

ANNALI DI STATISTICA

SERIE VIII - VOL. II

STUDI DI STATISTICA METODOLOGICA E DEMOGRAFICA

BENEDETTO BARBERI - Alcune considerazioni sulla costruzione dei numeri indici.

MARIO DE VERGOTTINI - Medie, indici di variabilità e di relazione.

ADOLFO DEL CHIARO - Sull'assicurazione malattia.

ALESSANDRO COSTANZO - La statura degli italiani ventenni nati dal 1854 al 1920.

EUGENIO D'ELIA - Le condizioni dei prigionieri italiani in Germania durante la seconda guerra mondiale.

STEFANO SOMOGYI - Alcuni dati statistici sulle popolazioni della Venezia Tridentina e Giulia secondo la lingua d'uso degli abitanti.

EMILIO FAZIO - Sviluppi e caratteri del movimento migratorio dei Paesi mediterranei.



001.422 / B

ISTAT - Biblioteca
Inventario S.B.N. R. 60
Data 1998

ALL'ON. DOTT. ALCIDE DE GASPERI
PRESIDENTE DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI

Ho l'onore di presentarLe il secondo volume della serie VIII degli Annali di Statistica che fa seguito al primo, della stessa serie, di recente pubblicazione.

Il presente volume è dedicato a studi di statistica metodologica e demografica che rivestono particolare importanza per il loro contributo concreto alla soluzione di problemi metodologici ed alla conoscenza di fenomeni che oggi interessano vivamente il nostro Paese in conseguenza dei riflessi sociali da essi determinati nel presente dopo-guerra.

Appartengono al gruppo degli studi su argomenti di metodologia un saggio dovuto al Direttore Generale di questo Istituto, Prof. BENEDETTO BARBERI, sulla teoria dei numeri indici, ed i saggi del Prof. MARIO DE VERGOTTINI, dell'Università di Catania, e del Dott. ADOLFO DEL CHIARO, funzionario dell'Istituto, che trattano, rispettivamente, della variabilità e delle relazioni statistiche e di alcune espressioni matematiche per il calcolo del premio relativo all'assicurazione malattia.

Trattano argomenti prevalentemente demografici, invece, i seguenti studi, dovuti tutti a funzionari dell'Istituto: quello del Prof. ALESSANDRO COSTANZO, nel quale si esaminano le variazioni della statura dei maschi italiani ventenni nati dal 1854 al 1920; quello del Prof. EUGENIO D'ELIA, che documenta, in base a dati personalmente raccolti dall'Autore durante la lunga permanenza nei campi di concentramento, le condizioni dei prigionieri italiani in Germania; quello del Prof. STEFANO SOMOGYI, sul movimento comparativo delle popolazioni della Venezia Tridentina e Giulia in relazione alla lingua d'uso degli abitanti; infine quello del Dott. EMILIO FAZIO, che illustra alcuni dati statistici sulle correnti migratorie europee con particolare riguardo ai Paesi mediterranei.

Anche questo secondo volume, che è stato coordinato dal Direttore Generale, documenta la intensa attività dell'Istituto Centrale di Statistica nel campo degli studi scientifici.

Roma, 15 marzo 1948

IL PRESIDENTE
dell'Istituto Centrale di Statistica
ALBERTO CANALETTI GAUDENTI



INDICE DEL VOLUME

BENEDETTO BARBERI, Alcune considerazioni sulla costruzione dei numeri indici	<i>Pag.</i>	1
MARIO DE VERGOTTINI, Medie, indici di variabilità e di relazione »		33
ADOLFO DEL CHIARO, Sull'assicurazione malattia	»	49
ALESSANDRO COSTANZO, La statura degli italiani ventenni nati dal 1854 al 1920	»	59
EUGENIO D'ELIA, Le condizioni dei prigionieri italiani in Germania durante la seconda guerra mondiale	»	125
STEFANO SOMOGYI, Alcuni dati statistici sulle popolazioni della Venezia Tridentina e Giulia secondo la lingua d'uso degli abitanti	»	179
EMILIO FAZIO, Sviluppi e caratteri del movimento migratorio dei Paesi mediterranei	»	215

BENEDETTO BARBERI

ALCUNE CONSIDERAZIONI SULLA COSTRUZIONE DEI NUMERI INDICI

I N D I C E

PREMESSA	Pag. 5
Cap. I	
CARATTERISTICHE STRUTTURALI E FORMALI DEI NUMERI INDICI	„ 6
Cap. II	
ASPETTI FORMALI DELLA PONDERAZIONE DEI NUMERI INDICI	„ 9
Cap. III	
METODI DI ELIMINAZIONE NEL CALCOLO DEI NUMERI INDICI	„ 15
Cap. IV	
PERFETTIBILITÀ DEI PROCEDIMENTI FORMALI DI CALCOLO DEI NUMERI INDICI	„ 23

ALCUNE CONSIDERAZIONI SULLA COSTRUZIONE DEI NUMERI INDICI

Premessa

1. — La metodologia dei numeri indici è assisa da decenni su un complesso di principi teorici e di norme pratiche sul cui fondamento raramente è sentita la necessità di ritornare da parte degli studiosi (1).

In effetti, in quasi tutti i Paesi il calcolo dei numeri indici è diventato, per così dire, materia di ordinaria amministrazione che interessa precipuamente gli organi statistici ufficiali incaricati di provvedervi e gli enti o privati studiosi che si sono assunti il compito delle elaborazioni di particolari specie di numeri indici.

Ora accade che, sia per dimenticanza degli accennati principi metodologici che stanno a fondamento del calcolo dei numeri indici, sia per altre ragioni, vengono talvolta rimessi in discussione o sollevati problemi su questioni che teoricamente non ammettono soluzioni diverse da quelle alle quali debbono praticamente ancorarsi le costruzioni dei numeri indici o che comunque esulano dal campo delle possibilità applicative di questi strumenti statistici. Una delle esigenze più frequentemente affermate è quella *che i numeri indici si adeguino alla realtà* ed in relazione a questa esigenza — in se stessa giustificata come espressione di una incontenibile aspirazione del nostro spirito — si prospettano costruzioni che vengono date come più rispondenti allo scopo in confronto di altre basate su differenti criteri metodologici.

Le affermazioni di queste esigenze, consapevolmente o meno, partono dal presupposto che possa darsi in ogni caso una misura per così dire oggettiva

(1) In Italia l'ultimo lavoro critico, di ampio respiro, sulle questioni metodologiche riguardanti il calcolo dei numeri indici è quello pubblicato dal GINI nel 1924 (C. GINI, *Quelques considérations au sujet de la construction des nombres indices des prix et des questions analogues*, « Metron », Vol. IV, n. 1, luglio 1924). Alcune questioni ivi trattate furono dal GINI riprese e generalizzate in due successivi studi, di cui il primo dal titolo « *On the circular test of index numbers* » pubblicato su « Metron », Vol. IX, n. 2, agosto 1931 ed il secondo dal titolo « *Methods of Eliminating the Influence of Several Groups of Factors* » in « *Econometrica* », Vol. V, n. 1, January 1937. Nella letteratura straniera — come può vedersi dalle rassegne pubblicate nella citata rivista — i più recenti studi dedicati al problema dei numeri indici sono generalmente limitati a particolari questioni ed a particolari sistemi di indici (ad es. gli indici del costo della vita) con vari ed insufficienti accenni al fondamento logico dei loro procedimenti di calcolo.

dei fenomeni cui si riferiscono i numeri indici, i quali vengono così configurati come strumenti di osservazione della realtà, analoghi agli strumenti di misura dei fenomeni del mondo fisico.

In questo modo si snatura la vera essenza dei numeri indici che è fondamentalmente caratterizzata da un ineliminabile substrato convenzionale che li rende, per così dire, trascendenti alla realtà, pur essendo praticamente ordinati a fornirne una qualche idea.

Così stando le cose non sembra inutile riproporre la considerazione di alcune questioni riguardanti i metodi di calcolo dei numeri indici; considerazioni che se non vogliono nè possono aspirare al pregio della novità, hanno senza dubbio quello dell'attualità ad esse derivante dalle particolari condizioni che caratterizzano la movimentata vita economica dei nostri tempi, la quale anche nel campo statistico costringe a dare il dovuto peso a questioni che in tempi normali potevano considerarsi di non rilevante importanza. Ciò tanto più in quanto è proprio di questi tempi il ridestato interesse generale per i numeri indici che nelle odierne contingenze affermano sempre più il loro valore strumentale-pratico per la conoscenza (nei limiti però consentiti dalla loro natura) dell'andamento dei fenomeni cui si riferiscono.

Cap. I

Caratteristiche strutturali e formali dei numeri indici

2. — Considerando da un punto di vista strettamente logico il complesso degli elementi che intervengono nel calcolo degli indici complessi, di qualsiasi specie, si è condotti a raccogliere questi elementi in due classi nettamente distinte:

a) la classe costituita dagli elementi che potrebbero dirsi *empirico-strutturali* dell'elaborazione, quali ad es. nel caso degli indici dei prezzi: le merci, qualità e varietà considerate, i prezzi che le riguardano, i mercati di osservazione, ecc.;

b) la classe degli elementi più propriamente *formali* del calcolo, quali il tipo di media, la base e il sistema di ponderazione degli indici elementari che formano l'indice complesso o generale.

Relativamente al complesso degli elementi della prima classe poco v'è da osservare in questa sede. Si sa che da essi dipende largamente e pregiudizialmente la solidità delle elaborazioni ed il valore pratico dei loro risultati. I problemi che li riguardano si compendiano nella esigenza teorica della *representatività* nel senso che, sia rispetto alle merci (per restare nel caso dei numeri indici dei prezzi) che ai prezzi ed ai mercati di osservazione, gli elementi considerati nel calcolo siano atti a rispecchiare l'andamento del fenomeno quale risulterebbe nell'ipotesi, irrealizzabile nella maggior parte dei casi, che l'indice fosse calcolato sulla totalità degli elementi costitutivi del fenomeno stesso.

Le numerose ricerche eseguite al riguardo, soprattutto nel campo dei numeri indici dei prezzi, concordano nel dimostrare che l'attendibilità dei risultati più che dal numero degli elementi considerati nei calcoli, dipende dalla natura e dalla specie degli elementi stessi, la cui scelta deve essere perciò effettuata in modo che essi possano rappresentare convenientemente il movimento generale del fenomeno, che dipende anche dagli elementi che, deliberatamente o per impossibilità di rilevazione, vengono trascurati nel calcolo. E' ovvio, peraltro che a parità di condizioni un indice costruito con un adeguato complesso di elementi è generalmente preferibile ad altro basato su un più ridotto numero di elementi. Purtroppo è noto che le **condizioni** teoriche di una perfetta o quanto meno soddisfacente rappresentatività sono difficilmente realizzabili nella pratica a motivo della mancanza di attendibili dati o per altre difficoltà tecniche di rilevazione; per cui mentre ad es. negli indici dei prezzi all'ingrosso, sia in Italia che all'estero, le merci grezze o semilavorate sono rappresentate in modo soddisfacente, non così si verifica nel gruppo dei prodotti industriali finiti, particolarmente non alimentari. Analoghi squilibri si verificano negli indici della produzione industriale nei quali mentre sono generalmente ben rappresentati alcuni settori produttivi, quali il settore minerario, quello metallurgico, ecc., per altri importanti settori, ad es. quello delle produzioni meccaniche, la rappresentatività è generalmente inadeguata o fornita in modo grossolanamente approssimativo da indici indiretti del fenomeno produttivo (1).

Se nell'uso dei numeri indici non può tenersi conto delle accennate imperfezioni relative agli elementi che sono stati detti strutturali, dal punto di vista generale si può però riconoscere che rispetto a detti elementi i numeri indici sono suscettibili di un notevole perfezionamento che di fatto si viene realizzando a misura che progredisce l'attrezzatura degli organi di rilevazione ed a misura che si sviluppa nei soggetti delle rilevazioni la consapevolezza dell'utilità di queste elaborazioni di cui essi sono per così dire i primi e più importanti artefici, dalle loro esatte dichiarazioni dipendendo in grandissima misura la bontà e l'attendibilità dei risultati.

3. — Tutt'altro discorso vale per gli elementi che sono stati detti formali dell'elaborazione: qui infatti la metodologia degli indici è necessariamente co-

(1) Le dette imperfezioni relative al diverso grado di rappresentatività dei numeri indici non possono essere trascurate ai fini dei confronti che accade istituire fra l'andamento comparativo dei diversi gruppi di elementi costitutivi dell'indice generale; ad es. i confronti fra l'andamento dei numeri indici dei prezzi delle materie grezze e quello delle merci semilavorate e quello di ambedue queste categorie con l'andamento dei numeri indici dei prezzi dei prodotti finiti; così dicasi per gli analoghi confronti tra i numeri indici dei prezzi delle merci classificate secondo i rami di attività economica (tessili, metallurgici, ecc.). Analoghe cautele debbono presiedere ai confronti fra i vari indici di categoria del costo della vita (indice del capitolo alimentazione, del capitolo vestiario, ecc.), della produzione industriale e per altre specie di numeri indici complessi.

stretta entro schemi di calcolo rigidi la cui scelta dipende in parte dalle proprietà formali dei vari tipi di media che possono essere adottati avuto riguardo agli scopi dell'elaborazione ed in parte dalle ipotesi alle quali devesi forzatamente ricorrere nei casi — che sono quelli che sempre si presentano nei più comuni numeri indici che vengono costruiti — in cui debba farsi luogo alla eliminazione dell'influenza di un particolare gruppo di variabili che nella realtà si presentano associate con quelle di cui interessa conoscere il portato sul fenomeno cui si riferiscono i numeri indici.

Quanto ai problemi relativi alla scelta fra i diversi tipi di medie (che in concreto si riducono nella generalità dei casi alla scelta fra la media aritmetica e la media geometrica) la loro soluzione non comporta arbitrii una volta fissati, come si è accennato, gli scopi dell'elaborazione dei numeri indici; dipendendo, tale scelta, dalla considerazione delle note proprietà formali dei vari tipi di media che qui non è il caso di esporre analiticamente (1).

Il problema veramente capitale della costruzione dei numeri indici è, dal punto di vista teorico e in determinate circostanze anche pratico (come quelle che si verificano in periodi di violente variazioni dei fenomeni, del genere di quelle che si sono avute in Italia e nel mondo dal 1914 in poi) quello relativo alla *ponderazione* dei numeri indici.

Devesi subito dire che tale problema non si presenta per tutti i numeri indici che possono e sogliono essere calcolati, ma soltanto per una determinata classe di questi indici, di cui si dirà appresso, che richiedono per la loro costruzione l'intervento dei metodi di eliminazione.

E' nell'applicazione, necessaria tuttavia, di questi procedimenti che si manifesta la natura astratta e convenzionale dei numeri indici ai quali per questa ragione è vano chiedere che aderiscano oggettivamente alla realtà; essendo essi a ciò negati logicamente anche se in sede pratica ed in determinate circostanze, possa essere ad essi attribuita una soddisfacente approssimazione alla realtà.

(1) La questione della competenza di applicazione dei vari tipi di media è stata frequentemente trattata sia dal punto di vista logico o formale che da quello pratico. Senza citare l'ampia letteratura in materia pare opportuno ricordare un vecchio scritto di ANGELO MESSEDAGLIA, « *Il calcolo dei valori medi e le sue applicazioni statistiche* » (Archivio di statistica, anno V, fasc. II e IV, Roma, 1883) in cui lucidamente trovasi esposto, fra l'altro, questo concetto: « La natura matematica delle singole medie è quella che decide della rispettiva competenza di applicazione e dell'uso che per conseguenza può farsene. Non vi è nulla di assolutamente arbitrario in tale riguardo; non si tratta di meri procedimenti di comodo, come talvolta si mostrerebbe di credere; tutto dipende, per l'una parte, dalle proprietà delle differenti medie e, per l'altra, dalla natura del caso e dei rapporti con cui si ha a fare, da quelle della ricerca che vuolsi istituire, o in genere dalla questione che si ha da risolvere, e dal punto particolare di vista sotto cui importa collocarsi ». Sul concetto di media e le sue applicazioni nel campo statistico sono da segnalare altresì due interessanti note critiche rispettivamente del CHISINI e del DE FINETTI, l'una pubblicata sul « *Periodico di matematiche* » nel 1929 e l'altra sul « *Giornale dell'Istituto italiano degli attuari* » nel 1931.

Sul problema della ponderazione dei numeri indici conviene perciò richiamare la particolare attenzione non tanto degli statistici quanto della più vasta cerchia di studiosi di altre discipline economiche e sociali e delle persone che ai fini della loro attività pratica hanno bisogno di valersi dei numeri indici. I quali, a differenza degli strumenti di misura dei fenomeni fisici, non possono essere efficacemente utilizzati senza una adeguata consapevolezza delle complesse e logicamente insolubili questioni che stanno a fondamento delle loro elaborazioni.

Cap. II

Aspetti formali della ponderazione dei numeri indici

4. — Nella generalità dei casi che praticamente interessano, ogni indice complesso può *formalmente* considerarsi generato da una particolare *forma bilineare* del tipo :

$$U = a a' + b b' + \dots + m m'$$

in cui le due serie variabili :

$$\begin{array}{c} a, b, \dots, m \\ a', b', \dots, m' \end{array}$$

si assumono a rappresentare rispettivamente le intensità e le frequenze (o viceversa) dei fenomeni elementari A, B, \dots, M dai quali l'indice è costituito, o, più in generale, due gruppi di circostanze che caratterizzano un determinato fenomeno (1).

Ad es. nel caso degli indici dei prezzi, le variabili della prima serie possono essere considerate ordinatamente uguali ai prezzi delle merci A, B, \dots, M cui gli indici si riferiscono e le variabili della seconda serie, corrispondenti

(1) Da un punto di vista rigoroso è da osservare che le due serie di variabili, nella generalità dei casi pratici che interessano nel calcolo dei numeri indici, non sono esattamente omogenee rispetto a quelle che potrebbero dirsi le loro dimensioni. Nel caso ad es. degli indici dei prezzi o della produzione, le variabili della prima serie (prezzi) hanno il carattere di rapporti numerici fra grandezze di diversa specie (valori diviso quantità fisiche) mentre quelle della seconda serie hanno il carattere di valori assoluti (quantità in tonnellate, ecc.). Nonostante questa loro diversa natura, dal punto di vista dei procedimenti formali di calcolo si possono considerare alla stregua di valori omogenei. Per questa ragione e per comodità di esposizione della materia, si è ritenuto utile introdurre la nozione di *forma bilineare* che qui viene assunta nell'ipotesi particolare in cui i coefficienti dei termini formati dai prodotti delle corrispondenti variabili delle due serie siano uguali all'unità e che siano nulli i coefficienti delle altre possibili combinazioni binarie delle variabili. L'uso della nozione di « forma », mentre da una parte permette di eliminare i simboli di sommatorie di prodotti che appesantiscono le consuete esposizioni della materia, consente dall'altra di rendere immediatamente evidenti le relazioni intercorrenti tra i vari procedimenti di calcolo dei numeri indici.

alle quantità di tali merci prodotte, scambiate o consumate in una data unità di tempo.

I valori che assumono le variabili di ciascuna delle suddette serie in successive unità di tempo 1, 2, ..., t possono essere rispettivamente indicati, per le variabili della prima serie, con

$$\begin{aligned} a_1, b_1, \dots, m_1 \\ a_2, b_2, \dots, m_2 \\ \dots \\ a_t, b_t, \dots, m_t \end{aligned}$$

ed i valori delle variabili della seconda serie con

$$\begin{aligned} a'_1, b'_1, \dots, m'_1 \\ a'_2, b'_2, \dots, m'_2 \\ \dots \\ a'_t, b'_t, \dots, m'_t \end{aligned}$$

In base a tali valori delle variabili si possono calcolare t^2 valori della suddetta forma bilineare, del tipo:

$$U_{ij} = a_i a'_j + b_i b'_j + \dots + m_i m'_j$$

che si ottengono considerando, per le variabili della prima serie, i valori corrispondenti all'indice $i = 1, 2, \dots, t$ e per quelle della seconda serie i valori corrispondenti all'indice $j = 1, 2, \dots, t$ presi combinatamente fra loro.

I valori della forma, che così ne risultano, possono essere raccolti in un quadro che può essere considerato come la *matrice* dei numeri indici:

$$\begin{array}{cccc} U_{11} & U_{12} & \dots & U_{1t} \\ U_{21} & U_{22} & \dots & U_{2t} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ U_{t1} & U_{t2} & \dots & U_{tt} \end{array}$$

Il significato di questi valori è, formalmente, evidente: ad es. U_{11} è il valore che prende la forma in corrispondenza dei valori delle due serie di variabili, relativi ambedue al tempo 1; U_{12} è il valore che prende la forma in corrispondenza dei valori al tempo 1 delle variabili della prima serie ed al tempo 2 delle variabili della seconda serie; U_{21} è per converso il valore che prende la forma in corrispondenza dei valori al tempo 2 delle variabili della prima serie ed al tempo 1 di quelle della seconda serie; U_{22} è il valore della forma in corrispondenza dei valori al tempo 2 delle variabili di ambedue le serie; e così via.

5. — La suddetta *matrice* dei valori della forma bilineare considerata, compendia i vari casi che si presentano nella soluzione del problema della ponderazione dei numeri indici.

Essa, in primo luogo, consente di rilevare come dalla forma considerata siano deducibili tre distinti sistemi di numeri indici:

1°) i numeri indici che si potrebbero dire del valore globale o complessivo del fenomeno, dati dalla successione dei valori scritti nella *diagonale*,

da U_{11} a U_u , cioè dai valori della forma corrispondenti ai valori delle due serie di variabili nella stessa unità di tempo;

2°) i numeri indici risultanti dai valori della forma che figurano nelle singole *colonne* della matrice, dai quali risulta eliminata l'influenza delle variabili della seconda serie;

3°) gli analoghi numeri indici risultanti dai valori della forma che figurano nelle singole *righe* della matrice stessa e dai quali risulta eliminata l'influenza delle variabili della prima serie.

Se ad es. le dette variabili della prima serie cioè a, b, \dots, m denotano i prezzi alla produzione di altrettanti prodotti agricoli e quelle della seconda serie cioè a', b', \dots, m' le quantità prodotte, i valori delle forme contenute nella detta diagonale, rappresentano il *valore* lordo della produzione agricola, dai quali si possono immediatamente ricavare i numeri indici; i valori delle forme che figurano in ciascuna colonna sono atti a fornire degli indici dei *prezzi* di detti prodotti ed i valori che figurano in ciascuna riga possono fornire degli indici delle *quantità* prodotte.

A titolo di esempio, si riportano nel prospetto 1 i valori numerici della matrice sopra indicata nel caso — contemplato nella sezione A del prospetto — in cui le variabili della prima serie siano costituite dai prezzi alla produzione di alcuni principali prodotti agricoli e zootecnici nazionali e quelle della seconda serie siano costituite dai raccolti o produzioni degli stessi prodotti dal 1933 al 1942 e nel caso — sezione B — in cui le variabili della prima serie siano costituite dai prezzi medi di compenso e quelle della seconda serie dalle medie giornaliere dei titoli azionari trattati alla Borsa di Roma dal 1938 al 1945 (1). I valori scritti in neretto nelle diagonali delle due sezioni del prospetto, rappresentano perciò rispettivamente il valore lordo delle produzioni agricole ed il valore dei titoli trattati giornalmente nei singoli anni del periodo considerato; i numeri delle singole colonne sono atti a fornire degli indici dei prezzi e quelli delle singole righe degli indici del volume fisico della produzione agricola o delle quantità di titoli trattati.

(1) Nella elaborazione degli indici dei prodotti agricoli e zootecnici sono state considerate le 25 merci (escluse le bietole da zucchero) per le quali l'Istituto Centrale di Statistica ha pubblicato la serie dei prezzi comparabili a partire da quelli relativi alle produzioni dell'anno 1933 nella tavola I del fascicolo « Prezzi in Italia nell'anno 1941 e confronti con gli anni precedenti » pubblicato come supplemento ordinario alla *Gazzetta Ufficiale* n. 98 del 28 aprile 1943. Per i prodotti agricoli, le quantità sono quelle rilevate dallo stesso Istituto, mentre per i prodotti zootecnici sono state assunte le valutazioni effettuate dall'Autore della presente nota ai fini dell'indagine statistica sulle disponibilità alimentari della popolazione italiana. Nella elaborazione degli indici dei titoli azionari, sono stati assunti 25 principali titoli trattati alla Borsa di Roma, scelti fra le varie categorie di società secondo i rami di attività economica; in tutti gli anni considerati il valore dei suddetti titoli oscilla fra un minimo di circa 80 per cento ed un massimo del 95 per cento del valore complessivo di tutti i titoli azionari trattati nella Borsa in questione.

Prop. 1. — CALCOLO DEI NUMERI INDICI PONDERATI CON LA FORMA U_{ij} , IN RIFERIMENTO A DUE PARTICOLARI FENOMENI

A. — *Valore di alcuni principali prodotti zootecnici nazionali in base ai prezzi e alle quantità degli anni indicati*

	ANNI (i) CUI SI RIFERISCONO I PREZZI	ANNI (j) CUI SI RIFERISCONO LE QUANTITA'									MEDIA
		1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	
1933	21.844	21.161	22.741	20.770	23.578	23.692	23.749	22.980	21.431	19.878	22.182
1934	23.684	22.787	24.801	22.318	25.608	25.717	25.907	24.522	23.279	21.638	24.026
1935	26.600	25.729	27.143	25.133	28.977	28.727	28.791	28.003	26.125	24.147	26.937
1936	30.219	29.529	31.235	28.792	32.835	32.798	32.950	31.853	29.710	27.381	30.730
1937	34.634	33.701	36.272	33.122	37.217	37.716	37.778	36.464	34.029	31.438	35.237
1938	36.579	35.465	37.929	34.777	39.365	39.416	39.811	38.484	35.885	33.146	37.086
1939	40.439	39.358	42.017	38.636	43.575	43.707	44.090	42.535	39.811	36.837	41.101
1940	48.163	47.191	49.798	46.386	52.156	52.183	52.409	51.304	47.549	43.811	49.095
1941	62.020	61.491	65.027	60.207	67.603	67.695	68.180	66.085	61.594	56.859	63.676
1942	68.349	67.524	71.098	66.119	74.518	74.245	74.538	72.783	67.472	62.287	69.893
Media	39.253	38.394	40.806	37.626	42.543	42.590	42.820	41.501	38.689	35.742	

B. — *Valore di alcuni principali titoli azionari trattati alla Borsa di Roma in base alle medie dei prezzi di compenso e alle medie giornaliere delle quantità trattate negli anni indicati.*

	ANNI (i) CUI SI RIFERISCONO I PREZZI	ANNI (j) CUI SI RIFERISCONO LE QUANTITA'							MEDIA
		1938	1939	1940	1941	1942	1943	1944	
1938	4.063.783	3.670.803	3.978.046	4.595.640	627.782	178.331	187.090	281.879	2.197.919
1939	4.043.321	3.735.551	4.034.939	4.665.348	638.018	185.640	196.546	292.208	2.224.071
1940	4.851.414	4.526.513	4.913.302	5.611.685	731.901	211.345	216.507	335.043	2.674.714
1941	5.851.039	5.397.256	5.884.259	6.796.304	868.365	245.249	245.817	392.357	3.210.081
1942	7.011.682	6.548.548	6.982.187	8.101.299	992.028	270.932	265.559	432.782	3.825.627
1943	10.894.844	9.958.142	10.136.930	12.173.613	1.810.019	427.449	415.995	718.675	5.816.938
1944	17.515.929	15.887.026	16.838.113	20.065.923	2.785.784	674.994	641.539	1.118.049	9.440.920
1945	21.018.064	18.948.089	20.481.872	24.149.102	3.159.867	776.583	729.899	1.296.391	11.319.983
Media	9.406.260	8.583.991	9.156.206	10.769.864	1.451.721	371.440	362.369	608.423	

I coefficienti di ponderazione $\phi_a, \phi_b, \dots, \phi_m$ che figurano in tali formule sono i valori relativi (in pratica comunemente espressi in percentuale del valore totale) dei fenomeni elementari, nell'unità di tempo presa a base del calcolo dei numeri indici; le quantità $\bar{a}_i, \bar{b}_i, \dots, \bar{m}_i$ sono, invece, i numeri indici dei valori assunti dai fenomeni elementari nelle corrispondenti unità di tempo $i = 2, 3, \dots, t$.

Come è stato accennato, generalmente, nel caso in esame, i coefficienti di ponderazione non intervengono in modo esplicito nelle elaborazioni degli indici di cui trattasi, poichè di solito tali indici vengono ottenuti confrontando direttamente i valori totali del fenomeno nelle successive unità di tempo. Ad es. se si tratta di calcolare un indice del valore della produzione agricola nei diversi anni di un periodo, il calcolo viene effettuato moltiplicando, anno per anno, le quantità prodotte ed i rispettivi prezzi di vendita e sommando i valori così ottenuti per tutte le produzioni considerate.

Può peraltro darsi che i suddetti coefficienti di ponderazione si facciano intervenire esplicitamente nel calcolo: ciò accade quando il valore dei singoli fenomeni elementari viene calcolato una volta tanto con riferimento ad una determinata unità di tempo (che di solito si fa coincidere con la base dei numeri indici) e, non essendo facilmente determinabili i valori dei singoli fenomeni elementari nelle successive unità di tempo, in luogo di essi si assumono degli indici, diretti o indiretti, del loro andamento nel tempo (1).

Esiste dunque una vasta categoria di numeri indici la cui costruzione non dà luogo ad arbitrii e che perciò hanno in se stessi un significato ben determinato e suscettibili di essere resi, attraverso gradualmente perfezionamenti dei loro elementi strutturali, sempre più aderenti alla realtà. Nei riguardi di questi indici male a proposito cadono taluni atteggiamenti di dichiarato scetticismo, sul valore teorico e pratico dei numeri indici in generale, talvolta presi anche nel campo statistico.

Non altrettanto, sfortunatamente, può affermarsi degli altri due sistemi di indici nella cui costruzione, come ora si passa a vedere, è fondamentalmente insito il carattere di indeterminatezza rispetto alla realtà, che ad essi necessariamente deriva dal forzato ricorso ai metodi di eliminazione dell'influenza dell'una o dell'altra serie di variabili che intervengono nella forma generatrice dei numeri indici stessi.

(1) Con tale procedimento sono stati ad es. calcolati i numeri indici del reddito nazionale dell'Italia dal 1928 al 1938 (base 1936 = 100) dall'Ufficio Studi del Ministero delle finanze ed illustrati dal Ministro allora in carica alla seconda riunione della Società italiana di demografia e statistica (P. THAON DI REVEL, « *Indice del reddito nazionale dal 1928 al 1938* », Atti della seconda riunione della Società italiana di demografia e statistica, Roma, 26-28 giugno 1940). In detta indagine i coefficienti di ponderazione vennero stabiliti in base alle valutazioni del reddito nazionale nel 1936 compiute da vari autori.

Cap. III.

Metodi di eliminazione nel calcolo dei numeri indici

7. — La natura, l'uso e i limiti di validità dei metodi di eliminazione nel campo dei numeri indici (con speciale riguardo ai numeri indici dei prezzi) sono stati ampiamente esposti e criticamente vagliati dal GINI nello studio citato. In detto lavoro vengono fra l'altro messe in evidenza le strette analogie fra i procedimenti di eliminazione da tempo in uso nel campo demografico (metodo della popolazione tipo, dei tassi di mortalità tipo e relative varianti e derivazioni) e quelle comunemente applicate nelle costruzioni dei numeri indici complessi, che erano state precedentemente rilevate anche dal BORTKIEWICZ in uno studio sul metodo della popolazione tipo (1).

Ai fini che interessano basti osservare che tra i procedimenti comunemente adottati nel calcolo dei numeri indici possono essere ricondotti:

1) al metodo della popolazione tipo:

a) i numeri indici calcolati con *base e ponderazione fisse*, che per brevità possiamo denominare indici di I specie, tipo A;

b) i numeri indici calcolati con *base mobile e ponderazione pure mobile nella quale i valori delle variabili, di cui si vuole eliminare l'influenza, sono assunti, anche nell'unità di tempo cui gli indici si riferiscono, uguali a quelli osservati nel periodo base*, indici che per analoghe ragioni possiamo denominare di I specie, tipo B;

2) al metodo dei tassi di mortalità tipo: i numeri indici calcolati con *base mobile e ponderazione pure mobile, nella quale i valori delle variabili, di cui si vuole eliminare l'influenza, si assumono, nel periodo base, uguali a quelli osservati nell'unità di tempo per la quale i numeri indici vengono calcolati*; tali indici possiamo denominare di II specie.

La costruzione dei numeri indici di I specie, tipo A (con base e ponderazione fisse) viene effettuata calcolando, dalla matrice sopra riportata dei valori della forma bilineare, una o più successioni di numeri indici che risultano dividendo — nel caso che si voglia eliminare l'influenza delle variabili della seconda serie — i valori di ciascuna colonna per uno di essi corrispondente alla base fissa considerata.

Qualora invece si voglia eliminare l'influenza delle variabili della prima serie, gli indici in questione si ottengono dividendo i valori che figurano nelle varie righe per uno di essi corrispondente alla base fissa che si considera.

(1) L. BORTKIEWICZ, *Ueber die Methode der « standard population »*, Comptes-Rendu de la neuvième Session de l'Institut international de statistique, tenue à Berlin du 21 au 25 septembre 1903. Second volume, Bulletin de l'Institut international de statistique, Tome XIV, deuxième livraison, Berlin, 1904.

Per comodità si riportano i valori della matrice di cui si parla :

$$\begin{array}{ccccccc} U_{11} & U_{12} & \dots & \dots & \dots & \dots & U_{1t} \\ U_{21} & U_{22} & \dots & \dots & \dots & \dots & U_{2t} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ U_{t1} & U_{t2} & \dots & \dots & \dots & \dots & U_{tt} \end{array}$$

Supponendo ad es. che si voglia calcolare l'indice dei prezzi dei prodotti agricoli e zootecnici contemplati nel prospetto 1 già riportato e che tale indice s'intenda calcolare sui valori della prima colonna del prospetto (corrispondenti a quelli indicati nella prima colonna della suddetta matrice) e che come base si assuma la prima unità di tempo, si vede che il calcolo equivale ad assumere l'ipotesi che nelle successive unità di tempo le quantità prodotte siano rimaste eguali a quelle osservate nel periodo base.

Con queste assunzioni, i termini della successione :

$$U_{11}, U_{21}, \dots, U_{t1}$$

si vengono a considerare formalmente funzioni delle sole variabili della prima serie, cioè dei prezzi, e sono perciò atti a fornire un indice dei prezzi con base e ponderazione fisse.

Il carattere arbitrario dell'ipotesi che è a fondamento del calcolo è di tutta evidenza sia sul piano della realtà dei fatti che dal punto di vista logico. I fatti dicono invero che in dipendenza o meno dei prezzi o dei soli prezzi, le quantità (nel caso in esame prodotte) variano anch'esse da anno ad anno; dal punto di vista logico l'ipotesi potrebbe essere ammessa se fosse soddisfatta la condizione che una variazione delle variabili della prima serie (nel caso in esempio, dei prezzi a, b, \dots, m delle merci considerate) non determinasse necessariamente, *ferme restando tutte le altre condizioni*, una variazione nello stesso senso o in senso contrario delle variabili della seconda serie (nel caso particolare, delle quantità a', b', \dots, m' delle merci considerate). Senonchè come è dimostrato dai legami d'interdipendenza che caratterizzano la maggior parte dei fenomeni economici in cui trovano applicazione i numeri indici, la suddetta condizione anche in linea teorica si presenta arbitraria. Dal punto di vista logico dunque l'uso dei metodi di eliminazione nella costruzione dei numeri indici (non solo nel campo dei prezzi ma anche in altri, particolarmente della statistica economica e finanziaria) implica una ipotesi convenzionale ed astratta non suscettibile di riscontro nella concreta realtà. La quale, non potendo lasciarsi scomporre senza cessare di essere se stessa, di fatto svanisce nell'istante in cui ci si proponesse di ricercare ciò che diventerebbe una somma di valori (dipendenti dalle quantità e dai prezzi) se variassero soltanto i prezzi mentre le quantità rimanessero costanti; o, viceversa, se fossero queste ultime a variare, fermi restando i prezzi.

8. — Quanto è stato detto per gli indici con base e ponderazioni fisse vale per ambedue le specie di indici a base mobile di cui si è fatto cenno sopra.

Nel caso invero degli indici di I specie di tipo B, ponderati assumendo, come si è detto, che in ciascuna unità di tempo considerata le variabili della seconda serie siano rimaste uguali a quelle dell'unità di tempo immediatamente precedente, ciò risulta senz'altro manifesto, tale caso non essendo concettualmente differente da quello degli indici con base fissa, rientrando anche il caso in esame nel metodo della popolazione tipo.

Infatti e sempre per limitare la considerazione al caso degli indici dei prezzi (il caso degli indici di quantità essendo, almeno dal punto di vista puramente formale, del tutto identico) tali indici risultano dai rapporti

$$\frac{U_{21}}{U_{11}}, \frac{U_{32}}{U_{22}}, \dots, \frac{U_{t(t-1)}}{U_{(t-1)(t-1)}}$$

ciascuno dei quali fornisce l'indice rispetto al periodo immediatamente precedente, l'indice del periodo iniziale essendo uguale all'unità.

Come è facile rilevare, in ognuno di questi rapporti:

a) i valori delle forme a denominatore corrispondono a valori effettivi del fenomeno cui si riferiscono (ad es. valore della produzione) cioè corrispondono a dati reali;

b) i valori delle forme a numeratore corrispondono invece a valori ipotetici ed astratti in quanto corrispondono a quelli che assumerebbero le forme nell'ipotesi che al variare dei prezzi da una unità di tempo a quella successiva, le quantità rimanessero identiche a quelle osservate nell'unità di tempo assunta come base mobile dei singoli indici.

Teoricamente dunque gli indici calcolati nel modo ora indicato, non sfuggono all'arbitrio rilevato a proposito di quelli con base e ponderazione fisse.

Dal punto di vista pratico è da aggiungere che a priori non possono essere attribuiti a tali indici taluni vantaggi che talvolta si sogliono ad essi riconoscere in confronto di quelli calcolati con la base fissa. Tali vantaggi dovrebbero risultare dal fatto che confrontandosi situazioni relative a periodi immediatamente successivi è da attendersi che le variabili della seconda serie, supposte costanti, differiscano da quelle reali meno di quanto accade negli indici con base fissa nei quali le dette variabili si riferiscono a periodi sempre più remoti a misura che si svolge nel tempo il calcolo dei numeri indici. Ciò sarebbe vero se fosse dato ammettere un andamento *uniformemente crescente o decrescente* dei singoli valori delle variabili della seconda serie cioè delle quantità prodotte, consumate, ecc. a seconda del genere di indice che si calcola. Ma che ciò non sia generalmente il caso nella sfera almeno dei fenomeni economici, è superfluo rilevare.

9. — Identiche considerazioni valgono, *mutatis mutandis*, per l'altro tipo considerato di indici a base mobile, cioè per gli indici che sono stati denominati di II specie e che, come si è detto, si riconduce al metodo di eliminazione dei tassi di mortalità tipo.

Tali indici sono ottenuti calcolando i rapporti :

$$\frac{U_{22}}{U_{12}}, \frac{U_{33}}{U_{23}}, \dots, \frac{U_{tt}}{U_{(t-1)t}}$$

ciascuno dei quali è il valore degli indici al tempo 2, 3, ..., t rispetto all'unità di tempo immediatamente precedente, l'indice del tempo 1 essendo assunto uguale all'unità.

Anche qui intervengono valori reali della forma (che figurano a numeratore) e valori ipotetici a denominatore: per questi ultimi il procedimento di calcolo equivale ad effettuare retrospettivamente un confronto tra il valore attuale della forma e il valore che questa avrebbe assunto nel periodo immediatamente precedente se ai prezzi di tale periodo fossero state prodotte, consumate, ecc., le stesse quantità di merci osservate nel periodo corrente.

Ipotesi questa, come la precedente, senza fondamento nella realtà distrutta attraverso la postulata indipendenza delle due serie di variabili che invece l'osservazione statistica dei fenomeni economici dimostra sostanzialmente interdipendenti.

10. — In base alle riportate espressioni degli indici dei tre tipi considerati è facile vedere che, attraverso trasformazioni analoghe a quelle più sopra effettuate trattando degli indici del valore totale di un fenomeno, tali indici, relativi ad una data unità di tempo t , possono essere messi sotto la forma :

$$I_t = p_a \bar{a}_t + p_b \bar{b}_t + \dots + p_m \bar{m}_t$$

In questa espressione i numeri indici elementari $\bar{a}_t, \bar{b}_t, \dots, \bar{m}_t$ sono calcolati ragguagliando per ciascuna merce i prezzi dell'unità di tempo corrente t ai prezzi dell'anno base; tale base per gli indici della I specie di tipo A è fissa, mentre per gli altri è l'unità di tempo immediatamente precedente a quella corrente.

Quanto ai coefficienti di ponderazione p_a, p_b, \dots, p_m , risulta da quanto precede :

a) che nel caso degli indici di I specie di tipo A, essi sono quantità costanti per tutto il periodo: in pratica e nel caso ad es. degli indici dei prezzi, essi vengono calcolati sul valore ai prezzi dell'anno base, delle quantità prodotte, oppure vendute o consumate in detto anno;

b) che anche negli indici di I specie di tipo B essi sono calcolati sul valore effettivo dei singoli fenomeni elementari in ciascuna unità di tempo che costituisce la base (mobile) degli indici elementari; cioè nel caso, ad es. degli indici dei prezzi, in base ai prezzi ed alle quantità dell'unità di tempo $t-1$ se gli indici si riferiscono al tempo t ;

c) che negli indici di II specie i coefficienti sono invece calcolati sui valori ipotetici dei singoli fenomeni ad es. nel caso di indici dei prezzi, in base

ai prezzi del periodo base, cioè dell'unità di tempo $t-1$ ed alle quantità del tempo t cui si riferiscono gli indici.

Gli indici di I specie di tipo B e quelli di II specie, differiscono dunque esclusivamente per i differenti valori dei coefficienti di ponderazione. A motivo di questa loro peculiarità si è tentato di attribuire un particolare significato ai risultati comparativi delle due specie di indici attribuendo ai risultati stessi il carattere di valori estremi tra i quali sarebbe compreso l'indice reale del fenomeno nel caso in cui tale indice potesse essere calcolato (1).

Ciò potrebbe essere teoricamente ammesso se, per restare nel caso degli indici dei prezzi, queste ultime variabili fossero legate alle quantità da una relazione tale che ad un aumento dei prezzi, ad es. da un anno all'altro, facesse riscontro una diminuzione delle quantità e ad una diminuzione dei prezzi si accompagnasse un correlativo aumento delle quantità prodotte o consumate. In realtà, e cioè considerando le curve storiche dei prezzi e delle quantità, queste rigide relazioni funzionali non si verificano sempre, soprattutto quando l'osservazione riguarda brevi e successivi periodi di tempo. Come ha rilevato l'AMOROSO, nelle relazioni funzionali tra consumo e produzione da una parte e prezzi dall'altra intervengono precipuamente le scorte alle quali si devono gli sfasamenti tra le curve dei consumi e della produzione e quelle dei prezzi che risultano dall'osservazione statistica. Ad un primo esame potrebbe sembrare, nota l'AMOROSO, che un incremento delle scorte debba sempre dar luogo ad un movimento dei prezzi al ribasso e viceversa una contrazione delle scorte ad un movimento al rialzo. Non è sempre così. Se, per es. nella precedente fase della congiuntura si accumularono presso i produttori ingenti quantità invendute, che provocarono una forte contrazione della produzione, un rovesciamento nel movimento delle scorte *non provoca immediatamente* un rialzo

(1) Nelle citate considerazioni sui numeri indici, il GINI riporta alcune osservazioni tendenti a mostrare, come egli si esprime, che la soluzione (del problema del calcolo del numero indice dei prezzi che misuri le variazioni reali del fenomeno) è contenuta entro dei limiti che non differiscono sistematicamente dai risultati ottenuti secondo quelli che egli denomina metodi A e D col procedimento del tipo mobile. Questi due metodi sono precisamente quelli qui indicati con le denominazioni di indici di I specie tipo B e di II specie, a base mobile. Ora questi procedimenti conducono a indici che non hanno nulla da vedere con i cosiddetti indici di Laspeyres e Paasche il primo dei quali, come sarà accennato, è un indice a base e ponderazione fisse del tipo di quello più sopra denominato di I specie tipo A, ed il secondo è un indice pure a base fissa ma con ponderazione variabile — al quale può essere data la denominazione di indice di III specie — i cui valori, relativi a successive unità di tempo, sono comparabili con la base (fissa) ma non fra di loro. Sia consentito rilevare che non poca confusione in materia di confronti fra le suddette coppie di numeri indici è causata dalle notazioni incomplete delle sommatorie che intervengono nelle formule con cui gli indici in questione vengono usualmente rappresentati.

Prosp. 2. — INDICI DEI PREZZI E INDICI DELLE QUANTITÀ DI ALCUNI PRODOTTI AGRICOLI E ZOOTECNICI NAZIONALI E DI ALCUNI TITOLI AZIONARI TRATTATI ALLA BORSA DI ROMA

A N N I	Indici a base mobile			Indici a base fissa				
	I specie tipo B	II specie	media geometrica	ottenuti dagli indici a base mobile			I specie tipo A	III specie
				I specie tipo B	II specie	media geometrica		

A — PRODOTTI AGRICOLI E ZOOTECNICI

Indici dei prezzi

1933	—	—	—	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1934	108,4	107,7	108,1	108,4	107,7	108,1	108,4	107,7
1935	112,9	109,4	111,1	122,4	117,9	120,2	121,8	119,4
1936	115,1	114,6	114,9	140,9	135,1	138,0	138,3	138,6
1937	115,0	113,4	114,2	162,0	153,1	157,5	158,6	157,8
1938	105,8	104,5	105,2	171,4	160,0	165,6	167,5	166,4
1939	110,9	110,7	110,8	190,1	177,2	183,5	185,1	185,6
1940	118,9	120,6	119,8	226,0	213,7	219,8	220,5	223,3
1941	128,8	129,5	129,2	291,1	276,8	283,9	283,9	287,4
1942	109,5	109,5	109,5	318,8	303,2	310,9	312,9	313,3

Indici delle quantità

1933	—	—	—	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1934	96,9	96,2	96,5	96,9	96,2	96,5	96,9	96,2
1935	108,8	105,5	107,2	105,5	101,4	103,4	104,1	102,0
1936	92,6	92,2	92,4	97,7	93,5	95,5	95,1	95,3
1937	114,0	112,4	113,2	111,4	105,1	108,1	107,9	107,5
1938	101,3	100,1	100,7	112,9	105,2	108,9	108,5	107,8
1939	101,0	100,9	100,9	114,0	106,1	109,9	108,7	109,2
1940	96,5	97,9	97,2	110,0	103,9	106,8	105,2	106,5
1941	92,7	93,2	92,9	101,9	96,8	99,3	98,1	99,3
1942	92,3	92,3	92,3	94,1	89,4	91,7	91,0	91,1

B — TITOLI AZIONARI

Indici dei prezzi

1938	—	—	—	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1939	99,5	101,8	100,6	99,5	101,8	100,6	99,5	101,8
1940	121,2	121,8	121,5	120,6	124,0	122,3	119,4	123,5
1941	119,8	121,1	120,4	144,5	150,2	147,3	144,0	147,9
1942	119,2	114,2	116,7	172,2	171,5	171,8	172,5	158,0
1943	182,5	157,8	169,7	314,3	270,6	291,6	268,1	239,7
1944	157,9	154,2	156,0	496,3	417,3	455,1	431,0	342,9
1945	113,8	116,0	114,9	554,8	484,1	522,9	517,2	459,9

Indici delle quantità

1938	—	—	—	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1939	90,3	92,4	91,3	90,3	92,4	91,3	90,3	92,4
1940	108,0	108,5	108,2	97,5	100,3	98,9	97,9	101,3
1941	114,2	115,5	114,8	111,3	115,8	113,5	113,1	116,2
1942	12,8	12,2	12,5	14,2	14,1	14,2	15,4	14,1
1943	27,3	23,6	25,4	3,9	3,3	3,6	4,4	3,9
1944	97,3	95,0	96,1	3,8	3,1	3,4	4,6	3,7
1945	174,3	177,6	175,9	6,6	5,5	6,0	6,9	6,2

del prezzo; il rialzo si manifesta in un secondo tempo, dopo che l'assottigliamento delle scorte è proseguito per un certo periodo ed ha raggiunto un determinato livello. E, nella fase opposta, il rovesciamento del prezzo al ribasso si produce solo quando è già in atto la ricostruzione delle scorte (1).

Nel fatto, cade opportuno riportare nel prospetto 2 i risultati che si ottengono in base ai dati contenuti nel prospetto 1 per gli indici dei prodotti agricoli e zootecnici e per i corsi delle azioni, ivi considerati.

Un esame anche superficiale degli indici riportati nel prospetto permette di rendersi conto della dipendenza dei risultati dai procedimenti seguiti nel calcolo dei numeri indici.

Considerando ad es. gli indici a base mobile dei prezzi si vede che generalmente ambedue i procedimenti indicati conducono a variazioni annuali non molto divergenti per i prodotti agricoli, più sensibili per i titoli azionari. Da tale constatazione non è dato peraltro inferire che agli effetti delle determinazioni delle variazioni ad es. dei prezzi, da un anno all'altro, gli indici che sono stati detti di I specie tipo B e di II specie, sostanzialmente si equivalgono.

Altre considerazioni circa il valore comparativo delle due specie di indici, sia dei prezzi che delle quantità e congiuntamente, possono essere facilmente ricavate dall'esame delle cifre riportate nel citato prospetto.

E' noto che in pratica gli indici a base mobile sogliono essere trasformati a base fissa, moltiplicando ciascun indice per il prodotto di quelli precedenti: ora così facendo si vede come anche non grandi divergenze nelle variazioni di un anno rispetto al precedente, possono condurre a risultati talvolta notevolmente divergenti quando gli indici vengono ricondotti alla base fissa.

L'uso della media geometrica (o anche aritmetica) dei due indici si presenta perciò praticamente utile, non esistendo come si è visto oggettivi criteri per stabilire quale dei due procedimenti di calcolo (degli indici della I specie tipo B e della II specie) sia più consigliabile in relazione agli scopi dell'elaborazione dei numeri indici.

II. — Non meno interessante riesce il confronto tra i numeri indici che sono stati detti di I specie tipo A, a base e ponderazione fisse e quelli che sono stati denominati, per brevità, di III specie e che corrispondono, rispettivamente agli indici detti di *Laspeyres* e di *Paasche*. Anche per essi vale infatti quanto è stato detto per i precedenti e cioè che non esiste un oggettivo

(1) Cfr. L. AMOROSO, « *Meccanica Economica* », Corsi del Reale Istituto Nazionale di alta matematica, anno accademico 1940-41, Roma, 1942.

criterio che consenta di stabilire quali dei due sia da preferire nei calcoli, i quali d'altra parte risultano più spediti nell'indice della I specie tipo A (1).

Particolare importanza suole essere attribuita agli indici della specie di cui trattasi, nelle così dette teorie o interpretazioni economiche degli indici del costo della vita, che postulano, come è noto, l'esistenza di un indice « vero » (true index) del costo della vita variamente definito (2). Sotto certe condizioni, peraltro molto restrittive, l'indice Laspeyres fornirebbe l'estremo superiore e l'indice Paasche l'estremo inferiore dell'intervallo entro cui verrebbe a cadere il vero indice del costo della vita se potesse essere calcolato. Al riguardo di queste teorie o interpretazioni, è appena il caso di rilevare, dopo quanto è stato detto finora, che l'attributo « vero » usato negli scritti citati non può essere inteso nel significato di un'oggettiva esistenza dell'indice in questione, ma come semplice espressione definitoria di un particolare indice rispondente a determinate condizioni.

12. — Come è stato accennato, le due coppie di indici di cui si è detto non costituiscono che un particolare sistema fra i numerosi che possono essere ottenuti partendo dalla matrice della forma bilineare sopra riportata. Altri indici sono ad esempio immediatamente deducibili dalle successioni dei valori che formano le varie colonne e le varie righe della matrice stessa. Dal punto di vista strettamente logico tutti questi indici discendono da ipotesi

(1) L'espressione generale dell'indice detto di *Laspeyres* e qui denominato di I specie tipo A, è stata data più sopra e può essere rappresentata dalla formula:

$$I = \frac{U_{t1}}{U_{11}}$$

in cui U_{t1} è il valore che prende la forma in corrispondenza del valore al tempo $t = 1, 2, \dots$ delle variabili della prima serie (ad es. prezzi) ed al tempo 1 (base degli indici) delle variabili della seconda serie, (cioè delle quantità, nel caso degli indici dei prezzi).

La formula detta di *Paasche* è invece:

$$I = \frac{U_{tt}}{U_{1t}}$$

in cui la forma a numeratore è il valore osservato del fenomeno ad es. in base ai prezzi ed alle quantità dell'unità di tempo corrente, mentre il denominatore è il valore della forma in base ai prezzi del tempo 1 (base fissa degli indici) ed alle quantità del tempo t .

La media geometrica dei due indici in questione costituisce la nota formula « ideale » così denominata dal FISCHER per la proprietà cui soddisfa della reversibilità.

(2) Sulle definizioni di « vero » indice del costo della vita vedasi RAGNAR FRISCH, *Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers*, Econometrica, January 1936. Da segnalare, altresì, lo scritto di A. A. KONÜS, *The Problem of the True Index of the Cost of Living*, Econometrica, January 1939, originariamente pubblicato in russo nel Bollettino economico dell'Istituto della Congiuntura economica, Mosca, settembre-ottobre 1924.

della stessa natura di quelle di cui si è più sopra fatto cenno; nè può dirsi che esse siano più o meno plausibili delle altre.

E' da aggiungere, infine, che analoghi sistemi di indici potrebbero ricavarsi partendo dai valori logaritmici della forma bilineare cioè assumendo in questa, al posto dei valori originali dell'una o dell'altra serie di variabili, i corrispondenti logaritmi; ciò che equivale ad assumere nel calcolo dei numeri indici la media geometrica anzichè quella aritmetica o aggregativa alla quale per semplicità ci si è voluto qui limitare.

Ma quanto precede è da ritenere che valga sufficientemente a mostrare il singolare carattere dei numeri indici introdotti ed affermatasi nella metodologia statistica come strumenti conoscitivi della realtà, e tuttavia incapaci di afferrarla a cagione della insanabile frattura concettuale fra l'essenza eminentemente empirica dei loro elementi strutturali e quella tipicamente convenzionale, astratta e formale dei loro procedimenti di calcolo.

Cap. IV

Perfettibilità dei procedimenti formali di calcolo dei numeri indici

13. — Le considerazioni e gli esempi riportati mostrano che da una stessa matrice della forma generatrice si possono ottenere svariati indici relativi allo stesso fenomeno, con risultati più o meno divergenti fra loro. La natura astratta delle ipotesi che stanno a fondamento dei vari procedimenti di eliminazione non consente d'altra parte di stabilire quale di questi indici sia da ritenere più attendibile cioè più aderente alla realtà.

I risultati numerici dei vari procedimenti di calcolo si presentano perciò come *un insieme di valori che possono essere bensì confrontati formalmente tra loro ma che non possono essere logicamente messi in relazione con l'incognito ed inconnoscibile valore effettivo del fenomeno* cui i numeri indici si riferiscono. In altri termini i vari risultati non possono essere assimilabili, a stretto rigore di logica, a misure ripetute di una stessa grandezza od ad altri analoghi schemi o modelli di natura probabilistica dai quali potrebbe discendere la giustificazione del criterio di assumere come indice più attendibile quello ottenuto calcolando una media dei vari indici risultanti dai diversi procedimenti di eliminazione. L'uso delle medie di più risultati si basa infatti sul concetto che i numeri indici ottenuti attraverso differenti procedimenti siano ugualmente attendibili; il che, per le ragioni sopra richiamate, non può essere teoricamente affermato. Questa considerazione conduce in particolare a rilevare quanto risulti discutibile l'attributo di « ideale » che si è voluto riconoscere ad alcune formule soprattutto se inteso con riferimento non già ad alcune proprietà matematiche delle formule stesse ma alla circostanza che esse fornirebbero una attendibile e

plausibile misura dell'effettivo valore del fenomeno cui i numeri indici si riferiscono.

Così stando le cose vien fatto di chiedersi se i metodi di calcolo dei numeri indici siano destinati a rimanere nell'indeterminatezza che attualmente ne caratterizza i risultati non solo rispetto alla realtà ma anche e soprattutto dal punto di vista concettuale; o se, al contrario, essi siano suscettibili di taluni perfezionamenti che valgano a conferire ai risultati stessi almeno una più soddisfacente configurazione logica.

Che i metodi siano perfettibili è fuori di dubbio e dimostrato dalle stesse esigenze che hanno gradualmente condotto all'abbandono dei primi rudimentali procedimenti di calcolo ed all'uso di più elaborate formule, di cui un esempio è costituito da quelle sopra riportate.

Il problema è pertanto di vedere in che modo gli attuali procedimenti possono essere perfezionati.

14. — Senza pretendere di risolvere la grossa questione, sembra che un primo passo avanti potrebbe essere fatto anche restando nello stesso ordine di idee da cui discendono gli esposti procedimenti di calcolo correntemente usati.

Tenendo presente la già riportata espressione della matrice della forma generatrice, si è visto che da essa possono, fra l'altro, dedursi due particolari coppie di numeri indici dei quali si sogliono poi calcolare le medie. La prima coppia è quella degli indici che sono stati detti di I specie tipo B e di II specie, ambedue a base mobile e ponderazione variabile; la seconda è quella degli indici che sono stati detti di I specie tipo A e di III specie, il primo a base e ponderazione fisse ed il secondo a base fissa e ponderazione variabile.

Supponendo per semplicità di ragionamento trattarsi di indici dei prezzi, e ricordando le espressioni generali di questi indici si è visto che, in ambedue le coppie, gli indici al tempo t sono ottenuti in sostanza tenendo conto nella ponderazione, delle quantità del periodo corrente e di quelle del periodo base; quest'ultimo per la prima coppia di indici (a base mobile) è l'unità di tempo immediatamente precedente a quella corrente, mentre nella seconda coppia è l'unità di tempo iniziale.

Dal punto di vista logico, l'assunzione delle predette coppie di indici equivale, ad una definizione *alternativa* del livello generale dei prezzi basata, nella prima coppia, sulla configurazione delle quantità nelle unità di tempo contigue $t-1$, t e, nella seconda coppia, sull'analoga configurazione nelle unità di tempo 1 , t del periodo considerato.

Non esistendo, come è stato sopra rilevato, alcun criterio teorico di scelta tra le alterne definizioni così ottenute, la dualità dei risultati è logicamente insuperabile e vano è perciò qualunque tentativo di superarla attraverso formali combinazioni dei risultati, sul tipo di quelle rappresentate dalle cosiddette formule ideali.

Abbandonando, perciò, l'inammissibile assunto logico di dare la « vera » misura o definizione di un fenomeno con procedimenti propri dei metodi di eliminazione, ci si può porre per il momento il più modesto scopo di perfezionare la tecnica di questi procedimenti. Tale scopo può essere giustificato dalla considerazione che i procedimenti in questione, applicati ai fenomeni economici, notoriamente più variabili di quelli demografici, richiedono opportuni adattamenti che valgano a correggere, in certo modo, gli effetti delle oscillazioni accidentali cui i dati economici particolarmente soggiacciono.

15. — Si è così logicamente condotti a concepire un sistema di elaborazione dei numeri indici che tenga conto, ai fini dell'eliminazione dell'influenza di una serie di variabili, dei valori da queste assunti in un determinato intervallo di tempo, di conveniente ampiezza in relazione alla natura del fenomeno, anzichè dei soli valori delle variabili stesse ai due estremi o comunque in due punti dell'intervallo stesso.

Il punto di raccordo tra un tale sistema e quello espresso dalle consuete elaborazioni, può essere offerto dalla ricordata coppia di indici, a base mobile, costituita dagli indici di I specie tipo B e di II specie. In questa coppia di indici il confronto tra le situazioni del fenomeno cui si riferiscono, in due contigue unità di tempo, viene ottenuto, come si è visto, assumendo forme bilineari nelle quali alle variabili di cui si vuole eliminare l'influenza vengono attribuiti i valori relativi ordinatamente alla prima ed alla seconda unità di tempo predette. Passando alla successiva unità di tempo, la base del calcolo viene spostata in avanti, ma il confronto si svolge sempre fra due unità di tempo contigue, la prima delle quali coincide con la seconda del calcolo precedente.

Ove a ciascuna coppia di indici così ottenuti si sostituisca una loro media, la successione di questi valori medi fornisce un particolare sistema di numeri indici che può essere convenientemente denominato *sistema binario* allo scopo di metterne in evidenza il modo di formazione.

La costruzione di questo sistema di indici è dunque sostanzialmente basata sulla configurazione assunta, nelle due unità di tempo poste a confronto, dalle variabili di cui si vuole eliminare l'influenza.

Se la predetta configurazione potesse ritenersi relativamente stabile o comunque soggetta a variazioni regolari nel tempo — come è il caso, ad esempio, della composizione di una popolazione secondo l'età ed il sesso — il sistema di calcolo sopra indicato potrebbe ritenersi logicamente soddisfacente e praticamente adeguato agli scopi della costruzione.

Vero è, invece, che per la maggior parte dei fenomeni economici cui si riferiscono i più importanti numeri indici, la stabilità e regolarità di cui sopra sono lungi dal verificarsi. In questi casi potrebbe essere perciò conveniente, ai fini dell'eliminazione dell'influenza delle variabili della seconda

serie, estendere i confronti alla configurazione di questa in un più ampio intervallo di tempo, ad es. alle unità di tempo $t-2$, $t-1$, t della successione.

Statisticamente ciò può essere ottenuto attraverso la costruzione di più elaborati (o, se si vuole, laboriosi) sistemi di numeri indici che, in analogia col sistema degli indici binari, di cui costituiscono la logica estensione, possono determinarsi sistemi ternari, quaternari, ecc.

La natura ed il carattere di questi sistemi di indici risultano evidenti dagli esempi appresso riportati, ai quali peraltro non s'intende qui attribuire un significato diverso da quello di semplici saggi e tentativi, suscettibili di perfezionamento o di revisione.

Il calcolo di questi indici supposto iniziato da una data unità di tempo $t = 1$ può essere fatto a partire dalla matrice delle forme più sopra riportate, opportunamente integrata col calcolo delle forme ottenute considerando i valori assunti dalle variabili della seconda serie nelle unità di tempo $\bar{1}$, $\bar{2}$, $\bar{3}$,..... precedenti a quella con la quale si inizia il calcolo.

Con questa integrazione la matrice di cui trattasi assume la seguente configurazione :

$$\begin{array}{cccccccccccccccc}
 \dots, & U_{1\bar{5}}, & U_{1\bar{4}}, & U_{1\bar{3}}, & U_{1\bar{2}}, & U_{1\bar{1}}, & U_{11}, & U_{12}, & \dots \\
 \dots, & U_{2\bar{4}}, & U_{2\bar{3}}, & U_{2\bar{2}}, & U_{2\bar{1}}, & U_{21}, & U_{22}, & U_{23}, & \dots \\
 \dots, & U_{3\bar{3}}, & U_{3\bar{2}}, & U_{3\bar{1}}, & U_{31}, & U_{32}, & U_{33}, & U_{34}, & \dots \\
 \dots, & U_{4\bar{2}}, & U_{4\bar{1}}, & U_{41}, & U_{42}, & U_{43}, & U_{44}, & U_{45}, & \dots \\
 \dots & \dots
 \end{array}$$

Da questa possono in primo luogo ricavarsi successioni di rapporti costituite da eguale numero di termini, del seguente tipo :

$$\begin{array}{cccccccc}
 \dots, & \frac{U_{2\bar{4}}}{U_{1\bar{4}}}, & \frac{U_{2\bar{3}}}{U_{1\bar{3}}}, & \frac{U_{2\bar{2}}}{U_{1\bar{2}}}, & \frac{U_{2\bar{1}}}{U_{1\bar{1}}}, & \frac{U_{21}}{U_{11}}, & \frac{U_{22}}{U_{12}} \\
 \dots, & \frac{U_{3\bar{3}}}{U_{2\bar{3}}}, & \frac{U_{3\bar{2}}}{U_{2\bar{2}}}, & \frac{U_{3\bar{1}}}{U_{2\bar{1}}}, & \frac{U_{31}}{U_{21}}, & \frac{U_{32}}{U_{22}}, & \frac{U_{33}}{U_{23}} \\
 \dots, & \frac{U_{4\bar{2}}}{U_{3\bar{2}}}, & \frac{U_{4\bar{1}}}{U_{3\bar{1}}}, & \frac{U_{41}}{U_{31}}, & \frac{U_{42}}{U_{32}}, & \frac{U_{43}}{U_{33}}, & \frac{U_{44}}{U_{34}}
 \end{array}$$

Considerando gli ultimi due rapporti di ciascuna successione si ha il sistema di indici binari precedentemente considerato, vale a dire quello costituito dagli indici di I specie tipo B e dagli indici di II specie.

Considerando invece i tre ultimi rapporti di ciascuna successione può aversi un sistema di indici ternari; considerando gli ultimi quattro termini un sistema di indici quaternari e così via.

Analogamente a quanto praticato per il sistema degli indici binari dei quali suole essere calcolata la media geometrica, anche per i sistemi di ordine superiore può essere calcolato il medesimo tipo di media.

Gli indici che costituiscono i termini di ciascuna successione sono tutti indici a base mobile; considerando poi gli indici che occupano lo stesso posto nelle varie successioni, la serie di tali indici fornisce una successione temporale di indici con base e ponderazione mobili.

A titolo di esempio si riportano nel seguente prospetto i valori numerici dei rapporti che figurano nella precedente matrice (indici a base mobile) e gli analoghi che si avrebbero assumendo un sistema di indici a base fissa.

Prosp. 3. — INDICI DEI PREZZI DI ALCUNI PRINCIPALI PRODOTTI AGRICOLI (*)

A N N I	Indici ponderati in base alle quantità prodotte negli anni														
	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	
1934	109,1 109,1	107,0 107,0	108,6 108,6	109,4 109,4	108,4 108,4	107,7 107,7									
1935		111,2 119,0	110,3 119,8	110,0 120,4	112,3 121,8	112,9 121,6	109,4 119,4								
1936			115,2 138,0	114,1 137,4	113,6 138,3	114,8 139,5	115,1 137,4	114,6 138,6							
1937				115,2 158,3	114,6 158,6	114,1 159,3	116,1 159,5	115,0 159,5	113,4 157,8						
1938					105,6 167,5	105,2 167,6	104,6 166,8	105,0 167,4	105,8 167,0	104,5 166,4					
1939						111,0 186,0	110,8 184,8	111,1 186,0	110,7 184,8	110,9 184,5	110,7 185,6				
1940							118,5 219,0	120,1 223,3	119,7 221,2	119,4 220,3	118,9 220,7	120,6 223,3			
1941								129,8 289,9	129,6 286,7	129,7 285,7	130,1 287,1	128,8 287,6	129,5 287,4		
1942									110,2 316,0	109,7 313,4	109,3 313,9	110,1 316,7	109,5 314,8	105,9 313,3	

(*) Gli indici scritti a carattere tondo sono calcolati con base mobile (anno precedente = 100); gli indici scritti a carattere corsivo sono calcolati con base fissa (1933 = 100). In entrambi i casi i prezzi sono ponderati in base alle quantità prodotte negli anni indicati.

Calcolando la media (geometrica) degli ultimi due, tre, ecc. indici di ciascuna riga, dalla matrice ora riportata è possibile ottenere un sistema di indici binari, ternari, ecc. I risultati numerici, nel caso che il calcolo venga effettuato con l'uso della media geometrica semplice, sono indicati nella sezione di destra del prospetto 4 riportato più avanti.

16. -- Nei procedimenti di calcolo degli indici binari, ternari, ecc. sopra esemplificati, viene attribuito lo stesso « peso » alle configurazioni dei sistemi dei prezzi espressi in base ai valori al tempo t , $t-1$, $t-2$, ecc. delle variabili di cui viene eliminata l'influenza. Ora, avuto riguardo agli scopi pratici della costruzione, può manifestarsi l'opportunità — logicamente fondata e aderente alla natura delle cose — di attribuire alle suddette configurazioni temporali

del fenomeno un peso da crescere in relazione all'intervallo che le separa dall'unità di tempo cui il calcolo si riferisce.

Una empirica giustificazione dell'accennato procedimento è data dalla ovvia considerazione che, nel caso, ad esempio, di indice dei prezzi, l'influenza dal livello dei prezzi al tempo t , delle variabili della seconda serie (quantità) è generalmente tanto più debole quanto più queste si riferiscano ad unità di tempo $t-1, t-2, \dots$ remote da quella cui gli indici si riferiscono.

La determinazione di questi che potrebbero dirsi coefficienti di ponderazione temporale può essere fatta empiricamente assumendo ad es. che il peso del passato sia inversamente proporzionale al numero delle unità di tempo, prese in valore assoluto, che intercorrono fra l'unità di tempo corrente cui si riferiscono le elaborazioni e le precedenti unità di tempo. In questa ipotesi il peso p del tempo può essere ad es. rappresentato da i valori della funzione $p = 1/t$ o altra analoga, in cui si supponga che il valore assoluto $t = 1$ corrisponda all'unità di tempo cui si riferiscono i numeri indici, $t = 2$ all'unità di tempo precedente e così via.

Costruita in questo o in altro modo meno grossolano la successione dei pesi per ciascuna serie di anni (o di altra unità di tempo) compresa nel periodo considerato, possono essere calcolate le medie ponderate dei vari sistemi di indici: binari, ternari, ecc. che si vogliono costruire.

Considerando le medie che si ottengono dai 6 rapporti di ciascuna delle successioni sopra riportate, si avrebbero le serie di indici:

$$G_2 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{24}}{U_{14}}\right)^{n_6} \cdot \left(\frac{U_{23}}{U_{13}}\right)^{n_5} \cdot \left(\frac{U_{22}}{U_{12}}\right)^{n_4} \cdot \left(\frac{U_{21}}{U_{11}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{21}}{U_{11}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{22}}{U_{12}}\right)^{n_1}}$$

$$G_3 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{33}}{U_{23}}\right)^{n_6} \cdot \left(\frac{U_{32}}{U_{22}}\right)^{n_5} \cdot \left(\frac{U_{31}}{U_{21}}\right)^{n_4} \cdot \left(\frac{U_{31}}{U_{21}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{32}}{U_{22}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{33}}{U_{23}}\right)^{n_1}}$$

$$G_4 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{42}}{U_{32}}\right)^{n_6} \cdot \left(\frac{U_{41}}{U_{31}}\right)^{n_5} \cdot \left(\frac{U_{41}}{U_{31}}\right)^{n_4} \cdot \left(\frac{U_{42}}{U_{32}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{43}}{U_{33}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{44}}{U_{34}}\right)^{n_1}}$$

In queste espressioni gli esponenti n_1, n_2, \dots, n_6 costituiscono i pesi temporali e soddisfano ovviamente alla relazione $n_1 + n_2 + \dots + n_6 = n$.

E' facile vedere che queste medie comprendono come caso particolare la media semplice della coppia di indici costituita dagli indici di I specie tipo B e dagli indici di II specie, i cui valori numerici, con riferimento ad alcuni fenomeni, sono riportati nel precedente prospetto 2.

17. — In modo del tutto analogo, come si è detto, potrebbero ottenersi sistemi di indici a base fissa, le cui espressioni formalmente possono ricavarsi dalle precedenti sostituendo alle forme a denominatore dei singoli rapporti, a partire dalla media G_3 , le forme calcolate in base ai valori al tempo 1 delle variabili della prima serie ed ai valori indicati per quelle della seconda serie.

Si avrebbero così le medie :

$$G'_2 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{24}}{U_{14}}\right)^{n_4} \cdot \left(\frac{U_{23}}{U_{13}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{22}}{U_{12}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{21}}{U_{11}}\right)^{n_1} \cdot \left(\frac{U_{21}}{U_{11}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{22}}{U_{12}}\right)^{n_1}}$$

$$G'_3 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{33}}{U_{13}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{32}}{U_{12}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{31}}{U_{11}}\right)^{n_1} \cdot \left(\frac{U_{31}}{U_{11}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{32}}{U_{12}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{33}}{U_{13}}\right)^{n_1}}$$

$$G'_4 = \sqrt[n]{\left(\frac{U_{42}}{U_{12}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{41}}{U_{11}}\right)^{n_1} \cdot \left(\frac{U_{41}}{U_{11}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{42}}{U_{12}}\right)^{n_3} \cdot \left(\frac{U_{43}}{U_{13}}\right)^{n_2} \cdot \left(\frac{U_{44}}{U_{14}}\right)^{n_1}}$$

Anche qui si vede che le medie in questione comprendono come caso particolare la così detta formula ideale costituita dalla media geometrica semplice dei rapporti che figurano con gli esponenti n_4 ed n_1 , il primo dei quali è l'indice che è stato detto di I specie tipo A (indice *Laspeyres*) e l'ultimo è l'indice *Paasche*.

18. — Nel seguente prospetto 4 si riportano i valori numerici degli indici dei prezzi e della quantità dei prodotti agricoli che si avrebbero calcolando i vari tipi di indici (binari, ternari, ecc.) di cui si è detto; gli indici con ponderazione temporale sono ottenuti assumendo come peso del tempo i valori $n_1 = 1$, $n_2 = \frac{1}{2}$, $n_3 = \frac{1}{3}$, $n_4 = \frac{1}{4}$, $n_5 = \frac{1}{5}$, $n_6 = \frac{1}{6}$

19. — Circa queste più generali espressioni che potrebbero essere adottate nel calcolo dei numeri indici ai fini di una più razionale eliminazione dell'influenza delle variabili della seconda serie, non si vuole affermare che esse risolvano il problema — logicamente insolubile — che si è visto rappresentare il tallone di Achille della costruzione dei numeri indici.

Risulta peraltro manifesto che procedimenti di calcolo del tipo sopra indicato a puro titolo di esempio, restringono notevolmente il largo margine di arbitrio insito nei consueti procedimenti di calcolo, pur restando fermo che anche nei riguardi dei risultati che si otterrebbero dalla loro applicazione nulla è dato affermare circa il maggiore o minore grado di adeguamento alla realtà

Prosp. 4. — INDICI DEI PREZZI E DELLE QUANTITÀ DI ALCUNI PRINCIPALI
PRODOTTI AGRICOLI E ZOOTECNICI NAZIONALI

A N N I	Indici con ponderazione temporale					Indici senza ponderazione temporale				
	binari	ternari	quater- nari	quinari	senari	binari	ternari	quater- nari	quinari	senari

I — INDICI DEI PREZZI

Base mobile

1934	107,9	108,2	108,3	108,1	108,2	108,1	108,5	108,5	108,3	108,5
1935	110,6	110,9	110,8	110,7	110,8	111,1	111,4	111,7	111,0	111,0
1936	114,8	114,1	114,6	114,6	114,6	114,9	114,8	114,5	114,4	114,6
1937	114,0	114,3	114,3	114,3	114,4	114,2	114,8	114,7	114,6	114,7
1938	104,9	104,9	104,9	104,9	104,7	105,2	105,1	105,0	105,0	105,1
1939	110,8	110,8	110,8	110,8	110,8	110,8	110,8	110,9	110,8	110,9
1940	120,0	119,9	119,9	119,9	119,8	119,8	119,6	119,7	119,7	119,5
1941	129,3	129,4	129,5	129,5	129,5	129,2	129,5	129,5	129,5	129,6
1942	109,5	109,6	109,6	109,6	109,6	109,5	109,7	109,6	109,6	109,7

Base fissa (1933=100)

1934	107,9	108,2	108,3	108,1	108,2	108,1	108,5	108,5	108,3	108,5
1935	120,1	120,4	120,4	120,4	120,3	120,5	120,9	120,8	120,6	120,3
1936	138,2	138,4	138,4	138,3	138,3	138,0	138,5	138,5	138,2	138,2
1937	158,4	158,6	158,7	158,7	158,6	158,7	158,9	159,0	158,9	158,8
1938	167,0	166,8	166,8	166,8	166,9	166,7	166,8	166,9	167,0	167,2
1939	185,2	185,2	185,3	185,2	185,3	185,1	185,0	185,2	185,1	185,3
1940	222,4	222,0	221,9	222,1	221,9	222,0	221,4	221,4	221,8	221,3
1941	287,5	287,4	287,2	287,2	287,3	287,5	287,4	287,0	286,9	287,4
1942	313,8	314,3	314,3	314,2	314,3	314,1	314,9	314,7	314,4	314,7

II — INDICI DELLE QUANTITÀ

Base mobile

1938	100,5	100,4	100,3	100,3	100,3	100,7	100,5	100,1	100,2	100,2
1939	100,9	100,8	100,7	100,7	100,7	100,9	100,7	100,6	100,5	100,6
1940	97,4	97,3	97,2	97,1	97,2	97,2	97,0	96,9	96,8	96,9
1941	93,0	93,1	93,2	93,2	93,2	92,9	93,2	93,0	93,2	93,2
1942	92,3	92,3	92,5	92,5	92,5	92,3	92,3	92,3	92,3	92,3

Base fissa (1937=100)

1938	100,5	100,4	100,3	100,3	100,3	100,7	100,5	100,1	100,2	100,2
1939	101,2	101,2	101,1	100,9	101,0	101,2	101,2	101,0	100,7	100,8
1940	98,1	98,1	98,0	98,0	97,9	98,0	97,9	97,9	97,7	97,6
1941	91,1	91,2	91,2	91,2	91,1	91,1	91,2	91,2	91,2	91,2
1942	83,8	83,8	83,9	83,9	84,0	83,9	83,9	84,1	84,1	84,2

dei risultati stessi, essendo tale giudizio vietato dall'insopprimibile carattere ipotetico dei metodi di eliminazione che intervengono nelle forme generatrici dei numeri indici.

