

1

A. BENEDEUCE

LE VARIAZIONI DI MORTALITÀ SECONDO GLI ANNI DI ETÀ

Dal GIORNALE DEGLI ECONOMISTI

(Vol. XXXV, Serie 2ª, novembre 1907)

ROMA

DIREZIONE DEL *GIORNALE DEGLI ECONOMISTI*

MONTE SAVELLO - PALAZZO ORSINI

1907



Corporate Heritage
& Historical Archive

A. BENEDEUCE

LE VARIAZIONI DI MORTALITÀ SECONDO GLI ANNI DI ETÀ

Dal **GIORNALE DEGLI ECONOMISTI**

(Vol. XXXV, Serie 2ª, novembre 1907)

ROMA

DIREZIONE DEL *GIORNALE DEGLI ECONOMISTI*

MONTE SAVELLO - PALAZZO ORSINI

—
1907

LE VARIAZIONI DI MORTALITÀ SECONDO GLI ANNI DI ETÀ

La comparazione fra le condizioni di vitalità per uno stesso paese, in due periodi di osservazione differenti, o in due distinti paesi, per lo stesso periodo di osservazione, non può esser fatta senza tener conto delle variazioni nella composizione per età delle popolazioni delle quali si vogliono confrontare le resistenze alle cause di morte. Né è sufficiente il confronto fatto per determinate età, poichè, ad esempio, una maggiore mortalità nelle età più avanzate, quando sia preceduta da una minore mortalità nelle età virili, può essere indizio di miglioramento anzichè di peggioramento nelle condizioni vitali della popolazione che si considera; come una minore mortalità infantile, quando sia seguita da incremento di probabilità di morte nelle età dell'adolescenza, è indice di svantaggio per l'economia sociale anzichè indizio di progresso. Il migliore materiale di confronto è dunque, pel fenomeno in esame, quello fornito dalle tavole di sopravvivenza calcolate sulla base di osservazioni compiute per uno stesso paese a date differenti, o per differenti paesi su rilevazioni compiute in periodi contemporanei. Incidentalmente, in un precedente studio (1), mi ero riferito a tale confronto per affermare, per quasi tutti gli Stati europei, che il miglioramento, nel tempo, delle condizioni di vita delle popolazioni si riflette in tutte le età; sì che i miglioramenti economici e demografici tendono ad avviare sempre più la mortalità, nei vari stadi della vita, lungo il cammino normale segnato dalla curva di Lexis.

L'importanza economica e sociologica della questione ed il consiglio di persona sommamente autorevole in materia mi hanno invogliato a riprendere, con maggiore accuratezza, l'esame della questione, specialmente in rapporto alle variazioni di mortalità negli anni di età susseguenti al periodo dell'infanzia.

(1) Cfr. Giornale degli economisti. Agosto 1907, pag. 698 e seg.

Nell'ultimo trentennio, in tutti gli Stati d'Europa, è stata notevolissima la diminuzione di mortalità verificatasi tanto nel primo anno di età quanto nei successivi quattro anni. Ci si propone ora il quesito: la diminuzione di mortalità verificatasi nei primi 5 anni di vita non ha aggravato la mortalità posteriore a nessuna età? In altri termini: essendosi salvati m, n, p, q, r , individui, che prima morivano all'età di anni 1, 2, 3, 4, 5, si sono questi mostrati *altretanto* resistenti alle cause di morte, negli anni successivi, *quanto* lo erano e lo sarebbero i soli superstiti del macello che si ha tra 0 e 5 anni?

La risoluzione del quesito sarebbe di molto facilitata, se si avessero tavole di sopravvivenza calcolate su osservazioni rigorosamente compiute per una stessa generazione, o se si avessero tavole di sopravvivenza calcolate con metodo uniforme per uno stesso paese, in periodi successivi di osservazione, non molto ampi; ma mentre le prime rappresentano tuttora una lacuna della demografia, è, poi, praticamente possibile adoperare le altre, soltanto per la Svezia, per periodi di osservazione posteriori al 1861, come si vedrà meglio in seguito.

E' necessario ricercare quindi una soluzione semplice e rigorosa, — per quanto è possibile pretendere rigore nei limiti di approssimazione ai quali fa d'uopo arrestarsi —, contingente alle elaborazioni delle tavole di sopravvivenza delle quali disponiamo. Esporremo dapprima tale risoluzione algebrica, indi studieremo i risultati delle applicazioni di essa alle schiere di sopravvivenenti in tempi differenti e nei vari paesi d'Europa; procureremo, infine, di presentare qualche indagine d'indole economica sui risultati della questione che ci occupa, riferendoci in principal modo all'industria delle assicurazioni sulla vita ed alle correlazioni esistenti fra variazioni del costo dell'uomo adulto e variazioni di mortalità infantile.

*
*
*

Si abbiano due tavole di sopravvivenza della stessa popolazione, calcolate sulla base di dati raccolti in periodi di osservazione t e t_1 , sufficientemente distanti; siano all'età x rispettivamente S_x, S'_x i sopravvivenenti da una generazione di 100,000 nati, e sia $S'_x > S_x$, sì che, fino all'età x , si abbia nel periodo t_1 , considerato un risparmio di vite misurato da $S'_x - S_x$. Come influisce la minore selezione

verificatasi fino all'età x , nella generazione considerata, sui coefficienti di mortalità negli anni di età successivi ad x ? All'età $x + I$, si abbiano rispettivamente

$$S'_{x+1} \text{ ed } S_{x+1}$$

sopravvivenuti, e sia p_{x+1} il coefficiente di probabilità di morte dall'età x ad $x + I$, calcolato sulla base di dati nel periodo di osservazione t ; se la resistenza organica alle cause di morte, nei limiti di età da x ad $x + I$ anni, rimanesse *invariata* dal periodo d'osservazione t al periodo d'osservazione t_1 , dovrebbe essere verificata l'uguaglianza

$$S'_{x+1} - S_{x+1} = S'_x - S_x - p_{x+1}(S'_x - S_x);$$

se tale eguaglianza non è verificata, sarà

$$S'_{x+1} - S_{x+1} \gtrless S'_x - S_x - p_{x+1}(S'_x - S_x);$$

ai sensi di questa disuguaglianza corrisponde *resistenza* alle cause di morte, entro un anno, dei sopravvivenuti S'_x , *maggiore* o *minore* di quella verificatasi, al tempo t , pei sopravvivenuti S_x .

Poniamo

$$\delta = S'_{x+1} - S_{x+1} - [(S'_x - S_x) - p_{x+1}(S'_x - S_x)];$$

evidentemente secondo che è $\delta \gtrless 0$ si ha un *maggiore* od un *minore risparmio di vite* da x ad $x + 1$ anni; e però $\frac{\delta}{S'_x}$ misura il *coefficiente di risparmio di vite*, tenuto conto della maggiore selezione, ma ammessa, implicitamente, l'uguaglianza nei due periodi di osservazione t e t_1 , delle condizioni di ambiente esterno di vita. Ma si può obiettare: sono appunto le mutate condizioni di ambiente esterno che determinano, in massima parte, la minore mortalità nell'infanzia e nell'adolescenza; e però la comparazione, fatta senza tener conto delle variazioni di esse, rischia di riuscire erronea precisamente pel fatto che la diminuzione di mortalità verificatasi per effetto dei progressi igienici, terapeutici, ecc., potrebbe mascherare l'incremento di mortalità negli anni successivi all'età infantile, dovuto alla minore selezione. Quale la misura di questo *coefficiente di riduzione* della mortalità dovuta, per esprimermi in forma sin-

tetica, alle forze naturali che l'uomo è già riuscito a dominare od a rendere meno offensive?

