-31 al 1932-36 per : tubercolosi, altre malattie infettive, sistema nervoso, apparato genito urinario, suicidio, altre morti violente e altre cause di morte. Per gli altri gruppi di cause, le oscillazioni sono alquanto indeterminate.

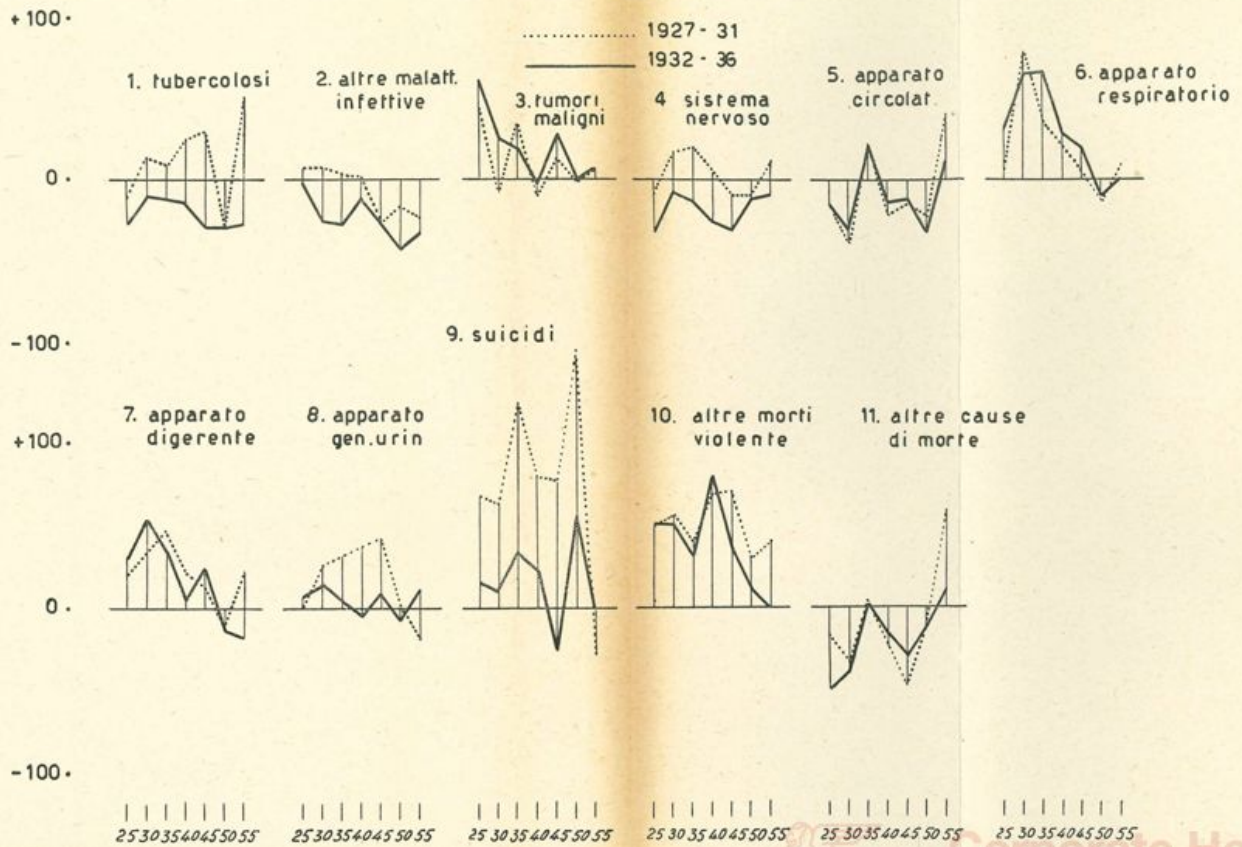
(1) Cfr. § 18 n. 9.