E' da aggiungere che attraverso i prospettati procedimenti non solo risulta contenuto l'arbitrio delle scelte dei tipi di ponderazione ma, per altro verso, si tiene conto dell'intero complesso di circostanze che logicamente non possono essere trascurate data la loro indubbia influenza sull'andamento dei fenomeni e sui risultati delle elaborazioni.

Non è detto che non sia possibile trovare altri e più perfetti metodi di quelli qui prospettati, giova ripetere, a puro titolo di saggio.

A questo fine potrebbe tendere una solida e costruttiva teoria matematica dei numeri indici disancorata da astratte o inconsistenti interpretazioni economiche od altre, ma volta a fornire un utilizzabile metodo di calcolo dei principali tipi di numeri indici.

Intanto ed a conclusione di quanto precede non sembra inutile rilevare che non può darsi una corretta elaborazione dei numeri indici i quali richiedono l'uso dei metodi di eliminazione, senza una soddisfacente precisa conoscenza dei valori numerici delle due serie di variabili che compongono la forma generatrice dei numeri indici stessi.

Solo attraverso una precisa o quanto meno molto attendibile determinazione statistica dei valori numerici delle suddette variabili è possibile giungere, sia pure con procedimenti alquanto laboriosi, ad una soddisfacente determinazione dell'andamento di un fenomeno: quando queste condizioni preliminari e pregiudiziali non sono soddisfatte, anche i più perfezionati procedimenti di elaborazione diventano vane esercitazioni di calcoli numerici essendo essi impotenti a dare solidità ad una costruzione basata sulle precarie fondamenta di un materiale di rilevazione qualitativamente deficiente o troppo lacunoso. I suddetti procedimenti intanto hanno un senso ed una giustificazione teorica e pratica in quanto siano agganciati al presupposto di un ottimo materiale statistico e in quanto siano da questo soddisfatte tutte le altre condizioni di cui è stato fatto cenno al principio e particolarmente a quella della rappresentatività degli elementi che sono stati detti strutturali dell'elaborazione.

Il miglioramento delle elaborazioni attualmente effettuate sia nel nostro che in altri Paesi, nel campo dei numeri indici, non altrimenti può essere ottenuto che avendo presenti le mètte da raggiungere. Ed è soprattutto in vista di creare la consapevolezza di queste esigenze che non cadono inopportuni gli studi sulla metodologia dei numeri indici, studi dei quali è desiderabile una più rigogliosa fioritura che sarebbe del resto più che giustificata dall'enorme importanza pratica che hanno i numeri indici nell'economia dei nostri tempi e che più sicuramente avranno nell'avvenire.

MARIO DE VERGOTTINI

MEDIE, INDICI DI VARIABILITA' E DI RELAZIONE



MEDIE, INDICI DI VARIABILITA' E DI RELAZIONE (*)

1. — La formula generale delle medie proposta dallo Schloemilch (1) è, come noto,

$$[1] \quad M = \frac{\sum_{s=1}^n a_s^{m+1} p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} \quad (a_{s+1} > a_s)$$

che ci dà per $m = 0$, la media aritmetica ponderata, per $m = -1$, la media armonica, per $m = 1$, la media antiarmonica.

Essa non è altro che una media aritmetica ponderata, in quanto può porsi pure sotto la forma

$$[1'] \quad M = \frac{\sum_{s=1}^n a_s a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s}$$

ed è ovviamente crescente al crescere di m , dato che in tal caso i pesi dei termini maggiori aumentano, relativamente, di più che quelli dei termini minori.

La formula dello Schloemilch non ci dà però importanti medie molto usate, quali la media quadratica, cubica, geometrica, ecc.. Le medie quadratica, cubica, ecc. si potrebbero ottenere dalla [1] quali medie geometriche di 2, 3, ecc. espressioni della stessa, facendo variare m da 0 a 1, 2, ecc. Invero

$$\sqrt{\frac{\sum_{s=1}^n a_s p_s \sum_{s=1}^n a_s^2 p_s}{\sum_{s=1}^n p_s \sum_{s=1}^n a_s p_s}} = \sqrt{\frac{\sum_{s=1}^n a_s^2 p_s}{\sum_{s=1}^n p_s}} = M_2,$$

$$^3 \sqrt{\frac{\sum_{s=1}^n a_s p_s \sum_{s=1}^n a_s^2 p_s \sum_{s=1}^n a_s^3 p_s}{\sum_{s=1}^n p_s \sum_{s=1}^n a_s p_s \sum_{s=1}^n a_s^2 p_s}} = M_3, \text{ ecc.}$$

(*) Il presente studio è stato redatto nell'ottobre 1946.

(1) Cfr. SCHLOEMILCH, *Ueber Mittelgroessen verschiedener Ordnung*, Zeitschrift fuer Mathematik und Physik, 1858, e U. RICCI, *Confronti fra medie*, Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica, 1915, vol.II, pp. 38-66.

La [1] diventa più generale se al posto di $m + 1$ scriviamo $m + k$, dove k può assumere un qualsiasi valore. In tal caso infatti

$$[2] \quad M = \frac{\sum_{s=1}^n a_s^{m+k} p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} \quad \text{o} \quad [2'] \quad M = \frac{\sum_{s=1}^n a_s^k a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s}$$

ossia l'espressione è quella della media aritmetica ponderata di potenze, che ci dà per $m = 0$ e per $k = 2, 3$, ecc. il quadrato della media quadratica, il cubo della media cubica ecc. (1).

2. — Una formula ancora più generale è la

$$[3] \quad M = \left(\frac{\sum_{s=1}^n a_s^{k+m} p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} \right)^{\frac{1}{k}}$$

che ha una struttura simile alla nota formula [1 bis] $M = \left(\frac{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n p_s} \right)^{\frac{1}{m}}$,

dato che l'espressione entro parentesi della [3] non è altro che la media aritmetica ponderata delle potenze k di a_s , con pesi le quantità $a_s^m p_s$. La media [1 bis] ci dà, come è noto, per $m = -1$, la media armonica, per $m = 1$, la media aritmetica, per $m = 2$, la media quadratica, ecc. e per m tendente a zero la media geometrica (2).

(1) Tanto la [1] quanto la [2] possono considerarsi come rapporti tra due medie e precisamente

$$[1] \quad M = \frac{\sum_1^n a_s^{m+1} p_s}{\sum_1^n p_s} : \frac{\sum_1^n a_s^m p_s}{\sum_1^n p_s} \quad \text{e} \quad [2] \quad M = \frac{\sum_1^n a_s^{m+k} p_s}{\sum_1^n p_s} : \frac{\sum_1^n a_s^m p_s}{\sum_1^n p_s}$$

$$(2) \quad \text{Il GINI dà la formula (IV)} \quad B^p_q = \sqrt[p-q]{\frac{\sum_1^n a_s^p}{\sum_1^n a_s^q}}$$

ch'egli chiama media biplana potenziata e che differisce dalla [3] soltanto per il fatto che non considera i pesi. Il Gini dà inoltre una formula più generale delle medie (formula X), che chiama media biplana combinatoria potenziata. Questa formula,

La [3] ricade nella [1] per $k = 1$ e ci dà le seguenti medie al variare di k e di m :

- per $k = 1$ e per $m = -1$ la media armonica
- $k = 1$ e per $m = 0$ la media aritmetica
- $k = 1$ e per $m = 1$ la media antiarmonica
- $k = 2$ e per $m = 0$ la media quadratica
- $k = 3$ e per $m = 0$ la media cubica
- $k = 0$ e per $m \rightarrow 0$ la media geometrica
- $k = 2$ e per $m = -2$ la media armonica quadratica
- $k = 3$ e per $m = -3$ la media armonica cubica (1)

ecc.. Infine la [3] tende ad a_n , per m tendente a $+\infty$, ed a a_1 , per m tendente a $-\infty$, posti $a_1 < a_2 < a_3 \dots < a_n$. (2)

come avverte lo stesso autore, non dà però sempre, anche quando tutti i termini sono positivi, vere medie, nel senso che non sono mai inferiori al termine minimo nè superiori al massimo. Cfr. C. GINI, *Di una formula comprensiva delle medie*, Metron, vol. XIII, n. 2, 1938.

Le medie relative, rappresentate dalla formula

$$M = \left(\frac{\sum_1^n a_s^\alpha b_s^\beta c_s^\gamma}{\sum_1^n b_s^\beta c_s^\gamma} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

non sono altro che casi particolari delle medie aritmetica, quadratica, cubica, ecc. ponderate, a seconda che $\alpha = 1, 2, 3$ ecc. Cfr. P. MARTINOTTI, *Estensione del concetto di media*, «Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica», 1939.

(1) E' interessante osservare che in base alla [3] le medie aritmetica, quadratica, cubica, ecc., si ricavano sia ponendo $k = 1, 2, 3$ ecc. e $m = 0$, sia ponendo $k = -1, -2, -3$, ecc. e $m = 1, 2, 3$, ecc.

Analogamente la media armonica si deduce sia se $k = -1$ e $m = 0$, sia se $k = 1$ e $m = -1$.

$$(2) \quad \left(\frac{a_1^{k+m} p_1 + a_2^{k+m} p_2 + \dots + a_n^{k+m} p_n}{a_1^m p_1 + a_2^m p_2 + \dots + a_n^m p_n} \right)^{\frac{1}{k}} =$$

$$= \left(\frac{a_n^{k+m} (a_1^{k+m} p_1 + a_2^{k+m} p_2 + \dots + p_n)}{a_n^m (a_1^m p_1 + a_2^m p_2 + \dots + p_n)} \right)^{\frac{1}{k}} \quad \text{dove: } \alpha_s = \frac{a_s}{a_n} < 1$$

Ma se m tende a $+\infty$, tutte le quantità α_s tendono a zero e quindi rimane $(a_n^k)^{\frac{1}{k}} = a_n$. Mettendo in evidenza a_1^{k+m} al numeratore e a_1^m al denominatore, otteniamo

$$\left(\frac{a_1^{k+m} (p_1 + \beta_2^{k+m} p_2 + \dots + \beta_n^{k+m} p_n)}{a_1^m (p_1 + \beta_2^m p_2 + \dots + \beta_n^m p_n)} \right)^{\frac{1}{k}} = (a_1^k)^{\frac{1}{k}} = a_1 \quad \text{dove: } \beta_s = \frac{a_s}{a_1} > 1$$

se m tende a $-\infty$, dato che le quantità β_s sono > 1 , Cfr. G. MORTARA, *Lezioni di statistica metodologica*, Città di Castello, 1922, pp. 103-110.

Si ricordi che la media armonica e quella antiarmonica possono ricavarsi come casi particolari della media aritmetica ponderata, quando esiste una certa relazione tra termini e pesi: si ha la media armonica quando ciascun termine ha come peso il proprio reciproco, la media antiarmonica, quando ciascun termine ha come peso se stesso. Inoltre la media armonica quadratica, cubica, ecc. sono casi particolari rispettivamente della media quadratica, cubica, ecc. quando esiste una determinata relazione tra termini e pesi: si ha cioè la media armonica quadratica quando nella media quadratica i pesi sono i reciproci dei quadrati dei termini, la media armonica cubica, quando i pesi sono uguali ai reciproci dei cubi dei termini.

3. — Tutte le medie ad eccezione della media aritmetica sono in generale sensibili alle variazioni della distribuzione che si risolvono in variazioni della sua variabilità (1). Perciò tutte le medie, eccettuata la media aritmetica, sono

(1) Le variazioni di una distribuzione consistono in quelle variazioni dei termini per le quali si modifica la distribuzione; ne restano escluse pertanto le variazioni dei termini che la lasciano invece inalterata. Se p. e. la distribuzione iniziale consiste dei termini a_1, a_2, a_3, a_4 , essendo $a_1 < a_2 < a_3 < a_4$, e questi subiscono le variazioni $+x_1, +x_2, -x_2, -x_1$, in modo che la distribuzione finale sarà: a_4, a_3, a_2, a_1 , pur essendo variati tutti i termini, la distribuzione rimane inalterata.

In generale le variazioni di una distribuzione si risolvono in una variazione della sua disuguaglianza o variabilità, considerata sotto determinati aspetti.

Se p. e. i termini di una distribuzione variano in modo che invece di $a_1, a_2, a_3, a_4, \dots, a_n$ (essendo $a_1 < a_2 < \dots < a_n$) avremo $a_1 + x_1, a_2 + x_2, \dots, a_n + x_n$,

il quadrato della media quadratica, ch'era ${}_1M_2^2 = \frac{\sum_1^n a_s^2}{n}$,

$$\text{diventerà } {}_2M_2^2 = \frac{\sum_1^n (a_s + x_s)^2}{n} = \frac{\sum_1^n a_s^2 + 2 \sum_1^n a_s x_s + \sum_1^n x_s^2}{n}$$

$$\text{ossia } {}_2M_2^2 \leqslant {}_1M_2^2 \text{ a seconda che } \frac{2 \sum_1^n a_s x_s + \sum_1^n x_s^2}{n} \leqslant 0$$

Essendo $\sum_1^n a_s x_s = \sum_1^n y_s x_s$ dove $y_s = a_s - M$,

possiamo scrivere

$$\frac{\sum_1^n a_s x_s}{n} = 2 r_{ax} \sigma_y \sigma_x \text{ e quindi } 2 r_{ax} \sigma_y \sigma_x + \sigma_x^2 \leqslant 0, \text{ o } r_{ax} \leqslant -\frac{\sigma_x}{2 \sigma_y}$$

Cioè le variazioni di una distribuzione, ferma restando la media aritmetica, determinano sempre una variazione della sua variabilità, in base alla somma dei quadrati degli scostamenti dei termini dalla media aritmetica (dato che fermo restando

$M_1, 2\sigma^2 - 1\sigma^2 = {}_2M_2^2 - {}_1M_1^2$), eccettuato il caso in cui $r_{ax} = -\frac{\sigma_x}{2\sigma_y}$. Invero in tal caso la variabilità della distribuzione, in base alla somma dei quadrati degli

indici di variabilità (1). Quelle maggiori della media aritmetica sono indici diretti, perchè aumentano col crescere della variabilità dei termini, quelle minori sono invece indici indiretti perchè diminuiscono col crescere della loro variabilità (esse sono quindi anche indici di omogeneità).

scostamenti dei termini dalla media aritmetica, resta costante, mentre la distribuzione dei termini può variare. Se $r_{ax} = -\frac{\sigma_x}{2\sigma_y}$, essendo $r_{xa} = -b_{ax}\frac{\sigma_y}{\sigma_x}$, vuol dire che

$$b_{xa} = -\frac{1}{2}, \text{ cioè } \frac{\sum_1^n y_s x_s}{\sum_1^n y_s^2} = -\frac{1}{2}.$$

Se p. e. nella distribuzione iniziale i termini sono 27, 19, 13, 11, 11, 9, cosicchè i rispettivi scostamenti dalla media aritmetica sono: + 12, + 4, - 2, - 4, - 4, - 6, e le variazioni subite dai termini sono rispettivamente: - 24, - 8, + 4, + 8, + 8, + 12, la distribuzione finale sarà composta dei termini: 21, 19, 19, 17, 11, 3, ossia la distribuzione è variata mentre M_2^2 è rimasto costante (= 1582/6). Se p. e. i termini della distribuzione iniziale sono tali (p. e. 16, 12, 8, 4) che i rispettivi scostamenti dalla media aritmetica sono simmetrici (+ 6, + 2, - 2, - 6) e le corrispondenti variazioni sono: - 12, - 4, + 4, + 12, cosicchè i termini della distribuzione finale sono: 4, 8, 12, 16, rimane costante non soltanto M_2^2 ma anche la distribuzione.

(1) La variabilità è un concetto generico e come tale non è suscettibile di misura; sono invece misurabili determinati suoi aspetti, esprimibili in quantità precise, come gli scostamenti dei termini dalla media aritmetica, i loro quadrati, ecc. In generale quindi ogni grandezza che varia col variare di un particolare aspetto della variabilità è una misura di quel particolare aspetto della variabilità ed un indice di variabilità considerata sotto altri aspetti. Per indice di variabilità s'intende invero una grandezza che varia col variare di qualche aspetto della variabilità ma non è legata sempre ad essa da una relazione esprimibile in una precisa forma matematica. In altre parole un indice di variabilità è una funzione della variabilità considerata sotto diversi aspetti, suscettibili di essere espressi con una grandezza, ossia è una misura indiretta. P. e. σ è una misura della variabilità considerata sotto il particolare aspetto dei quadrati degli scostamenti dei termini dalla media aritmetica, ed un indice di variabilità di altri suoi aspetti. Così M_2^2 , ch'è una misura della grandezza media dei quadrati dei termini, non può essere anche una misura della variabilità, ma soltanto un indice, dato che la somma dei quadrati dei termini non è una misura della variabilità, pur essendo sensibile alle variazioni della variabilità di una distribuzione, considerata sotto l'aspetto dei quadrati degli scostamenti dei termini dalla loro media aritmetica. Perciò tutte le medie, eccettuata la media aritmetica, sono indici di variabilità dell'intensità dei termini, dato che sono misure di grandezze-funzioni della sua variabilità. La misura diretta della variabilità dell'intensità dei termini è data dallo scostamento medio dalla media aritmetica o dalla mediana o dalla differenza media. La media aritmetica, quale misura dell'intensità media, non è quindi un indice di variabilità, non essendo sensibile alle variazioni della stessa se l'ammontare dei termini ed il loro numero rimangono costanti.

A questo proposito si deve però osservare che per misurare la variabilità di una distribuzione è necessario avere uno o più termini di riferimento. Questi possono essere interni o esterni alla distribuzione. Se determiniamo gli scostamenti dei termini da un valore esterno o da uno dei due termini estremi della distribuzione, la

A questo proposito è necessario precisare che le medie sensibili alle variazioni della distribuzione dei termini risolvendosi in variazioni della sua variabilità sono in effetti indici di variabilità soltanto se rimangono costanti il numero e l'ammontare dei termini. Questa loro caratteristica non è valida se varia l'ammontare o il numero dei termini o entrambi, a meno che non resti costante la media aritmetica. E' ovvio che se la media quadratica (o il suo quadrato) dei redditi è in Inghilterra maggiore nel 1938 che nel 1930, non si può

somma degli scostamenti dei singoli termini da tali termini di riferimento è una costante qualunque sia la loro distribuzione (restando costante l'ammontare dei termini). Rispetto ad un valore esterno anche un gruppo di termini tutti uguali tra loro presenterà scostamenti (differenze), tutte però uguali tra loro. In tal caso potremo dire ch'esiste una disuguaglianza tra i termini del gruppo (non si potrà parlare di distribuzione se tutti i termini sono uguali) ed il termine di riferimento (esterno), ma non si potrà parlare di variabilità. P. e. gli indici di concentrazione R , B e B' non sono altro che medie aritmetiche di scostamenti di una successione di termini da un termine di riferimento, ch'è esterno, se esiste variabilità, mentre è interno, se la variabilità è nulla.

Il quadrato della media quadratica può considerarsi anche come misura di un determinato aspetto della variabilità di una distribuzione (quadrati dei termini) rispetto al termine di riferimento zero, ossia esterno alla distribuzione, se tutti i termini sono maggiori di zero, interno invece se il termine minimo è uguale a zero.

La stessa media aritmetica sarebbe una misura della variabilità dell'intensità dei termini in quanto non è altro che la media degli scostamenti delle loro intensità dallo zero, assunto quale termine di riferimento (che può essere interno o esterno alla distribuzione). Ma poichè essa non è sensibile alle variazioni della distribuzione dei termini (fermo restando il loro ammontare) non può considerarsi in realtà come tale, pur misurando lo scostamento medio dei termini della distribuzione dal termine di riferimento ($= 0$). La media aritmetica è quindi un caso particolare dello scostamento medio di una distribuzione dal termine minimo, se questo è $= 0$. Detto indice di variabilità è però insensibile alle variazioni della variabilità della distribuzione, ferma restando la media aritmetica, come quest'ultima, e perciò non dovrebbe venir usato come tale. In effetti invece viene usato quale indice di variabilità in deter-

minate distribuzioni: p. e. in quella paretiana di prima approssimazione $\alpha = \frac{M}{M-h}$, ossia non è altro che il reciproco dello scostamento relativo della media aritmetica dal termine minimo, ossia dello scostamento medio relativo dei singoli termini dal termine minimo; δ , potendo esprimersi mediante la formula $\delta = M/h$, non è altro che il rapporto tra la media aritmetica ed il termine minimo della distribuzione ed il rapporto di concentrazione (R) è dato dalla formula $R = \frac{M-h}{M+h}$, ossia è il quoziente tra lo scostamento medio dei singoli termini dal termine minimo e la somma della media aritmetica e del termine minimo. Nella distribuzione paretiana di prima approssimazione la stessa media aritmetica diventa un indice di variabilità ($M = \delta h$), restando costante h , soltanto però se varia l'ammontare dei termini.

Per il concetto di variabilità e l'impossibilità di misurarla vedi: V. CASTELLANO, *Recente letteratura sugli indici di variabilità*, Metron, vol. XII, n. 3, 1935. Per la differenza tra misure ed indici, vedi G. MORTARA, *Misure ed indici delle disuguaglianze statistiche*, Estratto dai Rendiconti del « Seminario Matematico e Fisico di Milano » Vol. VIII, 1934.

affermare che perciò la disuguaglianza dei redditi è aumentata, in quanto non si conoscono le variazioni del reddito medio aritmetico. Se esso (o il suo quadrato) è aumentato maggiormente in via assoluta, la disuguaglianza dei redditi anziché aumentare sarà diminuita. In questo caso, come si è detto, le medie sensibili alle variazioni della variabilità dei termini possono usarsi quali indici di variabilità soltanto se la media aritmetica è costante, in quanto essa è il termine di riferimento implicito in tali medie (tutte coincidono in caso di variabilità nulla), mentre diventa esplicito negli indici di variabilità ricavati quali differenze tra una media sensibile alle variazioni della variabilità della distribuzione e la media aritmetica, insensibile alle medesime.

Però dette medie possono usarsi quali indici di variabilità anche nel caso che le distribuzioni varino (per numero o per ammontare dei termini o per entrambi, facendo variare la media) se vengono prese in valore relativo, cioè divise per le rispettive medie aritmetiche. Allora esse diventano indici di variabilità relativa e quindi comparabili tra loro. Ciò equivale in effetti ad uguagliare per tutte le distribuzioni comparande la media aritmetica. Quindi la caratteristica delle medie sensibili alle variazioni della variabilità della distribuzione di essere anche indici di variabilità, valida soltanto se il numero e l'ammontare dei termini rimangono costanti, o almeno se è costante la media aritmetica, se esse vengono considerate in valore assoluto, diventa generale, estensibile cioè a tutte le distribuzioni, se esse vengono prese invece in valore relativo.

La proprietà delle medie ora esaminata appare chiaramente dalla [3], se i singoli termini vengono espressi in funzione dei loro scostamenti dalla media aritmetica e di quest'ultima ($a_s = M_1 \pm x_s$). In tal caso invero la [3] assume l'espressione :

$$[3''] M = \left(\frac{\sum_{s=1}^n (M_1 \pm x_s)^k a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} \right)^{\frac{1}{k}} \text{ che, per } k = 1 \text{ e } m = 0, \text{ ci dà la media}$$

$$\text{aritmetica } (M_1), \text{ essendo } \frac{\sum_{s=1}^n x_s p_s}{\sum_{s=1}^n p_s} = 0,$$

$$\text{per } k = 2 \text{ e } m = 0, M = \left(\frac{\sum_{s=1}^n (M_1 + x_s)^2 p_s}{\sum_{s=1}^n p_s} \right)^{\frac{1}{2}} = (M_1^2 + \sigma_2^2)^{\frac{1}{2}} = M_2$$

$$\text{per } k = 3 \text{ e } m = 0, M = \left(\frac{\sum_{s=1}^n (M_1 + x_s)^3 p_s}{\sum_{s=1}^n p_s} \right)^{\frac{1}{3}} = (M_1^3 + 3 M_1 \sigma_2^2 + \sigma_3^3)^{\frac{1}{3}} = M_3$$

$$\text{per } k = 1, m = 1 \text{ e } p_s = 1, M = \frac{\sum_{s=1}^n (M_1 + x_s) a_s}{\sum_{s=1}^n a_s} = \frac{M_1^2 + \sigma_2^2}{M_1} =$$

$$= M_1 + \frac{\sigma_2^2}{M_1} = M_a \text{ (media antiarmonica) in quanto } \sum_{s=1}^n x_s a_s = \sum_{s=1}^n x_s^2$$

La [3''] ci dice che qualsiasi media ricavata dalla [3] o dalla [3'] è un indice di variabilità diretto o inverso, eccettuata la media aritmetica (1). Tutti questi indici coincidono con la media aritmetica nel caso di variabilità nulla e si allontanano da essa col crescere della variabilità. Perciò si può costruire tutta una serie di indici di variabilità, sottraendo dalla grandezza che figura nella

(1) Sono state proposte alcune formule approssimative delle medie più usate, che esprimono queste in funzione di M_1 e di σ_2 , e che mettono quindi in chiara luce come dette medie siano indici di variabilità.

Queste formule sono le seguenti :

$$M'_h = M_1 - \frac{\sigma_2^2}{M_1}, M'_g = M_1 - \frac{\sigma_2^2}{2M_1}, M'_2 = M_1 + \frac{\sigma_2^2}{2M_1}, M'_3 = M_1 + \frac{\sigma_2^2}{M_1} = M_a$$

I 5 valori medi più usati (compresa la media aritmetica) formerebbero quindi una progressione aritmetica di ragione $\sigma_2^2/2M_1$. Le formule approssimate in discorso sono però poco soddisfacenti (ad eccezione di quella media antiarmonica ch'è esatta); infatti in base ad esse non si verifica la nota relazione generale che

$$M_2 = \sqrt{M_1 \cdot M_a}$$

Queste formule valgono comunque, come ben notano gli autori che se ne occupano, soltanto se la variabilità è bassa, se cioè la quantità σ_2/M_1 è piccola. Ma anche in tal caso esse non possono accettarsi senza riserve, dato che modificano, come si è visto, le relazioni esistenti tra le medie in discorso. La loro importanza consiste più nel fatto che mettono in luce la sensibilità delle medie alle variazioni della disuguaglianza della distribuzione (σ_2).

Una migliore approssimazione presentano le seguenti formule, ricavate dalle precedenti, innalzate al quadrato, ma trascurando i termini con al denominatore M_1^2 ed estraendone poi la radice seconda :

$$M'_h = (M_1^2 - 2\sigma_2^2)^{\frac{1}{2}} \quad M'_2 = (M_1^2 + \sigma_2^2)^{\frac{1}{2}}$$

$$M'_g = (M_1^2 - \sigma_2^2)^{\frac{1}{2}} \quad M'_a = (M_1^2 + 2\sigma_2^2)^{\frac{1}{2}}$$

Il valore di M'_2 è esatto e non approssimato, mentre è approssimato quello di M'_a errato per difetto.

Cfr. U. RICCI, *Confronti fra medie* op. cit. e SCHREIBNER, *Ueber Mittelwerte in Berichte der Koen. Saechs. Gesellschaft der Wissenschaften Mathematische physische Classe, Sitzung am 12 Dezember 1873*, citato dal Ricci.

[3''], la potenza k -esima della media aritmetica ed estraendo la radice k -esima di tale differenza, presa in valore assoluto, dato che può essere positiva o negativa. Precisamente

$$[4] \quad I_{vk} = \left| \frac{\sum_{s=1}^n (M_1 + x_s)^k a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} - M_1^k \right|^{\frac{1}{k}}$$

Questo indice sarà = 0 in caso di variabilità nulla e crescerà col crescere della disuguaglianza della distribuzione. La [4] ci dà lo scostamento quadratico medio dalla media aritmetica per $k = 2$ e $m = 0$; la differenza tra la media antiarmonica e la media aritmetica per $k = m = 1$, ecc. (1).

(1) La differenza tra la media aritmetica e la media armonica è

$$M_1 - M_h = M_1 - \frac{\sum_1^n a_s \frac{1}{a_s}}{\sum_1^n \frac{1}{a_s}} = M_1 - \frac{\sum_1^n (M_1 + x_s) \frac{1}{a_s}}{\sum_1^n \frac{1}{a_s}} = \frac{\sum_1^n x_s}{\sum_1^n \frac{1}{a_s}}$$

ossia essa è uguale alla media aritmetica ponderata degli scostamenti dalla media aritmetica, presi col loro segno algebrico, con pesi i reciproci dei corrispondenti termini, preceduta dal segno —. Ovviamente questa media aritmetica ponderata, ch'è un indice di variabilità, sarà negativa in quanto gli scostamenti positivi maggiori hanno pesi molto più piccoli (reciproci dei termini maggiori) che non gli scostamenti negativi maggiori (reciproci dei termini minori).

La differenza $M_1 - M_g = \frac{\sum_1^n (a_s - M_g)}{n}$

è pure un indice di variabilità e precisamente lo scostamento medio dei singoli termini dalla media geometrica (dato che $M_1 > M_g$, la somma degli scostamenti positivi sarà maggiore di quella degli scostamenti negativi). La differenza tra le due medie è quindi essa pure un indice di variabilità, che aumenta col crescere della variabilità; il suo valore massimo è M_1 , in quanto il valore minimo di M_g è 0. Però la differenza $M_1 - M_g$ è un indice di variabilità poco razionale, dato che raggiunge il suo massimo se $M_g = 0$, il che avviene anche se un solo termine è = 0, ossia molto prima che la distribuzione raggiunga la massima disuguaglianza. Detto inconveniente si verifica anche per l'indice di variabilità formato dalla differenza $M_1 - M_h$.

Questi due indici di variabilità, in quanto si basano sulla somma degli scostamenti presi col loro segno algebrico, appaiono poco significativi. Ma a tale riguardo si deve osservare che pure la differenza media si può esprimere in funzione della somma degli scostamenti dalla media aritmetica, presi col loro segno algebrico, benchè ponderati.

Invece della [4] possiamo usare come indice di variabilità pure l'espressione (1)

$$[4'] \quad I_{vk} = \left| \left(\frac{\sum_{s=1}^n (M_1 + x_s)^k a_s^m p_s}{\sum_{s=1}^n a_s^m p_s} \right)^{\frac{1}{k}} - M_1 \right|$$

che, per $k = 1$ coincide con la [4]

$$\begin{aligned} \text{per } k = 2, m = 0, I_{vk} &= |M_2 - M_1| \\ k = 3, m = 0, I_{vk} &= |M_3 - M_1| \\ k = 1, m = 1, I_{vk} &= |M_a - M_1| \text{ ecc.} \\ k = 1, m = 0, I_{vk} &= |M_h - M_1| \end{aligned}$$

4. — Ma se tutte le differenze tra le medie sensibili in generale alle variazioni della distribuzione dei termini, che si risolvono in variazioni della sua variabilità, e la media aritmetica sono indici di variabilità, sempre restando costanti il numero e l'ammontare dei termini o almeno la media aritmetica, tutti gli indici di variabilità dovrebbero essere a loro volta differenze tra determinate medie, sensibili in generale alle variazioni della variabilità della distribuzione e la media aritmetica.

Esaminiamo sotto questo particolare aspetto i più noti indici di variabilità e di concentrazione. Lo scostamento medio quadratico (σ_2), come è noto, non è altro che la radice seconda della differenza tra il quadrato della

media quadratica e quello della media aritmetica: $\sigma_2 = \sqrt{M_2^2 - M_1^2}$

Lo scostamento medio cubico è: $\sigma_3 = \sqrt[3]{(M_3^3 - M_1^3) - 3 M_1 \sigma_2^2}$,

cioè è uguale alla radice cubica della differenza tra il cubo della media cubica e quello della media aritmetica, diminuita del triplo prodotto della media aritmetica e del quadrato dello scostamento medio quadratico.

Lo scostamento medio dalla mediana è

$$\sigma_{1c} = \frac{\sum_{s=\frac{n+2}{2}}^n a_s - \sum_{s=1}^{\frac{n/2}} a_s}{n} = M_1 - m_2, \text{ dove } m_2 = \frac{2}{n} \sum_{s=1}^{\frac{n/2}} a_s,$$

(1) Il Furlan scrive $\sigma^2 = M_2^2 - M_1^2 = (M_2 - M_1)(M_2 + M_1)$ e dimostra che il fattore $M_2 - M_1$ costituisce da solo una buona misura della variabilità, e, generalizzando, che tutte le differenze $M_t - M_1$ sono buone misure di variabilità, in rapporto alla media aritmetica, quale base (questa espressione differisce soltanto di poco dalla [4']); infine tutte le differenze $M_t - M_{t'}$ ($t < t'$) costituiscono una buona misura della variabilità in rapporto a M_t , quale media base. Cfr. V. FURLAN, *Sur une formule générale de la moyenne*, Metron, vol. VII, n. 2, 1928, p. 46.

ossia è uguale alla differenza tra la media aritmetica di tutta la distribuzione e quella dei termini non superiori alla mediana, oppure alla differenza tra la media aritmetica dei termini non inferiori alla mediana (m_1) e quella di tutta la distribuzione ($m_1 - M_1$), come si dimostra facilmente.

Lo scostamento medio dalla media aritmetica invece è

$$\sigma_1 = \frac{2\bar{n}_2}{n}(M_1 - \bar{m}_2),$$

dove \bar{n}_2 è il numero dei termini inferiori alla media aritmetica e \bar{m}_2 è la media aritmetica dei medesimi, cioè è uguale alla differenza tra la media aritmetica generale e quella dei termini non superiori alla stessa, moltiplicata per il rapporto $\frac{2\bar{n}_2}{n}$ ch'è sempre maggiore di 1 (oppure $\sigma_1 = \frac{2\bar{n}_1}{n}(\bar{m}_1 - M_1)$, dove \bar{n}_1 è il numero dei termini maggiori della media aritmetica e \bar{m}_1 la media aritmetica dei medesimi).

Lo scostamento medio dal valore mediale o divisorio (M_d) è

$$\sigma_{1d} = \frac{\sum_{s=r+1}^n (a_s - M_d) + \sum_{s=1}^r (M_d - a_s)}{n} = M_d \frac{\bar{n}_2 - \bar{n}_1}{n}$$

(dove \bar{n}_1 è il numero dei termini non inferiori al valore mediale e \bar{n}_2 il numero dei termini non superiori), cioè è uguale al valore mediale stesso moltiplicato per il fattore $\frac{1}{n}(\bar{n}_2 - \bar{n}_1)$. Si noti che il valore mediale è un valore di posizione, come la mediana, e quindi non sta in rapporto costante con la media aritmetica.

La differenza media

$$\Delta = \frac{2 \sum_{s=1}^{n-1} (M_1 - m_s) n_s}{\sum_{s=1}^{n-1} n_s} = 2 (M_1 - M_p), \text{ dove } M_p = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} m_s n_s}{\sum_{s=1}^{n-1} n_s},$$

ossia è uguale al doppio della differenza tra la media aritmetica generale e la media aritmetica ponderata (M_p) di tutte le $n - 1$ medie aritmetiche parziali, formate di 1, 2, 3... $n - 1$ termini, cominciando dal termine minimo (m_s), ciascuna avendo come peso il numero dei termini di cui è formata (n_s).

Quindi $M_1 - M_p = \frac{\Delta}{2}$

Ne segue che il rapporto di concentrazione $R = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} (M_1 - m_s) n_s}{M_1 \sum_{s=1}^{n-1} n_s} = 1 - M_{pr}$

dove M_{pr} è la media aritmetica ponderata delle $n - 1$ medie aritmetiche parziali, tutte essendo espresse in funzione della media aritmetica generale (M_p/M), ossia $M_{pr} = 1 - R$, è cioè il complemento di R ($R + M_{pr} = 1$).

L'indice di concentrazione del Bonferroni $B = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} (M_1 - m_s)}{(n-1) M_1} = 1 - M_r$,

ossia $M_r = 1 - B$ e $B + M_r = 1$.

L'indice di concentrazione

$$B' = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} x''_s}{H} = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} (m'_s - M_1)}{M_1 H} = \frac{\sum_{s=1}^{n-1} (m'_s - M_1)}{M_1 (n-1)} \cdot \frac{n-1}{H}$$

cioè $B' \frac{H}{n-1} = M'_r - 1$ ossia $M'_r = 1 + B' \frac{H}{n-1}$

dove M'_r è la media aritmetica semplice delle $n - 1$ medie aritmetiche parziali m'_s , calcolate cominciando dal termine massimo, e divise per la media aritmetica generale.

5. — La formula [3] si può ovviamente utilizzare anche per gli indici di variabilità. Basterà sostituire x_s ad a_s , e considerare gli scostamenti in valore assoluto. Così la [3] ci darà lo scostamento medio dalla media aritmetica se si pone $x_s = a_s - M_1$, $m = 0$ e $k = 1$; lo scostamento medio dalla mediana se si pone $x_s = a_s - M_e$, $m = 0$ e $k = 1$; lo scostamento quadratico medio dalla media aritmetica, se si pone $x_s = a_s - M_1$, $m = 0$ e $k = 2$; la differenza media, se si pone $x_s = 2(M - m_s)$, $m = 0$, $k = 1$ e $p_s = n_s$; il rapporto di concentrazione (R), se si pone $x_s = \frac{M - m_s}{M}$, $m = 0$, $k = 1$ e $p_s = n_s$; l'indice di concentrazione del Bonferroni (B) se si pone $x = \frac{M - m_s}{M}$, $m = 0$, $k = 1$ e $p_s = 1$ e così via. L'indice di concentrazione B' si ottiene se si pone $x_s = \frac{m'_s - M_1}{M_1} \cdot \frac{n-1}{H}$, $m = 0$, $k = 1$ e $p_s = 1$. Per l'indice B' e per la differenza media cioè gli scostamenti vanno moltiplicati per una certa costante.

6. — Il fatto che la media aritmetica è l'unica media che rimanga insensibile alle variazioni della variabilità della distribuzione, fermi restando il numero e l'ammontare dei termini, o almeno la media aritmetica, conferisce ad essa un particolare significato. Le altre medie servono bensì a caratterizzare determinati aspetti della distribuzione, ma sono anche indici di variabilità della stessa considerata sotto determinati aspetti (1).

(1) Recentemente è stata adottata quale indice di concentrazione del commercio estero secondo paesi la radice quadrata della somma dei quadrati delle frazioni del

Naturalmente ogni media ricavata col concorso di tutti i termini della distribuzione gode la proprietà di essere insensibile alle variazioni della distribuzione che lasciano inalterato l'ammontare di quella funzione dei termini dalla quale essa è dedotta. Sotto questo particolare punto di vista le altre medie sono invece indici di variabilità in quanto sono in generale sensibili a tali variazioni della distribuzione dei termini (determinanti variazioni della sua variabilità). Rispetto ai quadrati dei termini, il quadrato della media quadratica gode delle stesse proprietà della media aritmetica rispetto ai termini e così pure il reciproco della media armonica rispetto ai reciproci dei termini, ecc. Perciò queste medie restano costanti al variare della distribuzione che lasci inalterata la somma dei quadrati dei termini o dei loro reciproci, mentre le altre medie varieranno. Tutte le medie cioè sono anche indici di variabilità se si riferiscono alle intensità dei termini o a loro funzioni dalle quali non sono dedotte, mentre sono soltanto medie rispetto a quelle funzioni dalle quali sono ricavate.

7. — Risulta evidente da quanto precede che, con riguardo all'intensità dei fenomeni, ove si eccettui la media aritmetica, la distinzione tra medie ed indici di variabilità viene a cadere. Tutte le medie all'infuori della media aritmetica, dovrebbero venire trattate quali indici di variabilità. Esse invero mettono bensì in evidenza determinate caratteristiche della distribuzione, ma queste dipendono dalla sua variabilità. Sola eccezione, come si è visto, è la media aritmetica che ci dà una caratteristica della distribuzione delle intensità indipendente dalla sua variabilità. Essa ci dà precisamente la grandezza che avrebbero i singoli termini qualora, ferme restando tutte le altre circostanze, la variabilità della serie fosse nulla. Anche le grandezze delle altre medie possono immaginarsi estese a tutti i termini della serie, ossia anch'esse corrispondono ad una variabilità nulla; ma per passare ai corrispondenti stati di equidistribuzione si deve abbandonare la condizione del « coeteris paribus », cioè diminuire o aumentare l'ammontare totale dei casi a seconda che le medie siano minori o maggiori della media aritmetica.

8. — Ma alla formula [3] si può dare una estensione ancora maggiore quando si rifletta che molti indici di relazione non sono altro che medie di

commercio globale di uno Stato con i diversi paesi con cui intrattiene scambi commerciali, cioè

$$C = \sqrt{\frac{\sum_1^n a_s^2}{(n M_1)^2}} = \sqrt{\frac{\sigma_2'^2 + 1}{n}}$$

dove σ_2' è il coefficiente di variazione, cioè σ_2/M_1 .

Vedi A. O. HIRSCHMANN, *National Power and the Structure of Foreign Trade*, University of California Press, 1945.

determinate funzioni degli scostamenti di uno o di entrambi i fenomeni considerati. La [3] cioè è comprensiva di tutti questi indici di relazione quando al posto dei termini, o degli scostamenti, si pongono quelle funzioni degli scostamenti che figurano nelle espressioni dei diversi indici di relazione. Il rapporto di correlazione (η) può ricavarsi dalla [3] quale media quadratica ponderata degli scostamenti delle medie aritmetiche parziali di A o di B dalla rispettiva media aritmetica generale, divisi per σ_2 .

Invero

$$\eta = \sqrt{\frac{\sum_{s=1}^n x'_s{}^2 n_s}{n}} \quad \text{dove } x'_s = \frac{m_s - M_1}{\sigma_2}$$

Il coefficiente di correlazione lineare può dedursi dalla [3] quale media quadratica ponderata degli scostamenti dei valori teorici giacenti sulla retta interpolata col metodo dei minimi quadrati (a_{rs}) dalla media aritmetica generale, divisi per σ_2 , cioè

$$r = \sqrt{\frac{\sum_{s=1}^n x'_s{}^2 n_s}{n}} \quad \text{dove } x'_s = \frac{a_{rs} - M_1}{\sigma_2}$$

Si osservi che r può porsi pure sotto la forma

$$r = \frac{\sum_{s=1}^n \left(\frac{v_y}{v_x}\right) v_x^2}{n} \quad \text{dove } \sum_{s=1}^n v_x^2 = n,$$

cioè può esprimersi quale media aritmetica ponderata dei rapporti tra le variazioni dei due fenomeni con pesi i quadrati delle variazioni che figurano al denominatore. Sotto questa forma r , preso in valore assoluto, è un indice inverso di variabilità, ossia è tanto maggiore quanto minore è la variabilità di v_y/v_x e raggiunge il suo massimo (1) quando la variabilità è nulla. Anche sotto questa forma r può venir dedotto dalla [3], che è comprensiva quindi pure dei coefficienti di regressione lineare, dato che anch'essi possono porsi sotto forma analoga a quella data dianzi per r , cioè

$$b_{yx} = \frac{\sum_{s=1}^n \left(\frac{y_s}{x_s}\right) x_s^2}{\sum_{s=1}^n x_s^2} \quad b_{xy} = \frac{\sum_{s=1}^n \left(\frac{x_s}{y_s}\right) y_s^2}{\sum_{s=1}^n y_s^2}$$

Risulta da quanto precede che molte importanti costanti statistiche possono ricavarsi, come casi particolari, da un'unica formula; esse vengono cioè unificate, dato che contengono tutte una caratteristica comune: quella di essere delle medie. Appare così giustificata la definizione di statistica data dal Bowley: « Statistics may rightly be called the science of averages » (1).

(1) Cfr. A. L. BOWLEY, *Elements of Statistics*, London 1926, p. 7.

ADOLFO DEL CHIARO

SULL'ASSICURAZIONE MALATTIA

SULL'ASSICURAZIONE MALATTIA

1. — In una Memoria su « I fondamenti matematici della tecnica delle assicurazioni » (1) il Cantelli, riprendendo delle considerazioni già svolte in molteplici precedenti occasioni, ha mostrato come i problemi cui può dar luogo qualsiasi forma di assicurazione possano venire impostati, da un punto di vista formale, in maniera agevole, applicando sistematicamente la teorica delle variabili casuali. Facendo poi delle esemplificazioni, il Cantelli ha accennato, fra l'altro, all'assicurazione malattia, per la quale ha indicato delle formule per il calcolo dei premi. Nel presente lavoro prenderò appunto in considerazione una di tali formule per indicare come debbano essere calcolati certi valori medi in essa figuranti, per i quali indicherò delle formule del tutto generali, da cui, sotto opportune ipotesi da introdurre caso per caso, è possibile trarne altre di pratica attuazione.

2. — Assumiamo come unità di tempo il giorno e con riferimento all'anno di età x , $x + 365$ ammettiamo, ponendoci da un punto di vista puramente formale, l'esistenza della probabilità che un individuo di età t , ($x \leq t < x + 365$) stia ammalato, tra le età t e $x + 365$, per una durata compresa fra u e $u + du$ ($0 \leq u < x + 365 - t$). Indichiamo tale probabilità con $\varphi_t(u) du$: la funzione $\varphi_t(u)$ viene così definita nell'intervallo $(0, x + 365 - t)$; ma potremo pensarla definita anche in un intervallo più ampio, ponendo $\varphi_t(u) = 0$ per $u \geq x + 365 - t$. Per la $\varphi_t(u)$ supporremo inoltre legittime le operazioni di integrazione che verranno fatte su di essa nel seguito (2).

Considerato ora un contratto di assicurazione per malattia su di una testa, si supponga che in esso venga contemplato un periodo di carenza complessiva annuale di h giorni ed un massimale di garanzia di M giorni. Per le malattie con durata globale compresa entro tali limiti venga corrisposto un indennizzo unitario giornaliero.

(1) Cfr. F. P. CANTELLI, *I fondamenti matematici della tecnica delle assicurazioni*, « Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari », n. 1-4, Gennaio-Ottobre 1942.

(2) Sull'esistenza di queste probabilità, per il calcolo dei premi quando non esistano carenze nè massimali ma si considerino più anni di assicurazione e si tenga conto degli interessi, cfr. anche: I. MESSINA, *I coefficienti di morbilità e l'assicurazione malattia*, « Le Assicurazioni sociali », Anno IV, n. 1, Gennaio-Febrero 1928.

Riferendoci al solo anno di rischio relativo all'età da x a $x + 365$ e supposto l'interesse nullo, il premio unico dovuto da parte del contraente è dato da (3)

$$\begin{aligned}
 \Psi(x) &= \int_h^M (u-h) \varphi_x(u) du + (M-h) \int_M^{365} \varphi_x(u) du = \\
 [1] \quad &= \int_h^M u \varphi_x(u) du - h \int_h^M \varphi_x(u) du + (M-h) \int_M^{365} \varphi_x(u) du.
 \end{aligned}$$

Per il calcolo di $\Psi(x)$ è pertanto necessario conoscere il valore dei tre integrali sopra scritti.

3. — Prima di passare alla deduzione delle formule generali cui è stato sopra accennato, riguardanti la determinazione effettiva dei tre integrali che figurano nella [1], occorre chiarire il loro preciso significato.

Poniamo, a tal fine, per $x \leq t < x + 365$,

$$[2] \quad {}_{h/M}z(t, x + 365) = \int_h^M u \varphi_t(u) du,$$

$$[3] \quad {}_{h/M}\Phi(t, x + 365) = \int_h^M \varphi_t(u) du,$$

$$[4] \quad {}_{M/} \Phi(t, x + 365) = \int_M^{365} \varphi_t(u) du.$$

La [2] esprime evidentemente il numero medio del complesso delle giornate di malattia per le quali può restare ammalato, tra le età t e $x + 365$, un individuo di età t che, nel detto intervallo di età, si ammali per non meno di h e per non più di M giorni. La funzione ${}_{h/M}z(t, x + 365)$ può quindi considerarsi come il coefficiente di morbilità tra le età t e $x + 365$, relativo ad individui che si ammalinno sotto le condizioni ora dette.

La [3] indica invece la probabilità che un individuo di età t resti ammalato, fra le età t e $x + 365$, per non meno di h e per non più di M giorni.

La [4], infine, fornisce la probabilità che un individuo di età t resti ammalato, fra le età t e $x + 365$, per più di M giorni.

(3) Cfr. loc. cit. (1).

Con riferimento all'intero anno di età x , $x + 365$ useremo poi, in luogo di ${}_{h/M}z(x, x + 365)$, ${}_{h/M}\Phi(x, x + 365)$, ${}_{M/M}\Phi(x, x + 365)$, rispettivamente i simboli ${}_{h/M}z_x$, ${}_{h/M}\Phi_x$, ${}_{M/M}\Phi_x$; cioè

$$[5] \quad {}_{h/M}z_x = \int_h^M u \varphi_x(u) du,$$

$$[6] \quad {}_{h/M}\Phi_x = \int_h^M \varphi_x(u) du,$$

$$[7] \quad {}_{M/M}\Phi_x = \int_M^{365} \varphi_x(u) du.$$

Le [5], [6] e [7] costituiscono gli integrali figuranti nella [1], per la cui determinazione occorrono vari elementi che definiremo al numero seguente, insieme con l'indicazione di una equazione che servirà di base per la deduzione delle su ricordate formule per il calcolo delle quantità definite dalle [5], [6] e [7] stesse.

4. — In relazione ad una data collettività di individui consideriamo un periodo statistico (τ_1, τ_2) composto di uno o più anni di calendario e indichiamo con $\delta_x(u) du$ il numero medio degli individui che durante il detto intervallo di tempo stanno ammalati fra le età intere x e $x + 365$, la prima inclusa e la seconda esclusa, ciascuno per un complesso di durate di malattia compreso fra u e $u + du$.

Riferendoci ad individui in età comprese fra t e $t + dt$ indichi inoltre: $s(t)dt$ il numero degli appartenenti alla collettività al principio del periodo statistico;

$c(t)dt$ il numero degli appartenenti alla collettività alla fine del periodo statistico;

$n(t)dt$ il numero degli entrati a far parte della collettività durante il periodo statistico;

$w(t)dt$ il numero degli usciti dalla collettività per cause diverse dalla morte, durante il periodo statistico;

$d(t)dt$ il numero dei decessi verificatisi tra gli appartenenti alla collettività durante il periodo statistico.

Riguardo a queste varie funzioni introdotte supporremo legittime le operazioni che su di esse verranno fatte nel seguito.

Sarà allora

$$s_x = \int_x^{x+365} s(t) dt$$

il numero degli appartenenti alla collettività al principio del periodo statistico in età comprese tra x e $x + 365$ (la prima inclusa e la seconda esclusa), ed analogo significato avranno e_x , n_x , w_x , d_x . Il numero l_x degli individui facenti parte della collettività, i quali hanno raggiunto l'età precisa x durante il periodo statistico è allora, come è noto, dato da

$$l_x = \sum_{r=a}^{x-1} (s_r + n_r - d_r - w_r - e_r),$$

dove a rappresenta l'età minima degli appartenenti alla collettività.

Posto allora

$$k(t) = s(t) + n(t) - w(t) - d(t) - e(t),$$

il numero $\delta_x(u)$ definito sopra soddisferà alla eguaglianza (4)

$$[8] \quad \delta_x(u) du = l_x \varphi_x(u) du + \left[\int_x^{x+365} k(t) \varphi_t(u) dt \right] du.$$

5. — Per giungere ad una equazione che permetta di ricavare la quantità ${}_{h/M}z_x$ definita dalla [5], moltiplichiamo i due membri della [8] per u ed integriamo rispetto a questa variabile fra h ed M . Risulta

$$[9] \quad \int_h^M u \delta_x(u) du = l_x \int_h^M u \varphi_x(u) du + \int_h^M \int_x^{x+365} k(t) u \varphi_t(u) du dt.$$

Se ora consideriamo gli individui della collettività in esame i quali, durante il periodo statistico, siano stati ammalati, fra le età x e $x + 365$ (la prima inclusa e la seconda esclusa), per non meno di h e per non più di M giorni, il numero medio del complesso delle durate di malattia ad essi relative è dato dal primo membro della [9]. Indicando tale valore medio con ${}_{h/M}\lambda_x$ e tenute presenti la [2] e la [5], dalla [9] si deduce la relazione seguente

$$[10] \quad {}_{h/M}\lambda_x = l_x {}_{h/M}z_x + \int_x^{x+365} k(t) {}_{h/M}z(t, x + 365) dt.$$

Si è così ottenuta una equazione generale, per il calcolo di ${}_{h/M}z_x$, analoga a quella su cui si basa la costruzione delle tavole di mutualità (5) e

(4) Cfr. A. DEL CHIARO, *Sulla determinazione dei coefficienti di morbilità*, « Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari », n. 2, luglio 1938.

(5) Cfr. F. P. CANTELLI, *Genesi e costruzione delle tavole di mutualità*, « Bollettino di Notizie sul Credito e sulla Previdenza », Roma, 1914.

simile a quella cui soddisfano i coefficienti di morbilità su cui mi sono intrattenuto in un precedente lavoro (6).

Posto ora

$$[11] \quad {}_{h/M}z(t, x + 365) = {}_{h/M}z_x \cdot f_1(t, x + 365),$$

si deduce dalla [10]

$$[12] \quad {}_{h/M}z_x = \frac{{}_{h/M}\lambda_x}{l_x + \int_x^{x+365} k(t) f_1(t, x + 365) dt}.$$

Per il calcolo di ${}_{h/M}z_x$ sono quindi necessarie sia delle ipotesi sulla $k(t)$, sia delle ipotesi sull'andamento della ${}_{h/M}z(t, x + 365)$, cioè sulla funzione $f_1(t, x + 365)$; ipotesi queste ultime che si riflettono sulla $\varphi_1(u)$.

Così, ad esempio, posto

$$K_x = \int_x^{x+365} k(t) dt,$$

se può accettarsi l'ipotesi che sia

$$k(t) = K_x,$$

risulta

$$[13] \quad {}_{h/M}z_x = \frac{{}_{h/M}\lambda_x}{l_x + K_x \int_x^{x+365} f_1(t, x + 365) dt}.$$

Nel caso particolare, poi, in cui fosse lecito porre, senza commettere errori sensibili,

$$[14] \quad f_1(t, x + 365) = x + 365 - t,$$

si dedurrebbero dalla [12] metodi di calcolo per ${}_{h/M}z_x$ corrispondenti a quelli noti, nella costruzione delle tavole di mortalità, sotto il nome di « Metodo delle età esatte », « Metodo delle età più vicine », « Metodo delle età medie ». Quest'ultimo, ad esempio, discenderebbe dalla [13] sotto l'ipotesi [14].

(6) Cfr. loc. cit. (4).

Per la formula generale [12] valgono inoltre le considerazioni fatte dal Cantelli a proposito dell'analoga equazione per la determinazione delle probabilità di morte, nella Memoria fondamentale cit. (5) e, più recentemente, in un ulteriore lavoro sulla costruzione delle tavole di mortalità (7).

6. — Vediamo ora come pure la funzione [6] soddisfi ad una equazione dello stesso tipo della [10]. Integrando a tal uopo la [8] fra h ed M , risulta

$$[15] \quad \int_h^M \bar{z}_x(u) du = l_x \int_h^M \varphi_x(u) du + \int_h^M \int_x^{x+365} k(t) \varphi_t(u) du dt.$$

L'integrale al primo membro di questa eguaglianza esprime il numero medio degli individui appartenenti alla collettività i quali, durante il periodo statistico sono restati ammalati fra le età x e $x + 365$ (la prima inclusa e la seconda esclusa), per un complesso di durate di malattia non inferiore ad h e non superiore ad M giorni. Indicando tale numero medio con ${}_{h/M}\Delta_x$ e tenute presenti la [3] e la [6], la [15] si scrive allora

$$[16] \quad {}_{h/M}\Delta_x = l_x {}_{h/M}\Phi_x + \int_x^{x+365} k(t) {}_{h/M}\Phi(t, x + 365) dt,$$

ottenendo così l'equazione generale alla quale deve soddisfare ${}_{h/M}\Phi_x$.

Analogamente a quanto fatto al numero precedente, se poniamo

$${}_{h/M}\Phi(t, x + 365) = {}_{h/M}\Phi_x \cdot f_2(t, x + 365),$$

si deduce dalla [16]

$$[17] \quad {}_{h/M}\Phi_x = \frac{{}_{h/M}\Delta_x}{l_x + \int_x^{x+365} k(t) f_2(t, x + 365) dt}.$$

Anche per la [17] si ripetono le osservazioni cui è stato fatto cenno a proposito della [12].

(7) Cfr. F. P. CANTELLI, *Sulla costruzione delle tavole di mortalità*, «Atti della III Riunione della Società Italiana di Statistica», Roma, Giugno-Luglio 1941

7. — Passiamo infine alla deduzione dell'equazione generale per la determinazione della ${}_{M_l}\Phi_x$. Procedendo come nei casi precedenti, integriamo la [8] fra M e 365 . Risulta

$$[18] \quad \int_M^{365} \delta_x(u) du = l_x \int_M^{365} \varphi_x(u) du + \int_M^{365} \int_x^{x+365} k(t) \varphi_t(u) du dt,$$

dove il primo membro rappresenta il numero medio degli individui appartenenti alla collettività i quali, durante il periodo statistico, restano ammalati fra le età x e $x + 365$ (la prima inclusa e la seconda esclusa), per un complesso di durate di malattia superiore agli M giorni. Indichiamo questo numero con ${}_{M_l}\Delta_x$. Per le [4] e [7] si trae allora dalla [18]

$$[19] \quad {}_{M_l}\Delta_x = l_x {}_{M_l}\Phi_x + \int_x^{x+365} k(t) {}_{M_l}\Phi(t, x + 365) dt,$$

che costituisce l'equazione generale cui volevamo giungere.

Posto ora

$${}_{M_l}\Phi(t, x + 365) = {}_{M_l}\Phi_x \cdot f_3(t, x + 365),$$

similmente a quanto fatto nei numeri precedenti, si ricava dalla [19]

$$[20] \quad {}_{M_l}\Phi_x = \frac{{}_{M_l}\Delta_x}{l_x + \int_x^{x+365} k(t) f_3(t, x + 365) dt}$$

e vale per la [20] quanto è stato detto al n. 5, sull'uso della [13].

8. — Accenneremo ora come si possano dedurre altre formule generali per il calcolo delle quantità espresse dalle [5], [6] e [7], quando il materiale statistico sia ordinato, oltrechè per età, anche per anno di nascita.

Considerato il solito periodo statistico (τ_1, τ_2) rappresentino $n(t)dt$, $d(t)dt$, $w(t)dt$ rispettivamente i numeri dei nuovi entrati nella collettività, dei morti e degli eliminati per cause diverse dalla morte con età comprese fra t e $t + dt$, osservati tra le epoche τ_1 e τ_2 e nati tra le epoche $\tau_1 - x$ e $\tau_2 - (x + 365)$. Le funzioni: ${}_{h/M}\lambda_x$, ${}_{h/M}\Delta_x$, ${}_{M_l}\Delta_x$ abbiano poi il significato di valore medio che è stato loro attribuito precedentemente, ma con riferimento ad individui appartenenti alla collettività, in età comprese fra e

$x + 365$ (la prima inclusa e la seconda esclusa), osservati tra τ_1 e τ_2 e nati fra le epoche $\tau_1 - x$ e $\tau_2 - (x + 365)$.

Posto adesso

$$k_1(t) = n(t) - d(t) - w(t),$$

con ragionamenti analoghi a quelli che hanno condotto alle [12], [17] e [20] si deducono, in luogo di queste ultime, le formule generali seguenti

$$[21] \quad {}_{h/M}Z_x = \frac{{}_{h/M}\lambda_x}{l_x + \int_x^{x+365} k_1(t) f_1(t, x + 365) dt},$$

$$[22] \quad {}_{h/M}\Phi_x = \frac{{}_{h/M}\Delta_x}{l_x + \int_x^{x+365} k_1(t) f_2(t, x + 365) dt},$$

$$[23] \quad {}_{M/l}\Phi_x = \frac{M/\Delta_x}{l_x + \int_x^{x+365} k_1(t) f_3(t, x + 365) dt},$$

dalle quali, come dalle [12], [17] e [20], si possono dedurre, sotto opportune ipotesi, formule di pratica attuazione e in particolare formule corrispondenti a quelle in uso per la determinazione delle probabilità di morte. E' ovvio che tali ipotesi dovranno essere di natura sufficientemente realistica e in ogni caso tali da non portare errori sensibili sulle quantità che le dette formule permettono di calcolare.

9. — Nel caso poi in cui non sussistano franchigie nè massimali, per il calcolo del premio relativo all'assicurazione malattia, sempre che ci si riferisca ad un solo anno di rischio, è necessario conoscere unicamente il valore dell'integrale [5] ove si ponga $h = 0$ ed $M = 365$. In tal caso la [12], o la [21], forniscono il coefficiente di morbilità (8) tra le età x e $x + 365$ e si riducono alle formule generali già dedotte nel lavoro cit. (4).

Sono inoltre ovvie le modifiche da apportare a quanto è stato precedentemente detto nel caso in cui il contratto di assicurazione contempra la distinzione delle successive malattie fra loro, nonchè franchigie e massimali variabili secondo il numero di queste nel corso di ciascun anno di rischio: caso nel quale il premio è fornito da una formula, pure indicata dal Cantelli nel lavoro già citato, che generalizza quella presa in esame al n. 2.

(8) Sulla determinazione dei coefficienti di morbilità, oltrechè i lavori citati (2) e (4), cfr. anche: I. MESSINA, *Tecnica delle assicurazioni sociali*, « Istituto Nazionale della previdenza sociale », Roma 1943, pag. 134 e segg.

ALESSANDRO COSTANZO

LA STATURA DEGLI ITALIANI VENTENNI NATI DAL 1854 AL 1920

I N D I C E

1. Premessa	63
2. L'aumento della statura degli iscritti di leva delle classi dal 1854 al 1920 . . .	71
3. Alcune caratteristiche delle distribuzioni delle stature	80
4. Riflessi della guerra sulla statura a vent'anni	87
5. Le variazioni della statura media in altri Paesi	92
6. Presumibili cause dell'aumento della statura attraverso il tempo	97
7. Alcune considerazioni sull'aumento della statura attraverso il tempo	103

APPENDICE :

TAV. I. — Distribuzione, secondo la statura, degli iscritti di leva nati dal 1854 al 1916	108
TAV. II. — Distribuzione, secondo la statura, degli iscritti di leva nati negli anni 1918, 1919, 1920	116

LA STATURA DEGLI ITALIANI VENTENNI NATI DAL 1854 AL 1920

1. — Premessa

Uno dei fatti più interessanti messi in luce dagli studi antropometrici è rappresentato dal progressivo aumento della statura media all'età di circa 20 anni dei maschi appartenenti a successive generazioni. Questo fenomeno — del quale sarebbe difficile individuare le origini nel tempo, in quanto il materiale statistico disponibile nei vari paesi solo eccezionalmente permette di risalire oltre l'inizio del secolo scorso — è stato osservato anche per il nostro Paese.

Numerosi sono stati in Italia gli studiosi — taluni notissimi ed altri poco noti — che sono venuti via via arricchendo la nostra letteratura antropometrica intorno alla statura, di cui hanno cercato di mettere in evidenza le differenze dal punto di vista geografico, o le variazioni secondo il sesso, l'età e la condizione sociale, o, infine, le variazioni attraverso il tempo. Ricordiamo: BAROFFIO (1), LOMBROSO (2), PREDIERI (3), PAGLIANI (4),

(1) BAROFFIO, *Dati statistici sul perimetro toracico in rapporto alla statura ecc.*, in « *Giornale di medicina militare* », 1868, citato da G. DE ROSSI.

(2) C. LOMBROSO, *Sulla statura degli italiani in rapporto all'antropologia ed all'igiene*, in « *Archivio per l'antropologia e l'etnologia* », Terzo volume, 1873; *Dell'influenza dell'orografia sulle stature*, in « *Archivio di Statistica* », Anno II, fasc. III, 1877; *Note di antropometria della Lucchesia e Garfagnana*, in « *Annali di Statistica* », Serie II, Vol. I, 1878.

(3) PREDIERI, *Intorno alle cause delle basse stature che si osservano nei coscritti dell'ultimo decennio in alcune comunità del bolognese e di varie regioni italiane*, recensito in « *Archivio per l'antropologia ecc.* », Sesto Vol., 1876.

(4) L. PAGLIANI, *Sopra alcuni fattori dello sviluppo umano*, in « *Archivio per l'antropologia ecc.* », Sesto Vol., 1876; *I fattori della statura umana*, in « *Archivio di Statistica* », Anno I, fasc. IV, 1877; *Studi antropometrici sullo sviluppo dell'organismo umano*, « *Annali di Statistica* », Vol. II, 1878.

RASERI (1), PEROZZO (2), ZAMPA (3), RICCARDI (4), RUGGERI (5), R. LIVI (6), M. MARINA (7), DE ROSSI (8), L. LIVI (9), BOLDRINI (10),

(1) E. RASERI, *Studio antropometrico e medico-legale su 120 giovani minorenni della casa di correzione «La Generala» di Torino*, in «Annali di statistica», Serie I, Vol. 88, 1877; *Materiali per l'etnografia italiana, raccolti per cura della Società italiana di antropologia ed etnologia*, in «Archivio per l'antropologia ecc.», Nono Volume, 1879.

(2) L. PEROZZO, *Sulle curve della statura degli iscritti misurati in Italia*, in «Annali di Statistica», Serie 2^a, Vol. II, 1878.

(3) R. ZAMPA, *La demografia italiana studiata più specialmente in riguardo all'azione dei monti e delle pianure sulla vita dell'uomo*, Bologna, Zanichelli, 1881.

(4) P. RICCARDI, *Studi intorno all'accrescimento della statura, in specie nella città e nei dintorni di Modena*, in «Archivio per l'antropologia ecc.», Duodecimo Volume, 1882; *Statura e condizione sociale studiate nei bolognesi contemporanei*, in «Archivio per l'antropologia ecc.», Quindicesimo Volume, 1885; *Statura e intelligenza studiate nei bolognesi contemporanei*, in «Archivio per l'antropologia ecc.», Sedicesimo Volume, 1886.

(5) G. RUGGERI, *Cause probabili della bassa statura in Italia*, in «Archivio di Psichiatria», Vol. XXIV, fasc. V-VI.

(6) R. LIVI, *Sulla statura degli italiani*, in «Archivio per l'Antropologia ecc.», Tredicesimo Volume, 1883; *Saggio di risultati antropometrici ottenuti dallo spoglio dei fogli sanitari delle classi 1859-1863*, Roma, E. Voghera, 1894. Troviamo qui citato un lavoro di L. BODIO (*La statura dei coscritti in Italia*, in «Giornale della Società Italiana d'Igiene», Anno I, fasc. I), che non abbiamo avuto modo di consultare; *Essai d'anthropométrie militaire*, in «Bulletin de l'Institut International de Statistique», Tome VII, deuxième et dernière livraison, 1894; *Geografia ed orografia della statura e del colore dei capelli e degli occhi in Italia*, in «Archivio per l'antropologia ecc.», Ventesimo sesto Volume, 1896; Comunicazione senza titolo, in «Bull. de l'Inst. Int. de Stat.», Tome XI, 1ère livraison, 1899; *Statistique anthropométrique militaire*, in «Bulletin de l'Institut Int. de Statistique», Tome XV, 2ème livraison; *Antropometria*, Milano, Hoepli, 1900; *Antropometria militare*, Roma, 1896-1905; *Sull'accrescimento della statura oltre i vent'anni*, in «Metron», Vol. I, N. 4.

(7) G. MARINA, *Ricerche antropologiche ed etnografiche sui ragazzi*, Torino, Bocca, 1896.

(8) G. DE ROSSI, *La statura degli italiani e l'incremento in essa verificatosi nel periodo 1874-98*, in «Archivio per l'Antropologia ecc.», Vol. XXXIII, 1903.

(9) L. LIVI, *Gli ebrei alla luce della statistica. Caratteristiche antropologiche e patologiche ed individualità etnica*, Firenze, Libreria della Voce, 1918.

(10) M. BOLDRINI, *L'unificazione del tipo somatico degli italiani*, in «Atti» dell'Istituto Nazionale delle Assicurazioni, Vol. V, Roma, 1933.

FUCCI (1), GINI (2), ALBERTI (3), COSTANZO (4), BALDUZZI (5), PRATESI (6).

Avremo occasione di richiamarci ora all'uno ora all'altro di questi autori nelle pagine seguenti; ci limiteremo, pertanto, ad accennare qui brevemente al contenuto di quegli studi che presentano un più diretto interesse in relazione al problema sul quale intendiamo fissare la nostra attenzione nella presente memoria.

Il LOMBROSO (7) esaminando le percentuali dei riformati per difetto di statura nel 1862, 1863, 1864, 1866 e 1869, contenute nelle Relazioni del Generale Torre, ha rilevato che esse erano particolarmente basse nella Lucchesia e nella Garfagnana, ed ha attribuito l'alta statura (si noti l'illazione) degli iscritti di leva di dette regioni al fattore razziale; precisamente all'influenza etnica degli antichi Etruschi che, secondo accertamenti fatti dal Calori su 250 scheletri maschili conservati nella Certosa di Bologna, sarebbero stati alti in media m. 1,75, vale a dire anche più alti dei maschi adulti del Lucchese e del Garfagnanese, la cui statura a 30 anni all'epoca indicata avrebbe raggiunto, secondo il LOMBROSO, m. 1,72 circa.

In altro lavoro lo stesso autore (8), basandosi sulle percentuali delle basse, delle medie e delle alte stature e su quelle dei riformati per difetto di statura, risultanti dalle leve dal 1862 al 1873 e di quelle del 1846, 1848, 1850, 1851, si avventura in un esame analitico delle cause che possono spiegare le sensibili differenze esistenti fra le stature di gruppi demografici vicini, che da presunte differenze razziali non potrebbero essere ragionevolmente spiegate.

(1) C. FUCCI, *Saggio sulle cause d'indole sociale e medica del progresso nella statura dei coscritti italiani nell'ultimo cinquantennio*, in « Difesa Sociale », n. 3, 1933.

(2) C. GINI, *Alcuni risultati dell'indagine antropometrica sui soldati italiani*, in « Saggi di demografia », Roma, 1934.

(3) S. ALBERTI, *Relazioni fra mortalità e statura*, in « Contributi del laboratorio di statistica », Vol. VII, Milano, Vita e Pensiero, 1934; *Su l'aumento della statura e la diminuzione del perimetro toracico*, in « Genus », Vol. II, n. 3-4, 1937; *Influenza della diminuzione della mortalità sulla composizione qualitativa e sulla dinamica delle popolazioni*, Roma, Sormani, 1942.

(4) A. COSTANZO, *I caratteri fisici dei maschi piemontesi dalle leve napoleoniche*, ecc., Milano, Vita e Pensiero, 1939; *I caratteri fisici di un gruppo di maschi ventenni nati durante la guerra*, in « Atti » della II riunione scientifica della S.I.S., Roma, 1940.

(5) L. BALDUZZI, *La statura umana nel mondo e degli italiani in particolare*, in « Rivista degli Enti Locali », Anno XXIX, n. 4-5 e 6-7.

(6) F. PRATESI, *Contributo allo studio dell'influenza delle condizioni sociali su alcuni caratteri antropometrici*, in « Archivio per l'antropologia, ecc. », Vol. LXXI, 1941.

(7) C. LOMBROSO, *Note di antropometria*, ecc., cit.

(8) C. LOMBROSO, *Sulla statura degli italiani*, ecc., cit.

Facendo ampia e forse eccessivamente disinvolta applicazione dei metodi di induzione sperimentale, egli arriva ad alcune conclusioni, tra cui ricorderemo le seguenti: dove sono montagne molto elevate e numerose, ivi si osserva il minimo di statura; il miasma gozzigeno agisce negativamente sulla statura; le larghe pianure danno un minimo di esenzioni per difetto di statura; l'agiatezza diminuisce il numero delle basse stature, ma pare che non influisca sulle stature altissime; l'alimentazione non esercita una azione chiara sulla statura; il clima marittimo non pare giovi all'alta statura; le regioni vulcaniche di Napoli, Catania, Padova e Roma, offrono più basse stature; nessuna azione pare sia da attribuirsi al terreno giurassico ed è incerta quella del cretaceo; i lavori nelle miniere di ferro e zolfo aumentano la frequenza delle basse stature a Terranova e a Bagolino; gli abitanti delle grandi città sono meno bassi di quelli delle campagne; l'abbondanza di stature altissime non coincide sempre con la scarsità di stature basse; una statura comune a tutti gli italiani non esiste; in buona parte delle regioni dove si riscontra il minimo della vita media e il minimo degli ottuagenari si nota il massimo delle esenzioni, come ad esempio in Sardegna, Calabria, Basilicata, Puglie, Abruzzi, Sicilia, Campania; negli anni in cui ci fu aumento della temperatura vi fu anche aumento delle stature, probabilmente a causa del legame che esiste fra la salubrità generale e le condizioni meteoriche, e in specie quelle termiche; non esiste alcun rapporto fra la statura e la percentuale degli analfabeti; piuttosto che una relazione fra statura e cultura generale, sembra esistere una relazione fra statura, da un lato, e sveltezza d'ingegno e abbondanza degli uomini di genio, dall'altro. Il LOMROSO si domanda, infine, se la statura degli Italiani del suo tempo fosse press'a poco uguale a quella antica, e ritiene molto probabile che pochissima sia la differenza.

Il PEROZZO si propone di studiare la distribuzione delle stature intorno alla media per mezzo di un indice sintetico. Egli ricorre a quelli che lui chiama coefficienti di divergenza in più (differenza tra terzo quartile e mediana) e coefficienti di divergenza in meno (differenza fra mediana e primo quartile). Dividendo questi coefficienti per 0,4769 ottiene i così detti coefficienti di convergenza, ed arriva alla conclusione che esiste un tipo italiano per la statura, basandosi sul solo fatto che i coefficienti di convergenza e le divergenze trovate per il complesso delle Regioni coincidono con quelli relativi a quasi tutte le singole Regioni.

Il RASERI (1), partendo dall'esame della distribuzione delle stature degli inscritti di leva nati negli anni 1847-57, afferma che le differenze di anno in anno nei vari gruppi di statura sono, è vero, molto leggere, ma che tuttavia esse mettono in evidenza una diminuzione nella statura media della popolazione italiana ventenne.

(1) F. RASERI, *Materiali per l'etnografia*, ecc., cit.

Trattasi però di conclusioni che riteniamo non autorizzate, in quanto il materiale statistico del quale il RASERI disponeva — seriazioni delle stature per ampie classi di frequenza — non permetteva, a nostro avviso, di arrivarvi.

I contributi di R. LIVI sono troppo noti perchè sia necessario indugiarsi ad illustrarli dettagliatamente. Oltre che con lo studio eseguito sulla base degli elementi raccolti con l'indagine antropometrica sui soldati nati dal 1859 al 1863, promossa dal GUIDA, e culminato con la pubblicazione dell'opera giustamente famosa « *Antropometria militare* », il LIVI ha lasciato traccia del suo acume di studioso anche con l'analisi del materiale raccolto con le operazioni di leva, contenuto nelle Relazioni annuali pubblicate dal Ministero delle Guerra; analisi tendente a mettere in luce le differenze di statura, fra l'uno e l'altro circondario, degli iscritti di leva delle classi dal 1855 al 1859 (1).

Particolarmente notevole è l'esame che egli fa del valore delle cifre riportate in dette relazioni. Arrotondamento delle cifre, errori materiali, conseguenze derivanti dal fatto che tra gli iscritti di leva di ciascun anno sono compresi anche i rimandati dalla leva dell'anno precedente, ecc.: nulla è sfuggito alla sua valutazione critica.

