

# METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE  
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE  
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER

**Prof. Dott. Corrado Gini**, direttore dell'Istituto di Statistica della R. Università di Roma,  
presidente dell'Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia.

COMITATO DIRETTIVO — COMITÉ DE DIRECTION  
EDITORIAL COMMITTEE — DIREKTION-KOMITEE

**Prof. A. Andréadès** (Athènes) - **Prof. A.E. Bunge** (Buenos Aires) - **Prof. F.P. Cantelli** (Roma)  
**Prof. C.V.L. Charlier** (Lund) - **Prof. F.v. Fellner** (Budapest) - **Prof. A. Flores de Lemus** (Madrid)  
**Prof. M. Greenwood** (London) - **Ing. L. March** (Paris) - **Prof. H. W. Methorst** (La Haye)  
**Prof. A. Julin** (Bruxelles) - **Prof. R. Pearl** (Baltimore) - **Prof. H. Westergaard** (Copenhagen)

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER

**Dott. Silvio Orlandi**, Istituto di Statistica della R. Università di Roma

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION  
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETAERE

**Prof. Luigi Galvani** - **Dott. Mario Saibante**

Vol. IX - N. 1.

1-II-1931.

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

<b>L. Galvani.</b> <i>Contributi alla determinazione degli indici di variabilità per alcuni tipi di distribuzione . . . . .</i>	Pag. 3
<b>B. de Finetti.</b> <i>Sui metodi proposti per il calcolo della differenza media . . . . .</i>	» 47
<b>F. Savorgnan.</b> <i>La fecondità delle Aristocrazie. — 4. Le case principesche d'Italia, Germania, Austria, Ungheria, Russia, Polonia . . . . .</i>	» 53
<b>A. Andréadès.</b> <i>La mort de Sparte et ses causes démographiques. . . . .</i>	» 99
<b>C. Gini.</b> <i>La XIX<sup>e</sup> Session de l'Institut International de Statistique . . . . .</i>	» 107
<i>Congresso internazionale per gli studi sulla popolazione (Roma, 7-10 Settembre 1931) . . . . .</i>	» 157

ROMA

AMMINISTRAZIONE DEL « METRON »  
R. UNIVERSITÀ — ISTITUTO DI STATISTICA

La Rivista internazionale di Statistica METRON esce in fascicoli. Quattro fascicoli consecutivi costituiscono complessivamente un volume di 700-800 pagine.

METRON accoglie articoli originali di metodologia statistica e di applicazioni statistiche alle varie discipline, e rassegne o discussioni di risultati raggiunti col metodo statistico in diversi campi della scienza o tali da poter interessare il cultore della statistica. Pubblica altresì una bibliografia di tutte le opere e riviste ricevute in omaggio od in cambio.

Articoli e rassegne potranno essere scritti in italiano, francese, inglese o tedesco. I manoscritti in lingua francese, inglese o tedesca dovranno essere dattilografati.

La collaborazione non è retribuita. Gli autori riceveranno gratuitamente 25 estratti dei lavori pubblicati.

I manoscritti per la pubblicazione dovranno essere indirizzati al *Prof. Corrado Gini, R. Università di Roma — Istituto di Statistica*, oppure al membro del Comitato direttivo che rappresenta lo Stato a cui l'autore appartiene. Gli autori sono pregati di conservare copia del manoscritto inviato, poichè, nel caso che questo non venga pubblicato, la Direzione non ne garantisce la restituzione.

Al Prof. Corrado Gini dovranno pure essere indirizzate le richieste di cambi da parte di riviste o di altri periodici e ogni pubblicazione inviata in cambio od in omaggio.

Le richieste di abbonamenti, del pari che i versamenti, dovranno invece essere indirizzati alla *Amministrazione del « Metron »* presso l'*Istituto di Statistica della R. Università di Roma — Via delle Terme di Diocleziano, 10*.

Il prezzo di abbonamento per ciascun Volume è di **100 Lire italiane** e quello del fascicolo di **30 Lire italiane**, porto compreso.

La Revue Internationale de Statistique METRON paraît par livraisons. Quatre livraisons consécutives forment un volume de 700-800 pages.

METRON publie des articles originaux de méthodologie statistique et d'applications statistiques aux différentes disciplines, ainsi que des revues ou des discussions des résultats obtenus par la méthode statistique dans toutes les sciences ou bien intéressant les savants qui s'occupent de statistique.

METRON publie aussi une bibliographie de tous les ouvrages et revues reçues en hommage ou en échange.

Les articles et les revues pourront être écrites en français, en italien, en anglais ou en allemand. Les manuscrits en français, en anglais ou en allemand doivent être envoyés dactylographiés.

On enverra gratis aux auteurs 25 copies tirées à part de leurs travaux après publication.

On adressera les manuscrits pour la publication à *M. le Prof. Corrado Gini, Istituto di Statistica, R. Università di Roma (Italie)*, ou bien au membre du comité de direction représentant le pays de l'auteur. On prie les auteurs de garder une copie du manuscrit qu'ils adressent à la Revue, car, en cas de non publication, la rédaction ne garantit pas de pouvoir le renvoyer.

Les demandes d'échange de la part des Revues et des autres périodiques, ainsi que toutes les publications envoyées en échange ou en hommage doivent aussi être adressées au Prof. Corrado Gini.

Les demandes de nouveaux abonnements, ainsi que tout paiement, devront être adressés à l'*Administration du « Metron »* auprès de l'*Institut de Statistique de l'Université Royale de Rome — Via delle Terme di Diocleziano, 10, Roma, Italie*.

Le prix d'abonnement par volume est fixé à **100 Lires it.** et le prix par fascicule est de **30 Lires it.** frais d'envoi compris.

# METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE  
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE  
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER

**Prof. Dott. Corrado Gini**, direttore dell'Istituto di Statistica della R. Università di Roma, presidente dell'Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia.

COMITATO DIRETTIVO — COMITÉ DE DIRECTION  
EDITORIAL COMMITTEE — DIREKTION-KOMITEE

**Prof. A. Andréadès**, prof. de Science des finances à l'Université d'Athènes (Grèce).

**Prof. A. E. Buage**, director general de Estadística de la Nación, Buenos Aires (Argentina).

**Prof. F. P. Cantelli**, professore di Matematica Attuariale nel R. Istituto Superiore di Scienze Economiche e Commerciali di Napoli (Italia).

**Prof. C. V. L. Charlier**, professor der Astronomie an der Universität Lund (Schweden).

**Prof. F. von Fellner**, o. off. Universitäts-Professor in Budapest (Ungarn).

**Prof. A. Flores de Lemus**, jefe de Estadística del Ministerio de Hacienda, Madrid (España).

**Prof. M. Greenwood**, professor of Epidemiology and Vital Statistics in the University of London (England).

**Ing. L. March**, directeur honoraire de la Statistique générale de la France, Paris (France).

**Prof. H. W. Methorst**, directeur de l'Office permanent de l'Institut International de Statistique et du Bureau central de Statistique, La Haye (Pays-Bas).

**Prof. A. Julin**, secrétaire général du Ministère de l'Industrie et du Travail, Bruxelles (Belgique).

**Prof. R. Pearl**, director of the Institute for Biological Research at the J. Hopkins University, Baltimore (U. S. A.).