TABELLA 19.
*Variatione della mortalità per cause (capitali assicurati) dal 1922-26 al 1927-31, dal 1922-26
 al 1932-36 e dal 1927-31 al 1932-36. Valori dell'espressione $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$*

Classi d'età	Tuber- colosi	Altre malattie infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolatorio	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato genito urinario	Suicidi	Altre morti violente	Le rima- nenti cause di morte
Dal 1922-26 al 1927-31											
30 - 34	- 12.80	+ 7.05	+ 45.45	- 8.26	- 15.60	+ 5.66	+ 18.79	-	+ 68.75	+ 49.64	- 17.52
35 - 39	+ 13.59	+ 7.46	- 8.39	+ 16.55	- 39.34	+ 78.34	+ 33.52	+ 24.73	+ 62.02	+ 56.83	- 32.80
40 - 44	+ 9.44	+ 2.60	+ 36.75	+ 18.49	+ 21.34	+ 35.48	+ 48.01	+ 30.34	+ 125.67	+ 41.40	+ 3.05
45 - 49	+ 23.79	+ 0.21	+ 11.09	+ 5.54	- 21.92	+ 19.12	+ 22.37	+ 37.70	+ 79.68	+ 67.20	- 22.00
50 - 54	+ 28.53	+ 25.25	+ 13.62	- 8.92	- 15.87	+ 4.97	+ 12.57	+ 41.86	+ 77.50	+ 70.32	- 47.02
55 - 59	- 27.11	- 16.74	- 0.41	+ 9.83	- 23.07	- 14.32	- 9.96	+ 1.50	+ 154.81	+ 28.90	- 7.82
60 - 64	+ 50.57	- 23.59	+ 6.11	+ 10.49	+ 38.01	+ 8.31	+ 22.23	- 19.54	- 29.53	+ 41.12	+ 58.04
Dal 1922-26 al 1932-36											
30 - 34	- 28.20	- 1.18	+ 60.00	- 33.03	- 15.60	+ 30.82	+ 28.86	+ 7.04	+ 14.06	+ 51.82	- 51.54
35 - 39	- 10.48	- 25.37	+ 24.47	- 6.90	- 30.81	+ 65.61	+ 54.19	+ 15.05	+ 10.13	+ 49.64	- 40.00
40 - 44	- 13.06	- 26.82	+ 19.23	- 12.45	+ 21.74	+ 67.34	+ 33.93	+ 4.83	+ 35.14	+ 31.21	+ 0.76
45 - 49	- 15.11	- 10.36	- 2.62	- 25.67	- 14.67	+ 26.47	+ 5.37	- 5.56	+ 21.88	+ 81.60	- 17.50
50 - 54	- 28.80	- 25.69	+ 26.95	- 30.32	- 12.77	+ 18.55	+ 24.08	+ 8.72	- 27.50	+ 36.13	- 30.00
55 - 59	- 29.10	- 43.12	+ 0.74	- 11.54	- 32.21	- 12.19	- 13.74	+ 8.87	+ 57.04	+ 11.56	- 10.75
60 - 64	- 27.55	- 32.48	+ 7.18	- 8.85	+ 10.36	+ 1.74	- 17.99	+ 12.16	- 5.37	- 1.61	+ 10.49
Dal 1927-31 al 1932-36											
30 - 34	- 17.71	- 7.69	+ 10.00	- 27.27	0.00	+ 2.40	+ 8.47	+ 0.70	- 32.41	+ 1.46	- 41.25
35 - 39	- 21.25	- 30.56	+ 35.88	- 20.11	+ 14.06	- 7.20	+ 15.54	- 7.76	- 32.03	+ 4.59	- 10.71
40 - 44	- 20.61	- 28.75	+ 12.81	- 26.11	+ 3.25	+ 23.51	- 9.54	- 19.58	- 40.12	+ 1.98	- 2.22
45 - 49	- 31.43	- 10.55	+ 9.52	- 29.63	+ 9.25	+ 8.23	- 12.09	- 31.41	- 82.31	+ 8.61	+ 5.77
50 - 54	- 44.70	- 0.59	+ 11.76	- 12.33	+ 0.37	+ 12.93	+ 10.25	- 23.40	- 59.32	+ 20.75	+ 31.98
55 - 59	- 2.72	- 29.32	+ 1.16	+ 6.48	- 11.75	+ 2.52	- 4.20	- 11.26	- 38.48	- 10.76	- 3.18
60 - 64	- 52.01	- 11.56	+ 1.00	- 17.57	- 20.34	- 6.08	- 32.73	+ 39.24	+ 34.12	- 30.28	- 31.22

VARIAZIONI DELLA MORTALITA' PER CAUSE (CAPITALI ASSICURATI) DAL 1922 - 26 AL 1927-31 ED AL 1932-36..