Certo, esso dovrebbe variare con l'età, poichè mentre i progressi dell'igiene e della terapia, la migliore assistenza medica, le grandi opere di risanamento riescono a mitigare potentemente se non a debellare gli effetti deleteri delle malattie causate da insalubrità del suolo o dell'abitato, dalla miseria o dall'ignoranza, che agevola, in principal modo, la diffusione delle malattie infettive, è fuor di dubbio che il progredire della civiltà, con tutti i fenomeni che le sono propri, dall'accrescersi dei bisogni all'incremento delle grandi industrie, dall'intensità con cui si partecipa alla vita all'urbanesimo, porti ad un più intenso logorio dell'organismo e nei primi anni della giovinezza e nell'ulteriore periodo della vita, economicamente produttivo. In modo che, in quasi tutti gli Stati d'Europa, noi vediamo la patologia del gruppo di morti nel periodo della giovinezza (15-30 anni) dominata dalle varie affezioni tubercolari, dalle polmoniti, dalle febbri tifoidi, dalle malattie celtiche e poi dalle morti violente: omicidio, suicidio, infortunio sul lavoro; e nell'età media (30-34 anni) vediamo dominare poi le morti causate da epatiti, da nefriti, dall'alcoolismo (1). Ma la determinazione delle variazioni del coefficiente di riduzione, volendo tener conto del maggior numero di condizioni sotto le quali si svolge la vita, nel tempo, non è cosa agevole, nè può essere indipendente, almeno allo stato attuale delle indagini statistiche, dall'apprezzamento soggettivo; pertanto, ritenendo opportuno che sui risultati che otterremo pesi il meno possibile l'arbitrio, ci metteremo nelle *condizioni più sfavorevoli*, per ricercare se e quanto le variazioni di mortalità nell'infanzia aggravino la mortalità nell'adolescenza e nelle età virili. A tal uopo assumiamo l'intero miglioramento delle condizioni di vitalità verificatosi fra 0 e 5 anni quale misura dell'influenza delle migliorate condizioni dell'ambiente esterno di vita, sulla riduzione dei coefficienti di probabilità di morte alle singole età.

Se S'_5 ed S_5 sono i sopravvissuti a 5 anni da una generazione egualmente numerosa, soggetta in due distinti periodi di osservazione a mortalità differente, evidentemente il risparmio di vite

(1) Cfr. RASERI. *La mortalità nei vari stadi della vita*, Bull. de l'Inst. Int. de Stat., tome XI, 2^{ème} liv., pag. 280 e seg.

$(S'_s - S_s)$ misura il miglioramento conseguito, sì che il coefficiente di riduzione di mortalità va raggugliato a

$$\frac{S'_s - S_s}{100,000 - S_s} = K.$$

Ciò posto, consideriamo la serie di sopravvivenuti alle singole età, calcolata sui dati delle osservazioni *al tempo t*, trasportata nelle condizioni di ambiente quali si verificavano per le osservazioni *al tempo t₁*; effettuate le proporzionali riduzioni di mortalità, determineremo una nuova serie di sopravvivenuti $S^{(t_1)}$ la quale differirà, per l'ipotesi fatta, dalla serie di sopravvivenuti S' , *al tempo t*, soltanto perchè in questa, a partire da una certa età, si è verificata una selezione minore.

Confrontiamo ora le due serie di sopravvivenuti; se si verificherà l'eguaglianza

$$S'_{x+1} - S^{(t_1)}_{x+1} = S'_x - S^{(t_1)}_x - p_{x+1}^{(t_1)} (S'_x - S^{(t_1)}_x),$$

dove

$$p_{x+1}^{(t_1)} = p_{x+1} - K p_{x+1} = p_{x+1} (1 - K),$$

potremo ritenere che, malgrado la differente selezione e l'ipotesi che le variazioni di condizioni nell'ambiente esterno agiscano con eguale efficacia sulla vitalità nell'età dell'infanzia, come nelle età adulte, vi sia *uguaglianza* di resistenza organica alle cause di morte nei sopravvivenuti all'età x , secondo le osservazioni *al tempo t* ed *al tempo t₁*; se poi si avesse

$$S'_{x+1} - S^{(t_1)}_{x+1} > S'_x - S^{(t_1)}_x - p_{x+1}^{(t_1)} (S'_x - S^{(t_1)}_x),$$

sarà legittimo affermare, sotto le condizioni innanzi indicate, che la serie S' presenta *maggiore* o *minore* resistenza naturale alle cause di morte che non la serie S ; la variazione di resistenza è misurata da $\frac{z'}{S'_x}$, dove

$$z' = S'_{x+1} - S^{(t_1)}_{x+1} - \left[S'_x - S^{(t_1)}_x - p_{x+1}^{(t_1)} (S'_x - S^{(t_1)}_x) \right].$$

Le formule che procurammo innanzi di illustrare furono applicate ai dati concernenti la sopravvivenza in Italia, Francia, Svizzera, Belgio, Prussia, Inghilterra, Norvegia.

Sarebbe stato opportuno riferirsi a successivi periodi di osservazione tali che, nel complesso, potessero comprendere un lungo intervallo di tempo, od anche — poichè è accertata la *progressiva* diminuzione della mortalità infantile dal 1871 in poi, in tutti gli Stati d'Europa — a periodi di tempo sufficientemente distanti, tali da permettere di poter meglio giudicare degli effetti della selezione sulla maggior parte della scala delle età; ma, fra gli Stati considerati, solo per l'Italia si hanno tavole costrutte sulla base del metodo demografico o del Wargentini, e che si riportano ad un trentennio dall'ultimo periodo di osservazione; per gli altri Stati ci siamo dovuti riferire alle tavole di sopravvivenza calcolate sulla base delle condizioni di vita quali si verificavano nell'intorno del 1881 (1) ed a quelle recentemente pubblicate (2), che furono calcolate sui dati dell'ultimo censimento eseguito in ciascuno Stato, e sul numero dei morti, entro un periodo di tempo avente per anno medio l'anno del censimento. I metodi di calcolo delle tavole sopradette, pei due distinti periodi di osservazione considerati per ciascun paese, possono ritenersi sufficientemente omogenei ed uniformi.

I risultati ottenuti sono riportati nelle tabelle da I a VIII.

(1) Cfr. BODIO. *Quelques renseignements sur les conditions hygiéniques et sanitaires de l'Italie*. Bulletin de l'Institut international de statistique. Tome II, 1^{ère} livr., pag. 272 e seg.

(2) Cfr. *Movimento della popolazione secondo gli atti dello Stato civile nell'anno 1905*. Appendice, pag. 11 e seg.

TAB. I. — Italia.

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{s}{s'}$ Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	$\frac{s'}{s}$ Coefficiente di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	Periodi di osservazione			
	1872-74	1897-904		
1	78,408	83,116	(a) 35.88	(b) 6.54
2	69,594	76,755	20.59	6.31
3	65,786	74,135	16.19	7.00
4	63,470	72,725	13.32	6.45
5	61,798	71,778	12.79	7.06
6	60,441	71,120	10.07	5.48
7	59,378	70,586	7.43	3.98
8	58,594	70,179	7.14	4.05
9	57,900	69,849	6.31	3.57
10	57,293	69,558	5.53	3.15
12	56,329	69,081	3.04	1.37
15	55,227	68,353	2.75	0.95
20	53,190	66,623	2.54	0.16
25	50,582	64,363	3.20	0.50
30	48,013	62,080	3.52	0.55
35	45,454	59,819	3.94	0.92
40	42,758	57,461	4.50	1.06
45	39,850	54,896	5.60	1.58
50	36,634	52,081	7.32	2.27
55	32,896	48,597	8.15	1.84
60	28,623	44,148	10.28	0.96
65	23,065	37,697	12.58	— 1.10
70	16,801	29,435	14.36	— 6.52
75	10,348	19,201	0.29	— 27.7
80	5,407	9,828	— 2.16	— 43.07

TAB. II. — *Austria.*

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\delta}{s}$	$\frac{\delta'}{s'}$
	Periodi di osservazione		Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficiente di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- to, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1882-80	1897-904		
1	74,913	78,204	(a) 21.15	(b) 5.03
2	68,783	73,459	18.10	8.59
3	65,462	71,242	11.35	5.27
4	63,181	69,853	14.63	9.06
5	61,394	68,900	11.04	6.49
6	59,976	68,069	8.29	4.76
7	58,902	67,414	5.12	2.61
8	58,152	66,901	5.04	2.81
9	57,494	66,482	4.41	2.46
10	56,925	66,118	3.57	1.90
12	56,045	65,501	1.84	0.73
15	55,073	64,771	2.22	1.00
20	53,210	63,140	2.06	0.35
25	50,565	60,897	3.80	1.51
30	47,709	58,509	3.28	1.02
35	45,041	56,064	2.14	0.11
40	42,305	53,371	3.53	0.76
45	39,205	50,432	3.39	0.20
50	35,691	46,957	5.75	1.36
55	31,498	42,781	4.87	— 0.47
60	26,678	37,566	9.35	1.28
65	21,029	30,995	3.46	— 6.78
70	15,029	23,012	11.23	— 5.38
75	9,010	14,698	— 1.63	— 23.33
80	4,352	7,341	17.71	— 16.36

TAB. III. — Prussia.