**Prof. H. Westergaard**, professor in the University of Copenhagen (Denmark).

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER

**Dott. Silvio Orlandi**, Istituto di Statistica e Politica Econ. della R. Università di Roma.

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION  
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSECRETARIE

**Prof. Luigi Galvani** — **Dott. Mario Saibante**

Vol. IX - N. 1.

1-II-1931.

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

<b>L. Galvani</b> , Contributi alla determinazione degli indici di variabilità per alcuni tipi di distribuzione . . . . .	Pag. 3
<b>B. de Finetti</b> , Sui metodi proposti per il calcolo della differenza media . . . . .	» 47
<b>F. Savorgnan</b> , La fecondità delle Aristocrazie. — 4. Le case principesche d'Italia, Germania, Austria, Ungheria, Russia, Polonia. . . . .	» 53
<b>A. Andréadès</b> , La mort de Sparte et ses causes démographiques. . . . .	» 99
<b>C. Gini</b> , La XIX <sup>e</sup> Session de l'Institut International de Statistique. . . . .	» 107
Congresso internazionale per gli studi sulla popolazione (Roma, 7-10 Settembre 1931) . . . . .	» 157

ROMA

AMMINISTRAZIONE DEI « METRON »  
R. UNIVERSITÀ — ISTITUTO DI STATISTICA

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA CHE  
VERRANNO PUBBLICATI NEI PROSSIMI  
NUMERI.

*(Secondo l'ordine d'arrivo)*

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE ET  
À PARAÎTRE PROCHAINEMENT.

*(D'après la date de réception)*

ARTIKEL, DIE AN DIE ZEITSCHRIFT  
ANGEKAMMT SIND UND WELCHE IN  
DEN NACHFOLGENDEN NUMMERN ER-  
SCHEINEN WERDEN.

*(Nach der Reihenfolge des Eingangs)*

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW  
WHICH WILL BE PUBLISHED IN FUTU-  
RES ISSUES.

*(According to date of receipt)*

**E. Ciccotti.** *Il problema demografico nel Mondo antico.*

**A. J. Lotka.** *Orphanhood in Relation to Demographic Factors.*

**B. de Finetti.** *Sulla legge di probabilità delle prove estreme.*

**G. L. Edgett.** *Frequency Distributions with given Statistics which are not all Moments.*

Gli Autori degli articoli inviati per la pubblicazione nella Rivista, rinunciano in favore della medesima alla proprietà letteraria degli articoli stessi, qualora vengano pubblicati.

Les Auteurs des articles envoyés à la Revue pour y être publiés, renoncent, en faveur de celle-ci, à la propriété littéraire de leurs articles, s'ils sont acceptés.

The Authors of papers sent for publication in the Review are supposed to give up their copyright in favour of the Review if the papers are published.

Die Verfasser der zur Veröffentlichung in der Zeitschrift zugesandten Aufsätze, werden, falls selbige veröffentlicht werden, auf ihre Verfasserrrechte zu Gunsten der Zeitschrift verzichten müssen.

---

---

---

L. GALVANI

## Contributi alla determinazione degli indici di variabilità per alcuni tipi di distribuzione

---

1. Scopo della presente nota è quello di riassumere la teoria della variabilità delle distribuzioni continue, di fare applicazione dei risultati generali alle distribuzioni lineari, e di mostrare infine come queste ultime possano essere utilizzate per un apprezzamento sommario degli indici di variabilità di distribuzioni non lineari, e particolarmente di quelle ottenute per deformazione equivalente di un istogramma, mediante interpolazione a occhio.

I.

2. Si sa che una distribuzione o seriazione statistica di frequenze è costituita dai valori  $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots$  che un carattere quantitativo  $x$  può assumere, e dalle corrispondenti frequenze assolute  $P_1, P_2, \dots, P_i, \dots$  o relative  $p_1 = P_1 / \Sigma P_i, \dots, p_i = P_i / \Sigma P_i, \dots$  con le quali i valori stessi si sono presentati nell'esperienza statistica compiuta.

I valori positivi  $p_i$ , pei quali è evidentemente  $\Sigma p_i = 1$ , si possono considerare, in relazione a quell'esperienza, come le probabilità a posteriori inerenti ai valori  $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots$  di una variabile casuale  $x$ ; salvo poi a riguardare gli stessi valori  $p_i$  (con fondamento più o meno plausibile, a seconda dell'ampiezza e delle condizioni di quell'esperienza) come probabilità a priori per le *congeneri* esperienze future.

Se  $x$ , invece che quantitativo, sia uno di quei caratteri qualitativi che si dicono rettilinei (\*), allora, poichè le sue modalità  $m_1, m_2, \dots, m_i, \dots$  possono essere messe in corrispondenza biunivoca coi numeri

---

(\*) C. GINI, *Variabilità e mutabilità*, in «Studi economico-giuridici della R. U. di Cagliari», 1912.

$x_1, x_2, \dots, x_i, \dots$  di un conveniente sistema, esso potrà assoggettarsi a calcolo come un carattere quantitativo.

La corrispondenza fra gli  $x_i$  ed i  $p_i$  ha, in ogni caso, il carattere di una relazione funzionale in cui gli  $x_i$  vengono considerati come i valori della variabile indipendente, ed i  $p_i$  come quelli della funzione; cosicchè si potrà scrivere.

$$p_i = \varphi(x_i) \qquad (\sum p_i = 1) ,$$

e dare, volendo, una rappresentazione grafica del legame fra gli  $x_i$  ed i  $p_i$ , p. es. in un sistema cartesiano.

3. Per una astrazione molto spesso conveniente ai fini teorici e pratici, o perchè effettivamente la  $x$  può variare con continuità in un intervallo  $a \dots b$ , finito o infinito, si presenta l'opportunità di studiare quelle che si dicono distribuzioni continue (\*). In tali distribuzioni le probabilità inerenti ai singoli valori di  $x$  sono nulle; ma se esiste quella funzione  $\varphi(x)$  che è la densità della probabilità, ossia una funzione tale che  $\varphi(x) dx$  esprima la frequenza relativa dei valori di  $x$  compresi fra  $x$  ed  $x + dx$ , allora sarà, supposto  $\varphi(x)$  integrabile in  $a \dots b$ ,

$$(I) \qquad \int_a^b \varphi(x) dx = 1$$

---

(\*) Meglio sarebbe dirle: distribuzioni dipendenti da una variabile continua. Quanto alla  $\varphi(x)$  essa è semplicemente una funzione non negativa soddisfacente alla condizione (I); ma quasi sempre, nei casi pratici, anche la  $\varphi(x)$  è od è supposta continua. La riduzione di una distribuzione dipendente da una variabile discreta allo schema teorico di una distribuzione continua venne correntemente utilizzata da moltissimi Autori, fra i quali ci limitiamo a citare, come esempio: V. PARETO, *Cours d'Economie politique*, 1896. Per quanto si riferisce particolarmente alla variabilità di una distribuzione continua si possono ricordare: C. GINI, *Variabilità e Mutabilità*, già cit.; E. CZUBER, *Beitrag zur Theorie statistischer Reihen*, 1914; G. PIETRA, *Delle relazioni tra gli indici di variabilità*, « Atti del R. Istit. Ven. di S. L. A. » 1915, ed anche *Teoria della variabilità nelle serie statistiche*, « Rivista Italiana di Sociologia », 1915; U. RICCI, *L'indice di variabilità e la curva dei redditi*, « Giornale degli Economisti », 1916; G. MORTARA, *Lezioni di statistica metodologica*, 1922; E. J. GUMBEL, *Eine Beziehung zwischen Fehlermassen*, « Metron », vol. VI, 1926; id. *Ein Mass der Konzentration bei pekuniären Verteilungen*, « Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik », 58 Bd., 1927; id. *Das Konzentrationmass*, « Allgemeines Statistisches Archiv », 18. Bd., 1928. Anche L. von BORTKIEWICZ, *Die Disparitätsmasse der Einkommensstatistik*, Atti della XIX Sessione dell'Istituto Internazionale di Statistica, Tokio, 1930, si è occupato particolarmente della questione, incorrendo peraltro in molte inesattezze di citazioni e attribuzioni.