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

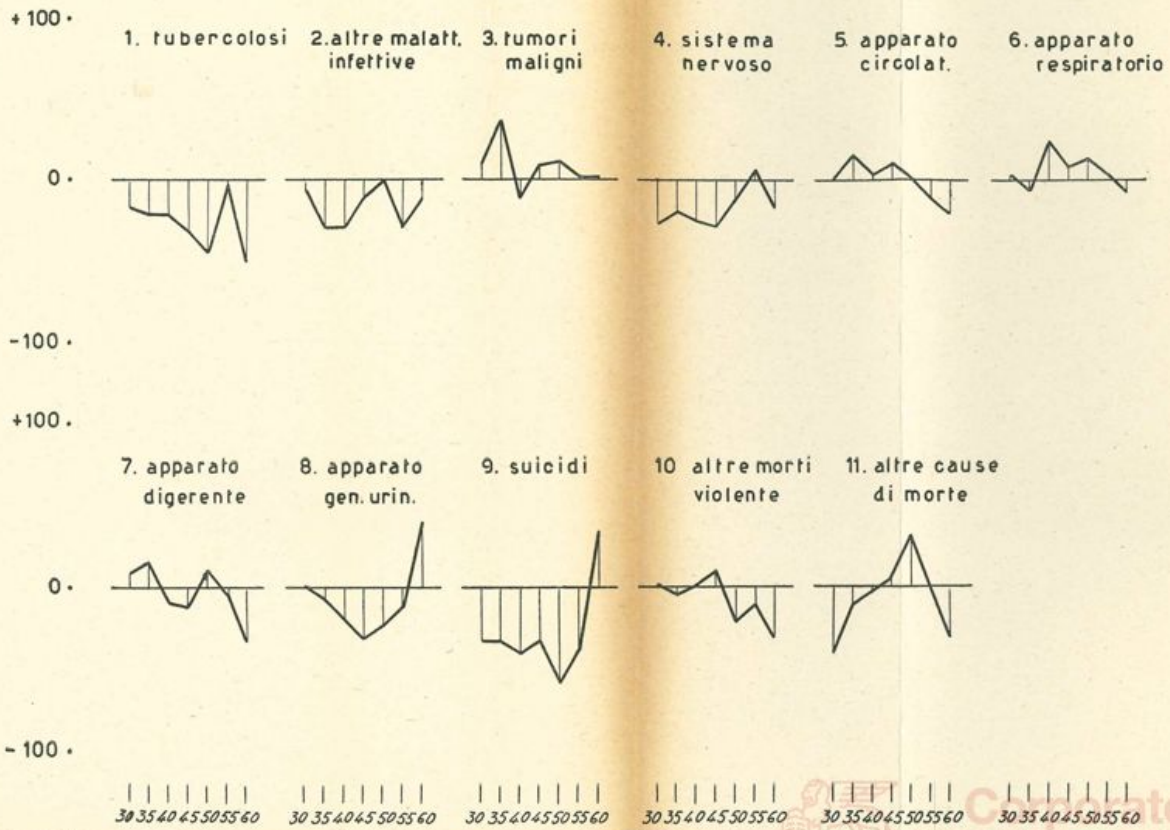




Corporate Heritage
& Historical Archive

VARIAZIONI DELLA MORTALITA' PER CAUSE (CAPITALI ASSICURATI) DAL 1927 - 31 AL 1932 - 36

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





Corporate Heritage
& Historical Archive

§ 17. — *Mortalità per cause fra gli assicurati e nella popolazione generale.*

Nella Tabella 20 si riportano dal nostro precedente lavoro già citato (1) i quozienti quinquennali di mortalità della popo-

TABELLA 20.

Quozienti quinquennali di mortalità per cause 1.000 $5q_{ix}$ nella popolazione generale maschile 1930-32.