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\delta}{s'x}$	$\frac{\delta'}{s'x}$
	Periodi di osservazione		Coefficients di risparmio divite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficients di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1881-83	1897-904		
1	79,220	80,632	(a) 17.88	(b) 6.88
2	73,970	76,730	16.03	10.20
3	71,370	75,263	12.08	8.08
4	69,650	74,358	8.64	5.73
5	68,430	73,698	8.88	6.39
6	67,403	73,246	7.18	5.10
7	66,560	72,856	5.34	3.68
8	65,894	72,516	4.74	3.27
9	65,311	72,219	4.14	2.87
10	64,809	71,963	3.40	2.32
12	64,041	71,535	1.64	0.94
15	63,210	70,987	1.50	0.73
20	61,623	69,630	1.39	0.38
25	59,554	67,894	2.09	0.84
30	57,104	65,983	3.63	2.02
35	54,206	63,895	3.34	1.57
40	51,355	61,342	1.95	0.14
45	48,563	58,390	1.52	— 0.61
50	45,224	54,778	3.07	+ 0.08
55	40,712	50,333	4.18	+ 0.14
60	35,107	44,767	8.38	+ 2.23
65	28,217	37,652	6.72	— 1.60
70	20,530	28,917	15.54	+ 2.21
75	12,604	19,492	9.27	— 8.50
80	6,546	10,544	7.70	— 17.38

TAB. IV. — *Inghilterra e Galles.*

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\delta}{\delta'x}$	$\frac{\delta'}{\delta'x}$
	Periodi di osservazione		Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 10000 superstiti alle singole età	Coefficiente di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 10000 superstiti alle singole età
	1881-82	1897-004		
1	85,481	85,012	(a) 11.87	(b) 7.42
2	80,603	81,169	7.92	5.91
3	78,523	79,718	5.30	3.99
4	77,203	78,800	4.08	3.10
5	76,258	78,137	5.05	4.25
6	75,451	77,725	3.63	3.00
7	74,838	77,375	2.12	1.66
8	74,393	77,079	2.05	1.63
9	73,991	76,820	2.02	1.64
10	73,631	76,602	1.70	1.36
12	73,034	76,225	1.05	0.80
15	72,264	75,728	1.46	1.14
20	70,601	74,532	1.62	1.19
25	68,501	73,008	2.38	1.84
30	65,959	71,236	2.53	1.80
35	63,053	68,968	2.61	1.81
40	59,651	66,137	2.20	1.28
45	55,875	62,644	2.05	0.90
50	51,584	58,371	0.88	— 0.45
55	46,636	53,439	4.98	+ 3.08
60	40,591	47,364	— 1.07	— 3.44
65	33,599	39,224	+ 1.33	— 2.35
70	25,461	29,917	+ 0.44	— 4.61
75	17,228	20,507	+ 6.73	— 0.81
80	9,558	11,790	— 8.56	— 18.35

TAB. V. — *Belgio.*

Età (anni)	Numero dei sopravvissuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\delta}{s'}$	$\frac{\delta'}{s}$
	Periodi di osservazione		Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficiente di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1881-83	1897-904		
1	84,680	84,765	(a) 17.13	(b) 10.01
2	80,028	81,560	12.11	8.43
3	77,754	80,230	5.54	3.45
4	76,503	79,384	3.93	2.45
5	75,628	78,788	4.28	3.05
6	74,910	78,377	3.15	2.17
7	74,343	78,031	1.92	1.19
8	73,924	77,742	1.93	1.26
9	73,542	77,490	1.98	1.37
10	73,196	77,278	1.80	1.25
12	72,609	76,920	1.18	0.75
15	71,797	76,412	1.83	1.24
20	69,907	74,984	1.30	0.48
25	67,490	72,978	1.97	0.98
30	64,813	70,895	2.68	1.56
35	61,936	68,645	2.19	0.97
40	58,873	66,084	2.83	1.39
45	55,497	63,163	2.02	0.41
50	51,733	59,574	2.48	0.37
55	47,236	55,081	1.05	— 1.46
60	41,913	49,578	4.36	0.41
65	35,079	42,396	0.48	— 4.63
70	27,095	33,416	6.77	— 1.87
75	18,096	22,991	— 3.50	— 14.96
80	10,072	12,852	0.19	— 18.41

TAB. VI. — Francia.

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\sigma}{s'}$	$\frac{\sigma'}{s'}$
	Periodi di osservazione		Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficiente di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1880-82	1897-904		
1	83,698	84,985	(a) 20.39	(b) 11.77
2	79,246	82,197	8.08	3.84
3	77,172	80,710	4.04	1.55
4	75,988	79,798	3.12	1.30
5	75,135	79,151	3.93	2.34
6	74,399	78,687	3.32	1.97
7	73,779	78,292	2.56	1.44
8	73,269	77,952	2.44	1.40
9	72,801	77,644	2.31	1.36
10	72,372	77,366	2.17	1.30
12	71,632	76,878	1.32	0.61
15	70,622	76,137	1.63	0.75
20	68,474	74,207	0.48	— 0.71
25	65,743	71,551	1.63	+ 0.15
30	62,663	68,926	2.19	+ 0.61
35	59,644	66,155	1.05	— 0.58
40	56,609	63,148	1.21	— 0.58
45	53,391	59,888	0.80	— 1.23
50	49,892	56,140	0.81	— 1.70
55	45,754	51,741	0.79	— 2.47
60	40,765	46,293	1.19	— 3.40
65	34,466	39,295	0.19	— 6.54
70	26,826	30,474	— 0.71	— 10.90
75	18,275	20,563	— 7.96	— 22.97
80	10,362	10,729	— 20.41	— 42.38

TAB. VII. — Svizzera.

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{\sigma}{\sigma'}$	$\frac{\sigma'}{\sigma}$
	Periodi di osservazione		Coefficiente di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficiente di aumentata real- sistenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1881-83	1897-004		
1	81,532	86,182	(a) 12.44	(b) 1.70
2	78,522	84,072	9.22	3.35
3	76,939	83,152	8.36	3.74
4	75,719	82,528	7.77	3.93
5	74,719	82,079	6.10	2.96
6	73,912	81,693	4.30	1.86
7	73,293	81,360	2.47	0.73
8	72,855	81,075	2.33	0.74
9	72,456	80,820	2.20	0.75
10	72,006	80,596	1.78	0.48
12	71,489	80,182	1.03	0.02
15	70,682	79,558	1.14	— 0.14 ^a
20	68,899	77,895	1.06	— 0.77
25	66,524	75,746	1.73	— 0.51
30	63,870	73,430	2.16	— 0.38
35	60,978	70,876	2.23	— 0.71
40	57,762	67,875	1.99	— 1.48
45	54,179	64,321	2.06	— 2.01
50	50,200	60,202	2.02	— 3.08
55	45,433	54,768	2.59	— 4.50
60	39,338	48,332	5.44	— 5.07
65	31,713	40,121	5.56	— 9.66
70	23,115	30,148	9.16	— 13.95
75	14,147	19,619	12.73	— 21.09
80	6,875	10,195	15.61	— 33.13