Se invece si considera la frequenza assoluta  $f(x) dx$  dei valori di  $x$  compresi fra  $x$  ed  $x + dx$ , sarà

$$(1') \quad \int_a^b f(x) dx = N$$

dove  $N$  ha il significato analogo a quello di numero totale dei casi osservati per una distribuzione discreta, ed

$$(2) \quad f(x) = N \varphi(x).$$

Quanto agli estremi dell'intervallo  $b - a$  di variazione di  $x$ , essi potranno essere entrambi finiti, come accade per le curve di PEARSON dei tipi I e II, etc.; oppure  $a$  finito e  $b$  infinito come accade per le curve di tipo iperbolico, per le curve dei tipi III, V, VI, per la curva dei redditi di AMOROSO, etc.; o infine  $a = -\infty$  e  $b = +\infty$ , come si verifica per le curve del tipo IV, per la curva normale degli errori (tipo VII), etc.

Nei casi pratici si può quasi sempre supporre, come noi faremo, che  $a$  e  $b$  siano finiti.

È poi ovvio che, se  $a \leq c \leq d \leq b$ ,

$$(3) \quad \int_c^d \varphi(x) dx < 1$$

esprime la probabilità affinché  $x$  acquisti un valore compreso fra  $c$  e  $d$ , cosicchè posto

$$(4) \quad \Phi(x) = \int_a^x \varphi(x) dx,$$

essendo  $\Phi(x)$  quella che si dice la funzione di ripartizione della data distribuzione, sarà

$$(5) \quad \Phi(a) = 0 \qquad \Phi(b) = 1$$

e la differenza

$$\Phi(d) - \Phi(c)$$

avrà lo stesso significato della (3).

4. Le espressioni

$$(6) \quad \mu_{r, \xi} = \int_a^b (x - \xi)^r \varphi(x) dx, \quad \mu_{r, \xi}(z) = \int_a^z (x - \xi)^r \varphi(x) dx, \quad (a < z < b)$$

sono rispettivamente il momento completo e il momento incompleto di ordine  $r$  della data distribuzione rispetto a  $\xi$ ; e, in particolare

$$(7) \quad \mu_{r,0} = \int_a^b x^r \varphi(x) dx, \quad \mu_{r,0}(z) = \int_a^z x^r \varphi(x) dx, \quad (a < z < b)$$

sono i momenti, completo e incompleto di ordine  $r$ , rispetto all'origine.

Evidentemente la sostituzione di  $h \varphi(x)$  (e in particolare di  $f(x) = N \varphi(x)$  a  $\varphi(x)$ ) ha il solo effetto di moltiplicare il momento  $r^o$  per  $h$  (o risp. per  $N$ ); cosicchè il calcolo dei momenti di una distribuzione si può sempre fare in base alle frequenze relative  $\varphi(x)$ , come nelle (6) e (7), anzichè alle frequenze assolute  $N \varphi(x)$ .

Nelle (6) e (7) è inteso che  $r$  sia intero e positivo; ma il concetto di momento può estendersi supponendo  $r = 0$ , con che si avranno i momenti di ordine  $0$ , completo e incompleto,

$$\mu_{0,0} = \int_a^b \varphi(x) dx = \Phi(b) = 1, \quad \mu_{0,0}(z) = \int_a^z \varphi(x) dx = \Phi(z) \quad (a < z < b).$$

Fra i momenti relativi a  $\xi$  di due ordini successivi passa la relazione differenziale

$$(8) \quad \begin{aligned} \frac{d}{d\xi} \mu_{r,\xi} &= \frac{d}{d\xi} \int_a^b (x - \xi)^r \varphi(x) dx = \\ &= -r \int_a^b (x - \xi)^{r-1} \varphi(x) dx = -r \mu_{r-1,\xi}. \end{aligned}$$

Inoltre, se  $r$  ed  $s$  sono pari, risulta

$$(9) \quad \left( \mu_{\frac{r+s}{2}, \xi} \right)^2 \leq \mu_{r,\xi} \cdot \mu_{s,\xi};$$

e più in generale, se  $r > s > t \geq 0$

$$(10) \quad (\mu_{s,\xi})^{r-t} < (\mu_{t,\xi})^{r-s} (\mu_{r,\xi})^{s-t} \quad (*).$$

5. Meritano particolare considerazione i seguenti rapporti di momenti:

$$(11) \quad A = \int_a^b x N \varphi(x) dx : \int_a^b N \varphi(x) dx = \int_a^b x \varphi(x) dx,$$

$$(12) \quad Q^2 = \int_a^b x^2 N \varphi(x) dx : \int_a^b N \varphi(x) dx = \int_a^b x^2 \varphi(x) dx,$$

---

(\*) V., per le (9) e (10), G. CASTELNUOVO, *Calcolo delle probabilità*, vol. II, p. 138.



i quali si identificano, come è ben noto, con la media aritmetica ( $A$ ) e con il quadrato della media quadratica ( $Q$ ) del carattere  $x$  nella data distribuzione.

Si vede immediatamente che  $\mu_{1,\xi}$  (momento primo completo), si annulla per  $\xi = A$ ; e, tenendo presente la (8), che  $\mu_{2,\xi}$  (momento secondo completo) diviene minimo per  $\xi = A$ ; cioè

$$(I3) \quad \mu_{1,A} = 0$$

$$(I4) \quad \mu_{2,\xi} = \min., \text{ per } \xi = A.$$

D'altronde, poichè scrivendo

$$\mu_{1,\xi} = \int_a^b (x - \xi) \varphi(x) dx : \int_a^b \varphi(x) dx$$

$$\mu_{2,\xi} = \int_a^b (x - \xi)^2 \varphi(x) dx : \int_a^b \varphi(x) dx$$

questi momenti  $\mu_{1,\xi}$  e  $\mu_{2,\xi}$  acquistano rispettivamente il significato di scostamento algebrico medio da  $\xi$  e di quadrato dello scostamento quadratico medio da  $\xi$ , così le (I3) e (I4) costituiscono le espressioni di due ben note proprietà della media aritmetica.

Si deve poi notare che la definizione (II) di media aritmetica di  $x$  per una distribuzione continua può considerarsi come una estensione del concetto di valore medio di una variabile casuale discontinua  $x$ , la quale assuma i valori  $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots$  con le probabilità  $p_1, p_2, \dots, p_i, \dots$ ; è infatti, per definizione: val. medio ( $x$ ) =  $\sum p_i x_i$  (\*).

Analoga interpretazione riceve la (I2) rispetto a  $x^2$ .