Età	Cause di morte										
	Tubercolosi	Altre mal. infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolat.	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato genito urinario	Suicidi	Altre morti violenti	Tutte le rimanenti cause
30	7.81	1.82	0.71	1.42	1.43	3.42	2.04	0.75	0.82	2.56	1.21
35	7.42	2.10	1.18	2.01	2.17	4.49	2.69	0.98	0.85	2.60	1.57
40	6.97	2.46	2.16	2.81	2.97	5.79	3.42	1.36	1.19	2.78	1.97
45	6.71	2.92	3.89	4.27	4.63	7.51	4.64	1.89	1.45	3.05	2.79
50	6.37	3.28	6.53	7.15	7.52	10.01	6.40	2.68	1.74	3.42	3.84
55	6.02	4.30	10.14	12.46	12.53	14.28	8.73	4.04	1.90	3.74	5.41
60	5.23	5.12	14.93	22.36	22.10	20.61	11.39	6.45	1.74	4.19	8.57

lazione maschile della Tavola 1930-32 per le 11 cause di morte considerate per gli assicurati. Al fine di operare il confronto di questi quozienti con i corrispondenti quozienti per cause degli assicurati, abbiamo costruito i valori $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$ per i quozienti degli assicurati ed i corrispondenti quozienti della popolazione generale. I risultati dei calcoli, separatamente eseguiti per i contratti e per i capitali, sono riportati nella Tabella 21 per il 1927-31 e nella Tabella 22 per il 1932-36. A queste Tabelle fanno rispettivamente riscontro i Grafici 20 e 21.

Osservando questi grafici, si può notare anzitutto che, salvo che per il suicidio, l'andamento complessivo delle spezzate è

(1) G. DE MEO, *Ricerche statistiche sulle cause di morte nella popolazione italiana ecc. cit.*

TABELLA 21.

Confronto della mortalità degli assicurati (1927-31) con la mortalità della popolazione maschile 1930-32.

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

Età	Tubercolosi	Altre malattie infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolatorio	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato genito urinario	Suicidi	Altre morti violente	Altre cause di morte
30 - 34	— 54.97	+ 45.05	+ 8.45	— 32.40	— 38.46	— 52.79	— 16.18	+ 8.00	+ 28.05	— 22.75	— 36.36
35 - 39	— 50.00	+ 60.48	+ 3.39	— 21.89	— 45.16	— 42.28	— 17.54	+ 10.20	+ 40.00	— 22.01	— 50.32
40 - 44	— 51.88	+ 37.55	+ 27.31	+ 3.93	— 11.15	— 50.35	+ 2.93	+ 19.12	+ 20.17	— 37.91	— 40.82
45 - 49	— 49.40	+ 44.67	+ 1.03	+ 7.29	— 10.41	— 42.68	+ 4.98	+ 63.40	+ 40.69	— 39.14	— 50.72
50 - 54	— 30.02	+ 45.25	+ 14.33	+ 17.61	+ 11.80	— 49.45	— 6.45	+ 69.29	+ 89.08	— 27.86	— 52.48
55 - 59	— 51.67	+ 123.36	+ 19.42	— 5.45	+ 31.53	— 35.58	+ 4.28	+ 69.90	+ 80.00	— 41.02	— 48.14
60 - 64	— 26.35	+ 95.28	+ 4.83	— 2.74	+ 38.22	— 35.86	+ 13.59	+ 12.48	+ 14.29	— 19.18	— 23.53
a) Numero dei contratti											
30 - 34	— 53.29	+ 50.55	+ 12.68	— 29.58	— 35.66	— 21.70	— 13.24	— 5.33	+ 31.71	— 20.00	— 33.88
35 - 39	— 46.20	+ 71.90	+ 11.02	— 15.92	— 41.01	— 37.81	— 11.19	+ 18.36	+ 50.59	— 16.21	— 46.50
40 - 44	— 43.64	+ 60.82	+ 48.61	— 12.14	+ 3.71	— 42.01	+ 20.23	+ 38.97	+ 40.34	— 27.44	— 31.12
45 - 49	— 42.79	+ 63.23	+ 13.95	+ 20.94	+ 0.87	— 35.30	+ 18.40	+ 84.13	+ 58.62	— 31.57	— 44.24
50 - 54	— 24.33	+ 56.88	+ 28.57	+ 27.18	+ 20.91	— 45.31	+ 1.26	+ 82.77	+ 104.02	— 22.29	— 48.83
55 - 59	— 51.34	+ 124.53	+ 20.17	— 4.88	+ 32.34	— 35.16	+ 3.70	+ 70.90	+ 81.05	— 40.48	— 47.77
60 - 64	— 23.65	+ 102.16	+ 8.57	+ 0.78	+ 43.11	— 33.53	+ 17.58	+ 16.38	+ 21.27	— 16.31	— 20.82
b) Capitali assicurati											

TABELLA 22.