Abbandonando il metodo cosiddetto delle riforme, abitualmente adottato dai ricercatori che lo avevano preceduto, il LIVI conduce la sua analisi mediante il confronto fra le medie, l'esame delle frequenze delle stature comprese nelle classi estreme e quello della forma delle distribuzioni delle stature, effettuando quest'ultimo con molta sottigliezza di argomentazioni, anche se sfornito del sussidio della moderna tecnica metodologica. E' nel lavoro di cui trattasi che egli intuisce che il famoso sdoppiamento della curva della statura dei coscritti francesi del dipartimento di Doubs — che il BERTILLON (2) e il LAGNEAU (3) avevano spiegato con la presunta presenza in detto dipartimento di due razze, quella celtica di bassa statura e quella burgundica di statura più elevata, non ancora fuse malgrado una coesistenza perdurante da circa 14 secoli — non poteva che essere dovuto a qualche errore; errore che solo un ventennio dopo giunse a spiegare, trovando così una conferma della fondatezza della sua precedente felice intuizione.

Egli calcola poi la statura media degli iscritti di leva di ogni circondario e fa interessanti considerazioni sui riflessi che le condizioni ambientali, le variazioni di queste e il miscuglio delle razze hanno sulla forma delle distribuzioni e sulla variabilità della statura.

(1) R. LIVI, *Sulla statura degli italiani, ecc.*, cit.

(2) J. BERTILLON, *La taille de l'homme en France*, in « Le 25 anniversaire de la Société de Statistique de Paris, 1860-1885 », Paris, 1886.

(3) G. LAGNEAU, *Anthropologie de la France*, Paris, 1879.

Il PAGLIANI merita di essere ricordato per il tentativo fatto di dimostrare, in base all'esame delle distribuzioni delle stature relative agli iscritti di leva della classe 1854, l'esistenza in Italia di vari gruppi razziali. Costatato che la curva di frequenza relativa al complesso delle Regioni presenta tre cuspidi, in corrispondenza a cm. 160, 162 e 165, attribuisce la prima alle stature degli iscritti di leva della Sardegna, della Sicilia e del Napoletano; la seconda a quelli del Lazio, Marche, Liguria, Piemonte e Lombardia; la terza a quelli della Toscana, dell'Emilia e del Veneto. A curve tricuspide dà luogo altresì la rappresentazione grafica della distribuzione delle stature degli iscritti di leva del Veneto e della Sardegna; ed anche queste vengono dal PAGLIANI spiegate con un presunto miscuglio di diversi gruppi razziali (1).

(1) L. PAGLIANI, *I fattori della statura umana*, ecc., cit. Non possiamo, a questo proposito, non rilevare la tendenza diffusa in quell'epoca di servirsi, sull'esempio del BERTILLON, dell'esame delle curve delle stature per scoprire la presenza, in seno ad una stessa popolazione, di gruppi razziali diversi. (Al riguardo può vedersi anche: O. AMMON, *Die natürliche Auslese beim Menschen*, Jena, Fischer, 1893 e K. G. POPOFF, *Résultats des mensurations anthropométriques des conscrits en Bulgarie*, in « Bulletin de l'Institut International de Statistique », Tome XXII, 2ème livraison).

Che i ragionamenti siano in ogni caso basati sull'equivoco, in quanto il fatto rilevato dal PAGLIANI e dagli altri ricordati studiosi è semplicemente effetto dell'arrotondamento delle cifre, appare ovvio. Già R. LIVI, infatti, ha dimostrato con esempi pratici che, nel caso di due gruppi pressochè ugualmente numerosi, affinchè dalla fusione delle rispettive distribuzioni delle stature abbia origine una distribuzione che presenti due massimi, è necessaria una differenza notevolissima fra le stature medie dei due gruppi e tale, comunque, che generalmente in seno ad una stessa popolazione non si verifica (nel caso illustrato dal PAGLIANI, notisi, i massimi sarebbero addirittura tre). Successivamente DE HELGUERO ha dimostrato analiticamente quali sono le condizioni necessarie ed insieme sufficienti perchè una curva dimorfica risultante di componenti normali di uguale deviazione normale sia bimodale. Da esse risulta che la curva è certamente unimodale se è $b_2 - b_1 < 2\sigma$ (dove con b_2 e b_1 sono indicati i valori della x ai quali corrispondono le ordinate massime delle due curve, riferite ad uno stesso sistema di assi cartesiani). Nel caso che le due distribuzioni abbiano variabilità diversa e che in particolare sia $\sigma_1 > \sigma_2$ la curva è certamente unimodale se è $b_2 - b_1 < 2\sigma_2$, cioè se la distanza fra gli assi delle componenti è minore del doppio della più piccola delle deviazioni normali (F. DE HELGUERO, *Sui massimi delle curve dimorfiche*, Biometrika, Vol. III, Parte I, 1904).

Limitatamente al caso di due distribuzioni normali con eguale dispersione, le conclusioni cui è giunto DE HELGUERO erano state intuite dal MESSEDAGLIA, il quale studiò la questione procedendo per tentativi mediante la sovrapposizione e lo slittamento di due curve normali (A. MESSEDAGLIA, *Il calcolo dei valori medi e le sue applicazioni statistiche*, in « Biblioteca dell'Economista », Serie V, Vol. XIX, 1908).

Poichè in concreto σ risulta generalmente compreso tra 6 e 7 cm., si conclude che una distribuzione di stature che sia la somma di altre due distribuzioni ugualmente numerose è unimodale se la differenza tra le medie (supposte coincidenti con le mode) delle distribuzioni componenti è minore di 13 cm. circa; differenza, questa, molto

Il DE ROSSI è il primo che, a quanto ci risulta, abbia affrontato in pieno lo studio della variazione della statura attraverso il tempo, allo scopo di vedere se e fino a che punto le modificazioni delle condizioni economiche e sanitarie si siano ripercosse « sulla attitudine fisica degli italiani, rendendone più facile e più rapido lo sviluppo corporeo ». Egli mette in evidenza un aumento della statura media durante il breve periodo considerato, che è passata da cm. 162,3 per gli iscritti di leva delle classi 1854-58, a cm. 163,2 per quelli delle classi dal 1874 al 1878. Poichè fra gli iscritti di leva considerati sono compresi, limitatamente alle leve sui nati negli anni dal 1854 al 1873, i rimandati dalle leve precedenti, il DE ROSSI si chiede quale effetto possa avere esercitato tale fatto sulle medie trovate. Attraverso un lungo esame delle disposizioni legislative, egli dimostra che l'aumento osservato nel numero dei rivedibili non è dovuto ad una modificazione dell'attitudine fisica degli iscritti, bensì al variare delle disposizioni in materia di reclutamento. Inoltre, prendendo per base certi elementi, egli dimostra che un quarto dei rivedibili per la seconda volta è tale per difetto di statura; che una metà lo è per debole costituzione o per infermità presunte sanabili ed ha una statura, egli ritiene, minore della media; che, infine, un quarto è stato dichiarato rivedibile per deficienza di perimetro toracico, ed una parte di questi è da presumersi che raggiungesse e che superasse la statura media. Conclude affermando che l'aumento del numero dei rivedibili non può spiegare l'accertato aumento della statura, dato che, in sostanza, sarebbe aumentata la frazione di individui più piccoli della media.

Il DE ROSSI, però, non ha tenuto conto del fatto che, aumentando il numero dei rivedibili, è aumentato il numero di coloro che avevano, al momento della visita militare, uno o due anni in più degli iscritti di leva nati negli anni cui la leva si riferisce. D'altra parte, egli non ha tenuto conto di un altro fatto, e cioè che tra i primi e gli ultimi anni del periodo da lui considerato l'epoca della chiamata per la visita militare è stata, sia pur di poco, anticipata. E' pertanto possibile che l'azione dei due fattori, operanti in senso contrario, si sia almeno parzialmente compensata.

Un notevole contributo alla conoscenza delle variazioni della statura media di un particolare gruppo razziale — quello degli ebrei — ha portato L. LIVI, secondo il quale la statura degli ebrei romani ventenni nati nel 1895-96 era di cm. 166,1, mentre questa non raggiungeva che cm. 165,1 nei nati dal 1850 al 1854 e cm. 164,3 nei nati dal 1855 al 1859. Esse rivelano un sensibile aumento apparente, che risulta in effetti anche maggiore qualora si tenga presente che il primo gruppo è stato misurato con un anticipo di alcuni mesi rispetto agli altri due gruppi ricordati.

Il BOLDRINI, calcolata per tutte le provincie la statura media degli iscritti di leva delle classi 1854-1856 e quella dei nati nel 1908, e la varia-

elevata e che almeno in Italia non si riscontra mai considerando le stature medie regionali.

bilità delle stature stesse, è pervenuto a importanti conclusioni — sulle quali avremo occasione di ritornare — circa un probabile processo di eterosi in atto da parecchi decenni in seno alla popolazione italiana.

Il GINI ha accertato che la statura media di 2.000 soldati scelti a caso nati nel 1907-1909 e sottoposti all'esperimento preliminare eseguito nel 1929, al quale doveva seguire una grande inchiesta antropometrica, che poi non ebbe luogo (1), non superava che di 11 mm. circa quella dei 299.355 soldati nati dal 1859 al 1863 considerati da R. LIVI nell'inchiesta del 1884-88.

L'ALBERTI ha indagato sul rapporto fra l'aumento della statura e la diminuzione della mortalità, ed ha calcolato la statura media per talune provincie mettendo in luce, oltre ad un aumento della statura sia dei nati nel 1908 che degli iscritti alle leve sui nati nel 1908 rispetto a quella degli iscritti di leva delle classi 1854-56, una leggera diminuzione della variabilità, una diminuzione della asimmetria ed un accostamento generalmente migliore della distribuzione effettiva delle stature a quella teorica.

Il BALDUZZI confronta la variabilità della statura dei nati nel periodo 1881-1894 nei singoli circondari e giunge ad affermare che la popolazione italiana appare fortemente omogenea, dando tuttavia un significato particolare a questo termine che lo svuota in sostanza del suo contenuto.

Il FUCCI non porta sostanzialmente alcun contributo in materia e merita più che altro di essere ricordato per la scarsa abilità con la quale ha trattato il problema. Infatti, a parte la confusione che fa tra i nati in un certo anno e gli iscritti alla leva sui nati nello stesso anno, egli giunge ad attribuire genericamente la diminuzione della statura media riscontrata nei nati dal 1896 al 1900 ad un presunto effetto della guerra, senza tenere conto del fatto che nel corso di questa venne progressivamente anticipata la data della chiamata alle armi e gli iscritti di leva si presentarono, pertanto, ai consigli di leva in età via via più giovane (2).

A questi studi aggiungiamo quello da noi eseguito sulla variazione di taluni caratteri fisici, e in particolare della statura, degli iscritti di leva nel comune di Casale Monferrato (Alessandria), nati negli anni dal 1791 (leve napoleoniche) al 1920; studio che ci ha permesso di accertare, tra l'altro, i seguenti fatti:

1) La statura media a vent'anni — eliminata l'influenza della diversa età al momento della visita militare — è passata da cm. 162,32 nei nati dal 1791 al 1795 a cm. 171,76 nei nati nel 1919-20, presentando, quindi, un aumento di cm. 9,44. Dall'uno all'altro periodo, inoltre, è diminuita la variabilità delle stature: il coefficiente di variazione è sceso da 5 % a 3,67 %.

(1) D. BALESTRA, *La preparazione dell'indagine antropometrica sui militari italiani*, Roma, 1931.

(2) L'errore è stato già rilevato dal BOLDRINI, in *Statistica. Teoria e metodi*, Milano, Giuffrè, 1942.

È diminuita altresì l'asimmetria delle distribuzioni: l'indice di asimmetria è passato da -1,25 nei nati dal 1791 al 1795 a -0,56 nei nati dal 1911 al 1916.

2) Il perimetro toracico medio a vent'anni è passato da cm. 84,69 nei nati dal 1865 al 1870 a cm. 87,54 nei nati dal 1917 al 1920, presentando, quindi, un aumento di cm. 2,85. Durante lo stesso periodo la variabilità è invece leggermente diminuita, essendo passata da 5,63 % a 5,15 %.

3) La statura media a vent'anni degli studenti, impiegati e benestanti risulta costantemente più elevata di quella degli altri due gruppi professionali considerati: dei contadini ed operai di campagna, da un lato, e degli operai di città, artigiani, bottegai e simili professioni cittadine, dall'altro.

4) Gli studenti, impiegati e benestanti provenienti da padri di condizione sociale elevata hanno una statura generalmente maggiore di quella degli studenti, impiegati e benestanti provenienti da padri di condizione sociale inferiore.

5) La statura media a vent'anni dei nati nel 1919-1920 supera quella dei nati nel 1791-1795 in tutti i gruppi professionali, ma in misura diversa: la differenza, che raggiunge cm. 9,10 per i contadini e gli operai di città, è di cm. 7,70 per gli studenti, impiegati e benestanti.

6) I contadini hanno un perimetro toracico medio superiore, non solo a quello degli studenti, ma anche a quello degli operai di città.

7) La media dei rapporti individuali fra perimetro toracico e statura è costantemente più elevata nei contadini che negli operai di città, e più elevata in questi ultimi che negli studenti, impiegati e benestanti.

8) La correlazione fra perimetro toracico e statura è sempre maggiore nei contadini che negli operai di città e negli studenti.

9) La minore percentuale dei riformati e rivedibili — esclusi i non idonei per difetto di statura — si osserva costantemente fra i contadini, e quella maggiore si ha generalmente fra gli studenti.

10) La percentuale degli individui aventi capelli biondi, che fra i nati dal 1807 al 1828 era del 12,99%, è scesa a 11,19% fra i nati dal 1895 al 1916.

Vogliamo infine ricordare che un lavoro di vaste proporzioni intorno alla variabilità delle stature nei singoli circondari è attualmente in corso presso l'Istituto di Statistica della Università di Roma, a cura del Dott. S. Paolinelli

2. — L'aumento della statura degli iscritti di leva delle classi dal 1854 al 1920

I cenni che precedono sono forse sufficienti a documentare, da un lato, l'interesse che il fenomeno della variazione della statura nelle successive generazioni ha suscitato fra gli studiosi e, dall'altro, la mancanza di un lavoro che della stessa dia, per tutta l'Italia, una visione continua ed estesa a un periodo di tempo sufficientemente lungo.

Abbiamo, pertanto, ripreso lo studio del fenomeno di cui trattasi utilizzando il solo materiale antropometrico idoneo allo scopo di cui si dispone nel nostro Paese: quello che si è venuto via via accumulando in occasione delle operazioni di leva a cominciare da quello concernente gli iscritti di leva della classe 1854.

Come è noto, le relazioni sulle leve danno una seriazione unica per tutti gli iscritti di leva, senza distinzione fra i nati nell'anno e i rimandati dalle leve precedenti, per tutte le leve sui nati dal 1854 al 1873. Per le leve sui nati dal 1874 al 1910 tale distinzione, già invocata da R. LIVI (1), è stata opportunamente effettuata. A cominciare, poi, dalla leva sui nati nell'anno 1911 non vennero più fornite le stature dei rimandati dalle leve precedenti.

Per ovvie ragioni, baseremo le nostre considerazioni sulle cifre relative ai soli nati negli anni cui le leve si riferiscono, utilizzando quelle comprensive anche dei rimandati dalle leve precedenti solo per le classi dal 1854 al 1873, per le quali non esistono altri dati.

* * *

La utilizzazione per scopi scientifici del materiale antropometrico militare richiede, però, talune cautele, in mancanza delle quali i risultati potrebbero riuscire fortemente alterati.

Ci sono anzitutto, specialmente nelle cifre relative agli anni meno recenti, degli errori di stampa. In taluni casi gli errori risultano evidenti. Così, ad esempio, considerando le frequenze corrispondenti alle stature basse e bassissime in quegli anni nei quali si possiedono le due seriazioni, relative rispettivamente ai soli nati nell'anno cui si riferisce la leva ed a tutti gli iscritti di leva, compresi i rimandati dalle leve precedenti, non è raro il caso di trovare che le frequenze siano, in una stessa classe di stature, minori in questa seconda seriazione che nella prima, laddove queste dovrebbero essere uguali o, sia pure eccezionalmente, maggiori. Abbiamo rettificato questi errori ogni qualvolta fu possibile, limitandoci negli altri casi a modificare il totale delle frequenze in modo che questo coincidesse colla somma delle frequenze corrispondenti alle singole stature riportate nelle relazioni (2).

(1) R. LIVI, *Sulla statura degli italiani*, ecc., cit.

(2) Riportiamo in appendice le seriazioni delle stature degli iscritti di leva delle classi dal 1854 al 1920. Intendiamo in tal modo fornire ai lettori un materiale sparso in numerosi volumi diversi e quindi di non comoda consultazione e sopra tutto dargli modo di rendersi conto delle rettifiche apportate alle cifre ufficiali.

I dati relativi ai nati nel 1918, 1919, 1920, non ancora di pubblica ragione, ci sono stati cortesemente forniti dal Ministero della Guerra.

Un altro fatto evidente, specie per le basse stature, è l'arrotondamento delle cifre in corrispondenza delle stature espresse con cifre terminanti in 5 e in zero. Trattasi, però, di una circostanza che riteniamo non eserciti una influenza praticamente sensibile sui risultati ai quali verremmo.

Di ben altra portata sono invece le conseguenze derivanti dal fatto che:

- 1) l'età alla visita militare non è rimasta costante durante il lungo periodo considerato. Così, ad esempio, i nati nel 1900 hanno subito la visita militare all'età di diciotto anni meno qualche mese, mentre quelli nati nel primo ventennio circa del periodo in esame l'hanno subita all'età di vent'anni e qualche mese. Una differenza, dunque, di circa 2 anni e mezzo in una fase dello sviluppo in cui la statura non ha ancora raggiunto il suo assetto definitivo;
- 2) per le leve sui nati dal 1854 al 1873, come è stato detto, non venne fatta alcuna distinzione tra i nati in un determinato anno e i rimandati dalle leve precedenti.

Eliminare in modo teoricamente soddisfacente queste cause di errore ci sembra impossibile. Abbiamo cercato di eliminare empiricamente l'azione del fattore di cui sub 1) riportando le stature medie effettive all'età precisa di vent'anni, in base a talune ipotesi, che solo per esigenze pratiche si possono giustificare, e in particolare alle seguenti: che l'età media alla visita militare dei nati in un determinato anno si possa ottenere facendo la differenza fra la data corrispondente alla metà precisa dell'intervallo compreso tra l'apertura e la chiusura della sessione di leva sui nati in quell'anno (data che in nessun caso viene collocata oltre il 60° giorno dall'apertura della stessa, conformemente all'esperienza dei competenti uffici) e quella corrispondente alla metà precisa dell'anno di nascita; che la statura media dei maschi italiani sia cresciuta, da 18 a 24 anni, con lo stesso ritmo col quale è cresciuta quella di un gruppo di maschi danesi studiati dal MACKEPRANG (1). Interpo-

(1) E. PH. MACKEPRANG, *Height of the Danish Conscripts*, in « Meddelelser om Danmarks Antropologi », I Bind. Köbenhavn, 1907-1911.

Elementi intorno alle variazioni della statura in funzione dell'età sono forniti anche da altri studiosi, tra i quali ricorderemo: R. MARTIN, *Lehrbuch der Anthropologie*, I Band, *Somatologie*, Jena, 1928; H. A. RUGER and B. STOEISSIGER, *On the Growth curves of certain characters in man (males)*, in « *Annals of Eugenics* », Vol. II, 1927; A. QUETELET, *Anthropométrie ou mesure des différentes facultés de l'homme*, Bruxelles-Paris, 1871; S. WEISSENBERG, *Das Wachstum des Menschen nach Alter, Geschlecht und Rasse*, Stuttgart, 1911; E. HITCHCOCK, *Anthropometric statistics of Amherst-College*, in « *Bulletin de l'Institut International de Statistique* », Tome VIII, 1^{re} livraison; R. BENNETT-BEAN, *Stature in old Virginians*, in « *American Journal of Physical Anthropology* », Vol. XV, n. 3, 1931; F. L. HOFFMAN, *Army Anthropometry and Medical Rejection Statistics*, Prudential Press, Newark, N.J. 1918.

Abbiamo preferito i dati del MACKEPRANG che appaiono intermedi rispetto a quelli degli studiosi citati.

Prosp. I. - STATURA DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI DAL 1854 AL 1920

Anno di nascita degli iscritti di leva	Data di apertura e chiusura della sessione di leva	Compresi i rimandati dalle leve precedenti					Esclusi i rimandati dalle leve precedenti					
		misurati N.	statura (cm.)		variabilità		misurati N.	statura (cm.)		variabilità		
			media effettiva M_1	media riportata a 20 anni M'_1	σ	100 σ		media effettiva M_2	media riportata a 20 anni M'_2	σ	100 σ	
												M_1
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1854	3/11 - 15/12/1874	165.727	162,64	162,39	7,29	4,49	—	—	—	—	—	—
1855	15/10 - 10/12/1875	248.488	162,90	162,66	7,13	4,38	—	—	—	—	—	—
1856	25/10 - 20/12/1876	268.853	162,74	162,48	7,05	4,33	—	—	—	—	—	—
1857	27/10 - 22/12/1877	263.993	162,85	162,58	7,11	4,37	—	—	—	—	—	—
1858	21/10 - 21/12/1878	274.387	162,94	162,68	7,13	4,38	—	—	—	—	—	—
1859	20/10 - 20/12/1879	295.078	163,01	162,74	7,08	4,33	—	—	—	—	—	—
1860	12/10 - 11/12/1880	268.288	162,85	162,58	7,07	4,34	—	—	—	—	—	—
1861	10/10 - 12/12/1881	278.375	163,01	162,75	7,09	4,35	—	—	—	—	—	—
1862	16/10 - 19/12/1882	291.622	163,19	162,90	7,07	4,33	—	—	—	—	—	—
1863	10/9 - 20/11/1883	323.870	163,07	162,82	6,96	4,27	—	—	—	—	—	—
1864	11/8 - 18/10/1884	316.260	163,20	162,98	6,90	4,23	—	—	—	—	—	—
1865	17/8 - 19/10/1885	322.075	163,36	163,13	6,84	4,19	—	—	—	—	—	—
1866	19/8 - 21/10/1886	334.146	163,39	163,21	6,82	4,17	—	—	—	—	—	—
1867	22/8 - 22/10/1887	316.669	163,54	163,34	6,78	4,15	—	—	—	—	—	—
1868	28/5 - 22/9/1888	304.222	163,48	163,31	6,80	4,16	—	—	—	—	—	—
1869	1/5 - 31/8/1889	332.834	163,43	163,29	6,78	4,15	—	—	—	—	—	—
1870	1/5 - 30/8/1890	321.953	163,23	163,10	6,76	4,14	—	—	—	—	—	—
1871	18/5 - 10/9/1891	317.052	163,19	163,04	6,75	4,14	—	—	—	—	—	—
1872	20/4 - 30/7/1892 (1)	328.845	163,30	163,21	6,74	4,13	—	—	—	—	—	—
1873	5/10/93 - 15/1/94 (2)	324.612	163,68	163,36	6,61	4,04	—	—	—	—	—	—
1874	16/8 - 15/11/1894	319.393	163,65	163,40	6,59	4,03	237.916	163,75	163,61	6,84	4,19	
1875	5/6 - 30/9/1895	354.053	163,59	163,41	6,61	4,04	261.401	163,57	163,52	6,86	4,19	
1876	15/5 - 30/9/1896	387.706	163,77	163,61	6,73	4,11	275.439	163,74	163,72	7,02	4,29	
1877	1/6 - 15/10/1897	365.190	163,89	163,71	6,63	4,05	261.366	163,89	163,84	6,91	4,22	
1878	15/7 - 15/10/1898	350.121	163,94	163,73	6,57	4,01	256.504	163,91	163,82	6,90	4,15	
1879	10/6 - 16/10/1899	351.519	163,84	163,67	6,61	4,04	264.654	163,82	163,76	6,84	4,18	
1880	18/6 - 16/10/1900	330.345	163,85	163,65	6,60	4,02	240.773	163,84	163,76	6,88	4,20	
1881	18/6 - 16/10/1901	371.516	163,90	163,72	6,61	4,04	279.457	163,88	163,80	6,85	4,18	
1882	18/6 - 16/10/1902	380.560	163,87	163,68	6,63	4,04	277.425	163,84	163,76	6,87	4,20	
1883	18/6 - 16/10/1903	388.776	163,90	163,70	6,67	4,07	280.509	163,88	163,80	6,94	4,23	
1884	20/6 - 16/10/1904	397.046	163,82	163,63	6,64	4,06	290.776	163,77	163,69	6,90	4,21	
1885	3/5 - 31/8/1905	401.345	163,80	163,66	6,63	4,05	283.546	163,70	163,70	6,92	4,23	
1886	3/5 - 31/3/1906	388.434	163,87	163,72	6,63	4,05	273.588	163,79	163,79	6,93	4,23	
1887	8/4 - 1/3/1907	416.661	163,92	163,82	6,57	4,01	294.776	163,78	163,83	6,88	4,20	
1888	8/4 - 1/8/1908	418.561	164,03	163,86	6,54	3,99	292.144	163,85	163,90	6,75	4,12	
1889	8/4 - 22/9/1909	435.234	164,17	164,00	6,47	3,94	305.298	164,08	164,13	6,65	4,05	
1890	10/3 - 1/8/1910	411.722	164,11	163,98	6,53	3,98	286.309	163,98	164,09	6,74	4,11	
1891	10/3 - 1/8/1911	419.164	164,22	164,10	6,57	4,00	301.913	164,17	164,28	6,72	4,10	
1892	10/3 - 1/8/1912	425.470	164,24	164,12	6,55	3,99	302.659	164,22	164,33	6,72	4,09	
1893	12/3 - 1/8/1913	431.385	164,38	163,97	6,52	3,96	305.172	164,27	164,38	6,63	4,03	
1894	12/3 - 1/8/1914	418.701	164,49	164,04	6,42	3,90	296.644	164,55	164,66	6,58	4,00	
1895	10/11 - 31/12/1914	421.514	164,29	164,41	6,54	3,98	300.919	164,24	164,66	6,73	4,10	
1896	1/9 - 31/12/1915	392.606	164,40	164,73	6,72	4,09	308.124	164,44	164,98	6,74	4,10	
1897	1/5 - 31/7/1916	378.966	164,08	164,73	6,85	4,17	321.573	164,08	164,93	6,78	4,13	
1898	2/1 - 28/2/1917	391.736	163,73	164,68	6,91	4,22	326.041	163,73	164,94	6,95	4,25	
1899	15 - 25/2/1917 (3)	416.135	162,96	164,63	7,22	4,43	340.861	162,88	164,89	7,23	4,44	
	2/5 - 31/8/1917 (4)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
1900	26/2 - 31/5/1918	424.594	162,35	164,08	7,54	4,64	346.567	162,53	164,66	7,55	4,65	
1901	1/8 - 31/10/1920	412.748	164,28	164,64	6,89	4,19	323.893	164,54	165,15	6,86	4,16	
1902	10/8 - 25/11/1921	414.306	164,32	164,68	6,88	4,18	335.986	164,56	165,14	6,80	4,13	
1903	16/9/922 - 28/2/923	396.293	164,58	164,87	6,90	4,19	320.805	164,89	165,36	6,85	4,15	
1904	15/10/923 - 20/3/924	443.143	164,82	165,01	6,86	4,16	343.883	165,08	165,49	6,76	4,09	
1905	10/9/924 - 5/3/925	442.354	164,89	165,16	6,76	4,10	345.450	165,05	165,54	6,70	4,06	
1906	1/9/925 - 5/3/926	476.990	165,06	165,29	6,07	4,04	353.183	165,18	165,69	6,65	4,03	
1907	18/8/926 - 28/2/927	494.889	165,09	165,34	6,68	4,05	354.104	165,22	165,76	6,70	4,05	
1908	12/9/927 - 15/3/928	526.416	165,30	165,49	6,69	4,05	377.504	165,37	165,85	6,67	4,03	
1909	1/9/928 - 28/2/929	531.809	165,27	165,44	6,70	4,05	372.285	165,39	165,90	6,68	4,04	
1910	21/8/929 - 17/2/930	567.465	165,35	165,51	6,70	4,05	392.467	165,50	166,03	6,67	4,03	
1911	10/6/931 - 31/1/932	—	—	—	—	—	375.959	166,10	166,04	6,61	3,98	
1912	1/6 - 31/12/1932	—	—	—	—	—	392.632	166,12	166,07	6,60	3,97	
1913	1/5 - 30/11/1933	—	—	—	—	—	388.449	166,23	166,23	6,68	4,02	
1914	14/5 - 30/11/1934	—	—	—	—	—	377.335	166,27	166,31	6,65	4,00	
1915	25/4 - 30/11/1935	—	—	—	—	—	363.264	166,19	166,20	6,62	3,98	
1916	23/4 - 31/12/1936	—	—	—	—	—	279.212	166,15	166,16	6,91	4,16	
1917	30/3 - 15/11/1937	—	—	—	—	—	—	166,20	166,26	—	—	
1918	30/3 - 15/11/1938	—	—	—	—	—	200.007	166,34	166,40	6,69	4,02	
1919	30/3-15/11/1938 (5)	—	—	—	—	—	256.381	166,34	166,80	6,79	4,08	
	16/12/38-15/7/39 (6)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
1920	16/12/938 - 15/7/939	—	—	—	—	—	401.112	166,04	167,21	6,89	4,15	

(1) Successivamente prorogata al 30 settembre 1892. — (2) Successivamente prorogata al 31 agosto 1894. — (3) Per i nati nel 10° quadrimestre. — (4) Per i nati nel 2° e 3° quadrimestre. — (5) Per i nati nel 10° quadrimestre. — (6) Per i nati nel 2° e 3° quadrimestre.

lando graficamente i dati che seguono, forniti da questo Autore, abbiano ottenuto i dati intermedi che occorreano per il caso nostro :

Età (anni)	Incremento medio annuo della statura (cm.)
18-19	1,03
19-20	0,80
20-21	0,47
21-22	0,20
22-23	0,07
23-24	0,03

Analogo metodo è stato adottato per calcolare la presumibile intensità della statura a vent'anni degli iscritti di leva delle classi dal 1854 al 1910. In tale caso l'età media alla visita militare è stata calcolata ammettendo, in via di larga approssimazione, che i rimandati dalle leve precedenti avessero esattamente uno o due anni in più degli altri, a seconda che erano rivedibili per la prima o per la seconda volta. Evidentemente con tale accorgimento non si sono potute eliminare le conseguenze derivanti dal fatto che i rimandati dalle leve precedenti, oltre ad avere una maggiore età, rappresentano anche un gruppo fisicamente selezionato nel quale, tra l'altro, mancano quasi del tutto le stature bassissime ed è probabile si riscontri invece una frequenza relativamente maggiore di stature prossime al valore minimo richiesto per l'idoneità militare. Comunque, appare fondata la persuasione che questa causa abbia carattere quasi sistematico e che non alteri sensibilmente le conclusioni cui si arriva sulla scorta dei dati di cui trattasi.

* * *

I risultati delle elaborazioni sono compendiate nel Prospetto 1, nel quale sono indicati: 1) il numero dei soggetti sottoposti alla visita militare (col. 3 e 8); 2) le stature medie effettive al momento della visita militare sia di tutti gli iscritti di leva (col. 4) sia dei soli nati nell'anno cui la leva si riferisce (col. 9); 3) le stature medie riportate all'età di vent'anni (1) (col. 5 e 10) — e quindi confrontabili nel senso delle colonne — tenendo presente l'età media alla visita militare, effettuata entro il periodo di tempo indicato nella colonna 2; 4) gli indici di variabilità, assoluta e percentuale.

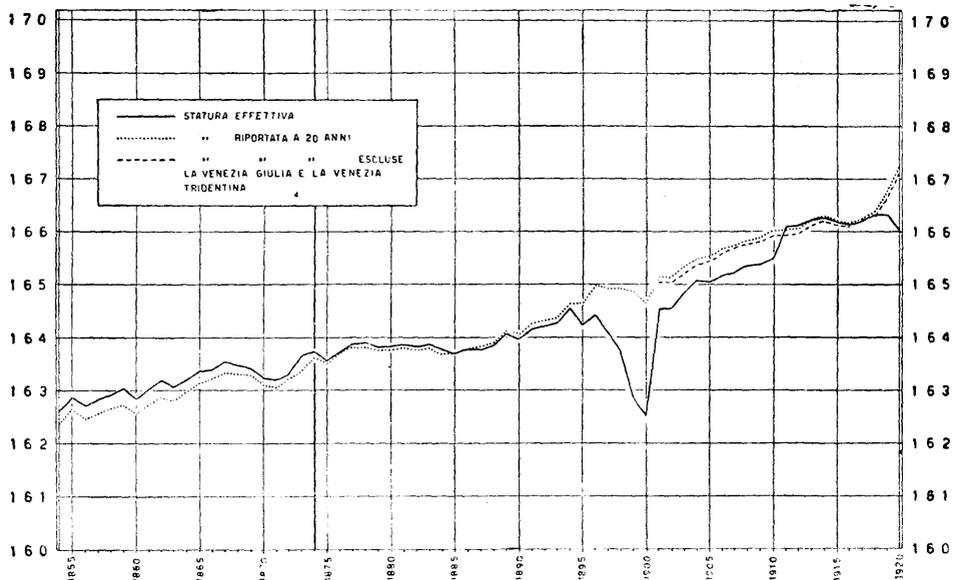
Come appare dalle cifre contenute nella col. 10, la statura media a 20 anni dei nati nel 1920, pari a cm. 167,21, superava di cm. 4,82 quella raggiunta alla stessa età — cm. 162,39 — da tutti gli iscritti di leva della classe 1854.

(1) Abbiamo riferito le cifre quali risultano dai calcoli fatti in base alle accennate ipotesi. Potrà il lettore stesso arrotondare le cifre corrette, riportate a venti anni, nella misura in cui egli lo crederà giustificato.

Questo valore deve essere alquanto diminuito per tenere conto della differenza esistente tra le due stature medie che si ottengono, per una stessa classe di leva, comprendendo ed escludendo i rimandati dalle leve precedenti. Poichè questa differenza — per le classi dal 1874 al 1883 — si aggira intorno a cm. 0,10-0,12, togliendo questa quantità all'incremento sopra indicato, si arriva a cm. 4,70; cifra che rappresenterebbe il guadagno medio effettivo di statura a 20 anni realizzatosi in Italia nelle successive generazioni nel giro di circa due terzi di secolo (1).

Nel Graf. 1 sono illustrate le cifre contenute nel Prosp. 1, col. 4 e 5 (per il periodo 1854-1873) e col. 9 e 10 (per il periodo 1874-1920).

GRAF. 1. — Statura media degli iscritti di leva nati dal 1854 al 1920 (*)



(*) Fino al 1873 sono compresi i rimandati dalle leve precedenti.

Dall'esame di questo risultano evidenti taluni fatti. Anzitutto l'aumento della statura media è stato continuo attraverso il tempo, fatta eccezione per i nati dal 1877 al 1886 e dal 1914 al 1917, per i quali si nota una stasi, e per i nati dal 1896 al 1900 dei quali parleremo nel paragrafo quarto.

(1) Abbiamo, col BOLDRINI, (*Biometria e Antropometria*, Milano, Giuffrè, 1934) ritenuto probabile che nelle statistiche di cui disponiamo siano indicati i limiti inferiori, anzichè i valori centrali, delle classi di statura, per cui, nel calcolo delle medie, abbiamo supposto che, in ciascuna classe di frequenza, la frequenza stessa corrispondesse al valore intermedio delle classi. Il lettore che fosse di contrario avviso dovrebbe, pertanto, diminuire tutte le medie da noi calcolate di mezzo centimetro.

Esso non è stato, però, uniforme; la statura dei nati nel 1920 superava di cm. 3,12 quella dei nati nel 1890, mentre la statura di questi superava probabilmente di soli cm. 1,58 quella dei nati nel 1854. La diversa età media alla visita militare esercita un effetto sensibile, ora in un senso ed ora in senso contrario, per quasi tutto il periodo considerato, e basta da sola a spiegare quella forte diminuzione della statura dei nati dal 1896 al 1900 che il FUCCI, come abbiamo dianzi ricordato, ritenne di poter spiegare con una presunta e non dimostrata influenza generica della guerra, creatrice di sfavorevoli condizioni ambientali.

Potrà forse sospettarsi che l'aumento accertato nella statura dei nati nel 1919 e nel 1920 sia dovuto al fatto di aver adottato certi coefficienti di correzione a preferenza di altri, i quali avrebbero potuto condurre a risultati diversi.

Abbiamo, però, ragione di credere che esso rispecchi un aumento effettivo, sia perchè i valori da noi adottati sono tali da condurre a risultati intermedi rispetto a quelli che avremmo ottenuto qualora avessimo accettato i valori forniti da taluni dei ricordati autori, sia soprattutto perchè l'impiego di questi stessi coefficienti ha condotto per gli anni dal 1896 al 1900 a risultati che non sembrano affatto inaccettabili e che, comunque, non appaiono certo errati per eccesso.

* * *

Le cifre contenute nella col. 10 del Prosp. 1, relative ai nati negli anni dal 1901 al 1920 non sono a rigore confrontabili con quelle relative ai nati negli anni precedenti, fra i quali non erano compresi gli iscritti di leva della Venezia Tridentina e della Venezia Giulia e Zara.

Abbiamo pertanto calcolato e riportato nel Prosp. 2 le medie relative ai nati dal 1901 al 1920, escludendo gli iscritti delle due anzidette Regioni. Le medie si abbassano solo leggermente (per i nati nel 1920 da cm. 167,21 a cm. 167,09) e comunque in misura tale da non modificare sostanzialmente l'entità dell'aumento già rilevato nelle stature dei nati nel 1920, rispetto a quelle degli iscritti di leva della classe 1854.

* * *

Accertato che l'aumento della statura dei maschi italiani ventenni non può essere spiegato che in misura praticamente trascurabile dal fatto che nuovi gruppi demografici, caratterizzati da più alta statura media, sono venuti ad aggiungersi a quelli preesistenti in conseguenza del trattato di pace stipulato dopo la prima guerra mondiale, resterebbe da vedere se detto aumento non possa essere almeno in parte spiegato da un eventuale aumento

del peso relativo, in seno alla massa degli iscritti di leva, degli appartenenti a Regioni nelle quali la statura media è più elevata.

E' precisamente ad una circostanza analoga a quella ora accennata che il TSCHOURILOFF credette di poter attribuire l'aumento della statura media osservato in Francia dal 1831 al 1860, il quale sarebbe quindi risultato del tutto apparente (1).

Prosp. 2. - STATURA MEDIA DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI DAL 1901 AL 1920
(Escluse la Venezia Giulia e Zara e la Venezia Tridentina)

Anno di nascita degli iscritti di leva	Misurati N'	Statura (cm.)		Variabilità	
		media effettiva M	media riportata a 20 anni	σ	$\frac{100 \sigma}{M}$
1	2	3	4	5	6
1901	313.378	164,43	165,04	6,84	4,15
1902	325.007	164,47	165,05	6,78	4,11
1903	309.150	164,74	165,21	6,83	4,14
1904	329.267	164,98	165,39	6,74	4,08
1905	331.660	164,97	165,46	6,69	4,04
1906	338.778	165,09	165,60	6,63	4,00
1907	340.195	165,17	165,71	6,69	4,04
1908	363.140	165,28	165,76	6,65	4,01
1909	357.693	165,30	165,81	6,67	4,02
1910	377.361	165,40	165,93	6,65	4,01
1911	362.019	165,99	165,93	6,59	3,97
1912	377.591	166,01	165,96	6,58	3,96
1913	373.642	166,12	166,12	6,66	4,01
1914	363.772	166,17	166,21	6,63	3,99
1915	353.465	166,11	166,12	6,60	3,97
1916	273.253	166,09	166,10	6,71	4,04
1917	?	?	?	?	?
1918	194.118	166,24	166,30	6,67	4,01
1919	245.703	166,21	166,67	6,77	4,06
1920	385.969	165,92	167,09	6,87	4,11

Ci siamo limitati ad un semplice assaggio, cercando di determinare, col metodo della popolazione tipo, quale sarebbe stata la statura media dei giovani nati nel 1918 qualora la distribuzione percentuale degli stessi secondo la Regione di appartenenza fosse stata identica a quella avutasi per i nati nel 1874. Riportiamo nel Prosp. 3 le percentuali relative ai due anni.

Effettivamente si sono verificate, dall'uno all'altro anno, delle variazioni talora anche sensibili. Esse sono state però tali che, ponderando con

(1) M. TSCHOURILOFF, *De l'accroissement de la taille en France*, in: « Journal de la Société de Statistique de Paris », XVI Année, 1875.

Prosp. 3. - PERCENTUALE DEGLI INSCRITTI DI LEVA DI CUI SI CONOSCE LA STATURA, DISTINTI SECONDO LE REGIONI IN CUI VENNE EFFETTUATA LA LEVA.

R E G I O N I	N a t i	
	nel 1874	nel 1918
I	2	3
Piemonte	11,6	7,4
Liguria	2,6	2,5
Lombardia	13,2	12,9
Veneto	9,3	11,2
Emilia	7,6	9,0
Toscana	8,1	7,1
Marche	3,1	3,3
Umbria	2,2	2,1
Lazio	3,1	6,0
Abruzzi e Molise	4,8	4,1
Campania	9,3	9,1
Puglie	5,4	6,0
Lucania	1,8	1,5
Calabrie	4,7	4,7
Sicilia	10,4	9,6
Sardegna	2,8	2,9
Complesso	100,0	100,0

i pesi indicati nella col. 2 le stature medie dei nati nel 1918 (Prosp. 4, col. 3) si ottiene la media di cm. 166,27, vale a dire un valore praticamente uguale a quello già trovato per le stature medie dei ventenni nati nel 1918, che era di cm. 166,24.

L'aumento risulta, quindi, effettivo. Esso non è stato, però identico nelle varie Regioni, come appare dalle cifre contenute nel Prosp. 4, relative agli inscritti di leva nati nel 1874 e nel 1918 (1). Da valori abbastanza bassi per le Puglie (cm. 1,28) e le Marche (cm. 1,72), si passa a valori relativamente elevati per la Toscana (cm. 3,17), il Piemonte (cm. 3,56) e la Liguria (cm. 3,68).

(1) Abbiamo fatto il confronto con le stature dei nati nel 1918 anzichè con quelle dei nati nel 1920, ultimo degli anni per i quali conosciamo le stature, per ubbidire all'esigenza di scegliere dei gruppi di giovani chiamati alla visita militare approssimativamente alla stessa età. Rispondono bene a tale requisito appunto i nati nel 1874 e nel 1918, giacchè gli uni e gli altri vennero chiamati all'età di circa 20 anni. Questa scelta ci ha, pertanto, dispensati dal dover effettuare sui dati effettivi delle correzioni, che, se possono ritenersi giustificate per il complesso delle Regioni, lo sarebbero in misura assai minore per le Regioni singole, data la minore consistenza numerica dei gruppi e l'incertezza del giorno preciso in cui venne effettuata la visita.

Va, poi, rilevato che l'aumento della statura non è stato maggiore nelle Regioni dove essa era inizialmente minore. Sembra piuttosto che si sia verificata una tendenza, per quanto non molto pronunciata, in senso opposto. L'indice di cograduazione del GINI calcolato fra le stature medie dei nati nel 1874 e l'aumento realizzato nella statura dei nati nel 1918 rispetto ai nati nel 1874, è risultato pari a +0,23. Questo risultato lascia intravedere il fatto che le singole Regioni, durante il periodo considerato, sono andate ulteriormente differenziandosi dal punto di vista della statura media. Calcolando la variabilità di questa mediante la differenza media del GINI, otteniamo infatti: $\Delta = 2,39$ per i nati nel 1874, e $\Delta = 2,71$ per i nati nel 1918.

Prosp. 4. — VARIAZIONI DELLA STATURA MEDIA DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI NEL 1874 E NEL 1918, DELLA VARIABILITÀ E DELLA ASIMMETRIA.

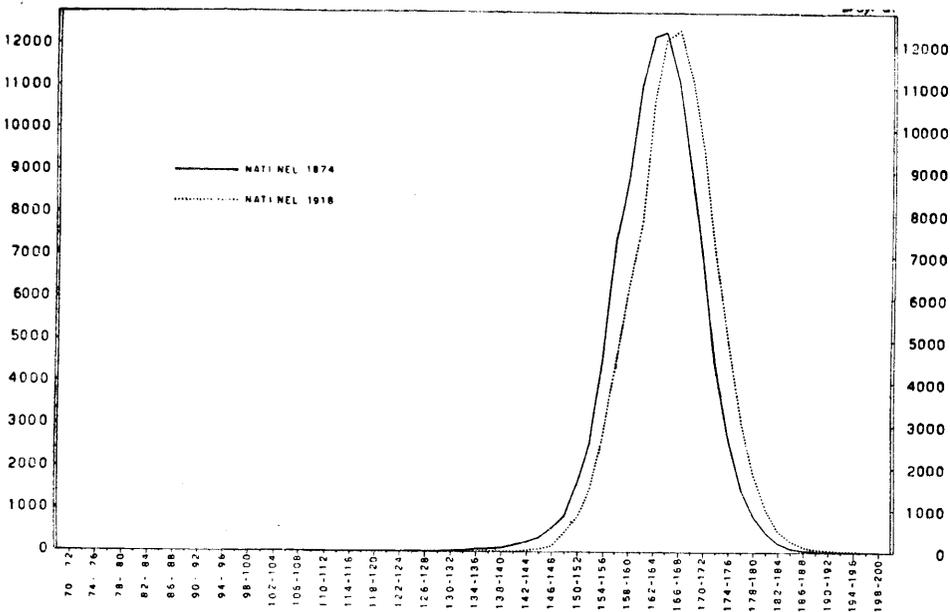
REGIONI in cui venne effettuata la leva	Statura media effettiva (M) dei nati nel:		col. 2 — col. 3	Variabilità				Asimmetria	
	1874	1918		σ		$\frac{100 \sigma}{M}$		$\frac{\sum f x^3}{n} : \sigma^3$	
				1874	1918	1874	1918	1874	1918
	1	2		3	4	5	6	7	8
Piemonte	164,58	168,14	3,56	6,71	6,14	4,08	3,65	-0,446	-0,025
Liguria	165,13	168,81	3,68	7,02	6,31	4,25	3,74	-1,150	-0,117
Lombardia	164,69	167,42	2,73	6,74	6,49	4,09	3,87	-0,430	-0,161
Veneto	166,70	168,62	1,92	6,57	6,27	3,94	3,72	-0,335	-0,090
Emilia	165,27	167,75	2,48	6,41	6,41	3,88	3,82	-0,205	-0,069
Toscana	164,94	168,11	3,17	6,53	6,50	3,96	3,87	-0,129	-0,787
Marche	163,83	165,55	1,72	6,20	6,22	3,78	3,76	-0,212	-0,567
Umbria	163,86	165,95	2,09	6,32	6,17	3,86	3,72	-0,112	+0,037
Lazio	164,00	166,44	2,44	6,45	6,48	3,93	3,90	-0,143	+0,183
Abruzzi e Molise	162,48	164,52	2,04	6,33	6,08	3,90	3,70	-0,385	-0,022
Campania	162,88	165,03	2,15	6,52	6,33	4,00	3,84	-0,653	-0,274
Puglie	162,17	163,45	1,28	6,17	6,28	3,81	3,84	-0,383	-0,026
Lucania	159,30	161,99	2,69	6,74	6,37	4,23	3,93	-0,565	-0,297
Calabrie	161,10	163,68	2,58	6,89	6,51	4,27	3,98	-0,497	-0,713
Sicilia	161,65	164,17	2,52	6,80	6,44	4,21	3,92	-0,432	-0,219
Sardegna	159,86	161,93	2,07	6,96	6,47	4,35	4,00	-0,394	-0,155
Complesso	163,75	166,24	2,49	6,84	6,67	4,19	4,01	-0,358	-0,188

3. — Alcune caratteristiche delle distribuzioni delle stature

Ci siamo finora limitati a studiare la variazione della statura media attraverso il tempo. Quando però si tengano presenti, da un lato, taluni fatti che sembrano ormai definitivamente accertati, quali il modo di operare della selezione naturale, che si esercita a svantaggio soprattutto dei portatori di certi caratteri fisici; l'esistenza di una fertilità differenziale secondo la

struttura corporea; il fatto che la statura, in quanto determinata da fattori genetici, si trasmette ereditariamente e la possibilità di una eredità asimmetrica (1); quando si tenga presente altresì che nei gruppi demografici ordinariamente sottoposti a indagine statistica le differenze individuali delle stature sono, secondo la concezione del GALTON e dei biometrici, in parte frutto dell'azione di fattori ambientali (che è andata variando attraverso il tempo) e in parte espressione di eterogeneità genetica; e dall'altro si consideri che il materiale da noi utilizzato è costituito dalla quasi totalità dei maschi italiani sopravvissuti all'epoca della visita militare, ed appartenenti a generazioni diverse che discendono da quelle via via precedenti, appare

GRAF. 2. — **Distribuzione delle stature degli iscritti di leva. Complesso delle Regioni**
(fatto uguale a 100.000 il totale delle frequenze)



indubbia l'opportunità di integrare lo studio che precede con quello delle eventuali variazioni della forma della distribuzione delle stature nelle successive generazioni, onde accertare se e quali modificazioni essa abbia subito per effetto dell'azione combinata, e tutt'altro che chiaramente individuabile, del complesso dei fattori cui è stato dianzi accennato.

Fermeremo la nostra attenzione su talune caratteristiche della distribuzione delle stature: sulla variabilità, sull'asimmetria e sul grado di accostamento alla curva degli errori.

Per cogliere meglio quello che vi è di sostanziale nella variazione attraverso il tempo della variabilità eliminando le fluttuazioni di carattere acci-

(1) C. GINI, *I presupposti statistici della teoria della cernita naturale*, in « *Rivista Italiana di Sociologia* », Anno XIV fasc. II, 1910.

dentale, abbiamo sintetizzato i dati contenuti nelle col. 6, 7, 11 e 12 del Prosp. 1. I risultati sono esposti nel Prosp. 5, nel quale sono indicati, oltre allo scostamento quadratico medio, anche quelli che il GINI ha definito indice di variabilità percentuale e indice di variabilità relativa (1).

Dividendo il primo rispettivamente per la statura media effettiva e per la radice quadrata della stessa, per i nati nei vari periodi, generalmente quinquennali, abbiamo ottenuto dei valori che rivelano una, sia pure moderata, tendenza della variabilità assoluta, percentuale e relativa alla diminuzione; e ciò sia considerando le distribuzioni delle stature di tutti gli iscritti di leva nei vari anni che quelle, più significative, relative ai soli nati negli anni cui le leve stesse si riferiscono.

Analoga tendenza era stata da noi messa in rilievo per i maschi casalesi ventenni nati dal 1791 al 1920, ed una diminuzione della variabilità nelle singole Province è stata osservata dal BOLDRINI (2) per gli iscritti di leva delle classi 1854-56 e 1908.

Prosp. 5. — VARIABILITÀ DELLE STATURE DEGLI INSCRITTI DI LEVA, NATI DAL 1854 AL 1920

Anno di nascita	Compresi i rimandati dalle leve precedenti			Anno di nascita	Esclusi i rimandati dalle leve precedenti		
	σ	$\frac{100 \sigma}{M}$	$\frac{100 \sigma}{\sqrt{M}}$		σ	$\frac{100 \sigma}{M}$	$\frac{100 \sigma}{\sqrt{M}}$
1	2	3	4	1	2	3	4
1854—1855 . .	7,195	4,420	56,39	1874—1875 . .	6,852	4,187	53,57
1856—1860 . .	7,084	4,349	55,52	1876—1880 . .	6,893	4,207	53,85
1861—1865 . .	6,967	4,270	54,56	1881—1885 . .	6,896	4,210	53,28
1866—1870 . .	6,789	4,155	53,12	1886—1890 . .	6,788	4,142	53,03
1871—1875 . .	6,663	4,076	52,10	1891—1895 . .	6,677	4,064	48,11
1876—1880 . .	6,630	4,046	51,80	1896—1900 . .	7,119	4,354	55,66
1881—1885 . .	6,638	4,051	51,86	1901—1905 . .	6,796	4,123	52,93
1886—1890 . .	6,562	4,001	51,23	1906—1910 . .	6,675	4,037	51,91
1891—1895 . .	6,521	3,968	50,87	1911—1915 . .	6,631	3,990	51,44
1896—1900 . .	7,121	4,356	55,55	1916—1920 (1)	6,794	4,088	52,71
1901—1905 . .	6,862	4,169	53,48				
1906—1910 . .	6,687	4,047	52,04				

(1) Escluso il 1917.

Si nota un aumento della variabilità — assoluta, percentuale e relativa — per le stature sia dei nati nel quinquennio 1896-1900 che degli iscritti alle leve sui nati in detti anni, il quale potrebbe essere dovuto, almeno in parte, al fatto che essi vennero chiamati alla visita militare con un anticipo

(1) C. GINI, *Sulla variabilità dei due sessi alla nascita e nelle età adulte*, Cagliari, 1910.

(2) M. BOLDRINI, *L'unificazione del tipo somatico ecc.*, cit.

via via maggiore rispetto all'età di venti anni; anticipo che raggiunse il massimo per i nati nel 1900, chiamati ad una età media che non raggiungeva i 18 anni.

La diminuzione riscontrata per il complesso delle Regioni si rileva generalmente anche per le Regioni singole (Prosp. 4, col. 5, 6, 7, 8). Poichè è probabile che la forma della distribuzione delle stature di un gruppo, anche omogeneo dal punto di vista razziale, sia suscettibile di qualche modificazione in funzione dell'età, per l'effetto combinato di svariati fattori, fra cui quello di una probabile selezione mortuaria secondo la diversa struttura corporea, abbiamo eseguito il confronto fra le distribuzioni relative ai nati nel 1874 e nel 1918, giacchè gli uni e gli altri, come è stato avvertito, hanno subito la visita militare alla stessa età, e precisamente all'età di circa venti anni.

Fanno eccezione, rispetto alla tendenza generale, soltanto l'Emilia, che non presenta alcuna variazione tra il 1874 ed il 1918, e le Marche, il Lazio e le Puglie, che accusano un lieve aumento della variabilità. Ciò per la variabilità assoluta.

Considerando invece la variabilità percentuale, si rileverà che soltanto le Puglie presentano un aumento, per giunta lievissimo.

La differenziazione delle varie regioni sotto questo punto di vista risulta diminuita tra l'inizio e la fine del periodo in esame. Abbiamo anche qui calcolato la differenza media per i nati nel 1874 e nel 1918, considerando la variabilità assoluta e quella percentuale. I valori di Δ sono scesi da 0,31 a 0,16 e da 0,21 a 0,12 rispettivamente nei due casi.

L'asimmetria — che abbiamo misurato mediante il rapporto tra il terzo momento e il cubo del secondo momento — per il complesso delle Regioni, pure mantenendosi sempre negativa, presenta una sensibile diminuzione, passando da 0,358 per i nati nel 1874 a 0,188 per quelli nati nel 1918. Analogamente si nota per le Regioni singole, accettuate la Toscana, le Marche e le Calabrie, che presentano un sensibile aumento della asimmetria negativa. Per l'Umbria e il Lazio, poi, questa diventa positiva (Prosp. 4, col. 9 e 10) (1).

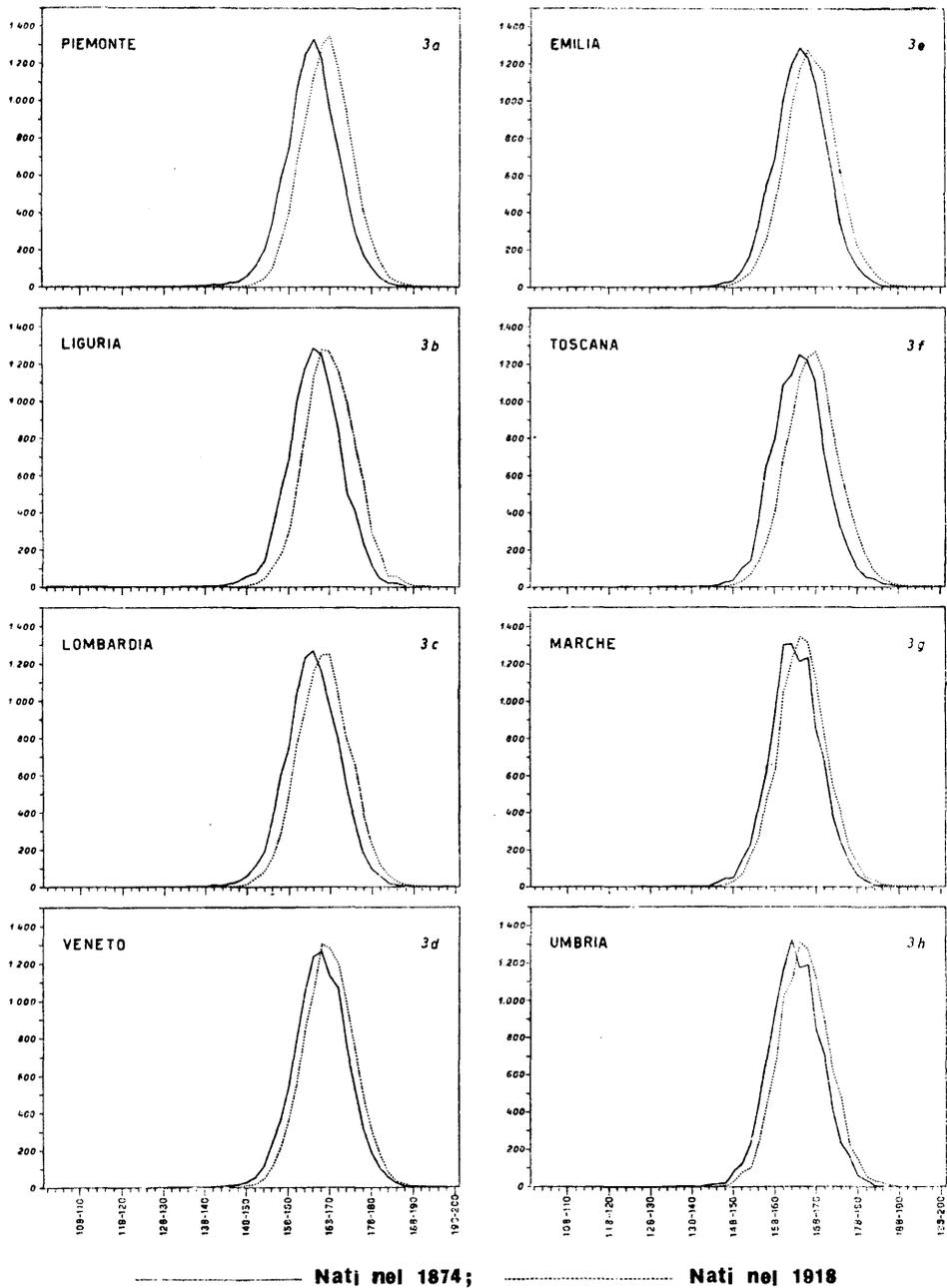
E veniamo per ultimo ad esaminare brevemente l'accostamento delle distribuzioni effettive delle stature alla distribuzione teorica descritta dalla curva degli errori.

Ci proponiamo qui non tanto di accertare se le distribuzioni delle stature seguano o meno in misura praticamente soddisfacente la curva degli errori, quanto piuttosto di accertare se l'accostamento di quelle a questa è diventato eventualmente migliore attraverso il tempo.

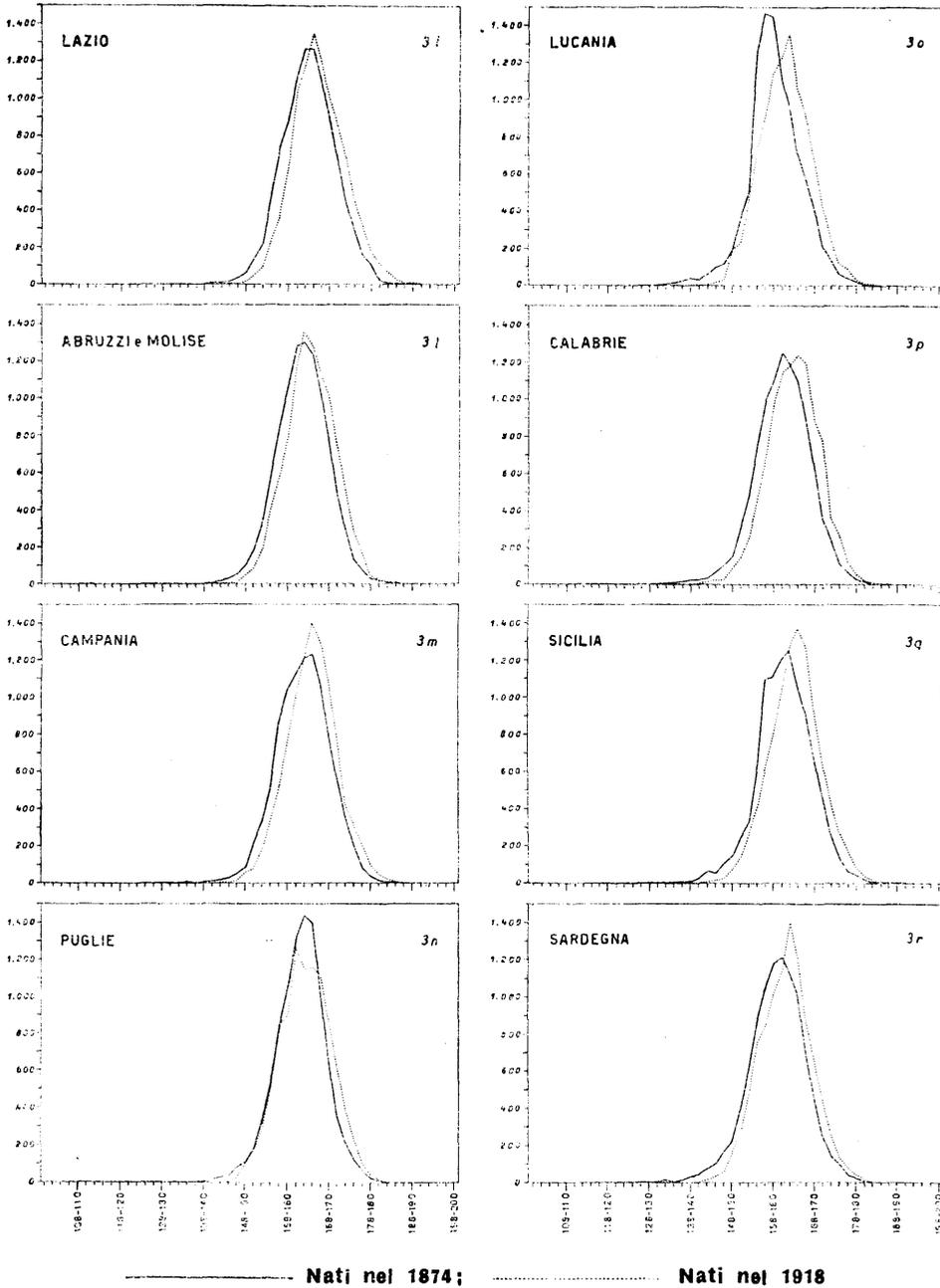
(1) Come è stato dianzi ricordato, una diminuzione dell'asimmetria è stata osservata, per una dozzina di Provincie, da S. ALBERTI, considerando gli inscritti di leva delle classi 1854-56 e 1908 ed i nati nel 1908 (*Influenza della diminuzione della mortalità ecc.*, cit.).

GRAF. 3. — Distribuzione delle stature degli iscritti di leva

(fatto uguale a 10.000 il totale delle frequenze)



Segue: GRAF. 3. — Distribuzione delle stature degli iscritti di leva
 (fatto uguale a 10.000 il totale delle frequenze)



— Nati nel 1874;

..... Nati nel 1918

Già il semplice esame dei Grafici 2 e 3, mentre rivela uno spostamento delle curve verso più elevati valori delle stature, lascia l'impressione che detto accostamento sia diventato generalmente maggiore nel giro dei 44 anni che separano le due generazioni di ventenni considerati.

Nel Prosp. 6 abbiamo riportato, distintamente per le singole Regioni e per il complesso di queste, per i nati nel 1874 e nel 1918: a) la media aritmetica percentuale degli scarti assoluti

$\left(\frac{\sum |e-t|}{N} 100\right)$ fra le frequenze effet-

tive (e) e quelle teoriche (t) omettendo, per brevità, l'indicazione degli scarti corrispondenti alle singole classi di stature; b) il valore del parametro X^2 di PEARSON, calcolato raggruppando in due sole classi rispettivamente quelle relative alle stature minori di cm. 144 e quelle uguali o maggiori di cm. 186, e riferendoci a distribuzioni nelle quali la somma delle frequenze è stata fatta uguale a 1000 (1).

Consideriamo il complesso delle Regioni. Sia la media degli scarti che il valore di X^2 risultano sensibilmente maggiori per i nati nel 1874

$\left(\frac{\sum |e-t|}{N} 100 = 7,32; X^2 = 21,34\right)$ che per i nati nel 1918 $\left(\frac{\sum |e-t|}{N} 100 = 5,34;$

$X^2 = 7,13\right)$, offrendo così un chiaro indizio di un migliore accostamento alla curva normale da parte delle distribuzioni più recenti.

Lo stesso avviene per le Regioni singolarmente considerate, eccettuate l'Emilia e la Campania per le quali si verifica, in misura del resto poco accentuata, il fatto opposto.

(1) Abbiamo rinunciato ad esprimere l'accostamento alla curva normale in termini di probabilità P , perchè tale procedimento, che appare discutibile dal punto di vista teorico dopo la critica mossa dal GINI alle basi logiche dei testi di significatività in genere (C. GINI, *I pericoli della statistica*, in «Atti» della prima riunione scientifica della S.I.S., Pisa, 1939; *I testi di significatività*, in «Atti» della VII riunione scientifica della S.I.S., Roma, 1943; *Osservazioni sulla comunicazione della dott. M. P. GEPPERT*, «*Sul valore dei cosiddetti testi di significatività*», ibidem. Una chiara illustrazione della posizione assunta dal GINI al riguardo si può vedere in L. GALVANI, *Introduzione matematica allo studio del metodo statistico*, II edizione, Milano, Giuffrè, 1945), conduce a risultati poco convincenti dal punto di vista pratico.

Il valore di P risulta, infatti, del tutto trascurabile non solo per il complesso delle Regioni — fatto, questo, che potrebbe anche apparire giustificato se si pensa che gli iscritti di leva presi in complesso costituiscono un gruppo eterogeneo dal punto di vista razziale — ma anche per le Regioni singole. Inoltre, data la fortissima influenza che il numero delle osservazioni esercita sul valore di X^2 , e quindi di P , questo tende ad assumere valori più elevati per quelle Regioni nelle quali il numero delle osservazioni è minore.

Prosp. 6. — INDICI DEL GRADO DI ACCOSTAMENTO ALLA CURVA NORMALE DELLE
DISTRIBUZIONI DELLE STATURE DEI NATI NEL 1874 E NEL 1918

REGIONI	Media aritmetica percentuale degli scarti assoluti tra le frequenze effettive (<i>e</i>) e quelle teoriche (<i>t</i>)			Valori del parametro di Pearson X^2		
	nati nel 1874	nati nel 1918	col. b — col. a	nati nel 1874	nati nel 1918	col. b — col. a
	<i>a</i>	<i>b</i>		<i>a</i>	<i>b</i>	
Piemonte	10,32	4,32	— 6,00	37,33	18,45	—18,88
Liguria	13,59	5,27	— 1,32	48,78	33,31	—15,47
Lombardia	8,32	4,32	— 4,00	27,84	11,35	—16,49
Veneto	6,72	3,33	— 3,39	20,04	4,97	—15,07
Emilia	5,28	5,37	+ 0,09	11,51	14,60	+ 3,09
Toscana	7,94	5,35	— 2,59	23,12	6,43	—16,69
Marche	7,20	6,92	— 0,34	14,60	6,85	— 7,75
Umbria	7,61	5,31	— 2,30	16,80	6,71	—10,09
Lazio	13,43	10,79	— 2,64	64,16	23,25	—40,91
Abruzzi e Molise	7,30	6,14	— 1,16	17,50	11,21	— 6,29
Campania	6,64	8,27	+ 1,63	19,33	20,24	+ 0,91
Puglie	12,96	5,80	— 7,16	46,15	6,16	—39,99
Lucania	21,05	5,66	—15,39	69,64	8,25	—61,39
Calabrie	10,08	8,32	— 1,76	26,21	17,45	— 8,76
Sicilia	11,27	7,98	— 3,29	36,68	13,10	—23,58
Sardegna	10,64	8,14	— 2,50	25,54	9,34	—16,20
Complesso	7.32	5.34	— 1.98	21.34	7.13	—14.21

4. — Riflessi della guerra sulla statura a vent'anni

Il materiale statistico utilizzato — in parte inedito, come è stato dianzi avvertito — ci offre l'opportunità di fare alcune considerazioni intorno ad un problema che da tempo ha richiamato l'attenzione degli studiosi e che rientra in quello, più ampio, concernente l'influsso che le condizioni ambientali in cui vive una popolazione esercitano sulla statura media della stessa: intendiamo riferirci ai presunti effetti disgenici della guerra sullo sviluppo dei caratteri fisici umani. Le opinioni al riguardo non sono concordi. Già nel 1829 il VILLERMÈ (1) avanzava l'ipotesi che la lunga serie delle guerre napoleoniche avesse prodotto una diminuzione della statura dei coscritti francesi.

Anche il BROCA ritenne che i giovani chiamati alla visita militare dal 1827 al 1835 fossero più piccoli di quelli misurati successivamente perchè nati dal 1807 al 1815, epoca nella quale gli uomini più validi erano sotto le armi od erano morti, ed erano quindi figli di elementi fisicamente non validi.

(1) Citato in F. SAVORGNAN, *La guerra e la popolazione. Studi di demografia*, Bologna, Zanichelli, 1918.

Il BOUDIN (1) dopo avere rilevato che su 10.000 coscritti francesi solo 9071 avevano, nel 1831, una statura uguale o maggiore di quella richiesta per l'idoneità militare, mentre questa percentuale saliva a 9.400 nel 1860, affermava che questo aumento della statura in Francia (si noti l'identificazione dei due concetti: alta percentuale di riformati per difetto di statura e bassa statura media, che è abituale in tutti coloro che si sono occupati, in Italia ed all'estero, specialmente nei tempi meno recenti, del problema) non ha nulla di sorprendente se si pensa che le sei classi dal 1831 al 1836 sono formate dai nati degli ultimi anni dell'impero napoleonico, durante il quale la quasi totalità degli uomini alti e robusti, richiamati alle armi, non prese alcuna parte alla procreazione in Francia, mentre, col ritorno della pace, certamente questo fenomeno cessò.

Tale spiegazione è accettata dal SARUT, il quale pure rileva che i prolungati richiami alle armi abbassano non solo la statura media della popolazione attuale (in caso di mortalità determinata dalla guerra), ma anche quella delle future generazioni, la cui procreazione rimane affidata in misura relativamente maggiore ai soggetti dotati di più bassa statura.

Il VACHER DE LAPOUGE (2) riferisce che, da indagini da lui eseguite in quasi tutti i Cantoni dell'Hérault sui caratteri fisici dei coscritti del 1887 e del 1891 — nati rispettivamente prima e dopo la guerra franco-prussiana del 1870 — è risultato che la statura dei primi supera quella dei secondi in tutti i Cantoni, eccetto che in otto, nei quali la statura è praticamente la stessa nei due gruppi. Non solo, ma è risultato che la diminuzione della statura è stata maggiore nei Cantoni dove la statura stessa era più elevata. La percentuale degli individui la cui statura non raggiungeva m. 1,60 è salita da 6,4% per i coscritti del 1887 a 16,1% per quelli del 1891.

Il giornale *Asahi* di Tokyo, riferendosi ai coscritti del 1915, scriveva che non c'era da meravigliarsi se questi erano di una costituzione eccezionalmente delicata, in quanto molti di essi erano nati durante la guerra cino-giapponese ed erano figli di coloro che erano troppo vecchi o troppo deboli per andare al fronte (3).

Lo stesso VACHER DE LAPOUGE riferisce che l'AMMON, in base a statistiche molto probatorie, ha contestato il carattere peggiorativo della selezione militare, almeno sotto la forma violenta.

(1) BOUDIN, *De l'accroissement de la taille en France*, Mem. de la Société d'Anthropologie t. II; *Et. ethnolog. sur la taille*, Rec. des mémoires de méd. chir. et pharm. militaires, 1863, citati in G. LAGNEAU, *Anthropologie de la France*, cit.

(2) G. VACHER DE LAPOUGE, *Les sélections sociales*, Paris, 1896.

(3) Il brano è riportato in R. DE C. WARD, *Some aspects of immigration to the United States in relation to the future American race*, in «The Eugenics Review», gennaio, 1916.

Lo TSCHOURILOFF (1) controbatte la tesi sostenuta dal BROCA, che abbiamo più sopra ricordata, rilevando che, se essa fosse rispondente alla realtà, i giovani chiamati alla visita militare dal 1855 al 1860, essendo figli di quelli visitati dal 1827 al 1835 circa, avrebbero dovuto essere più piccoli. Il che non si è affatto verificato.

Più recentemente il GINI (2) concludeva il suo studio sulla mortalità infantile durante la guerra del 1914-1918 affermando che i « concepiti durante la guerra non mostrano, secondo i dati esaminati, una costituzione più debole dei concepiti in tempo di pace ».

Sostanzialmente concordi coi risultati del GINI e dell'AMMON sono quelli cui siamo pervenuti noi studiando taluni caratteri fisici dei maschi ventenni iscritti alle leve del Comune di Casale Monferrato (Alessandria) nati dal 1791 al 1920 (3). Abbiamo allora, infatti, constatato che la tendenza della statura media a venti anni ad aumentare, da noi osservata a partire dai nati nel 1791, e l'analoga tendenza ad aumentare da parte del perimetro toracico medio, osservata a partire dai nati nel 1865, non avevano accusato sensibili contraccolpi per effetto della prima guerra mondiale.

Esaminiamo ora il GRAF. 1, tenendo presenti le stature medie riportate all'età di vent'anni. I nati nel 1896 furono chiamati alla visita militare nel settembre 1915; i nati nel 1897 vennero chiamati nel maggio 1916, vale a dire circa un anno dopo lo scoppio della guerra; i nati nel 1898 e 1899 vennero chiamati circa un anno e sette mesi dopo l'inizio delle ostilità e i nati nel 1900, nel febbraio 1918, vale a dire due anni ed otto mesi dopo tale epoca.

Tutti costoro si presentarono, dunque, alla visita durante la guerra dopo avere attraversato un periodo più o meno lungo del loro sviluppo fisico nelle particolari condizioni da questa create, senza avere avuto la possibilità di beneficiare dei riflessi favorevoli che su di questo avrebbe probabilmente esercitato il ritorno alla normalità. Orbene, è vero che la statura dei nati nel 1897, 1898, 1899 e 1900 presenta una lieve diminuzione rispetto a quella dei nati nel 1896. Tuttavia, se teniamo presente l'andamento delle stature medie per i nati prima del 1896 e successivamente al 1900, non ci sentiamo di attribuire un qualche significato all'apparente stasi rilevata per la statura dei nati nei quattro anni anzidetti; stasi, o lieve regresso, che riteniamo siano da attribuirsi più che altro alla natura del materiale statistico utilizzato per il calcolo dei coefficienti di correzione delle stature effettive.

D'altra parte i nati negli anni successivi al 1901 vennero sorpresi in pieno durante il loro sviluppo fisico dalla guerra, di cui sopportarono le

(1) M. TSCHOURILOFF, *De l'accroissement de la taille*, ecc., cit.

(2) C. GINI, *Sulla mortalità infantile durante la guerra*, in *Problemi sociologici della guerra*, Bologna, Zanichelli, 1921.

(3) A. COSTANZO, *I caratteri fisici dei maschi piemontesi ventenni*, ecc., cit.; *I caratteri fisici di un gruppo di maschi ventenni*, ecc., cit.

eventuali conseguenze per tutta la durata della stessa benchè in un'epoca via via più lontana da quella in cui vennero poi chiamati per la visita militare. Orbene, sulla statura dei nati dal 1901 al 1914 la guerra non sembra davvero che abbia lasciato traccia alcuna. Si obietterà che ciò può derivare dal fatto che, cessata la guerra, gli effetti positivi del miglioramento delle condizioni ambientali possono avere neutralizzato quelli negativi della guerra.