6. Il concetto di valore medio di un carattere  $x$  per una data distribuzione continua si può generalizzare ponendo, analogamente a quanto venne fatto dal DUNKEL (\*\*), per un sistema discreto di numeri:

$$(I5) \quad G^r = \int_a^b x^r N \varphi(x) dx : \int_a^b N \varphi(x) dx = \int_a^b x^r \varphi(x) dx$$

(\*) È appena il caso di ricordare che la frequenza media relativa dalla data distribuzione continua è  $\int_a^b \varphi(x) dx : (b - a) = 1 / (b - a)$ , e quella assoluta  $N / (b - a)$ .

(\*\*) *Generalized geometric means and algebraic equations*, «Annals of Mathematics», vol. 11, 1909-1910.

intendendo che  $r$  possa variare con continuità, assumendo un valore reale qualunque. La determinazione reale positiva di  $G$ :

$$G = \left\{ \int_a^b x^r \varphi(x) dx \right\}^{1/r}$$

sarebbe allora una media generalizzata di  $x$  nel senso di DUNKEL, la quale per  $r = -1, 0, 1, 2$  verrebbe rispettivamente a coincidere con la media armonica, geometrica, aritmetica e quadratica del carattere  $x$ , (\*) mentre per  $r$  crescente da  $-\infty$  a  $+\infty$  la media di DUNKEL percorrerebbe tutto l'intervallo da  $a$  a  $b$ .

7. Il valore  $M$ , certamente unico nel caso di una distribuzione continua, per cui si abbia

$$(16) \quad \int_a^M \varphi(x) dx = \int_M^b \varphi(x) dx, \text{ cioè } \int_a^M \varphi(x) dx = \frac{1}{2} \int_a^b \varphi(x) dx$$

costituisce la mediana di  $x$  nella data distribuzione; e più in generale i valori  $M_1, M_2, \dots, M_{k-1}$  per cui sia

$$(17) \quad \int_a^{M_1} \varphi(x) dx = \int_{M_1}^{M_2} \varphi(x) dx = \dots = \int_{M_{k-1}}^b \varphi(x) dx = \frac{1}{k} \int_a^b \varphi(x) dx$$

ne costituiscono il 1° , 2° ...  $k$ -ile (quartili, centili, etc.).

Se si considera la funzione

$$(18) \quad \theta(\xi) = \int_a^\xi |x - \xi| \varphi(x) dx = \int_a^\xi (\xi - x) \varphi(x) dx + \\ + \int_\xi^b (x - \xi) \varphi(x) dx$$

che per la data distribuzione è lo scostamento medio di  $x$  da  $\xi$ , si ha, supponendo la  $\varphi(x)$  continua,

$$\theta'(\xi) = \int_a^\xi \varphi(x) dx - \int_\xi^b \varphi(x) dx, \text{ onde } \theta'(M) = 0$$

$$\theta''(\xi) = 2 \varphi(\xi) > 0, \text{ cioè } \theta''(M) > 0;$$

---

(\*) Per il caso di una distribuzione continua contenuta in un intervallo finito  $a \dots b$  e per la quale la frequenza assoluta sia costante, e quindi  $\varphi(x) = 1/(b-a)$ , v. L. GALVANI, *Dei limiti a cui tendono alcune medie*, « Bollett. della Unione Matem. Ital. », 1927.

ossia si vede che lo scostamento medio di  $x$  da  $\xi$  risulta minimo quando  $\xi$  sia la mediana (teorema di LAPLACE).

Osserviamo, infine, che il concetto di mediana si potrebbe generalizzare considerando il valore  $M_r$ , per cui, invece che l'uguaglianza fra i due momenti parziali di ordine  $\theta$ , si abbia quella fra i due mo-

$$\text{menti di ordine } r, \text{ e cioè } \int_a^{M_r} x^r \varphi(x) dx = \int_{M_r}^b x^r \varphi(x) dx .$$

8. Lo studio della variabilità di un carattere  $x$  per una data distribuzione può essere fatto seguendo due distinte direttive. Nell'una si prendono in considerazione le differenze o gli scostamenti dei valori del carattere  $x$  da un suo particolare valore medio, e si sintetizzano queste differenze o scostamenti in una loro media, facendo così capo a quegli indici di variabilità che si dicono scostamenti medi (semplice o quadratico) dalla media aritmetica o dalla mediana, etc., e che già da molto tempo sono in uso nella tecnica statistica.

Secondo l'altra direttiva, segnata dal GINI (\*), si considerano invece gli scostamenti fra tutte le possibili coppie di valori del carattere  $x$  e si assumono come indici di variabilità quelle medie di tali scostamenti che si dicono differenza media semplice o quadratica, senza o con ripetizione.

9. In connessione al primo fra i due accennati indirizzi è opportuno considerare particolarmente le funzioni di  $\xi$

$$\mu_{1,\xi} = \int_a^b (x - \xi) \varphi(x) dx$$

$$\mu_{2,\xi} = \int_a^b (x - \xi)^2 \varphi(x) dx$$

$$\mu_{3,\xi} = \int_a^b (x - \xi)^3 \varphi(x) dx$$

$$\theta(\xi) = \int_a^b |x - \xi| \varphi(x) dx$$

le quali, riguardate come aventi a denominatore  $\int_a^b \varphi(x) dx = 1$ ,

hanno rispettivamente il significato di: scostamento algebrico medio, quadrato dello scostamento quadratico medio, cubo dello scostamento cubico medio, scostamento semplice medio, da  $\xi$ .

(\*) Variabilità e mutabilità, già cit.

a) Il comportamento della prima funzione risulta senz'altro dall'osservare che se  $A$  è la media aritmetica di  $x$

$$(19) \quad \mu_{1, \xi} = \int_a^b (x - A + A - \xi) \varphi(x) dx = A - \xi,$$

perchè

$$\int_a^b (x - A) \varphi(x) dx = 0.$$

La (19), definita evidentemente in tutto il campo reale, è rappresentata in un sistema cartesiano da una retta di coefficiente angolare  $-1$ , passante per il punto indice di  $A$  (Fig. 1).

b) Per quanto concerne la seconda funzione si trova subito

$$(20) \quad \mu_{2, \xi} = (A - \xi)^2 + \mu_{2, A}$$

equazione di una parabola di 2° ordine che volge la sua convessità all'asse  $\xi$  e che ha la sua ordinata minima  $\mu$  in  $A$  (Fig. 2).

Lo scostamento quadratico medio dalla media aritmetica, che si può indicare con  $\sigma_A$ , o semplicemente con  $\sigma$ , è:

$$\sigma = \mu_{2, A}^{\frac{1}{2}} = \left[ \int_a^b (x - A)^2 \varphi(x) dx \right]^{\frac{1}{2}}.$$

Indicando poi con  $\sigma_\xi$  lo scostamento quadratico medio da  $\xi$ , la (20) si può anche scrivere:

$$(20') \quad \sigma_\xi^2 = (A - \xi)^2 + \sigma^2.$$

c) Per la terza funzione (Fig. 3) si ha:

$$\begin{aligned} \mu_{3, \xi} &= \int_a^b (x - \xi)^3 \varphi dx = \int_a^b (x - A + A - \xi)^3 \varphi dx = \\ &= \int_a^b (x - A)^3 \varphi dx + 3(A - \xi) \int_a^b (x - A)^2 \varphi dx + \\ &+ 3(A - \xi)^2 \int_a^b (x - A) \varphi dx + (A - \xi)^3 \int_a^b \varphi dx \\ &= \mu_{3, A} + 3(A - \xi) \mu_{2, A} + (A - \xi)^3. \end{aligned}$$