Confronto della mortalità per cause degli assicurati (1932-36) con la mortalità per cause della popolazione maschile 1930-32. Valori dell'espressione $\frac{a - A}{A(1 - A)} \cdot 100$

Età	Tubercolosi	Altre malattie infettive	Tumori maligni	Sistema nervoso	Apparato circolatorio	Apparato respiratorio	Apparato digerente	Apparato genito urinario	Suicidi	Altre morti violente	Altre cause di morte
a) Numero dei contratti											
30 - 34	- 62.58	+ 35.71	+ 21.13	- 50.00	- 37.06	- 40.18	- 7.84	- 1.33	- 13.41	- 20.39	- 61.98
35 - 39	- 58.42	+ 17.62	+ 48.31	- 34.33	- 33.64	- 43.18	0.75	+ 7.14	0.00	- 21.62	- 52.87
40 - 44	- 57.51	+ 8.98	+ 23.15	- 21.43	- 1.01	- 31.60	3.81	+ 6.62	- 19.33	- 29.60	- 60.34
45 - 49	- 62.16	+ 41.58	+ 20.93	- 17.65	+ 6.72	- 32.21	0.87	+ 22.22	+ 3.45	- 28.29	- 43.17
50 - 54	- 59.08	+ 53.21	+ 35.59	- 4.37	+ 23.05	- 39.25	9.59	+ 37.83	- 18.39	- 39.59	- 33.68
55 - 59	- 52.01	+ 56.31	+ 23.11	+ 2.60	+ 18.35	- 32.67	6.59	+ 31.53	+ 13.16	- 47.72	- 48.88
60 - 64	- 62.31	+ 83.89	+ 12.70	- 14.59	+ 17.68	- 35.91	- 18.92	+ 66.46	+ 9.77	- 40.29	- 43.29
b) Capitali assicurati											
30 - 34	- 62.58	+ 39.01	+ 15.49	- 48.59	- 35.66	- 39.30	- 5.88	+ 1.33	- 11.00	- 18.82	- 61.16
35 - 39	- 58.42	+ 19.52	+ 50.85	- 32.84	- 32.72	- 42.29	2.61	+ 9.18	+ 2.40	- 20.08	- 52.23
40 - 44	- 57.51	+ 14.69	+ 29.63	- 17.14	+ 4.05	- 28.30	8.80	+ 11.76	- 15.97	- 25.99	- 32.65
45 - 49	- 62.16	+ 46.05	+ 24.81	- 14.82	+ 10.20	- 29.93	4.11	+ 26.46	+ 7.59	- 25.66	- 41.00
50 - 54	- 59.08	+ 55.96	+ 38.06	- 2.54	+ 25.34	- 38.14	11.64	+ 40.07	- 16.67	- 38.42	- 32.37
55 - 59	- 52.01	+ 54.21	+ 21.51	+ 1.30	+ 16.90	- 33.52	7.75	+ 51.74	+ 11.58	- 48.53	- 49.44
60 - 64	- 62.31	+ 78.98	+ 9.65	- 16.93	+ 14.48	- 37.64	- 21.14	+ 61.93	+ 62.64	- 41.73	- 44.82

sostanzialmente analogo nei due quinquenni, e andamento ancora analogo avrebbero le spezzate per il 22-26 che non riportiamo per brevità. Tutto ciò dimostra che sul fenomeno hanno grande influenza le cause sistematiche, ovvero che l'andamento stesso non è dovuto al caso. Si può osservare inoltre che nel 1927-31 i quozienti relativi ai capitali, si discostano abbastanza sensibilmente dalle spezzate relative ai contratti, nel senso che i primi risultano quasi sempre nettamente superiori ai secondi. Nel 1932-36 il distacco è molto meno marcato: risulta per tanto confermato anche per questo riguardo (cfr. § 4 e 6) che nel 1927-31 l'antiselezione per capitale si è fatta sentire in modo più marcato rispetto al successivo quinquennio.