Riteniamo anche noi che l'ipotesi sia ragionevole (1), ed appunto per questo pensiamo che nessuna importanza possa attribuirsi alla lieve flessione della statura media dei nati negli anni 1915, 1916 e 1917, colti dalla

(1) Ricorderemo a questo proposito che M. CRUMPTON HARDY, (*Frequent Illness in Childhood, Physical Growth and final Size*, in « American Journal of Physical Anthropology », Vol. XXIII, n. 3, 1938), esaminate le variazioni della statura in funzione dell'età in gruppi di bambini frequentemente ammalati ed in gruppi di bambini raramente ammalati, onde ricercare eventuali riflessi negativi delle malattie sullo sviluppo di detto carattere fisico, concludeva affermando, tra l'altro, che nel caso della maggior parte dei bambini viventi in condizioni famigliari normali, gli effetti delle malattie erano temporanei e nessuna azione di carattere permanente è probabile si esercitasse sullo sviluppo fisico definitivo dei soggetti esaminati.

Ad analoghe conclusioni sembrano portare le interessanti osservazioni fatte da A. IVANOVSKI (*Physical modifications of the population of Russia under famine*, in « American Journal of Physical Anthropology », Vol. IV, n. 4, 1923) sulla variazione di taluni caratteri fisici in 1284 maschi in età da 25 a 55 anni ed in 830 femmine in età da 20 a 55 anni, durante la carestia verificatasi in Russia. Tra l'inizio e la fine di questa, durata tre anni, egli ebbe modo di registrare, tra l'altro, negli stessi soggetti, una diminuzione della statura media che raggiunse i 4-5 cm. ed una diminuzione relativamente anche più notevole del perimetro toracico, tanto che anche il rapporto tra questo e quella ne risultò sensibilmente diminuito. Nonostante che l'azione negativa dei fattori ambientali avesse raggiunto una intensità eccezionale, col ritorno alla dieta normale — riferisce IVANOVSKI — la statura è tornata al primitivo livello.

Anche il LUNDMAN rileva che i riflessi della carestia sullo sviluppo della statura si riducono nei primi anni successivi a questa e poi spariscono del tutto. Tale fatto, egli avverte, non va interpretato nel senso che gli effetti negativi della cattiva alimentazione siano sensibili solo negli anni giovani, ma nel senso che le giovani classi, per effetto delle condizioni più favorevoli degli anni successivi alle crisi, all'età della coscrizione hanno già riacquisito quello che prima avevano perduto.

P. HEIBERG (*War conditions and their influence on the height of recruits*, in « Meddelelser om Danmarks Antropologi », II Bind., Köbenhavn, 1920-1928) attribuisce la leggera diminuzione della statura media delle reclute danesi sottoposte all'esame nel 1918 e 1919 anche all'azione delle condizioni ambientali create dalla guerra, facendo tuttavia rilevare che questo è stato un fatto del tutto temporaneo, del quale non si è più trovata traccia nei giovani appartenenti alle leve successive.

Non sapremmo pertanto giudicare quale fondamento possa attribuirsi alle vedute di K. G. POPOFF (*Résultats des mensurations anthropométriques ecc.*, cit.), il quale sembra mettere un singolare impegno nella ricerca dei rapporti di causalità fra la statura a venti anni dei coscritti bulgari e l'entità dei raccolti agricoli otte-

guerra all'inizio della loro esistenza, quando tante possibilità restavano loro di recuperare, prima dell'età della coscrizione, quello che per effetto della guerra stessa avessero eventualmente perduto.

A non diverse conclusioni ci sembra conduca l'esame delle stature medie degli iscritti di leva delle Provincie del Veneto, della Venezia Tridentina e della Venezia Giulia e Zara — che più degli altri dovrebbero avere risentito delle conseguenze negative derivanti dalle sfavorevoli condizioni ambientali create dalla guerra — specie se teniamo presente l'oppor-

Prosp. 8. — STATURA MEDIA DEGLI INSCRITTI DI LEVA DEL VENETO, DELLA VENEZIA TRIDENTINA E DELLA VENEZIA GIULIA E ZARA NATI DAL 1901 AL 1920

Anno di nascita	Veneto				Venezia Tridentina				Venezia G. e Zara			
	statura media		variabilità		statura media		variabilità		statura media		variabilità	
	effettiva	riportata a 20 anni	σ	$\frac{100\sigma}{M_1}$	effettiva	riportata a 20 anni	σ	$\frac{100\sigma}{M_2}$	effettiva	riportata a 20 anni	σ	$\frac{100\sigma}{M_3}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1901	166,85	167,46	6,81	4,09	166,74	166,26	6,57	3,94	169,39	168,87	6,45	3,81
1902	167,06	167,64	6,47	3,87	166,41	166,40	6,81	4,09	168,63	168,53	6,58	3,90
1903	167,15	167,62	6,39	3,83	165,95	166,42	7,33	4,42	167,74	168,08	6,24	3,72
1904	167,62	168,03	6,34	3,78	165,98	166,39	6,67	4,02	168,20	168,55	6,57	3,91
1905	167,37	167,86	6,37	3,80	165,65	166,14	6,90	4,17	168,39	168,83	6,35	3,77
1906	167,21	167,72	6,33	3,79	165,67	166,18	6,92	4,17	168,65	169,19	6,40	3,79
1907	167,04	167,53	6,47	3,88	165,60	166,14	6,82	4,12	167,23	167,82	6,49	3,88
1908	167,68	168,16	6,38	3,80	166,06	166,54	6,63	3,99	168,83	169,31	6,51	3,85
1909	168,04	168,55	6,35	3,78	166,15	166,66	6,79	4,09	168,67	169,18	6,30	3,73
1910	167,88	168,41	6,34	3,78	166,63	167,16	6,69	4,02	169,23	169,76	6,53	3,86
1911	168,43	168,37	6,29	3,74	167,43	167,37	6,51	3,89	170,14	170,08	6,31	3,71
1912	168,55	168,50	6,31	3,74	167,58	167,53	6,49	3,88	169,97	169,92	6,34	3,73
1913	168,57	168,57	6,34	3,76	167,43	167,43	6,72	4,01	170,18	170,18	6,44	3,78
1914	168,54	168,53	6,34	3,76	167,87	167,91	6,60	3,93	170,14	170,13	6,40	3,76
1915	168,49	168,50	6,34	3,77	167,61	167,62	6,75	4,03	170,34	170,35	6,44	3,78
1916	168,62	168,63	6,39	3,79	167,45	167,46	6,72	4,01	170,32	170,33	6,49	3,81
1917	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1918	168,62	168,63	6,27	3,72	168,16	168,22	6,80	4,05	170,69	170,75	6,22	3,64
1919	168,85	169,31	6,29	3,72	167,96	168,42	6,48	3,86	170,45	170,91	6,43	3,77
1920	168,64	169,81	6,35	3,77	167,29	168,46	6,59	3,94	170,68	171,85	6,41	3,76

nuti molti anni prima. Così egli spiega la bassa statura dei giovani appartenenti alla leva del 1910 col fatto che essi sono nati nel 1890, cioè in un anno considerato come uno dei peggiori che la Bulgaria agricola abbia vissuto durante l'ultimo decennio del secolo scorso. Anche il 1891 — osserva il POPOFF, — è stato un anno sfavorevole, cosicchè i giovani reclutati con la leva del 1910 sono venuti al mondo ed hanno passato il loro primo anno di vita in un'epoca di cattivo raccolto e di difficoltà generali. Allo stesso modo l'autore spiega la statura relativamente bassa dei giovani appartenenti alla leva del 1918, i quali sono nati nel 1898, in un anno caratterizzato, è vero, da abbondanza di raccolti, ma seguito da due anni di raccolti scarsi: il 1899 ed il 1900.

tunità di attribuire scarsa importanza a talune irregolarità che l'andamento dei valori assunti dalla statura media attraverso il tempo presenta e che sono con ogni probabilità dovuti alla più scarsa consistenza numerica dei gruppi considerati. (Prosp. 7, col. 3, 7, 11).

5. — Le variazioni della statura media in altri Paesi

Benchè sia noto che in molti paesi civili la statura media della popolazione maschile ventenne è aumentata attraverso il tempo, in misura maggiore o minore di quella da noi accertata per l'Italia, una conoscenza esatta di tale variazione raramente si possiede.

Infatti, anche a prescindere dall'incertezza che spesso sussiste intorno alla inclusione o meno, nel calcolo delle medie, delle stature inferiori a quella richiesta per l'idoneità militare, solo eccezionalmente viene eliminata l'influenza che sulla statura media esercitano le variazioni dell'età media alla visita militare. (1).

Unica eccezione, a quanto ci risulta, è costituita dallo studio eseguito dal LUNDMAN per la Svezia, la Danimarca e la Finlandia. Riprendendo un lavoro già tentato con minore abilità da ULTKRANTZ, il quale non aveva eliminato l'effetto della diversa età media al momento della visita militare, il LUNDMAN fornisce per i coscritti svedesi le seguenti stature medie, riferite all'età precisa di anni 20,67. (2).

Anno in cui vennero effettuate le misurazioni	Statura dei coscritti svedesi (cm.)	Anno in cui vennero effettuate le misurazioni	Statura dei coscritti svedesi (cm.)
1840	165,9	1895	169,8
1845	166,3	1900	170,3
1850	166,6	1905	170,9
1855	167,0	1910	171,7
1860	167,3	1915	172,4
1865	167,6	1920	172,7
1870	167,8	1925	173,1
1875	168,2	1930	173,6
1880	168,6	1935	174,1
1885	169,0	1937	174,1
1890	169,4	1938	174,4

(1) Una rassegna, per altro incompleta (ad esempio, non è fatto cenno alcuno alle Relazioni annuali sulle leve, pubblicate dal nostro Ministero della Guerra), delle fonti antropometriche militari di cui dispongono numerosi paesi si può trovare in: J. AUERHAN, *Utilisation de l'Anthropométrie militaire*, in « Bull. de l'Inst. Int. de Statistique », Tome XXVIII, 2ème livraison, 1935).

(2) B. J. LUNDMAN, *Ueber die fortgesetzte Zunahme der Körperhöhe in Schweden 1926 bis 1936 (Zugleich eine Nachuntersuchung älteren Materials)*, in « Zeitschrift für Rassenkunde und die gesamte Forschung am Menschen », Bd. 9, Heft 3, 1939; *Ueber die Körperhöhensteigerung in den nordischen Ländern nach dem Weltkrieg*, in « Zeitschrift für Rassenkunde ecc. », Bd. 11, Heft 1-2, 1940.

I coscritti svedesi avrebbero realizzato un aumento della statura media di circa 8,5 cm. nel giro di un secolo; aumento che appare tanto più notevole se si tiene presente l'alta statura già da essi raggiunta nel periodo iniziale (1).

Altri dati relativi ad un lungo periodo di tempo fornisce il LUNDMAN anche per la Norvegia, la Danimarca e la Finlandia. Trattasi pure qui di dati comparabili, per uno stesso paese, attraverso il tempo, essendo state le stature medie riportate ad una stessa età che è, rispettivamente per i tre paesi, di 20; 20,25 e 20 anni.

Anno in cui i coscritti vennero chiamati alla visita militare	Statura media (cm.)		
	Norvegia	Danimarca	Finlandia
1855	168,0	165,5	—
1895	169,5	168,5	167,5
1939	174,5	171,5	171,0

Per quanto riguarda la Danimarca apprendiamo da altra fonte (2) che la statura media, in cm., dopo il 1939, è ulteriormente aumentata nella seguente misura:

1942	173,2
1943	173,0

Anche in questi paesi l'aumento della statura è stato sensibilissimo, nonostante che questa avesse già raggiunto un valore molto elevato nel periodo iniziale. Il LUNDMAN osserva che esso è stato maggiore che negli altri paesi dell'Europa Centrale ed Occidentale e ritiene che i popoli nordici siano ancora lontani dall'aver raggiunto la massima statura consentita dalla razza.

Per quanto riguarda la Germania, risulta dai pochi elementi forniti dall'AMMON (3) che, in seno ad un gruppo di qualche migliaio di coscritti chia-

(1) Dati relativi alle variazioni attraverso il tempo della statura dei coscritti svedesi si trovano anche nelle seguenti pubblicazioni: J. W. HULTKRANTZ, *Ueber die Zunahme der Körpergröße in Schweden in den Jahren 1840-1924*. Nova Acta Sci. Phys. Vol. extra ordinem edit. 54 S. Upsala, 1927, citato dal LUNDMAN; *Ueber die Körperlänge der Schwedischen Wehrpflichtigen*, in «Zentralblatt für Anthropologie», t. I, 1896; BUREAU CENTRAL DE STATISTIQUE, *Annuaire Statistique de la Suède*, 1945.

(2) DANMARKS STATISTIK, *Statistisk Aarbog*, 1943, København, 1943. Per la Norvegia un abbondante materiale antropometrico si trova in NORGE OFFICIELLE STATISTIK, *Rekruttering for haeren 1937*, Oslo, 1939. Per la Danimarca, infine, elementi interessanti sono forniti da EDV. PH. MACKEPFRANG, *Height of the Danish conscripts*, ecc. cit.; H. WESTERGAARD, *Investigations on the stature of the male population in Danmark*, in «Meddelelser om Danmarks Antropologi», I Bind, København, 1907-1911; P. HEIBERG, *War conditions and their influence on the height of recruits*, cit.

(3) O. AMMON, *Zur Anthropologie der Badener*, Jena, Fischer, 1899; *Anthropologische Untersuchungen der Wehrpflichtigen in Baden*. Sammlung gemeinverständlicher wissenschaftlicher Vorträge, Neue Folge, fünfte Serie, Heft 101; *Die Natürliche Auslese beim Menschen*, Jena, Fischer, 1893.

mati alla visita militare dal 1887 al 1894 e misurati da un'apposita commissione antropometrica costituita nel 1886 nel Granducato del Baden, il 27,6% del totale aveva statura inferiore ai 162 cm. ed il 23,5% aveva statura uguale o superiore a 170 cm. Per i coscritti misurati dal 1840 al 1864, le due percentuali erano rispettivamente del 39,2% e del 18,2%. Esse rivelano una sensibile diminuzione delle basse stature e di un pur sensibile aumento della percentuale delle alte stature. L'AMMON fornisce altresì la statura media, che per i coscritti visitati dal 1840 al 1864 era di cm. 164 ed è salita a cm. 165,2 per i coscritti esaminati dal 1887 al 1894.

E' difficile dire se e fino a che punto i dati sopra riferiti, relativi ai due periodi, siano esattamente confrontabili fra di loro, in quanto non si ha la certezza che i due gruppi di coscritti siano stati visitati alla stessa età. Non appare dubbio, tuttavia, che un qualche aumento della statura maschile si sia verificato nel Baden durante il periodo considerato.

Per il Belgio, abbiamo potuto conoscere poche sommarie notizie fornite dal Dott. GOVAERTS (1), il quale afferma di avere constatato, in collaborazione col Dott. SILLEVAERTS, che il grado medio di robustezza della popolazione belga è sensibilmente diminuito negli ultimi cinquant'anni, e sembra continui tuttora a diminuire. Egli ricorda che, secondo altri studiosi, la statura media dei coscritti era di 165 cm. nel 1902 e 165,8 cm. nel 1906, e che successivamente a tale anno, secondo ricerche da lui fatte, la statura media è ulteriormente aumentata di cm. 1,2.

Per la Francia disponiamo di elementi non del tutto soddisfacenti, i quali consentono di formarsi un'idea solo approssimata dell'aumento della statura media dei coscritti attraverso il tempo (2).

Lo TSCHOURILOFF (3) fornisce le seguenti percentuali dei riformati per difetto di statura appartenenti alle leve dal 1831 al 1865.

Anni in cui venne effettuata la visita militare	Percentuale dei riformati per difetto di statura
1831-35	10,51
1836-40	9,31
1841-45	8,33
1846-50	8,28
1851-55	7,67
1856-60	7,52
1861-65	6,61

Le percentuali mostrano una netta tendenza alla diminuzione e sono perfettamente confrontabili fra di loro, in quanto durante il periodo consi-

(1) Cfr. « GENUS », Anno 1, n. 1-2, 1934, e A. GOVAERTS, *Les caractères morphologiques et pathologiques de la population belge*, in « Atti » del Congresso internazionale per gli studi sulla popolazione, Roma, 1931.

(2) Per un esame critico dei dati contenuti nei « *Comptes rendus du recrutement* » può vedersi: J. BERTILLON, *La taille de l'homme en France*, cit.

(3) M. TSCHOURILOFF, *De l'accroissement de la taille en France*, ecc., cit.

derato il minimo di statura richiesto per l'idoneità militare rimase inalterato in cm. 156. Soltanto nel 1866 venne abbassato a cm. 154. Prive di significato risultano, pertanto, le analoghe percentuali riportate dal LAGNEAU (1) per gli anni successivi al 1865, le quali segnano una netta diminuzione, probabilmente spiegata dalla sola circostanza testè indicata.

Da altra fonte (2) apprendiamo i seguenti dati :

Prosp. 8. — STATURA MEDIA DEI COSCRITTI FRANCESI APPARTENENTI ALLE CLASSI DI LEVA DAL 1886 AL 1922

Classi di leva	Statura media effettiva	Classi di leva	Statura media effettiva	Statura media riportata a 20 anni
1	2	3	4	5
1886-1890	164,7	1911	166,0	—
1891-1900	164,7	1912	166,5	166,2
1901	164,7	1913	166,5	166,3
1902	164,6	1914	166,4	166,6
1903	165,4	1915	166,4	166,9
1904	165,4	1916	165,9	167,1
1905	165,3	1917	165,6	167,6
1906	166,2	1918	166,1	167,3
1907	166,2	1919	165,7	166,8
1908	166,2	1920	165,4	167,0
1909	166,3	1921	166,0	166,2
1910	166,2	1922	165,0	165,2

I dati contenuti nel Prosp. 8 (col. 2 e 4) non sono confrontabili fra di loro, in quanto si riferiscono a coscritti visitati ad una certa età che non è rimasta costante nel tempo. L'effetto perturbatore di questa circostanza è, poi, evidente per le classi dal 1916 al 1920, che sono state chiamate per la visita militare con un notevole anticipo rispetto all'epoca normale.

Per gli appartenenti alle classi di leva dal 1912 al 1922 è nota la data della chiamata per la visita militare. Abbiamo, pertanto, cercato di eliminare l'azione del fattore sopra indicato mediante l'adozione dello stesso criterio già seguito per gli iscritti di leva italiani (Prosp. 8, col. 5).

I dati che precedono mettono in evidenza che un certo incremento della statura media si è verificato anche per la Francia, e lasciano l'impressione che la tendenza all'aumento si sia arrestata durante gli ultimi anni cui i dati stessi si riferiscono.

Secondo il CARRET (3), la statura media dei coscritti della Savoia sarebbe aumentata di circa 7 cm. dal 1811-1812 al 1872-1879. In alcuni

(1) G. LAGNEAU, *Anthropologie de la France*, ecc., cit.

(2) *Annuaire Statistique*, 1938. Paris, 1939.

(3) J. CARRET, *Etudes sur les Savoyards*, Chambéry, Bottero, 1882, citato in : C. GINI, *Problemi sociologici della guerra*, Bologna, Zanichelli, 1920.

gruppi di Comuni tale aumento sarebbe stato anche maggiore, ed in uno di questi avrebbe raggiunto persino i 16 cm.

Secondo PITTARD e DELLENBACH (1), la statura media degli iscritti di leva svizzeri sarebbe passata da cm. 163,5 nel 1884-86 a cm. 165,7 nel 1909-10.

Per la Spagna risulta che tra gli iscritti di leva chiamati alla visita militare nel 1919 solo il 14% aveva una statura superiore a cm. 170, mentre questa percentuale si elevava a 16,31 per gli iscritti della classe 1927. Questa differenza, qualora non possa essere spiegata da una eventuale differenza dell'età media alla visita militare dei coscritti delle due classi di leva, sarebbe indizio di un qualche aumento della statura media verificatosi durante il breve periodo considerato (2).

Prop. 9. — INCREMENTO DELLA STATURA MEDIA OSSERVATA IN ALCUNE POPOLAZIONI (*)

N° d'ordine	PAESE	Periodo di osservazione	Incremento per 100 anni (in cm.)	Autori da cui i dati sono desunti
1	Norvegia	1761—1935	6	Kil
2	Svezia	1840—1926	9	Hultkranz
3	Finlandia	1786/806—1926	2	Kajava
4	Danimarca	1852—1905	7	Mackeprang
5	Germania	1892—1912	6	Meinhausen
6	Olanda	1863—1925	12	Bruisma - v. d. Broek
7	Belgio	1879/86—1931	6	Titeca e Houzè - Govaerts e Sillavaerts
8	Svizzera:			
	St. Marie Vésudie	1792—1872	12	Hovelacque
	Tutta la Confederazione	1884/86—1908/10	9	Pittard e Dellenbach
9	Francia:			
	Savoia	1811/12—1872/79	11	Carret
10	Slovenia	1903—1941	10 circa	Weisbach - Skerlj
11	Italia:			
	Casale Monferrato	dati negli anni 1791—1920	7,5	Costanzo
	Regno	dati negli anni 1859/63—1907	3	R. Livi - Gini
12	Spagna	1896—1930	5,5	Oloriz - Hulse
13	Stati Uniti d'America:			
	Nuova Inghilterra	1756—1916	6	Bowles
	Studenti di Harvard	1836—1915	8	»
	Studentesse della Nuova Inghilterra	1866—1915	8	»
14	Giappone:			
	Maschi	1878—1925	11	Vari autori coordinati da Matsu- mura
	Femmine	1839—1925	15	
	Tokio	1885—1925	4	
	Studenti	1909—1918	27	
	Studentesse	1909—1918	11	

(*) Quando non vi è indicazione in contrario, si intende che i dati si riferiscono alla popolazione maschile.

(1) E. PITTARD et M. DELLENBACH, *L'augmentation de la stature en Suisse au cours de 25 ans*, in « Journal de Statistique et Révue Economique Suisse », 67 année. Altre notizie relative alla variazione della statura media dei maschi ventenni nelle successive generazioni si possono trovare in: M. BOLDRINI, *Antrpometria*, in « Trattato Italiano di Igiene », Torino, U.T.E.T., 1930.

(2) *Annuario Estadístico de España, 1919 e 1927.*

Qualche dato si possiede altresì per la Bulgaria (1). In base alle seriazioni delle stature dei coscritti bulgari chiamati alla visita militare dal 1905 al 1920 (seriazioni nelle quali non figurano le frequenze corrispondenti alle stature minori di cm. 154 e maggiori di cm. 185) abbiamo calcolato una statura media di cm. 166,28 per i coscritti della leva del 1905 ed una statura media di cm. 166,71 per quelli della leva del 1920. La statura media risulterebbe, dunque, aumentata di circa 0,43 cm. nel giro di sedici anni.

A complemento delle notizie che precedono intorno all'aumento della statura media attraverso il tempo, riportiamo integralmente una tabella elaborata dal GINI (2), contenente dati relativi a paesi da noi non considerati o tratti da fonti diverse da quelle che noi abbiamo utilizzato (Prosp. 9).

Gli incrementi di statura osservati nei vari paesi, essendo riferiti al periodo di 100 anni, si possono ritenere fra di loro confrontabili, tenendo tuttavia presente l'eventualità che la velocità di accrescimento sia variata attraverso il tempo e che i paesi considerati, per i quali l'osservazione si estende ad un periodo di tempo relativamente breve, siano stati colti in una fase caratterizzata da un ritmo di accrescimento eccezionale.

Non è dato sapere se ed in quale modo sia stato tenuto conto di una eventuale diversa età media dei soggetti al momento della visita militare. Ma gli incrementi osservati raggiungono dei valori generalmente tanto elevati da non potere in nessun modo essere spiegati da questa circostanza.

6. — Presumibili cause dell'aumento della statura attraverso il tempo

L'aumento della statura maschile all'età di circa 20 anni appare, dunque, come un fenomeno di carattere generale, sulla cui realtà ci sembra non dovrebbe sussistere dubbio alcuno.

E' stato, tuttavia, da taluno obiettato che l'azione di quel complesso di fattori che ha influito positivamente sullo sviluppo della statura potrebbe avere determinato semplicemente un acceleramento di questo; il che spiegherebbe come, all'età di circa 20 anni, la statura dei giovani delle classi più recenti risulti maggiore di quella degli appartenenti alle classi più anziane. Ma si tratterebbe in ogni caso di un aumento apparente giacchè, se il materiale statistico disponibile permettesse di conoscere la statura media della popolazione maschile all'epoca in cui la statura stessa ha raggiunto il suo assetto definitivo, questa non presenterebbe alcuna variazione attraverso il tempo.

(1) K. G. POPOFF, *Résultats des mensurations anthropométriques*, ecc., cit.

(2) C. GINI, *L'assimilazione fisica dei discendenti degli immigrati*, in « Atti del Congresso Internazionale di Eugenia di Bucarest », 1939.

Il PAGLIANI (1), ad esempio, afferma che: « E' opinione dell'autore..... che lo stato di agiatezza o di miseria agisca sulla celerità maggiore o minore dello sviluppo, il quale per la statura almeno verrebbe al suo termine ad essere determinato essenzialmente dalle condizioni sessuali ed etniche ».

Di analogo parere sembra essere l'AMMON (2), il quale afferma che dai dati da lui riferiti risulta evidente un più rapido accrescimento della statura rispetto ai tempi passati, dovuto essenzialmente al miglioramento delle condizioni ambientali, senza che per altro nulla possa dirsi intorno all'assetto definitivo della statura dei due gruppi di iscritti di leva esaminati a distanza di tempo.

Il LUNDMAN (3) rileva che sarebbe erroneo credere che la statura definitiva sia cresciuta nella stessa misura indicata dalle cifre da lui riportate per la Svezia, la Norvegia, la Danimarca e la Finlandia. Quello che è certo è che lo sviluppo è andato diventando sempre più rapido attraverso il tempo. Egli ammette però che la differenza di statura riscontrata a vent'anni potrà risultare alquanto attenuata all'epoca del raggiunto completo sviluppo, ma in ogni caso è improbabile che essa risulti completamente eliminata.

Il QUETELET avanza l'ipotesi che la sensibile differenza di statura da lui osservata tra gli abitanti della città e quelli della campagna, a vantaggio dei primi, sia dovuta essenzialmente ad un più rapido sviluppo della statura degli abitanti delle città, il quale sarebbe favorito dalle migliori condizioni ambientali, e che gli abitanti della campagna, una volta raggiunto il loro completo sviluppo fisico, con un certo ritardo rispetto agli altri, diventino alti come gli abitanti della città o forse anche più alti.

Il RICCARDI, il quale in un primo tempo riteneva che la maggiore statura dei giovani e delle giovani appartenenti a classi sociali più elevate fosse semplicemente dovuta ad uno sviluppo più precoce degli stessi rispetto ai poveri, e affermava che « Non è ancora dimostrato che la statura definitiva dei poveri sia inferiore a quella dei ricchi », pochi anni dopo (4) affermava invece che « Risulta, a mio parere, dimostrato che presso gli individui, maschi e femmine, di condizione sociale superiore vi è rapido e precoce sviluppo di statura, non solo ma ne la età adulta raggiungono di fatto una statura superiore a quella raggiunta da individui di condizione sociale mediocre o inferiore ».

Ci pare che in sostanza le affermazioni fatte dagli studiosi sopra ricordati siano delle semplici ipotesi, alla base delle quali non sta nessun fatto sicuramente accertato.

(1) L. PAGLIANI, *Studi antropometrici*, ecc., cit. Lo stesso concetto è da lui ribadito in: *I fattori della statura umana*, cit.

(2) O. AMMON, *Zur Anthropologie der Badener*, cit.

(3) B. J. LUNDMAN, *Ueber die fortgesetzte Zunahme*, ecc., cit.

(4) P. RICCARDI, *Statura e condizione sociale*, ecc., cit.

A questo proposito non sarà privo d'importanza ricordare che i giovani studiati dal RASERI (1) e dal PAGLIANI (2) presentano, a tutte le età comprese fra 10-11 e 19 anni, una statura media notevolmente inferiore a quella trovata dal FRANCHI sui giovani di Mantova di agiata condizione. Va rilevato che i giovani considerati dal RASERI e dal PAGLIANI sono, con ogni probabilità, quasi tutti piemontesi, mentre quelli studiati dal FRANCHI sono veneti. Ma la differenza è talmente sensibile da non poter essere spiegata che in minima parte, forse, dal fattore razziale.

Analoghe constatazioni permettono di fare i dati relativi alle stature medie calcolate dal MARINA (3) su circa 16.000 ragazzi appartenenti a diverse regioni d'Italia. Trattasi di ragazzi osservati nelle età comprese tra 10 e 20 anni. Orbene, sia nella città che nella campagna, la statura media dei giovani di condizione sociale più modesta è, a tutte le età, minore di quella dei giovani di più elevata condizione sociale.

D'altra parte, possiamo fare appello alle cifre elaborate da R. LIVI (4), dalle quali risulta che la differenza tra la statura dei contadini e quella degli studenti si era alquanto attenuata, dopo due anni di servizio militare, ma non era del tutto scomparsa.

Orbene, se tale è l'azione dei fattori ambientali su gruppi di giovani di diversa condizione sociale, viventi contemporaneamente, non si vede per quale ragione le cose dovrebbero andare diversamente considerando successive generazioni che vengono a trovarsi in condizioni ambientali via via migliori col passare del tempo.

Pertanto, benchè non si abbiano argomenti di valore decisivo per risolvere il problema di cui trattasi, gli scarsi elementi cui si è fatto cenno ci inducono a ritenere che l'aumento della statura all'età di circa 20 anni realizzato dalla popolazione maschile durante il lungo periodo da noi considerato, anche se non rispecchia l'effettivo aumento della statura all'età del completo sviluppo fisico, possa rappresentare di questo un indice sicuro, e che, comunque, la differenza fra i due incrementi — quello noto e quello ignoto — non debba essere molto sensibile.

* * *

AmMESSO che l'aumento della statura dei maschi adulti accertato sia per l'Italia che per tutti gli altri paesi civili per i quali si posseggono dati in proposito sia effettivo, resterebbe a vedere da quali fattori esso è stato presumibilmente determinato.

(1) E. RASERI, *Studio antropometrico*, ecc., cit.

(2) L. PAGLIANI, *Sopra alcuni fattori dello sviluppo*, ecc., cit.

(3) G. MARINA, *Ricerche antropologiche*, ecc., cit.

(4) R. LIVI, *Antropometria militare*, cit. Vol. II.

Gli studiosi si sono generalmente indugiati a ricercare la causa delle differenze di statura che, in una certa epoca, caratterizzano popolazioni diverse, individuandola nell'azione combinata della razza e dei fattori ambientali. Ora, trattandosi di spiegare non più la diversa statura di popolazioni viventi in una stessa epoca, ma la diversa statura di una stessa popolazione in epoche successive, è chiaro che il fattore razziale non può essere chiamato in causa.

Un'azione decisiva deve indubbiamente avere esercitato il miglioramento attraverso il tempo di quel complesso di condizioni economiche, igieniche, sanitarie, ecc. che possiamo sintetizzare con il nome di condizioni ambientali. Questo è chiaramente ammesso da tutti coloro che si sono occupati della materia, anche se non tutti sono portati ad attribuire la stessa importanza a tale fattore (1).

Ma il progressivo miglioramento delle condizioni ambientali riteniamo possa avere contribuito ad accrescere la statura media degli appartenenti alle successive generazioni, oltre che direttamente, cioè favorendone un più completo sviluppo fisico, anche indirettamente attraverso un processo meno evidente. Dopo le indagini statistiche eseguite intorno alla mortalità differenziale secondo la costituzione fisica da parecchi studiosi ed in particolare dal BOLDRINI (2) — al quale è dovuta una vasta ricerca al riguardo, la prima e la più completa del genere in Italia — da noi (3), da SPITZTER e LUZZATTO-

(1) Oltre che dagli studiosi che siamo venuti via via ricordando, i riflessi che le condizioni ambientali e le loro variazioni esercitano sulla statura sono stati illustrati dal QUETELET, dal WEISSENBURG, dal MARTIN, dall'HEIBERG (*The increased cost of living and height of recruits*, in « Meddelelser om Danmarks Antropologi », II Bind, 1920-1928); da H. J. HANSEN (*Investigations on the weight of new-born children*, *ibid.*); da S. HANSEN (*Height and weight of Copenhagen children at the beginning of school life*, in « Meddelelser, ecc. », III Bind); dal BOLDRINI (*Prefazione a « Contributi del Laboratorio di Statistica » dell'Università Cattolica del Sacro Cuore*, Vol. XI, Milano, Vita e Pensiero, 1939) che attribuisce al sensibile aumento della statura da noi messa in luce per i coscritti casalesi nati dal 1791 al 1920 il significato di indice misuratore del progresso economico e sociale realizzato attraverso il tempo dalla popolazione di cui trattasi; dal GINI (*Il fabbisogno alimentare dell'uomo medio*, in « Problemi sociologici della guerra », Bologna, Zanichelli, 1920); dal NICEFORO (*Antropologia delle classi povere*, Milano, 1908, e *Statura dei coscritti, condizione sociale e progresso economico*, in « Difesa sociale », n. 5, 1933) e da tanti altri studiosi di cui non sarebbe agevole fornire un elenco completo.

(2) M. BOLDRINI, *Sviluppo corporeo e predisposizioni morbose*, Milano, « Vita e Pensiero », 1925. Inoltre: M. BOLDRINI, *La mortalità secondo la statura nell'uomo e nella donna*, in « Rassegna di studi sessuali », II, 1922.

(3) A. COSTANZO, *Costituzione e mortalità*, Milano, « Vita e Pensiero », 1936; *Considerazioni intorno ai rapporti fra costituzione e mortalità*, in « Genus », Vol. IV, N. 1-2, 1939.

FEGIZ (1), dal DUBLIN (2), da SMOLENSKY e WINTERITZ (3), da ROMANELLI (4), da CARMELICH (5), da CIATTI (6) e da CACCIAFESTA (7), nessun dubbio sembra sussistere ormai intorno all'esistenza di una supermortalità degli individui alti rispetto a quella degli individui bassi, almeno in relativamente giovane età. Il che può essere considerato come una manifestazione di una minore resistenza dei primi rispetto ai secondi (8). Poichè le condizioni economiche, igieniche e sanitarie sono andate migliorando attraverso il tempo, tanto che è diminuita la mortalità generale della popolazione, è presumibile che da questo fatto abbiano tratto un vantaggio comparativamente maggiore i soggetti più deboli, cioè appunto quelli più alti. Ne segue che qualora quanto è stato accertato per le età successive ai 20 anni valesse anche per le età immediatamente precedenti — ed è probabile che ciò avvenga, a giudicare dagli scarsi elementi che si posseggono al riguardo (9) — una frazione via via maggiore di individui alti

(1) L. SPITZTER e P. LUZZATTO-FEGIZ, *Mortalità di assicurati in rapporto alla periferia toracica e alla statura*, in « Metron », Vol. X, n. 1-2.

(2) L. DUBLIN, *The influence of weight on certain causes of death*, in « Human Biology », Vol. II, n. 2.

(3) P. SMOLENSKY e L. WINTERITZ, *Costituzione e mortalità*, in « Metron », Vol. X, n. 1-2.

(4) I. ROMANELLI, *Le cause di morte in rapporto alla statura*, in « Atti » del Congresso Internazionale per gli studi sulla popolazione, Roma, 1931.

(5) R. CARMELICH, *L'obesità nella selezione del rischio d'assicurazione*, Trieste, 1908.

(6) P. CIATTI, *Cause di morte e costituzione (Ricerca su 15719 sinistri verificatisi fra gli assicurati dell'I.N.A. nel 1926-1936)*, in « L'assistenza sanitaria », n. 2, aprile 1939 e n. 3, giugno 1939.

(7) R. CACCIAFESTA, *Differenze antropometriche fra longevi e non longevi*, in « Rivista di Antropologia », Vol. XXXIV, Roma, 1942-1943.

Altri scritti in materia, dovuti a C. GINI, a R. PEARL, allo stesso e ad A. CROCCO, a V. FICI, ad A. NEBULONI, a P. KALLÓS, a O. SATKE, e che per brevità omettiamo di citare qui, sono elencati nel nostro studio « *Costituzione e mortalità* », cit., al quale rimandiamo per eventuali maggiori dettagli.

(8) Già nel 1867 il LARREY (*Sur le mouvement de la population*, in « Bulletin de l'Acad. de Méd. », 30 avril 1867, citato in: G. LAGNEAU, *Anthropologie ecc. cit.*), riconosceva la vigoria fisica degli individui bassi, affermando che: « Una statura bassa coincide ben più sovente con una costituzione robusta che non una statura alta. Quante volte si ha il dispiacere di assistere, anche in una sola seduta del Consiglio di leva, alla riforma di coscritti la cui statura non raggiunge, o sembra non raggiungere, il minimo legale, e che presentano tuttavia la struttura fisica migliore e più robusta! ».

(9) Ricordiamo a questo proposito che, secondo gli accertamenti eseguiti da CRUMPTON HARDY, la statura media dei soggetti frequentemente malati è risultata, per tutte le età comprese fra i 6 e i 12 anni e per quella di 19 anni o più, maggiore di quella del complesso dei soggetti esaminati e anche maggiore in genere di quella dei soggetti che si ammalavano raramente.

raggiungerebbe i 20 anni, potendo così concorrere in qualche misura con gli altri fattori ricordati ad elevare la statura media della popolazione adulta (1).

Un altro fattore che sembra influire positivamente sulla intensità della statura sarebbe rappresentato dall'incrocio di gruppi razziali diversi, il quale darebbe luogo al cosiddetto fenomeno del lussureggiamento. Secondo il BOLDRINI, tale fattore avrebbe esercitato un'azione capace di spiegare, in parte, sia l'aumento della statura che la diminuzione della variabilità della statura stessa dei maschi ventenni del nostro paese, dove un processo di amalgama razziale è indubbiamente in corso da lunghi decenni, favorito dal progressivo intensificarsi dei rapporti fra i gruppi demografici delle varie Regioni (2).

Ancora col BOLDRINI (3) è da ritenere che, dato il crescente favore sociale verso le stature alte — favore che influisce sulla selezione sessuale e sulla correlazione tra la statura dei coniugi — esistano oggi condizioni più favorevoli di quelle di un tempo per le manifestazioni ereditarie della statura alta, recessiva, a preferenza di quella bassa, dominante.

E' probabile che le variazioni di statura accertate per l'Italia siano dovute all'azione combinata di tutti i fattori cui è stato sopra accennato, senza che per altro si possa statisticamente dimostrare quale sia la parte avuta da ciascuno di essi. L'azione di questi fattori sarebbe tale da renderci ragione della traslazione delle distribuzioni delle stature verso valori più elevati di queste, chiaramente visibile dai Graf. 2 e 3, e delle caratteristiche delle stesse distribuzioni messe in luce nel Paragrafo III: diminuzione della variabilità, diminuzione dell'asimmetria negativa e migliore accostamento delle frequenze effettive a quelle teoriche date dalla curva degli errori.

(1) Cfr. anche S. ALBERTI, *Relazioni fra mortalità e statura, cit.; Influenza della diminuzione della mortalità ecc., cit.*

(2) M. BOLDRINI, *L'unificazione del tipo somatico ecc., cit.*. Che il fenomeno dell'eterosi possa spiegare solo in parte l'aumento della statura da noi constatato per l'Italia risulta evidente se si pensa che la statura media è aumentata non solo nelle regioni in cui si ha motivo di ritenere che il fenomeno della ibridazione sia stato notevole, ma anche in regioni nelle quali, come in Sardegna, questo fenomeno non può avere avuto grande importanza. Ricorderemo a questo proposito che il LUNDMAN, mentre non esclude che l'aumento della statura degli svedesi sia in parte dovuto al fenomeno dell'eterosi, osserva che l'azione di questa non può essersi esplicata nella misura generalmente ammessa dai genetisti svedesi. A conferma di ciò, egli cita il caso delle popolazioni rurali delle provincie svedesi di Dalarne e di Helsingland, che da generazioni non hanno conosciuto il fenomeno dell'ibridismo e che, tuttavia, hanno visto aumentare la loro statura media all'incirca nella stessa misura in cui questa è aumentata nelle altre regioni della Svezia.

(3) M. BOLDRINI, *Biometrica. Problemi della vita delle specie e degli animali*, Padova, Cedam, 1927.

7. — Alcune considerazioni sull'aumento della statura attraverso il tempo

L'aumento abbastanza notevole osservato nel giro di due terzi di secolo nella statura media dei maschi italiani ventenni e quello ancora più notevole registratosi negli altri paesi, e particolarmente nei paesi nordici, pone alcuni problemi, ai più importanti dei quali vogliamo brevemente accennare. Anzi tutto esso ci sembra tale da far riflettere sull'effettivo valore della statura, abitualmente considerata, insieme all'indice cefalico ed alla pigmentazione, come uno dei principali caratteri distintivi della razza. Indubbiamente la statura è un carattere razziale. Ma non avrebbe significato, dopo quanto siamo venuti esponendo, parlare genericamente di statura media di una razza senza precisare l'epoca cui la stessa si riferisce, ed inoltre ci sembra facilmente ammissibile che, almeno in molti casi, differenze di statura di popolazioni diverse siano al tempo stesso espressioni di un diverso patrimonio genetico e di un diverso stadio di progresso economico e sociale da esse attraversato.

E' impossibile dire se l'aumento della statura di cui trattasi abbia radici molto lontane nel tempo e se, pertanto, le generazioni che ci hanno preceduto di qualche secolo avessero una statura molto diversa dalla nostra, come pure sarebbe difficile dire se la statura delle generazioni attuali è ancora molto lontana da quella massima consentita dalla rispettiva razza. E' probabile che il fenomeno dell'aumento della statura — il quale sembra avere il suo corrispettivo nel campo demografico in quello della diminuzione della mortalità — sia legato allo stadio di evoluzione dei popoli dal punto di vista economico, igienico, sanitario, ecc. e non è da escludersi che l'aumento di statura al quale anche oggi assistiamo e che si verifica, almeno per l'Italia, con un ritmo niente affatto rallentato, possa cedere il posto in un futuro più o meno lontano ad una diminuzione della statura stessa, qualora le condizioni ambientali venissero a subire radicali modificazioni di carattere permanente, in senso negativo, giacchè, siccome i caratteri fisici acquisiti non si ereditano, cessando la causa dovrebbero cessare anche gli effetti. Tratterebbesi, quindi, di un fenomeno che presenta una tendenza secolare e delle variazioni accidentali alla stessa stregua di altri noti fenomeni economici e demografici.

Che questa ipotesi possa rispondere alla realtà appare verosimile qualora si tengano presenti taluni scarsi elementi che potrebbero fornire qualche indizio al riguardo. G. SERGI e FRASSETTO (1) ritengono, in base a misurazioni eseguite sulle ossa di Dante, che la statura di questi fosse compresa tra cm. 164,4 e 165,4. Ora, il Petrarca parlando di Dante afferma, tra l'altro,

(1) G. SERGI e F. FRASSETTO, *Le ossa di Dante nel VI centenario della sua morte*, in « Riv. di Antropologia », vol. XXVI.

che egli aveva statura media. Il BEDDOE (1), attraverso l'esame di resti umani dell'epoca romano-britannica conservati in un villaggio inglese e basandosi sopra il rapporto delle ossa lunghe rispetto allo scheletro, arrivava a determinare una statura media per gli anglosassoni in generale di cm. 174,7 per i maschi e di cm. 160,2 per le femmine.

Il LUNDMANN (2), a sua volta, spingendosi molto indietro nel tempo nel calcolo della statura media degli svedesi, danesi e norvegesi, anch'egli partendo dalla lunghezza di talune ossa, calcolava le seguenti stature medie dell'uomo adulto:

E p o c a	Statura media (cm.)		
	Svezia	Norvegia	Danimarca
Medio Evo	167,5	167,0	—
Età del ferro	167,0	167,0	168,0
Età del bronzo	166,5	—	166,5
Età della pietra	164,5	—	170,0

Come specificamente avverte l'autore, e come del resto appare ovvio, alle cifre sopra riferite non può essere riconosciuto che un valore larghissimamente indicativo. Esse inducono, tuttavia, a credere che, nel lunghissimo giro di anni che ci separa da quelle lontane epoche, le variazioni della statura non siano state assolutamente paragonabili a quelle che il ritmo con cui la statura stessa è aumentata dalla seconda metà del secolo scorso fino ad oggi avrebbe potuto lasciar sospettare.

* * *

L'aumento della statura che abbiamo riscontrato nelle pagine precedenti deve, poi, essere tenuto presente in relazione al fenomeno della cosiddetta involuzione senile della stessa (3). E' comunemente ammesso che la statura, raggiunto il suo massimo ad una età intorno alla quale non tutti

(1) J. BEDDOE, *On the stature of the older races of England, as estimated from the long bones*, in « The Journal of the Anthropological Institut of Great Britain and Ireland », Vol. XVII, London.

(2) B. J. LUNDMANN, *Ueber die Körperhöhensteigerung* ecc. cit.

(3) Sull'argomento si può vedere: M. BOLDRINI, *La décroissance sénile chez l'homme et chez la femme*, in « Metron », Vol. II, n. 4, nel quale sono anche ricordati i principali contributi portati sull'argomento dai vari studiosi.

Vedasi inoltre I. MANOUVRIER, *Étude sur les rapports anthropométriques en général et sur les principales proportions du corps*, Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris, 3e Série, Tome II, Fascicule 3, Paris, 1902; G. VERCELLANA, *Sulle modificazioni che si hanno nella statura e nel perimetro toracico in rapporto coll'età decorrente oltre il ventesimo anno*, in « L'Ateneo Parmense », Vol. IV, fasc. 4, 1932.

gli studiosi sono d'accordo, ma che si può collocare tra i 25 e i 30 anni, resta qualche tempo stazionaria e poi comincia lentamente a decrescere. Orbene, trattasi di un fenomeno reale o apparente? Qualcosa di effettivo nella involuzione del carattere di cui trattasi indubbiamente c'è, a causa dell'appiattimento dei dischi cartilaginei intervertebrali e dell'incurvamento della colonna vertebrale. Riteniamo però che esso sia in parte apparente. Del che è facile rendersi conto se si pensa che il fenomeno della involuzione senile è stato abitualmente accertato col metodo indiretto, vale a dire misurando in un certo momento un complesso di individui nati in anni diversi. Ma è del tutto naturale che, in questo gruppo, i più anziani presentino una statura minore per il fatto stesso che essi fanno parte di generazioni più vecchie, la cui statura media a una determinata età era minore.

Ancora più evidente diventa questo fatto se si pensa che gli appartenenti alle successive classi di età sono dei sopravvissuti sui quali ha operato la selezione mortuaria. Ma, come già abbiamo avuto occasione di rilevare, sembra accertato che questa si esercita, almeno entro certi limiti di età ed in particolare nelle età giovanili, con maggiore intensità a carico degli individui alti, cosicchè, anche per il concorso di questo fattore, i sopravvissuti in età via via più avanzata tendono ad avere una statura media via via più bassa (1).

(1) Che l'azione della selezione mortuaria rendesse incerta qualsiasi conclusione circa la regressione senile della statura già era stato affermato da R. LIVI, il quale però riteneva che la selezione operasse in senso contrario a quello da noi indicato. « Ogni gruppo di età — afferma il LIVI — è, rispetto a quello che immediatamente lo precede, più selezionato perchè depurato dagli elementi deboli o malaticci che vengono via via eliminati dalla mortalità. E siccome la maggiore statura coincide quasi sempre con una maggiore robustezza e certamente poi con maggiore agiatezza, ne avviene che nella lotta per la vita sopravvivono sempre con maggiore facilità gli individui di più alta statura. Quindi se non vi fosse più alcun incremento effettivo, una serie di uomini dell'età di 30 anni deve dare, a parità di ogni altra condizione, una statura alquanto più alta di una serie di uomini di 25-30 anni » (*Antropologia nei suoi rapporti con la medicina sociale*, Milano, Vallardi, 1910).

A P P E N D I C E

Tav. I. — Distribuzione, secondo la statura, degli iscritti di
leva nati dal 1854 al 1916.

Tav. II. — Distribuzione, secondo la statura, degli iscritti di
leva nati nel 1918, 1919, 1920.

Segue: Tav. I. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.),

DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI DAL 1854 AL 1916

Anno di nascita	1,05	1,06	1,07	1,08	1,09	1,10	1,11	1,12	1,13	1,14	1,15	1,16	1,17	1,18	1,19	1,20
1854	2	—	—	—	—	3	—	—	—	—	1	—	—	—	—	8
1855	1	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3
1856	—	—	—	—	—	11	—	—	—	—	2	—	—	—	—	5
1857	—	1	—	—	—	5	—	—	—	—	4	—	—	—	—	5
1858	—	1	—	—	—	5	—	—	—	1	—	—	—	—	—	8
1859	—	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
1860	—	1	—	—	—	10	—	—	—	—	2	—	—	—	—	18
1861	3	1	—	—	—	7	—	—	—	—	3	—	—	—	—	7
1862	—	—	—	—	—	9	—	—	—	—	1	—	—	—	—	11
1863	—	—	—	—	—	7	—	—	—	—	3	—	—	—	—	12
1864	2	—	—	—	—	7	—	—	—	—	4	—	—	—	—	12
1865	2	—	—	—	—	7	—	—	—	—	5	—	—	—	—	16
1866	1	—	—	—	—	12	—	—	—	—	4	—	—	—	—	11
1867	1	—	—	—	—	8	—	—	—	—	5	—	—	—	—	22
1868	2	—	—	—	—	9	—	—	—	—	2	—	—	—	—	18
1869	1	—	—	—	—	9	—	—	—	—	2	—	—	—	—	25
1870	—	—	—	—	—	11	—	—	—	—	4	—	—	—	—	12
1871	3	—	—	—	—	4	—	—	—	—	1	—	—	—	—	20
1872	2	—	—	—	—	15	—	—	—	—	2	—	—	—	—	14
1873	2	1	—	—	—	2	—	—	—	—	4	—	—	—	—	10

1,21	1,22	1,23	1,24	1,25	1,26	1,27	1,28	1,29	1,30	1,31	1,32	1,33	1,34	1,35	1,36	1,37	1,38
—	—	—	—	63	11	10	24	23	79	36	61	51	80	108	108	130	157
—	1	1	1	95	14	4	32	27	100	41	57	62	106	134	116	167	203
—	2	—	2	104	14	12	38	25	70	41	49	61	91	147	139	133	196
—	1	2	2	76	8	15	28	31	88	48	73	66	104	144	130	178	184
—	—	—	—	91	19	56	33	22	114	60	89	93	83	141	140	155	193
—	3	1	1	95	12	8	41	26	82	66	64	76	93	152	138	163	202
—	—	—	—	63	13	24	34	37	89	46	103	64	93	144	117	171	217
—	1	1	1	74	16	16	37	34	81	53	64	74	112	144	148	177	199
—	—	—	—	59	17	13	45	25	77	67	72	79	105	117	128	177	196
—	3	5	3	67	14	14	33	36	55	44	59	76	99	128	109	163	203
—	—	—	—	41	19	13	33	30	48	50	49	78	96	114	123	144	195
—	1	1	—	48	9	13	23	20	54	34	41	46	80	103	98	147	176
—	—	—	—	47	16	13	36	20	64	42	51	47	82	123	127	150	175
—	1	1	4	46	8	10	25	23	36	38	49	61	74	126	128	139	175
—	—	—	—	38	10	8	36	27	60	27	52	61	68	81	106	127	150
—	2	4	4	49	15	17	36	28	69	36	60	54	54	118	122	162	180
—	—	—	—	60	10	13	22	22	72	32	75	65	60	121	135	130	182
—	2	2	2	35	12	17	21	26	62	40	47	76	88	117	119	162	183
—	1	—	—	35	12	17	24	27	56	29	46	81	82	119	106	151	170
—	—	—	—	36	5	8	19	15	50	33	39	52	46	76	70	98	157

A. — Compresi i rimanenti dati dalle leve precedenti

B. — Esclusi i rimanenti dati dalle leve precedenti

1874	2	—	—	—	—	7	—	—	—	—	1	—	—	—	—	14
1875	3	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15
1876	1	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11
1877	1	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11
1878	1	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6
1879	1	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
1880	3	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
1881	3	2	—	—	—	11	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15
1882	—	—	—	—	—	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
1883	3	1	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7
1884	1	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10
1885	—	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
1886	—	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12
1887	2	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15
1888	1	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	13
1889	1	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17
1890	3	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
1891	—	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10
1892	1	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4
1893	1	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10
1894	1	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
1895	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6
1896	—	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
1897	2	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	16
1898	1	—	—	—	—	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
1899	2	—	—	—	—	9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12
1900	—	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
1901	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4
1902	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10
1903	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
1904	—	—	—	—	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6
1905	2	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	14
1906	1	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6
1907	2	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11
1908	—	—	—	—	—	10	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
1909	8	—	—	—	—	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11
1910	2	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10
1911	—	—	—	—	—	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
1912	—	—	—	—	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6
1913	—	—	—	—	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7
1914	1	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
1915	3	—	—	—	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
1916	1	—	—	—	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6

—	—	—	—	27	9	5	10	12	50	27	38	43	59	78	70	90	98
—	—	—	—	45	9	10	22	22	41	31	26	41	51	98	100	95	141
—	2	—	—	31	9	13	20	12	56	25	25	48	56	90	83	131	145
—	—	—	—	34	13	4	9	24	48	27	36	46	59	78	79	115	143
—	—	—	—	24	7	10	10	11	48	24	39	38	43	58	75	78	94
—	—	—	—	30	12	8	14	9	47	30	34	38	54	117	63	110	133
—	—	—	—	19	8	9	14	15	37	41	31	49	41	56	88	76	121
—	—	—	—	43	6	7	11	14	45	24	46	26	46	98	100	97	121
—	—	—	—	39	11	7	25	19	46	15	39	61	63	85	92	114	125
—	—	—	—	23	11	15	14	30	59	36	46	55	68	107	125	130	139
—	—	—	—	32	10	10	31	19	48	24	46	61	79	104	115	119	155
—	—	—	—	35	5	11	21	27	55	30	38	56	66	97	104	129	172
—	—	—	—	20	14	14	21	15	50	24	38	61	69	112	115	116	146
—	—	—	—	28	6	13	19	19	43	31	41	48	68	117	109	118	169
—	—	—	—	19	11	7	16	10	36								

Segue: Tav. I. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.),

DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI DAL 1854 AL 1916

Table with columns for birth year (Anno di nascita) and height (1,39 to 1,54). Rows list years from 1854 to 1873.

Table with columns for height (1,55 to 1,72). Rows list years from 1854 to 1873.

A. — Compresi i rimasti dati dalle leve precedenti

Table with columns for birth year (1854 to 1873) and height (1,39 to 1,54). Rows list years from 1854 to 1873.

Table with columns for height (1,55 to 1,72). Rows list years from 1854 to 1873.

B. — Esclusi i rimasti dati dalle leve precedenti

Table with columns for birth year (1874 to 1916) and height (1,16 to 1,54). Rows list years from 1874 to 1916.

Table with columns for height (1,55 to 1,72). Rows list years from 1874 to 1916.

Segue: Tav. I. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.), DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI DAL 1854 AL 1916

Table with columns for birth year (Anno di nascita) and height intervals (1,73 to 2,12) and a total column. It is divided into two sections: A. — Compresi i rimandati dalle leve precedenti and B. — Esclusi i rimandati dalle leve precedenti.

(1) di cui 72 con statura inferiore a m. 1,25. — (2) di cui 38 con statura inferiore a m. 1,25. — (3) di cui 30 con statura inferiore a m. 1,25. — (4) di cui 44 con statura inferiore a m. 1,25.

Tav. II. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.), DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI NEGLI ANNI 1918, 1919, 1920

REGIONI	fino a 1,02	1,03	1,04	1,05	1,06	1,07	1,08	1,09	1,10	1,11	1,12	1,13	1,14	1,15	1,16	1,17	1,18	1,19	1,20	1,21	1,22	1,23	1,24	1,25	1,26	1,27	
A. — Nati nel 1918																											
Piemonte	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Liguria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lombardia	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Tridentina	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Veneto	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Giulia e Zara	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Emilia	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Toscana	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Marche	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Umbria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lazio	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Abruzzi e Molise	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Campania	2	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Puglie	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lucania	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Calabria	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sicilia	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sardegna	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Totale	9	—	—	—	2	1	—	—	—	—	3	1	—	—	1	—	—	—	4	1	1	—	1	2	1	1	
B. — Nati nel 1919																											
Piemonte	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Liguria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lombardia	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Tridentina	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Veneto	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Giulia e Zara	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Emilia	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Toscana	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Marche	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Umbria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lazio	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Abruzzi e Molise	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Campania	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Puglie	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lucania	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Calabria	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sicilia	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sardegna	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Totale	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	3	1	—	—	1	—	—	—	7	—	—	1	3	8	5	4	
C. — Nati nel 1920																											
Piemonte	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Liguria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lombardia	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Tridentina	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Veneto	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Venezia Giulia e Zara	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Emilia	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Toscana	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Marche	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Umbria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lazio	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Abruzzi e Molise	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Campania	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Puglie	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Lucania	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Calabria	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sicilia	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sardegna	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Totale	11	—	—	2	—	—	—	—	—	—	5	—	—	2	1	—	—	—	10	1	2	4	1	11	9	2	

NOTA: Le stature degli iscritti di leva indicate nella seconda colonna sono le seguenti:
 A) Nati nel 1918: Lombardia: 0,90; Marche: 0,70; Campania: 1,00-1,00; Lucania: 1,00; Calabria: 0,83-0,96-0,98; Sicilia: 0,90.
 B) Nati nel 1919: Emilia: 0,50; Campania: 0,40; Calabria: 0,98-1,00; Sicilia: 0,85.
 C) Nati nel 1920: Lombardia: 0,95-1,00-1,00; Veneto: 0,90; Abruzzi e Molise: 0,85; Campania: 0,90-1,00; Puglia: 0,60; Lucania: 1,00; Calabria: 0,80; Sicilia: 0,90.

Segue: Tav. II. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.),

DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI NEGLI ANNI 1918, 1919, 1920

REGIONI	1,28	1,29	1,30	1,31	1,32	1,33	1,34	1,35	1,36	1,37	1,38	1,39	1,40	1,41	1,42	1,43	1,44	1,45	1,46	1,47	1,48	1,49	1,50	1,51	1,52	1,53	
A. — Nati nel 1918																											
Piemonte	—	—	1	—	1	1	—	1	—	2	1	1	1	—	2	3	1	3	4	5	5	12	10	22	28	45	
Liguria	—	—	1	—	—	—	—	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	2	9	11	13		
Lombardia	2	1	1	—	—	3	2	1	1	3	2	2	1	4	5	6	2	9	16	8	26	30	59	86	100		
Venezia Tridentina	—	—	—	1	—	—	—	2	—	—	1	—	—	—	—	2	2	1	2	2	2	2	5	8	12		
Veneto	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	2	3	2	1	3	1	6	9	14	18	22	28	54		
Venezia Giulia e Zara	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	2	1	2	3		
Emilia	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4	3	5	4	3	4	7	5	11	23	18	35	48	62		
Toscana	—	—	—	—	—	—	2	—	—	1	—	1	—	—	3	—	4	4	5	6	10	14	20	32	42		
Marche	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1	—	2	1	4	5	11	10	17	29	41		
Umbria	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	3	1	5	9	12	22	18		
Lazio	—	—	2	—	1	—	2	1	—	—	—	—	—	—	2	4	4	8	5	3	10	13	19	38	38		
Abruzzi e Molise	—	—	—	—	1	—	—	—	—	1	—	1	2	1	—	4	4	5	5	5	18	24	27	44	53		
Campania	—	—	1	—	—	—	1	3	1	2	1	—	5	4	5	11	6	11	17	13	56	54	46	93	161		
Puglie	—	—	1	—	—	—	1	1	—	2	1	—	1	3	1	6	4	8	24	52	86	100	132	179	204		
Lucania	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	1	2	2	2	2	4	4	8	24	52	86	100	132	179		
Calabria	—	—	1	1	1	1	1	1	—	1	1	1	3	7	5	11	12	13	12	13	40	40	62	74	97		
Sicilia	—	—	1	—	1	—	1	1	—	2	2	4	4	5	12	10	13	23	31	28	72	71	104	167	216		
Sardegna	—	—	1	—	—	—	3	—	—	1	2	—	2	3	9	2	6	15	20	15	45	47	69	90	121		
Totale	3	1	10	2	5	5	14	13	2	17	15	16	25	40	52	62	70	109	147	154	414	487	648	953	1275	1736	
B. — Nati nel 1919																											
Piemonte	—	—	—	—	—	—	—	1	—	2	1	2	2	3	4	7	5	7	6	12	8	16	22	28	39		
Liguria	1	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	3	—	—	—	—	—	—	2	1	5	10	12	15		
Lombardia	1	1	—	1	1	2	1	3	1	—	6	2	3	—	2	—	2	6	2	5	35	29	73	85	127		
Venezia Tridentina	—	—	2	—	—	—	—	2	1	—	2	2	1	1	3	4	1	4	5	5	3	8	10	12	13		
Veneto	—	—	—	—	—	—	—	2	—	3	1	3	2	—	—	3	4	3	6	17	20	29	40	66			
Venezia Giulia e Zara	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	2	—	—	—	2	4	4	9			
Emilia	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	1	4	4	3	3	2	5	11	9	8	22	19	23	49	74		
Toscana	1	—	1	—	1	—	—	1	—	—	1	—	—	—	2	4	5	4	2	13	18	27	35	47			
Marche	—	—	1	1	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	4	1	1	10	3	18	16	25	29	46			
Umbria	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	1	1	1	2	2	2	4	5	19	20	37			
Lazio	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	2	6	5	3	5	13	11	78	56			
Abruzzi e Molise	—	—	2	2	—	1	—	2	—	2	1	3	1	1	3	4	2	7	12	11	18	35	64	75			
Campania	2	—	—	—	2	2	—	2	—	3	3	1	4	4	4	8	7	22	17	23	43	56	126	155			
Puglie	—	—	1	—	—	—	—	2	1	1	1	2	5	3	8	3	15	19	21	27	64	87	164	116			
Lucania	—	1	1	—	—	—	—	1	—	—	1	2	3	2	6	2	4	8	12	18	29	49	46	62			
Calabria	1	—	1	—	—	—	—	3	2	5	3	4	1	9	9	20	10	18	19	66	84	102	114	150			
Sicilia	—	2	2	—	—	1	—	5	3	3	5	7	9	10	14	16	23	29	38	47	102	127	192	237			
Sardegna	—	1	—	—	1	1	—	1	1	3	2	2	2	9	11	12	16	20	17	18	52	85	130	163			
Totale	7	5	13	4	5	8	8	25	10	22	30	39	40	50	73	79	122	157	183	215	513	672	1144	1297	1765	2210	
C. — Nati nel 1920																											
Piemonte	—	1	—	2	2	2	—	2	—	1	2	2	3	3	7	10	10	11	11	8	12	21	55	76	91		
Liguria	1	1	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	2	1	—	2	1	2	8	3	5	8	23	23	31		
Lombardia	—	—	1	1	—	3	—	5	1	1	2	3	3	5	5	7	8	15	12	18	39	62	107	152	206		
Venezia Tridentina	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	2	1	4	4	8	2	5	2	6	13	14	17	35		
Veneto	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	4	2	4	7	5	—	9	17	18	25	29	65	83	119		
Venezia Giulia e Zara	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	4	6	9	12		
Emilia	—	—	2	1	—	2	—	—	—	2	2	3	2	2	4	5	6	12	11	6	27	41	58	103	114		
Toscana	1	—	1	1	1	—	—	—	—	—	1	3	3	2	3	6	2	12	6	9	13	23	53	56	73		
Marche	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1	—	5	2	2	4	5	9	5	14	15	24	27	103	76	78		
Umbria	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	4	6	5	7	10	14	20	37	48		
Lazio	—	—	—	—	—	—	—	2	1	—	1	3	—	4	5	7	4	11	12	5	31	31	94	141	142		
Abruzzi e Molise	—	—	1	—	—	2	—	—	—	—	2	2	5	5	4	5	9	16	24	20	40	47	107	127	172		
Campania	—	—	3	2	4	—	5	2	10	4	5	9	12	17	27	34	30	53	48	105	131	233	287	339	434		
Puglie	1	—	1	—	—	3	—	11	3	2	2	4	15	13	7	10	9	72	48	34	163	193	215	291	368		
Lucania	—	2	—	1	—	2	—	3	2	3	3	2	9	9	6	8	11	17	19	29	32	50	113	114	145		
Calabria	1	1	1	1	2	1	—	7	6	8	6	9	18	14	22	19	36	35	60	57	121	129	218	282	384		
Sicilia	1	2	4	—	3	4	4	10	7	7	9	12	18	14	26	36	41	70	99	111	133	195	287	410	567		
Sardegna	1	—	4	1	1	2	5	3	5	4	8	9	12	9	20	24	34	30	41	46	88	122	168	209	246		
Totale	6	9	19	12	20	21	29	49	39	36	45	71	109	108	151	187	232	378	448	438	875	1140	1939	2493	3150	3986	

Segue: Tav. II. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.),

DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI NEGLI ANNI 1918, 1919, 1920

REGIONI	1918											1919											1920										
	1,54	1,55	1,56	1,57	1,58	1,59	1,60	1,61	1,62	1,63	1,64	1,65	1,66	1,67	1,68	1,69	1,70	1,71	1,72	1,73	1,74	1,75	1,76	1,77	1,78	1,79							
Piemonte	64	84	143	212	267	318	455	538	606	702	749	885	900	977	1014	942	906	793	760	597	502	461	329	261	218	166							
Liguria	20	30	36	53	66	88	131	137	205	205	263	279	296	319	308	301	296	267	253	223	180	191	133	136	76	67							
Lombardia	163	246	291	453	618	711	891	1059	1092	1302	1425	1495	1506	1631	1632	1507	1415	1246	1094	936	936	722	559	390	375	226							
Venezia Tridentina	17	32	32	36	63	71	88	93	119	136	151	186	166	215	188	178	161	165	157	102	105	97	90	74	48	35							
Veneto	97	146	197	283	365	451	550	689	938	961	1078	1245	1394	1455	1432	1372	1362	1249	1166	1001	900	727	601	487	400	286							
Venezia Giulia e Zara	9	10	13	14	19	29	45	66	83	66	101	140	152	174	173	171	206	201	206	175	138	143	125	83	76	63							
Emilia	114	171	206	247	369	430	550	638	807	897	960	1089	1053	1180	1073	1033	1052	975	854	682	567	523	398	339	226	175							
Toscana	88	113	141	204	245	331	436	529	571	677	744	821	828	872	926	820	841	751	642	542	452	435	340	233	222	179							
Marche	77	90	136	173	181	222	356	312	360	421	418	434	407	425	354	359	297	241	193	157	136	121	77	55	49	32							
Umbria	36	63	78	105	112	155	211	209	240	213	255	279	249	270	259	201	210	153	139	114	106	90	47	44	37	24							
Lazio	109	173	193	243	340	395	540	681	613	761	857	728	712	709	637	565	521	483	418	395	259	277	203	173	124	91							
Abruzzi e Molise	132	204	226	246	312	332	468	479	572	521	514	515	465	445	433	386	320	276	231	178	127	101	88	45	22	16							
Campania	247	349	423	487	655	672	834	838	1018	1144	1132	1350	1131	1157	1028	892	659	736	414	345	282	297	161	204	128	57							
Puglie	264	426	462	688	550	620	825	814	798	699	731	773	738	709	591	538	467	360	289	235	187	134	88	60	41	25							
Lucania	88	124	133	132	151	179	174	182	193	197	148	160	137	127	110	87	73	55	42	33	22	15	17	10	7	3							
Calabria	160	263	291	343	409	478	497	514	552	515	544	580	603	476	472	327	459	239	191	134	126	114	64	47	38	15							
Sicilia	331	449	570	638	747	768	940	985	1099	1276	1210	1369	1218	1164	999	743	631	574	443	366	282	223	173	142	91	59							
Sardegna	195	233	225	254	272	300	342	302	356	439	292	391	259	225	220	154	134	110	85	62	46	32	29	15	15	11							
Totale	2211	3206	3796	4762	5741	6550	8383	9163	10205	11167	11579	12719	12214	12530	11849	10581	10010	8874	7577	6278	5353	4703	3522	2848	2193	1530							

A. — Nati nel 1918

REGIONI	1919											1920														
	1,54	1,55	1,56	1,57	1,58	1,59	1,60	1,61	1,62	1,63	1,64	1,65	1,66	1,67	1,68	1,69	1,70	1,71	1,72	1,73	1,74	1,75	1,76	1,77	1,78	1,79
Piemonte	92	142	181	256	283	382	473	618	740	867	893	1130	1060	1123	1117	986	1127	946	886	793	639	605	490	336	303	165
Liguria	20	35	63	59	82	112	139	170	209	237	281	370	318	383	347	358	388	300	306	268	220	215	152	139	94	91
Lombardia	199	263	323	497	696	925	1250	1243	1563	1770	1688	2210	2530	1964	2039	1972	1794	1620	1345	1166	1062	872	825	466	380	247
Venezia Tridentina	26	43	51	47	82	99	143	143	211	211	247	324	285	317	301	314	277	263	263	173	156	161	123	82	70	39
Veneto	121	185	248	321	426	530	726	896	1066	1257	1479	1631	1804	1853	1950	1675	1869	1680	1592	1302	1210	1089	858	648	551	376
Venezia Giulia e Zara	19	25	28	39	66	78	90	155	178	206	210	292	301	362	364	332	395	373	365	342	279	274	237	196	146	125
Emilia	125	189	246	358	332	562	749	896	1021	1124	1232	1439	1433	1444	1538	1458	1384	1259	1143	958	815	708	555	485	316	264
Toscana	90	133	180	236	317	343	516	639	698	809	905	1049	1096	1177	1150	1105	1107	933	947	828	657	604	501	428	325	257
Marche	94	139	164	228	242	369	476	476	524	567	531	571	572	604	483	462	408	251	262	214	186	165	122	73	50	48
Umbria	56	82	107	120	164	185	274	278	286	368	399	333	345	349	332	283	279	215	188	135	123	103	92	60	39	28
Lazio	120	254	222	266	382	505	762	846	924	959	1013	1024	1056	737	722	649	680	590	562	553	527	446	380	236	195	111
Abruzzi e Molise	179	244	304	378	452	510	559	644	680	740	733	717	685	625	599	493	405	361	287	197	147	130	97	61	42	31
Campania	347	530	658	712	876	1100	1187	1276	1273	1326	1244	1302	1228	1193	1063	899	843	740	602	440	340	329	201	160	102	59
Puglie	355	360	513	623	574	741	832	822	1003	1036	1039	1077	896	917	633	649	530	415	312	250	163	130	67	59	39	38
Lucania	95	119	124	142	253	203	232	231	221	245	223	239	178	176	113	121	88	71	59	23	35	33	11	12	5	3
Calabria	229	337	355	499	527	538	747	659	676	725	761	735	630	583	510	440	350	307	233	164	147	87	76	49	34	24
Sicilia	479	654	730	822	919	1046	1222	1258	1381	1425	1430	1539	1271	1168	1056	812	750	627	539	384	276	265	208	145	101	63
Sardegna	249	290	315	360	430	422	488	469	448	436	367	372	282	253	236	161	173	127	98	74	42	45	33	28	18	18
Totale	2895	4024	4812	5963	7153	8685	10865	11719	13699	14318	14675	16354	15480	15228	14608	13219	12847	11083	9989	8269	7024	6261	5028	3663	2810	1988

B. — Nati nel 1919

C. — Nati nel 1920

Segue: Tav. II. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA STATURA (m.),

DEGLI INSCRITTI DI LEVA NATI NEGLI ANNI 1918, 1919, 1920

REGIONI	1,80	1,81	1,82	1,83	1,84	1,85	1,86	1,87	1,88	1,89	1,90	1,91	1,92	1,93	1,94	1,95	1,96	1,97	1,98	1,99	2,00	2,01	2,05	TOTALE	
A. — Nati nel 1918																									
Piemonte	126	80	54	34	25	23	19	9	6	8	3	2	1	1	—	1	—	—	1	—	—	—	—	—	14391
Liguria	56	36	19	12	15	14	11	3	2	4	—	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4731
Lombardia	185	127	101	70	41	38	21	14	13	10	4	5	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	25061
Venezia Tridentina	32	16	25	7	7	6	2	1	2	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2962
Veneto	243	155	127	65	44	41	34	21	11	4	7	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	21819
Venezia Giulia e Zara	49	43	28	17	11	10	10	7	4	5	2	—	3	—	1	1	—	1	—	—	—	—	—	—	2927
Emilia	150	102	91	57	43	32	13	7	3	7	4	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17430
Toscana	140	97	75	53	42	21	22	17	6	9	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	13733
Marche	23	9	14	10	5	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	6341
Umbria	15	8	10	5	6	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4049
Lazio	75	68	39	42	21	14	13	7	6	6	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11723
Abruzzi e Molise	17	6	7	8	8	4	1	1	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8005
Campania	57	31	29	18	7	17	6	2	5	1	2	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17539
Puglie	20	12	7	3	1	3	1	1	—	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12921
Lucania	2	3	1	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2883
Calabria	16	5	4	5	2	2	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9063
Sicilia	38	31	19	15	9	9	2	3	6	2	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	18706
Sardegna	8	3	1	4	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5623
Totale	1252	832	651	426	287	242	159	95	67	66	32	15	13	6	3	3	5	1	2	2	—	—	—	—	200.007

B. — Nati nel 1919																									
Piemonte	141	134	82	57	32	30	19	9	4	9	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17392
Liguria	68	53	33	21	21	15	14	7	2	1	3	2	2	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	5664
Lombardia	189	171	132	87	54	42	30	14	12	15	8	5	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	31745
Venezia Tridentina	43	23	17	10	14	7	8	4	6	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4691
Veneto	365	232	167	102	70	54	45	27	15	17	7	4	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	28760
Venezia Giulia e Zara	108	85	74	53	31	18	14	11	10	6	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5987
Emilia	213	145	112	66	49	47	21	21	17	3	2	—	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	23130
Toscana	222	130	102	76	50	41	21	20	16	11	6	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17967
Marche	20	20	11	10	4	7	3	1	2	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8586
Umbria	25	14	5	11	7	2	2	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5426
Lazio	90	61	51	35	23	8	8	4	2	3	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15389
Abruzzi e Molise	15	14	6	8	7	4	—	3	3	2	3	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10900
Campania	45	34	19	15	6	4	4	4	2	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	21101
Puglie	27	10	8	4	4	6	1	2	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15149
Lucania	3	1	1	1	—	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3628
Calabria	13	13	7	3	3	3	—	1	3	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11322
Sicilia	72	33	27	18	11	9	6	5	3	3	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	22367
Sardegna	5	4	5	—	2	—	—	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7177
Totale	1664	1177	859	575	388	303	194	139	101	77	43	15	18	14	4	2	4	1	2	—	—	—	—	—	256.381

C. — Nati nel 1920																									
Piemonte	243	165	102	61	56	42	27	24	11	7	8	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	27142
Liguria	92	89	52	33	32	23	22	4	5	2	5	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9248
Lombardia	357	229	133	115	88	49	39	21	24	10	4	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	43566
Venezia Tridentina	59	37	23	18	7	4	4	2	1	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6562
Veneto	486	252	248	152	109	73	62	45	24	21	8	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	46136
Venezia Giulia e Zara	173	133	77	55	52	49	26	23	12	12	4	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8581
Emilia	284	239	165	89	82	60	29	20	14	8	5	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	35073
Toscana	328	265	154	110	88	59	31	24	22	5	10	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	29078
Marche	24	5	13	4	7	2	1	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	13340
Umbria	32	32	12	10	15	3	—	—	—	3	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8108
Lazio	67	38	20	14	7	7	—	2	—	1	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	25156
Abruzzi e Molise	80	45	23	23	18	37	13	2	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17115
Campania	66	40	36	30	17	20	10	11	7	2	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	32881
Puglie	39	18	18	14	12	6	4	3	1	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	25313
Lucania	7	4	3	3	—	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6002
Calabria	30	13	10	3	5	3	2	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17960
Sicilia	86	60	53	28	18	13	8	10	4	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	34636
Sardegna	9	9	4	2	3	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9215
Totale	2462	1773	1146	764	616	457	279	19																	

EUGENIO D'ELIA

**LE CONDIZIONI DEI PRIGIONIERI ITALIANI IN GERMANIA DURANTE
LA SECONDA GUERRA MONDIALE**

I N D I C E

1. — Premessa	129
2. — Le condizioni igieniche dei prigionieri	131
3. — Le condizioni alimentari dei prigionieri	135
4. — Il movimento dei prigionieri ammalati	146
5. — I prigionieri ammalati in relazione alle malattie, età, durata di degenza e destinazione al lavoro	153
6. — Analisi intorno ad alcuni caratteri fisici dei prigionieri tubercolotici . .	164
7. — Alcuni caratteri dei prigionieri malarici	175

LE CONDIZIONI DEI PRIGIONIERI ITALIANI IN GERMANIA DURANTE LA SECONDA GUERRA MONDIALE

1. — Premessa

La presente memoria è una documentazione statistica delle condizioni cui furono assoggettati i militari italiani che, in seguito alle vicende della recente guerra mondiale, furono prigionieri dei tedeschi durante la fase di liberazione iniziata il 18 settembre 1943.