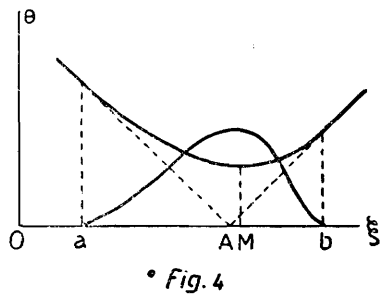
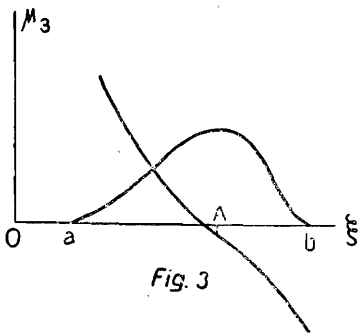
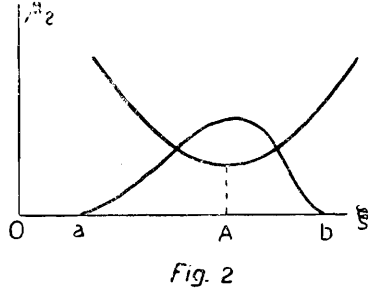
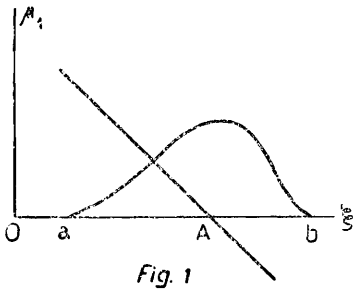
Ne segue che

$$\begin{aligned} \frac{d \mu_{3, \xi}}{d \xi} &= -3 \mu_{2, A} - 3(A - \xi)^2 = -3 \mu_{2, \xi} \\ \frac{d^2 \mu_{3, \xi}}{d \xi^2} &= 6(A - \xi). \end{aligned}$$

Si vede quindi che la  $\mu_{3, \xi}$  (parabola di 3° ordine) è positiva per  $\xi < a$ , negativa per  $\xi > b$ ; sempre decrescente; volgente da  $-\infty$  ad  $A$  la concavità nel senso positivo delle ordinate, e da  $A$  a  $+\infty$  nel senso opposto; con un flesso per  $\xi = A$ , dove l'ordinata è

$$(21) \quad \mu_{3, A} = \int_a^b x^3 \varphi dx - 3 A \int_a^b x^2 \varphi dx + 2 A^3,$$

e la derivata è  $-3 \mu_{2, A}$ ; con un solo punto di annullamento, il quale coincide con  $A$  se la distribuzione è simmetrica.



d) Infine la quarta funzione per  $\xi \leq a$  e per  $\xi \geq b$  si riduce rispettivamente a

$$\theta(\xi) = \int_a^b (x - \xi) \varphi(x) dx = \int_a^b x \varphi(x) dx - \xi = A - \xi$$

$$\theta(\xi) = \int_a^b (\xi - x) \varphi(x) dx = \dots = \xi - A$$

cioè fuori di  $a \dots b$  ha decorso lineare. L'immagine di  $\theta(\xi)$  è ivi costituita da due semirette, coi rispettivi coefficienti angolari  $-1$  e  $+1$ , le cui direzioni contengono  $A$  (Fig. 4).

Diciamo ora che internamente ad  $a \dots b$  la  $\theta(\xi)$  è convessa, ossia che, secondo la definizione di CAUCHY (\*), essendo  $a \leq c < d < e \leq b$ ,

$d = \frac{1}{2}(e + c)$ , risulterà :

$$\theta(d) \leq \frac{1}{2} \left\{ \theta(c) + \theta(e) \right\}$$

Si ha, difatti,

$$\begin{aligned} \theta(c) + \theta(e) &= \int_a^b |x - c| \varphi dx + \int_a^b |x - e| \varphi dx = \\ &= \int_a^c (c - x) \varphi dx + \int_c^d (x - c) \varphi dx + \int_d^e (x - c) \varphi dx + \int_e^b (x - c) \varphi dx \\ &+ \int_a^c (e - x) \varphi dx + \int_c^d (e - x) \varphi dx + \int_d^e (e - x) \varphi dx + \int_e^b (x - e) \varphi dx = \\ &= \int_a^c (e + c - 2x) \varphi dx + \int_c^d (e - c) \varphi dx + \int_d^e (e - c) \varphi dx + \\ &+ \int_a^b (2x - c - e) \varphi dx = 2 \int_a^c (d - x) \varphi dx + (e - c) \int_c^d \varphi dx + \\ &+ (e - c) \int_d^e \varphi dx + 2 \int_a^b (x - d) \varphi dx . \end{aligned}$$

D'altronde

$$\begin{aligned} 2\theta(d) &= 2 \int_a^c (d - x) \varphi dx + 2 \int_c^d (d - x) \varphi dx + 2 \int_d^e (x - d) \varphi dx + \\ &+ 2 \int_e^b (x - d) \varphi dx , \end{aligned}$$

e poichè

$$\begin{aligned} 2 \int_c^d (d - x) \varphi dx &\leq (e - c) \int_c^d \varphi dx = (d - c) \int_c^d \varphi dx + (e - d) \int_c^d \varphi dx \\ 2 \int_d^e (x - d) \varphi dx &\leq (e - c) \int_d^e \varphi dx = (d - c) \int_d^e \varphi dx + (e - d) \int_d^e \varphi dx \end{aligned}$$

così resta dimostrato l'asserto.

---

(\*) Tale definizione di convessità, dalla quale è possibile dedurre molte proprietà relative ai valori medi, come è stato mostrato dallo JENSEN (*Sur les*

Supposta la  $\varphi(x)$  continua, l'immagine geometrica di  $\theta(\xi)$  è dunque costituita, nel suo insieme, oltre che dalle due semirette di cui sopra, da un arco che raccorda (\*) le semirette stesse, mostrando la sua convessità all'asse  $\xi$ , e che, come già sappiamo, ha la sua ordinata minima in corrispondenza ad  $M$ .

Dalla funzione  $\theta(\xi)$  si ricavano i due indici di variabilità

$$\theta(A) : \int_a^b \varphi x \, dx \quad \text{e} \quad \theta(M) : \int_a^b \varphi(x) \, dx$$

che sono rispettivamente lo scostamento semplice medio  $\eta_A$  dalla media aritmetica e lo scostamento semplice medio  $\eta_M$  dalla mediana (indici assoluti di variabilità). (\*\*)

10. In relazione all'altro indirizzo secondo cui si può studiare la variabilità di un carattere in una data distribuzione, come venne ac-

*fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes*, « Acta Math. » t. XXX, 1905-1906) e da altri, cade in difetto se la funzione proposta non sia definita in tutti i punti di un intervallo, ed è allora necessario sostituirla con altra più generale. A tale proposito si può vedere: L. GALVANI, *Sulle funzioni convesse di una o due variabili, definite in un aggregato qualunque*, « Rend. del Circ. Mat. di Palermo », t. XLI, 1916).

(\*) Che le due semirette accennate si raccordino, rispettivamente per  $x = a$  e per  $x = b$ , con l'arco di  $\theta(\xi)$  compreso fra  $a$  e  $b$  si vede subito notando che la derivata di  $\theta(\xi)$  in  $a$  a destra e in  $b$  a sinistra sono rispettivamente  $-1$  e  $+1$ .