Considerando complessivamente i due quinquenni 1927-31 e 1932-36, si possono raggruppare nel modo seguente i gruppi di cause di morte:

1) Cause di morte per le quali i quozienti degli assicurati sono a tutte o quasi tutte le età *superiori* a quelli della popolazione (altre malattie infettive, tumori maligni, sistema genito urinario, suicidio solo per il 1927-31).

2) Cause di morte per le quali i quozienti degli assicurati sono a tutte o quasi tutte le età *inferiori* a quelli della popolazione (tubercolosi, apparato respiratorio, altri morti violente, tutte le rimanenti cause di morte).

3) Cause di morte per le quali i quozienti degli assicurati sono nelle età giovanili *inferiori*, e nelle età più avanzate, in generale, *superiori* a quelli della popolazione (sistema nervoso, apparato circolatorio).

4) Cause di morte per le quali i quozienti degli assicurati non hanno andamento sufficientemente deciso rispetto a quelli della popolazione generale (apparato digerente, suicidio per il 1932-36).

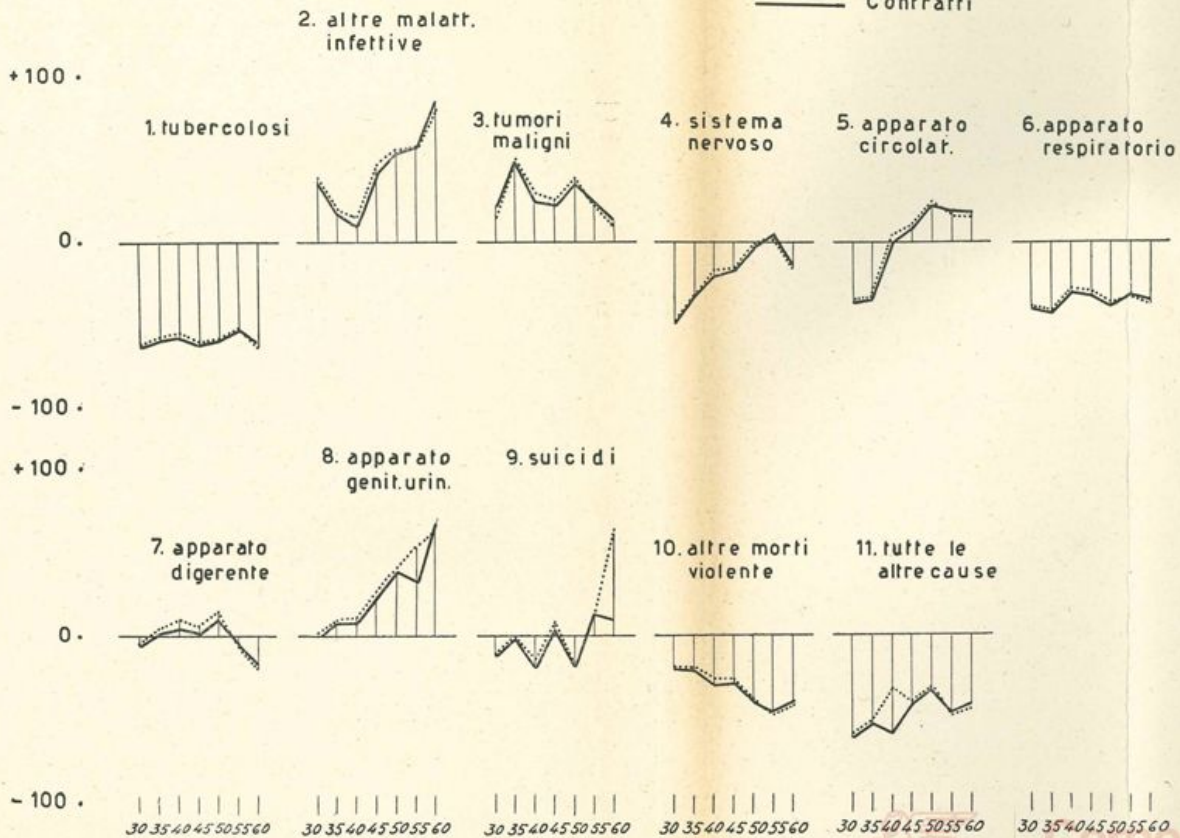
Orbene, per cercare di interpretare correttamente questi fatti, e prima di procedere all'analisi di ogni gruppo di causa di morte, conviene tenere presenti anzitutto le seguenti circostanze:

1) Poichè la massa degli assicurati, come si è visto (cfr. § 10, tab. 14), è costituita in prevalenza dalla classe più elevata eco-

CONFRONTO DELLA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI (1932-36) CON LA MORTALITA' PER CAUSE DELLA POPOLAZIONE M. (1930-32) ..