I dati che in seguito si esporranno sono stati rilevati durante la prigionia in diversi campi di concentramento; in particolare, oggetto di accurata inchiesta è stato il più grande campo di concentramento per prigionieri italiani ammalati. La documentazione che si farà, per difficoltà molteplici incontrate nella rilevazione, si riferisce solo ad alcune migliaia di prigionieri; essa è da ritenersi, però, rappresentativa delle condizioni di vita sofferte da circa il 60% degli 800.000 prigionieri italiani, ossia da quella grossa aliquota di militari che non volle aderire al governo nazista: ciò in quanto nel campo di concentramento nel quale in prevalenza fu condotta l'indagine statistica affluivano senza eccezione di sorta, prigionieri italiani provenienti da tutti i campi di lavoro dislocati in Germania.

Minuziosi interrogatori eseguiti su numerosissimi prigionieri provenienti dalle località più varie, le condizioni di vita vissute ed osservate nei vari campi di concentramento che durante le vicende della prigionia ci hanno ospitato, sono ulteriore conferma che quanto risulta dai dati che si esporranno è conseguenza di fattori che ovunque hanno agito in modo uniforme sulla totalità dei nostri prigionieri. E' da farsi eccezione però per coloro che, favoriti dalla sorte, furono adibiti a lavori agricoli nelle campagne (circa il 20% del totale) e a particolari servizi (circa il 3% del totale) quali gli interpreti, gli addetti alle cucine, ai magazzini, alla sorveglianza, alla pulizia dei campi, ad uffici vari, ecc., le cui condizioni alimentari e di lavoro furono ottime in raffronto ai rimanenti prigionieri. Del resto l'uniformità che ha caratterizzato, in tutti i campi di lavoro e di concentramento, il trattamento dei nostri prigionieri è logica conseguenza delle concezioni così tenacemente applicate alla vita materiale dal popolo tedesco, per cui ogni fase dell'umana attività deve essere minuziosamente predisposta, e quindi realizzata con rigidità matematica.

I prigionieri ammalati per i quali si procederà, in questa sede, ad una particolare analisi, non rappresentano la totalità dei prigionieri italiani ammalati in Germania giacchè numerosissimi erano quelli dislocati nelle infer-

merie annesse ai campi di lavoro; infermerie queste che ammontavano a diverse centinaia. Come già in precedenza si è accennato per le condizioni di vita sofferte dal complesso dei prigionieri, anche per gli ammalati può affermarsi che essi erano sottoposti ovunque allo stesso regime di vita per cui quanto si esporrà in merito a questi ha carattere estensivo per tutti i prigionieri ammalati. A tal punto si ritiene opportuno, per una obiettiva interpretazione dei dati, elencare alcuni fattori il cui peso non è stato trascurabile ai fini di alleviare le precarie condizioni dei prigionieri:

1) notevoli furono i generi alimentari ovunque elargiti ai prigionieri italiani da prigionieri di altre nazionalità che dal punto di vista alimentare si trovavano in condizioni particolarmente favorevoli a causa delle rimesse settimanali dei pacchi della Croce Rossa Internazionale. Senza tema di errare si può formulare a tal proposito la seguente graduatoria per intensità decrescente delle elargizioni con le quali, in genere, tali prigionieri di varia nazionalità sono venuti incontro ai nostri connazionali: polacchi, olandesi, americani, inglesi, serbi, francesi. E' tale graduatoria un sintomo del grado di generosità dei nuclei nazionali ai quali tali prigionieri appartenevano, o anche in essa sono da scorgersi indizi di attrazione verso la nostra Nazione da parte di gruppi di altre nazionalità?

2) soccorsi alimentari di notevole entità ebbero i prigionieri italiani anche dalle popolazioni deportate in Germania che, trovandosi in condizioni di relativa libertà in raffronto ai prigionieri, avevano una certa disponibilità di generi alimentari: da segnalare in particolar modo la generosità delle popolazioni ceche e russe-ucraine;

3) a partire dal febbraio 1944 la possibilità di ricevere dall'Italia pacchi di generi alimentari spediti da familiari e conoscenti ai prigionieri italiani, ha segnato un notevole sollievo materiale e morale delle condizioni di prigionia; in un solo campo di concentramento in cui erano raccolti all'incirca 3.600 prigionieri, nel periodo febbraio-dicembre 1944, le quantità dei generi ricevuti risultano dai seguenti dati:

Mesi (1944)	Pacchi ricevuti (n°)	Generi contenuti nei pacchi	
		commestibili (kg.)	vestiario (kg.)
Febbraio	33	160	5
Marzo	1555	7722	53
Aprile	664	3301	19
Maggio	2068	10279	61
Giugno	1821	9051	54
Luglio	1752	8702	58
Agosto	1624	8099	21
Settembre	1221	6093	12
Ottobre	1132	5612	48
Novembre	1091	5402	53
Dicembre	915	4521	54
Totale	13876	68942	438

Negli undici mesi considerati furono quindi distribuiti nel predetto campo oltre 689 quintali di generi commestibili di alto valore nutritivo e oltre 4 quintali di vestiario e generi vari; ciò equivale ad una distribuzione media, per i generi alimentari, pari a circa 63 quintali mensili;

4) non può tacersi, infine, che a causa del prolungarsi delle ostilità, il ch  rendeva sempre pi  precarie le condizioni dei prigionieri italiani, molti, specie negli ultimi mesi, accettarono le presunte clausole di libert , offerte dal governo tedesco pur di migliorare le proprie condizioni fisiche, anche perch  il sacrificio della propria esistenza era da ritenersi ormai inutile in vista della prossima sconfitta delle armi tedesche.

Le circostanze ora elencate ed altre di natura contingente, sia pure di minore portata (vendita di oggetti personali, mercato clandestino, ecc.) hanno contribuito fortemente per limitare la morbosit  e la mortalit  dei prigionieri; tuttavia, bench  non si conoscano a tutt'oggi dati precisi circa i danni causati al materiale umano dalla prigionia tedesca, si ritiene che ben pochi siano coloro fra i *veri prigionieri* che non conservino profonde tracce delle sofferenze patite in territorio tedesco.

2. — Le condizioni igieniche dei prigionieri

Oggetto di particolare inchiesta   stato il pi  grande campo di concentramento per ammalati situato in Sassonia (Zeithain) nel distretto di Dresda. In distinti settori di tale campo venivano ricoverati oltre agli italiani, prigionieri di altra nazionalit : alla data cui si fa principale riferimento (1-5-1944) vi erano ricoverati 3.434 italiani degenti per varie malattie, 8.000 russi, 122 polacchi e 96 serbi, tutti tubercolotici; successivamente il ricovero fu esteso ai prigionieri francesi e alla popolazione polacca d'ambo i sessi deportata dalla citt  di Varsavia.

La zona, perfettamente piatta, era assolutamente priva di acqua potabile: precedentemente all'arrivo dei prigionieri italiani il predetto campo di concentramento era stato colpito, in conseguenza di tale grave inconveniente, da epidemia di tifo che caus  la morte di oltre 40.000 prigionieri russi.

Il settore destinato agli italiani era costituito da 66 baracche in legno, smontabili, tutte dello stesso tipo e delle seguenti dimensioni:

Dimensioni della baracca tipo	larghezza		m.	8,00
		altezza	all' imposta del tetto	m.
	al colmareccio		m.	3,75
	lunghezza		m.	19,60
	superficie del pavimento		mq.	156,80
	cubatura		mc.	509,60
	superficie lucifera (1)		mq.	13,94

(1) Costituita da 12 finestrini ciascuno di m. 0,90 x 1,30.

Tutte le baracche, in discrete condizioni di conservazione, erano dotate di due stufe a carbone per il riscaldamento nel periodo novembre-marzo, mentre nessuna di esse era fornita di gabinetti o di qualsiasi altro impianto igienico; la manutenzione veniva praticata dagli stessi prigionieri.

La distribuzione delle baracche secondo la destinazione nonché il numero dei posti-letti normalmente disponibili risultano dai dati che seguono:

Prosp. 1. — DISTRIBUZIONE DELLE BARACCHE E NUMERO DEI POSTI-LETTO

C A M P O per :	Barac- che in totale (n°)	Gabinetti te- rapeutici		Infermerie delle baracche		Uffici vari, culto, ecc., equivalenti a baracche	Totale baracche adibite :		Posti letto per ricoverati (n°)
		n°	equivalenti a baracche	n°	equivalenti a baracche		a gabinetti infermerie, ecc.	al ricovero degli ammalati	
Malarici . . .	22	—	—	12	1	5	6	16	1.152
Tubercolotici .	8	4	1	—	—	1	2	6	420
Altri ammalati	36	7	3	24	2	5	10	26	1.846
Complesso	66	11	4	36	3	11	18	48	3.418

Come indicato nel prospetto 1, il settore destinato ai prigionieri italiani era suddiviso in tre campi: uno destinato ai malarici, uno destinato ai tubercolotici e l'altro a degenti per le rimanenti malattie. La distinzione fra malarici e degenti per altre malattie è da attribuirsi esclusivamente a fattori connessi con l'organizzazione interna del campo in vista dell'elevata morbosità per malaria dei prigionieri italiani; morbosità questa acquisita nei territori greci la cui occupazione aveva causato alla data del 1°-9-1943, come da sommaria analisi da noi svolta sul posto, una morbosità nella truppa dell'armata ivi dislocata pari a circa il 70 %. Le precarie condizioni fisiche determinate dallo stato di prigionia erano causa di frequenti e forti attacchi malarici nei pazienti; attacchi spesso letali o che davano luogo all'insorgere di altre malattie, come in seguito particolarmente si analizzerà.

In alcune baracche erano ricavati, su iniziativa dei medici italiani e con autorizzazione del comando tedesco, piccoli gabinetti terapeutici, locali più o meno spaziosi da funzionare quali sale operatorie ove si eseguivano anche gravissime operazioni chirurgiche, locali per analisi microscopiche, ecc. Ovunque nessuna parvenza d'igiene e possibilità di mezzi: solo la grande volontà dei medici italiani e la loro specifica competenza hanno supplito alla mancanza anche delle più elementari possibilità. Nell'interno di quasi tutte le baracche, escluse quelle dei tubercolotici, erano ricavate piccole infermerie adibite usualmente alla visita degli ammalati e per l'alloggio dell'infermiere addetto. Apposita baracca era destinata al culto, altre alle cucine ed uffici vari. In ciascuna baracca i posti-letto, delle dimensioni di

m. 0,50×1,90, erano raggruppati in castelli di legno a due o tre piani sovrapposti. Appositi locali adibiti per bagni comuni e disinfezione, erano dislocati a distanza di circa 1 km. dalle baracche di ricovero: tutti i degenti, senza alcuna eccezione per la gravità del male o per le condizioni climatiche, dovevano osservare tali pratiche igieniche quindicinalmente; i servizi interni ai campi erano espletati da prigionieri italiani sotto il controllo del personale tedesco.

In base alle dimensioni delle baracche in precedenza indicate e al numero dei posti-letto, si sono determinate alcune caratteristiche igieniche delle baracche destinate ai prigionieri degenti; tali caratteristiche risultano dal prospetto 2 in cui si sono indicati anche dati analoghi relativi ad ospedali italiani. I dati cui si accenna sono particolarmente espressivi per porre in evidenza come qualsiasi norma igienico-sanitaria fosse stata bandita dalle autorità tedesche nell'organizzare i posti di ricovero dei prigionieri ammalati; tale deficienza, unita alla scarsissima alimentazione, ha contribuito ad elevare la letalità delle singole malattie e a rendere ancora più insopportabili le condizioni di degenza.

Prosp. 2. — CARATTERISTICHE IGIENICHE DELLE BARACCHE DESTINATE AI DEGENTI

CARATTERISTICHE IGIENICHE	Unità di misura	Campi di concentramento per :			Ospedali italiani	
		malarici	tubercolo- lotici	altri ammalati	militari	civili
					(a)	(b)
Posti letto per baracca	n.	72	70	71	(c) 20-25	(c) 12-20
Distanza fra i posti-letto	m.	0,50	0,50	0,50	1-1,40	1,50-2
Cubatura ambiente per letto	m. ³	7,08	7,28	7,18	25-30	40-50
Superficie totale per letto	m. ²	2,18	2,24	2,21	7-10	10-12
Rapporto fra superficie lucifera e superficie del pavimento	%	9	9	9	20-30	30-30

(a) Dati relativi agli ospedali « Celio » di Roma e « Mauriziano » di Torino. — (b) Dati sull'igiene dell'edilizia degli ospedali. — (c) Numero di letti per corsia.

Fortissimo era il sovraffollamento dei ricoverati il cui numero, in ciascuna baracca, oscillava da 70 a 72; dai dati indicati si deduce facilmente che, in condizioni di normalità, secondo i dettami dell'igiene, non potevano ricoverarsi più di 20-25 ammalati per baracca, ma se tali dettami fossero stati osservati il numero dei ricoverati nel settore italiano non avrebbe superato la cifra di 1200 unità mentre, in effetti, alla data dell'1-5-1944 nel predetto settore si contavano 3434 degenti!

In conseguenza di ciò alla predetta data per ogni 100 ammalati si contavano oltre 186 ricoverati in soprannumero: il sovraffollamento era tale da rendere quasi impossibile l'esistenza nell'interno delle baracche talchè le

condizioni di degenza, già seriamente compromesse per le deficienze alimentari e per la scarsità di medicinali, venivano ad aggravarsi maggiormente per la mancanza di ogni più elementare comodità. Malgrado le assidue cure dei medici italiani, può quindi dirsi che l'esito del decorso delle varie malattie nei singoli pazienti era risultanza esclusiva delle possibilità di recupero dell'organismo che, se pure non si giovava durante la degenza di alcun sensibile miglioramento alimentare rispetto al periodo di permanenza nei campi di lavoro, tuttavia non era più sottoposto nè a marce estenuanti, nè alle 12 ore giornaliere di gravoso lavoro; la guarigione, la persistenza del male, il decesso, erano quindi le risultanze di un solo fattore dominante: la « selezione ».

La cura dei degenti era affidata a personale costituito esclusivamente da prigionieri italiani: i medici tedeschi che si alternavano al comando dei campi si preoccupavano, quale esclusiva mansione, di controllare l'operato dei medici italiani onde dimettere per quanto più possibile i degenti ed avviarli di nuovo ai campi di lavoro; aspra è stata sempre la lotta fra medici italiani e tedeschi: i primi in opposizione ai secondi per le frequenti dimissioni di degenti da questi ordinate; dimissioni che spesso si risolvevano con la morte dei prigionieri nei campi di lavoro cui erano destinati.

Prosp. 3. — PERSONALE ITALIANO ADDETTO ALLA CURA DEI DEGENTI E A SERVIZI VARI

C A M P O per:	Medici e farmacisti				Crocerossine			Infermieri			Scritturali, cucinieri, piantoni, ecc.	Addetti al culto	In complesso
	con mansioni direttive	curanti	addetti ad altri servizi	totale	addette alla cura dei ricoverati	addette ad altri servizi	totale	addetti alla cura dei ricoverati	addetti ad altri servizi	totale			
Malarici	1	9	—	10	—	—	—	49	13	62	92	1	165
Tubercolotici	1	4	—	5	5	—	5	24	39	63	5	1	79
Altri ammalati	3	26	(a) 4	33	13	3	16	64	70	134	47	1	231
Complesso	5	39	4	48	18	3	21	137	122	259	144	3	475

(a) Compresi due farmacisti.

Nel prospetto 3 il personale addetto ai vari campi è stato distinto a seconda delle mansioni espletate; su un totale di 475 unità, il personale addetto alla cura diretta degli ammalati ammontava a 194 unità di cui 39 medici, 18 crocerossine e 137 infermieri. A ciascun medico addetto alla cura dei degenti era affidata una o più baracche: le mansioni curanti dovevano espletarsi per l'intera giornata. Il numero medio dei degenti curati normalmente da ciascun medico e infermiere (comprese le crocerossine) risulta dai seguenti dati:

AMMALATI	N° MEDIO DI DEGENTI CURATI DA CIASCUN:	
	medico	infermiere
Malarici	128	24
Tubercolotici	105	15
Altri ammalati	71	24

Il numero medio di ammalati affidati alla cura di ciascun medico risulta più elevato nei malarici e tubercolotici in raffronto agli altri ammalati: ciò è da attribuirsi alla forte eterogeneità di malattie nella ultima categoria di ammalati il chè richiedeva, conseguentemente, ulteriori suddivisioni dei reparti da affidarsi a medici particolarmente pratici per quelle determinate malattie. Il numero medio di degenti affidati alla cura di ciascun medico, inoltre, risulta inferiore nei tubercolotici rispetto ai malarici: ciò è da attribuirsi alla maggior gravità dei primi rispetto ai secondi ed ai continui interventi chirurgici per isolamento polmonare necessari per i degenti tubercolotici (1); similmente dicasi per gli infermieri addetti alla cura di tali ammalati.

3. — Le condizioni alimentari dei prigionieri

La deficienza delle razioni alimentari ed il lavoro gravoso, sono i due principali fattori che maggiormente hanno influito sulle condizioni fisiche dei prigionieri in Germania. In generale se si tiene presente che nel caso di un individuo dai 20 ai 25 anni, del peso di 65 Kg. e con statura di m. 1,70 il numero di calorie giornaliere necessarie per il ricambio energetico in condizioni di riposo assoluto assomma all'incirca a 1650 unità (2), è da concludere che il potere calorico delle razioni alimentari distribuite ai prigionieri italiani, come in seguito si porrà in evidenza, non era sufficiente neanche per assicurare le funzioni indispensabili all'organismo. In conseguenza di quanto ora accennato la carenza alimentare si manifestava senza eccezioni di sorta con una progressiva perdita di peso corporeo nei prigionieri non addetti ad alcun lavoro (campi di concentramento); tale perdita era notevolmente più accentuata nei prigionieri lavoratori che, a lungo andare, venivano spesso colpiti da gravi malattie generalmente letali. Per i prigionieri non addetti al lavoro può dirsi che il peso corporeo, nel suo

(1) E' merito del dott. Mario Moschini del « Forlanini » di Roma, in prigionia direttore del campo per tubercolotici, l'aver eseguito alcune centinaia d'interventi chirurgici per la cura della tubercolosi a prigionieri italiani, russi, serbi e polacchi con esito sempre favorevole e con ottimi risultati terapeutici.

(2) Con riferimento ad un metabolismo di base pari a 40,4 calorie e ad una superficie corporea di m² 1,7. Per alcune ricerche eseguite su militari italiani circa le variazioni del metabolismo di base in relazione alla statura, età, peso, superficie corporea, anzianità di arruolamento, ecc., cfr.: C. LENTI, *Contributo alla conoscenza del metabolismo di base degli italiani; il metabolismo di base di soggetti dai 20 ai 25 anni*; Quaderni nella nutrizione, Vol. IV, n. 3-4, ottobre 1937.

processo riduttivo attraverso il tempo si stabilizzasse, dopo alcuni mesi, intorno ai 45-50 Kg., a seconda dell'altezza e della superficie corporea; raggiunti tali pesi limiti anche gli stimoli della fame cessavano talchè l'organismo, se particolarmente robusto e non assoggettato ad alcun lavoro, si trovava ancora, sia pure in regime ridotto di funzionamento, in condizioni di offrire una certa garanzia agli attacchi patologici. Tali possibilità di resistenza venivano a cessare nel caso di organismi in riposo non perfettamente sani, e per la massa dei prigionieri obbligati al lavoro.

In conseguenza di ciò molto elevata era nei campi di lavoro la frequenza degli ammalati per cause connesse alla denutrizione: tali ammalati, riconosciuti dalle autorità mediche tedesche solo allo stadio avanzato della malattia, venivano convogliati nelle numerose infermerie annesse ai campi di lavoro o nei campi di concentramento per ammalati. Ivi, però, l'insufficienza dei mezzi di cura e la scarsità delle razioni alimentari rendevano impossibile la guarigione; il decorso patologico, pertanto, molto spesso si esauriva con la morte del paziente.

Le razioni giornaliere, espresse in generi di mercato, distribuite ai prigionieri risultano dal prospetto 4 nel quale, per opportuni raffronti, si sono riportati anche dati analoghi sui consumi giornalieri per unità-uomo relativi alla provincia di Milano (1) quali risultano da una inchiesta alimentare condotta dal Consiglio Nazionale delle Ricerche (2).

(1) Si è ritenuto opportuno non ridurre ad unità-uomo le razioni alimentari dei prigionieri allo scopo di porre in evidenza l'effettiva consistenza dell'alimentazione di ciascun prigioniero. D'altro canto, premesso che la quasi totalità dei prigionieri era costituita da individui dai 20 ai 35 anni, la riduzione delle razioni in unità-uomo non avrebbe dato luogo in tal caso ad alcuna variazione degna d'importanza: ciò giustifica la legittimità dei raffronti fra consumi giornalieri individuali (dei prigionieri) e consumi giornalieri per unità-uomo.

(2) Per una estesa conoscenza degli sviluppi della statistica alimentare italiana, nonché per valutare nella sua giusta portata quanto si andrà esponendo nel testo, cfr.: F. BOTTAZZI, A. NICEFORO e G. QUAGLIARELLO: *Documenti per lo studio dell'alimentazione della popolazione italiana nell'ultimo cinquantennio*, Ediz. Jovene, Napoli, 1933 e, ancora: A. NICEFORO: *Per la storia numerica dell'alimentazione italiana*, Difesa sociale, n. 8-9, Roma, 1935; A. NICEFORO e G. GALEOTTI: *Primi risultati dell'inchiesta alimentare condotta in varie provincie d'Italia*; Quaderni della nutrizione, Vol. I, n. 1, maggio 1934; A. NICEFORO e G. GALEOTTI: *Tipi di alimentazione in alcune regioni d'Italia*; Barometro economico italiano, ottobre-dicembre 1934, gennaio 1935; G. GALEOTTI: *Primi risultati dell'inchiesta alimentare condotta in varie provincie d'Italia*; Quaderni della nutrizione, Vol. III, n. 1-2, marzo 1936, Vol. IV, n. 3-4, ottobre 1937; B. BARBERI: *Disponibilità alimentari della popolazione italiana dal 1910 al 1942*; Istituto Centrale di Statistica, Roma 1946; VERA CAO PINNA: *Consumi alimentari nelle diverse categorie sociali*, Terra e Lavoro, 1940, n. 2; D. VAMPA: *L'alimentazione del rurale in particolari periodi di lavoro*, Difesa sociale, n. 5, Roma, 1940; e dello stesso A.: *Qualche cifra sull'alimentazione del popolo italiano con particolare riferimento alle categorie rurali*, Mutualità rurale, 1940.

Prosp. 4. — GENERI DI MERCATO DEI CONSUMI GIORNALIERI

G E N E R I D I M E R C A T O	Prigionieri italiani (consumi individuali espressi in grammi)					In- chiesta alimen- tare per la prov. di Milano (a)	Prigionieri italiani (consumi fatti = 100 i dati della colonna 7)				
	non ammalati	nefritici e cachettici	enteroco- litici	discrasici	altri ammalati		non ammalati	nefritici e cachettici	enteroco- litici	discrasici	altri ammalati
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cereali	279	296	296	440	216	525	53	56	56	85	41
Carne	14	20	6	20	14	119	12	17	5	17	12
Pesce	5	—	—	—	5	13	38	—	—	—	38
Grassi da con- dimento	28	19	13	46	23	59	47	32	22	78	47
Latte, formag- gi, ecc.	15	15	11	123	15	335	4	4	3	37	4
Legumi, verdure, frutta	362	227	275	227	363	318	114	71	86	71	114
Vino, zucchero, caffè	6	7	6	26	6	262	2	3	2	10	2

(a) Consumi giornalieri espressi in grammi e riferiti ad unità-uomo.

I dati indicati nella col. 2 del prospetto 4 riguardano i prigionieri non ammalati che si trovavano in tutti i campi di concentramento e di lavoro dislocati in Germania; e ciò indipendentemente dal genere di lavoro cui era adibito il prigioniero (1). E' da farsi eccezione per quelli addetti ai lavori pesanti nelle grandi industrie belliche per i quali in alcuni stabilimenti, su iniziativa dei capi-industria, veniva distribuito un supplemento giornaliero pari al 20-25% della razione.

I quantitativi delle razioni alimentari indicate nelle coll. da 3 a 6 riguardano i prigionieri ammalati e ricoverati sia nel campo di concentramento cui si fa riferimento, sia nelle infermerie dislocate nei campi di lavoro di cui in precedenza si è fatto cenno. A tal proposito si osserva che le razioni alimentari dei prigionieri ammalati erano di gran lunga migliori, sia qualitativamente che quantitativamente, allorchè questi venivano ricoverati, negli ospedali per prigionieri di altra nazionalità (inglesi, americani, francesi) giacchè in tal caso essi venivano a godere, sia pure in forma mediata, delle periodiche distribuzioni alimentari elargite da parte della Croce Rossa Internazionale: il numero dei prigionieri italiani ricoverati in tali ospedali è stato, però, sempre di limitata portata e per breve durata in quanto tale ricovero avveniva solo nel caso di insufficienza di posti disponibili nei locali destinati agli italiani.

(1) Le trascurabili variazioni che, eventualmente, potevano riscontrarsi da una località all'altra nella razione alimentare riguardavano non la quantità ma la qualità dei generi distribuiti.

Se si esaminano le quantità e le qualità dei generi di mercato costituenti le razioni giornaliere indicate nel prospetto 4, si può dedurre quanto segue :

1) ad eccezione dei discrasici le cui condizioni di denutrizione erano sempre gravissime, le quantità dei singoli generi di mercato delle razioni giornaliere degli ammalati sono sempre inferiori rispetto alle corrispondenti quantità delle razioni per i prigionieri non ammalati. Premesso che l'insorgere delle malattie durante la prigionia era da attribuirsi alla scarsità dell'alimentazione e alla gravosità del lavoro, per cui la cura base di ogni ammalato doveva essere quella di un'abbondante alimentazione (1), appare evidente da quanto accennato come da parte delle autorità tedesche non sia stato mai posto il problema della guarigione dei prigionieri ammalati: questi considerati quali strumenti non atti al lavoro, venivano valutati quale capitale inattivo per cui minime dovevano essere le spese di sostentamento;

2) quanto accennato al punto 1) trova conferma nel fatto che le *quantità* dei generi di mercato non subiscono sensibili variazioni allorchè si raffronta la razione dei prigionieri non ammalati con quelle dei degenti; solo per i nefritici, cachettici ed enterocolitici il pane scuro della razione era sostituito dal pane bianco e alcune verdure (rape e crauti) dall'orzo;

3) se si raffrontano le *quantità* dei generi di mercato della razione alimentare dei prigionieri *non ammalati* con le corrispondenti quantità della razione alimentare risultante dall'inchiesta eseguita per la prov. di Milano, razione questa che sotto alcuni aspetti potrebbe considerarsi quale normale fabbisogno giornaliero di alimenti per la comunità dei prigionieri italiani in Germania nell'ipotesi, però, di lavoro moderato (2), si nota quanto segue :

a) le quantità di zucchero e di formaggi componenti le razioni dei prigionieri può dirsi siano trascurabili in raffronto alle rispettive quantità da contenersi in una normale razione alimentare;

(1) Il campo di concentramento cui si fa riferimento in questa sede fu liberato dall'esercito russo il 22 aprile 1945 e subito sgombrato da parte degli ammalati meno gravi in condizioni di camminare: rimasero gli ammalati gravi e gravissimi, tutti tubercolotici. Ebbene, benchè tali ammalati fossero quelli effettivamente esposti all'immediato rischio di morte, si constatò che, nei due mesi della loro permanenza nel campo, la letalità *mensile* della tubercolosi da 309 ‰ nel bimestre precedente alla liberazione scese quasi a zero (solo due morti) nel successivo bimestre, dopo la liberazione. Ciò grazie all'ottima alimentazione di cui si poté disporre per gli ammalati, malgrado l'assenza totalitaria di medicinali.

(2) Come in seguito si porrà in evidenza, il fabbisogno calorico giornaliero dei prigionieri non ammalati addetti a lavoro moderato era da stimarsi in misura di 3068 calorie giornaliere: a tale cifra molto si approssima il potere calorico (3073) della razione alimentare rilevata per la prov. di Milano. Inoltre le proporzioni relative dei generi di mercato costituenti tale razione sono quelle che più si prestano, rispetto ai risultati ottenuti della stessa inchiesta per le altre provincie italiane, per possibili raffronti con gli analoghi dati delle razioni dei prigionieri.

gnano una ulteriore riduzione per il gruppo dei cereali; la razione alimentare dei discrasici è quella che presenta le minori insufficienze ed un maggiore equilibrio nei singoli generi di mercato in raffronto ad una normale razione; anche in tal caso, però, minime risultano le quantità di zucchero e carne. Per i nefritici e cachettici e per gli enterocolitici, lievi miglioramenti si notano nei cereali a forte scapito, però, di altri generi di mercato (carne, grassi, verdure, ecc.).

Le razioni alimentari dei prigionieri secondo la composizione in principi nutritivi risultano dal prospetto 5 nel quale si riportano anche i dati analoghi rilevati per le provincie di Milano e Campobasso (1).

Il contenuto in principi nutritivi della razione alimentare dei prigionieri *non ammalati* (g. 297) rappresenta il 48% e il 45% di quello delle razioni delle provincie di Milano e Campobasso: tali cifre dimostrano la scarsa capacità nutritiva (inferiore al 50% rispetto alle condizioni di normale alimentazione) della razione alimentare dei prigionieri. Il raffronto cui ora si è accennato, esteso agli elementi costituenti tale razione, fornisce i seguenti dati:

Consumi giornalieri dei prigionieri non ammalati		
Principi nutritivi	% delle quantità in raffronto alle provincie di:	
	Milano	Campobasso
Proteine	40	40
Grassi	46	59
Idrati di carbonio	50	44
Totale	48	45

Dall'esame delle cifre ora indicate si deduce:

a) la scarsità di proteine risulta più accentuata rispetto agli altri principii nutritivi; ciò in antitesi alla giovane età dei prigionieri la cui razione, quindi, avrebbe dovuto presentare nelle proteine, relativamente agli altri principii nutritivi, le minime deficienze. Quanto si osserva ha contribuito ad aggravare le condizioni fisiche in special modo dei prigionieri in età giovanile che, rispetto agli anziani, a parità di condizioni di lavoro, si sono dimostrati maggiormente vulnerabili agli attacchi delle varie malattie;

b) il clima particolarmente rigido delle regioni tedesche avrebbe richiesto nella composizione della razione alimentare dei prigionieri una quantità supernormale di grassi nei raffronti delle razioni alimentari italiane; quindi, la scarsità che si nota per tale principio nutritivo specialmente

(1) Indagini eseguite per conto ed incarico della Commissione per lo Studio dei problemi dell'Alimentazione del Consiglio Nazionale delle Ricerche.

rispetto alla razione della prov. di Milano, è da considerarsi più dannosa di quanto le cifre possano dimostrare; lo stesso dicasi per gli idrati di carbonio se si tiene conto dei gravosi lavori cui erano adibiti i nostri prigionieri negli stabilimenti bellici, nelle miniere, negli scali ferroviari, ecc.

Rispetto alla razione alimentare dei prigionieri non ammalati il contenuto in principii nutritivi della razione dei prigionieri ammalati in genere (col. 6 del prosp. 5) risulta inferiore, sia che si considerano le proteine, i grassi o gli idrati di carbonio; per i nefritici e cachettici si riscontra una lieve eccedenza di proteine e di idrati di carbonio e una notevole riduzione (43 %) di grassi; per gli enterocolitici si ha una lieve diminuzione di proteine, una forte riduzione di grassi (60 %) e un leggero aumento di idrati di carbonio: si osserva che se per tali due ultimi gruppi di malattie le diete curative imponevano la riduzione dei grassi, nulla vietava però che tali forti riduzioni fossero state riservate a vantaggio delle proteine. La razione alimentare dei discrasici, infine, è quella che presenta le più elevate quantità di principii nutritivi rispetto a tutte le altre razioni dei prigionieri fin qui esaminate.

La composizione percentuale delle quantità di proteine e di grassi secondo l'origine (vegetale o animale) di tali principii nutritivi pone in evidenza in tutte le razioni dei prigionieri la forte prevalenza delle proteine vegetali su quelle animali: ammesso che in una razione bene equilibrata le proteine animali oscillino fra $1/3$ e $1/2$ del totale delle proteine, si può concludere che soltanto nella razione alimentare dei discrasici tale proporzione era soddisfatta. Facendo astrazione delle razioni alimentari degli ammalati nelle quali i rapporti in esame possono essere anche fortemente influenzati dalle norme curative, si deduce che la razione alimentare dei prigionieri non ammalati per quanto riguarda l'origine delle proteine è da considerarsi nettamente vegetariana, altrettanto non può dirsi per i grassi a causa della totale assenza di olio che si riscontrava in Germania nei generi da condimento.

Il contenuto in calorie delle razioni alimentari dei prigionieri risulta dalle cifre indicate nel prospetto 6 ove si fa riferimento, come già in precedenza, anche alle razioni alimentari delle provincie di Milano e Campobasso, rilevate dalla citata inchiesta del Consiglio Nazionale delle Ricerche.

Già si è accennato come, in base ai dati forniti dai fisiologici, le quantità di calorie giornaliere necessarie per assicurare le funzioni indispensabili all'organismo, in un individuo del peso di 65 Kg. e con statura di m. 1,70 possono valutarsi ad un dipresso in 1650 unità: a tale cifra rimane sempre inferiore il contenuto in calorie delle razioni alimentari dei prigionieri, ad eccezione dei discrasici la cui razione presenta una eccedenza di calorie pari al 13 %.

Quanto ora accennato non dà, però, una esauriente misura della insufficienza calorica delle razioni dei prigionieri; ai fini di valutare tali insufficienze sotto varî aspetti può essere utile raffrontare:

1) i dati riguardanti la razione dei prigionieri *non ammalati* con quelli corrispondenti indicati nelle coll. 7 e 8 e del prosp. 6;

2) i consumi alimentari dei prigionieri *non ammalati* con i fabbisogni dei medesimi determinati in base alle condizioni di lavoro.

Prosp. 6. — PRINCIPI NUTRITIVI DEI CONSUMI GIORNALIERI ESPRESSI IN CALORIE

P R I N C I P I N U T R I T I V I	Consumi individuali dei prigionieri italiani					Consumi per unità-uomo secondo l'inchiesta alimen- tare per le prov. di:	
	non ammalati	a m m a l a t i				Milano	Campo- basso
		nefritici e cachettici	entero- colitici	discrasici	altri ammalati		
1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Cifre assolute</i>							
Proteine	155	164	148	298	142	389	389
Grassi	377	213	146	487	296	810	628
Idrati di carbonio	893	901	936	1331	786	1874	2100
Complesso	1425	1278	1230	2116	1224	3073	3117
<i>Cifre relative (%)</i>							
Proteine	11	13	12	14	12	13	12
Grassi	26	17	12	23	24	26	20
Idrati di carbonio	63	70	76	63	64	61	68
Complesso	100	100	100	100	100	100	100

Da tali raffronti si deduce quanto segue :

a) le calorie fornite dalle proteine, dai grassi e dagli idrati di carbonio della razione alimentare dei prigionieri risultano inferiori, e in diversa misura, al 50 % del corrispondente numero di calorie della razione alimentare rilevata dalla citata inchiesta per la provincia di Milano. Dei tre principî nutritivi ora considerati, le proteine sono quelle che manifestano maggiore insufficienza di calorie;

b) se si estende il raffronto di cui al comma a) alla razione alimentare rilevata per la provincia di Campobasso, si nota che la insufficienza di calorie della razione dei prigionieri permane nella stessa misura nei riguardi delle proteine, diminuisce per i grassi, si accentua notevolmente per gli idrati di carbonio;

c) i fabbisogni giornalieri (in calorie) dei prigionieri non ammalati calcolati secondo gli schemi dello SHERMANN e LANFORD, in base alla attività

lavorativa svolta nei campi di concentramento e di lavoro (1), nonchè i rispettivi consumi giornalieri risultano dai dati che seguono:

Prigionieri addetti al lavoro:	Fabbisogno giornaliero in calorie (a)	Razione giornaliera in calorie (b)	$\frac{b}{a} \cdot 100$
nei campi di concentramento	3068	1425	46
negli stabilimenti bellici, miniere, ecc.	4264	1425	33

Dalle cifre ora indicate risulta che i fabbisogni in calorie dei prigionieri addetti al lavoro nell'interno dei campi di concentramento (3068 calorie) erano all'incirca uguali ai consumi giornalieri rilevati per la provincia di Milano (3073 calorie), mentre i fabbisogni dei prigionieri addetti agli stabilimenti bellici, miniere, ecc. (4264 calorie), erano superiori nella misura del 39 % a tali consumi. Se quindi per la razione alimentare del primo gruppo di prigionieri possono senz'altro confermarsi le deficienze nella misura già posta in evidenza al comma a), per il secondo gruppo invece deve concludersi che la insufficienza alimentare, a causa del pesante lavoro, veniva ad assumere maggiori proporzioni talchè i consumi giornalieri rappresentavano, in tal caso, solo 1/3 del fabbisogno. Come già si è accennato in precedenza, in alcuni casi ai predetti prigionieri veniva somministrato un supplemento giornaliero nella misura del 20-25% della razione: ma anche volendo tenere conto di tale miglioramento alimentare, che d'altro canto non aveva carattere generale, la razione complessiva di cui essi venivano

(1) Apposite rilevazioni hanno permesso di determinare i seguenti dati sull'attività dei prigionieri nelle 24 ore della giornata:

Specie di attività	Addetti al lavoro:		Ammalati in con- dizioni di cammi- nare (convalescenti)
	nei campi di concentramento	negli stabilimenti bellici, miniere, ecc.	
	ore	ore	
Riposo	8	7	10
Vestirsi, svestirsi, mangiare	1	1	1
Camminare	2	2	1
Lavoro	9	12	1
Seduto	2	2	5
Sveglia sdraiato	2	—	2
In piedi	—	—	4

In base alle cifre ora indicate e con riferimento ad un normale peso corporeo (65 kg.), si sono calcolati i fabbisogni giornalieri cui si accenna nel testo: nel corso di tali calcoli si è fatta opportuna distinzione del genere di lavoro cui erano adibiti le singole categorie di prigionieri così da giungere a classificare tale attività in lavori pesanti, lavori medio-pesanti, lavori leggeri.

a usufruire non superava il 40-42 % del fabbisogno (1); di conseguenza tale categoria di prigionieri era quella maggiormente esposta al rischio di contrarre gravi malattie (tubercolosi, discrasie, esaurimento, ecc.) generalmente letali.

Il contenuto in calorie delle razioni giornaliere dei prigionieri *ammalati* risulta, ad eccezione dei discrasici, inferiore a quello delle razioni dei prigionieri *non ammalati*. Le condizioni anormali dell'organismo ammalato non permettono di determinare i fabbisogni alimentari dei degenti cui comparare i rispettivi consumi alimentari: premesso però che la possibilità di una completa guarigione nella quasi totalità dei degenti era da ritenersi connessa ad una sostanziale nutrizione, l'insufficienza del numero di calorie delle razioni alimentari degli ammalati è da ritenersi ancora più elevata di quanto le cifre del prospetto 6 pongono in evidenza.

Se si escludono gli ammalati « barellati » e si considerano solo quelli che erano in condizioni di camminare (convalescenti), è possibile per questi calcolare il fabbisogno alimentare sulla base delle loro attività giornaliere prescritte dai regolamenti tedeschi per i campi di concentramento italiani. E' da osservare però che il fabbisogno in tal modo ottenuto, e che risulta pari a 2056 calorie giornaliere, è da riguardarsi *inferiore* a quello effettivo in quanto esso fa riferimento non ad individui sani, ma ad organismi convalescenti abbisognevole di supernutrizione; tuttavia, pur facendo astrazione dalla circostanza ora accennata, i raffronti fra le razioni alimentari

(1) Il fabbisogno calorico giornaliero è da considerarsi funzione immediata e mediata (funzione di funzione) di molteplici variabili alcune delle quali sono insite nell'organismo (metabolismo di base, età, sesso, statura, peso, superficie corporea, ecc.), altre riguardano la gravosità e la durata del lavoro, altre infine le condizioni climatiche, ecc. Da ciò consegue una notevole difficoltà nella determinazione dei fabbisogni medi individuali per cui i dati indicati nel testo vanno interpretati come valori centrali di un proprio campo di oscillazione, sia pure ristretto, entro i limiti del quale tali valori in effetti possono variare. Quanto si accenna circa la variabilità funzionale dei fabbisogni individuali trova conferma nei seguenti valori dei fabbisogni calcolati da vari Autori con riferimento ad uomo adulto in condizioni di normale lavoro

Scala del fabbisogno medio giornaliero di calorie per uomo adulto

Germania (1907) - Stoccolma 1907-08	4775
Danimarca (1897)	4348
Russia (1925)	4254
U.S.A. (1889)	3846
Wörishoffer (1890)	3761
Lusk e C.S.I.R. (1917-17)	3703
Germania (1916)	3586
Gini (1925)	3550

Cfr.: C. GINI, *Sul fabbisogno alimentare alle varie età*, Atti della IV e V Riunione della Società italiana di Statistica, Roma, 1942; e inoltre, C. GINI, *Sull'influenza di alcuni fattori sopra il fabbisogno alimentare dell'uomo-medio*, Problemi sociologici della guerra, Bologna 1920; e dello stesso A.: *L'uomo medio*, Giornale degli economisti, 1914.

di detti ammalati e il rispettivo fabbisogno pongono in netta evidenza l'insufficienza del numero di calorie contenute nelle razioni alimentari dei degenti: infatti il contenuto in calorie di tali razioni risulta il 62 % del fabbisogno per i nefritici e cachettici, discende al 60% per gli enterocolitici e ammalati in genere; per i discrasici, invece, si ha una lieve eccedenza sul fabbisogno pari al 3 % (1).

Nella seconda parte del prospetto 6 si sono riportate le percentuali di calorie contenute nelle razioni alimentari, distinte secondo la loro origine. Premesso che, secondo i nostri fisiologi, in una razione bene equilibrata dell'uomo adulto il 12% delle calorie dovrebbe essere dato dalle proteine, il 20% dai grassi ed il 68% dagli idrati di carbonio, si conclude che la razione alimentare dei prigionieri non ammalati si presenta insufficiente nei riguardi delle calorie provenienti da protidi e da glucidi in raffronto a quelle provenienti da lipidi.

Nelle razioni dei prigionieri ammalati le proporzioni secondo cui si distribuiscono le calorie a seconda della loro origine sono notevolmente variabili: ciò va attribuito in gran parte alla varietà delle diete in relazione alle forme di malattia; tutte le razioni dei degenti presentano, però, una maggiore quantità *relativa* di calorie provenienti da protidi rispetto alla razione dei prigionieri non ammalati. Incidentalmente si osserva che la razione alimentare rilevata per la prov. di Milano presenta, rispetto alla razione di equilibrio stabilita dai fisiologi, una significativa eccedenza rela-

(1) Non è da tacere che le razioni alimentari dei prigionieri ammalati venivano ad integrarsi con i medicinali *ricostituenti*: nel campo di concentramento oggetto della presente analisi, nel semestre novembre 1943-aprile 1944, il fabbisogno di ricostituenti richiesto dai medici curanti italiani alle autorità tedesche, nonchè le quantità effettivamente ricevute, e quindi utilizzate, risultano dai dati che seguono:

RICOSTITUENTI	Unità di misura	Quantità (novembre 1943 - aprile 1944)		Grado di insufficienza dei medicinali $(1 - \frac{d}{c}) \cdot 100$
		fabbisogno	consumo	
a	b	c	d	e
Calcium Sandoz (polvere)	flaconi	85	25	70
Caolino	gr.	105	105	0
Calcio gluconato	fiale	7.950	1.450	82
Sodio Cacodilato	»	8.520	520	94
Vitamine B. I.	»	5.420	1.450	73
Vitamine B.	»	1.000	—	100
Liquore arsenicale	gr.	31.500	11.500	67
Olio di fegato di merluzzo	»	35.000	17.000	50
Sodio glicerofosfato	flaconi	500	—	100
Tonofosfon	»	500	—	100
Vitamine B. I.	tavolette	14.000	3.000	79

Le cifre ora indicate pongono in evidenza che le quantità di ricostituenti distribuiti ai medici curanti, e quindi utilizzate per la cura degli ammalati, sono inferiori agli effettivi fabbisogni in misura tale da concludere che la insufficienza dei medicinali ricostituenti rispetto al loro fabbisogno è stata nei prigionieri ammalati superiore a quella delle razioni alimentari nei raffronti del rispettivo fabbisogno.

tiva di calorie provenienti da lipidi a discapito di quelle provenienti da glucidi mentre la razione rilevata per la provincia di Campobasso coincide con quella di equilibrio; l'eccedenza che si riscontra nei lipidi della razione nella prima Provincia rispetto alla seconda potrebbe in parte connettersi al regime alimentare dettato dalla rigidità di clima dell'Italia settentrionale. In tal senso potrebbe giustificarsi la medesima eccedenza che si riscontra nella razione alimentare assegnata dalle autorità tedesche ai prigionieri non ammalati.

Mancano i dati necessari per integrare la succinta analisi ora condotta per quanto interessa le vitamine che costituiscono un altro importante principio nutritivo indispensabile nella composizione degli alimenti. Benchè le conoscenze acquisite dalla fisiologia in materia siano tutt'altro che esaurienti, per quanto si riferisce alle razioni alimentari dei prigionieri è da concludersi che queste erano da considerarsi insufficienti anche nei riguardi di tale principio nutritivo giacchè molto frequenti sono stati i casi di avitaminosi, generalmente letali per l'organismo.

4. — Il movimento dei prigionieri ammalati

I prigionieri ammalati giunti nel campo di concentramento cui si fa riferimento nel trimestre nov. 1943 - genn. 1944 provenivano direttamente dai luoghi di cattura (Grecia e Balcani), di conseguenza essi facevano parte della massa di militari già degenti nei vari ospedali da campo italiani della Grecia e dei Balcani antecedentemente alla data dell'otto settembre 1943. A partire dal febbraio 1944 può dirsi, invece, che gli *entrati* erano sempre provenienti da altre località della Germania (campi di concentramento, infermerie, campi di lavoro, ecc.) per cui le malattie da essi contratte erano strettamente connesse alle condizioni di prigionia (scarsa di nutrizione, eccessivo lavoro, ecc.).

Nel prospetto 7 sono indicati per ciascun mese, dal novembre 1943 a tutto ottobre 1944, gli entrati, i dimessi e i morti; inoltre, con riferimento a fine mese, si è indicato il numero dei degenti nel campo di concentramento ammalati, nonchè i quozienti mensili di letalità ottenuti rapportando i morti di ciascun mese agli ammalati *presenti* alla metà dello stesso mese.

La frequenza dei dimessi in ciascun mese era funzione più che della guarigione dei degenti, principalmente di altri fattori fra cui:

1) necessità di avere nel campo sempre un certo numero di posti disponibili nell'eventualità di nuovi arrivi di ammalati: dalla colonna 5 del prosp. 7 risulta infatti che i ricoverati presenti in ciascun periodo sono sempre in numero inferiore alla disponibilità dei posti (3.418) in precedenza messa in evidenza; è da farsi eccezione per i due mesi di marzo e aprile 1944 nei quali si ha una lieve eccedenza sulla disponibilità a causa del fortissimo afflusso di ammalati nel mese di marzo in conseguenza dei rigori invernali;

Prosp. 7. — MOVIMENTO AMMALATI DURANTE IL PERIODO NOVEMBRE 1943 -
OTTOBRE 1944

M E S E D I R I F E R I M E N T O	Entrati	Dimessi	Morti	Presenti alla fine di ciascun mese	Quozienti mensili di letalità (%)
1	2	3	4	5	6
Novembre 1943	3.037	175	—	2.862	—
Dicembre »	590	368	4	3.080	0,153
Gennaio 1944	304	553	12	2.819	0,407
Febbraio »	306	742	28	2.355	1,032
Marzo »	1.364	241	48	3.430	1,657
Aprile »	650	593	53	3.434	1,544
Maggio »	326	690	58	3.012	1,800
Giugno »	596	737	52	2.819	1,784
Luglio »	367	500	67	2.619	2,464
Agosto »	468	4	90	2.993	3,207
Settembre »	142	432	65	2.638	2,309
Ottobre »	136	299	64	2.411	2,535

2) costante preoccupazione delle autorità tedesche di fornire continuamente prigionieri lavoratori agli stabilimenti bellici sempre più disertati dai lavoratori tedeschi perchè richiamati a riempire i vuoti che la guerra continuamente formava nelle file dell'esercito.

Ciò premesso, le frequenze dei dimessi non possono affatto considerarsi quali elementi concreti per dar misura delle guarigioni dei ricoverati: così ad es., il massimo numero dei dimessi che si riscontra per il mese di febbraio (742) è il risultato delle imposizioni fatte ai medici italiani da parte di un ufficiale nazista addetto per breve tempo al comando del campo ai fini di dimettere, a dispetto dei forti rigori invernali, anche i degenti non clinicamente guariti; il numero notevolmente elevato dei dimessi nel mese di giugno (737) è da connettersi, invece, alla partenza per l'Italia di una tradotta ospedale di ammalati gravissimi (circa 200) in seguito a concessione ottenuta dal Governo di Berlino; le frequenze ancora notevolmente alte dei dimessi nei mesi di aprile (593) e maggio (690) si spiegano col fatto che, iniziandosi i lavori agricoli nelle campagne, molti degenti, anche non clinicamente guariti e in precarie condizioni fisiche, chiedevano di spontanea volontà le dimissioni dal ricovero con la speranza di essere destinati ai lavori dei campi così da evitare i rischi (1) cui sarebbero andati incontro

(1) Come già in precedenza si è accennato, i prigionieri destinati al lavoro dei campi venivano a trovarsi in condizioni di privilegio rispetto a quelli destinati ad altri lavori in quanto, presso le famiglie agricole cui erano destinati, godevano di una soddisfacente alimentazione; a tale vantaggio deve aggiungersi quello derivante dal minor rischio di morte nei riguardi della guerra aerea, rispetto ai lavoratori delle officine dei centri urbani.

negli stabilimenti bellici ove, in seguito a forzate dimissioni nei mesi futuri, certamente sarebbero stati destinati.

I valori massimi per gli entrati (col. 2 del prosp. 7) si riscontrano, oltre che nel mese iniziale, nei due mesi contigui di marzo (1364) e aprile (650); tale periodo è quello che ha segnato le più tristi condizioni dei prigionieri italiani in Germania, ciò per i seguenti motivi:

a) la rigidità eccessiva del clima invernale tedesco, in antitesi con quello mite da cui provenivano i militari italiani (Grecia e Balcani) nonchè i gravosi lavori all'aperto, avevano inciso fortemente sulle condizioni fisiche dei singoli organismi;

b) le condizioni morali e materiali dei prigionieri furono nei primi mesi della prigionia seriamente compromesse dai maltrattamenti subiti da parte dei tedeschi;

c) la impossibilità di potere avere ancora notizie dall'Italia e dalle famiglie e le incognite del futuro avevano causato una forte depressione morale nei prigionieri.

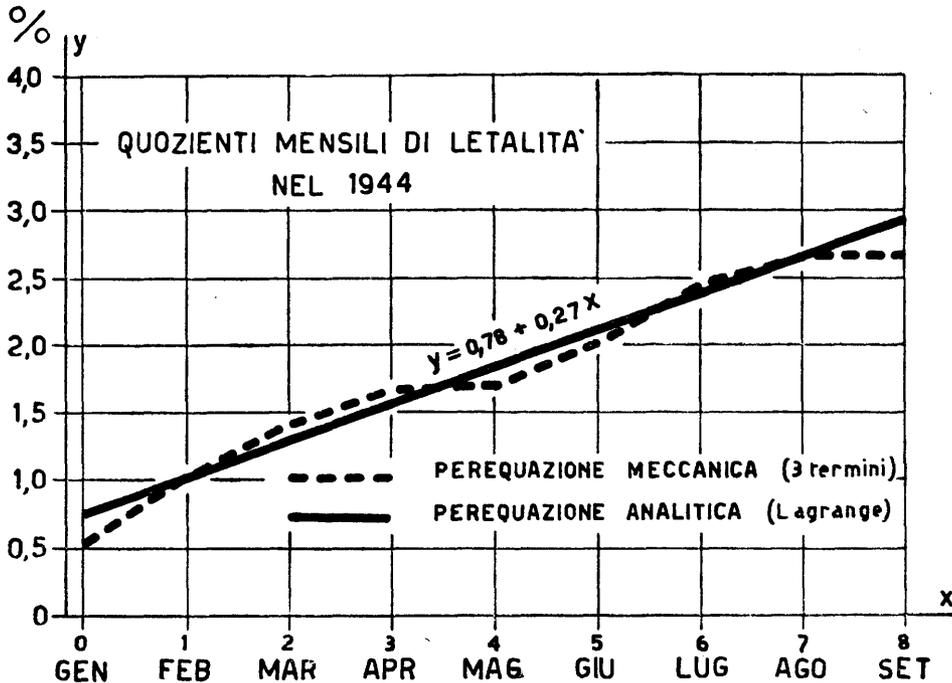
Di conseguenza molti furono gli ammalati e forte l'affluenza degli entrati nei campi di concentramento per ammalati durante i mesi immediatamente successivi all'inverno.

Fra i degenti il numero assoluto dei morti può dirsi sia andato gradatamente aumentando attraverso il tempo, e ciò non perchè sia aumentato di pari passo il numero degli ammalati, ma perchè è andata aumentando la letalità, come risulta dalla col. 6 del prospetto 7. Ai fini di esaminare tale fenomeno, nel grafico n. 1 si sono tracciate due linee della letalità mensile: quella tratteggiata ottenuta con perequazione meccanica di tre termini, pone in evidenza le oscillazioni sistematiche del fenomeno; quella a tratto continuo, ottenuta con perequazione analitica della linea a punti, pone in evidenza il movimento del fenomeno indipendentemente da tali oscillazioni (1).

Dall'esame della linea a tratti si deduce che la letalità è stata particolarmente ascendente nei mesi invernali, quasi costante nei mesi primaverili, di nuovo fortemente in ascesa nei primi mesi estivi; successivamente la letalità presenta incrementi inferiori a quelli estivi. Tale ultima circostanza è però connessa alla partenza della tradotta-ospedale alla volta dell'Italia in precedenza accennata e nella quale presero posto gli ammalati gravi che, a giudizio dei medici italiani, sarebbero deceduti nei mesi successivi; di conseguenza è da ammettersi che, in assenza di tale circostanza, la letalità relativa all'ultimo tratto della linea a punti avrebbe segnato certamente una forte ascesa.

(1) Cfr.: A. NICEFORO, *Il metodo statistico*, Messina, Principato edit., (s. d.).

GRAF. 1. — Letalità dei prigionieri ammalati



L'equazione che individua il movimento della letalità liberato dalle oscillazioni sistematiche, durante il periodo considerato (linea piena del graf. n. 1) ottenuta con perequazione assumendo come invarianti le ascisse $x = 1$ e $x = 7$ risulta dalla seguente espressione:

$$[a] \quad y = 0,78 + 0,27x$$

Tenuto presente che nel nostro caso l'espressione ora indicata ha significato funzionale per valori di x compresi nel campo $0 \vdash 8$, la letalità *media* mensile del periodo gennaio-settembre 1944 (y_m) sarà definita dal valore assunto dalla funzione [a] per $x = 4$, ossia: $y_m = 1,86$.

D'altro canto derivando la [a] si ha:

$$y' = 0,27$$

e calcolando il valore dell'espressione: $\frac{y'}{y_m} \cdot 100 = 14,5$, si deduce

che il movimento della letalità durante il periodo considerato denuncia un incremento medio mensile *costante* pari al 14,5% della letalità media di tutto il periodo.

I dati finora considerati fanno riferimento ai mesi del periodo gennaio-settembre 1944, extrapolando la funzione [a] per il trimestre ottobre-dicem-

bre dello stesso anno e considerando tale funzione quale grandezza continua (il che è lecito) è facile determinare la letalità y_A dell'intero anno 1944:

$$y_A = \int_{-0,5}^{11,5} (0,78 + 0,27 x) dx \quad \text{ossia:}$$

$$y_A = 0,78 \int_{-0,5}^{11,5} dx + 0,27 \int_{-0,5}^{11,5} x dx \quad \text{da cui:}$$

$$y_A = 0,78 \times 12 + 0,27 \times 65,995 = 27,18$$

Ossia la letalità annua del 1944, sulla base dei dati mensili utilizzati, sarebbe pari al 271,8‰; ciò farebbe concludere che nel giro dell'intero anno considerato si è contato almeno un decesso ogni 4 ammalati (1).

Nel prospetto 8 si pone in evidenza la situazione ammalati alla fine di ciascun mese del periodo novembre 1943-ottobre 1944, inoltre nell'ultima colonna del prospetto si sono indicati adatti quozienti che misurano, sempre con riferimento alla fine di ciascun mese, la frequenza dei dimessi rispetto agli entrati.

Prosp. 8. — SITUAZIONE AMMALATI ALLA FINE DI CIASCUN MESE, DURANTE IL PERIODO NOVEMBRE 1943 - OTTOBRE 1944

DATA DI RIFERIMENTO	Entrati	Dimessi	Morti	Dimessi % entrati
1	2	3	4	5
al 30 novembre 1943	3037	175	—	5,8
» 31 dicembre »	3627	543	4	15,0
» 31 gennaio 1944	3931	1096	16	27,9
» 29 febbraio »	4237	1838	44	43,4
» 31 marzo »	5601	2079	92	37,1
» 30 aprile »	6251	2672	145	42,7
» 31 maggio »	6577	3362	203	51,1
» 30 giugno »	7173	4099	255	57,1
» 31 luglio »	7540	4599	322	61,0
» 31 agosto »	8008	4603	412	56,9
» 30 settembre »	8150	5035	477	61,8
» 31 ottobre »	8286	5334	541	64,4

(1) I valori bimestrali, trimestrali, ecc., della letalità durante il periodo considerato possono agevolmente determinarsi in base alla formula:

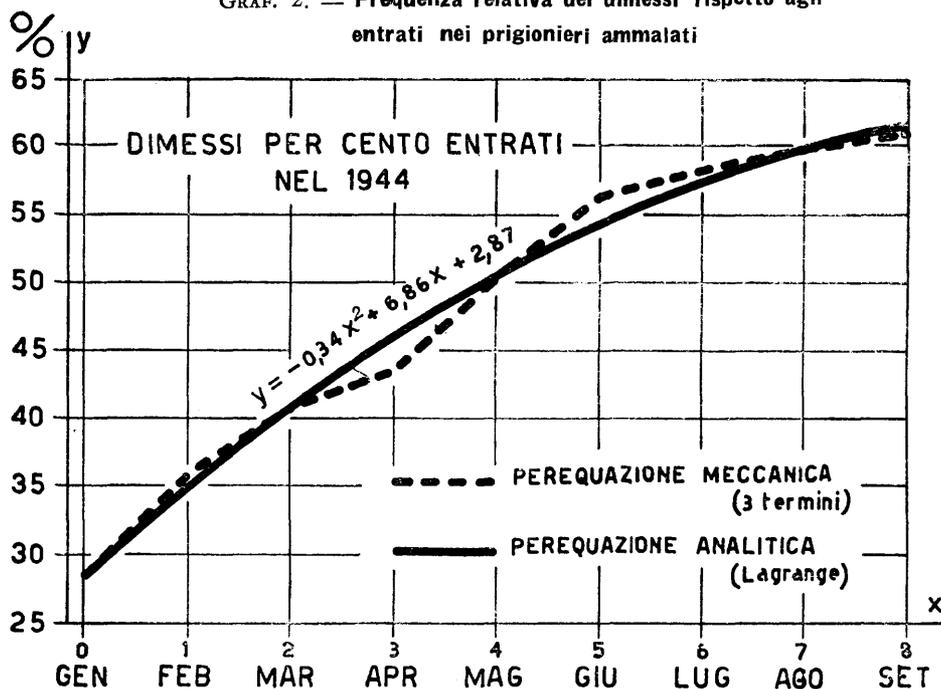
$$y_{Ax} = \int_{-0,5}^x (0,78 + 0,27 x) dx$$

per $x = 0,5; 1,5; 2,5; \dots; 11,5$.

Come già accennato in precedenza, gli entrati a tutto il 31 gennaio 1944 (3931) sono da considerarsi ammalati già degenti, antecedentemente alla prigionia, negli ospedali da campo italiani dislocati nelle zone di occupazione della Grecia e dei Balcani; pertanto, del totale degli entrati a tutto il 31 ottobre 1944 (8286), quelli ammalatisi in prigionia assommano a 4355 unità.

Il numero dei dimessi a tutto il 31 ottobre 1944 risulta pari a 5334 unità: tale cifra rappresenta il 64 % degli entrati alla stessa data; i morti al 31 ottobre 1944 rappresentano il 6,5 % degli entrati. Le cifre indicate nella col. 5 del prosp. 8 pongono in evidenza come, alle successive date considerate, la frequenza dei dimessi rispetto agli entrati sia andata forte-

GRAF. 2. — Frequenza relativa dei dimessi rispetto agli entrati nei prigionieri ammalati



mente aumentando: ciò va attribuito ai controlli sempre più rigorosi eseguiti dalle autorità tedesche sull'operato dei medici italiani ai fini di dimettere gli ammalati al più presto possibile.

La perequazione analitica della successione dei quozienti cui si accenna, preventivamente epurata dalle perturbazioni accidentali mercè una perequazione meccanica per tre termini, permette di giungere alla seguente espressione rappresentativa delle frequenze dei dimessi rispetto agli entrati alla fine di ciascun mese del periodo gennaio-ottobre 1944:

$$[b] \quad y = -0,34x^2 + 6,86x + 2,87$$

la funzione [b], che risulta dal grafico n. 2, è una parabola conica; il ramo di tale parabola che interessa in questa sede volge la propria concavità verso l'asse delle x (tempi) talchè la funzione derivata:

$$y' = -0,68 x + 6,86$$

è una retta con coefficiente angolare negativo. Da ciò consegue che gli incrementi, tra le successive date, dei quozienti in esame varierebbero secondo una progressione aritmetica decrescente la cui ragione risulta definita dall'espressione:

$$y'' = -0,68$$

Allo scopo di esaminare succintamente la struttura dei dimessi nei singoli mesi secondo la malattia sofferta, si sono calcolate le cifre *relative* indicate nel prospetto 9 e che fanno riferimento ad alcune principali malattie:

Prosp. 9. — FREQUENZE RELATIVE DEI DIMESSI NEL PERIODO NOVEMBRE 1943 - OTTOBRE 1944 SECONDO LE MALATTIE SOFFERTE

MESE DI RIFERIMENTO	Tubercolosi	Pleurite	Malaria	Sifilide	Infezione gonococcica	Deperimento organico	Malattie del cuore	Malattie infettive e parassitarie (a)	Interventi chirurgici	Altre malattie	Totale
Novembre 1943	—	0,6	62,9	0,6	1,7	—	1,1	1,7	5,7	25,7	100,0
Dicembre »	—	4,3	47,6	8,2	2,4	—	—	3,8	10,6	23,1	100,0
Gennaio 1944	0,7	2,9	36,5	5,1	5,8	0,9	1,1	4,2	19,7	23,1	100,0
Febbraio »	0,4	4,3	33,0	10,5	2,8	3,0	1,2	4,5	15,5	24,8	100,0
Marzo »	—	2,5	17,4	6,2	1,3	3,7	0,8	6,7	16,6	44,8	100,0
Aprile »	—	5,7	55,1	3,6	0,9	6,9	2,2	2,0	4,7	18,9	100,0
Maggio »	3,0	2,6	49,1	2,3	1,2	7,7	1,2	3,0	5,4	24,6	100,0
Giugno »	20,1	4,5	28,1	1,2	0,7	4,3	0,8	1,4	11,8	27,1	100,0
Luglio »	6,4	5,8	33,0	2,6	0,8	12,0	0,8	2,8	7,2	28,6	100,0
Agosto »	—	—	25,0	—	—	—	—	25,0	—	50,0	100,0
Settembre »	2,8	2,8	66,4	0,5	0,5	3,0	0,5	2,8	4,1	16,6	100,0
Ottobre »	10,7	7,7	42,5	1,0	—	4,3	0,3	3,0	3,7	26,8	100,0
Totale	4,7	4,1	41,7	4,1	1,7	4,7	1,0	3,2	9,9	24,9	100,0

(a) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

Dalle cifre indicate si deduce quanto segue:

- 1) generalmente in tutti i mesi considerati la maggiore percentuale di dimessi è costituita dai malarici: ciò è da porsi in relazione all'elevato numero di ricoverati per tale malattia in conseguenza della forte diffusione della malaria nei prigionieri catturati in Grecia e nei territori balcanici;
- 2) sul totale degli ammalati dimessi in ciascun mese le percentuali di dimessi ammalati di sifilide, infezione gonococcica e provenienti dai re-

parti chirurgici, risultano più elevate nei primi mesi del 1944 rispetto ai mesi successivi; il contrario si riscontra per i dimessi affetti da deperimento organico, tubercolosi, pleurite. Se, per maggiore evidenza, si pone uguale a 100,0 il totale dei dimessi a tutto il 31 ottobre 1944 distintamente per ciascuna malattia, si rileva infatti che nei primi cinque mesi (a tutto il 31 marzo), le percentuali dei dimessi curati per le malattie più sopra elencate risultano:

Dimessi al 31 marzo 1944		% dimessi al 31 ottobre 1944	
Malattie	No dimessi (%)	Malattie	No dimessi (%)
Infezione gonococcica	74,0	Tubercolosi	2,8
Sifilide	70,4	Deperimento organico	14,6
Interventi chirurgici	60,0	Pleurite	32,3

3) quanto esposto al punto 2) è connesso alle forti variazioni che si sono verificate attraverso il tempo nella distribuzione dei degenti secondo le malattie: infatti nelle prime settimane di prigionia le malattie più frequenti fra i ricoverati erano quelle contratte antecedentemente alla prigionia nelle zone di occupazione quali la malaria e malattie veneree; numerosi erano inoltre i feriti in conseguenza dei combattimenti avuti con i tedeschi. Nei periodi successivi, invece, le correnti di afflusso dei ricoverati riguardavano principalmente la tubercolosi, la pleurite, il deperimento organico: malattie queste conseguenti alle condizioni di lavoro e di denutrizione che hanno caratterizzato la prigionia in Germania;

4) infine, le elevate percentuali di dimessi relative al mese di giugno 1944 che si riscontrano per i provenienti dai reparti « tubercolosi » e « chirurgico », sono da attribuirsi alla partenza dall'Italia dei tubercolotici gravi e degli inabili permanenti di cui si è fatto cenno in precedenza.

5. — I prigionieri ammalati in relazione alle malattie, età, durata di degenza e destinazione al lavoro

Alla data del primo maggio 1944 la situazione « ammalati » nel campo di concentramento oggetto di esame, risulta dai dati indicati nel prospetto 10 in cui, per le principali malattie, si indicano i prigionieri dimessi, in cura e morti in relazione ad alcune particolari classi di età.

Dai dati indicati nel prosp. 10 si rileva che alla predetta data erano stati ricoverati in totale 6251 prigionieri dei quali il 42,7% erano già stati dimessi, il 54,9% erano ancora in cura e il 2,4% erano deceduti; inoltre, sempre in riferimento alle 6251 unità, il 25,3% avevano un'età di 20-23 anni, il 16,8% 24-27 anni, il 14,4% 28-31 anni e, infine, il 43,5% 32 anni e più. Le cifre ora indicate pongono in evidenza come nella struttura per età dei ricoverati, gli anziani (considerando tali i militari dai 28 anni in

poi) presentassero un maggior peso rispetto ai giovani: tale struttura è da ritenersi rappresentativa per la totalità dei prigionieri italiani in Germania; infatti la massa di detti prigionieri era in maggioranza costituita da militari che da più anni avevano fatto parte dei corpi di occupazione della Grecia, del Dodecanneso, dei Balcani e di conseguenza appartenenti a classi anziane di leva.

I 6251 prigionieri ricoverati a tutto il primo maggio 1944 risultano così ripartiti secondo alcuni gruppi di malattie:

Tubercolotici e pleuriti	13,0
Affetti da malattie veneree	5,3
Feriti	13,8
Malarici	34,3
Altri ammalati	33,6
Totale	100,0

I tubercolotici e pleuritici debbono riguardarsi quali ammalati particolarmente gravi; ciò risulta dal raffronto fra la percentuale di tali ricoverati, da considerarsi relativamente bassa (13,0%), con il numero dei morti per tali cause che raggiunge il 79,3% del totale dei decessi per qualsiasi causa. Infine, dai dati indicati nel prospetto 10 si rileva che i dimessi furono reclutati nei giovani a preferenza degli anziani: infatti, mentre i ricoverati in età fino a 28 anni rappresentano il 42,1% del totale dei ricoverati, i dimessi della stessa età rappresentano il 62,7% del totale dei dimessi; ciò potrebbe attribuirsi a tre diversi ordini di fattori quali:

- a) una minore virulenza delle malattie negli organismi dei giovani in raffronto agli attempati;
- b) una diversa frequenza delle forme patologiche nei prigionieri ammalati in relazione all'età;
- c) le direttive seguite dalle autorità tedesche, ai fini della destinazione al lavoro, di reclutare i dimessi di preferenza nei giovani rispetto agli anziani.

Quanto accennato al punto a) sembrerebbe in contrasto con la maggiore letalità dei ricoverati in età giovane (36,4‰) rispetto agli anziani (13,5‰) e col fatto che i primi, in raffronto ai secondi, venivano colpiti con maggiore frequenza da morbi particolarmente gravi quali la tubercolosi e la pleurite (1) che rispetto alle altre malattie dettero il maggior contingente di morti (79,3% del totale).

(1) Le percentuali dei ricoverati al 1° maggio 1944 per tubercolosi e pleurite, sul totale dei ricoverati alla stessa data, risultano pari al 18,0% nei prigionieri giovani e al 9,3% nei prigionieri di età anziana.

Prosp. 10. — SITUAZIONE NUMERICA DEGLI AMMALATI AL 1° MAGGIO 1944
(cifre assolute)

MALATTIE	Classi di età in anni compiuti																Complesso			
	20 — 23				24 — 27				28 — 31				32 — ∞				dimessi	in cura	morti	totale ricoverati
	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati				
Tubercolosi	3	166	52	221	2	74	26	102	—	74	17	91	2	73	10	85	7	387	105	499
Pleurite	39	52	5	96	31	23	1	55	16	18	3	37	19	105	1	125	105	198	10	313
Malaria	421	167	2	590	298	69	—	367	246	69	2	317	136	731	2	869	1.101	1.036	6	2.143
Sifilide	53	3	—	56	53	12	—	65	37	14	—	51	30	57	1	88	173	86	1	260
Infezione gonococcica	23	—	—	23	28	—	—	28	13	—	—	13	9	—	—	9	73	—	—	73
Deperimento organico	34	44	1	79	14	25	1	40	18	20	1	39	11	177	—	188	77	266	3	346
Malattie del cuore	16	6	—	22	4	2	—	6	7	4	1	12	5	27	2	34	32	39	3	74
Malattie infettive e parassitarie (a)	38	22	1	61	29	14	—	43	19	19	—	38	15	30	2	47	101	85	3	189
Interventi chirurgici	112	37	—	149	89	31	—	120	89	23	—	112	51	432	—	483	341	523	—	864
Altre malattie	210	73	3	286	179	43	4	226	130	54	4	188	143	644	3	790	662	814	14	1.490
Complesso	949	570	64	1.583	727	293	32	1.052	575	295	28	898	421	2.276	21	2.718	2.672	3.434	145	6.251

(a) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

Allo scopo di eliminare la diversa frequenza secondo cui si distribuiscono le malattie dei degenti in relazione all'età si sono calcolate, distintamente per ciascuna classe di età, le percentuali dei dimessi sul totale dei ricoverati nell'ipotesi che, in ogni classe di età considerata, la distribuzione delle malattie fosse quella (assunta come tipo) del complesso di tutte le età (1); i quozienti *tipo* così calcolati, con riferimento al primo maggio 1944, risultano dalle seguenti cifre:

Classi di età (anni compiuti)	Dimessi % ricoverati
20 — 23	64,7
24 — 27	69,3
28 — 31	65,2
32 — ∞	16,2
	Totale 42,7

Esse confermano che, pur eliminando il fattore perturbatore di cui al punto *b*), permane sempre una maggior frequenza relativa di dimessi nei giovani rispetto agli anziani: tale circostanza, di conseguenza, sarebbe connessa alle direttive seguite dalle autorità tedesche di dimettere dai campi di concentramento-ospedali di preferenza i giovani, anche se non clinicamente guariti, rispetto agli anziani; tali direttive erano ispirate al criterio di utilizzare al massimo giovani energie nell'espletamento dei gravosi lavori imposti dal clima di guerra.

I dati assoluti indicati nel prospetto 10 sono riportati in cifre percentuali nel prospetto 11 allo scopo di analizzare la situazione di ricovero dei prigionieri in relazione all'età e alle malattie; da tali dati si rileva quanto segue:

a) per ciascuna malattia, sul totale dei ricoverati al 1° maggio 1944, le più basse frequenze di dimessi si riscontrano per la tubercolosi (1,4 %), deperimento organico (22,2 %) e pleurite (33,5 %): ciò è da porsi in relazione, come già rilevato, al fatto che il ricovero per tali malattie ebbe concreto sviluppo posteriormente al ricovero per altre malattie, quali la infezione gonococcica, la sifilide, la malaria, ecc., per le quali ultime alla data considerata si hanno, infatti, le più alte frequenze di dimessi;

b) la più alta frequenza dei decessi si riscontra nei ricoverati per tubercolosi (21,0 %); nulla, al contrario, risulta la letalità dei ricoverati per infezione gonococcica e per interventi chirurgici;

c) per ciascuna malattia le frequenze più elevate dei dimessi si riscontrano nei ricoverati di 20-23 anni e di 24-27 anni, ad eccezione dei rico-

(1) Per tali metodi di eliminazione, cfr.: A. NICEFORO, *Il metodo statistico*, Messina, Principato edit., (s. d.).

Prosp. 11. — SITUAZIONE NUMERICA DEGLI AMMALATI AL 1° MAGGIO 1944
(cifre relative)

MALATTIE	Classi di età in anni compiuti																Complesso			
	20 — 23				24 — 27				28 — 31				32 — ∞							
	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati	dimessi	in cura	morti	totale ricoverati
Tubercolosi	1,4	75,1	23,5	100,0	2,0	72,5	25,5	100,0	—	81,3	18,7	100,0	2,3	85,9	11,8	100,0	1,4	77,6	21,0	100,0
Pleurite	40,6	54,2	5,2	100,0	56,4	41,8	1,8	100,0	43,3	48,6	8,1	100,0	15,2	84,0	0,8	100,0	33,5	63,3	3,2	100,0
Malaria	71,4	28,3	0,3	100,0	81,2	18,8	—	100,0	77,6	21,8	0,6	100,0	15,7	84,1	0,2	100,0	51,4	48,3	0,3	100,0
Sifilide	94,6	5,4	—	100,0	81,5	18,5	—	100,0	72,5	27,5	—	100,0	34,1	64,8	1,1	100,0	66,5	33,1	0,4	100,0
Infezione gonococcica	100,0	—	—	100,0	100,0	—	—	100,0	100,0	—	—	100,0	100,0	—	—	100,0	100,0	—	—	100,0
Deperimento organico	43,0	55,7	1,3	100,0	35,0	62,5	2,5	100,0	46,2	51,3	2,5	100,0	5,9	94,1	—	100,0	22,2	76,9	0,9	100,0
Malattie del cuore	72,7	27,3	—	100,0	66,7	33,3	—	100,0	58,3	33,3	8,4	100,0	14,7	79,4	5,9	100,0	43,2	52,7	4,1	100,0
Malattie infettive e parassitarie (a)	62,3	36,1	1,6	100,0	67,4	32,6	—	100,0	50,0	50,0	—	100,0	31,9	63,8	4,3	100,0	53,4	45,0	1,6	100,0
Interventi chirurgici	75,2	24,8	—	100,0	74,2	25,8	—	100,0	79,5	20,5	—	100,0	10,6	89,4	—	100,0	39,5	60,5	—	100,0
Altre malattie	73,4	25,5	1,1	100,0	78,2	19,0	1,8	100,0	69,2	28,7	2,1	100,0	18,1	81,5	0,4	100,0	44,4	54,6	1,0	100,0
Complesso	59,9	36,0	4,1	100,0	69,1	27,9	3,0	100,0	64,0	32,9	3,1	100,0	15,5	83,7	0,8	100,0	42,7	54,9	2,4	100,0

(a) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

verati affetti da deperimento organico e di quelli sottoposti ad interventi chirurgici per i quali i massimi nelle frequenze dei dimessi si hanno per l'età 28-31 anni; al contrario, per qualsiasi malattia, le minime frequenze di dimessi si riscontrano nei ricoverati di 32 anni e più;

d) per il complesso delle malattie la frequenza dei morti sul totale dei ricoverati è massima per i ricoverati di 20-23 anni, minima per quelli di 32 anni e più;

e) i ricoverati in cura al 1° maggio 1944 sul totale dei ricoverati fino a tale data, risultano all'incirca 1/3 per i prigionieri in età da 20 a 23 anni e da 28 a 31 anni, tale aliquota si riduce a poco più di 1/4 per i prigionieri in età da 24 a 27 anni, mentre sale ad oltre i 4/5 per quelli di 32 anni e più.