TAB. VIII. — *Norvegia.*

Età (anni)	Numero dei sopravvivenuti da una generazione di 100,000 nati		$\frac{z}{s \cdot x}$	$\frac{z'}{s' \cdot x}$
	Periodi di osservazione		Coefficients di risparmio di vite, fra i due periodi di osserva- zione considerati, per ogni 1000 superstiti alle singole età	Coefficients di aumentata resi- stenza organica, fra i due pe- riodi di osservazione consi- derati, tenuto conto delle mutate condizioni di ambien- te, per ogni 1000 superstiti alle singole età
	1871/72-1880/81	1896-902		
1	89,569	91,618	(a) 6.7	(b) 1.9
2	86,402	88,985	8.7	3.7
3	84,610	87,915	6.9	3.3
4	83,345	87,199	5.5	2.6
5	82,365	86,649	4.3	2.1
6	81,627	86,244	2.7	1.0
7	81,038	85,854	2.3	0.8
8	80,545	85,826	1.7	0.4
9	80,123	85,223	1.3	0.2
10	79,752	84,939	1.0	0.0
12	79,090	84,376	0.6	— 0.3
15	78,142	83,484	0.3	— 0.8
20	75,926	81,227	0.6	— 1.2
25	73,029	78,438	0.9	— 1.1
30	70,123	75,658	0.8	— 1.2
35	67,309	72,859	0.6	— 1.5
40	64,345	69,927	1.0	— 1.3
45	61,310	67,029	1.5	— 1.0
50	58,025	64,067	2.5	— 0.5
55	54,212	60,569	2.7	— 1.1
60	49,645	56,245	1.5	— 3.7
65	43,696	49,978	4.5	— 3.3
70	36,074	42,464	8.4	— 3.2
75	26,975	33,241	10.7	— 7.1
80	17,134	22,397	10.5	— 16.0

Per la Svezia, avendosi tavole costruite col metodo demografico sulla base dei dati raccolti in periodi d'osservazione decennali dal 1861 in poi (1), ci fu possibile seguire in tre periodi distinti, — trascurando, ben s'intende, l'effetto dei movimenti migratori — le condizioni di vitalità da 0 a 20 anni di una stessa generazione. Ragionammo come appresso: Dal numero medio di sopravvivenuti ad x anni nel periodo di osservazione 1861-70 proviene il numero medio di sopravvivenuti a $x + 10$ anni nel periodo di osservazione 1871-80, e però alla schiera di sopravvivenuti a $x + 10$ anni da quella generazione fa d'uopo applicare il coefficiente di probabilità di morte da $x + 10$ ad $x + 11$ anni, calcolato sulla base delle osservazioni nell'ultimo decennio considerato, se si vuole ottenere la schiera dei sopravvivenuti ad $x + 11$ anni appartenenti alla generazione cui ci riferiamo. In tal guisa furono calcolati i sopravvivenuti da 11 a 20 anni per distinte generazioni, le quali erano state soggette a selezioni di intensità decrescente col tempo; potemmo quindi con maggiore esattezza, applicando la seconda formula soprariportata, determinare le variazioni di mortalità, in rapporto alle variazioni di misura nella selezione. Un calcolo del tutto analogo fu fatto per determinare il numero dei sopravvivenuti da 6 a 10 anni, sulla base dei coefficienti di probabilità di morte calcolati pel periodo 1898-1903, applicati alle schiere di sopravvivenuti da 0 a 5 anni, secondo le osservazioni fatte nel periodo 1891-1900, e per studiarne le variazioni di resistenza alle cause di morte.

I risultati sono riportati nella tabella IX.

(1) Befolknings-Statistik-Ny följd XII: 3, Stockholm, 1874, pag. 122.
 Id. id. id. XXII: 3 Id. 1885, » 106
 Id. id. id. XXXII: 3, Id. 1895, » 170.
 Statistik Tidskrift, 1904, N. 1. Stockholm, 1904, pag. 14.

L'esame delle colonne a) delle tabelle innanzi riportate ci permette di affermare che, in tutti i paesi d'Europa, le variazioni delle condizioni di vita nell'ultimo ventennio furono tali che, per ciascuna età, dall'infanzia fino all'intorno dell'età normale, secondo il concetto di Lexis, è diminuito il contributo relativo che ciascuna classe di esposti a morire è costretta a cedere alle forze disgregatrici della natura e dell'ambiente.

L'andamento generale della serie dei coefficienti di risparmio di vite, per ogni 1000 esposti a morire alle singole età, nei limiti di età sopra indicati, è del tutto analogo, per ciascuno Stato, alla corrispondente *curva mortuaria* — curva i cui punti hanno per ascisse le singole età e per ordinate rispettive i corrispondenti coefficienti di probabilità di morte —; in generale, quindi, i progressi della scienza, l'elevamento intellettuale ed economico della gran massa della popolazione incidono sulla intensità della forza di mortalità, nei singoli gruppi d'anni di età, in guisa da ridurne l'azione in modo *approssimativamente* proporzionale alla misura della forza stessa.

Riferendoci poi al numero dei morti a ciascun anno di età provenienti da una stessa generazione (ordinate dei punti della curva del Lexis), notiamo diminuzioni molto sensibili nel *gruppo dei morti in età immatura*, secondo la ripartizione del Pearson; variazioni meno sensibili, nello stesso senso che pel gruppo precedente, si hanno nel *gruppo delle morti premature* (è bene però tener presente che sull'ampiezza di tali variazioni influiscono quelle già notate nel gruppo precedente, poichè i due termini della differenza sono costituiti ciascuno da un prodotto in cui uno dei fattori, coefficiente di probabilità di morte, è determinato, in massima parte, dalle specifiche condizioni di vita dell'età che si considera, mentre la misura dell'altro fattore, sopravvivenuti alle singole età da una stessa generazione, varia in ragione inversa del diminuire della intensità della forza di mortalità nelle età che precedono quella che si considera); variazioni, poi, di ampiezza crescente con l'età, di senso opposto a quelle dei due gruppi precedenti — come necessariamente deve accadere, poichè la generazione si avvia alla sua estinzione — si hanno pel *gruppo normale dei morti*; sì che questo comprende, nel periodo di osservazione a noi più prossimo, una maggiore percentuale di morti sul totale della generazione che si considera. Tali variazioni di distribuzione dei morti secondo l'età concordano con l'andamento dei coefficienti

di risparmio di vite soprannotato, e indirettamente stanno a rafforzare che, secondo il concetto del Lexis, i miglioramenti nelle condizioni sanitarie pei vari paesi d'Europa hanno raggiunto il loro scopo sociale, e cioè di rendere sempre più elevata la percentuale dei morti dovuta all'inevitabile deperimento degli organi, in confronto al numero relativo di morti dovuto ad imperfezioni congenite, a malattie infettive, a predisposizioni ereditarie, a cause accidentali, a malattie professionali, all'insalubrità del suolo o dell'abitato.

Prima di passare all'esame dei risultati riportati nelle colonne *b*, riteniamo utile ricordare che i coefficienti di aumentata resistenza organica, in rapporto alle mutate condizioni di selezione, furono ottenuti considerando come incidenti egualmente, nella riduzione proporzionale dell'intensità della forza di mortalità alle singole età, le variazioni nelle condizioni di ambiente esterno di vita. Alle considerazioni già fatte sarà bene aggiungere che gli studi del Cauderlier sulla mortalità infantile nei vari paesi d'Europa, e particolarmente in Francia (1), quelli del Prinzing (2) e quelli recentissimi e notevoli del Jacquart (3) sulla mortalità infantile nelle Fiandre, stanno a provare come sulle variazioni di questa influiscano, con maggiore efficacia che non per le altre età, i progressi della scienza, dell'igiene e della diffusione dell'istruzione.

Pur effettuando in tale misura la riduzione, riscontriamo, ciò non ostante, variazioni positive di resistenza organica per tutte le età susseguenti all'infanzia fino all'intorno dei 60 anni in Italia, Austria, Prussia, Inghilterra e Galles, Belgio; in Francia, ad una prima variazione negativa nell'età dai 20 ai 22 anni succedono, poi, variazioni positive da quell'età fino ai 35 anni e di poi, per tutte le altre età, variazioni negative; mentre per la Svizzera e per la Norvegia si hanno variazioni negative da' 15 anni in su. Certo, questi ultimi tre paesi presentano condizioni di vitalità nelle età adulte ben diverse da quelle di tutti gli altri paesi d'Europa; e si

(1) Cfr. CAUDERLIER. *Les lois de la population en France*. Paris, 1902, pag. 100-106.

(2) Cfr. F. PRINZING. *Die Entwicklung der Kindersterblichkeit in den Europäischen Staaten*. In *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 17, pag. 577 o seg.