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

..... Capitali
 — Contratti



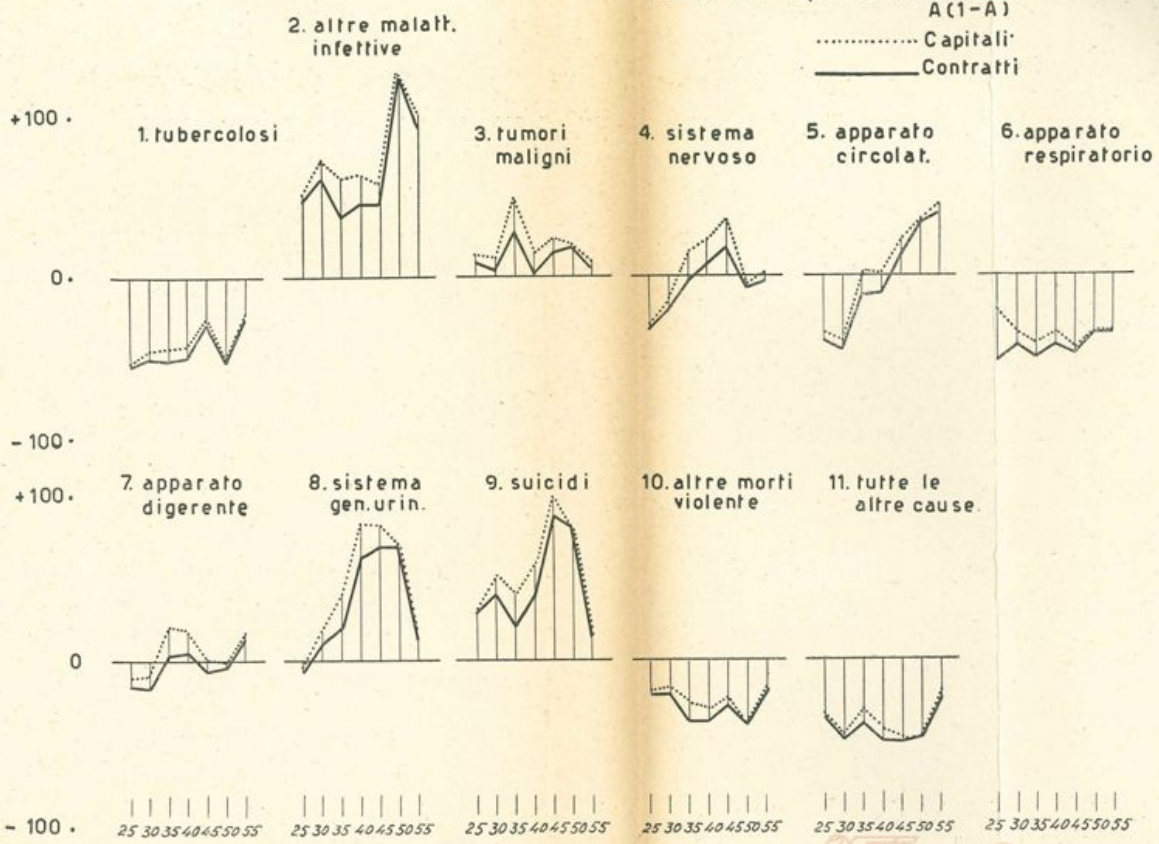


Corporate Heritage
& Historical Archive

CONFRONTO DELLA MORTALITA' PER CAUSE DEGLI ASSICURATI (1927-31) CON LA MORTALITA' PER CAUSE DELLA POPOLAZIONE M. (1930-32) ...