I dimessi a tutto il 1° maggio 1944 classificati secondo la durata di degenza, la malattia avuta e la destinazione al lavoro risultano dal prospetto 12; dai dati in esso indicati si rileva che in corrispondenza di ciascuna malattia il numero dei dimessi aumenta con la durata di degenza, ad eccezione dei ricoverati a causa di infezione gonococcica i cui dimessi raggiungono il massimo per la durata di degenza da 31 a 60 giorni. Sul totale dei dimessi, il 6,2 % ha usufruito di una degenza non superiore a 15 giorni, per l'11,3 % la degenza è stata di 16-30 giorni, per il 34,2 % di 31-60 giorni, per il 48,3% del totale dei dimessi la degenza è stata di oltre 60 giorni.

In base ai dati originari utilizzati per la compilazione del prospetto 12 si sono calcolate per i dimessi, distinti secondo le malattie avute, le durate medie di degenza in giorni e decimi di giorni:

Malattie	Degenza (giorni)	Malattie	Degenza (giorni)
Tubercolosi	61,7	Deperimento organico	58,9
Pleurite	64,0	Malattie del cuore	59,3
Malaria	56,8	Malattie infettive e parassitarie (1)	55,5
Sifilide	64,6	Interventi chirurgici	57,3
Infezione gonococcica	46,3	Altre malattie	54,6
		Complesso	56,9

Le durate indicate presentano una variabilità relativa, calcolata secondo lo scostamento semplice medio, pari al 6,7 %; tale variabilità nel caso in esame è da ritenersi relativamente bassa in considerazione della grande eterogeneità delle malattie: ciò farebbe supporre che le durate di degenza in esame non darebbero esatta misura delle durate necessarie per la guarigione clinica dei soggetti ammalati. Tale supposizione potrebbe essere avvalorata da quanto già posto in evidenza circa le direttive seguite dalle autorità tedesche per cui condizione necessaria per dimettere gli ammalati non era la completa guarigione clinica del paziente, bensì erano suf-

(1) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

Prosp. 12. — DIMESSI AL 1° MAGGIO 1944 SECONDO LA DURATA DI DEGENZA, LA MALATTIA AVUTA E LA DESTINAZIONE AL LAVORO
(cifre assolute)

M A L A T T I E	Dimessi con degenza in giorni compiuti												Dimessi in complesso		
	fino a 15			da 16 a 30			da 31 a 60			da 61 a ∞			destinati a lavori		totale
	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	leggeri	pesanti	
	leggeri	pesanti		leggeri	pesanti		leggeri	pesanti		leggeri	pesanti				
Tubercolosi	—	—	—	1	—	1	—	2	2	—	4	4	1	6	7
Pleurite	—	1	1	8	1	9	14	17	31	17	47	64	39	66	05
Malaria	6	64	70	20	107	127	181	191	372	130	402	532	337	764	1.101
Sifilide	1	3	4	8	7	15	1	42	43	5	106	111	15	158	173
Infezione gonococcica	1	4	5	—	21	21	1	24	25	—	22	22	2	71	73
Deperimento organico	—	1	1	1	4	5	11	23	34	11	26	37	23	54	77
Malattie del cuore	—	—	—	3	3	6	3	6	9	5	12	17	11	21	32
Malattie infettive e parassitarie (a)	—	11	11	—	10	10	7	24	31	13	36	49	20	81	101
Interventi chirurgici	1	13	14	8	32	40	31	94	125	40	122	162	80	261	341
Altre malattie	9	51	60	6	61	67	46	196	242	48	245	293	109	553	662
Complesso	18	148	166	55	246	301	295	619	914	269	1.022	1.291	637	2.035	2.672

(a) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

Prosp. 13. -- DIMESSI AL 1° MAGGIO 1944 SECONDO LA DURATA DI DEGENZA, LA MALATTIA AVUTA E LA DESTINAZIONE AL LAVORO
(cifre relative)

M A L A T T I E	Dimessi con degenza in giorni compiuti												Dimessi in complesso		
	fino a 15			da 16 a 30			da 31 a 60			da 61 a 60			destinati a lavori		totale
	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	destinati a lavori		totale	leggeri	pesanti	
	leggeri	pesanti		leggeri	pesanti		leggeri	pesanti		leggeri	pesanti				
Tubercolosi	—	—	—	100,0	—	100,0	—	100,0	100,0	—	100,0	100,0	14,3	85,7	100,0
Pleurite	—	100,0	100,0	88,9	11,1	100,0	45,2	54,8	100,0	26,6	73,4	100,0	37,1	62,9	100,0
Malaria	8,6	91,4	100,0	15,7	84,3	100,0	48,7	51,3	100,0	24,4	75,6	100,0	30,6	69,4	100,0
Sifilide	25,0	75,0	100,0	53,3	46,7	100,0	2,3	97,7	100,0	4,5	95,5	100,0	8,7	91,3	100,0
Infezione gonococcica	20,0	80,0	100,0	—	100,0	100,0	4,0	96,0	100,0	—	100,0	100,0	2,7	97,3	100,0
Deperimento organico	—	100,0	100,0	20,0	80,0	100,0	32,4	67,6	100,0	29,7	70,3	100,0	29,9	70,1	100,0
Malattie del cuore	—	—	100,0	50,0	50,0	100,0	33,3	66,7	100,0	29,4	70,6	100,0	34,4	61,6	100,0
Malattie infettive e parassitarie (a)	—	100,0	100,0	—	100,0	100,0	22,6	77,4	100,0	26,5	73,5	100,0	19,8	80,2	100,0
Interventi chirurgici	7,1	92,9	100,0	20,0	80,0	100,0	24,8	75,2	100,0	24,7	75,3	100,0	23,5	76,5	100,0
Altre malattie	15,0	85,0	100,0	9,0	91,0	100,0	19,0	81,0	100,0	16,4	83,6	100,0	16,5	83,5	100,0
Complesso	10,8	89,2	100,0	18,3	81,7	100,0	32,3	67,7	100,0	20,8	79,2	100,0	23,8	76,2	100,0

(a) Escluse la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

ficienti le continue e urgenti richieste di lavoratori per alimentare gli stabilimenti e le officine di guerra.

La durata minima di degenza si riscontra nei dimessi già ammalati per infezione gonococcica: alla data del 1° maggio 1944 tali ammalati, infatti, erano stati tutti dimessi e per la quasi totalità destinati ai lavori pesanti; le durate massime di degenza si riscontrano nei dimessi già ammalati per sifilide, pleurite e tubercolosi: ciò in relazione, anche, ai cicli curativi particolarmente lunghi di tali malattie.

Posto uguale a 100,0 i dimessi distinti secondo la malattia avuta e la durata di degenza, si sono calcolate nel prospetto 13 le percentuali di dimessi a seconda che furono destinati ai lavori leggeri o pesanti.

I dimessi destinati ai lavori pesanti sono da considerarsi particolarmente numerosi in specie se si tiene conto che i prigionieri in esame erano, in genere, convalescenti da gravi malattie; nei dimessi in complesso infatti l'aliquota di prigionieri destinati ai lavori pesanti supera i $\frac{3}{4}$ del totale. Se si esaminano i dimessi a seconda delle malattie avute, si nota che la percentuale dei dimessi destinati ai lavori pesanti è soggetta a forti oscillazioni: da un massimo pari a 97,3 % per gli affetti da infezione gonococcica tale percentuale scende ad un minimo di 61,6 % per gli ammalati di cuore, particolarmente elevata ancora è tale percentuale nel caso della sifilide; scarso significato è da attribuirsi, invece, alle percentuali riguardanti i tubercolotici, a causa del limitato numero di osservazioni. Relativamente bassa, in raffronto alle altre malattie, è la percentuale dei malarici destinati a lavori pesanti: ciò è da attribuirsi alle condizioni fisiche particolarmente precarie dei malarici il cui organismo, perchè abbisognevole di sostanziosa nutrizione, risentiva in forte misura delle deficienze alimentari della prigionia. Esaminando infine la destinazione al lavoro in relazione alle singole malattie e alla durata di degenza si constata che, ad eccezione dei ricoverati per sifilide e malattie del cuore, le più elevate percentuali dei dimessi destinati ai lavori pesanti si riscontrano per le brevi degenze (fino a 15 giorni e da 16 a 30 giorni): tale circostanza potrebbe essere in relazione alle forme, in genere più lievi, delle malattie sofferte dai dimessi ricoverati per breve durata.

L'età media (in anni e decimi di anno) dei ricoverati in complesso fino al 1° maggio 1944 risulta di anni 27,9: essa oscilla da un minimo di anni 25,5 per i tubercolotici ad un massimo di anni 29,0 per i ricoverati dei reparti chirurgici; relativamente basse sono le età medie dei ricoverati per infezione gonococcica, per le malattie infettive e parassitarie e per pleurite (cfr. il grafico n. 3). Quanto ora accennato porrebbe in evidenza come l'insorgere della infezione tubercolare colpisse in particolar modo i giovani; la bassa età media dei ricoverati per infezione gonococcica è da porsi in relazione alla natura di tale malattia che, come in precedenza detto, era stata contratta antecedentemente alla prigionia nelle zone di occupazione; la giovane età dei ricoverati per pleurite attesterebbe che anche tale ma-

lattia, similmente all'infezione tubercolare, presentava una certa attrazione per i giovani in raffronto agli anziani (1); del resto non v'è taciuto che le forme pleuriche hanno dimostrato durante la prigionia una elevata riveribilità nelle forme tubercolari: nei degenti in età da 20 a 27 anni affetti da pleurite e ricoverati nei primi otto mesi del 1944 è risultato infatti, in base a particolare indagine, che per il 78 % si sono avuti esiti tubercolari.

Prosp. 14. — ETÀ MEDIA IN ANNI E DECIMI DI ANNO DEI RICOVERATI FINO AL 1° MAGGIO 1944

M A L A T T I E	Morti	Dimessi	In cura	Ricoverati in complesso
Tubercolosi	24,5	25,9	25,7	25,5
Infezione gonococcica	—	25,8	—	25,8
Malattie infettive e parassitarie (a)	28,3	25,8	27,9	26,7
Pleurite	25,2	25,6	28,1	27,2
Malaria	27,7	25,7	29,7	27,7
Sifilide	32,0	26,5	30,4	27,8
Malattie del cuore	31,0	25,4	29,9	28,0
Deperimento organico	25,7	25,6	29,4	28,5
Altre malattie	26,6	26,5	30,6	28,7
Interventi chirurgici	—	26,2	30,8	29,0
Totale	25,2	26,0	29,5	27,9

(a) Esclusa la tubercolosi, sifilide e infezione gonococcica.

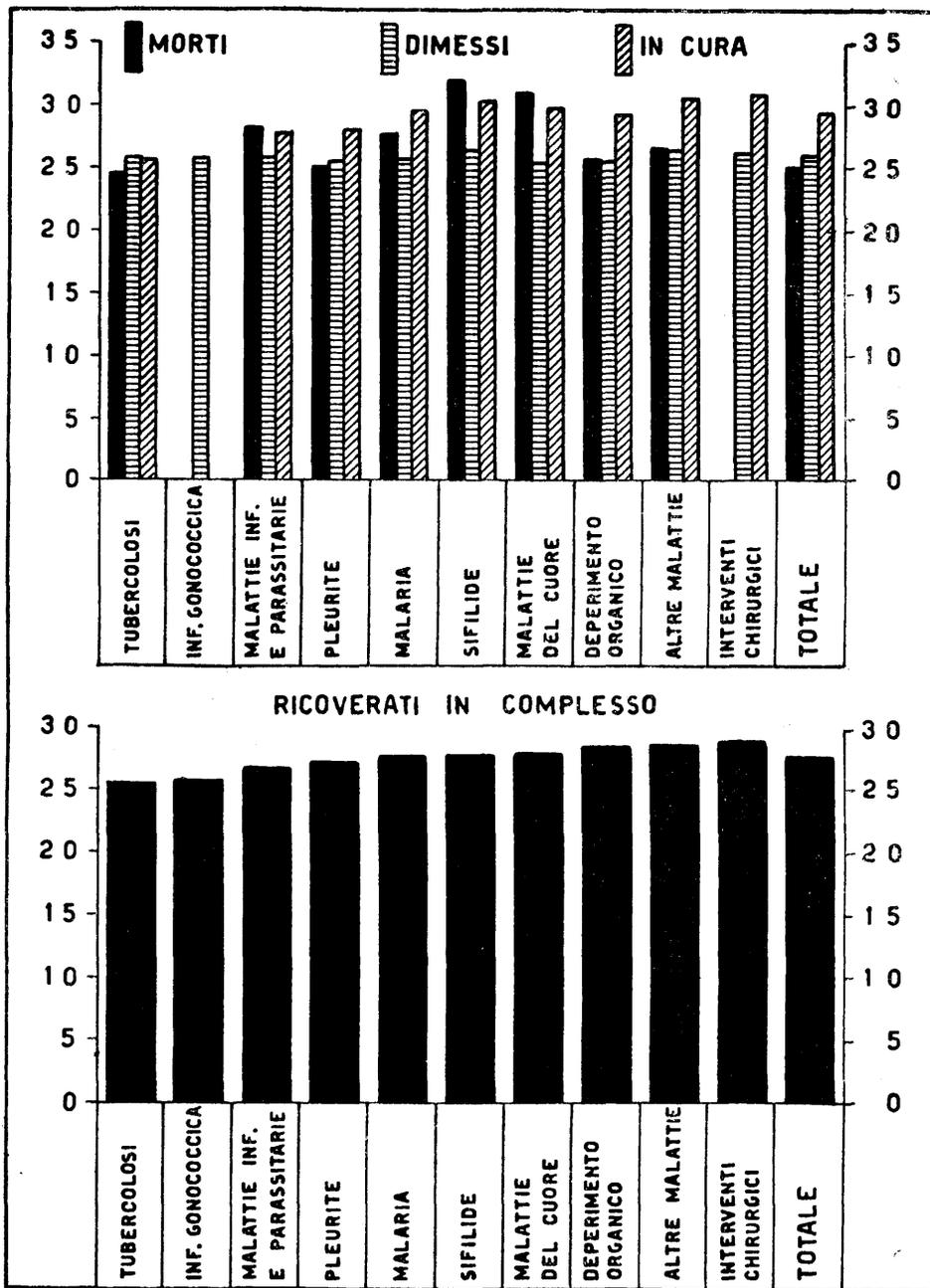
(1) I degenti per tubercolosi e pleurite in raffronto ai rimanenti ammalati, alla data sotto indicata, si distribuivano nelle singole classi di età secondo le seguenti cifre percentuali:

C L A S S I D I E T À (anni compiuti)	D e g e n t i a l 1° m a g g i o 1944			
	tubercolotici	pleuritici	altri ammalati	totale
20 — 23	29,4	9,1	61,5	100,0
24 — 27	25,3	7,8	66,9	100,0
28 — 31	25,1	6,1	68,8	100,0
32 — ∞	3,1	4,6	92,3	100,0
Complesso	11,3	5,7	83,0	100,0

Dai dati indicati risulta che le frequenze relative sia dei tubercolotici, sia dei pleuritici sul totale degli ammalati vanno rigorosamente decrescendo con l'aumentare dell'età; al contrario, le frequenze relative degli « altri ammalati », da un minimo pari al 61,5 % nell'età da 20 a 23 anni, aumentano, sino a raggiungere il 92,3 % del totale degli ammalati nelle età da 32 anni in poi. I tubercolotici e pleuritici nel mentre rappresentano il 38,5% del totale dei degenti nella classe di età dai 20 ai 23 anni, si riducono solo al 7,7 % del totale allorchè si passa nelle età da 32 anni in poi.

GRAF. 3. — Età media dei prigionieri ricoverati.

(in anni e decimi di anno)



Dalle cifre indicate nel prospetto 14 risulta inoltre :

1) per ciascuna malattia, ad eccezione dei tubercolotici, l'età media dei dimessi è inferiore all'età media dei degenti ;

2) l'età media dei morti è particolarmente bassa nei tubercolotici e pleuritici talchè per tali due malattie la predetta età risulta inferiore a quella corrispondente dei dimessi ;

3) particolarmente elevate sono le età medie dei morti per sifilide e malattie del cuore ;

4) per il totale delle malattie l'età media dei morti è inferiore a quella dei dimessi e dei degenti : ciò è da porsi in relazione però all'elevata percentuale dei morti per tubercolosi (72 % del totale) la cui età, come già posto in evidenza, risulta particolarmente bassa ;

5) la variabilità relativa delle età medie secondo le malattie, calcolata in base allo scostamento semplice medio, risulta pari al 7,7% per i morti, al 4,6% per i degenti, all'1,2% per i dimessi e al 3,5% per il complesso dei ricoverati.

Da quanto ora si è esposto in sintesi si dedurrebbe, a conferma dell'analisi svolta nelle precedenti pagine che, malgrado i giovani si dimostrassero più che gli anziani maggiormente vulnerabili ai disagi della prigionia, essi erano particolarmente colpiti dalla rigidità delle direttive tedesche intese a ritrarre da essi la massima utilizzazione nei lavori bellici : la bassissima variabilità dell'età media dei dimessi (1,2 %) secondo le malattie avute, che risulta solo il 26 % delle variabilità delle età medie dei degenti secondo la stessa modalità, è indice numerico che attesta, in forma concreta, come il criterio seguito nella selezione, ai fini di lavoro, delle giovani energie non fosse quello obiettivo basato sulle condizioni fisiche dei degenti.

6. — Analisi intorno ad alcuni caratteri fisici dei prigionieri tubercolotici

I prigionieri colpiti da tubercolosi (1) meritano una particolare analisi in quanto costituiscono quella categoria di prigionieri che più degli altri furono sottoposti a privazioni e a gravosi lavori : dal chè l'insorgere dell'infezione tubercolare. Moltissimi di tali prigionieri morirono nei campi di lavoro e per essi non fu possibile procedere ad alcuna rilevazione statistica ; molti altri, i più fortunati, furono ricoverati : per questi si è proceduto ad

(1) Secondo l'elenco nosologico delle cause di morte stabilito nella IV Conferenza Internazionale, la tubercolosi viene opportunamente classificata secondo le sue varie forme e sedi (vedi i numeri da 23 a 32 dell'elenco citato) : non si è ritenuto necessario per i prigionieri tubercolotici dar luogo ad alcuna distinzione delle forme tubercolari in quanto il 99,2 % di essi erano affetti da tubercolosi dell'apparato respiratorio : pertanto, la dizione « tubercolosi » adottata nel testo vuol riferirsi sempre alla forma tubercolare *localizzata nell'apparato respiratorio*. Cfr. in proposito : ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA, *Nomenclatura nosologica per la Statistica delle cause di morte e dizionario delle malattie*, Tipografia Failli, Roma, 1946.

Prosp. 15. — TUBERCOLOTTICI IN CURA SECONDO L'ETÀ E LA DURATA DI DEGENZA

D E G E N Z A (giorni compiuti)	Provenienza (a)	Classi di età in anni compiuti												Complesso		
		20 — 23			24 — 27			28 — 31			32 — ∞			rico- verati (n)	Peso medio effettivo (kg.)	statura media (cm)
		rico- verati (n)	peso medio effettivo (kg.)	statura media (cm)	rico- verati (n)	peso medio effettivo (kg.)	statura media (cm)	rico- verati (n)	peso medio effettivo (kg.)	statura media (cm)	rico- verati (n)	peso medio effettivo (kg.)	statura media (cm)			
fino a 15	A	5	47	170	1	48	152	1	54	166	1	53	159	8	43	166
	B	21	52	168	4	49	169	6	57	170	12	54	168	43	53	168
	C	26	51	168	5	49	166	7	56	170	13	54	167	51	52	168
16 — 30	A	10	51	167	1	51	166	6	54	173	2	55	164	19	52	169
	B	15	51	169	9	56	170	5	56	172	7	55	171	36	54	170
	C	25	51	169	10	55	169	11	55	173	9	55	169	55	53	170
31 — 60	A	15	51	166	5	49	170	6	51	170	7	53	167	33	51	168
	B	4	49	166	1	53	168	—	—	—	2	69	174	7	55	169
	C	19	50	166	6	50	170	6	51	170	9	57	169	40	52	168
61 — ∞	A	28	50	166	16	53	170	13	52	168	13	53	166	70	52	168
	B	68	54	169	37	56	169	37	56	169	29	56	168	171	55	169
	C	96	53	168	53	55	169	50	55	169	42	55	167	241	54	169
Complesso	A	58	50	167	23	52	169	26	52	170	23	53	166	130	51	168
	B	108	53	169	51	55	169	48	56	169	50	56	169	257	54	169
	C	166	52	168	74	55	169	74	55	169	73	55	168	387	53	169

(a) A: campi di lavoro; B: altre provenienze; C: totale.

apposite rilevazioni ai fini di porre in evidenza alcuni principali caratteri fisici che indirettamente sono da considerarsi indici delle precarie condizioni dell'organismo dei predetti ammalati. Inoltre i rapporti antropometrici che in seguito si colcoleranno per i morti per tubercolosi, e che si riferiscono a misure eseguite alla vigilia del decesso o a morte avvenuta, daranno idea dei limiti massimi di resistenza offerti dall'organismo all'avanzare del morbo (1).

Nel prospetto 15 sono riportati, distintamente per durata di degenza e classi di età, il peso e la statura media dei prigionieri tubercolotici *in cura*: per ciascun gruppo così costituito si è indicata la provenienza all'atto del ricovero ai fini di individuare coloro che provenivano direttamente dai grandi stabilimenti bellici e dalle miniere (campi di lavoro) ritenuti con ragione i luoghi ove più gravose erano le condizioni di lavoro.

Le cifre indicate nel prospetto 15 sono già di per sè stesse particolarmente espressive così da ritenere superfluo un ulteriore commento analitico: in linea generale esse dimostrano che il peso corporeo aumenta con l'età e con la durata di degenza; inoltre, a parità delle due modalità ora citate, esso è inferiore nei ricoverati provenienti direttamente dai campi di lavoro rispetto agli altri ricoverati. Quanto ora si accenna è influenzato, però, dalla statura media cui il peso corporeo si riferisce; all'uopo di giungere a constatazioni concrete circa le condizioni fisiche dei tubercolotici si è ritenuto opportuno, perciò, procedere ad alcune elaborazioni sulla base dei dati indicati nel prospetto 15. Assunte quali variabili determinanti l'età e la statura, vien fatto di domandarsi quale sarebbe stato in condizioni normali il peso corporeo dei prigionieri tubercolotici al quale raffrontare, per aver cognizione di misura, quello effettivo.

In base alle relazioni fra peso e statura suggerite dal BROCA e variate dal BRUGSCH, ed assumendo quale ulteriore invariante l'età, si sono calcolati i pesi corporei che avrebbero dovuto caratterizzare in condizioni di normalità i prigionieri ammalati (2): essi risultano indicati nel prospetto 16.

(1) Per trattazioni statistiche sulla tubercolosi, cfr.: A. NICEFORO, *Le statistiche della mortalità per tubercolosi; formazione, progressi e conclusioni*, nell'Opera: « La tubercolosi », Direzione Generale della Sanità pubblica, Roma, 1929; e, ancora dello stesso A.: *Le « leggi statistiche » della mortalità per tubercolosi*, nel « Trattato della tubercolosi », Vallardi, Milano, 1930.

(2) Circa le misure cui si accenna, cfr.: DR. PR. KUND SCHER, *Il rapporto fra antropometria e resistenza vitale*, l'Assistenza sanitaria, n. 5, ottobre 1939; I. ROMANELLI, *Le cause di morte in relazione alla statura*, Atti del Congr. Int. degli studi sulla popolazione, Roma, 1931; ROMANELLI e TORO, *Il peso in rapporto alla statura nelle età adulte*, l'Assistenza sanitaria, n. 2, 1933. Per le fonti metodologiche sull'argomento cfr.: A. BERTILLON, *Instruction signalétiques pour l'identification anthropométrique*, Melun, Imprimerie administrative, 1879; M. BOLDRINI, *Biometria e antropometria*, Trattato Elementare di statistica, Giuffrè, Milano; e, dello stesso A., *Sviluppo corporeo e predisposizioni morbose*, Vita e Pensiero, Milano 1925; *La mortalità secondo la statura nell'uomo e nella donna*, Rassegna di

Prosp. 16. — PESI MEDI EFFETTIVI E PESI MEDI NORMALI (IN KG.) DEI TUBERCOLOTICI IN CURA SECONDO L'ETÀ, LA DURATA DI DEGENZA E LA PROVENIENZA

DEGENZA (giorni compiuti)	Prove- nienza (a)	Classi di età in anni compiuti												Complesso		
		20 — 23			24 — 27			28 — 31			32 — ∞			pesi medi effettivi	pesi medi normali	col. 1 col. 2
		pesi medi effettivi	pesi medi normali	col. 1 col. 2	pesi medi effettivi	pesi medi normali	col. 1 col. 2	pesi medi effettivi	pesi medi normali	col. 1 col. 2	pesi medi effettivi	pesi medi normali	col. 1 col. 2			
		1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
fino a 15	A	47	65	72,3	48	52	92,3	54	61	88,5	53	59	89,8	49	61	80,3
	B	52	63	82,5	49	64	76,6	57	65	87,7	54	63	85,7	53	63	84,1
	C	51	63	81,0	49	61	80,3	56	65	86,2	54	62	87,1	52	63	82,5
16 — 30	A	51	62	82,3	51	61	83,6	54	68	79,4	55	64	85,9	52	64	81,2
	B	51	64	79,7	56	65	86,2	56	67	83,6	55	66	83,3	54	65	83,1
	C	51	64	79,7	55	64	85,9	55	68	80,9	55	64	85,9	53	65	81,5
31 — 60	A	51	61	83,6	49	65	75,4	51	65	78,5	53	62	85,5	51	63	81,0
	B	49	61	80,3	53	63	84,1	—	—	—	69	69	100,0	55	64	85,9
	C	50	61	82,0	50	65	76,9	51	65	78,5	57	64	89,1	52	63	82,5
61 — ∞	A	50	61	82,0	53	65	81,5	52	64	81,2	53	61	86,9	52	63	82,5
	B	54	64	84,4	56	64	87,5	56	64	87,5	56	63	88,9	55	64	85,9
	C	53	63	84,1	55	64	85,9	55	64	85,9	55	62	88,7	54	64	84,4
Complesso	A	50	62	80,6	52	64	81,2	52	65	80,0	53	61	86,9	51	63	81,0
	B	53	64	82,8	55	64	85,9	56	64	87,5	56	64	87,5	54	64	84,4
	C	52	63	82,5	54	64	84,4	55	64	85,9	55	63	87,3	53	64	82,8

(a) A: campi di lavoro; B: altre provenienze; C: totale.

Dai dati sopra indicati si rileva che i pesi medi effettivi sono sempre notevolmente inferiori a quelli ritenuti normali in base alla statura ed all'età dei soggetti; le perdite di peso sono più sensibili per i ricoverati in età fino a 31 anni rispetto a quelli in età da 32 anni e più; la massima perdita di peso corporeo si riscontra per i ricoverati di 20-23 anni provenienti direttamente dai campi di lavoro e caratterizzati dalla più breve durata di degenza (fino a 15 g.). Per il complesso delle degenze le perdite di peso, per qualsiasi gruppo di età, sono sempre maggiori nei ricoverati pro-

studi sessuali, II, 1922; *Antropometria*, Trattato Italiano di Igiene, U.T.E.T., Torino, 1930; L. CASTALDI, *Accrescimento corporeo e resistenza vitale*, Niccolai, Firenze 1928; R. LIVI, *Antropometria militare*, Roma, 1896, 1898, 1905; N. PENDE, *La debolezza di costituzione*, Libreria di scienze e lettere, Roma, 1922; A. NICEFORO, *Antropologia delle classi povere*, Milano, 1908-10; *La misura della vita*, Bocca, Torino, 1919; A. NICEFORO et E. PITTARD, *Considération sur les rapports présumés entre le cancer et la race d'après l'étude des statistiques anthropologiques et médicales de quelques pays d'Europe*, Société des Nations, Genève, 1919; G. VIOLA, *La tecnica antropometrica a scopo clinico*, Collezione dei Lavori della Clinica Medica generale di Padova, U. Hoepli, 1905.

venienti direttamente dai campi di lavoro rispetto agli altri ricoverati, inoltre tali perdite vanno attenuandosi allorchè si sale lungo la scala delle età dei degenti. Per le brevi durate di degenza non sempre le riduzioni di peso dei ricoverati provenienti direttamente dai campi di lavoro sono superiori a quelle degli altri ricoverati: ciò è da attribuirsi al fatto che nei ricoverati giunti « da altre provenienze » erano spesso compresi prigionieri provenienti egualmente dai campi di lavoro, ma che prima del ricovero avevano sostato per brevissimo tempo in ospedali tedeschi; tali prigionieri particolarmente denutriti concorrono ad elevare la perdita di peso dei ricoverati giunti da « altre provenienze ». Le perdite di peso corporeo dei ricoverati per tubercolosi oscillano da un massimo di 27,7 % ad un minimo di 10,2 %: solo in un caso il peso corporeo effettivo coincide con quello normale. Esaminando la successione dei rapporti fra peso medio effettivo e normale in funzione della durata di degenza, non può dirsi che con l'aumentare di tale durata le condizioni fisiche dei ricoverati andassero migliorando in misura concreta: già in precedenza si è posto in evidenza, infatti, come la scarsità della razione alimentare dei ricoverati per tubercolosi era tale da non poter promettere alcun miglioramento degli organismi ammalati (1).

Altro indice utile per porre in evidenza lo stato di nutrizione dell'organismo è il rapporto del PIRQUET ottenuto dal quoziente fra la radice cubica del decuplo del peso espresso in kg. e altezza seduta espressa in cm. (2), il tutto riferito a 100: esso misura lo stato di nutrizione dell'indi-

(1) Se si utilizzano i pesi corporei effettivi per il calcolo dell'*indice ponderale*

ottenuto mediante la formula:
$$\frac{100 \sqrt[3]{\text{peso effettivo}}}{\text{statura}}$$
 in cui il peso si suppone espresso in grammi e la statura in cm., si ottengono i seguenti valori:

Classi di età (anni compiuti)	Indice ponderale dei prigionieri:		
	provenienti da campi di lavoro	altre provenienze	in complesso
20 — 23	22,1	22,2	22,2
24 — 27	22,1	22,5	22,4
28 — 31	21,9	22,6	22,5
32 — ∞	22,6	22,6	22,6
	Complesso 22,1	22,4	22,2

Gli indici ora indicati confermano come le condizioni fisiche dei tubercolotici in cura erano particolarmente precarie nei giovani rispetto agli anziani, in quelli provenienti direttamente dai campi di lavoro rispetto agli altri ricoverati; in condizioni di normalità di peso l'indice ponderale avrebbe dovuto oscillare intorno al valore di 23,7. Circa il significato costruttivo di detto indice, cfr.: R. LIVI, *Antropometria*, U. Hoepli Ed., Milano, 1900.

(2) Tale indice può essere, quindi, espresso dalla seguente formula:

$$\frac{\sqrt[3]{10 \cdot \text{peso}}}{\text{altezza seduta}} \cdot 100.$$
 Per una rassegna di tali misure vedasi, oltre alle opere già citate; A. NICEFORO, *Brevilineo o longilineo?* « Giustizia Penale », Anno XLIV, 1938 (IV della 5ª serie), Fasc. IX; A. NICEFORO e D. VAMPA, *Sport: Gli uomini e le macchine. Studio biometrico dello sport e degli sportivi*, Foro Ital., Roma, 1937.

viduo, e precisamente allorchè risulta pari a 100 indica nutrizione normale, sotto 100 nutrizione scadente, con 105 e più stato di nutrizione supernormale. Per i prigionieri tubercolotici l'indice di cui si fa cenno risulta dai seguenti valori :

Prosp. 17. — TUBERCOLOTICI IN CURA SECONDO L'ETÀ, LA PROVENIENZA E LA DURATA DI DEGENZA

D E G E N Z A (giorni compiuti)	Provenienza	Rapporto del Pirquet $\left(\frac{\sqrt[3]{10 \cdot \text{peso}}}{\text{altezza seduto}} \cdot 100 \right)$				totale
		classi di età in anni compiuti				
		20 — 23	24 — 27	28 — 31	32 — ∞	
fino a 15	campi di lavoro	88,1	88,6	92,2	91,7	89,3
	altre provenienze	91,1	89,1	93,8	92,2	91,6
	Totale	90,5	89,0	93,2	92,2	91,1
16 — 30	campi di lavoro	90,4	90,6	92,3	92,9	91,1
	altre provenienze	90,6	93,3	93,3	92,7	92,2
	Totale	90,5	93,0	92,9	92,8	91,7
31 — 60	campi di lavoro	90,7	89,2	90,4	91,5	90,5
	altre provenienze	89,5	91,5	—	100,0	92,9
	Totale	90,1	89,8	90,4	93,8	91,1
61 — ∞	campi di lavoro	90,0	91,4	91,2	91,8	91,1
	altre provenienze	92,3	93,3	93,5	93,2	92,8
	Totale	91,8	92,7	92,9	92,8	92,2
Complesso	campi di lavoro	90,0	90,9	91,2	91,7	90,5
	altre provenienze	91,8	92,8	93,5	93,2	92,2
	Totale	91,2	92,1	92,9	92,7	91,7

Ad eccezione di un solo caso l'indice staziona a livello notevolmente inferiore a 100 ponendo in tal modo in evidenza lo stato di denutrizione dell'organismo dei degenti; esso, a parità di età e durata di degenza, è generalmente inferiore nei ricoverati in cura provenienti direttamente dai campi di lavoro rispetto agli altri degenti; a parità di degenza e provenienza tende, sia pure con qualche eccezione, ad essere maggiore nei ricoverati in cura di età anziana rispetto a quelli di età giovanile; infine, non può dirsi che l'indice dimostri alcuna tendenza ad aumento o a diminuzione allorchè si passa dalle brevi durate di degenza a quelle successivamente più lunghe. I valori minimi dell'indice si hanno per i degenti provenienti direttamente dai campi di lavoro e in età da 20 a 27 anni, i valori massimi si riscontrano nei degenti in età da 32 anni in poi, giunti da « altre provenienze ».

Quanto ora si è constatato confermerebbe che le condizioni fisiche dei tubercolotici erano particolarmente precarie nei giovani e in specie in quelli provenienti direttamente dai campi di lavoro. Del resto quanto si riscontra in tale ultima categoria di degenti per tubercolosi, rientra nei caratteri generali dei degenti provenienti dai campi di lavoro considerati nel loro complesso (tubercolotici e altri ammalati); tale categoria, infatti, era quella in cui, indipendentemente dall'età, si riscontravano con maggior frequenza le forme patologiche più gravi (tubercolosi, pleuriti, edemi, deperimento organico) che contribuivano in maggior misura al contingente dei morti. Nei ricoverati fino al 1° maggio 1944 la ripartizione dei casi patologici ritenuti particolarmente gravi nelle due categorie di ricoverati cui si fa riferimento, risultano dalle seguenti cifre relative:

Ricoverati a tutto il 1° maggio 1944	Tubercolosi, pleuriti, edemi, deperimenti organici	Altre malattie	In complesso
Provenienti dai campi di lavoro	38,8	61,2	100,0
Altre provenienze	26,2	73,8	100,0
Totale	28,3	71,7	100,0

esse attestano come i gravi disagi cui andavano incontro i prigionieri nei campi di lavoro erano causa di più frequenti casi morbosi da ritenersi particolarmente gravi.

L'analisi fino adesso svolta ha fatto riferimento ai tubercolotici in cura alla data del 1° maggio 1944; si esamineranno ora alcuni caratteri fisici dei morti per la stessa malattia. Si osserva in proposito che per il caso specifico dei morti è stato possibile a suo tempo estendere la rilevazione fino al 1° novembre 1944: gli ulteriori casi che in tal modo si sono rilevati si ritiene diano significato più estensivo alle constatazioni che si avrà occasione di formulare.

Nel prospetto 18 si riportano alcuni dati riguardanti i morti per tubercolosi a tutto il 1° novembre 1944 classificati secondo la durata di degenza e l'età all'atto del decesso. I morti in età giovanile (fino a 27 anni) rappresentano il 71 % del totale, mentre quelli in età da 28 a 31 anni e da 32 anni in poi rappresentano, rispettivamente, il 14% e il 15% del totale dei decessi: l'addensamento dei morti nelle età giovanili che le cifre ora indicate pongono in evidenza potrebbe porsi in relazione ad una maggior virulenza del morbo nei giovani rispetto agli anziani (1). I decessi avvenuti entro i primi 15 giorni di degenza incidono sul totale dei morti per una quota pari al 22 %, quelli avvenuti entro il primo mese dall'atto del ricovero ascendono al 40 % del totale: tali cifre, relativamente elevate, dimostrerebbero che il

(1) Alla stessa data cui si fa riferimento (1° novembre 1944) nel complesso dei ricoverati per tubercolosi quelli in età fino ai 27 anni rappresentavano il 61 % del totale: tale percentuale posta a raffronto con quella corrispondente dei morti (71 %) farebbe concludere che i morti venivano prelevati con maggior frequenza nei giovani rispetto agli anziani.

ricovero dei prigionieri affetti da tubercolosi avveniva solo allorchè il morbo era in stato avanzato così da compromettere quasi irrimediabilmente l'eventuale guarigione clinica del paziente; ciò per non distogliere energie attive dai campi di lavoro il cui prezzo veniva commisurato solo da una scarsa alimentazione. Le cifre riguardanti i pesi corporei e la statura indicate nel prospetto 18 dimostrano che il peso medio dei deceduti è notevolmente basso, specie se raffrontato con la corrispondente statura; in genere le più elevate perdite di peso si notano per i morti nei primi giorni di degenza.

Prosp. 18. — MORTI PER TUBERCOLOSI A TUTTO IL 1° NOVEMBRE 1944 SECONDO L'ETÀ E LA DURATA DI DEGENZA

DEGENZA (giorni compiuti)	Classi di età in anni compiuti												Complesso		
	20 — 23			24 — 27			28 — 31			32 — ∞					
	morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	statura media (cm.)	morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	statura media (cm.)	morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	statura media (cm.)	morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	statura media (cm.)	morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	statura media (cm.)
fino a 15	51	39	175	22	41	174	19	42	172	15	46	172	107	41	173
16 — 30	40	39	169	14	48	170	13	43	171	12	47	170	79	43	170
31 — 60	45	40	170	26	51	168	10	44	169	12	47	172	93	44	170
61 — ∞	96	43	172	40	48	172	26	48	170	34	44	170	196	45	171
Complesso	232	41	172	102	47	171	68	45	171	73	45	171	475	44	171
<i>di cui provenienti da campi di lavoro . . .</i>	<i>100</i>	<i>40</i>	<i>173</i>	<i>44</i>	<i>47</i>	<i>172</i>	<i>41</i>	<i>43</i>	<i>171</i>	<i>41</i>	<i>44</i>	<i>171</i>	<i>232</i>	<i>43</i>	<i>172</i>

Le cifre riguardanti tale categoria di ricoverati sono particolarmente espressive perchè pongono in evidenza quali erano le reali condizioni dell'organismo dei prigionieri tubercolotici all'atto del ricovero; a parità di statura, infine, il peso corporeo dei deceduti provenienti direttamente dai campi di lavoro risulta, per qualsiasi età, inferiore a quello dei deceduti in complesso.

Similmente a quanto è stato fatto per i tubercolotici in cura, anche per i morti a causa di detta malattia, si sono calcolati (prospetto 19) i pesi corporei che in base all'età e alla statura avrebbero dovuto caratterizzare i singoli individui in condizioni di normalità.

La perdita del peso è, in genere, di ordine notevolmente elevato: nei morti durante i primi 15 giorni di degenza in età fino a 27 anni il peso corporeo effettivo non raggiunge neanche il 60% di quello normale; a parità di durata di degenza la perdita del peso corporeo nei tubercolotici in età dai 20 ai 23 anni è generalmente superiore rispetto ai tubercolotici di età più anziana; a parità di età tale perdita non sempre diminuisce aumentando la durata di degenza; per il complesso delle età la riduzione di peso, da un massimo

Prosp. 19. — PESI MEDI EFFETTIVI E NORMALI (IN KG.) DEI MORTI PER TUBERCOLOSI SECONDO L'ETÀ E LA DURATA DI DEGENZA

C L A S S I D I E T À (anni compiuti)	Caratteri	Degenza in giorni compiuti				Complesso	
		fino a 15	16-30	31-60	61-∞	in totale	di cui proveni- enti da campi di lavoro
20 - 23	peso medio effettivo (a)	39	39	40	43	41	40
	peso medio normale (b)	65	64	65	67	67	68
	(a:b) × 100	60,0	60,9	61,5	64,2	61,2	58,8
24 - 27	peso medio effettivo (a)	41	48	51	48	47	47
	peso medio normale (b)	69	65	63	67	66	67
	(a:b) × 100	59,3	73,8	80,9	71,6	71,2	70,1
28 - 31	peso medio effettivo (a)	42	43	44	48	45	43
	peso medio normale (b)	67	66	64	65	66	66
	(a:b) × 100	62,7	65,2	68,7	73,8	68,2	65,2
32 - ∞	peso medio effettivo (a)	46	47	47	44	45	44
	peso medio normale (b)	67	65	67	65	65	66
	(a:b) × 100	68,7	72,3	70,1	67,7	68,2	66,7
Totale	peso medio effettivo (a)	41	43	44	45	44	43
	peso medio normale (b)	68	65	65	66	66	67
	(a:b) × 100	60,3	66,2	67,7	68,2	66,7	64,2

pari al 39,7% nei deceduti entro i primi 15 giorni di degenza, diminuisce al 31,8% nei morti con degenza superiore ai due mesi. Infine, dalle ultime due colonne del prospetto 19 si rileva che la perdita di peso è maggiore, a parità di età, nei morti provenienti direttamente dai campi di lavoro rispetto ai morti in totale.

Allo scopo di procedere ad ulteriori raffronti si riportano nel prospetto 20 i pesi corporei medi effettivi e normali e i rapporti di tali modalità, sia per i morti per tubercolosi, sia per i morti per il complesso delle altre malattie (1), sia per i tubercolotici in cura.

(1) Il numero dei morti per altre malattie nonché il peso medio effettivo e la statura media risultano dai seguenti dati:

Degenza (giorni compiuti)	Morti (n.)	Peso medio effettivo (Kg.)	Statura media (cm.)
fino a 15	16	48	167
16 - 30	3	48	166
31 - 60	12	49	168
61 - ∞	35	49	167
Complesso	66	49	167

Il 47% dei morti ora indicati proveniva direttamente dai campi di lavoro; il peso medio (Kg. 48) e la statura media (cm. 167) di tale contingente erano ri-

Prosp. 20. — PESI MEDI EFFETTIVI E NORMALI (IN KG.) DEI MORTI PER TUBERCOLOSI, PER ALTRE MALATTIE E DEI TUBERCOLOTTICI IN CURA

D E G E N Z A (giorni compiuti)	Morti per tubercolosi			Morti per altre malattie			Tubercolotici in cura		
	pesi medi effettivi	pesi medi normali	$\frac{a}{b} \cdot 100$	pesi medi effettivi	pesi medi normali	$\frac{a}{b} \cdot 100$	pesi medi effettivi	pesi medi normali	$\frac{a}{b} \cdot 100$
	a	b	c	a	b	c	a	b	c
fino a 15	41	68	60,3	48	62	77,4	52	63	82,5
16 — 30	43	65	66,2	48	61	78,7	53	65	81,5
31 — 60	44	65	67,7	49	63	77,8	52	63	82,5
61 — ∞	45	66	68,2	49	62	79,0	54	64	84,4
Complesso	44	66	66,7	49	62	78,8	53	64	82,8

Nei morti per altre malattie la perdita di peso, pur risultando notevolmente elevata, rimane contenuta entro limiti più modesti di quelli riscontrati nei morti per tubercolosi: nei primi la massima riduzione del peso corporeo (22,6 %) si nota in corrispondenza della più breve durata di degenza; al contrario, il minimo di tale riduzione (21,0 %) si ha per le durate di degenza superiore ai due mesi. La riduzione di peso nei tubercolotici in cura è da riguardarsi notevolmente inferiore a quella riscontrata sia nei morti per tubercolosi che nei morti per altre malattie. Con riferimento al complesso delle degenze, la perdita di peso risulta pari al 33,3 % nei morti per tubercolosi, al 21,2 %, nei morti per altre malattie, al 17,2 % nei tubercolotici in cura (1).

Ai fini di completare la succinta analisi ora svolta sulle condizioni dei prigionieri tubercolotici con alcune considerazioni di carattere antropometrico

spettivamente, inferiore ed eguale a quelli del complesso. I morti più sopra indicati classificati secondo la causa di morte danno luogo alla seguente distribuzione:

Causa di morte	Morti (n.)	Causa di morte	Morti (n.)
Pleurite	21	Malattie del cuore	4
Malattie intestinali	10	Polmonite	2
Edemi e discrasie	9	Malattie del fegato	2
Malaria	8	Altre malattie	10
		Totale	66

(1) L'indice ponderale calcolato, per i tubercolotici deceduti, in base ai pesi corporei (in grammi) e alla statura (in cm.) mediante la formula: $100 \cdot \frac{\text{peso effettivo}}{\text{statura}^3}$

risulta dalle cifre indicate nella seguente tabella ove, ai fini del raffronto, sono riportati anche i dati analoghi per i tubercolotici in cura.

si riportano, distintamente per classi di età, le stature medie dei morti per tubercolosi, dei degenti per la stessa malattia, nonchè le stature medie di un gruppo sufficientemente numeroso di prigionieri non ammalati (1) :

Prosp. 21. — STATURE MEDIE (CM.) DEI PRIGIONIERI NON AMMALATI E DEI PRIGIONIERI TUBERCOLOTICI

CLASSI DI ETÀ (anni compiuti)	Prigionieri non ammalati	Prigionieri tubercolotici	
		in cura	deceduti
20 — 23	166	168	172
24 — 27	166	169	171
28 — 31	165	169	171
32 — ∞	165	167	171
Complesso	166	169	171

Dal prospetto 21 si rileva che in ciascuna classe di età le stature medie dei prigionieri tubercolotici risultano più elevate di quelle dei prigionieri non ammalati; inoltre si nota che nei morti per tubercolosi la statura media

CLASSI DI ETÀ (anni compiuti)	Indice ponderale			
	tubercolotici deceduti		tubercolotici in cura	
	provenienti da campi di lavoro	in complesso	provenienti da campi di lavoro	in complesso
20 — 23	19,8	20,1	22,1	22,2
24 — 27	21,0	21,1	22,2	22,4
28 — 31	20,5	20,8	21,9	22,5
32 — ∞	20,6	20,8	22,6	22,6
Totale	20,3	20,6	22,1	22,2

Gli indici ora indicati confermano come le condizioni fisiche dei tubercolotici all'atto del decesso fossero particolarmente precarie in raffronto ai tubercolotici in periodo di degenza (in cura). Per i deceduti a causa di altre malattie l'indice staziona a livello più elevato (21,9) rispetto ai morti per tubercolosi (20,6); però, esso risulta inferiore a quello dei tubercolotici in cura (22,2). In condizioni di normalità l'indice ponderale avrebbe assunto il valore di 23,6 nei deceduti per tubercolosi e il valore di 23,7 nei deceduti a causa di altre malattie e nei tubercolotici in cura.

(1) La rilevazione della statura per i prigionieri non ammalati si riferisce a misurazioni eseguite in vari campi di concentramento su un complesso di circa 2800 unità.

è sempre superiore a quella dei tubercolotici in cura (1) : da ciò si dedurrebbe che, malgrado le privazioni e i disagi della prigionia fossero di carattere generale per tutti i prigionieri, quelli che di preferenza venivano colpiti dalla tubercolosi può dirsi erano caratterizzati da una statura relativamente alta (2). A causa di molteplici difficoltà non è stato possibile rilevare dati antropometrici idonei per individuare il tipo costituzionalistico (longilineo, normotipo, brevilineo) rappresentativo dei prigionieri tubercolotici ; tuttavia, sia pure con le dovute riserve, si potrebbe avanzare l'ipotesi che la massa dei prigionieri affetti da tubercolosi era in misura notevole costituita da longilinei (3). Degno di nota rimane inoltre il fatto già in precedenza rilevato circa una maggiore statura media dei morti per tubercolosi rispetto a quella dei tubercolotici degenti : la statura apparrebbe in questo caso quale uno dei fattori connessi alla selezione nei riguardi della tubercolosi non solo fra individui non ammalati e individui ammalati, ma anche fra gli stessi soggetti patologici nei riguardi della letalità del morbo.

7. — Alcuni caratteri dei prigionieri malarici

Per un numero limitato di malarici individuati con particolari accorgimenti nella massa dei degenti per tale malattia (1036), si è potuto rilevare oltre l'età, anche la statura e il peso corporeo (4) : sulla base di tale rilevazione

(1) Le stature medie cui si fa riferimento sono da riguardarsi significative ai fini del raffronto cui si accenna nel testo : gli errori probabili delle differenze fra le rispettive medie si mantengono, infatti, entro limiti modestissimi e, in ogni caso, sempre notevolmente inferiori agli scarti fra le medie. Cfr. : A. NICEFORO, *Il metodo statistico*, ecc., ed inoltre : L. GALVANI, *Introduzione matematica allo studio della statistica*, Trattato Elementare di statistica, Giuffrè, Milano, in cui si fa analisi e si osserva circa il significato da dare al calcolo degli errori probabili.

(2) Quanto si afferma troverebbe ulteriore conferma nel fatto che mentre la statura media dei prigionieri tubercolotici era di cm. 169 nei degenti e di cm. 171 nei deceduti, la statura media dei prigionieri malarici degenti e quella dei morti a causa di altre malattie (cm. 167) era notevolmente più bassa.

(3) Per approfondite ricerche sulla statura, nonchè per le applicazioni metodologiche ad essa connesse, cfr. : R. LIVI, *Sulla statura degli italiani*, Archivio italiano di Antropologia, 1883 ; *Antropometria*, U. Hoepli, Milano, 1900 ; A. NICEFORO, *Profilo di una statistica biologica*, Difesa sociale, Rivista di Igiene Previdenza ed Assistenza sociale, Roma, 1932, 1933, 1934, e dello stesso A. : *Forza e ricchezza*, Bocca, Torino, 1906 ; *La misura della vita*, Bocca, Torino, 1919 ; *Lezioni di demografia*, Napoli, 1924.

(4) Il numero dei malarici per i quali è stato possibile rilevare le modalità cui si accenna nel testo ammonta a 186 unità, cifra pari al 18 % del totale dei malarici degenti al 1° maggio 1944. Benchè tale numero sia di entità limitata in raffronto al totale dei malarici (1036) tuttavia si ritiene, a causa dei particolari accorgimenti adottati nella rilevazione, che le modalità rilevate per tale limitata aliquota di malarici siano, ad un dipresso, rappresentative dell'intera massa di malarici.

risulterebbe che il peso medio effettivo dei malarici non è soggetto ad alcuna sensibile variazione allorchè si passa dalle brevi alle lunghe durate di degenza; inoltre, al contrario di quanto si è riscontrato per i tubercolotici, il peso medio effettivo diminuisce (da kg. 53 a kg. 51) allorchè si passa dai malarici provenienti direttamente dai campi di lavoro ai rimanenti malarici; la statura, caratterizzata da bassissima variabilità, risulta di cm. 167 e cm. 166, rispettivamente, per la prima e secondo categoria di malarici.

Prosp. 22. — CARATTERI FISICI DEI MALARICI E TUBERCOLOTICI IN CURA

CARATTERI	Malarici in cura			Tubercolotici in cura		
	provenienti da campi di lavoro	altre provenienze	totale	provenienti da campi di lavoro	altre provenienze	totale
Statura media (cm.)	167	166	167	168	169	169
Peso medio effettivo (kg.)	53	51	52	51	54	53
Peso medio normale (kg.)	62	61	62	63	64	64
Rapporto tra peso medio effettivo e normale (%)	83,9	83,6	83,8	81,0	84,4	82,8
Indice ponderale	22,3	22,3	22,3	22,1	22,4	22,2

Dai dati indicati nel prospetto 22 sui malarici e i tubercolotici in cura risulterebbe quanto segue:

a) la statura media dei malarici (cm. 167) è inferiore alla statura media (cm. 169) dei tubercolotici;

b) i pesi corporei che in condizioni di normalità avrebbero dovuto caratterizzare gli organismi dei soggetti malarici risultano inferiori ai corrispondenti pesi normali dei tubercolotici. Da ciò consegue, anche in relazione di quanto accennato al punto a), che i malarici sembrerebbero caratterizzati, in raffronto ai tubercolotici, da un più modesto sviluppo fisico;

c) la perdita di peso nei malarici provenienti direttamente dai campi di lavoro (16,1 %) risulta lievemente inferiore a quella che si riscontra nei rimanenti malarici (16,4 %);

d) la perdita di peso nel complesso dei malarici (16,2 %) è inferiore alla perdita di peso del complesso dei tubercolotici (17,2 %);

e) l'indice ponderale per il complesso dei malarici è lievemente superiore a quello rispettivo dei tubercolotici; il contrario si riscontra, sia per l'indice ponderale che per la perdita di peso, allorchè si raffrontano i malarici giunti da « altre provenienze » con la corrispondente categoria di tubercolotici.

Si ritiene utile accennare, infine, ad una particolare inchiesta eseguita per accertare nei malarici ricoverati (morti, dimessi e in cura) a tutto il

1° maggio 1944 (2143) quei pazienti nei quali durante il corso della forma malarica, riguardata quale malattia *iniziale*, era subentrata altra forma morbosa; i dati cui si è pervenuti risultano dalle seguenti cifre:

Casi malarici per i quali si sono manifestate ulteriori forme morbose

Complicazioni morbose	Frequenze	
	assolute	su 1000 malarici in totale
Malattie del fegato	129	6.0
Malattie dei reni	96	4.5
Malattie della pleura	73	3.6
Deperimento organico	94	4.4
Edemi	75	3.5
Totale	472	22.0

Dai dati indicati risulterebbe che nei malarici la frequenza di ulteriori complicazioni morbose non sarebbe da considerarsi trascurabile: si potrebbe avanzare la ipotesi che le alterazioni dell'organismo causate dalla malaria determinerebbero in questo disposizioni favorevoli per l'insorgere di altre malattie. Relativamente elevata sembrerebbe l'attrazione per le malattie del fegato: ciò può ovviamente giustificarsi allorchè si pone in relazione la natura di tale forma patologica con la localizzazione ove hanno sviluppo i cicli malarici; ancora elevata è la frequenza relativa dei deperimenti organici che si sviluppano su terreno malarico: tale seconda circostanza potrebbe attribuirsi alla scarsa alimentazione di prigionia che particolarmente dannosa si manifestava per gli organismi malarici bisognosi, specie immediatamente dopo l'attacco malarico, di forte nutrizione. Quanto ora si è posto in evidenza è certamente influenzato, fra l'altro, dalle precarie condizioni fisiche dei degenti a causa del regime alimentare imposto dalla prigionia; di conseguenza non si può dare alle cifre sopra indicate significato di « indice » delle predisposizioni morbose che l'organismo viene ad acquisire allorchè esso medesimo è alterato da una determinata forma patologica. Tuttavia i dati cui si accenna non si ritiene siano del tutto privi di significato sintomatologico se si osserva che nei ricoverati per altre malattie (esclusi i malarici e i ricoverati dei reparti chirurgici), che erano sottoposti allo stesso regime di vita, la frequenza dei casi per i quali si sono manifestate ulteriori forme morbose diminuisce dal 22,0% riscontrata per i malarici al 3,7%.

*
* *

Le molteplici difficoltà imposte dalle speciali condizioni di vita della prigionia, la proibizione da parte delle autorità tedesche di procedere a qualsiasi rilevazione di carattere statistico sulle condizioni dei prigionieri, sono stati fattori che non sempre è stato possibile superare ai fini di una esau-

riente rilevazione dei dati: in tal senso debbono giustificarsi le lacune che eventualmente possono affiorare nella presente documentazione (1). D'altro canto i dati che si sono esposti e commentati si ritiene siano gli unici elementi che possono testimoniare le reali condizioni affrontate e vissute dai numerosi prigionieri italiani in Germania durante la recente guerra mondiale: se nel futuro eventuali inchieste permetteranno di individuare il numero complessivo dei morti e degli ammalati a causa di detta prigionia, gli elementi di fatto esposti nelle precedenti pagine, nel mentre ritroveranno ulteriore conferma, saranno utili per individuare in forma concreta le cause determinanti sia la mortalità, sia la letalità dei prigionieri italiani in Germania.

Come appare evidente dalla documentazione esposta, notevoli furono i disagi materiali e morali, anche in conseguenza dei continui maltrattamenti, sofferti dai prigionieri italiani in Germania. Se si tiene presente che la condizione di prigionia fu *atto volontario* che ciascun prigioniero affrontò per fede in un alto ideale rinunciando alle clausole di libertà continuamente offerte dal governo di Berlino, tali sacrifici assumono il significato di grande forza spirituale. Noi, che questa documentazione abbiamo esposto e quella vita di prigionia abbiamo vissuto, sentiamo il desiderio di aggiungere: « Anche l'esperienza di questo dopo-guerra insegna che inutili sono i sacrifici *dei singoli* e vani gli ideali che li ispirano giacchè la società sempre delude e tradisce chi in essa ripone fiducia per ampia giustizia ».

(1) Parecchi sono stati i prigionieri che hanno dato la loro valida collaborazione ai fini di realizzare la difficoltosa e complessa rilevazione dei dati esposti nella presente memoria. Sentiamo il dovere di segnalare in particolare il dott. MOSCHINI MARIO del Forlanini di Roma, il dott. OLIVA FRANCESCO della Clinica medica dell'Università di Napoli, il capitano in s. p. e. GUIDI VIRGILIO di Siena, l'ing. REBECCHINI ETTORE di Roma, i marescialli dei carabinieri CARRUS LUIGI e CONTI LORENZO.

STEFANO SOMOGYI

**ALCUNI DATI STATISTICI SULLE POPOLAZIONI
DELLA VENEZIA TRIDENTINA E GIULIA SECONDO LA LINGUA D'USO
DEGLI ABITANTI.**

I N D I C E

PREMESSA	183
--------------------	-----

Cap. I

LO SVILUPPO DELLA POPOLAZIONE DELLA VENEZIA TRIDENTINA SECONDO LA LINGUA D'USO	186
---	-----

Cap. II

IL MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE DELLA VENEZIA TRIDENTINA DAL 1922 AL 1936	195
--	-----

Cap. III

L'EVOLUZIONE DEMOGRAFICA DELLA VENEZIA GIULIA	200
CONCLUSIONI	209
FONTI	211

**ALCUNI DATI STATISTICI SULLE POPOLAZIONI
DELLA VENEZIA TRIDENTINA E GIULIA SECONDO LA LINGUA D'USO
DEGLI ABITANTI.**

P r e m e s s a

1. — La dinamica di una popolazione e le sue variazioni strutturali risentono dell'influenza dei vari fattori economici e sociali, i quali a loro volta ne subiscono gli effetti trasformativi. Così, le modificazioni nel ritmo d'incremento della popolazione determinano, prima o poi, larghe ripercussioni nell'ambito di una Nazione, ed il metabolismo sociale, basato principalmente sulla selezione demografica dei vari aggregati sociali, etnici, ecc., determina del pari, a lungo andare, trasformazioni profonde nell'organismo di un popolo. I rapporti reciproci tra una Nazione e l'altra o tra i diversi aggregati di una stessa Nazione si modificano certamente nella grande maggioranza dei casi a favore del gruppo di più rigogliosa forza riproduttiva, sempre che la consistenza numerica di questo sia di un certo ordine di grandezza rispetto a quella del gruppo di debole capacità riproduttiva.

E' assai difficile e forse impossibile trovare due complessi demografici che nello stesso periodo abbiano una identica capacità riproduttiva: è questa una delle leggi fondamentali dell'evoluzione dell'umanità.

Di particolare interesse è perciò lo studio del diverso accrescimento dei vari gruppi etnici, specie se questo si verifica fra gruppi etnici viventi in strettissimo contatto. Finchè un gruppo si trova disseminato o, pur vivendo compatto, è circondato da un elemento numericamente dominante, le ripercussioni della diversa vitalità demografica potranno infatti non avere importanza decisiva anche se la maggioranza è di vitalità meno forte; ma se la minoranza si trova in una posizione geografica favorevole, cioè a diretto contatto e quasi spalleggiata da un Paese in cui l'elemento predominante appartenga allo stesso ceppo etnico, gli effetti della diversa forza demografica portano seco un'altro elemento perturbatore nei rapporti tra i due gruppi.

E' evidente che parlando di gruppi etnici non intendiamo riferirci a gruppi antropologicamente omogenei perchè — come hanno accertato le più moderne indagini — solo per i gruppi di diverso colore si sono potuti definire precisi e distintivi caratteri antropologici, mentre le varietà di una stessa razza risultano di estrema eterogeneità per ciò che concerne le loro

particolarità antropometriche. *La linea di separazione tra i diversi popoli è tracciata molto più marcatamente dalla lingua parlata che dai caratteri somatici.*

Da quando poi tra i caratteri differenziali di una Nazione quello linguistico è divenuto nuovamente predominante, speciale importanza assumono i fattori costituiti dalla posizione geografica e dalla situazione economica e sociale dei vari gruppi linguistici. Ed infatti numerosi segni di inquietudine, che incessantemente si sono manifestati da parte delle varie Nazioni europee nel periodo tra le due recenti guerre mondiali, provengono da gruppi di popolazione aventi lingua d'uso di una data Nazione, ma viventi come minoranza di uno Stato linguisticamente diverso.

2. — Dopo la prima guerra mondiale l'Italia, in misura incomparabilmente più modesta di altri Paesi, incorporò nel suo territorio elementi alloglotti costituiti da tedeschi e slavi rispettivamente nella Venezia Tridentina e nella Venezia Giulia. Per le considerazioni sopra brevemente richiamate è sembrato opportuno esaminare, attraverso una valutazione approssimativa, le forze di espansione demografica dei gruppi linguisticamente diversi che abitano tali terre.

Il materiale su cui baseremo le nostre constatazioni è in parte raccolto dalle statistiche austriache e in parte dalle statistiche italiane. Quelle austriache hanno il vantaggio di essere il risultato di rilevazioni dove la lingua parlata era criterio base, mentre nelle nostre solo il censimento del 1921 ne fa menzione.

Infatti nelle statistiche italiane i vari fenomeni demografici non sono rilevati a seconda della lingua parlata, cosa del resto perfettamente giustificata se si considera che l'elemento alloglotta costituisce nella gran massa della nazione italiana una entità quasi trascurabile.

La determinazione dei dati relativi all'*evoluzione della popolazione* ha comportato un gravoso lavoro di ricostruzione, in quanto la stragrande maggioranza dei Comuni delle Terre redente ha subito numerosissime variazioni di territorio (e anche di nome, ciò che ha reso qualche volta difficile rintracciare i dati), spessissimo comportanti l'aggregamento di frazioni di un Comune ad altri Comuni, la riunione di diversi Comuni in uno solo, ecc.

Tale lavoro di ricostruzione dovette naturalmente tenere conto di tutte queste modificazioni affinché si potesse stabilire l'evoluzione demografica dei Comuni nella loro attuale superficie comunale.

Per avere un'idea approssimata del lavoro di ricostruzione dei dati ricavati dalle numerosissime pubblicazioni basta osservare che i Comuni da 841 (quanti componevano le terre redente al momento della loro annessione) si ridussero a soli 362 al censimento del 1936.

Il materiale è stato tratto, oltre che dai tre ultimi censimenti demografici italiani degli anni 1921, 1931 e 1936, dai censimenti demografici austriaci (ed ungheresi per Fiume) degli anni 1869, 1880, 1890, 1900 e 1910 (1).

L'analisi da noi compiuta sul *movimento naturale della popolazione* ha potuto estendersi ai singoli Comuni solo per gli anni dal 1922 al 1936, perchè per gli anni precedenti, nè le statistiche italiane, nè le pubblicazioni statistiche ufficiali dell'impero austriaco, nè l'archivio dell'Ufficio federale di statistica dell'Austria posseggono dati sulla vita demografica di tali Comuni singolarmente presi, ad eccezione di pochi dati relativi a qualche città di una certa importanza.

Di conseguenza, per analizzare le forze demografiche dei gruppi etnicamente diversi che ci interessano, si è scelto un metodo indiretto suggerito dalla particolare distribuzione geografica dei singoli territori comunali della Venezia Tridentina e della Venezia Giulia, popolati nella grande maggioranza dei casi da individui appartenenti quasi compattamente ad uno stesso gruppo linguistico. Data questa speciale situazione, esaminando i vari fenomeni demografici rilevati per i singoli Comuni, si può giungere a determinare gli aspetti che questi fenomeni presentano nei vari gruppi etnici. Ai fini della nostra indagine, non ci ha preoccupato eccessivamente la conoscenza dell'evoluzione storica del movimento naturale della popolazione di questi Comuni presi singolarmente, mentre per i confronti prebellici si rivelano senz'altro sufficienti i dati che mostrano la situazione demografica dei vari ceppi etnico-linguistici nelle unità territoriali più grandi, quali risultano attraverso le dirette elaborazioni nostre o dai dati ricavati da studiosi austriaci.

La nostra analisi purtroppo non ha potuto essere estesa che al solo movimento naturale della popolazione (nascite e morti) mancando i dati sulla struttura dei vari gruppi linguistici (età, stato civile, professione, istruzione) dati di grandissima importanza per l'identificazione delle caratteristiche sociologiche di questi aggregati.

Poichè solo nel censimento generale della popolazione del 1921 venne posto il quesito sulla lingua parlata, per la classificazione dei Comuni ci siamo valse dei dati ricavati da tale censimento sulla lingua d'uso dei cittadini italiani. Anche se i diversi incrementi dei gruppi durante gli anni postbellici avessero esplicato un'influenza tale da generare cambiamenti nella composizione linguistica della popolazione dei Comuni, questi non potevano essere certamente tali da produrre spostamenti radicali nelle classificazioni da noi stabilite. D'altro lato, come abbiamo accennato, i dati statistici ita-

(1) Cfr. le fonti in appendice.

liani sulle lingue d'uso nel 1921 (1) sui quali ci siamo basati per la classificazione dei vari gruppi etnico-linguistici, corrispondono, in linea di massima, a quelli forniti dalla statistica austriaca del 1910 (2), il che conferisce un maggior grado di attendibilità alla base scelta per i nostri calcoli.

3. — I Comuni della Venezia Tridentina sono stati raggruppati nelle tre seguenti categorie: gruppo italiano (e ladino) (3), gruppo tedesco, gruppo misto. Analogamente quelli della Venezia Giulia nei tre gruppi: italiano, slavo e misto. Nel gruppo italiano, tedesco o slavo sono stati compresi Comuni con oltre l'80% di popolazione di lingua d'uso rispettivamente italiana, tedesca o slava. Nei gruppi misti sono stati compresi i rimanenti Comuni (4).

In tal modo si è arrivati ad una determinazione sufficientemente esatta delle prevalenti caratteristiche dei Comuni dal punto di vista etnografico, avuto riguardo alla natura dei dati disponibili ed allo scopo dell'indagine.

Cap. I

Lo sviluppo della popolazione della Venezia Tridentina secondo la lingua d'uso

1. — In ambedue le regioni considerate nella presente indagine, la dominazione di Roma ha lasciato impronte talmente indelebili che ancora molti secoli dopo le cronache ci tramandano nomi italici di grandi proprietari (5). Così, per quanto riguarda la Venezia Tridentina (6), fin dall'alto

(1) ISTITUTO CENTRALE DI STATISTICA, *Censimento generale della popolazione del Regno d'Italia al 1° dicembre 1921.*, vol. II Venezia Tridentina, vol. III Venezia Giulia e Zara.

(2) *Spezialortsrepertorium der österreichischen Länder. Bearbeitet auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung vom 31 Dezember 1910.* V. Kärnten. · VI. Krain. · VII. Österreichisch-Illyrisches Küstenland. · VIII. Tirol und Voralberg. · XII. Dalmatien.

(3) Benchè il ladino o reto-romanzo abbia caratteristiche spesso spiccatamente diverse dall'italiano, indubbiamente appartiene allo stesso ceppo linguistico. Del resto anche le statistiche austriache, le quali certo non potevano avere interesse ad aumentare il volume del gruppo italiano, nel rilevare la lingua parlata della popolazione (Umgangsprache) hanno considerato in una sola categoria l'italiano ed il ladino.

(4) In un Comune (Valdarsa) la popolazione adopera come lingua d'uso prevalentemente il rumeno.

(5) Le notizie storiche sono state tratte principalmente dalle opere: E. RECLUS, *L'Europe centrale*, Nouvelle Géographie Universelle, III, Paris, Hachette, 1878; G. MARINELLI, *La Terra*, Trattato Popolare di Geografia Universale, vol. II, Milano, Vallardi.

(6) Oggi parliamo generalmente di Venezia Tridentina, l'insieme cioè dell'Alto Adige e del Trentino, rinunciando così alla denominazione usata in Austria. Però

Medio Èvo, non soltanto negli attuali territori appartenenti all'Italia, ma in tutto il Tirolo estendentesi anche sul versante settentrionale delle Alpi, si parlavano i dialetti « ladini » come fanno testimonianza l'etimologia dei nomi delle famiglie ivi residenti e i vari documenti che si posseggono. Nel secolo IX sul Brennero si parlano ancora questi dialetti che, nel XVI secolo, troviamo sempre diffusi nella maggior parte del Voralberg. Solo dalla fine del secolo XVIII, e cioè quando la dominazione austriaca si fece più attiva, è andato sempre più restringendosi l'uso di tali dialetti, non in maniera però da essere soppresso del tutto. Le uniche parti del Tirolo che sembra non siano state abitate da gente di origine latina sono la valle media dell'Inn e il Pusterthal, cioè gli alti bacini del Rienz e della Drava (territori ora confinanti con l'Italia).

A determinare la lenta e parziale germanizzazione del Tirolo contribuirono le masse dei conquistatori bavaresi, i coloni svevi, gli slavi germanizzati, ecc. Ma se la lingua tedesca non cessò di ridurre il dominio glottologico dei dialetti ladini, sì da invadere anche il Trentino, la lingua italiana invece, lentamente ma con sicurezza, raccogliendo l'eredità dei ladini, cominciò a respingere gli invasori per riconquistare alla fine del secolo XVIII molte delle sue terre ed affermarsi in esse in modo definitivo nel secolo passato.

2. — Meglio di queste varie indicazioni storiche serviranno i dati statistici che, sebbene non risalgano ad epoca molto lontana, tuttavia riescono più preziosi per la loro indiscutibile forza documentaria.

Dai dati riportati nel seguente prospetto e desunti da fonti esclusivamente austriache (1) si vede infatti che, mentre nel 1785 la popolazione del Tirolo tedesco (*Deutsch-Tirol*) risultava superiore a quella del Tirolo italiano (*Wälsch-Tirol*) di circa 190 mila unità, nel 1870, in seguito all'incalzante aumento della popolazione italiana, la differenza si riduceva a poco più di 80 mila unità.

il nome di Tirolo è con ogni probabilità di origine latina e deriva forse da « Interioli », « Interuli », cioè gente dell'interiore; Cfr. E. RECLUS, *L'Europe centrale*, op. cit. La spiegazione data da G. MARINELLI, *La Terra*, op. cit., che cioè il nome proviene dai Conti di Tirolo, così chiamati dal nome del castello di Teriolis, presso Merano, attesta in sostanza la medesima cosa.

(1) Cfr. V. GOEHLERT, *Die Entwicklung der Bevölkerung vom Tirol und Vorarlberg*, in « Statistische Monatschrift », Herausgegeben von Bureau der K. K. Statistischen Central-Commission, VI, Jahrgang 1880, pagg. 52-64.; L. WABER, *Die zahlenmäßige Entwicklung der Völker Österreichs 1846-1910*, « Statistische Monatschrift », Herausgegeben von der K. K. Statistischen Zentral-Kommission, Neue Folge, XX, Jahrgang 1915, pagg. 702-705, dà, per gli anni 1846 e 1851, cifre che si riferiscono alla lingua d'uso degli abitanti del Tirolo. Il numero degli abitanti ammontava a 328.853 e 328.520, rispettivamente del 43,60 e 43,58%; mentre il numero dei tedeschi ammontava a 424.799 e 424.751 nei due anni, formando il 56,33 rispettivamente 56,35% degli abitanti; un quadro cioè più favorevole all'elemento italiano.

Prosp. 1. — SVILUPPO COMPARATIVO DELLA POPOLAZIONE PRESENTE NEL TIROLO
(WÄLSCH-TIROL E DEUTSCH-TIROL)

Anni	Ammontare della popolazione		Periodi	Incremento medio annuo (‰ ab.)	
	Tirol italiano (Wälsch-Tirol)	Tirol tedesco (Deutsch-Tirol)		Tirol italiano (Wälsch-Tirol)	Tirol tedesco (Deutsch-Tirol)
1785	207.407	395.310	1785 - 1816 . .	6,47	0,69
1816	249.078	403.774	1816 - 1848 . .	8,52	2,88
1848	317.028	441.081	1848 - 1870 . .	4,38	— 1,30
1870	347.482	428.801	1785 - 1870 . .	7.94	1.00

Complessivamente dal 1785 al 1870 l'incremento medio annuo è risultato del 7,94 per mille abitanti nel Tirol italiano e solo dell'1 per mille nel Tirol tedesco.

Questo rapido riaffermarsi dell'elemento italiano su terre già italiane in un lungo periodo storico, nel quale nè il fattore etnico nè quello linguistico poterono essere annoverati ancora tra le forze di coesione degli Stati, è particolarmente degno di rilievo. Appena tali fattori si affacciarono (meglio, forse, si riaffacciarono) nella storia dei vari Paesi, l'ascesa delle minoranze etnico-linguistiche divenne sempre più faticosa.

A questa vicenda non sfuggirono le popolazioni italiane del territorio in esame. Il che infatti si verificò quando l'Austria, costretta a retrocedere passo passo dalle terre italiane, considerò come un pericolo la presenza di una massa compatta di italiani nelle terre confinanti con l'Italia. Non si è lontani dal vero attribuendo a questa causa il rallentato ritmo della popolazione italiana rispetto alla popolazione tedesca nel periodo dal 1880 al 1910.

Infatti, limitando l'esame ai territori annessi all'Italia, risulta evidente un ritmo di incremento più marcato dei tedeschi di fronte agli italiani, pur restando questi ultimi numericamente preponderanti in tutto il periodo. L'aumento totale nel trentennio 1880-1910 fu rispettivamente di 24 mila unità circa per gli italiani e di 43 mila circa per i tedeschi.

La percentuale degli italiani subisce una lenta e sia pure continua contrazione: da 64,2 nel 1880 scende a 59,7 nel 1910; a tale contrazione si accompagna un lieve aumento della proporzione dei tedeschi che da 34,3% sale a 36,7% nel 1910. Tale andamento è dovuto al diverso ritmo d'incremento totale delle due popolazioni che secondo i dati del censimento austriaco del 1910 si trovavano a quella data in rapporto di 1 a 3.