(3) Cfr. C. JACQUART. *La mortalité infantile dans les Flandres*. Bruxelles, 1907, pag. 31 a 36.

noti che le variazioni nella mortalità infantile non sono per questi paesi di maggiore entità che non per gli altri Stati considerati. L'ufficio di statistica della Francia ha pure rilevato questo contributo eccezionale che gli adulti portano alla mortalità generale nei paesi suddetti, la quale è pure fra le più basse delle regioni europee; esso ne attribuisce la causa al servizio militare per gli uomini ed alle morti derivanti dal parto per le donne (1); tali ragioni se possono servire di sufficiente spiegazione per la Francia, hanno ben scarso valore per la Norvegia e per la Svizzera. E' necessario pertanto ricorrere ad altri indici che ci illuminino sulle cause di mortalità nei paesi cui sopra ci riferiamo. Anzitutto, che la mortalità elevata nelle età adulte non sia l'effetto della minore selezione nell'età infantile lo prova il fatto che mentre in Francia ed in Norvegia il tasso di mortalità per 10,000 persone di sesso maschile fra 15 e 24 anni è più alto e di molto (rispettivamente 73, 79) di quello che si calcola per tutti gli altri paesi di Europa (massimo, 65, Italia; minimo, 46, Inghilterra), il tasso di mortalità, negli stessi limiti di età, per 10,000 donne (65 e 61) è più basso di quello che si calcola per l'Austria (75), per l'Italia (68), per la Russia (67); e mentre negli altri Stati quei tassi di mortalità, pei due sessi sono pressochè eguali, in quelli invece presentano la massima divergenza. Fa d'uopo, perciò, nell'interferenza delle cause naturali e sociali che influiscono sulla misura della resistenza alle cause di morte, procurare di discernere, se non nella misura, almeno nella direzione, l'intensità del fattore ambiente sulla mortalità nella giovinezza.

Riconosciamo che è fondata la diffidenza con cui si accolgono comparazioni fra statistiche nosologiche dei vari paesi e però non scendiamo a dettagli comparativi; pel nostro scopo, ci sarà sufficiente di additare soltanto — fatto riconosciuto anche dall'Ufficio di statistica francese — che per la Francia, la Svizzera e per la Norvegia, la patologia del gruppo dei morti in età prematura è dominata prevalentemente, in confronto degli altri paesi, dalle malattie che trovano ragione efficiente di intensità nella loro aggressione, principalmente in cause sociali di indebolimento organico o di distruzione dell'individuo, quali la tubercolosi,

(1) Cfr. *Mouvement de la population*. Année 1904. Paris, 1906, pag. 162.

le malattie degli apparati respiratorii, le malattie nervose, fra cui tutte le forme dipendenti da alcoolismo, le morti per cancro, le morti violente (infortuni, suicidi) (1).

Non insistiamo più oltre su tale argomento perchè lo svolgimento ci porterebbe ben lungi dai limiti strettamente demografici nei quali ci conviene rimanere. Non ha questo scritto per iscopo la dimostrazione assoluta di una tesi; esso vuol presentare agli studiosi dei risultati che indichino, con relativa esattezza, come i miglioramenti igienici ed economici, la maggiore coltura, le grandi opere di risanamento, riducendo la mortalità clinica e combattendo la diffusione delle malattie, riescono a salvare da morte immatura, con rilevante maggior frequenza, dei bambini sani e vitali, i quali continuano a vivere, nell'adolescenza e nella giovinezza, con invariata se non aumentata resistenza organica alle cause di morte, che non dei bambini la cui costituzione organica era troppo deficiente perchè essi salvati da un primo assalto, forse da un secondo, potessero avere vita normale.

Le colonne *a*) e *b*) delle tabelle da I a VIII e la tabella IX per la Svezia ci sembra che provino a sufficienza come il primo caso sopra accennato primeggi tanto sul secondo che ne assorbe ogni effetto; sì che le variazioni negative, nel tempo, nei vari paesi considerati, dei coefficienti di probabilità di morte nell'infanzia non determinano l'apporto fra le classi di superstiti nelle età successive di quei *non valori*, secondo l'assoluta applicazione della legge di selezione dei Darwinisti, che riuscirebbero solo ad aumentare la mortalità nell'età dell'adolescenza (2).

(1) Cfr. *Mouvement de la population*. Année 1904, pag. 327-35.

(2) Una prova indiretta, non certo scevra di possibili errori per la inesattezza delle dichiarazioni mediche, della fallacia della teorica dei selezionisti ad oltranza, i quali vorrebbero statuire che ogni diminuzione nella mortalità infantile abbia per effetto di strappare alla morte organismi deboli, i quali non resisteranno alle future aggressioni, si può avere dall'esame delle variazioni, nel tempo, nelle cause di morte nella età infantile.

Nella tabella che segue ho raggruppato per due trienni (1887-89, 1902-904), riferendomi, per il primo, all'inizio della statistica delle cause di morte per tutto il regno d'Italia, le cifre del numero assoluto dei morti da 0 a 5 anni: *a*) per le cause provenienti da debolezza congenita; *b*) e *c*) per le malattie che producono la morte per le condizioni d'am-

*
* *

Un indice sintetico delle variazioni nelle condizioni di vitalità nei maggiori Stati europei, in tutta la scala delle età dalla nascita al 50° anno, ci è dato dal prospetto che segue. In esso abbiamo calcolato i coefficienti di probabilità di sopravvivenza a 5 anni per un neonato; a 20 anni per un sopravvissuto a 5 anni; a 50 anni per un superstito a 20 anni (1).

biente esterno e per la deficienza di struttura anatomica o di attività fisiologica degli organi; d) per le malattie infettive; su tali dati ho calcolato, per i singoli aggruppamenti di cause, il numero dei morti in proporzione a 10,000 nati, in media, nel quinquennio anteriore al periodo di osservazione. I risultati dicono chiaramente che la diminuzione della mortalità infantile nell'ultimo ventennio, è dovuta, per la quasi totalità, ai progressi della terapia ed anche alle migliorate condizioni economiche ed igieniche che permettono una lotta più efficace contro le malattie infettive, che colpiscono, quasi, in egual misura, organismi forti e deboli.

La selezione degli organismi deboli pare si verifichi con intensità invariata, nel tempo.

TAB. X. — Italia. — Confronti fra la mortalità infantile per alcune principali cause nei periodi di osservazione 1887-89, 1902-04 (*).

Cause di morte	Periodi d'osservazione			
	1887-1889		1902-1904	
	Numero assoluto dei morti da 0 a 5 anni	Cifre proporzionali a 10,000 nati (media annuale)	Numero assoluto dei morti da 0 a 5 anni	Cifre proporzionali a 10,000 nati (media annuale)
a) Malattie fetali e vizi congeniti, atrofia infantile, immaturità, anemia, eclampsia infantile.	268,902	805	213,442	661
b) Diarrea, enterite, ulcera intestinale, dissenteria, colera indigeno	229,905	688	256,975	795
c) Bronchite, polmonite, pleurite	182,315	516	185,323	574
d) Vaiuolo, morbillo, scarlattina, risipola, difterite e crup.	163,049	488	44,444	138
Mortalità per a), b), c), insieme	2,039	..	2,030

(*) I dati primitivi furono raccolti dalla « Statistica delle cause di morte » pubblicata dalla Direzione Generale della Statistica. Anni 1887-88-89, 1902-903-904.

(1) La probabilità che un vivente all'età x , ha di sopravvivere all'età $x + n$ è misurata da $\frac{l_{x+n}}{l_x}$.

Sulla base delle osservazioni compiute nel periodo 1897-904, la probabilità di sopravvivenza a 5 anni, come a 20 anni, come a 50 anni è di molto superiore, in tutti gli Stati d'Europa, a quella che si calcolava sulla base delle osservazioni compiute nel periodo 1881-83. E' da ritenere, dunque, che in tutti i paesi d'Europa, non solo, nelle attuali condizioni demografiche, di ogni generazione si salva un maggior numero di bambini all'età di 5 anni, ma ogni superstite a 5 anni può aspirare con maggior certezza di raggiungere il 20° anno, ed ogni superstite a 20 anni ha maggiore probabilità di raggiungere il 50° anno di età.

Le variazioni nei coefficienti di probabilità di sopravvivenza si verificano, come sopra si è detto, nello stesso senso in tutti gli Stati d'Europa fino al 50° anno; l'ampiezza di esse è di misura differente nei vari paesi e per le singole età-limiti. Gli incrementi di probabilità di sopravvivenza sono massimi pel limite di 5 anni e pel successivo limite superiore 20 anni, in Italia ed in Austria; e mentre poi l'Austria continua per la sopravvivenza da 20 a 50 anni a migliorare notevolmente le proprie condizioni, l'Italia presenta un incremento inferiore — fenomeno dovuto, in massima parte, alla selezione che si verifica degli organismi più forti, i quali emigrano — a quello notato per il Belgio, la Prussia, l'Inghilterra.