(\*\*) Sarebbe facile vedere che se l'ammontare totale  $b$  del carattere fosse accumulato in un solo termine della seriazione (distribuzione discreta), cosicchè per tutti gli altri  $N - 1$  termini il valore del carattere fosse  $0$ , allora  $\theta(\xi)$  sarebbe rappresentato esternamente all'intervallo  $0 \dots b$  dalle solite semirette di coefficienti angolari  $-1$  e  $+1$  (le cui direzioni passano per  $A$ ) ed internamente a  $0 \dots b$  dal segmento che congiunge le origini di tali semirette. Risulterebbe, perciò,  $\eta_A = 2A \frac{N-1}{N}$  ed  $\eta_M = A$ ; e questi costituirebbero i valori massimi

di  $\eta_A$  ed  $\eta_M$ , in relazione a quel certo ammontare totale  $b$  del carattere. Di qui l'opportunità di assumere come indici relativi di variabilità  $\eta_A : 2A$  ed  $\eta_M : A$ , per far sì che il loro campo di variazione sia  $0 \dots 1$ .

Che se poi l'ammontare del carattere non potesse, per la particolare natura di questo, accumularsi in un termine solo, allora gli indici relativi si dovrebbero ottenere ragguagliando gli indici assoluti ai valori massimi che questi potrebbero effettivamente raggiungere. Vedasi in proposito C. GINI, *Sul massimo degli indici di variabilità assoluta e sulle sue applicazioni agli indici di variabilità relativa e al rapporto di concentrazione*, « Metron », Vol. VIII, 1930. Nel seguito si assumeranno come massimi di  $\eta_A$ ,  $\eta_M$ , e  $\Delta$  (differenza media) rispettivamente  $2A$ ,  $A$ ,  $2A$ .

cennato al n. 8, e tenute presenti le definizioni di differenza media semplice  $\Delta$  e quadratica  ${}^2\Delta$  per una distribuzione discontinua, si avranno, per il caso di una distribuzione continua, le seguenti definizioni :

$$\Delta = \left\{ \int_a^b \varphi(x) \int_a^x (x - \xi) \varphi(\xi) d\xi dx + \int_a^b \varphi(x) \int_x^b (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx \right\} : \left\{ \int_a^b \varphi(x) dx \right\}^2$$

$${}^2\Delta = \left[ \left\{ \int_a^b \varphi(x) \int_a^b (x - \xi)^2 \varphi(\xi) d\xi dx \right\} : \left\{ \int_a^b \varphi(x) dx \right\}^2 \right]^{1/2}$$

in cui è da tenere presente che le differenze medie senza e con ripetizione vengono a coincidere, e che i momenti che figurano a denominatore hanno il valore 1; cosicchè, più semplicemente :

$$(22) \quad \Delta = \int_a^b \varphi(x) \int_a^x (x - \xi) \varphi(\xi) d\xi dx + \int_a^b \varphi(x) \int_x^b (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx$$

$$(23) \quad {}^2\Delta = \left[ \int_a^b \varphi(x) \int_a^b (x - \xi)^2 \varphi(\xi) d\xi dx \right]^{1/2}.$$

II. a) Occupiamoci anzitutto di  ${}^2\Delta$ ; utilizzando una notazione usata a 9 b), si può anche scrivere

$$(23') \quad {}^2\Delta^2 = \int_a^b \varphi(x) \sigma_x^2 dx.$$

Moltiplicando i due membri della (20') per  $\varphi(\xi)$  e integrando fra  $a$  e  $b$  risulta :

$$\int_a^b \varphi(\xi) \sigma_\xi^2 d\xi = \int_a^b \varphi(\xi) (A - \xi)^2 d\xi + \sigma^2 \int_a^b \varphi(\xi) d\xi$$

e quindi

$${}^2\Delta^2 = 2 \sigma^2,$$

relazione stabilita dal GINI (1. cit.) per distribuzioni discrete.

b) Quanto a  $\Delta$ , poichè evidentemente

$$\int_a^b \varphi(x) \int_a^b (x - \xi) \varphi(\xi) d\xi dx = 0$$



i due termini di  $\Delta$  nella (22) sono uguali, cosicchè si può scrivere indifferentemente :

$$(22_I) \left\{ \begin{array}{l} \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x (x - \xi) \varphi(\xi) d\xi dx \quad (x \geq \xi) \\ \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_x^b (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx \quad (x \leq \xi) \end{array} \right.$$

ed anche

$$(22_I') \left\{ \begin{array}{l} \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x x \varphi(\xi) d\xi dx - 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x \xi \varphi(\xi) d\xi dx \quad (x \geq \xi) \\ \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_x^b \xi \varphi(\xi) d\xi dx - 2 \int_a^b \varphi(x) \int_x^b x \varphi(\xi) d\xi dx \quad (x \leq \xi) \end{array} \right.$$

In queste due uguaglianze i primi termini dei secondi membri sono uguali, perchè rappresentano integrazioni estese a due triangoli che sono metà di uno stesso quadrato, nei quali le funzioni integrande assumono valori uguali in punti simmetrici rispetto al lato comune ai due triangoli. Perciò, sommando e dividendo per 2, si avrà

$$(22_{II}) \left\{ \begin{array}{l} \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x x \varphi(\xi) d\xi dx - 2 \int_a^b \varphi(x) \int_x^b x \varphi(\xi) d\xi dx \\ \Delta = 2 \int_a^b \varphi(x) \int_x^b \xi \varphi(\xi) d\xi dx - 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x \xi \varphi(\xi) d\xi dx \end{array} \right.$$

dove è da intendersi che nel primo termine della prima differenza sia  $x > \xi$  e nel secondo  $x \leq \xi$ ; e che queste disuguaglianze si invertano per i termini della seconda differenza.

Se ora, detta  $A$ , come al n° 5, la media aritmetica di  $x$ , si pone

$$(24) \quad \int_a^x \xi \varphi(\xi) d\xi = A \Psi(x)$$

e

$$(25) \quad \int_x^b \xi \varphi(\xi) d\xi = A \bar{\Psi}(x),$$

e si osserva che, per la definizione di  $A$ ,

$$\Psi(x) + \bar{\Psi}(x) = 1,$$

tenuta presente la seconda delle (22<sub>II</sub>), si potrà scrivere  $\Delta$  in una qualunque delle forme :

$$(22_{III}) \quad \Delta = 2 A \int_a^b \varphi(x) \{ \bar{\Psi}(x) - \Psi(x) \} dx$$

$$(22_{IV}) \quad \Delta = 4 A \int_a^b \varphi(x) \bar{\Psi}(x) dx - 2 A$$

$$(22_V) \quad \Delta = 2 A - 4 A \int_a^b \varphi(x) \Psi(x) dx.$$

Evidentemente, per  $x$  variabile da  $a$  a  $b$ , la  $\Psi(x)$  cresce da  $0$  ad  $1$  e la  $\bar{\Psi}(x)$  decresce da  $1$  a  $0$ . (\*)