A tal punto è necessaria un'osservazione per quel che riguarda l'attendibilità dei dati rilevati dai diversi censimenti e specialmente da quello italiano del 1921. I dati del 1910 si trovano in contrasto con quelli del 1921 solo in un limitato numero di casi; se però per tali casi si estende l'esame

Prosp. 2. — EVOLUZIONE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DELLA VENEZIA TRIDENTINA SECONDO LA LINGUA D'USO (I)

Anni di censimento	Popolazione					Periodi inter- censuali	Accrescimento della popolazione di lingua d'uso			
	in com- plesso	di lingua d'uso			% sul complesso		italiana		tedesca	
		italiana	tedesca				assoluto	percentuale	assoluto	percentuale
COMPLESSO										
1880	560.440	359.655	192.338	64,2	34,3	1880-1890	- 2.021	- 0,56	2.374	1,23
1890	562.712	357.634	194.712	63,6	34,6	1890-1900	7.688	2,15	9.867	5,07
1900	586.298	365.322	204.579	62,3	34,8	1900-1910	18.045	4,94	30.739	15,06
1910	641.897	383.367	235.378	59,7	36,7	1910-1921	41.768	9,98	-39.726	-15,46
1921	646.204	425.135	195.652	65,8	30,3	1880-1921	65.480	4,44	3.314	4,21
PROVINCIA DI BOLZANO										
1880	189.288	13.445	172.427	7,1	91,1	1880-1890	1.879	13,94	1.596	0,93
1890	193.987	15.319	174.023	7,9	89,7	1890-1900	- 194	- 1,27	9.844	5,66
1900	205.912	15.125	183.867	7,3	89,3	1900-1910	- 200	- 1,32	23.854	12,97
1910	233.169	14.925	207.721	6,4	89,1	1910-1921	16.137	99,04	-27.231	-12,01
1921	235.487	31.062	180.490	13,2	76,6	1880-1921	17.617	34,63	8.063	1,14
PROVINCIA DI TRENTO										
1880	363.755	339.070	19.819	93,2	5,5	1880-1890	- 3.690	- 1,09	776	3,92
1890	361.536	335.380	20.595	92,8	5,7	1890-1900	7.991	2,38	17	0,08
1900	373.313	343.371	20.612	92,0	5,5	1900-1910	17.945	5,23	6.600	32,02
1910	400.900	361.316	27.212	90,1	6,8	1910-1921	25.720	6,52	-12.084	-40,67
1921	403.636	387.036	15.128	95,9	3,7	1880-1921	47.966	3,45	4.691	5,75

(1) I tre Comuni redenti Cortina d'Ampezzo, Colle di S. Lucia e Livinallongo aggregati alla provincia di Belluno, ed i due Comuni Casotto e Pedemonte, aggregati alla provincia di Vicenza sono compresi nel complesso della Venezia Tridentina.

anche ai censimenti precedenti al 1910, risulta quasi sempre che i dati del 1921, quando sono in contrasto con quelli del 1910, lo sono assai di meno o addirittura sono in accordo con quelli del 1900 e precedenti, ciò documenterebbe, in sede di eventuali raffronti, una minore attendibilità del censimento austriaco del 1910 rispetto al censimento italiano del 1921. Comunque in massima parte i casi controversi riguardano Comuni di modesta ampiezza demografica e, perciò, di poco peso sulla totalità dei dati.

Nel Prosp. 3, abbiamo riunito i dati rilevati dalle fonti ufficiali precedentemente citate, che mettono a raffronto la situazione del 1880 e del 1910 per i 13 capitanati distrettuali e distretti politici del Tirolo, che già dovevano entrare a costituire la nostra Venezia Tridentina.

La percentuale degli italiani ha subito da per tutto delle diminuzioni, sia pure assai lievi, ad eccezione delle tre zone di Bolzano, Bressanone e Merano. Nè è senza significato rilevare che ciò si sia verificato proprio nelle zone più spiccatamente dominate dagli elementi tedeschi.

Prosp. 3. — POPOLAZIONE PRESENTE SECONDO LA LINGUA D'USO, CENSITA AL
31-12-1880 E AL 31-12-1910 NEI CAPITANATI DISTRETTUALI
(DISTRETTI POLITICI DEL TIROLO)

CIRCOSCRIZIONI	P o p o l a z i o n e							
	nel 1880				nel 1910			
	con lingua d'uso			in com- plesso	con lingua d'uso			in com- plesso
	italiana	tedesca	altra		italiana	tedesca	altra	

CIFRE ASSOLUTE

Ampezzo	6.024	257	1	6.282	5.990	443	46	6.479
Borgo	42.167	647	2	42.816	42.989	1.617	189	44.795
Bolzano (dintorni)	6.685	58.400	15	65.100	7.474	64.924	77	72.475
Bressanone	298	25.864	51	26.213	413	28.750	290	29.553
Brunico	5.887	29.193	3	35.083	5.594	29.481	873	35.948
Cavalese	22.001	1.245	1	23.247	22.517	1.782	261	24.560
Cles	47.595	1.899	3	49.497	45.805	1.887	38	47.730
Merano (1)	1.310	55.364	48	57.722	1.713	71.068	169	72.950
Primiero	10.923	6	—	10.229	10.633	245	18	10.926
Riva	22.800	756	182	23.738	26.296	1.643	217	28.156
Rovereto (dintorni)	50.958	281	10	51.249	55.357	294	51	55.702
Tione	35.549	308	95	35.952	35.955	264	216	36.435
Trento (dintorni) (2)	81.200	1.808	65	83.073	87.594	2.088	164	89.846

CIFRE RELATIVE (°/o)

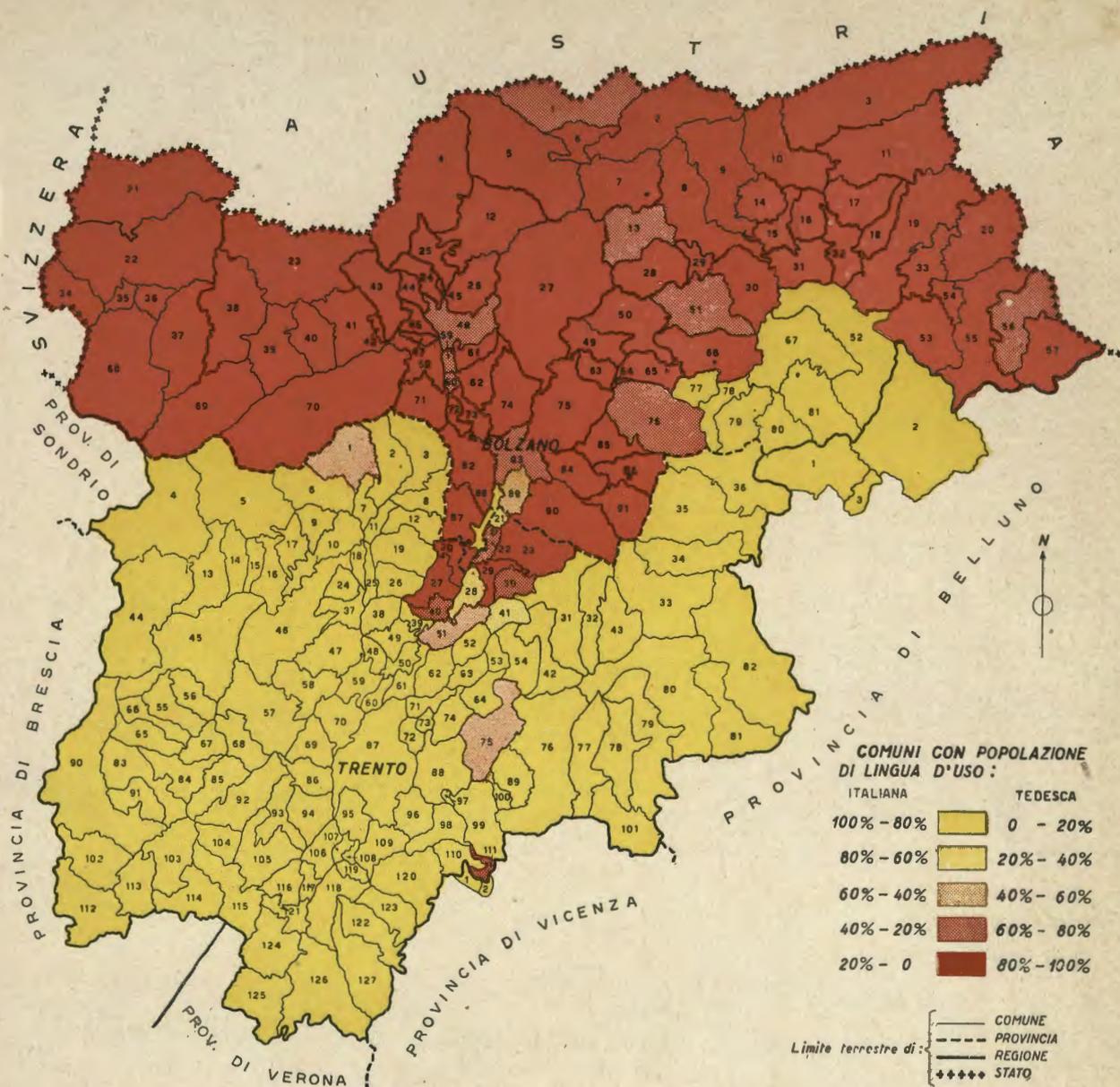
Ampezzo	95,89	4,09	0,02	100,00	92,45	6,84	0,71	100,00
Borgo	98,48	1,51	..	100,00	95,97	3,61	0,42	100,00
Bolzano (dintorni)	10,27	89,71	0,02	100,00	10,31	89,58	0,11	100,00
Bressanone	1,14	98,67	0,19	100,00	1,40	97,28	1,32	100,00
Brunico	16,78	83,21	0,01	100,00	15,56	82,01	2,43	100,00
Cavalese	94,64	5,36	..	100,00	91,68	7,26	1,06	100,00
Cles	96,16	3,84	0,01	100,00	95,97	3,95	0,08	100,00
Merano (1)	2,31	97,61	0,08	100,00	2,35	97,92	0,23	100,00
Primiero	99,95	0,05	—	100,00	97,59	2,24	0,16	100,00
Riva	96,05	3,18	0,77	100,00	93,39	5,84	0,77	100,00
Rovereto (dintorni)	99,43	0,55	0,02	100,00	99,38	0,53	0,09	100,00
Tione	98,88	0,86	0,26	100,00	98,68	0,72	0,59	100,00
Trento (dintorni) (2)	97,75	2,18	0,08	100,00	97,49	2,32	0,18	100,00

(1) Compreso Schlanders. — (2) Compreso Mezzolombardo.

E' naturale che questa situazione sia venuta ad arrestarsi con l'annessione di tali terre all'Italia. Il censimento del 1921 in confronto a quello del 1910 mostra un notevolissimo afflusso di elementi italiani ed un deflusso numericamente quasi identico di tedeschi.

Nel cartogramma a colori è posta in evidenza con molta chiarezza la distribuzione delle popolazioni italiana e tedesca nei singoli Comuni della Venezia Tridentina al 1° dicembre 1921.

SECONDO LA LINGUA D'USO DELLA POPOLAZIONE AL 1° DICEMBRE 1921



COMUNI CON POPOLAZIONE DI LINGUA D'USO:

ITALIANA	TEDESCA
100% - 80%	0 - 20%
80% - 60%	20% - 40%
60% - 40%	40% - 60%
40% - 20%	60% - 80%
20% - 0	80% - 100%

Limite terrestre di:
 ——— COMUNE
 - - - - - PROVINCIA
 ——— REGIONE
 + + + + + STATO

Prov. di BOLZANO

- 1 Brènero
- 2 Val di Vizze
- 3 Valle Aurina
- 4 Moso
- 5 Racines
- 6 Vipiteno
- 7 Campo di Trens
- 8 Rio di Pusteria
- 9 Vandües
- 10 Selva dei Molini
- 11 Campo Tures
- 12 San Leonardo in Pass
- 13 Fortezza
- 14 Terento
- 15 Chiènes
- 16 Fàlzes
- 17 Gàis
- 18 Perca
- 19 Rasùn Valdòra
- 20 Valle di Castes
- 21 Curon Venosta
- 22 Mälles Venosta
- 23 Senales
- 24 Tirolo
- 25 Rifiano
- 26 Scena
- 27 Sarentino
- 28 Varna
- 29 Naz Sciaèves
- 30 Luson
- 31 San Lorenzo di Sebato

- 32 Brunico
- 33 Monguello
- 34 Tubre
- 35 Glorenza
- 36 Sluderno
- 37 Lasa
- 38 Silandro
- 39 Làces
- 40 Castelbello Ciàrdes
- 41 Naturno
- 42 Pìaus
- 43 Parcines
- 44 Lagundo
- 45 Càines
- 46 Marlengo
- 47 Cèrmes
- 48 Merano
- 49 Villandro
- 50 Chiusa
- 51 Bressanone
- 52 Marebbe
- 53 Bràies
- 54 Villabassa
- 55 Dobbiaco
- 56 San Cándido
- 57 Sesto
- 58 Lana
- 59 Postäl
- 60 Gargazzone
- 61 Verano
- 62 Mèltina
- 63 Barbiano
- 64 Ponfe Gardena

- 65 Laion
- 66 Fines
- 67 San Martino in Badia
- 68 Prato allo Stèlvio
- 69 Martello
- 70 Ultimo
- 71 Tésimo
- 72 Nälles
- 73 Terlan
- 74 San Genesio Atesino
- 75 Renon
- 76 Castelrotto
- 77 Ortisei
- 78 Saöfa Cristina
- 79 Selva
- 80 Corvara in Badia
- 81 Badia
- 82 Appiäno
- 83 Bolzano
- 84 Cornedo all'Isarco
- 85 Fie'
- 86 Tires
- 87 Caldaro
- 88 Vädana
- 89 Lävies
- 90 Nova Ponenté
- 91 Nova Levante

Prov. di TRENTO

- 1 Rumo
- 2 Brez
- 3 Fondo
- 4 Peio

- 5 Rabbi
- 6 Livo
- 7 Revò
- 8 Cavareno
- 9 Caldes
- 10 Cles
- 11 Sanzeno
- 12 Romeno
- 13 Ossana
- 14 Mezzana
- 15 Commezzadura
- 16 Dimaro
- 17 Male'
- 18 Tassullo
- 19 Còredo
- 20 Termeno
- 21 Bronzolo
- 22 Ora
- 23 Valdagno di Trento
- 24 Flavon
- 25 Täio
- 26 Tres
- 27 Corfàccia
- 28 Egna
- 29 Montagna
- 30 Trödena
- 31 Cavalese
- 32 Tèsero
- 33 Predàzzo
- 34 Moenà'
- 35 Vigo di Fassa
- 36 Canazei
- 37 Denno

- 38 Ton
- 39 Roverè della Luna
- 40 Magrè all'Adige
- 41 Capriana
- 42 Castello di Fiemme
- 43 Ziano
- 44 Vermiglio
- 45 Pinzolo
- 46 Tuenno
- 47 Spor
- 48 Mezzolombardo
- 49 Mezzocorona
- 50 San Michele all'Adige
- 51 Sajorno
- 52 Grümes
- 53 Sover
- 54 Vallfioriana
- 55 Spiazzo
- 56 Srembo
- 57 San Lorenzo in Banale
- 58 Molveno
- 59 Zambana
- 60 Lavis
- 61 Gavièna
- 62 Cembara
- 63 Segonzano
- 64 Bedollo
- 65 Villa Rendena
- 66 Vigo Rendena
- 67 Rägoli
- 68 Stènico
- 69 Vèzzano
- 70 Terlago

- 71 Albiano
- 72 Civezzano
- 73 Fornace
- 74 Baselga di Pinè
- 75 Sant'Ürsola
- 76 Borgo
- 77 Strigno
- 78 Pieve Tesino
- 79 Castello Tesino
- 80 Canale San Bovo
- 81 Mezzano Imer
- 82 Primiero
- 83 Bondo Breguzzo
- 84 Tione di Trento
- 85 Blèggio
- 86 Madruzzo
- 87 Trento
- 88 Pèrgine Valsugana
- 89 Roncegno
- 90 Pieve di Bono
- 91 Roncone
- 92 Lomaso
- 93 Drò
- 94 Cavèdine
- 95 Aldeno
- 96 Vigolo Vattaro
- 97 Tenna
- 98 Caldonazzo
- 99 Vigolo
- 100 Novaledo
- 101 Grigno
- 102 Condino
- 103 Bezzecca

- 104 Tenno
 - 105 Arco
 - 106 Villa Lagarina
 - 107 Pomarolo
 - 108 Nomi
 - 109 Beseno
 - 110 Lavarone
 - 111 Luserna
 - 112 Storo
 - 113 Tiarno
 - 114 Molina di Ledro
 - 115 Riva
 - 116 Pannone
 - 117 Isèra
 - 118 Rovereto
 - 119 Volano
 - 120 Folgaria
 - 121 Mori
 - 122 Trambitèno
 - 123 Terragnolo
 - 124 Brentònico
 - 125 Àvio
 - 126 Ala
 - 127 Vallarsa
- Prov. di BELLUNO**
- 1 Livinallongo del C.
 - 2 Cortina d'Ampezzo
 - 3 Colle Santa Lucia
- Prov. di VICENZA**
- 1 Pedemonte
 - 2 Casotto

3. — L'accennata politica austriaca intesa a contrastare lo sviluppo dell'elemento italiano nei territori del Tirolo, che in alcuni casi prese i caratteri di manifesta snazionalizzazione, da una parte attraverso l'abolizione della lingua italiana negli uffici pubblici e, dall'altra, attraverso la concessione di aiuti morali e materiali alle associazioni pangermanistiche, agevolazioni culturali e fiscali per il gruppo tedesco, ecc., non fu senza qualche influenza sullo sviluppo della popolazione del gruppo italiano rispetto al gruppo tedesco. Ora non è senza interesse rilevare che il rallentato ritmo di incremento venne determinato pressochè esclusivamente da cause esterne al movimento naturale della popolazione. Ciò risulta evidente attraverso i dati riportati nel seguente prospetto e desunti da uno studio di PLATTER (1), i quali mostrano una costante superiorità dei quozienti di natalità degli italiani rispetto ai tedeschi in tutto il periodo dal 1825 al 1874.

Prosp. 4. — NATALITÀ MEDIA ANNUA DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DEL TIROLO DAL 1825 AL 1874

REGIONI	Natalità (% ab.)						
	1825	1830—35	1836—41	1842—48	1830—48	1871—72	1873—74
Tirolo Italiano (<i>Wälsch-Tirol</i>) .	40,4	38,1	40,2	39,2	39,3	37,0	33,6
Tirolo Tedesco (<i>Deutsch-Tirol</i>) .	28,0	26,0	26,2	26,5	26,3	25,0	24,9

Questi risultati trovano conferma anche in uno studio del GOEHLERT (2) relativo ai due periodi 1830-39 e 1871-75, nei quali emerge la costante superiorità del quoziente di natalità della popolazione italiana su quella tedesca (Prosp. 5).

Prosp. 5. — MOVIMENTO NATURALE MEDIO ANNUO DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DEL TIROLO NEI PERIODI 1830-39 E 1871-75

REGIONI	1830—39			1871—75		
	natalità	mortalità	incremento naturale	natalità	mortalità	incremento naturale
	per 1000 abitanti					
Tirolo Italiano (<i>Wälsch-Tirol</i>) .	38,38	32,60	5,78	34,77	28,58	6,19
Tirolo Tedesco (<i>Deutsch-Tirol</i>) .	27,12	25,31	1,81	26,14	25,75	0,39

(1) Cfr. L. WABER, *Die zahlenmässige* ecc., op. cit.

(2) Cfr. V. GOEHLERT, *Die Entwicklung* ecc., op. cit., pagg. 58-59.

Questi dati dimostrano che le posizioni conquistate dal gruppo italiano sono da attribuirsi principalmente all'intrinseca vitalità demografica di tale gruppo. Queste posizioni furono mantenute per tutto il secolo scorso, malgrado l'affermarsi del contrastante movimento migratorio costantemente sfavorevole per l'elemento italiano e favorevole per quello tedesco, come risulta dai dati del prospetto seguente.

Prosp. 6. — INCREMENTO DEMOGRAFICO DEL TIROLO ITALIANO E DEL TIROLO TEDESCO DAL 1846 AL 1910

Periodi	Tirolo Italiano (Wälsch-Tirol)			Tirolo Tedesco (Deutsch-Tirol)		
	Incremento			Incremento		
	naturale	sociale	totale	naturale	sociale	totale
1846—1857	20.411	— 12.776	7.635	6.000	— 17.739	— 11.739
1857—1869	28.710	— 8.116	20.594	6.600	— 995	5.605
1870—1880	28.839	— 22.977	5.862	6.972	7.923	14.895
1881—1890	21.436	— 24.188	— 2.752	6.080	4.192	10.272
1891—1900	19.684	— 8.837	10.847	18.303	10.866	29.169
1901—1910	32.826	— 5.839	26.987	41.512	25.402	66.914
1846—1910	151.906	— 82.733	69.173	85.467	29.649	115.116

Per una corretta interpretazione di questi dati (1) occorre tener sempre presente che essi si riferiscono a tutto il Tirolo, e cioè anche a quella parte che attualmente appartiene alla repubblica austriaca; conseguentemente essi possono darci una valutazione soltanto approssimata per quanto riguarda il movimento della popolazione del Trentino e dell'Alto Adige nel periodo di dominazione austriaca.

Le statistiche ufficiali austriache consentono di colmare, sia pure parzialmente, tale lacuna. Esse infatti permettono di determinare *grosso modo* l'accrescimento di quelle popolazioni nel periodo dal 1881 al 1913. Infatti nella statistica sul movimento della popolazione furono pubblicati anno per anno i dati sui nati e sui morti per le città con statuto proprio e per i capitanati distrettuali o distretti politici. Rinunciando ai dati relativi ai centri più popolosi, che per la loro particolare configurazione riescono poco significativi, abbiamo scelto quei distretti abitati in prevalenza da italiani e da tedeschi e che oggi contribuiscono a formare la Venezia Tridentina. Così, per i primi, abbiamo preso i distretti di Ampezzo, Borgo, Cavalese, Cles, Primiero, Riva, Rovereto (e dintorni), Tione e Trento (e dintorni) incluso

(1) Cfr. L. WABER, *Die zahlenmässige ecc.*, op. cit., pag. 685.

Mezzolombardo; e per i secondi i distretti di Bolzano (e dintorni), Bressanone, Brunico e Merano incluso Schlanders.

I dati riportati nel Prosp. 7 confermano la tendenza rilevata in quelli esposti nel prospetto precedente. Infatti, dal 1881 la natalità degli italiani

Prosp. 7. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DAL 1881 AL 1913 NEI CAPITANATI DISTRETTUALI (BEZIRKSHAUPTMANNNSCHAFTEN) O DISTRETTI POLITICI (POLITISCHE BEZIRKE) DELLA VENEZIA TRIDENTINA, SECONDO LA LINGUA D'USO PREVALENTE (1)

FENOMENI DEMOGRAFICI	Gruppi linguistici (2)	Periodi				
		1881—1890	1891—1900	1901—1910	1911—1913	1881—1913
CIFRE ASSOLUTE						
Popolazione a metà periodo . . .	italiano . . .	327.172	327.921	341.262	355.293	347.861
	tedesco . . .	188.159	195.549	209.616	221.301	199.913
Nati vivi in totale	italiano . . .	106.705	103.601	113.047	35.867	359.220
	tedesco . . .	51.375	53.634	63.264	20.125	188.398
Morti in totale	italiano . . .	86.065	83.360	80.652	23.305	273.382
	tedesco . . .	46.065	47.562	47.454	13.915	154.996
Incremento naturale totale . . .	italiano . . .	20.640	20.241	32.395	12.562	85.838
	tedesco . . .	5.310	6.072	15.810	6.210	33.402
CIFRE RELATIVE (‰ ab.)						
Natalità media annua	italiano . . .	31,61	31,59	33,13	33,65	31,72
	tedesco . . .	27,30	27,43	30,18	30,31	28,89
Mortalità media annua	italiano . . .	26,31	25,42	23,63	21,86	23,47
	tedesco . . .	24,48	24,32	22,64	20,96	23,01
Incremento naturale medio annuo	italiano . . .	6,81	6,17	9,49	11,79	8,24
	tedesco . . .	2,82	3,11	7,54	9,35	5,88

(1) Cfr i singoli volumi annuali relativi al periodo 1881-1913 dell'Oesterreichische Statistik - Herausgegeben von der K. K. Statistischen Central-Commission: *Bewegung der Bevölkerung der im Reichsrathe Vertretenen Königreiche und Länder, gearbeitet von dem Bureau der K. K. Statistischen Central Commission.* — (2) 9 distretti per gli italiani e 4 per i tedeschi.

è risultata costantemente superiore a quella dei tedeschi, e benchè anche la mortalità sia stata superiore per i primi rispetto ai secondi, l'incremento naturale è stato sempre più rilevante per gli italiani. L'incremento naturale medio annuo della popolazione dei nove distretti italiani nel decennio 1881-

1890 fu di 6,31 per mille, con un divario abbastanza forte, rispetto all'incremento naturale dei quattro distretti tedeschi, che fu del 2,82 per mille: questo divario è andato gradatamente riducendosi talchè nel triennio 1911-1913 i predetti incrementi assunsero rispettivamente i valori dell'11,79 per mille e del 9,35 per mille.

Se poi si volesse analizzare il comportamento dei fenomeni in ognuna delle circoscrizioni più sopra elencate si potrà constatare agevolmente che la situazione complessiva posta in evidenza dai dati indicati nel Prosp. 7 è valida per tutte le circoscrizioni, in quanto in tutti e tre i periodi decennali considerati, le zone abitate da italiani sono contrassegnate da natalità più elevate che non le zone abitate da tedeschi.

Naturalmente le città, in vista delle loro particolari caratteristiche, devono essere considerate a parte (cfr. Prosp. 8).

Prosp. 8. — MOVIMENTO NATURALE MEDIO ANNUO DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DAL 1881 AL 1910 NEI CAPITANATI DISTRETTUALI, DISTRETTI POLITICI E CITTÀ CON PROPRIO STATUTO NELLA VENEZIA TRIDENTINA

CIRCOSCRIZIONI	Natalità (‰ ab.)			Mortalità (‰ ab.)			Incremento naturale (‰ ab.)		
	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910
Ampezzo	30,35	26,95	29,78	23,53	21,49	20,14	6,82	5,46	9,64
Borgo	31,40	30,52	31,75	24,23	24,21	21,93	7,17	6,31	9,82
Bolzano (città)	23,81	23,93	24,73	29,03	27,06	23,09	-5,22	-3,13	1,64
Bolzano (dintorni)	27,94	29,52	32,87	24,23	24,65	23,70	3,71	4,87	9,17
Bressanone	28,20	27,22	29,04	25,88	25,80	22,46	2,32	1,42	6,58
Brunico	28,68	27,64	30,68	24,92	25,31	22,59	3,76	2,33	8,09
Cavalese	31,90	29,03	32,18	25,48	24,62	24,91	6,42	4,41	7,27
Cles	32,08	31,17	33,68	25,71	24,96	24,94	6,37	6,21	8,74
Merano	26,19	27,16	28,73	24,61	24,59	22,74	1,58	2,57	5,99
Primiero	36,08	34,73	38,04	26,85	25,12	23,10	9,23	9,61	14,94
Riva	30,17	31,81	32,51	26,72	26,77	25,76	3,45	5,04	6,75
Rovereto (città)	21,55	22,75	20,66	25,96	27,11	24,04	-4,41	-4,36	-3,38
Rovereto (dintorni)	32,88	32,95	34,13	26,56	26,93	24,53	6,32	6,02	9,60
Tione	35,35	33,97	33,74	29,03	27,50	26,13	6,32	6,47	7,61
Trento (città)	23,11	23,56	22,82	25,13	24,43	19,95	-2,02	-0,87	2,87
Trento (dintorni)	32,13	32,30	34,81	24,18	25,56	22,92	7,95	6,74	11,89

Cap. II

Il movimento naturale della popolazione nella Venezia Tridentina dal 1922 al 1936

1. — Procediamo ora all'esame di dati più recenti riguardanti il territorio della Venezia Tridentina (1).

Se si raffrontano i quozienti di natalità, di mortalità e di accrescimento naturale relativi all'intero quindicennio 1922-1936 e al complesso di 225 Comuni per i due gruppi italiano e tedesco, si può constatare che tali quozienti pongono in evidenza una situazione più favorevole nei Comuni abitati prevalentemente da tedeschi (Prosp. 9). Il più elevato quoziente di natalità

Prosp. 9. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE NEL 1922-36 NEI COMUNI DELLA VENEZIA TRIDENTINA CLASSIFICATI SECONDO LA LINGUA D'USO

GRUPPI LINGUISTICI	Numero dei Comuni	Popolazione media del periodo	Totale dei nati vivi	Totale dei morti	Incremento naturale totale	Quozienti medi annui (% _{100 ab.})		
						natalità	mortalità	incremento naturale
COMPLESSO DELLA VENEZIA TRIDENTINA								
Italiano	127	389.383	139.108	96.622	42.486	23.82	16.54	7.28
Misto	20	109.052	34.158	24.465	9.693	20.88	14.96	5.92
Tedesco	78	165.768	68.038	38.537	29.501	27.36	15.50	11.86
PROVINCIA DI TRENTO								
Italiano	114	371.096	132.143	92.624	39.519	23.74	16.64	7.10
<i>Italiano escl. tre Comuni (1)</i>	111	<i>283.152</i>	<i>104.635</i>	<i>74.152</i>	<i>30.483</i>	<i>24.64</i>	<i>17.46</i>	<i>7.18</i>
Misto	10	17.481	6.585	4.143	2.442	25.11	15.80	9.31
Tedesco	4	7.128	2.794	1.615	1.179	26.13	15.10	11.03
PROVINCIA DI BOLZANO								
Italiano	8	10.323	4.259	2.297	1.962	27.50	14.83	12.67
Misto	10	91.571	27.573	20.322	7.251	20.07	14.80	5.27
<i>Misto escl. tre Comuni (2)</i>	7	<i>15.300</i>	<i>5.775</i>	<i>3.070</i>	<i>2.705</i>	<i>25.16</i>	<i>13.38</i>	<i>11.78</i>
Tedesco	74	158.640	65.244	36.922	28.322	27.42	15.52	11.90
COMPLESSO DELLA VENEZIA TRIDENTINA (esclusi sei Comuni)								
Italiano (1)	124	301.439	111.600	78.150	33.450	24.68	17.28	7.40
Misto (2)	17	32.781	12.360	7.213	5.147	25.14	14.67	10.37
Tedesco	78	165.767	68.027	38.547	29.480	27.36	15.50	11.86

(1) Esclusi i comuni di Riva, Rovereto e Trento. — (2) Esclusi i comuni di Bolzano, Bressanone e Merano.

(1) Abbiamo conglobato coi dati della Venezia Tridentina quelli relativi ai tre Comuni redenti della provincia di Belluno (Colle di Santa Lucia, Cortina d'Ampezzo e Livinallongo) e ai due Comuni redenti della provincia di Vicenza (Casotto e Pedemonte).

per un verso ed il più basso saggio di mortalità per l'altro, che caratterizzano questo gruppo, stabiliscono una notevole differenza nel quoziente di accrescimento naturale dei due gruppi: 7,28 ‰ per gli italiani, 11,86 ‰ per i tedeschi.

In particolare si osserva che nel gruppo misto sia la natalità sia la mortalità come pure l'incremento naturale sono più bassi di quelli riscontrati per gli altri due gruppi. Se, ai fini dell'interpretazione dei dati, invece di considerare l'insieme della Venezia Tridentina si analizza la situazione interna delle due provincie Bolzano e Trento, si constata come nella provincia di Bolzano l'elemento italiano (per poco numeroso che sia) è caratterizzato da una natalità e da un incremento naturale molto prossimi alla natalità e all'incremento naturale dei tedeschi.

Nella provincia di Trento il piccolo gruppo di tedeschi è contrassegnato da quozienti di natalità e incremento naturale più elevati rispetto agli italiani ed assai più consimili a quelli che caratterizzano i tedeschi della provincia di Bolzano.

La spiegazione di quanto ora si è posto in evidenza nel raffronto fra le due provincie di Bolzano e Trento è da ricercarsi nella circostanza che l'elemento italiano della provincia di Bolzano ha caratteri assai simili alla circostante popolazione tedesca, mentre i tedeschi della provincia di Trento, viventi geograficamente a ridosso della provincia di Bolzano, ne hanno anche le caratteristiche demografiche.

2. — Senonchè i quozienti esaminati nel precedente paragrafo si basano su elementi eterogenei:

a) In primo luogo perchè tra i Comuni considerati ve ne sono alcuni che hanno un numero di abitanti piuttosto elevato rispetto al numero medio di abitanti degli altri Comuni. Ora le città popolate, trovandosi per la loro particolare struttura demografica in condizioni speciali, certamente determinano con il loro peso modificazioni sensibili nella fisionomia del quadro demografico complessivo. Infatti, nei grandi Comuni, come Bolzano, Merano, Rovereto e Trento, i quozienti di natalità risultano assai più bassi della media e l'opposta circostanza si verifica per quelli di mortalità. Perchè si possa ottenere un quadro demografico preciso della Regione in esame è necessario quindi separare in sede di analisi tali Comuni, nonchè quelli di Bressanone e Riva.

b) In secondo luogo, perchè i due primi censimenti considerati (1921 e 1931) sono stati eseguiti in stagioni diverse (rispettivamente in autunno e primavera). Ora, essendo questi Comuni stazioni di cura, di soggiorno e centri di attrazioni turistiche, il diverso contingente di forestieri presenti nelle due stagioni (contingente che necessariamente va conglobato nell'ammontare della popolazione, il che aumenta il denominatore dei quozienti de-

mografici) esercita un effetto deprimente sul livello di quozienti. Questa circostanza rende a maggior ragione fondata l'esclusione dai gruppi dei comuni di Bolzano e Merano che si trovano ambedue nella condizione suddetta (1).

I nuovi coefficienti ottenuti dopo queste esclusioni differiscono da quelli più sopra considerati, anche se non in misura spiccata, per il gruppo italiano in quanto i quozienti di natalità sono più elevati. I coefficienti presentano, invece, più radicale variazione nel gruppo misto: la natalità risulta più elevata e la mortalità invece più bassa, in modo che l'accrescimento naturale è notevolmente più alto che non nel precedente calcolo: $9,88\%$ contro $6,04\%$.

Naturalmente la situazione che si delinea attraverso i dati delle classi intermedie non permette di trarre deduzioni categoriche data la particolare composizione dei Comuni a cui si riferisce.

3. — Rivolgendo l'attenzione al diverso andamento dei fenomeni, notiamo che la natalità e la mortalità presentano situazioni presso a poco uguali in ciascuno dei tre quinquenni 1922-1926, 1927-1931 e 1932-1936, allorchè vengono esaminati in riferimento ai tre gruppi linguistici considerati. (Prosp. 10).

(1) Non è stato possibile eliminare dal numero degli abitanti censiti l'ammontare preciso dei forestieri (turisti) nè in base ai dati del censimento, nè in base alle statistiche del movimento dei forestieri. Il censimento infatti, mentre dà il numero delle persone che hanno dimora temporanea nel Comune, non registra separatamente i turisti, e le altre statistiche, d'altra parte, non consentono di risalire che a soli cinque anni di distanza.

Nel prospetto che segue abbiamo raggruppato i dati desunti dai vari fascicoli del « Bollettino mensile » dell'E.N.I.T. dai quali risulta chiaramente il diverso movimento dei forestieri (italiani e stranieri) in primavera (stagione del VII censimento) e nel tardo autunno (stagione del VI censimento).

Anni	Forestieri in arrivo nei mesi di:					
	aprile	novembre	dicembre	aprile	novembre	dicembre
	BOLZANO			MERANO		
1929 . .	?	6.437	4.729	9.392	3.395	2.280
1930 . .	13.550	6.820	4.882	14.723	3.850	9.250
1931 . .	13.541	5.444	4.295	10.988	3.291	2.314
1932 . .	7.915	5.148	3.954	6.592	2.912	2.111
1933 . .	13.619	5.073	3.795	10.804	2.744	1.912
	BRESSANONE			RIVA		
1929 . .	?	?	?	3.081	—	?
1930 . .	?	?	?	3.887	514	273
1931 . .	1.262	627	514	3.656	489	251
1932 . .	733	527	422	1.731	277	205
1933 . .	1.013	434	329	3.175	263	182

Volendo adoperare in base a questi dati una specie di coefficiente di correzione i risultati perderebbero assai della loro precisione. Da ciò l'opportunità di rinunciare alla correzione dei dati ed escludere puramente e semplicemente i Comuni in questione.

Prosp. 10. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE NEI COMUNI DELLA VENEZIA TRIDENTINA SECONDO LA LINGUA D'USO NEI QUINQUENNI 1922-26, 1927-1931 E 1932-36 (1)

FENOMENI DEMOGRAFICI	Periodi	Gruppi con lingua d'uso		
		italiana (2)	mista	tedesca (3)
CIFRE ASSOLUTE				
Popolazione media annua	1922—1926	308.974	31.565	159.111
	1927—1931	297.830	34.881	165.899
	1932—1936	297.514	33.897	172.292
Nati vivi in totale	1922—1926	45.598	4.659	24.163
	1927—1931	36.234	4.115	22.849
	1932—1936	29.755	3.586	21.015
Morti in totale	1922—1926	30.046	2.747	13.908
	1927—1931	25.376	2.388	12.699
	1932—1936	22.731	2.075	11.940
Incremento naturale totale	1922—1926	15.552	1.912	10.255
	1927—1931	10.858	1.727	10.150
	1932—1936	7.024	1.511	9.075
CIFRE RELATIVE (‰ ab.)				
Natalità media annua	1922—1926	29,52	29,52	30,37
	1927—1931	24,33	23,59	27,55
	1932—1936	20,00	21,15	24,39
Mortalità media annua	1922—1926	19,45	17,39	17,48
	1927—1931	17,04	13,70	15,31
	1932—1936	13,28	12,24	13,86
Incremento naturale medio annuo	1922—1926	10,07	12,13	12,89
	1927—1931	7,29	9,89	12,24
	1932—1936	6,72	8,91	10,53

(1) Il numero dei Comuni con lingua d'uso prevalente italiana ammonta a 124, con lingua d'uso tedesca a 78 e con lingua d'uso mista a 17. — (2) Vedi nota (1) del Prosp. 9. — (3) Vedi nota (2) del Prosp. 9.

Nel quinquennio 1927-31, in particolare, si notano per tutti i gruppi linguistici quozienti più bassi rispetto al quinquennio 1922-1926. Se si procede per i periodi 1927-31 e 1932-36 al calcolo dei numeri indici della natalità, mortalità ed incremento naturale assumendo come base il 1922-26, si nota che nel 1927-31 l'incremento naturale del gruppo italiano è quello che subisce la minore riduzione rispetto agli altri due gruppi; e ciò in quanto

se la natalità degli italiani ha accusato, rispetto al gruppo tedesco, nello stesso periodo, una maggiore riduzione, ancora maggiore è stata per il gruppo italiano rispetto a quello tedesco la riduzione della mortalità.

Nel 1932-36 la diminuzione dell'incremento naturale del gruppo italiano rispetto al 1922-26 è superiore a quella degli altri due gruppi, in quanto la più forte diminuzione della natalità degli italiani non è stata bilanciata dal decremento della mortalità che, purtuttavia, risulta superiore a quello del gruppo misto e tedesco (Prosp. 11).

Prosp. 11. — NUMERI INDICI DEL MOVIMENTO NATURALE MEDIO ANNUO DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DELLA VENEZIA TRIDENTINA CLASSIFICATI SECONDO LA LINGUA D'USO

POPOLAZIONE CON LINGUA D'USO	Numero dei Comuni	Numeri indici (base 1922-26 = 100)					
		natalità		mortalità		incremento naturale	
		1927-31	1932-36	1927-31	1932-36	1927-31	1932-36
Italiana	124	82,42	67,75	87,61	68,28	72,39	66,73
Mista	17	79,91	71,65	78,78	70,39	81,53	73,45
Tedesca	78	90,71	80,31	87,59	79,29	94,96	81,69

4. — Se, invece di considerare il quoziente generico di natalità, si ricorre al quoziente di fecondità, si ha una misura più approssimata della potenzialità demografica, in quanto nel quoziente di fecondità il numero dei nati viene riferito ad un gruppo scelto della popolazione (donne in età feconda) che più direttamente contribuisce alla natalità (Prosp. 12).

Non essendo stato possibile rilevare il numero delle donne in età feconda (da 15 a 49 anni) per i singoli Comuni, abbiamo considerato quali indici caratteristici dei tedeschi i quozienti di fecondità della provincia di Bolzano; per gli italiani, invece, quelli della provincia di Trento.

Prosp. 12. — FECONDITÀ GENERALE E LEGITTIMA DELLE PROVINCIE DI BOLZANO E TRENTO NEL 1930-32

PROVINCIE	Nati vivi		Donne da 15 a 49 anni (censimento del 21-4-31)		Quoziente di fecondità (nati vivi $\frac{1}{100}$ donne da 15 a 49 anni)		
	in totale	legittimi	in totale	coniugate	generale	legittima	
Bolzano	a)	6.528	5.711	70.504	28.357	92,59	201,40
	b)	4.993	4.542	45.885	18.858	108,82	240,85
Trento	a)	8.285	7.935	101.673	45.426	87,49	174,68
	b)	6.425	6.228	73.497	33.767	87,42	184,44

a) Complesso della Provincia. — b) esclusi i Comuni con 10.000 e più abitanti (Bolzano, Bressanone e Merano per la provincia di Bolzano; Pergine Valsugana, Riva, Rovereto e Trento per la provincia di Trento).

Orbene i saggi di fecondità generale e quelli di fecondità legittima relativi tanto alle Provincie intere quanto alle Provincie con esclusione dei Comuni con oltre 10.000 abitanti (e ciò per eliminare numerosi fattori di perturbazione dovuti al fenomeno dell'urbanesimo) risultano in tutti i casi superiori per la provincia di Bolzano, specie quelli di fecondità legittima che mostrano uno scarto rilevante rispetto ai saggi della provincia di Trento.

Cap. III

L'evoluzione demografica della Venezia Giulia (1)

1. — Sulle più remote caratteristiche etnografiche della Venezia Giulia abbiamo solo pochi dati. La preponderanza dell'elemento italiano nei tempi lontani è certa e ne fa più che sufficiente fede l'onomastica più tardi slavizzata, dei villaggi e delle famiglie, nella quale è facile scorgere l'origine latina (2). E' noto che le tribù di origine slava furono introdotte a piccoli gruppi dal IX al X secolo in poi dai Signori del luogo, dalla stessa Repubblica veneta e, in tempi più recenti, dall'Austria. Malgrado questo incessante processo di colonizzazione che investì quasi tutti gli altopiani, le coste sino al Quarnaro sono rimaste di dominio dei gruppi italiani e, come afferma il CZOERNIG (3), gli abitanti di Muggia, Capo d'Istria, Isola, Pirano, come pure quelli di Orsera, Rovigno, Valle e Dignano sono discendenti puri e diretti delle popolazioni latine dell'epoca romana. I gruppi italiani, nonostante la loro posizione tutt'altro che invidiabile di fronte ai dominatori tedeschi, esercitarono un'influenza profonda e continua anche sulla vita materiale e spirituale dei gruppi slavi. Così si può comprendere come il RECLUS abbia potuto dire che sul versante orientale dell'Adriatico la civilizzazione era divenuta sinonimo di italianizzazione.

Ciò poteva avvenire non soltanto per la superiorità schiacciante della cultura italiana, ma anche per la ragguardevole massa degli abitanti italiani di quelle regioni. Benchè solo dal 1880 possediamo dati attendibili sull'evoluzione della popolazione dell'Austria secondo la lingua d'uso, questi sono abbastanza rappresentativi perchè si possa seguire il ritmo di espansione degli italiani nel periodo prebellico.

(1) Abbiamo compreso nella Venezia Giulia anche i Comuni redenti della provincia di Udine, ad eccezione del comune di Pontebba che solo in parte è costituito da terra redenta.

(2) Il RECLUS, *L'Europe centrale*, op. cit., pag. 246, ricorda il caso del comune di Nabresina nel cui nome si voleva vedere la parola slovena « sulla scogliera », mentre nel Medio Evo, come nuovamente oggi, tale Comune fu chiamato Aurisina. Ciò riportiamo solo a titolo di esempio per indicare il procedimento di slavizzazione di nomi italiani.

(3) K. v. CZOERNIG, *Ethnographie des österreichischen Monarchie*, I. Band, Wien, 1857, pag. 64.

Prosp. 13. — EVOLUZIONE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DELLA VENEZIA
GIULIA SECONDO LA LINGUA D'USO

Anni di censimento	Popolazione					Periodi inter- censuali	Accrescimento annuo della popolazione con lingua d'uso			
	in com- plesso	con lingua d'uso			%		italiana		slava	
		italiana	slava	sul complesso			assoluto	percen- tuale	assoluto	percen- tuale
VENEZIA GIULIA E ZARA (1)										
1880	718 642	289.960	365.731	37,1	50,9	1880—1890	23.363	0,806	25.313	0,692
1890	774.469	313.323	391.044	40,5	50,5	1890—1900	47.050	1,502	13.504	0,345
1900	777.089	360.373	404.548	46,4	52,1	1900—1910	2.039	0,056	83.614	2,066
1910	1.004.193	362.412	488.162	36,1	48,6	1910—1921	198.769	5,023	-125.253	-2,350
1921	964.987	561.181	362.909	58,2	37,6	1880—1921	271.221	2,285	2.822	-0,018
PROVINCIA DI UDINE (2)										
1880	29.648	21.056	2.540	71,0	8,6	1880—1890	-996	-0,473	-33	-0,129
1890	28.970	20.060	2.507	69,2	8,7	1890—1900	335	0,166	-306	-1,220
1900	30.247	20.395	2.201	67,4	7,3	1900—1910	3.393	1,666	-472	-2,144
1910	34.837	23.793	1.720	68,3	5,-	1910—1921	4.975	1,915	-385	-2,039
1921	35.736	28.768	1.344	80,5	3,8	1880—1921	7.712	0,892	-1.196	-1,141
PROVINCIA DI GORIZIA										
1880	178.731	36.605	135.889	20,5	76,0	1880—1890	2.630	0,590	5.066	0,372
1890	186.087	38.768	140.955	20,8	75,4	1890—1900	3.468	0,894	5.565	0,394
1900	196.777	42.236	146.520	21,5	74,5	1900—1910	-29.249	-6,925	14.062	0,959
1910	213.640	12.987	160.582	6,1	75,2	1910—1921	42.468	29,953	-19.168	1,093
1921	200.707	55.455	141.414	27,6	70,6	1880—1921	18.850	1,259	5.525	0,099
PROVINCIA DI TRIESTE										
1880	209.726	108.543	70.000	51,8	33,4	1880—1890	14.033	1,292	2.721	0,388
1890	226.663	122.576	72.721	54,1	32,1	1890—1900	18.353	1,497	-1.511	-0,207
1900	250.697	140.929	71.210	56,2	28,4	1900—1910	9.652	0,684	34.977	4,911
1910	312.493	150.581	106.187	48,2	34,-	1910—1921	92.985	5,656	-42.887	-3,699
1921	325.940	243.566	63.300	74,7	19,4	1880—1921	135.023	3,040	-6.709	-0,234
PROVINCIA DI POLA										
1880	223.702	105.120	101.845	47,0	45,5	1880—1890	5.224	0,495	17.048	1,673
1890	242.599	110.344	118.893	45,7	45,9	1890—1900	18.601	1,685	1.031	0,086
1900	263.164	128.945	119.924	49,0	45,6	1900—1910	9.512	0,737	29.730	2,479
1910	318.880	138.457	149.654	44,3	46,9	1910—1921	43.361	2,868	-49.927	-3,055
1921	287.470	181.818	99.727	63,2	34,7	1880—1921	76.698	1,782	-2.118	-0,051
PROVINCIA DI FIUME										
1880	63.591	9.436	51.421	14,8	80,9	1880—1890	4.284	4,640	-1.481	-0,288
1890	74.919	13.720	49.940	18,3	66,7	1890—1900	4.915	3,582	7.472	1,496
1900	88.178	18.635	57.412	21,1	65,1	1900—1910	6.462	3,467	5.397	0,940
1910	104.284	25.097	62.809	24,1	60,2	1910—1921	14.194	5,180	-8.223	-1,192
1921	96.511	39.291	54.586	40,7	56,6	1880—1921	29.855	7,736	3.165	0,149
PROVINCIA DI ZARA										
1880	13.244	9.200	4.036	69,2	30,5	1880—1890	-1.345	-1,461	1.992	4,935
1890	15.231	7.855	6.028	51,6	39,6	1890—1900	1.378	1,754	1.253	2,078
1900	18.026	9.233	7.281	51,2	40,4	1900—1910	2.264	2,452	-80	-0,109
1910	20.059	11.497	7.201	57,3	35,9	1910—1921	786	0,626	-4.663	-5,931
1921	18.623	12.283	2.538	65,9	13,6	1880—1921	3.083	0,815	-1.498	-0,916

(1) Compresa Udine, parte redenta. — (2) Parte redenta.

I dati si riferiscono alla Venezia Giulia entro i confini al 21-4-936 (provincie di Gorizia, Trieste, Pola e Fiume) nonchè alla parte redenta della provincia di Udine e di Zara (Prosp. 13).

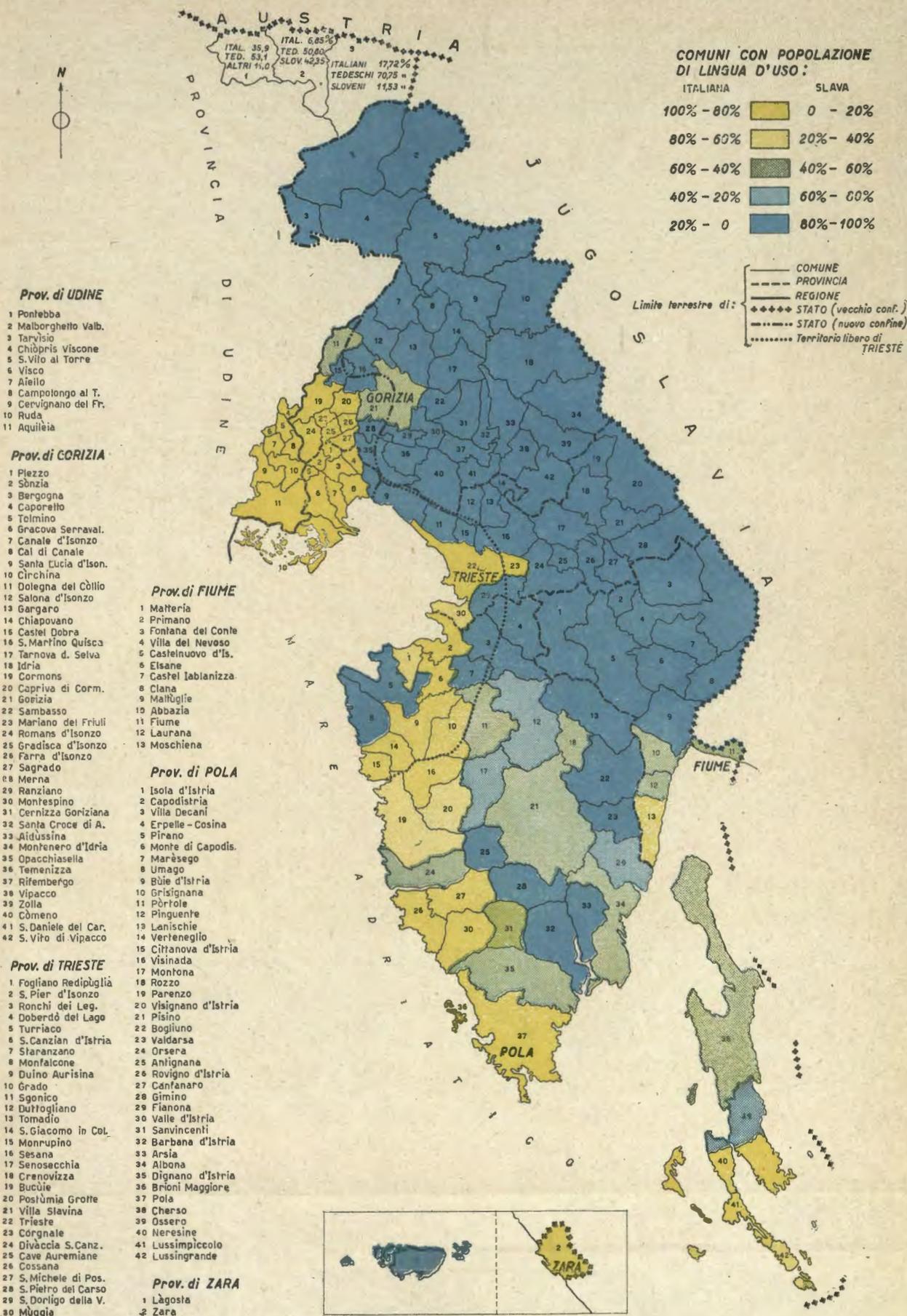
All'epoca del censimento del 1880 v'era una differenza di circa 76 mila abitanti a favore degli elementi slavi: 289.960 italiani e 365.731 slavi; tale differenza è leggermente aumentata a circa 78 mila nel successivo censimento per ridursi poi, alla fine dei seguenti dieci anni, a circa 44 mila unità. L'accrescimento medio annuo durante il predetto periodo è stato dell'1,502% per gli italiani e del 0,345% per gli slavi. Tale situazione è però radicalmente cambiata nel primo decennio di questo secolo e in proporzioni ancora più spiccate che nella Venezia Tridentina. L'elemento italiano infatti durante detto periodo accusa un accrescimento solo assai modesto (0,056%) mentre gli slavi accusano un accrescimento annuo ragguardevole (2,066%).

E' assai difficile trovare una spiegazione ragionevole per la forte differenza tra i due incrementi, dato che, come vedremo più avanti, le differenze esistenti tra il bilancio del movimento naturale della popolazione dei due gruppi non giustificano divari così notevoli, nè le variazioni tra un decennio e l'altro sono di tale entità da giustificare bruschi mutamenti nel ritmo d'evoluzione dei due gruppi di popolazione.

Le cause profonde che hanno determinato il lungo periodo di tempo nel quale si è mantenuto più vibrato il dinamismo demografico del gruppo italiano vanno indubbiamente ricercate nella maggiore vitalità intrinseca del gruppo stesso, non certo favorito da provvedimenti intesi ad incoraggiare l'immigrazione dai limitrofi territori italiani. L'influenza della contrastata espansione del gruppo italiano attraverso provvedimenti analoghi a quelli ricordati della Venezia Tridentina si manifesta nel rallentato ritmo demografico del primo decennio del secolo attuale, e del quale ha beneficiato il gruppo slavo. Infatti non altrimenti potrebbe spiegarsi il balzo del tasso d'incremento per il gruppo slavo, ricordato più sopra, che è il chiaro portato di un massiccio movimento immigratorio slavo verificatosi nella fine del secolo.

E' comprensibile invece senz'altro il capovolgimento della situazione dopo la prima guerra mondiale, in quanto all'esodo di elementi slavi si contrappone l'afflusso di molti italiani, stabiliti nelle terre redente sia per motivi privati o professionali, sia per necessità derivanti dalla nuova organizzazione italiana di tutti i servizi pubblici. Ma certamente il notevole cambiamento è influenzato dalle quantità non trascurabili di quegli elementi che nel periodo 1900-1910 sono spariti dalla massa degli italiani per ingrossare le file degli slavi per merito delle compiacenti registrazioni austriache.

Il cartogramma a colori illustra con notevole efficacia la dislocazione nel territorio giuliano degli elementi italiani e slavi, presi come unità territoriale i singoli Comuni al 1° dicembre 1921.



A complemento di quanto più sopra esposto si riportano i dati del Prosp. 14, ripresi da uno studio del WABER. Nel detto prospetto, oltre ai dati dei censimenti, dal 1880 in poi, che presentano alcune spiegabili divergenze di fronte alle nostre cifre, sono riportati anche i risultati dei censimenti del 1846 e del 1857, nei quali la distribuzione dei gruppi viene basata sul concetto della nazionalità.

Prosp. 14. — POPOLAZIONE PRESENTE SECONDO LA NAZIONALITÀ NEGLI ANNI DAL 1846 AL 1857 E SECONDO LA LINGUA D'USO NEGLI ANNI DAL 1880 AL 1910 (1)

Anni di censimento	P o p o l a z i o n e								
	in totale (2)	i t a l i a n a		s l o v e n a		s e r b o - c r o a t a		t e d e s c a	
		cifre assolute	% sul totale	cifre assolute	% sul totale	cifre assolute	% sul totale	cifre assolute	% sul totale
T R I E S T E (3)									
1846	80.300	43.940	54,72	25.300	31,51	—	—	8.000	9,96
1857	76.783	27.449	35,75	39.533	51,49	500	0,65	6.000	7,81
1880	120.515	88.887	73,76	26.263	21,79	126	0,10	5.141	4,27
1890	135.415	100.039	73,88	27.725	20,47	404	0,30	7.107	5,25
1900	151.010	116.825	77,36	24.679	16,34	451	0,30	8.880	5,88
1910	190.913	118.956	62,31	56.916	29,81	2.403	1,26	11.856	6,21
G O R I Z I A E G R A D I S C A (3)									
1846	191.766	61.489	32,06	128.462	67,00	—	—	1.385	0,72
1857	196.276	62.974	32,08	130.741	66,61	—	—	2.150	1,10
1880	206.019	73.425	35,64	129.857	63,03	12	0,01	2.659	1,29
1890	213.862	76.514	35,78	135.020	63,13	60	0,03	2.195	1,03
1900	225.402	81.136	36,00	140.582	62,37	94	0,04	3.498	1,55
1910	249.893	90.119	36,06	154.564	61,85	186	0,07	4.486	1,80
I S T R I A (3)									
1846	228.035	60.000	26,31	31.995	14,03	134.445	58,96	—	—
1857	234.872	72.303	30,98	28.177	12,00	132.091	56,24	—	—
1880	284.154	114.291	40,22	43.004	15,14	121.732	42,84	4.779	1,68
1890	310.003	118.027	38,07	44.418	14,33	140.713	45,39	5.904	1,91
1900	335.965	136.191	40,54	47.717	14,20	143.057	42,58	7.076	2,11
1910	386.463	147.417	38,15	55.134	14,27	168.184	43,52	12.735	3,30

(1) Waber, Die zahlenmässige Entwicklung, op. cit. pagg. 702-705. — (2) Incluse « altre ». — (3) Circostrizioni austriache.

3. — L'influenza del diverso accrescimento naturale della popolazione durante i primi anni del secolo XX, come risulta dai dati del Prosp. 15, non basta a giustificare il verificarsi degli ulteriori cambiamenti per cui nella evoluzione stentata degli italiani e in quella rigogliosa degli slavi non deve essere certo estranea, oltre all'influenza del movimento migratorio, l'azione svolta dalle autorità austriache. Infatti l'equilibrio sopra riscontrato nelle forze demografiche delle due popolazioni italiana e slava si presenta solo in parte come risultante dell'accrescimento naturale. Ciò si può dedurre dai dati del prospetto, calcolati con lo stesso procedimento seguito per la Venezia Tridentina, e riguardanti il movimento della popolazione durante il periodo 1881-1913, di alcuni Capitanati distrettuali e distretti politici ex austriaci, con abitanti di lingua d'uso prevalentemente italiana o slava.

Prosp. 15. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DAL 1881 AL 1913 NEI CAPITANATI DISTRETTUALI O DISTRETTI POLITICI DELLA VENEZIA GIULIA, SECONDO LA LINGUA D'USO PREVALENTE (1)

FENOMENI DEMOGRAFICI	Gruppi linguistici (2)	Periodi				
		1881—1890	1891—1900	1901—1910	1911—1913	1881—1913
CIFRE ASSOLUTE						
Popolazione media annua . . .	italiano . . .	209.189	220.343	235.989	248.991	224.308
	slavo . . .	114.182	123.267	138.346	152.512	125.893
Nati vivi in totale	italiano . . .	78.707	82.979	88.884	26.839	277.409
	slavo . . .	45.160	45.978	54.321	18.231	163.690
Morti in totale	italiano . . .	56.678	59.086	56.526	15.909	188.199
	slavo . . .	29.747	29.673	29.393	8.946	97.759
Incremento naturale totale . . .	italiano . . .	22.029	23.893	32.318	10.930	89.170
	slavo . . .	15.413	16.305	24.928	9.285	65.931
CIFRE RELATIVE (‰ ab.)						
Natalità media annua	italiano . . .	37,62	37,66	37,65	35,93	37,18
	slavo . . .	39,55	37,30	39,26	39,85	39,03
Mortalità media annua	italiano . . .	27,09	26,82	23,95	21,30	24,64
	slavo . . .	26,05	24,07	21,25	19,55	22,45
Incremento naturale medio annuo	italiano . . .	10,53	10,84	13,69	14,63	12,53
	slavo . . .	13,50	13,23	18,02	20,29	16,58

(1) Cfr. nota 1 del Prosp. 7. — (2) 2 distretti per gli italiani e 5 per gli slavi.

La natalità in genere più elevata e la mortalità più bassa degli slavi hanno tenuto costantemente più alto il loro accrescimento naturale; anzi i quozienti relativi a quest'ultimo fenomeno mostrano, nel volger degli anni, un divario sempre più accentuato: nel decennio 1881-90 essi risultavano 10,53^o/₁₀₀ e 13,50^o/₁₀₀ rispettivamente per gli italiani e per gli slavi, e passano a 14,63 e a 20,29^o/₁₀₀ nel triennio 1911-13.

Tale andamento trova la sua origine nell'influenza che le città esercitano sul movimento naturale della popolazione: se si osservano infatti le cifre del Prosp. 16 si constata facilmente — e più in là vedremo anche meglio — che le zone abitate in prevalenza da italiani, ad es. Gradisca e Parenzo, hanno natalità ed accrescimento naturale non inferiori alle più rigogliose zone slave.

Prosp. 16. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE DAL 1881 AL 1910 NEI CAPITANATI DISTRETTUALI, DISTRETTI POLITICI E CITTÀ CON PROPRIO STATUTO NELLA VENEZIA GIULIA E ZARA

CIRCOSCRIZIONI	Natalità (‰ ab.)			Mortalità (‰ ab.)			Incremento naturale (‰ ab.)		
	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910	1881— 1890	1891— 1900	1901— 1910
Gorizia (città)	27,50	26,00	25,89	31,65	32,89	29,48	-4,15	-6,89	-3,59
Gorizia (dintorni)	39,03	38,36	38,54	27,36	26,20	23,97	11,67	12,16	14,57
Gradisca	40,88	36,39	40,21	25,33	22,71	20,83	15,55	13,68	19,38
Sesana	40,44	38,56	38,39	30,65	27,73	24,33	9,79	10,83	14,06
Tolmino	34,29	35,08	36,90	26,94	30,33	27,48	7,35	4,75	9,42
Trieste	34,57	31,18	32,91	31,56	28,54	25,69	3,01	2,64	7,22
Rovigno (città)	38,69	40,74	39,43	37,96	34,73	29,22	0,73	6,01	10,21
Capo d'Istria	41,47	39,65	42,79	31,78	30,39	25,99	9,69	9,26	16,80
Lussino	37,38	34,53	30,69	26,14	23,71	22,56	11,24	10,82	8,13
Parenzo	43,25	41,54	41,95	30,94	27,88	24,47	12,31	13,66	17,48
Pisino	36,45	39,62	41,15	24,32	25,79	22,88	12,13	13,83	18,27
Pola	35,11	36,84	40,23	28,29	28,38	25,08	6,82	8,46	15,15
Valosca	39,46	40,47	37,16	28,55	28,11	25,31	10,91	12,36	11,85

3. — Se si esamina la situazione della Venezia Giulia e Zara nel periodo dopo la prima guerra mondiale e si limita l'analisi ai soli dati del movimento naturale della popolazione di tutti i Comuni esistenti nella regione menzionata, relativi al quindicennio 1922-36, riportati nel prospetto 17, si nota che, ancor più che nella Venezia Tridentina, le caratteristiche demografiche si presentano meno favorevoli per gli italiani. Infatti, passando dai Comuni con netto predominio di lingua italiana a quelli nei quali la diffusione

Prosp. 17. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE NEL 1922-1936 NEI COMUNI DELLA VENEZIA GIULIA E ZARA CLASSIFICATI SECONDO LA LINGUA D'USO

GRUPPI	Numero dei Comuni	Popolazione media del periodo	Totale dei nati vivi	Totale dei morti	Incremento naturale totale	Quozienti medi annui (% ₁₀₀ ab.)		
						natalità	mortalità	incremento naturale
COMPLESSO DELLA VENEZIA GIULIA E ZARA								
Italiano	41	497.637	144.707	106.057	38.650	19,39	14,21	5,18
Misto	22	245.686	88.319	55.144	33.175	23,97	14,96	9,01
Slavo	69	245.223	98.548	57.892	40.656	26,79	15,74	11,05
PROVINCIA DI UDINE								
Italiano	8	27.339	10.216	4.493	5.723	24,91	10,96	13,95
PROVINCIA DI GORIZIA								
Italiano	7	27.611	8.698	5.037	3.661	21,00	12,16	8,84
Misto	2	49.170	15.111	11.732	3.379	20,49	15,91	4,58
Misto escluso Gorizia	1	2.498	1.078	457	621	28,82	12,01	16,81
Slavo	33	126.533	49.293	29.123	20.170	25,97	15,34	10,63
Slavo escluso Idria	32	116.014	45.907	26.702	19.205	26,38	15,34	11,04
PROVINCIA DI TRIESTE								
Italiano	9	284.994	72.223	60.832	11.391	16,89	14,23	2,66
Italiano escl. due Comuni (1)	7	22.464	8.502	3.794	4.708	25,24	11,26	13,98
Misto	1	11.742	3.441	2.022	1.419	19,54	11,48	8,06
Slavo	20	45.379	16.587	10.080	6.507	24,37	14,81	9,56
PROVINCIA DI POLA								
Italiano	15	136.391	45.113	29.547	15.566	22,05	14,44	7,61
Italiano escl. quattro Comuni (2)	11	46.616	19.224	10.444	8.780	27,50	14,93	12,57
Misto	16	121.022	52.584	27.696	24.888	28,96	15,26	13,70
Slavo	8	34.250	16.502	8.828	7.674	32,12	17,18	14,49
PROVINCIA DI FIUME								
Italiano	1	2.922	846	708	138	19,30	16,16	3,14
Misto	3	63.742	17.183	13.694	3.489	17,97	14,32	3,65
Misto escluso Fiume	1	13.077	3.224	2.466	768	16,44	12,54	3,90
Slavo	9	37.357	15.406	9.438	5.968	27,49	16,84	10,65
PROVINCIA DI ZARA								
Italiano	1	18.380	7.611	5.440	2.171	27,61	19,73	7,88
Slavo	1	1.703	760	423	337	29,76	16,56	13,20
COMPLESSO DELLA VENEZIA GIULIA E ZARA (esclusi dieci Comuni) (3)								
Italiano	35	145.331	55.097	29.916	25.181	25,27	13,72	11,55
Misto	19	148.349	60.327	32.641	27.686	27,11	14,67	12,44
Slavo	70	234.703	95.162	55.471	39.691	27,03	15,76	11,27

(1) Monfalcone e Trieste. — (2) Capo d'Istria, Pirano, Pola e Rovigno. — (3) Gorizia, Idria, Monfalcone, Trieste, Capo d'Istria, Pirano, Pola, Rovigno e Fiume.

delle lingue slave (1) è più forte, diventano più elevati i quozienti di natalità e di accrescimento naturale.

Così, mentre nel gruppo degli italiani, il quoziente di natalità risulta di 19,39‰ e quello di accrescimento di 5,18‰, nel gruppo misto la natalità si eleva a 23,97‰ e l'accrescimento a 9,01‰; ambedue questi quozienti raggiungono infine i valori massimi con una natalità del 26,79‰ e un accrescimento dell'11,05‰ nel gruppo di predominio slavo. Quanto alla mortalità, se essa risulta superiore per gli slavi, non è però tanto elevata da elidere l'effetto riflesso sull'incremento naturale dalla maggiore natalità.

4. — Analogamente a quanto si è fatto per la Venezia Tridentina, ai fini di eliminare alcuni fattori di perturbazione, anche per la Regione in esame si presenta l'opportunità di procedere ad una limitazione del campo di osservazione. Invero, e per note ragioni, la presenza di alcune città nel gruppo dei Comuni italiani non è senza effetto sul bilancio demografico, che risulta perciò notevolmente deformato. Per giungere ad una più reale visione della potenzialità demografica delle varie popolazioni, i calcoli devono essere basati su elementi tra loro direttamente confrontabili; pertanto, oltre alle città di Fiume, Gorizia, Pola e Trieste, sono stati esclusi dalle ulteriori considerazioni i comuni di Abbazia e Laurana, (i quali, in conseguenza delle loro caratteristiche derivanti dal fatto di essere stazioni di cura e di soggiorno, perturbano l'andamento dei fenomeni demografici oggetto di analisi) analogamente a quanto in precedenza si è posto in evidenza per la Venezia Tridentina nei riguardi dei Comuni di Merano e Bolzano (2).

Non sono stati del pari considerati i Comuni di Zara e Lagosta a causa della distanza che separa tali Comuni dal complesso della regione Giuliana.

Così impostata l'analisi dei dati, la situazione appare assai più favorevole nei confronti degli italiani. Infatti se si confronta la natalità dei gruppi italiano (25,27‰ ab.) e slavo (27,03‰ ab.) il divario si attenua notevolmente,

(1) Abbiamo considerato globalmente gli sloveni ed i serbo-croati, chè il piccolo numero dei Comuni (16 contro 64) aventi maggioranza di lingua serbo-croata non giustificava una trattazione separata, tanto più che i due gruppi possono ritenersi abbastanza affini sotto numerosi punti di vista.

(2) Forestieri (italiani e stranieri) in arrivo nei mesi di Aprile, Novembre e Dicembre degli anni dal 1929 al 1933 in base ai dati desunti dai vari fascicoli del « Bollettino Mensile » dell'E.N.I.T.

Anni	Forestieri in arrivo nei mesi di:					
	aprile	novembre	dicembre	aprile	novembre	dicembre
	LAURANA			VOLOSCA-ABBZIA		
1929	489	32	12	3.942	377	308
1930	757	15	14	4.705	310	341
1931	618	5	6	4.145	218	192
1932	165	—	2	1.757	209	714
1933	381	10	13	3.871	217	491

e l'accrescimento naturale del gruppo italiano (11,55⁰/₀₀ ab.) risulta più rigoglioso di quello slavo (11,27⁰/₀₀ ab.); ciò per la mortalità meno marcata degli italiani (13,72⁰/₀₀ ab.) nei confronti degli slavi (15,76⁰/₀₀ ab.).

I quozienti demografici del gruppo misto, data la caratteristica particolare di esso, non permettono di trarre concrete conclusioni. E' ad ogni modo interessante notare ancora che tale gruppo è caratterizzato dal massimo accrescimento naturale (12,44⁰/₀₀).

5. — In conseguenza del diverso ritmo di diminuzione della natalità e della mortalità per i gruppi italiano e slavo, tra il quinquennio 1922-26 e il quinquennio 1927-31, si è avuto un lieve spostamento, in senso sfavorevole agli italiani, nell'accrescimento naturale (Prosp. 18). Mentre nel primo

Prosp. 18. — MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE PRESENTE NEI COMUNI DELLA VENEZIA GIULIA E ZARA SECONDO LA LINGUA D'USO NEI QUINQUENNI 1922-26 ; 1927-31 ; 1932-36 (1)

FENOMENI DEMOGRAFICI	Periodi	Gruppi con lingua d'uso		
		italiana	mista	slava
CIFRE ASSOLUTE				
Popolazione media annua	1922—1926	175.992	145.190	231.595
	1927—1931	182.189	145.673	232.067
	1932—1936	185.574	146.344	235.519
Nati vivi in totale	1922—1926	26.291	24.087	36.962
	1927—1931	21.681	20.597	30.187
	1932—1936	18.315	17.510	25.540
Morti in totale	1922—1926	13.410	12.826	21.119
	1927—1931	11.840	11.012	17.682
	1932—1936	10.825	9.280	15.725
Incremento naturale totale	1922—1926	12.881	11.261	15.843
	1927—1931	9.841	9.585	12.505
	1932—1936	7.490	8.230	9.815
CIFRE RELATIVE (‰ ab.)				
Natalità media annua	1922—1926	29,88	33,18	31,92
	1927—1931	23,80	28,28	26,02
	1932—1936	19,74	23,93	21,60
Mortalità media annua	1922—1926	15,24	17,67	18,24
	1927—1931	13,00	15,12	15,24
	1932—1936	11,67	12,68	13,35
Incremento naturale medio annuo	1922—1926	14,64	15,51	13,68
	1927—1931	10,80	13,16	10,78
	1932—1936	8,07	11,25	8,34

(1) Il numero dei Comuni con abitanti con lingua d'uso prevalente italiana ammonta a 38, con lingua d'uso slava a 68 e con lingua d'uso mista a 20.

quinquennio i quozienti degli italiani risultavano nettamente superiori a quelli degli slavi, nel secondo la situazione dei due gruppi si presenta pressochè uguale; nel terzo invece, vi è un leggero vantaggio a favore del gruppo slavo.

Prosp. 19. — NUMERI INDICI DEL MOVIMENTO NATURALE DELLA POPOLAZIONE, PRESENTE NEI COMUNI DELLA VENEZIA GIULIA E VENETO (PARTE REDENTE) CLASSIFICATI SECONDO LA LINGUA D'USO

POPOLAZIONE CON LINGUA D'USO	Numero dei Comuni	Numeri indici (base 1922-26 = 100)					
		natalità		mortalità		incremento naturale	
		1927-31	1932-36	1927-31	1932-36	1927-31	1932-36
Italiana	38	79,65	66,06	85,30	76,57	73,77	55,12
Mista	20	85,23	72,12	85,57	71,76	84,85	72,53
Slava	68	81,52	67,95	83,55	73,19	78,80	60,96

L'andamento della natalità, mortalità e incremento naturale dei tre gruppi linguistici considerati, nei quinquenni 1927-31 e 1932-36 in riferimento al quinquennio 1922-26, è posto in evidenza dai dati del Prosp. 19. Da tali dati si rileva agevolmente che in tutti i tre gruppi la potenzialità demografica è andata fortemente diminuendo per il gruppo italiano; nel 1932-36 l'incremento naturale della popolazione si è ridotto del 45% rispetto all'incremento del 1922-26; per i gruppi misti e slavi tale riduzione risulta rispettivamente pari al 27% e al 39%.

Conclusioni

I dati e le considerazioni esposte nelle pagine che precedono contengono in se stessi le conclusioni dell'indagine che ci eravamo proposti.

Da essi si deduce che fino a quando la dinamica della popolazione dei territori considerati potè svolgersi senza l'influenza perturbatrice di cause estranee, o l'influenza di tali cause ebbe portata assai modesta e saltuaria, l'elemento italiano non solo mantenne una posizione di primo piano, ma superò nettamente gli altri gruppi etnici per il naturale vigore di espansione demografica determinata dal movimento intrinseco della popolazione.

Nel periodo di circa un secolo che corre tra gli ultimi decenni del secolo XVIII e l'ultimo scorcio del secolo XIX, e precisamente fino al 1870, il forte gruppo italiano della Venezia Tridentina progredì con un accrescimento annuo totale pari al 7,90 per mille contro un tasso di incremento di solo 1 per mille del gruppo etnico tedesco.

Malgrado la contrastante azione delle cause perturbatrici di cui sopra è fatto cenno — azione concretatasi in frequenti e molteplici interventi delle autorità politiche, diretti ad ostacolare anche nel campo economico la libera evoluzione degli elementi italiani in quelle terre — il suddetto movimento si mantenne fundamentalmente fino al 1913, ultimo anno per il quale le statistiche ufficiali austriache permettono di conoscere la documentazione quantitativa del movimento demografico della Venezia Tridentina.

Ancora a quella data, infatti, la natalità — primo e più importante indice della intrinseca forza demografica di un gruppo etnico — risultava, nell'elemento italiano più elevata che non in quello tedesco.

Anche nella Venezia Giulia l'incremento naturale della popolazione italiana fino al 1900 si sviluppò con ritmo più vigoroso di quello degli elementi slavi.

Pure qui, peraltro, le condizioni andarono modificandosi nei primi decenni del secolo attuale, sotto l'influenza delle medesime cause politiche giocanti a sfavore del gruppo italiano. Ciò malgrado, questo mantenne un ritmo di movimento naturale solo di poco superato dagli slavi.

L'annessione all'Italia dei territori considerati non fu senza riflesso sulla configurazione relativa dei vari gruppi etnici e sull'ulteriore movimento naturale dei medesimi. Nè poteva essere diversamente, ove si tengano presenti gli speciali caratteri del movimento esterno di deflusso e di afflusso di particolari categorie professionali, conseguenti al trasferimento della sovranità dal vecchio al nuovo Stato: da una parte deflusso di militari, impiegati, insegnanti, ecc., dell'antica Amministrazione austriaca, ritornati ai loro Paesi di origine e, dall'altra, per converso, afflusso dei corrispondenti elementi italiani per prenderne il posto.

Tenuto presente che tale movimento interessava precipuamente categorie di persone appartenenti prevalentemente al ceto impiegatizio, spesso isolato dal nucleo familiare rimasto nell'antico territorio italiano, si comprende come all'aumento della popolazione italiana^{non} abbia fatto riscontro un corrispondente incremento dei tassi di natalità, trattandosi di un incremento di popolazione determinato dall'apporto di categorie a più bassa natalità che non le categorie prevalentemente rurali.