26

TAB. XI. — *Coefficienti di probabilità di sopravvivenza.*

Stati	Dalla nascita all'età di 5 anni			Da 5 anni all'età di 20 anni			Da 20 anni all'età di 50 anni		
	Periodi di osservazione		Incremento nel coefficiente di probabilità di sopravvivenza	Periodi di osservazione		Incremento nel coefficiente di probabilità di sopravvivenza	Periodi di osservazione		Incremento nel coefficiente di probabilità di sopravvivenza
	1881-83	1897-904		1881-83	1897-904		1881-83	1897-904	
Italia	0.632	0.718	0.086	0.877	0.928	0.051	0.733	0.782	0.049
Francia	0.751	0.791	0.040	0.911	0.938	0.027	0.720	0.757	0.028
Svizzera	0.747	0.821	0.074	0.922	0.949	0.027	0.720	0.773	0.044
Austria	0.614	0.689	0.075	0.867	0.916	0.049	0.671	0.744	0.073
Prussia	0.684	0.737	0.053	0.901	0.945	0.044	0.734	0.787	0.053
Belgio	0.756	0.788	0.032	0.924	0.952	0.028	0.740	0.794	0.054
Inghilterra e Galles	0.762	0.781	0.019	0.926	0.954	0.028	0.731	0.783	0.052
Svezia	0.783	0.851	0.068	0.908	0.935	0.027	0.788	0.804	0.016
Norvegia	0.838	0.866	0.028	0.908	0.937	0.029	0.769	0.789	0.020



* * *

I risultati cui noi siamo pervenuti implicano questioni complesse e nel campo della sociologia e in quello dell'economia; essi ci indicano che la famiglia è posta ora in condizioni di poter meglio adempiere alla più importante sua missione sociale e che essa vi adempie con successo, poichè se dà vita ad un minor numero di cittadini, essa li conserva meglio, e se l'incremento di popolazione nella collettività è per essere meno intenso, vi corrisponde un incremento relativo maggiore nel numero delle persone utili, sì che le generazioni non si rinnovano troppo rapidamente, a detrimento del patrimonio della nazione.

Se pur ne avessimo la competenza — e riconosciamo di non averla — non è nei limiti di una breve comunicazione che è possibile discutere, poi, dei rapporti di correlazione fra variazioni di ricchezza, di distribuzione di questa, di redditi e variazioni nelle condizioni di sopravvivenza d'una data popolazione; certo, l'economista deve determinare e vagliare quei rapporti nelle commisurazioni ed interpretazioni degli indici semiologici sullo stato economico di un popolo.

Noi qui ci limiteremo soltanto a delibare qualche fenomeno speciale, come ad accennare all'importanza che le variazioni dei coefficienti di probabilità di morte hanno nella determinazione dei premi puri nelle varie forme di assicurazione, e nello sviluppo di tali imprese; mentre, poi, nel paragrafo seguente studieremo succintamente le variazioni del costo di allevamento di una generazione, dalla nascita all'età produttiva, nei singoli paesi (1).

* * *

L'illustre prof. Pantaleoni, nella prefazione all'ottimo libro del Molinari sull'ordinamento tecnico delle Compagnie di assicura-

(1) Fra i fenomeni economici, le variazioni dei quali sono correlative a variazioni nelle condizioni di sopravvivenza di determinate collettività, ci piace accennare alla « determinazione quantitativa del numero degli apprendisti in rapporto al numero degli operai ». Cfr. sull'argomento l'interessante studio di A. CABIATI, « *La politica industriale delle organizzazioni operaie* », in « *Riforma Sociale* », 1907, vol. XVII, pag. 752 e seg., e C. P. SANGER, « *The fair number of apprentices in a Trade* », in « *Economic Journal* », dicembre 1905.



zione (1), ha, con mano maestra, segnate le condizioni che concorrono alla determinazione del premio di tariffa nell'industria della assicurazione sulla vita ed ha poi dimostrata la correlazione esistente fra le variazioni nelle misure dei fattori del costo di produzione e lo sviluppo dell'assicurazione. Di efficienza principale sulla misura dei premi è l'intensità della forza di mortalità per gli anni in cui l'azienda assicuratrice assume il rischio; alla riduzione del premio puro, poste invariate le condizioni di reddito negli investimenti delle riserve e di distribuzione del reddito nazionale, fa conseguente riscontro lo sviluppo delle imprese.

Il prof. Pantaleoni così spiega il fenomeno: « Le tavole di mortalità sulle quali si basano le Società assicuratrici devono seguire più o meno prontamente la decrescenza reale della mortalità; da un lato se ciò non accadesse, gli utili delle Società diventerebbero molto notevoli e svilupperebbersi una più vivace concorrenza tra quelle già esistenti e ne sorgerebbero delle nuove; ed infatti ciò avviene ed è avvenuto, e ha portato ad una riduzione dei premi: dall'altro una riduzione dei premi porta seco un accrescimento notevole nel numero degli assicurati; la domanda degli assicurandi è, entro limiti, molto elastica; ma questo, a sua volta, porta a una riduzione notevole del gravame delle spese generali su di ogni singola polizza; il che rende possibile e conveniente di nuovo una riduzione dei premi » (2).

Se ci fosse concessa qui un'analisi del progresso dell'industria assicuratrice nei vari paesi d'Europa, in rapporto pure alle variazioni nelle condizioni di reddito, noi troveremo lo svolgimento del fe-

(1) T. MOLINARI. « *Elementi di calcolo finanziario ed attuariale* ». Roma, 1906, pag. XV e XVII.

(2) Ci sembra non inutile accennare qui ad un elemento che non è tenuto in sufficiente conto quando si esamina la probabilità di vittoria nella concorrenza fra Società assicuratrici vecchie e nuove: prescindiamo dal fatto, già notato dall'illustre economista, che il rapporto fra spese di amministrazione e quantità di capitali assicurati costituisce una curva di costi decrescenti, consideriamo la sola variazione nei premi di tariffa di assicurazione in caso di morte. Le compagnie vecchie si trovano a godere di vere e proprie *rendite* pel fatto che il valore attuale dei contratti in corso di rischio, per effetto della diminuita mortalità, è molto minore di quello che fu calcolato al momento in cui il contratto fu acceso. È questo un fenomeno di rendita degno del più attento esame, specialmente pel suo svolgimento nel tempo.

nomeno, nelle sue varie fasi, così come la teorica economica lo descrive. Accenniamo soltanto al fatto seguente, ben noto nel mondo delle assicurazioni: in Italia ed in Austria fino al 1890 fu tardo e lento lo sviluppo di imprese del genere; dal 1890 in poi, l'Austria e l'Italia, che sono i paesi dove più notevole fu la riduzione del saggio di mortalità, figurano fra gli Stati che ebbero il più forte incremento di produzione nell'assicurazione vita, comparativamente al capitale precedentemente assicurato.

Alle diminuzioni del costo delle assicurazioni in caso di morte, per diminuita mortalità, fa riscontro l'incremento del costo di produzione per l'impresa di assicurazioni in caso di vita; il confronto fra tavole di commutazione costruite allo stesso tasso d'interesse, e sulla base di osservazioni demografiche compiute, in periodi di tempo differenti, per una stessa collettività, è eloquentissimo. E' possibile il confronto per l'Italia, poichè abbiamo tavole di commutazione elaborate sulle tavole di mortalità (1876-87) (1) e (1898-1902) (2); a voler analizzare partitamente le variazioni nelle misure dei simboli commutativi, usciremmo dai limiti di una pura applicazione d'indole economica, la quale noi vogliamo mostrare, della diminuita mortalità. Diamo, pertanto, i soli risultati dei calcoli eseguiti per la determinazione dei premi puri unici per l'assicurazione temporanea, in caso di morte, e per la forma di assicurazione in caso di vita che è denominata capitale differito:

TAB. XII. — *Premi unici per assicurare un capitale di lire 1000.*

Età dell'assicurando	In caso di morte				In caso di vita			
	$\frac{M_x - M_{x+n}}{D_x}$				$\frac{D_{x+n}}{D_x}$			
	Prima dello spirare del 20° anno		Prima dello spirare del 50° anno		Al termine del 20° anno		Al termine del 50° anno	
	Secondo la tavola di mortalità 1876-87	Secondo la tavola di mortalità 1898-902	Secondo la tavola di mortalità 1876-87	Secondo la tavola di mortalità 1898-902	Secondo la tavola di mortalità 1876-87	Secondo la tavola di mortalità 1898-902	Secondo la tavola di mortalità 1876-87	Secondo la tavola di mortalità 1898-902
0 anni	390.47	299.19	256.14	303.61
20 anni	151.23	119.96	224.37	241.57

(1) Cfr. « *Annualità vitalizie ad uso delle Società di assicurazione sulla vita dell'uomo* ». Direzione Generale della Statistica, Roma, 1892, pag. 4 e 5.