Un'altra notevole forma di  $\Delta$  si deduce dalla prima delle formule (22<sub>I</sub>) che si può scrivere :

$$\Delta = 2 \int_a^b x \varphi(x) \int_a^x \varphi(\xi) d\xi dx - 2 \int_a^b \varphi(x) \int_a^x \xi \varphi(\xi) d\xi dx$$

ed anche, tenendo presente la definizione di  $\Phi(x)$  data dalla form. (4) e quella testè data per  $\Psi(x)$  :

$$\begin{aligned} \Delta &= 2 \int_a^b x \varphi(x) \Phi(x) dx - 2 \int_a^b \varphi(x) A \Psi(x) dx = \\ &= 2 \int_0^1 \Phi(x) A d\Psi(x) - 2 A \int_0^1 \Psi(x) d\Phi(x) \end{aligned}$$

e infine

$$(22_{VI}) \quad \Delta = 2 A \left\{ \int_0^1 \Phi d\Psi - \int_0^1 \Psi d\Phi \right\}.$$

Finalmente si consideri la prima delle (22<sub>I</sub>), e si pensi che ogni differenza fra due valori del carattere, come  $d - c$  ( $a \leq c \leq d \leq b$ ), va contata  $\varphi(d) \cdot \varphi(c)$  volte ; d'altronde ogni elemento come  $dx$  fa

---

(\*) Come la funzione di ripartizione  $\Phi(x)$  è, per la data distribuzione, un momento incompleto di ordine  $0$ , così la  $\Psi(x)$  è, all'infuori del fattore  $A$ , un momento incompleto di ordine  $1$  rispetto all'origine.

parte di tutte quelle differenze  $d - c$  per cui sia  $c < x$  e  $d > x$ ; e poichè i minuendi come  $d$  possono essere in numero di  $\int_x^b \varphi(\xi) d\xi$ , e i sottraendi come  $c$  possono essere in numero di  $\int_a^x \varphi(\xi) d\xi$ , così si conclude che tutte le differenze di cui può far parte  $dx$  sono in numero dato dal prodotto di questi integrali, onde

$$(22_{VII}) \quad \Delta = 2 \int_a^b \left\{ \int_a^x \varphi(\xi) d\xi \cdot \int_x^b \varphi(\xi) d\xi \right\} dx$$

ed anche, usando la funzione di ripartizione:

$$(22_{VIII}) \quad \Delta = 2 \int_a^b \Phi(x) \left\{ 1 - \Phi(x) \right\} dx.$$

11. Quando l'ammontare totale  $b$  del carattere tendesse ad accumularsi in un solo termine della seriazione (distribuzione discreta), di modo che per tutti gli altri termini il valore del carattere tendesse a zero, si potrebbe vedere che

$$(26) \quad \lim \Delta = 2A,$$

e questo costituirebbe il valore massimo di  $\Delta$ , in relazione a quel certo ammontare totale  $b$  del carattere. Di qui l'opportunità di assumere come differenza media relativa il rapporto  $\Delta : 2A$ , allo scopo di ottenere un indice di variabilità il cui campo di variazione sia  $0 \dots 1$ . (\*)

12. Una stretta relazione con l'indice di variabilità  $\Delta$  ha ciò che si definisce come « rapporto di concentrazione » e si indica con  $R$  (\*\*).

Per rendere più intuitive le considerazioni pensiamo che il carattere quantitativo  $x$  (p. es. reddito, ricchezza...), sia distribuito fra gli elementi di un aggregato (p. es. classe di redditi, popolazione...).

Per quanto sappiamo:

$$(27) \quad \left\{ \begin{array}{l} \mu_{0,0}(x) / \mu_{0,0} = \int_a^x \varphi(x) dx / 1 = \Phi(x) \\ \mu_{1,0}(x) / \mu_{1,0} = \int_a^x x \varphi(x) dx / \int_a^b x \varphi(x) dx = A \Psi'(x) / A = \Psi'(x). \end{array} \right.$$

(\*) Anche la (26) è stata segnalata dal GINI (*Var. e Mut.*, già cit.). Per il caso che l'ammontare totale del carattere non potesse accumularsi in un termine solo, vedasi ultima nota del n. 9.

(\*\*) C. GINI. *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri*, « Atti del R. Ist. Ven. di S. L. A. », t. LXXIII, P. II, 1914.

Evidentemente :

$\Phi(x)$  ha il significato di percentuale della popolazione di cui ogni elemento possiede una ricchezza non superiore ad  $x$  ;

$\Psi(x)$  ha il significato di percentuale della ricchezza complessivamente posseduta da quella percentuale di popolazione.

E poichè, ciò che pure sappiamo,  $\Phi(a) = 0$ ,  $\Phi(b) = 1$ ,  $\Psi(a) = 0$ ,  $\Psi(b) = 1$ , così le (27) costituiscono le equazioni parametriche di una curva, detta « curva di concentrazione » la quale si stende fra i punti  $(0, 0)$  ed  $(1, 1)$ . Eliminando  $x$  fra le (27) si può scrivere indifferentemente :

$$(28) \quad \Psi = \Psi(\Phi) \text{ definita per } 0 \leq \Phi \leq 1,$$

$$(29) \quad \Phi = \Phi(\Psi) \text{ definita per } 0 \leq \Psi \leq 1$$

delle quali si potrebbe facilmente vedere che la prima è convessa rispetto all'asse  $\Phi$  e la seconda è concava rispetto all'asse  $\Psi$ . E benchè tali curve siano geometricamente la stessa cosa, poichè esprimono la stessa relazione funzionale fra  $\Phi$  e  $\Psi$ , tanto che l'una curva è ottenibile dall'altra per rotazione intorno alla bisettrice del primo quadrante, pure si sogliono talora distinguere con le denominazioni di « curva inferiore » e « curva superiore » di concentrazione (Figg. 5-a, 5-b).

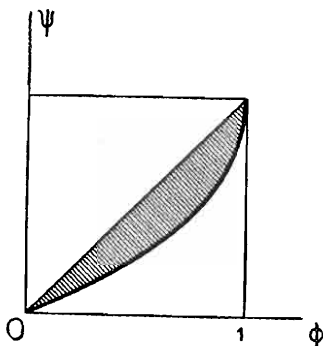


Fig. 5-a

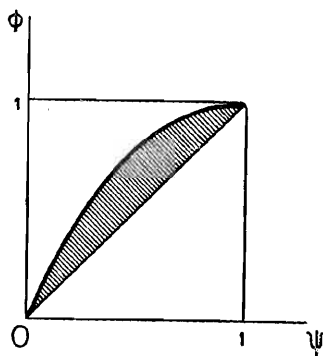


Fig. 5-b

Se il carattere  $x$  fosse ugualmente distribuito fra tutti gli elementi dell'aggregato, dalle (27) si avrebbe per ogni  $x$

$$\mu_{0,0}(x) : \mu_{0,0} = \mu_{1,0}(x) : \mu_{1,0} \text{ cioè } \Phi(x) = \Psi(x)$$

e la curva inferiore di concentrazione (come pure quella superiore) si ridurrebbe alla diagonale del quadrato indicato nella Fig. 5-a, cioè al segmento da  $(0, 0)$  a  $(1, 1)$  (retta di equidistribuzione).

Se, invece, l'ammontare del carattere si concentrasse in un solo elemento dell'aggregato sarebbe, per ogni  $x$ ,  $\Psi(x) = 0$ , salvo che per  $x = b$  in cui si avrebbe  $\Psi(x) = 1$ , cosicchè la curva inferiore di concentrazione verrebbe a degenerare nei due lati da  $(0, 0)$  a  $(1, 0)$  e da  $(1, 0)$  a  $(1, 1)$  del solito quadrato.