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

..... Capitali
 ——— Contratti



Corporate Heritage & Historical Archive



Corporate Heritage
& Historical Archive

nomicamente e socialmente della popolazione (industriali, commercianti, professionisti, impiegati, ufficiali ecc.), la mortalità degli assicurati, tenderà, per questo solo fatto, ad essere inferiore a quella della popolazione generale nella quale le categorie inferiori, hanno un'importanza relativa di gran lunga maggiore. Inoltre, la diversa composizione per strato economico e sociale degli assicurati, spiegherà la minore mortalità degli assicurati stessi per alcune malattie sociali come la tubercolosi che colpisce, com'è noto, in prevalenza gli appartenenti alle classi inferiori.

2) La massa degli assicurati è selezionata dalla visita medica che ha eliminato i soggetti tarati. Questo fatto tenderebbe anche a far risultare più bassa la mortalità degli assicurati: ma bisogna considerare che, l'effetto della selezione medica va affievolendosi nel tempo: è forte nel 1° e 2° anno; è ancora apprezzabile in qualche caso nel 3° e 4° anno di assicurazione, ma dopo diviene praticamente nullo. Ora, poichè i quozienti generici dai quali furono desunti i quozienti specifici di mortalità si riferiscono a una tavola aggregata, si deve tener presente che l'effetto selezionante della visita medica si fa sentire più vivamente nelle età giovanili fra le quali abbondano i nuovi assicurati; mentre al contrario, col crescere dell'età l'effetto della selezione va gradatamente scomparendo perchè di pari passo va aumentando l'importanza relativa dei contratti stipulati da molto tempo.

3) La tendenza degli individui tarati ad entrare in assicurazione può assumere maggiore o minore importanza nelle diverse malattie, nel senso che per alcune malattie o predisposizioni morbose la selezione all'ingresso può risultare più o meno efficace a seconda del grado di diagnosticabilità delle malattie stesse. Così ad esempio, se si possono con una certa relativa facilità diagnosticare anomalie cardiache o del sistema circolatorio (pressione arteriosa ecc.), non è altrettanto facile la diagnosi di una neoplasia allo stato iniziale, specialmente quando l'assicurato ha interesse a fuorviare l'indagine clinica.

§ 18. — *I singoli gruppi di cause di morte fra gli assicurati e nella popolazione.*

Tenendo presenti le osservazioni del precedente §, possiamo passare in rassegna i vari gruppi di cause.

1. *Tubercolosi.* — Il fatto che gli assicurati presentano nei tre quinquenni mortalità notevolmente inferiore a quella della popolazione nel 1930-32, sembra potersi spiegare considerando a) che la massa degli assicurati è reclutata nelle categorie sociali nelle quali la tbc. è meno diffusa e soprattutto meno letale; b) che attualmente la tbc. è ben diagnosticabile anche negli stadi iniziali della malattia, sicchè la selezione all'ingresso risulterebbe particolarmente efficace. Questo secondo punto troverebbe conferma in alcune esperienze di compagnie norvegesi, dalle quali risulta che nei primi 5 anni di assicurazione si ha una mortalità per tbc. molto inferiore a quella che si registra nei successivi anni di assicurazione: cosa, questa, che sta a dimostrare la buona efficacia selettiva della visita medica per questa malattia (1).

Al contrario, per la grande esperienza americana della « Metropolitan », la maggiore mortalità degli assicurati rispetto alla popolazione, si spiega considerando che nella massa degli assicurati americani sono largamente rappresentate le classi lavoratrici a basso reddito delle città industriali (2).

2. *Altre malattie infettive.* — Questo gruppo comprende le seguenti malattie: febbre tifoidea e paratifo, tifo petecchiale, vaiolo, scarlattina, tosse convulsa, difterite, influenza, sifilide, infezione purulenta e setticemia non puerperali, malaria, altre malattie infettive e parassitarie. Si può fare l'ipotesi che la netta superiorità della mortalità degli assicurati per queste malattie sia originata dal fatto che, attraverso la selezione operata all'ingresso, riescono ad infiltrarsi individui che, pur non essendo

(1) FR. LANGE NIELSEN, *The mortality within some groups of substandard risks*, ecc., cit. in « Skandinavisk Aktuarietidskrift », 1931, H. 1-2, pag. 60.

(2) L. I. DUBLIN & A. J. LOTKA, *op. cit.*, pag. 91.