(2) Cfr. T. MOLINARI, *lav. cit.*, pag. 284 e seg.

Sono evidenti e ben notevoli le variazioni di premio; *la possibilità* di concorrenza, poi, da parte di nuove imprese d'assicurazione le quali fondino le loro tariffe sulla mortalità osservata in periodi recenti, è resa manifesta, oltre che dagli esempi soprariportati, dal fatto seguente notato dal Molinari (1): Per l'Italia i premi puri, vita intera, calcolati sulla tavola di sopravvivenza del 1901 sono per tutte le età, fino ai 60 anni, inferiori a quelli che si calcolavano sulla tavola del 1881; le variazioni di premio, poi, sono di tale entità che mentre la tavola italiana (1881) dava dei premi puri superiori a quelli calcolati su tutte le altre tavole in uso, tranne la tedesca, la tavola (1901) — la quale, è bene ricordarlo, si riferisce all'intera popolazione e non a rischi sufficientemente selezionati come avviene per capi scelti, nelle tavole delle compagnie di assicurazione — dà dei premi puri inferiori a quelli calcolati su tutte le altre; eccezione fatta per la tavola americana, soltanto negli anni di età superiore al 40° anno. Nel seguente prospetto sono riportati i premi puri unici ed annuali per ogni 1000 lire di capitale assicurato in caso di morte, risultanti da ciascuna tavola di mortalità indicata in testa della colonna.

(1) Cfr. lav. cit., pag. 66.



TAB. XIII. — Confronto fra i premi puri unici ed annuali, occorrenti per assicurare un capitale di L. 1000, calcolati sulla base delle condizioni di mortalità, osservate in ciascuna delle tavole sottoindicate.

EIA dell'assicurando — Anni	Premi unici puri (4 %) secondo la tavola di mortalità						Premi annuali puri (4 %) secondo la tavola di mortalità					
	Ame- ricana (1868)	Tedesca (1883)	Francese (A.F.) (1892)	Inglese (H*) (1869)	Statistica Italiana (1881)	Statistica italiana (1901)	Ame- ricana (1868)	Tedesca (1883)	Francese (A.F.) (1892)	Inglese (Hm) (1869)	Statistica italiana (1881)	Statistica italiana (1901)
25	269.81	291.00	269.46	271.18	284.88	257.09	14.21	15.78	14.18	14.31	15.32	13.31
30	296.50	322.08	302.73	301.75	314.31	286.37	16.21	18.27	16.69	16.62	17.63	15.43
35	328.81	359.08	341.38	337.68	351.84	323.11	18.84	21.55	19.93	19.61	20.87	18.36
40	367.58	401.50	385.69	379.37	394.38	366.45	22.35	25.80	24.15	23.51	25.04	22.25
45	413.54	449.08	452.88	426.92	443.19	415.48	26.46	31.35	29.07	28.65	30.61	27.34
50	467.00	502.65	490.15	479.95	494.50	471.26	33.70	38.87	36.98	35.50	37.62	34.28
55	526.65	559.92	548.65	537.54	552.69	532.94	42.79	48.93	46.75	44.71	47.52	43.88
60	590.54	618.46	609.34	598.14	612.73	600.28	55.47	62.35	59.99	57.25	60.85	57.76

LE VARIAZIONI DI MORTALITÀ SECONDO GLI ANNI DI ETÀ 141

E' ovvio, da quanto precede, che è l'interesse stesso delle Compagnie d'assicurazione che deve consigliare loro di rinnovare, a periodi anche non lontani, sulle osservazioni fatte sul materiale di capi scelti che esse posseggono, la costruzione delle tavole di mortalità. Non solo provvederebbero, così, ad una maggiore sincerità delle tariffe e ad una più razionale determinazione dei profitti; ma si premunirebbero, a ragion veduta, contro la concorrenza e contro l'accumulazione di riserve non più rispondenti al valore dei rischi in corso.

*
*
*

Fra le applicazioni delle tavole di sopravvivenza, più importanti per la scienza economica, sta la determinazione del costo di allevamento d'una generazione fino all'età in cui essa è produttiva. Le più acerbe critiche furono mosse al metodo dell'Engel che, pur incompleto com'è, è il solo che riesce a dare un indice misuratore, sufficiente, di questa forma particolare d'investimento del risparmio ch'è il capitale personale. Noi qui ci riferiremo ad un *minimum* di condizioni arbitrarie, poichè i risultati ci serviranno soltanto nei loro valori comparativi.

L'illustre prof. Pareto (1), in uno studio, i cui risultati sono riprodotti in tutti i più recenti trattati di demografia, determinò per vari Stati d'Europa il costo di un adulto all'età di 20 anni compiuti, e sulla base di tali risultati provò che non è giustificata la credenza di molti economisti, che i paesi a debole mortalità infantile hanno un vantaggio nel costo dell'uomo adulto, rispetto ai paesi a forte mortalità infantile. Sia perchè ci troviamo ora in possesso di dati che possono darci lume anche in rapporto alle variazioni di costo nel tempo, sia perchè ci sembra opportuno tener conto anche di altri elementi di costo che nel computo sopraccennato furono trascurati, e sia infine perchè quella proposizione merita esame più accurato, abbiamo ritenuto di fare opera non vana nel riprendere in questo scritto, succintamente, la trattazione della questione.

Ammettiamo coll'Engel che, in tutti i paesi d'Europa, le spese di allevamento di ciascun individuo di una data generazione varino

(1) Cfr. *La mortalità infantile e il costo dell'uomo adulto*. Giornale degli Economisti. Novembre 1893.

nei successivi anni, secondo una progressione aritmetica, sì che detto c_0 il costo di allevamento alla nascita, la spesa entro l'anno di età x è data da $c_0(1 + \lambda x)$; ammettiamo poi che per un individuo qualsiasi che muoia in età da $x - 1$ ad x si spenda soltanto $\frac{m}{n} c_0(1 + \lambda x)$, (dove $m < n$ ed $\frac{m}{n} \leq \frac{1}{2}$); ammettiamo infine che l'individuo sia improduttivo fino al 16° anno di età e che dal 16° al 20° anno produca tanto quanto consuma. Evidentemente, tenendo conto pure della trasformazione nel tempo dei costi di allevamento nei singoli anni, il costo totale della generazione, fino all'età economicamente produttiva, è dato da

$$C = c_0 \sum_{x=0}^{x=16} \left[l_x + \frac{m}{n} (l_{x-1} - l_x) \right] (1 + \lambda x) (1 + r)^{20-x} \quad (1)$$

ed il costo per ogni sopravvivate a 20 anni è dato da

$$c_0 \frac{\sum_{x=0}^{x=16} \left[l_x + \frac{m}{n} (l_{x-1} - l_x) \right] (1 + \lambda x) (1 + r)^{20-x}}{l_{20}} = c_0 R.$$

Per i vari paesi, a seconda dello *Standard of life* della popolazione, varia c_0 ; e però noi determineremo soltanto il valore numerico di R , *coefficiente di costo unitario della generazione produttiva*, assumendo, come generalmente si ammette, $\frac{m}{n} = \frac{2}{5}$, $\lambda = \frac{1}{10}$ ed $r = 0,04$. Servendoci di tale formula abbiamo ottenuto i risultati che sono riportati nella tabella seguente:

(1) Supponendo la generazione improduttiva fino ai 20 anni, il costo è dato dalla stessa formula, estendendo il limite superiore del sommatorio ad $x = 20$.