Eliminando dal calcolo i gruppi professionali di cui si parla sarebbe infatti facile vedere che il ritmo di incremento naturale dell'originario elemento italiano, costituito in prevalenza da categorie rurali, anche nel più recente periodo compreso fra le due guerre mondiali, si è sostanzialmente mantenuto non sfavorevole in confronto a quello dell'elemento slavo e tedesco delle corrispondenti categorie.

FONTI:

- Orts-Repertorium der gefürsteten Grafschaft Tirol und Voralberg. Auf Grundlage der Volkszählung vom 31. December 1869. Bearbeitet von der K.K. Statistischen Central-Commission in Wien. Innsbruck, 1873.
- Repertorio Speciale dei Luoghi nel Littorale, pubblicato dall'I. R. Commissione Statistica Centrale. Wien, 1885.
- Repertorio Speciale dei Luoghi in Tirolo, pubblicato dall'I. R. Commissione Statistica Centrale. Wien, 1885.
- Special-Orts-Repertorien der im Oesterreichischen Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Central-Commission. V: Kärnten (Wien, 1883); VI: Krain (Wien, 1884).
- Vollständiges-Ortschaften-Verzeichniss der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. December 1880. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Central-Commission in Wien. Zweite Auflage. Wien, 1882.
- Repertorio Speciale dei Luoghi nel Litorale austro-illirico. Nuova compilazione pubblicata in base ai risultati dell'anagrafe 31 dicembre 1890 dall'I. R. Commissione Centrale di Statistica. Wien, 1894.
- Repertorio Speciale dei Luoghi nel Tirolo. Nuova compilazione pubblicata in base ai risultati dell'anagrafe 31 dicembre 1890 dall'I. R. Commissione Centrale di Statistica. Wien, 1893.
- Special-Orts-Repertorien der im Oesterreichischen Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder. Neubearbeitung auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung vom 31. December 1890. Herausgegeben von der K.K. Statistischen-Commission. V: Kärnten (Wien, 1894); - VI: Krain (Wien, 1894).
- Vollständiges Ortschaften-Verzeichniss der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. December 1890. Nebst vollständigem alphabetischem Namensregister. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Central-Commission in Wien. Wien, 1892.
- Gemeindelexikon der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder. Bearbeitet auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung vom 31. December 1900. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Zentralkommission. V: Kärnten (Wien, 1905); - VI: Krain (Wien 1905) - VII: Oesterreichisch - Illyrisches Küstenland (Triest, Görz und Gradisca, Istrien) (Wien, 1906); - VIII: Tirol und Voralberg (Wien, 1907); - XIV: Dalmatien (Wien, 1908).
- Allgemeines Ortschaften-Verzeichniss der im Reichsrathe vertretenen Königreiche und Länder nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. December 1900. Nebst vollständigem alphabetischem Namensregister. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Central-Commission in Wien. Wien, 1902.
- Spezialortsrepertorium der Oesterreichischen Länder. Bearbeitet auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung vom 31. December 1910. Herausgegeben von der Statistischen Zentralkommission. V: Kärnten (Wien, 1918); - VI: Krain (Wien, 1919); - VII: Oesterreichisch - Illyrisches Küstenland (Wien, 1918); - VIII: Tirol und Voralberg (Wien, 1917); - XII: Dalmatien (Wien, 1919).

- Allgemeines Verzeichnis der Ortsgemeinden und Ortschaften Österreichs nach den Ergebnissen der Volkszählung vom 31. Dezember 1910. Nebst Vollständigem alphabetischen Namensverzeichnis. Herausgegeben von der K.K. Statistischen Zentral-Kommission in Wien. Wien, 1915.
- Ergebnisse der in den Ländern der Ungarischen Krone. Am Anfange des Jahres 1870 vollzogenen Volkszählung. Verfasst und herausgegeben durch das Königl. Ungarische Statistische Bureau. Pest, 1871.
- Ergebnisse der in den Ländern der Ungarischen Krone. Am Anfange des Jahres 1881 vollzogenen Volkszählung. Verfasst und herausgegeben durch das Königl. Ungarische Landes - Bureau. I Band. Budapest, 1882.
- Ungarische Statistische Mittheilungen. Neue Folge. - Band I. - Ergebnisse der in den Ländern der Ungarischen Krone am Anfange des Jahres 1891 durchgeführten Volkszählung. I Theil. Allgemeine Demographie mit 11 graphischen Beilagen. Im auftrage des Kön. Ung. Handelsministers verfasst und herausgegeben durch das Kön. Ung. Statistische Bureau. Budapest, 1893.
- Publications Statistiques Hongroises. Nouvelle Série. 5 volume. - Dénombrement de la population des Pays de la Sainte Couronne Hongroise en 1900. Troisième partie. Démographie détaillée. Par ordre de M. le Ministre Royal Hongrois du Commerce rédigé et publié par l'Office Central de Statistique du Royaume de Hongrie. Budapest, 1907.
- Publications Statistiques Hongroises. Nouvelle série. 61 volume. - Recensement général de la population des Pays de la Sainte Couronne Hongroise en 1910. Cinquième partie. Démographie détaillées. Par ordre de M. le Ministre Royal Hongrois du Commerce rédigé et publié par l'Office Central de Statistique du Royaume de Hongrie. Budapest, 1916.
- Ministero dell'Economia Nazionale - Direzione Generale della Statistica - Ufficio del Censimento. Censimento della popolazione del Regno d'Italia al 1° dicembre 1921; Volume II. Venezia Tridentina (Roma, 1925); - Volume III: Venezia Giulia (Roma, 1926).
- Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia. VII Censimento generale della popolazione. 21 Aprile 1931; Volume II: Popolazione dei Comuni e delle frazioni di censimento. Roma, 1933.
- Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia. VIII Censimento generale della popolazione. 21 Aprile 1936. - Volume II, Provincie. Fascicolo 21: Provincia di Bolzano; - Fascic. 22: Provincia di Trento; - Fascic. 23: Provincia di Belluno; - Fascic. 24: Provincia del Friuli (Udine); - Fascic. 30: Provincia di Vicenza; - Fascic. 31: Provincia del Carnaro (Fiume); - Fascic. 32: Provincia di Gorizia; - Fascic. 33: Provincia dell'Istria (Pola); - Fascic. 34: Provincia di Trieste; - Fascic. 35: Provincia di Zara. Roma, 1937.
- Ministero dell'Economia Nazionale - Direzione Generale della Statistica. Variazioni di territorio e di nome avvenute nelle circoscrizioni amministrative del Regno durante il periodo fra il V e il VI censimento (10 giugno 1911 - 1° dicembre 1921) e il periodo dal 1° dicembre 1921 al 31 dicembre 1924. Roma, 1925.
- Presidenza del Consiglio dei Ministri - Istituto Centrale di Statistica. Variazioni di territorio e di nome avvenute nelle circoscrizioni amministrative del Regno dal 1° gennaio 1925 al 31 marzo 1927. Roma, 1927.

Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia. Variazioni di territorio e di nome avvenute nelle circoscrizioni comunali e provinciali del Regno dal 1° aprile 1927 al 15 ottobre 1930. Roma, 1930.

Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia. Variazioni di territorio, di nome e di confine delle circoscrizioni comunali e provinciali del Regno disposte con Leggi e Regi Decreti emanati dal 16 ottobre 1930 al 31 marzo 1934. Roma, 1934.

Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia. Variazioni di territorio, di nome e di confine delle circoscrizioni comunali e provinciali del Regno disposte con Leggi e Regi Decreti emanati dal 1° aprile 1934 al 20 aprile 1936. Roma, 1937.

Presidenza del Consiglio dei Ministri - Istituto Centrale di Statistica. La popolazione del Comune di Fiume al 1° gennaio 1925. Roma, 1926.

EMILIO FAZIO

**SVILUPPI E CARATTERI DEL MOVIMENTO MIGRATORIO
DEI PAESI MEDITERRANEI**

I N D I C E

PREMESSA

1. I Paesi del bacino mediterraneo 219
2. Fonti, oggetto e criteri di rilevazione 219

Cap. I

MIGRAZIONI INTERCONTINENTALI

3. Evoluzione e caratteristiche con particolare riguardo al periodo intercorso fra le due guerre mondiali 221
4. Migrazioni nelle Americhe 225
5. Emigrazioni intercontinentali in rapporto alla popolazione 229

Cap. II

MIGRAZIONI CONTINENTALI

6. Correnti emigratorie europee 232
7. Emigrazione italiana nel bacino mediterraneo 234

Cap. III

CAUSE E PROBLEMA DELLE MIGRAZIONI

8. Gli italiani nel mondo 236
9. Cause delle migrazioni 236
10. Il problema delle migrazioni mediterranee 239

SVILUPPI E CARATTERI DEL MOVIMENTO MIGRATORIO DEI PAESI MEDITERRANEI

P r e m e s s a

1. — *I Paesi del bacino mediterraneo.* - Proporsi il compito di tentare una indagine per comporre, in senso unitario, un primo saggio di statistica delle emigrazioni mediterranee, dall'inizio delle rilevazioni ad oggi, è lavoro, se non impossibile, certamente irto di varie e complesse difficoltà d'ordine geografico e tecnico-statistico. Il criterio prevalentemente geografico (rilievo, idrografia, ecc.) nella determinazione e delimitazione dei Paesi mediterranei, non è adottabile, perchè ostacoli insormontabili sorgerebbero nella utilizzazione delle statistiche disponibili. Perciò, nella elaborazione del presente studio, abbiamo adottato un criterio basato sulla considerazione delle caratteristiche geo-economiche dei paesi bagnati dal Mare Mediterraneo o su questo gravitanti dal punto di vista dei traffici internazionali. Sono, quindi, considerati Paesi mediterranei non solo quelli che si affacciano al Mare Mediterraneo, ma anche quelli (come il Portogallo e la Bulgaria), che, per ragioni economiche, gravitano sullo stesso mare.

Su questa base i Paesi mediterranei presi in esame, dell'Europa, sono: Spagna, Portogallo, Francia, Italia, Albania, Jugoslavia, Bulgaria, Grecia; dell'Asia: Turchia, Siria e Libano, Palestina e Transgiordania, Cipro e Iraq; dell'Africa: Egitto, Libia, Tunisia, Algeria, Marocco.

Per tutti questi Paesi è stata calcolata una superficie di 8.734.573 Km.² e una popolazione intorno al 1930 di 161.233.376 e, intorno al 1938, di 180.472.033 abitanti.

Chiarito questo punto, sembra, a prima vista, arbitrario comporre, in una unità numerica, masse di emigrati, tanto differenti. Però, approfondendo l'esame sulle caratteristiche comuni delle popolazioni mediterranee e dell'ambiente naturale, l'arbitrarietà sembra inesistente, poichè, la geografia, la biologia, la storia politica, economica e letteraria, insegnano esistere — *ab antiquo* — tra i Paesi mediterranei inconfondibili comuni caratteristiche climatiche, morfologiche e bio-ambientali, affinità religiose — almeno fra i principali Paesi — che scaturiscono da un patrimonio spirituale e naturale in comune sotto l'influenza del Mare Mediterraneo.

2. — *Fonti, oggetto e criteri di rilevazione.* - Le difficoltà d'ordine tecnico-statistico derivano dal fatto che i dati statistici sul movimento migratorio sono frammentari o mancano del tutto in alcuni Paesi mediterranei, specie nei Balcani, nella Turchia, nell'Egitto e Iraq, come può rilevarsi

dagli annuari statistici dei rispettivi Paesi consultati per la elaborazione del presente studio. La Tunisia, l'Algeria, il Marocco, essendo Paesi d'immigrazione, posseggono una statistica migratoria per forestieri, passeggeri e stranieri, argomenti che non entrano negli scopi del presente lavoro. D'altra parte, nei Paesi in cui viene effettuata una rilevazione statistica regolare, il criterio non è sempre uniforme nelle definizioni, nei metodi di classificazione e di compilazione delle statistiche, le quali, perciò, sono incomplete e non sempre perfettamente comparabili.

Oggetto della statistica delle migrazioni è la registrazione dei movimenti che influiscono sulla popolazione, e per popolazione bisogna intendere quì la popolazione residente nel Paese (1).

Le emigrazioni sono determinate dall'uscita di numerosi individui da un Paese per andare in un altro: emigrazione da una parte, immigrazione dall'altra. L'emigrazione è continentale se ha per provenienza e per destinazione il medesimo continente, mentre è intercontinentale se ha per provenienza un continente e per destinazione altro continente.

Pur essendo il movimento migratorio un fenomeno internazionale — in quanto ad una emigrazione da un Paese corrisponde una immigrazione in un altro — di grande importanza sociale, economica e politica, finora è mancata una visione unitaria e completa nella impostazione delle statistiche, nonostante i voti espressi dagli statistici delle migrazioni nelle varie conferenze. Per appianare gradatamente le difficoltà, la conferenza tenutasi a Ginevra dal 3 al 7 ottobre 1932, espresse voti e formulò raccomandazioni ai vari Governi per rendere uniformi e comparabili i dati (2).

Ma, gli statistici, tenendo conto delle peculiari caratteristiche dei Paesi, non si nascosero le varie difficoltà d'ordine pratico nell'attuazione del programma, perciò richiesero l'adozione di un criterio, piuttosto largo, procedendo a gradi, per raggiungere un certo perfezionamento.

Di conseguenza, nella trattazione della presente materia, ci siamo attenuti fedelmente, per quanto possibile, alle stesse raccomandazioni, distinguendo le emigrazioni intercontinentali dalle continentali, prendendo in considerazione soltanto i lavoratori nazionali, con esclusione, cioè, degli stranieri, dei viaggiatori, dei turisti, tenendo conto della nazionalità e del Paese di nascita dell'emigrante.

Le emigrazioni intercontinentali (nelle quali di regola si calcola che gli individui permangono più di un anno e mezzo nei Paesi d'immigrazione) sono considerate permanenti; mentre quelle continentali sono considerate temporanee o stagionali.

A motivo delle accennate difformità di criteri adottati dai vari Paesi nelle rispettive rilevazioni del movimento migratorio e della incompletezza di tali

(1) Cfr. M. HUBER, *Cours de démographie et de statistique sanitaire*, Paris, 1939.

(2) Cfr. BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL, *Revue internationale du travail*, Volume XVII, Janvier-Juin 1933.

statistiche in alcuni di essi, i dati esposti nel presente studio non hanno, quindi, la pretesa di essere una documentazione completa ed esauriente del fenomeno migratorio. Si tratta, perciò, di una raccolta di osservazioni e una classificazione di dati disponibili, possibilmente integrabili in futuro, in modo che la ricerca laboriosa e difficoltosa possa presentare, pur con le innegabili imperfezioni e lacune, la sua parte di utilità e di obiettività, per contribuire, anche in minima parte, allo studio del problema del mercato del lavoro, nel suo aspetto specifico delle emigrazioni mediterranee. Esamineremo, quindi, nei prospetti seguenti, il movimento emigratorio mediterraneo, per circa un secolo, il suo volume, la direzione, la composizione, la portata sociale ed economica, cioè l'insieme delle più importanti caratteristiche dalle quali gli studiosi dei problemi economici e sociali potranno ricavare dati di fatto e utili orientamenti alle loro ricerche.

Cap. I

Migrazioni intercontinentali

3. — *Evoluzione e caratteristiche con particolare riguardo al periodo intercorso fra le due guerre mondiali.* - Il fatto fondamentale che la storia umana registra (1) è il naturale movimento di espansione della razza bianca e principalmente mediterranea, che ebbe origini precise con la scoperta di nuove terre fatta da Cristoforo Colombo e da altri esploratori mediterranei come Vasco de Gama, Vespucci, Caboto, e dura fino ad oggi, nonostante le innumerevoli peripezie.

La maggior parte dei popoli dell'Europa occidentale concorse alla fondazione delle colonie dell'America settentrionale, che sono ora divenute gli Stati Uniti con la conquista della loro indipendenza nel 1783. Gli inglesi posero piede nella Nuova Inghilterra e nella Virginia, i due centri di formazione della potente repubblica; i francesi nella Luisiana, dall'imboccatura del Mississipì fino alla Regione dei Laghi; gli spagnoli nella Florida e nel Texas, e poi gli svedesi, olandesi e i tedeschi in altri punti.

Dei quattro grandi stati europei, la Spagna e il Portogallo sfruttarono subito le scoperte e ne trassero immediati vantaggi, arricchendosi e fondando le colonie.

Scopo delle esplorazioni, delle conquiste da parte dei popoli mediterranei e latini fu la ricerca di nuove vie di comunicazione marittima tra l'Europa e il Nuovo Mondo, il commercio, la ricerca delle spezie, dell'oro e la colonizzazione.

(1) Cfr. J. DUVAL, *Histoire de l'émigration*, Paris, Librairie de Guillaumin et C., 1862.

Le scoperte, alla fine del secolo XV e agli inizi del secolo XVI, tolsero al Mediterraneo gran parte della sua importanza. Esso, che era stato per tanti secoli la grande via del commercio mondiale, decadde; divenne una via secondaria e poco frequentata, fino al taglio dell'istmo di Suez, che congiunse l'Asia all'Africa.

La decadenza degli stati esclusivamente mediterranei e la prosperità degli altri stati fanno sentire la loro influenza sugli avvenimenti politici.

Premessa questa breve sintesi storica, necessaria non solo alla chiara comprensione delle cifre, ma anche alla conoscenza della genesi delle colonie, dell'apporto dato dal genio italiano, delle conseguenze subite dall'economia e dal commercio dei Paesi mediterranei, esaminiamo l'evoluzione, l'intensità ed i caratteri del movimento migratorio che ha avuto per centro di espansione il bacino mediterraneo.

Le più antiche emigrazioni furono dunque mediterranee, rappresentate da coloni spagnoli, portoghesi, cui seguirono inglesi, francesi e poi tedeschi, scandinavi, italiani.

Le migrazioni internazionali, misurate con statistiche ufficiali cominciano subito dopo le guerre napoleoniche e specialmente dopo il trattato di Parigi (1815), che stabilì i possedimenti coloniali delle grandi potenze europee, epoca nella quale può considerarsi chiuso il periodo coloniale. Quindi, i movimenti di masse cominciarono ad essere registrati sistematicamente, circa un secolo fa, allorchè il movimento migratorio assunse proporzioni significative. I dati del periodo pre-statistico sono molto frammentari, perciò non entrano nel compito di questo studio.

L'emigrazione moderna ha caratteristiche peculiari che la distinguono dal movimento relativo al periodo coloniale. Essa non è dovuta alla politica governativa, nè è una impresa nazionale, ma risulta dalla spontanea decisione degli individui sulla base di motivi economici personali. Anche quando la corrente sembra essere interamente collettiva, analizzata più intimamente, risulta formata da una libera associazione di interessi individuali che, riuniti insieme, rappresentano interessi di masse (1).

Il movente economico nella sua asprezza e rigidità agisce potentemente in ogni tempo: dalla soddisfazione dei bisogni più rudimentali alle esigenze proprie di una moderna civiltà, la legge del progresso, insita nella natura umana, si afferma inesorabilmente, nonostante gli ostacoli.

Nel diciannovesimo e ventesimo secolo il tipo rappresentativo della massa degli emigranti è quello proletario, cioè composto di braccianti agricoli e industriali, sforniti di mezzi.

Come è dimostrato dalle cifre che seguono, il fenomeno emigratorio assume nel tempo intensità diverse in relazione al variare delle condizioni

(1) Cfr. I. FERENCZI, *International migrations*, vol. I (Statistics), New-York, 1929; W. F. WILLCOX, *International migrations*, vol. II (Interpretations), New-York, 1931.

economiche, sociali e politiche, particolari per ciascun periodo storico e per ciascun Paese emigratore e immigratore. Però, possono variare nella lunghezza le crisi cicliche, possono influire gli accidenti (carestie, guerre), la curva del fenomeno in esame può subire movimenti irregolari, può persino annullarsi, in epoche come l'attuale, ma, cessate le cause, affiora la costanza del movimento di espansione, come una legge inesorabile — se pure ben diversa da quella del periodo delle esplorazioni e colonizzazioni — perchè ha le sue profonde radici in leggi naturali ed economiche insopprimibili.

E, quindi, il problema, *mutatis mutandis*, si ripresenta insoluto e urgente, nonostante le conferenze, i trattati, le legislazioni, le guerre con tutto il sangue versato, per la ricerca di lavoro e di pane.

Dall'analisi delle cifre riportate nel prosp. 1, l'emigrazione intercontinentale mediterranea risulta caratterizzata, per il periodo 1846-1939, da cinque fasi:

- 1^a iniziale o di scarsa emigrazione (1846-1880);
- 2^a progressiva (1881-1900);
- 3^a intensiva (dal 1901 allo scoppio della prima guerra mondiale);
- 4^a di ripresa (subito dopo il conflitto: 1920);
- 5^a di decadenza progressiva (negli anni intercorsi fra il 1921 e la seconda guerra mondiale).

Queste fasi rispecchiano, rispettivamente, il periodo in cui i viaggi erano lunghi, costosi e pericolosi (media degli emigrati mediterranei, secondo i dati disponibili: 11.381); il periodo di sviluppo e poi di massima intensità (609.309 emigrati nel 1906-1910 e 556.349 nel 1911-1915) corrispondenti ai periodi di miglioramento e di perfezionamento dei viaggi e dei mezzi di trasporto, condizioni diffuse dalla propaganda interessata di compagnie e di agenzie di navigazione.

Il flusso intenso riflette anche lo stimolo prodotto, nella psiche dei rimasti in Patria, dalle lusinghiere notizie pervenute dai primi emigrati e anche dal fatto che furono constatati miglioramenti economici sensibili nelle condizioni dei medesimi emigrati.

Rimanendo alle grandi linee dell'evoluzione dell'emigrazione intercontinentale mediterranea per fermare l'attenzione sui punti capitali, trascurando le molteplici fluttuazioni delle cause, si constata la sensibilità eccessiva della curva, nella restrizione dell'emigrazione, per tre gravi accidenti: 1914, prima guerra mondiale; 1931, generalizzazione della crisi economica mondiale; 1939, seconda guerra mondiale. Le legislazioni anti-migratorie del 1921, del 1924 e degli anni seguenti, da parte degli stati immigratori ed emigratori, hanno esercitato anche la loro azione restrittiva.

Considerando in blocco l'emigrazione dai Paesi mediterranei, nei ventun anni intercorsi fra le due guerre mondiali (1919-1939), risultano emigrati verso altri continenti 3.895.219 mediterranei, di cui 1.851.658 italiani,

Prosp. I. — EMIGRAZIONE INTERCONTINENTALE A SCOPO DI LAVORO DAI PAESI MEDITERRANEI (1)

PERIODI	ITALIA	FRANCIA	SPAGNA	PORTO-GALLO	MALTA	JUGO-SLAVIA	BULGARIA	GRECIA (2)	SIRIA E LIBANO	PALESTINA E TRANSGIORDANIA	IRAQ	COMPLESSO
1846 — 1850												
1851 — 1855	240	10.740	255	144	—	—	—	2	—	—	—	11.381
1856 — 1860	738	11.418	865	5.265	—	—	—	—	—	—	—	18.289
1861 — 1865	4.202	3.893	1.850	8.082	—	—	—	3	—	—	—	18.030
1866 — 1870	8.027	3.045	1.878	8.082	—	—	—	—	—	—	—	21.032
1871 — 1875	18.714	6.141	4.622	7.762	—	—	—	7	—	—	—	37.246
1876 — 1880	23.329	8.325	7.109	14.649	—	—	—	—	—	—	—	53.412
1881 — 1885	26.596	2.574	5.758	11.565	—	—	—	21	—	—	—	46.914
1886 — 1890	38.995	5.098	47.892	16.576	—	—	—	—	—	—	—	128.582
1891 — 1895	131.005	18.747	76.161	20.497	—	—	—	231	—	—	—	246.410
1896 — 1900	147.444	5.443	77.904	31.035	—	—	—	—	—	—	—	261.826
1901 — 1905	161.901	4.800	80.307	22.135	—	—	—	1.598	—	—	—	270.741
1906 — 1910	309.242	4.800	72.209	25.371	—	—	—	10.296	—	—	—	421.918
1911 — 1915	393.694	5.823	145.958	39.428	—	—	—	24.406	—	—	—	609.309
1916 — 1920	305.077	4.300	166.259	53.948	1.061	—	—	25.704	—	—	—	556.349
1921 — 1939	121.247	2.130	94.901	26.407	6.349	—	—	13.520	—	—	—	264.554
	70.347	2.230	50.669	18.581	—	9.086	—	6.500	—	1.220	—	158.633
1919	105.833	5.400	69.472	28.974	—	291	—	579	—	—	—	210.549
1920	409.239	4.010	130.566	46.410	—	5.988	—	12.616	—	1.300	—	630.129
1921	116.963	1.760	62.527	17.915	—	12.968	—	29.135	—	1.200	—	242.465
1922	125.716	1.380	64.119	29.037	1.823	6.086	—	4.426	—	1.521	—	234.108
1923	184.684	1.650	93.246	30.792	1.782	9.370	—	5.242	—	2.165	—	328.813
1924	125.282	1.600	86.920	22.279	1.782	17.238	—	8.152	—	2.500	—	265.753
1925	101.873	1.863	55.544	19.188	1.782	15.005	—	3.576	—	2.419	—	213.121
1926	122.496	3.751	45.183	34.132	3.147	15.726	—	14.946	—	1.694	—	247.820
1927	132.687	3.610	45.107	26.704	2.571	19.506	—	9.255	—	2.274	—	263.855
1928	70.794	3.448	57.272	29.591	1.708	19.463	1.386	9.390	—	2.168	11.365	243.601
1929	61.777	3.531	62.369	31.414	2.546	15.730	2.095	14.000	—	1.746	13.045	212.715
1930	59.112	2.970	55.306	15.800	2.227	11.429	1.889	9.710	7.941	1.679	10.952	174.988
1931	60.033	1.802	29.276	6.033	963	3.377	405	6.278	7.346	666	9.311	98.391
1932	24.803	21.869	21.869	6.033	1.356	3.377	132	3.425	2.352	1.607	12.770	73.999
1933	22.328	8.939	6.040	6.040	1.356	1.600	193	2.838	1.607	—	12.770	73.999
1934	26.165	31.592	1.090	7.472	1.105	1.438	193	2.444	2.589	—	10.356	71.258
1935	26.828	28.319	—	9.140	856	1.808	296	2.624	2.509	—	10.356	83.530
1936	19.828	—	—	12.484	806	2.339	684	3.466	3.725	396	12.005	87.759
1937	30.275	—	—	14.662	2.784	3.856	491	3.071	3.082	773	12.005	54.222
1938	27.994	—	—	13.609	2.318	3.856	719	3.908	4.265	889	17.432	76.324
1939	16.199	—	—	17.807	—	3.838	329	3.859	—	1.095	14.451	65.484
1939	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	34.335
Totale 1919—39	1.851.658	38.405	908.980	428.422	28.515	169.834	12.163	130.199	84.499	24.485	146.959	3.895.219
<i>Percentuali:</i>	<i>47,54</i>	<i>1,00</i>	<i>25,16</i>	<i>11,00</i>	<i>0,73</i>	<i>4,36</i>	<i>0,31</i>	<i>3,34</i>	<i>2,17</i>	<i>0,63</i>	<i>3,77</i>	<i>100,00</i>
Totale 1921—39	1.336.586	28.995	760.042	353.038	28.515	163.555	12.163	117.004	84.499	23.185	146.959	3.054.541

(1) Per i periodi dal 1846-50 al 1921-39, medie annuali. — (2) Dal 1850 al 1900, medie annuali calcolate su decenni.

circa la metà, secondo la seguente graduatoria, rispetto alle percentuali sul totale :

Italia	47,5	Siria e Libano	2,2
Spagna	25,2	Francia	1,0
Portogallo	11,0	Malta	0,7
Jugoslavia	4,4	Palestina e Transgiordania	0,6
Iraq	3,8	Bulgaria	0,3
Grecia	3,3		

Vedremo in seguito che l'entità degli espatri rispetto alla popolazione dei Paesi considerati nella graduatoria non subirà sostanziali variazioni.

Queste cifre globali (frammentarie per alcuni Paesi di scarso movimento migratorio e incomplete per alcuni altri, per la mancanza dei dati più recenti), possono sembrare arrischiate.

Però, per un controllo e una integrazione approssimativamente completa del quadro delle emigrazioni intercontinentali mediterranee, seguono i prospetti 2, 3, 4, 5 e 6, in cui sono riportati i dati — per ovvie ragioni più precisi e completi — attinti dalle statistiche compilate dai grandi Paesi di immigrazione: Stati Uniti N.A., Argentina e Brasile.

4. — *Migrazioni nelle Americhe.* - Come risulta dal prospetto 2, su 35.999.042 immigrati negli Stati Uniti dal 1820 al 1924, vale a dire in poco più di un secolo, ben 6.382.232 provengono dai Paesi mediterranei, pari al 17,7% del totale, di cui 4.561.379 dall'Italia, pari al 12,7%.

Degli altri immigrati, 8.507.378 (23,6%) provengono dal Regno Unito e 5.643.793 (15,7%) dalla Germania. In complesso, circa l'88% degli immigrati è costituito da europei, e di questi il 18% circa proveniente dai Paesi mediterranei.

Però, nel periodo 1901-1910 (anteguerra) i mediterranei immigrati (2.580.508) superano di gran lunga gli immigrati europei nord-occidentali (1.836.656); gli italiani (2.045.877) superano gli inglesi (865.015). Nel dopoguerra (1921-1930) le cifre globali sono più che dimezzate e l'influenza è stata risentita maggiormente dai mediterranei, essendo sceso il contingente di immigrati da 2.580.508 a 651.730. Particolarmente avvertito è il crollo, per l'Italia, la cui massa complessiva del decennio anteguerra (1901-1910) da 2.045.877 scende a 455.315 nel decennio dopoguerra (1921-1930), mentre, per il Regno Unito, la discesa è stata meno sensibile, essendo le cifre anteguerra e dopoguerra, rispettivamente, 865.015 e 550.804. Per la Germania si nota un aumento: da 341.498 la cifra è salita a 412.202.

La serie completa del volume delle immigrazioni mondiali, per un secolo circa, dal 1841 al 1937, è riportata nel prospetto 3 (1). In detta serie si rileva

(1) Cfr. E. FAZIO, *La portata delle immigrazioni europee e particolarmente italiane negli Stati Uniti d'America, nel periodo 1841-1937*, Notiziario Demografico, n. 3, Roma, 1941; BUREAU OF THE CENSUS, *Statistical abstract of the United States*, 1938, Washington, 1939.

Prosp. 2. — IMMIGRATI NEGLI STATI UNITI D'AMERICA NEI PERIODI SOTTOINDICATI SECONDO I PAESI DI ORIGINE

PAESI DI ORIGINE	IMMIGRATI NEL PERIODO :			
	1901—10	1921—30	1820—1924	
			cifre assolute	% sul complesso
MEDITERRANEE :				
Italia	2.045.877	455.315	4.561.379	12,7
Francia	73.379	49.610	557.304	1,5
Spagna	27.935	28.958	164.163	0,5
Portogallo	69.149	29.994	249.019	0,7
Bulgaria, Serbia e Montenegro	39.280	2.945	81.441	0,2
Grecia	167.519	51.084	410.568	1,1
Turchia europea	79.976	14.659	153.752	0,4
Turchia asiatica	77.393	19.165	204.606	0,6
Totale	2.580.508	651.730	6.382.232	17,7
EUROPA NORD-OCCIDENTALE :				
Regno Unito	865.015	550.804	8.507.378	23,6
Paesi Bassi	48.262	26.948	235.077	0,7
Germania	341.498	412.202	5.643.793	15,7
Danimarca	65.285	32.430	318.809	0,9
Norvegia	190.505	68.531	768.030	2,1
Svezia	249.534	97.249	1.168.260	3,2
Svizzera	34.922	29.676	278.187	0,8
Belgio	41.635	15.846	148.904	0,4
Altri Paesi	—	—	16.598	0,1
Totale	1.836.656	1.233.686	17.085.036	47,5
EUROPA CENTRALE E ORIENTALE :				
Austria-Ungheria	2.145.266	63.548	4.239.895	11,8
Russia e Finlandia	1.597.306	78.433	3.353.177	9,3
Polonia	(a) 96.720	227.734	349.063	1,0
Romania	53.008	67.646	144.621	0,4
Totale	3.892.300	437.361	8.086.756	22,5
ALTRI :				
Possedimenti inglesi nel Nord America	179.226	924.515	2.410.093	6,7
America del Sud	17.280	42.215	1.034.986	2,9
Cina	20.605	29.907	373.731	1,0
Giappone	129.797	33.462	271.385	0,7
India	—	—	8.802	0,0
Altre regioni	—	754.333	108.205	0,3
Regioni non specificate	139.014	—	237.816	0,7
Totale	485.922	1.784.432	4.445.018	12,3
COMPLESSO	8.795.386	4.107.209	35.999.042	100,0

(a) Dati relativi al decennio 1891—1900.

Prosp. 3. — IMMIGRATI NEGLI STATI UNITI D'AMERICA DAL 1841 AL 1937
SECONDO I PAESI DI PROVENIENZA

P E R I O D I	D A P A E S I M E D I T E R R A N E I											Totale immigrati	Immigrati mediterranei %		
	ITALIA	FRANCIA	SPAGNA	PORTOGALLO	JUGOSLAVIA	BULGARIA	GRECIA	TURCHIA EUROPEA	TURCHIA ASIATICA	TOTALE	Da Paesi europei in complesso		Da Paesi extra europei	immigrati europei	immigrati in com- plesso
1841—1850	1.870	77.262	2.209	550	—	—	16	59	—	81.966	1.597.501	115.750	1.713.251	5,13	4,78
1851—1860	9.231	76.358	9.298	1.055	—	—	31	83	—	96.056	2.452.660	145.554	2.598.214	3,92	3,70
1861—1870	11.725	35.986	6.697	2.658	—	—	72	129	2	57.269	2.065.270	249.554	2.314.824	2,77	2,47
1871—1880	55.759	72.206	5.266	14.082	—	—	210	337	67	147.927	2.272.262	539.929	2.812.191	6,31	5,26
1881—1890	307.309	50.464	4.419	16.978	—	—	2.303	1.562	2.220	385.260	4.737.046	509.567	5.246.613	8,13	7,34
1891—1900	651.893	30.770	8.731	27.508	—	160	15.979	3.626	26.799	765.466	3.558.978	128.586	3.687.564	21,51	20,76
1901—1910	2.045.877	73.379	27.935	69.149	—	39.280	167.519	79.976	77.393	2.580.508	8.136.016	659.370	8.795.386	31,72	29,34
1911—1920	1.109.524	61.897	68.611	89.732	1.888	22.383	184.201	54.677	79.389	1.672.452	4.376.564	1.359.247	5.735.811	38,21	29,16
1921—1930	455.315	49.610	28.953	29.994	49.064	2.945	51.084	14.659	19.165	700.794	2.477.853	1.629.356	4.107.209	28,28	17,06
1931—1937	43.844	6.130	2.323	2.063	3.028	536	5.702	548	183	64.357	165.356	103.396	268.752	38,92	33,95
Totale	4.692.347	534.062	164.447	253.769	53.980	65.454	427.122	155.656	205.218	6.552.055	31.839.506	5.440.309	37.279.815	20,58	17,58
<i>Percentuali</i>	<i>12,69</i>	<i>1,43</i>	<i>0,44</i>	<i>0,68</i>	<i>0,14</i>	<i>0,18</i>	<i>1,15</i>	<i>0,42</i>	<i>0,55</i>	<i>17,58</i>	<i>85,41</i>	<i>14,59</i>	<i>100,00</i>	—	—

il ritmo velocemente crescente degli immigrati mediterranei per cento immigrati europei e immigrati in generale: dal 5% circa del complesso degli immigrati nel decennio 1841-1850, l'elemento mediterraneo immigrato negli Stati Uniti è salito al 29%, nei decenni 1901-1910 e 1911-1920, per poi declinare, fino ad annullarsi nel corso della nuova guerra mondiale.

I dati esposti nei precedenti prospetti 2 e 3 confermano quanto è stato detto in merito alla trascurabile emigrazione di alcuni Paesi mediterranei, come la Siria e il Libano, la Palestina e la Transgiordania, l'Iraq, l'Egitto, la Tunisia e il Marocco, i quali non figurano nelle statistiche degli Stati Uniti. Da ciò se ne deduce che l'incompletezza dei dati globali riportati nei suddetti prospetti, non può infirmare sostanzialmente il valore delle cifre e delle deduzioni.

I valori percentuali sulla composizione della massa mediterranea emigrata negli Stati Uniti, confermano il primato assoluto dell'Italia, cui seguono a grande distanza gli altri Paesi mediterranei.

Passando a considerare la portata delle immigrazioni nell'Argentina dai dati indicati nel prospetto 4 risulta che nel periodo di 68 anni, dal 1857 al

Prosp. 4. — DISTRIBUZIONE, SECONDO LA NAZIONALITÀ, DEGLI IMMIGRATI STRANIERI TRANSOCEANICI (2^a e 3^a CLASSE) NELL'ARGENTINA NEL PERIODO 1857-1924

I M M I G R A T I SECONDO LA NAZIONALITÀ	Cifre assolute	Cifre relative (%)
POPOLI MEDITERRANEI:		
Italiani	2.604.029	47,51
Francesi	226.894	4,14
Spagnoli	1.780.295	32,48
Portoghesi	38.196	0,69
Turchi	157.185	2,87
Jugoslavi	9.250	0,17
Totale	4.815.849	87,86
ALTRI POPOLI:		
Inglese	64.426	1,18
Austro-ungarici	91.869	1,68
Tedeschi	100.699	1,84
Svizzeri	37.017	0,67
Belgi	24.142	0,44
Russi	169.257	3,09
Olandesi	8.751	0,16
Danesi	12.896	0,23
Svedesi	2.664	0,05
Polacchi	24.714	0,45
Nord americani	9.028	0,16
Non specificati	119.964	2,19
Totale	665.427	12,14
COMPLESSO	5.481.276	100,00

1924, immigrarono, in complesso nel Paese 5.481.276 individui, di cui 4.815.849 provenienti dai Paesi mediterranei, pari all'88% circa del totale, mentre 665.427 provenivano dagli altri Paesi non mediterranei, pari al 12% circa. Tra i mediterranei sono al primo posto gli italiani con 2.604.029 immigrati (47,5%), cui seguono gli spagnoli con 1.780.295 immigrati (32,5%).

La percentuale degli inglesi, degli austro-ungarici, dei tedeschi e degli altri popoli non mediterranei è minima. Per massima parte, dunque, gli immigrati in Argentina, in questo periodo, sono latini, nativi del sud Europa, in prevalenza italiani e spagnoli.

Gli anglosassoni immigrati sono pochi, non per le condizioni climatiche, poichè l'Argentina è situata nella zona temperata, ma perchè essi preferiscono emigrare negli Stati Uniti e nel Canada, ove trovano l'ambiente, la lingua e la religione della loro Madre Patria.

Minime percentuali d'immigrati risultano anche per i francesi (4,1% del totale), i turchi (2,9%), i portoghesi (0,7%), gli jugoslavi (0,2%).

Per quanto concerne il Brasile, dalle cifre riportate nel prospetto 5 si rileva che nel periodo di oltre un secolo, dal 1820 al 1926, vi immigrarono da tutte le parti del mondo, 4.167.439 persone, di cui 3.386.078 provenienti dai Paesi mediterranei, pari all'81,25% del totale, mentre gli immigrati provenienti dai Paesi non mediterranei ammontavano a 781.361, pari al 18,75%.

Tra i mediterranei occupavano il primo posto gli italiani con 1.462.443 immigrati (35,09% del totale), il secondo posto è occupato dai portoghesi con 1.219.189 immigrati, pari al 29,26% e il terzo posto risulta per gli spagnoli con 565.238 immigrati, pari al 13,56%.

Tenendo conto delle rispettive popolazioni, la graduatoria subisce uno spostamento, con i portoghesi al primo posto e gli italiani al secondo.

Degli altri Paesi del mediterraneo, alcuni non figurano per nulla, altri con modeste proporzioni, eccetto i turchi, i francesi e gli jugoslavi che hanno una certa quota significativa.

Queste constatazioni servono ancora a dare valore ai dati riportati nel prospetto 1, la cui incompletezza, perciò, non può infirmare la sostanza delle cifre e delle deduzioni.

Riguardo agli immigrati provenienti da Paesi non mediterranei, si constatano quote discrete per i tedeschi, i russi e gli austriaci e minime per gli altri popoli, compresi gli inglesi e i nord-americani.

5. — *Emigrazioni intercontinentali in rapporto alla popolazione.* - Constatata la priorità storica della espansione mediterranea nelle nuove terre, dopo la scoperta di Colombo, con i movimenti di coloni spagnoli, portoghesi, italiani, quindi, dopo varie vicende, di francesi, inglesi, tedeschi, scandinavi, è necessario fissare, nelle moderne emigrazioni, i caratteri differenziali sia tra gli stessi Paesi mediterranei sia tra i Paesi mediterranei e quelli europei non mediterranei. Sulla base dei valori proporzionali alla popolazione dei princi-

Prosp. 5. — IMMIGRATI NEL BRASILE NEGLI ANNI 1925, 1926 E NEL PERIODO
1820-1926 SECONDO LA NAZIONALITÀ

NAZIONALITÀ	IMMIGRATI NEL :			
	1925	1926	1820-1926	
			cifre assolute	% sul complesso
MEDITERRANEA :				
Italiana	9.846	11.977	1.462.443	35,09
Albanese	—	2	6	..
Bulgara	17	29	139	..
Egiziana	55	54	368	0,01
Francese	631	525	34.260	0,82
Greca	72	147	2.682	0,06
Libica	—	428	428	0,01
Montenegrina	—	—	2	..
Marocchina	5	8	57	..
Palestinese	—	91	91	..
Portoghese	21.508	38.791	1.219.189	29,26
Serba	—	—	287	0,01
Spagnola	10.062	8.882	565.238	13,56
Siriana	1.987	3.369	5.356	0,13
Turco-Araba	1.952	3.370	77.324	1,86
Jugoslava	6.286	3.128	18.208	0,44
Totale	52.421	70.801	3.386.078	81,25
ALTRE NAZIONALITÀ :				
Argentina	529	602	7.119	0,17
Armena	148	79	273	0,01
Australiana	2	—	10	..
Austriaca	2.781	1.078	88.568	2,13
Belga	88	119	6.042	0,16
Boliviana	13	13	390	0,01
Brasiliana	2.336	2.883	41.469	1,00
Cilena	61	33	563	0,01
Cinese	52	106	831	0,02
Colombiana	8	17	55	..
Costarichese	7	5	25	..
Cubana	—	5	28	..
Cecoslovacca	459	424	2.652	0,06
Danese	61	141	1.006	0,02
Inglese	578	596	22.776	0,55
Estone	1.669	439	2.288	0,05
Finnica	15	16	108	..
Giapponese	6.330	8.407	49.676	1,19
Lituana	112	6.026	8.149	0,20
Nordamericana	176	172	4.301	0,10
Olandese	121	127	4.223	0,10
Polacca	1.819	3.210	10.127	0,24
Rumena	5.561	15.829	32.374	0,78
Russa	756	751	110.118	2,64
Svizzera	256	334	14.305	0,34
Tedesca	7.175	7.674	189.665	4,55
Ungherese	784	563	5.263	0,13
Altre	565	1.119	178.957	4,29
Totale	32.462	50.768	781.361	18,75
COMPLESSO	84.883	121.569	4.167.439	100,00

pali Paesi europei indicati nel prospetto 6 si constata, nella massa emigrata, una sensibile variazione del volume.

Il massimo volume relativo, nel primo quarto del secolo attuale, tra i Paesi mediterranei, è raggiunto dall'Italia, cui seguono il Portogallo e la Spagna; minimo volume risulta per la Francia. Nonostante le lacune sui medesimi dati, questi valori costituiscono, senza dubbio, degli indici abbastanza si-

Prosp. 6. — EMIGRAZIONI INTERCONTINENTALI DI CITTADINI PROVENIENTI DALL'EUROPA, DISTINTI IN MEDITERRANEI E NON MEDITERRANEI, DAL 1851 AL 1924
(cifre proporzionali a 100.000 abitanti)

P A E S I	1851	1861	1871	1881	1891	1901	1913	1921
	1860	1870	1880	1890	1900	1910		1924
MEDITERRANEI :								
Italia	105	336	502	1.077	1.630	433
Portogallo	190	289	380	508	569	1.296	321
Spagna (passeggeri emigrati)	362	438	506	{ 1.051 757	{ 461 359
Francia	11	12	15	31	13	14	15	4
Malta	740	767
NON MEDITERRANEI								
Gran Bretagna (passeggeri)	580	518	504	702	438	653	1.035	607
Irlanda (Stato libero)	661	1.417	885	698	679	298
Germania	147	287	101	45	40	97
Austria-Ungheria	29	106	161	476	611	105
Finlandia	132	232	545	644	210
Norvegia	242	576	473	952	449	833	419	357
Paesi Bassi	50	59	46	123	50	51	40	52
Svezia	46	305	235	701	412	420	312	211
Svizzera	130	320	141	139	165	161

gnificativi dei bisogni economici di questi popoli e delle conseguenti differenti condizioni nei riguardi del fenomeno e del problema migratorio. Tra i Paesi europei considerati nel prospetto 6, meritano un cenno speciale la Francia e la Gran Bretagna, in quanto offrono due tipi particolari di situazioni in ordine al movimento migratorio.

La Francia offre il caso particolare di un Paese che non ha fornito che un contingente relativamente esiguo d'emigrati. Caratterizzata da uno sviluppo industriale e commerciale notevole, dovuto alla ricchezza del suolo e del sottosuolo ed al suo vastissimo e fiorente impero coloniale, secondo nel mondo, dopo quello inglese, ma, al tempo stesso, colpita dalla denatalità e, quindi,

dallo scarso aumento della sua popolazione, essa non ha sentito il bisogno dell'emigrazione, anzi è diventata uno dei primi Paesi immigratori del mondo.

La Gran Bretagna, d'altra parte, figura tra i primi Paesi emigratori del mondo. Tra il 1815 e il 1924 emigrarono circa 19 milioni di inglesi verso i Paesi preferiti e i loro Dominii: Stati Uniti, Canada, Australia, sud-Africa, Indie. In queste terre gli anglosassoni trovarono e trovano tuttora condizioni razziali, linguistiche, religiose e istituzioni simili a quelle della Madre Patria, nonchè una legislazione favorevole ad un loro permanente benessere economico.

L'emigrazione inglese, regolata con prudenza, sostenuta dalla condizione economica generalmente discreta e da una buona cultura degli emigranti, può definirsi un fenomeno di espansione dell'Impero coloniale. Così si spiega il predominio degli inglesi fra la massa mondiale degli emigrati durante il 19° e 20° secolo.

Concludendo, mentre l'emigrante mediterraneo è un proletario, sfornito di mezzi, che va alla ventura in cerca di pane e di lavoro, in ambienti spesso ostili, l'emigrante anglosassone, fornito di mezzi e ben tutelato, può ben dirsi che, lasciando la Madre Patria, non va alla ventura ma a prendere possesso dei suoi Dominii. Queste, per sommi capi, sono le caratteristiche delle emigrazioni dal Vecchio al Nuovo Mondo.

Cap. II

Migrazioni continentali

6. — *Correnti emigratorie europee.* - Molti Paesi non si occupano nelle loro statistiche delle emigrazioni continentali, per cui i dati riportati nel prospetto 7 sono incompleti nella serie, eccetto per l'Italia, e si riferiscono a pochi Paesi per i quali il movimento ha un certo rilievo.

Per il periodo 1920-1924 si hanno dati completi oltre che per l'Italia, anche per la Spagna e il Portogallo.

L'emigrazione continentale europea si dirigeva principalmente in Francia, e, in misura secondaria, nel Belgio, Olanda, Lussemburgo, Svizzera e Germania.

Per l'intero periodo 1876-1939 l'emigrazione continentale registra cifre considerevoli per l'Italia, mentre per gli altri Paesi mediterranei (Spagna, Portogallo, Grecia, Jugoslavia, Bulgaria e Malta) le cifre sono insignificanti. Anche per gli altri Paesi europei (Belgio, Polonia, Svezia, Cecoslovacchia) le cifre sono contenute e non sono paragonabili a quelle riguardanti l'Italia. La media annuale, per l'Italia, nei periodi quinquennali, crebbe da 80.000 a 249.000 nel 1906-1910. Nel periodo 1911-1915 l'emigrazione italiana continentale diminuì alquanto (236.000) e nel periodo 1921-1924 raggiunse soltanto la cifra media di 185.000 emigrati.

Dalle cifre esposte nel prospetto 7 si può in parte rilevare che l'emigrazione continentale ha seguito da vicino le fluttuazioni del mercato del lavoro.

Le crisi economiche (1921-1927-1931) causarono una sensibile discesa delle cifre degli emigranti, mentre la grande domanda di lavoratori, particolarmente in Francia durante il periodo 1922-1924, risultò in notevole aumento.

Prosp. 7. — EMIGRAZIONE CONTINENTALE DEI PRINCIPALI PAESI EUROPEI MEDITERRANEI, NEI PERIODI E ANNI SOTTOINDICATI

PAESI MEDITERRANEI EMIGRATORI	Periodi	Emigrati		Emigrati negli anni:				
		complesso	media annua	1920	1921	1922	1923	1924
Italia	1919-1939	2.244.740	106.892	205.372	84.328	155.554	205.273	239.088
Spagna	1920-1924	116.881	23.376	—	—	—	—	—
	1927-1930	62.750	15.688	17.363	1.537	46.425	36.497	15.059
Portogallo	1920-1924	41.566	8.313	6.741	45	8.849	11.767	14.164
Malta	1922-1936	8.926	595	—	—	785	882	834
Jugoslavia	1927-1938	147.054	12.255	—	—	—	—	—
Grecia	1931-1938	44.648	5.581	—	—	—	—	—
Bulgaria	1931-1938	122.791	15.349	—	—	—	—	—
Paesi Mediterranei				229.476	85.910	211.613	254.419	269.145
<i>Percentuale sul totale</i>				<i>85,19</i>	<i>59,20</i>	<i>62,61</i>	<i>59,16</i>	<i>65,74</i>
Altri Paesi europei (Belgio, Polonia, Svezia, Cecoslovacchia)				39.896	59.198	126.374	175.651	140.278
<i>Percentuale sul totale</i>				<i>14,81</i>	<i>40,80</i>	<i>37,39</i>	<i>40,84</i>	<i>34,26</i>
TOTALE				269.372	145.108	337.987	430.070	409.423

Essendo la Francia la mèta principale dell'emigrazione continentale, occorre precisarne le caratteristiche. Dopo la prima guerra mondiale, la Francia divenne il primo paese immigratore del mondo, superando anche gli Stati Uniti (1). Fino al secolo XIX si ebbe una immigrazione di « qualità » (operai specializzati, artisti, ingegneri); mentre, in seguito, fino allo scoppio della seconda guerra mondiale si ebbe immigrazione di « quantità »: un afflusso di masse proletarie, i cosiddetti « negri-bianchi ». Ecco le proporzioni d'accrescimento degli immigrati stranieri nella popolazione in Francia:

Anni	Stranieri immigrati	Percentuali sul totale della popolazione
1851	370.000	1,0
1911	1.150.000	2,8
1921	1.532.000	3,9
1926	2.505.000	6,5
1931	3.000.000	7,0

(1) Cfr. G. MAUCO, *L'immigration étrangère en France*, in « Revue internationale du travail », n. 5, Mai 1933.

L'immigrazione in Francia è alimentata dai Paesi vicini e dal centro d'Europa: italiani, belgi, spagnoli, svizzeri; però, soprattutto nel dopoguerra, questi diminuirono e assunsero proporzioni sensibili elementi dell'Europa centrale (polacchi, cecoslovacchi, jugoslavi) ed elementi africani e levantini (greci, armeni).

La causa essenziale di questa considerevole ed eccezionale immigrazione straniera in Francia ha le radici profonde nella denatalità. In una Europa demograficamente pletorica ed economicamente impoverita, solo la Francia appariva povera di uomini e ricca di possibilità di lavoro.

L'afflusso della mano d'opera in Francia, era determinato, prima del 1914, dai bisogni industriali e agricoli; dopo il 1918, dai lavori di ricostruzione delle regioni devastate e per rimpiazzare i cittadini morti in guerra.

Le immigrazioni venivano organizzate e regolate mediante accordi con i Paesi fornitori, e, principalmente, con l'Italia, la Polonia e la Cecoslovacchia.

Però, l'emigrazione continentale, declinò ovunque, specie in Francia, in seguito alle legislazioni anti-migratorie e alla coscienza del valore del lavoratore emigrante acquistata dai paesi emigratori. Così, in questi ultimi tempi, i caratteri dell'emigrazione continentale si accostano a quelli dell'emigrazione intercontinentale.

7. — *Emigrazione italiana nel bacino mediterraneo.* - Dal 1876 al 1939 emigrarono dall'Italia verso i Paesi del bacino mediterraneo 4.027.866 lavoratori, di cui 3.661.502 nell'Europa Occidentale e Meridionale (90,90%), 353.307 nell'Africa mediterranea (8,78%) e 13.057 nell'Asia (0,32%). La stragrande massa proletaria italiana, e cioè 3.358.470, pari all'83,38%, immigrò, in questo periodo di 64 anni, in Francia. Insignificanti sono le cifre degli italiani immigrati nel resto dei Paesi del Mediterraneo: 37.231 nella Spagna e nel Portogallo (0,92%), 8.164 a Gibilterra e a Malta (0,20%), 257.637 nei Paesi Balcanici (6,40%).

Nei 21 anni intercorsi fra le due guerre mondiali (dal 1919 al 1939), emigrarono dall'Italia verso i Paesi del bacino mediterraneo 1.756.152 lavoratori, di cui 1.559.040 in Francia, pari all'89% circa. In questo periodo, il volume massimo (211.826) di emigrati italiani risulta nel 1924 e il minimo (6.401) nel 1939.

Il volume dell'emigrazione italiana, nell'interno del bacino mediterraneo, ed essenzialmente, in Francia, è stato di gran lunga più vasto nel periodo 1919-1926 e nell'anno 1930, in confronto ai periodi precedenti.

Col 1931 comincia il crollo dell'emigrazione fino ad annullarsi allo scoppio del secondo conflitto mondiale.

Prosp. 8. — EMIGRATI ITALIANI A SCOPO DI LAVORO NEL BACINO MEDITERRANEO, DAL 1876 AL 1939
SECONDO I PAESI DI DESTINAZIONE

P E R I O D I	EUROPA				AFRICA				ASIA		COMPLESSO			
	Francia 1)	Porto- gallo e Spagna	Gibil- terra e Malta	altri Paesi mediter- ranei (2)	totale	Algeria	Tunisia	Marocco	Egitto	altri Paesi mediter- ranei (3)		totale	Turchia asiatica	altri Paesi terracai (4)
Complesso 1876-939 <i>Percentuali</i>	3.358.470 82,35	37.231 0,92	8.164 0,20	257.637 6,40	3.651.502 90,30	89.310 2,42	152.121 3,78	6.830 0,17	79.826 1,98	25.220 0,63	353.307 8,78	6.638 0,16	6.419 0,16	13.057 0,32
1876-30 (media annua) »	36.856	632	—	1.341	38.829	1.232	330	—	686	80	2.378	6	12	18
1881-85 »	44.500	877	—	3.074	48.451	1.164	1.164	—	1.294	—	2.572	26	28	54
1886-90 »	30.314	720	—	2.587	33.621	1.313	820	—	807	—	2.604	12	28	40
1891-95 »	26.898	569	—	12.146	39.613	869	783	—	952	—	2.604	179	66	245
1896-900 »	24.960	636	—	10.858	36.454	1.210	1.197	—	1.334	—	3.741	50	86	136
1901-05 »	54.299	717	—	57.857	2.421	4.774	—	—	2.893	794	10.882	195	254	449
1906-10 »	60.225	627	698	3.275	64.825	3.411	2.667	—	2.169	828	9.075	257	384	74.541
1911-15 »	65.063	735	315	3.159	70.272	3.119	2.508	76	2.717	2.717	7.982	211	191	402
1916-20 »	67.834	367	91	1.200	69.492	808	3.269	269	909	126	5.381	69	61	130
1921-25 »	131.874	557	96	4.463	137.010	3.141	257	1.058	1.058	431	5.710	248	103	351
1926-30 »	86.319	461	153	1.965	88.898	1.105	3.032	222	1.058	67	5.485	19	29	48
1931-35 »	35.153	227	172	2.699	38.251	856	4.829	493	806	—	6.984	8	—	8
1936-39 »	9.225	400	135	1.933	11.693	167	2.324	61	544	—	3.096	59	56	115
1919	98.281	529	172	2.631	101.613	1.986	7.941	566	2.379	220	13.092	177	135	312
1920	157.025	554	124	2.525	160.228	1.229	3.923	427	1.473	251	7.303	149	107	256
1921	44.782	591	99	9.898	55.370	465	2.377	428	1.103	467	4.840	53	116	169
1922	99.464	431	67	5.165	105.127	567	2.328	334	988	268	4.485	782	83	965
1923	167.982	559	103	3.661	172.335	782	3.051	225	1.241	197	5.496	300	106	406
1924	201.715	502	98	2.299	204.614	1.084	4.288	201	1.062	409	7.044	50	118	168
1925	145.529	704	113	1.294	147.640	1.218	3.663	96	894	814	6.685	57	92	149
1926	111.252	514	113	1.243	113.122	856	3.291	204	934	257	5.542	—	—	118.664
1927	52.784	447	109	1.373	54.713	994	2.348	157	846	79	4.424	—	—	59.137
1928	49.351	282	147	1.517	51.297	936	1.364	169	466	—	2.935	5	—	54.237
1929	51.001	500	193	2.460	54.154	1.300	2.545	187	1.005	—	5.037	11	—	59.202
1930	167.209	562	204	3.233	171.208	1.437	5.614	394	2.044	—	9.489	24	—	180.721
1931	74.115	338	183	3.970	78.608	2.000	7.367	1.640	1.522	—	12.545	—	—	91.151
1932	33.516	172	184	2.309	36.181	869	5.008	5.008	707	—	6.757	—	—	42.938
1933	35.745	194	190	2.414	38.543	602	4.495	189	709	—	5.993	—	—	44.536
1934	20.725	228	160	2.328	23.441	511	4.123	152	123	—	5.480	—	—	28.974
1935	11.686	201	141	2.475	14.483	299	3.152	123	571	—	4.145	94	90	184
1936	9.614	67	98	1.816	11.595	246	2.861	47	496	—	3.650	72	62	134
1937	14.717	316	184	1.906	17.123	248	2.703	77	744	—	3.772	70	105	180
1938	10.551	786	121	2.316	13.774	159	2.051	80	580	—	2.870	70	44	114
1939	2.016	430	137	1.695	4.278	13	1.681	40	356	—	2.090	20	13	33
Complesso 1919-939 <i>Percentuali</i>	1.559.040 83,77	8.907 0,57	2.940 0,17	58.528 3,35	1.629.415 92,78	17.800 1,01	76.174 4,34	6.095 0,35	20.643 1,17	2.962 0,17	123.674 7,04	1.939 0,11	1.124 0,07	3.063 0,18
Media annua 1919-39	74.240	424	140	2.787	77.591	848	3.527	290	983	141	5.889	92	54	146

(1) Incluso il Principato di Monaco. — (2) Grecia, Turchia europea, Montenegro, Serbia, Bulgaria, Romania, Albania, Jugoslavia. — (3) Tripolitania, Cirenaica, Tangeri. — (4) Palestina, Siria, Libano, Arabia.

Cap. III

Cause e problema delle migrazioni

8. — *Gli italiani nel mondo.* - Il prospetto 9, elaborato sulla base dei risultati dei censimenti degli italiani all'estero, sintetizza la dinamica, il volume e la direzione dei lavoratori italiani emigranti nel mondo, dal 1871 al 1927 (1).

Fatto uguale a 100 il numero degli italiani residenti all'estero nel 1871, il ritmo dell'accrescimento è veloce e imponente. L'indice sale a 359 nel 1881, a 643 nel 1891, a 1096 nel 1901, a 1651 nel 1911, a 2280 alla metà del 1927. A questa data sono stati censiti 9.168.267 lavoratori italiani distribuiti e residenti all'Estero, pari a 230 per 1000 abitanti, mentre nel 1871 erano 270.705 pari al 10 per 1000 abitanti.

Le due masse più imponenti di italiani risultano residenti, l'una nelle Americhe e l'altra nei Paesi del bacino mediterraneo.

Il movimento dinamico verso le Americhe esaminato attraverso il tempo dimostra, però, una portata più considerevole. Infatti le percentuali calcolate sul complesso, alle varie epoche, assumono, per le Americhe, un andamento così intensamente progressivo da assorbire quasi tutta la massa di emigranti, mentre le percentuali relative ai Paesi mediterranei, alle varie epoche, vanno sempre più decrescendo.

9. — *Cause delle migrazioni.* - Di fronte alla massa considerevole di cifre raccolte, elaborate ed esposte, le quali rappresentano e descrivono rigidamente le vicende storiche del capitale cospicuo, costituito dal « lavoro umano » mediterraneo e, prevalentemente italiano, investito, senza alcun piano organico preordinato, con le emigrazioni, nelle terre e nelle industrie del mondo, non si resta soddisfatti fino a tanto che in esse e da esse non si riescano ad enucleare le cause profonde che governano il fenomeno.

L'ambiente etico entro il quale si svolgeva il fenomeno migratorio fino ad alcuni decenni addietro, fu quello creato dalla teoria del « lasciar fare e lasciar passare ». Come è detto nelle pagine precedenti, il lavoratore emigrante si decide a lasciare la sua casa sulla base di motivi economici personali.

I Governi, soprattutto nei Paesi mediterranei, restano quasi interamente indifferenti dinanzi al fenomeno.

In tali condizioni ambientali, tutto il movimento migratorio mediterraneo dipende dal mercato del lavoro estero, il cui centro di gravità si è spostato,

(1) Cfr. MINISTERO DEGLI AFFARI ESTERI, *Censimento degli italiani all'estero alla metà del 1927*. Provveditorato generale dello Stato. Roma, 1928.

Prosp. 9. — ITALIANI RESIDENTI NEI PAESI DEL BACINO MEDITERRANEO E
NEI VARI CONTINENTI, ALLA FINE DEGLI ANNI 1871, 1881, 1891, 1901, 1911
E ALLA METÀ DEL 1927

PAESI DI RESIDENZA	A n n i					
	1871	1881	1891	1901	1911	1927
PAESI MEDITERRANEI :						
<i>Europa :</i>						
Albania	—	—	—	—	—	512
Bosnia-Erzegovina	27	726	614	5.500	1.000	2.000
Bulgaria e Romania Orientale	128	922	1.025	1.560	1.143	1.047
Creta	—	257	100	800	300	324
Francia	83.300	240.733	295.741	292.000	419.234	962.593
Gibilterra	311	139	58	33	200	1
Grecia	2.406	3.273	7.474	11.000	6.382	7.964
Malta	778	1.303	1.138	1.150	2.000	2.000
Monaco (Principato di)	—	3.437	5.000	7.200	7.200	9.688
Montenegro	—	11	27	35	300	—
Portogallo	581	599	500	547	547	450
Serbia	45	463	30	586	500	12.229
Spagna	4.561	8.825	3.877	5.058	4.440	4.397
Turchia	6.520	11.781	12.812	15.321	19.000	9.500
S. Marino	—	1.430	1.550	1.550	1.550	1.478
Totale	98.657	273.899	329.946	342.340	463.801	1.014.183
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>36,44</i>	<i>26,53</i>	<i>16,62</i>	<i>9,48</i>	<i>7,99</i>	<i>11,06</i>
<i>Asia :</i>						
Palestina	—	—	—	—	—	624
Siria	—	—	—	—	—	1.156
Turchia	3.698	5.622	7.693	8.906	9.592	5.306
Cipro	—	301	—	—	—	125
Totale	3.698	5.923	7.693	8.906	9.592	7.211
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>1,37</i>	<i>0,57</i>	<i>0,39</i>	<i>0,25</i>	<i>0,16</i>	<i>0,08</i>
<i>Africa :</i>						
Egitto	10.679	16.302	29.000	38.000	34.926	49.106
Libia	396	722	595	704	—	—
Marocco	102	130	50	70	12.000	10.412
Algeria	6.482	33.693	15.165	38.791	33.153	28.523
Tunisia	5.889	11.106	30.000	83.000	88.082	97.000
Totale	23.548	61.953	74.810	160.565	168.161	185.046
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>8,70</i>	<i>6,00</i>	<i>3,77</i>	<i>4,44</i>	<i>2,90</i>	<i>2,02</i>
TOTALE PAESI MEDITERRANEI	125.903	341.775	412.449	511.811	641.554	1.206.440
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>46,51</i>	<i>33,10</i>	<i>20,78</i>	<i>14,17</i>	<i>11,05</i>	<i>13,16</i>
PAESI NON MEDITERRANEI :						
EUROPA, ASIA, AFRICA						
	85.527	181.153	275.476	445.761	611.700	591.565
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>31,60</i>	<i>17,55</i>	<i>13,88</i>	<i>12,55</i>	<i>10,54</i>	<i>6,45</i>
AMERICHE :						
Stati Uniti	—	170.000	286.520	729.248	2.114.715	3.706.116
Argentina	56.016	254.388	452.000	618.000	929.863	1.797.000
Brasile	2.519	82.196	554.000	1.300.000	1.500.000	1.839.579
Totale	58.535	506.584	1.292.520	2.647.248	4.544.578	7.342.695
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>21,62</i>	<i>49,06</i>	<i>65,12</i>	<i>73,31</i>	<i>78,23</i>	<i>80,09</i>
OCEANIA						
	740	2.971	4.365	6.141	7.294	27.567
<i>Percentuali sul complesso</i>	<i>0,27</i>	<i>0,29</i>	<i>0,22</i>	<i>0,17</i>	<i>0,13</i>	<i>0,30</i>
COMPLESSO	270.705	1.032.483	1.984.810	3.610.961	5.805.126	9.168.267
<i>Residenti all'estero</i> { <i>quozienti</i>	<i>10,10</i>	<i>36,28</i>	<i>64,94</i>	<i>110,71</i>	<i>166,74</i>	<i>230,27</i>
<i>% resid. in Italia</i> { <i>indici 1871 = 100</i>	<i>100</i>	<i>359</i>	<i>643</i>	<i>1.096</i>	<i>1.651</i>	<i>2.280</i>

dopo la scoperta di Colombo, dal Mediterraneo all'Oceano Atlantico, verso le immense ricchezze naturali, offerte al lavoro, nel Nuovo Mondo.

In questo mercato del lavoro domina incontrastata la nota legge della domanda e della offerta, regolata sulle basi dei bisogni dell'agricoltura e delle industrie, delle esigenze sociali e politiche dei Paesi di immigrazione.

Così il lavoratore mediterraneo emigrante senza tutela, è in balia della cupidigia di padroni e della sfrenata concorrenza, spesso in un ambiente ostile, per il timore che la sua presenza determini un abbassamento del livello di vita della popolazione indigena o per preoccupazioni politiche determinate da ragioni di varia natura. Su questo sfondo politico e sociale, si muovono le correnti migratorie mediterranee, espresse in numeri, di cui ogni unità rappresenta una entità umana dolorante nella sua storia intima personale.

Ciò premesso, in uno studio completo sul fenomeno emigratorio, non si può prescindere dal distinguere le cause regolari e costanti dalle irregolari e accidentali, che agiscono e dominano lo stesso fenomeno, e che, alla loro volta, si distinguono in positive e negative. Le cause fondamentali e regolari che presiedono alla formazione della massa emigrante sono di natura economica, fondate essenzialmente sulla « legge dei bisogni umani ».

Le cause secondarie e irregolari sono di natura psicologica, riassunte dall'attrattiva che esercitano sulla fantasia degli individui i Paesi d'oltremare, descritti dai rimpatriati come Paesi in cui viene assicurata col lavoro una vita comoda e facile non escludendosi il miraggio di rapido arricchimento. Queste cause sono *positive* e stimolano l'emigrazione. Invece, sono da considerare cause *negative* o anti-migratorie, irregolari e accidentali, le difficoltà dei viaggi (1846-1881), le crisi economiche, parziali o generalizzate (1921, 1927, 1931), le guerre mondiali (1914-1939), le legislazioni ostili (1921, 1924, 1930).

Come è stato rilevato, le cifre sono sensibilissime all'azione delle cause positive e negative per l'emigrazione e ne riflettono, nel giusto momento, la portata. Nonostante le barriere naturali o artificiali anti-migratorie, cessate le crisi, l'emigrazione si fa largo sfondandole tutte, forzando la politica dei Governi, attratta dal fatto che oltre mare vi sono territori ricchi e redditizi, e il lavoro è ben remunerato.

Riassumiamo le idee sostanziate nelle cifre :

a) Nei secoli XIX e XX il tipo rappresentativo della emigrazione mediterranea è costituito da una massa proletaria, cioè da operai agricoli e industriali sforniti quasi tutti di mezzi.

b) Questa massa giovanile costituisce un cospicuo capitale umano, composto, principalmente, di italiani, cui seguono portoghesi, spagnoli, greci, jugoslavi.

c) Negli Stati Uniti prevale l'elemento anglosassone, mentre nel Brasile e nell'Argentina, l'elemento latino e mediterraneo (principalmente: italiani, portoghesi e spagnoli).

d) Nei 21 anni intercorsi fra le due guerre mondiali (1919-1939), l'emigrazione intercontinentale, dopo aver raggiunto il volume massimo nel 1920, va gradatamente crollando, particolarmente quella italiana, fino ad annullarsi allo scoppio del secondo conflitto mondiale, per opera della legislazione anti-migratoria dei Paesi immigratori ed emigratori.

e) Nei Paesi del bacino mediterraneo e, principalmente, in Francia, prevale la massa lavoratrice italiana.

f) Tra i Paesi mediterranei, la Francia è uno dei primi Paesi immigratori del mondo.

10. — *Il problema delle migrazioni mediterranee.* - Che la valorizzazione delle immense ricchezze naturali delle Americhe e la creazione della stessa prosperità americana siano il frutto del lavoro degli immigrati europei, tra i quali i popoli mediterranei hanno non solo una cospicua ma prevalente rappresentanza, è un fatto assiomatico. Basti ricordare che, per il periodo 1846-1932, il totale generale delle migrazioni transoceaniche o più esattamente « intercontinentali » (vale a dire quegli emigranti che dal proprio continente si trasferiscono in un altro), secondo le rilevazioni (1) dei Paesi d'emigrazione, sarebbe stato di circa 53 milioni e mezzo di persone; secondo le statistiche dei principali Paesi d'immigrazione, di oltre 59 milioni e secondo certi studi questo totale salirebbe a 65 milioni, sebbene non sia stato tentato un bilancio tra espatri e rimpatri, per valutare l'ammontare dell'emigrazione transoceanica netta (2).

Ciò premesso, rimanendo ai fatti, non sembra esatto affermare che vi sia stata una ripercussione sostanziale, salutare e permanente, nella economia unitaria dei Paesi mediterranei.

Anzi, dopo la scoperta dell'America, spostatosi il centro di gravità della economia mondiale e delle attività umane dal Mediterraneo all'Oceano Atlantico, l'economia dei Paesi mediterranei ne ha risentito i danni; è rimasta allo stato arretrato e, per di più, privata della parte più produttiva e feconda della sua popolazione.

E dopo i rilevanti sacrifici di tante generazioni di onesti lavoratori mediterranei, il problema delle emigrazioni non ha trovato una soluzione soddisfacente fino al recente conflitto.

(1) Cfr. BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL, Genève, *Annuaire de statistique*, 1935-1939; *Le problème des migrations*, décembre 1937.

(2) Cfr. *Revue Internationale du travail*, vol. XXXVI, n. 6, Décembre 1937, Genève, 1937.

D'altra parte, sotto l'impero delle teorie nazionalistiche, i Paesi mediterranei si considerano tra di loro in perenne conflitto di interessi, frutto di incomprensioni reciproche e di vecchie ideologie; le correnti migratorie seguono alla ventura il loro libero corso; il mercato del lavoro è caratterizzato da una sorprendente disorganizzazione. Ognuno può constatare serenamente i danni prodotti da questa disorganizzazione alla economia dei Paesi mediterranei, donde derivano principalmente le condizioni arretrate sia dal punto di vista economico che sociale dei medesimi Paesi.

Non sarà superfluo all'uopo ricordare che un Paese del Mediterraneo, la Francia, domandava braccia ai Paesi che ne hanno troppe rispetto alle risorse del suolo, ma, per la disorganizzazione su accennata, riusciva a stento a trovarne, prima del recente conflitto, sia per l'aumento costante del valore del lavoratore emigrante che per la politica dei Governi (1).

La reazione era nell'ordine della giustizia dopo gli sfruttamenti subiti da tempo.

In questo travagliato e confuso periodo dell'immediato dopo-guerra, con una crisi acutamente generalizzata, è prematuro prevedere come sarà risolto il problema del lavoro e quale evoluzione assumerà l'emigrazione rispetto alle esigenze del mercato del lavoro, nonostante l'urgenza del problema stesso.

Il fatto assodato è la tendenza generale ad emigrare, fenomeno comune ad ogni dopo-guerra, ma più accentuato in quest'ultimo.

Per molti Paesi europei — particolarmente per quello italiano — l'emigrazione rappresenta l'unica via per liberarsi dalla miseria opprimente, rincuorata dalle conseguenze del recente conflitto mondiale. D'altra parte l'interesse di alcuni Paesi del Sud America specialmente non sembra minore, per il nuovo sangue che gli emigranti possono immettere nelle loro scarse popolazioni per incrementarle e per la colonizzazione dei loro immensi territori deserti o scarsamente coltivati.

Ma, la tendenza e il bisogno di emigrare incontrano, attualmente, insormontabili ostacoli di svariata natura a seconda dei Paesi.

Innanzitutto perchè manca uno studio coordinato e concreto del problema dell'emigrazione da un punto di vista internazionale; per conseguenza, manca la preparazione. Infatti, non sono stati creati l'ambiente e le condizioni atte a ricevere le masse dei lavoratori europei, specialmente agricoli e non si conosce, perciò, precisamente la capacità di assorbimento dei lavoratori qualificati e comuni nei Paesi tradizionalmente immigratori.

Una serie di disposizioni restrittive, non ancora derogate, come il sistema delle quote, delle preferenze per alcuni Paesi e per alcune categorie di lavoratori, la scarsità di naviglio ed altre circostanze ostacolano l'afflusso della nuova emigrazione verso i Paesi transoceanici.

(1) Cfr. *Revue Internationale du travail*, vol. XXVII, Janvier-Juin 1933, Genève, 1933.

Secondo le richieste attendibili di lavoratori da parte di Paesi immigratori dell'America latina, tra cui il Cile, l'emigrazione futura dovrà essere distinta nelle tre seguenti categorie: *libera*, con documenti di buona condotta e di perfetto stato fisico; *controllata*, per il reclutamento a contratto di maestranze e di operai delle industrie e l'emigrazione destinata alla *colonizzazione*. Per poter valutare, con esattezza, l'incidenza di tali diverse correnti emigratorie sulla composizione della nostra popolazione e i riflessi economici e sociali, variabili secondo ciascuna delle suddette categorie di emigranti, una appropriata indagine statistica dovrà necessariamente accompagnare il fenomeno.

Ma, per avviare il problema alla sua rapida e naturale soluzione, la *nuova emigrazione* deve essere coordinata e subordinata ad opportuni accordi fra i Governi interessati, alle possibilità economiche e all'ambiente creato per riceverla, garantendo, al tempo stesso, la dignità umana e il valore del lavoro.

L'organizzazione dei movimenti migratori appare, dunque, sempre più necessaria con lo sviluppo della economia moderna e presuppone una precisa e comprensiva statistica delle emigrazioni internazionali. L'Organizzazione Internazionale del lavoro potrebbe contribuire a facilitare e a preparare il terreno per una ripresa delle correnti migratorie, in condizioni soddisfacenti per gli emigranti e per i Paesi interessati. Ma, in connessione all'organizzazione mondiale del lavoro, è necessario che i Paesi mediterranei, per forza di natura e di interessi, divengano anche una salda unione organizzata nel lavoro e nell'economia; che l'unità, la solidarietà degli interessi, l'indipendenza degli elementi che la compongono sia una realtà, per il progresso civile e la comune prosperità.

FINITO DI STAMPARE
NELL'AZIENDA BENEVENTANA TIPOGRAFICA EDITORIALE
(A. B. E. T. E.) IN ROMA, VIA PRENESTINA, 687,
IL 15 MARZO 1948