TAB. XIV. — a) *Coefficienti di costo per un adulto di 20 anni, secondo le condizioni di vitalità osservate nei vari paesi d'Europa nei periodi di tempo indicati.*

Stati	Sopravvivenuti a 20 anni da una generazione di 100,000 nati sulla base delle condizioni di vita nell'intorno degli anni		Coefficienti di costo (1) unitario dei sopravvivenuti all'età di 20 anni			
			Considerando produttivi gli adulti dai 15 ai 20 anni		Considerando improduttivi gli adulti fino ai 20 anni	
	1881	1901	1881	1901	1881	1901
Italia.	55,434	66,623	51,819	48,793	67,160	64,122
Francia.	68,474	74,207	49,109	47,766	64,457	63,099
Svizzera	68,899	77,895	48,571	47,052	63,893	62,343
Belgio	69,907	74,984	48,565	47,427	63,896	62,704
Austria.	53,210	63,140	52,293	49,279	67,634	64,607
Prussia.	61,623	69,630	49,943	47,759	65,261	63,034
Inghilterra e Galles.	70,601	74,532	48,397	47,140	63,700	62,388
Svezia	71,088	79,555	48,892	47,520	64,288	62,781
Norvegia	76,036	81,227	48,549	47,383	64,287	62,724

(1) I costi si ottengono moltiplicando ciascun coefficiente per il valore di C_0 nel paese corrispondente; se per C_0 si assume, come fa l'Engel, il valore 100, i costi si hanno spostando verso destra la virgola di due posti, nei valori dei coefficienti.

Volendo poi giudicare del carico di spese di allevamento che grava, nei singoli paesi, a seconda dell'intensità della mortalità nell'età infantile, ciascun sopravvivenuto a 5 anni, sarà necessario determinare il valore dei coefficienti di costo, secondo la formula

$$R_5 = \frac{\sum_{x=0}^{x=5} \left[l_x + \frac{m}{n} (l_{x-1} - l_x) \right] (1 + \lambda x) (1 + r)^{5-x}}{l_5};$$

i risultati ottenuti sono riportati nella seguente tabella :

TAB. XIV. — b) *Coefficienti di costo per un sopravvivate all'età di 5 anni.*

Stati	Sopravviventia a 5 anni da una generazione di 100,000 nati sulla base delle condizioni di vita nell'intorno degli anni		Coefficienti di costo unitario dei sopravviventia all'età di cinque anni	
	1881	1901	1881	1901
Italia	63,222	71,778	9.847	9,269
Francia	75,135	79,151	9.073	8,866
Svizzera	74,719	82,079	9.074	8,721
Belgio	75,628	78,788	9.071	8,962
Austria	61,394	68,900	9.914	9,347
Prussia	68,430	73,698	9.405	9,061
Inghilterra e Galles . . .	76,238	78,137	9.059	8,914
Svezia	78,317	85,080	9.038	8,691
Norvegia	83,760	86,649	8,746	8,629

*
* *

Esaminiamo ora l'andamento generale delle serie di coefficienti di costo per un sopravvivate all'età di 20 anni, od all'età di 5 anni.

Esse sono tali che, *in generale*, a maggior numero di sopravviventia corrisponde minor coefficiente di costo; la corrispondenza è *quasi completa* nei coefficienti di costo a 5 anni, mentre *subisce inversioni notevoli* nei coefficienti di costo a 20 anni. Se si distribuiscono, poi, i paesi per ordine decrescente di costo a 5 anni, essi *non restano* pure distribuiti per ordine decrescente di costo a 20 anni, pur corrispondendo l'ordine dei valori massimi nelle due serie.

Il rapporto fra l'ampiezza delle variazioni nei coefficienti di costo e le variazioni nel numero dei sopravviventia è maggiore per l'età di 20 anni che non per l'età di 5 anni; ciò che sta a compro-

vare che sulle variazioni nel costo di produzione dell'uomo adulto sono particolarmente efficienti le variazioni nei coefficienti di mortalità nell'età dell'adolescenza; e queste con intensità tanto maggiore quanto minore è la mortalità infantile.

Le variazioni dei coefficienti di costo, nel tempo, per ciascun paese d'Europa, sono tutte negative, in corrispondenza delle variazioni tutte positive nel numero dei sopravvivenenti; se si distribuiscono i singoli paesi in ordine decrescente di variazioni nel numero dei sopravvivenenti, essi risultano pure distribuiti in ordine decrescente di variazioni nei coefficienti di costo. Le proprietà sopracitate per le variazioni dei coefficienti nello spazio, valgono pure per le variazioni dei coefficienti, nel tempo. Da notare ancora che il rapporto fra le variazioni di costo, in due paesi distinti, e le corrispondenti variazioni del numero dei sopravvivenenti *tende* a rimanere costante, nel tempo.

Se infine si tien conto che le variazioni nel numero dei sopravvivenenti, così nello spazio come nel tempo, sono, in generale, correlative a variazioni nel tenor di vita delle popolazioni che si considerano, o della stessa popolazione osservata in diversi periodi di tempo, e però sono correlative a variazioni di misura nelle spese di allevamento, è da ritenere giustificata, in limiti sufficientemente ampi di approssimazione, la proposizione seguente: « Le variazioni di mortalità nei vari paesi d'Europa, in ordine allo spazio ed al tempo, considerate in rapporto alle variazioni nelle condizioni economiche, sono tali che lasciano quasi costante il costo dell'uomo adulto ».

* * *

Qual è dunque il vantaggio dei paesi a lieve mortalità rispetto ai paesi a forte mortalità; quale il vantaggio degli Stati nel combattere la mortalità infantile e dell'adolescenza? A me sembra che la risposta al quesito debba trovarsi nelle variazioni della composizione della popolazione.

Consideriamo due paesi *A* e *B* ad eguale incremento della popolazione per natalità e differenti soltanto nella probabilità di sopravvivenza a 20 anni. Poniamo sia tale probabilità in *A* maggiore che in *B*: evidentemente, posto che l'uomo, in media, restituisca alla società qualcosa di più del suo costo di allevamento, è da rite-

nere che *A* si trovi in migliori condizioni di *B*, poichè l'incremento di popolazione economicamente produttiva è in *A* maggiore che in *B*.

Se in corrispondenza di ciascun incremento di popolazione per natività noi consideriamo come effetto utile per l'economia sociale il numero dei nati, in rapporto alla popolazione, che riesce a raggiungere l'età produttiva,

$$\frac{(\text{Numero dei nati} \times \text{coefficiente di probabilità di sopravvivenza a 20 anni})}{\text{Popolazione}}$$

otteniamo che le variazioni negli effetti utili sono meno ampie di quelle che si notano nei corrispondenti incrementi iniziali delle popolazioni; sì che quei paesi che riescono a salvare un maggior numero di adulti, raggiungono, con minore sforzo fisiologico, eguale incremento di popolazione produttiva.

TAB. XV. — *Incrementi di popolazione per natività e corrispondenti incrementi di popolazione utile nei paesi d'Europa, secondo le condizioni demografiche osservate nei periodi di tempo indicati.*

Stati	Incrementi di popolazione per natività (per ogni 1000 abitanti)		Incrementi di popolazione all'età di 20 anni (per ogni 1000 abitanti)	
	1880-82	1900-902	1881	1901
Italia	37.8	32.5	20,954	21,652
Francia	23.9	21.4	16,365	15,880
Svizzera	28.1	28.0	19,360	21,835
Belgio	30.1	28.7	21,042	21,520
Austria	38.0	36.0	20,219	22,730
Prussia	37.4	35.4	23,047	24,649
Inghilterra e Galles . . .	32.5	28.5	22,945	21,242
Svezia	29.0	26.7	20,615	21,241
Norvegia	30.5	28.7	23,180	23,312

Importanti sono pure le variazioni, nel tempo, degli effetti utili. Per tutti gli Stati d'Europa, tranne che per la Francia e per l'In-

ghilterra, notiamo che, nonostante le notevoli generali diminuzioni negli incrementi iniziali di popolazione, le variazioni degli effetti utili sono tutte positive, sì che le variazioni, nel tempo, dei coefficienti di probabilità di morte nell'infanzia e nell'adolescenza riescono non solo a compensare il mancato numero di nati, ma anche ad accrescere il numero delle reclute dalle quali ciascun paese, in condizioni normali di sviluppo, ha ragione di attendere il suo progresso economico.

ALBERTO BENEDEUCE.