Tanto maggiore è la disuguaglianza della distribuzione, cioè tanto maggiore è il concentrarsi del carattere in una sola parte dell'aggregato, tanto minore è la  $\Psi(x)$  a paragone della  $\Phi(x)$  per ogni valore di  $x$  (tranne che per i valori estremi, in cui si verificano le (28)), ossia tanto più convessa è la curva inferiore di concentrazione rispetto all'asse  $\Phi$ .

È, dopo ciò, ovvio il comportamento dalla curva superiore.

Il GINI (\*) ha introdotto una misura sintetica della concentrazione del carattere  $x$  in una data distribuzione, costituita dal rapporto  $R$  dell'area compresa fra la curva inferiore di concentrazione e la retta di equidistribuzione, al suo massimo valore, che, per quanto si è testè detto, è costituito dall'area del triangolo di vertici  $(0, 0)$ ,  $(1, 0)$ ,  $(1, 1)$ , avente come valore  $1/2$ . Perciò

$$(30) \quad R = \frac{\text{area di concentr.}}{1/2} = 2 \text{ area di concentr.}$$

od anche, osservando, le Figg. 5-b e 5-a :

$$(31) \quad R = \int_0^1 \Phi d\Psi - \int_0^1 \Psi d\Phi .$$

Paragonando questa formula con la (22<sub>VI</sub>) si ha quindi senz'altro :

$$(32) \quad R = \Delta / 2 A$$

proprietà segnalata, essa pure, dal GINI, per il caso delle distribuzioni discrete.

---

(\*) La curva di concentrazione, venne usata da M. O. LORENZ, *Methods of measuring the concentration of wealth*, « Publ. of the Amer. Statist. Association », Boston, 1905, per misurare la disuguaglianza di distribuzione dei redditi; e da CHATELAIN e SÉAILLES per misurare la disuguaglianza di distribuzione delle successioni e dei patrimoni; ma è del GINI l'idea di sintetizzare la maggiore o minore concentrazione del carattere, ossia la maggiore o minore inflessione della curva di concentrazione, mediante l'indice da lui detto « rapporto di concentrazione », giungendo ad una misura univoca della concentrazione che elimina gli inconvenienti del procedimento del LORENZ, da questo stesso riconosciuti.

Avendo già osservato al n. II che  $2A$  è il limite superiore di  $\Delta$ , verso cui  $\Delta$  tende quando la disuguaglianza della distribuzione tende al suo limite superiore, si conclude che  $R$  è un indice relativo di variabilità.

Il rapporto di concentrazione non è dunque altro che la differenza media relativa, di cui al n. II

Dalle Figg. 5-a e 5-b risulta subito:

$$(33) \left\{ \begin{array}{l} R = 1 - 2 \int_0^1 \Psi' d\Phi \\ R = 2 \int_0^1 \Phi d\Psi - 1 \end{array} \right.$$

Inoltre la relazione (32) consente di dare ad  $R$  altre forme corrispondenti a quelle di  $\Delta$ ; così dalle (22<sub>IV</sub>) e (22<sub>V</sub>):

$$(34) \left\{ \begin{array}{l} R = 2 \int_a^b \varphi(x) \overline{\Psi}(x) dx - 1 \\ R = 1 - 2 \int_a^b \varphi(x) \Psi'(x) dx \end{array} \right.$$

e dalla (22<sub>III</sub>)

$$(35) \quad R = \int_a^b \varphi(x) \left\{ \overline{\Psi}(x) - \Psi'(x) \right\} dx$$

13. La curva di concentrazione, oltre che per misurare il grado di disuguaglianza di una distribuzione, può anche essere utilizzata nelle ricerche puramente teoriche. Con tale mezzo il PIETRA (\*) ha dimostrato: a) che il rapporto dello scostamento semplice medio dalla media aritmetica al doppio della medesima  $\eta_A : 2A$  è rappresentato dalla massima corda parallela all'asse  $\Psi'$ , compresa fra la curva inferiore di concentrazione e la retta di equidistribuzione; b) che il rapporto dello scostamento semplice medio dalla mediana al doppio della media aritmetica  $\eta_A : 2A$  è rappresentato dalla corda parallela all'asse  $\Psi'$ , compresa fra la curva inferiore di concentrazione e la retta di equidistribuzione, in corrispondenza all'ascissa  $\Phi = \frac{1}{2}$ ; c) che è possibile assegnare il campo di variazione degli indici  $\eta_A$ ,  $\eta_M$  e  $\sigma$ .

(\*) *Delle relazioni tra gli indici di variabilità*, già cit.

## II.

14. Facciamo applicazione delle cose dette al caso di una distribuzione lineare, che potremo supporre data, per semplicità, nello intervallo  $0 \dots 1$ ; sarà dunque  $\varphi(x) = mx + l$ . (Fig. 6).

Per la condizione fondamentale (I) si dovrà avere  $l = \frac{2-m}{2}$ , cosicchè risulterà

$$(36) \quad \varphi(x) = mx + \frac{2-m}{2} = y$$

equazione di una retta di coefficiente angolare  $m$ , passante per il punto di coordinate  $x = \frac{1}{2}$ ,  $y = 1$ , cioè per il punto di mezzo del lato del quadrato costruito sull'intervallo  $0 \dots 1$  dalla parte positiva di  $y$ ; e poichè è essenzialmente  $\varphi(x) \geq 0$ , l'ordinata all'origine  $\alpha = \frac{2-m}{2}$  e l'ordinata per  $x = 1$ , cioè  $\beta = \frac{2+m}{2}$ , dovranno verificare le condizioni  $(2-m)/2 \geq 0$  e  $(2+m)/2 \geq 0$ , da cui

$$(37) \quad -2 \leq m \leq 2,$$

onde il rapporto  $\beta/\alpha$  potrà variare fra  $\infty$  e  $0$ .

15. Determiniamo, anzitutto, i principali valori medi del carattere  $x$ , che, tenuta anche presente una osservazione fatta al n. 4, non varieranno sostituendo  $k\varphi(x)$  a  $\varphi(x)$ , e, come caso speciale, non varieranno passando dalle frequenze relative a quelle assolute.

a) La media aritmetica  $A$  sarà finita mediante la (11), che fornirà immediatamente

$$(38) \quad A = (m+6) : 12.$$

b) La media quadratica  $Q$  sarà definita dalla (12), che darà

$$(39) \quad Q = \left\{ \int_0^1 x^2 \left( mx - \frac{m-2}{2} \right) dx \right\}^{1/2} = \frac{\sqrt{m+4}}{2\sqrt{3}}.$$

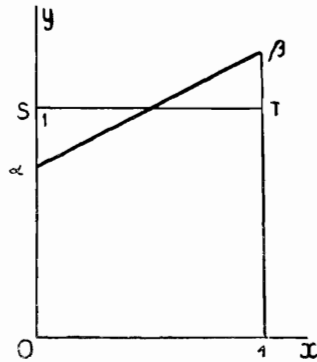


Fig. 6

c) Il valore  $M_x$  che si è definito mediante la (17) come *primo k-ile*, risulterà dato dall'equazione

$$m M_x^2 - (m - 2) M_x - 2 k = 0$$

e precisamente dalla radice

$$(40) \quad M_x = \frac{m - 2 + \sqrt{m^2 + 4(2k - 1)m + 4}}{2m}.$$

In particolare, per  $k = 0,5$  si avrà la *mediana* :

$$(41) \quad M = \frac{m - 2 + \sqrt{m^2 + 4}}{2m};$$

per  $k = 0,25$  e  $k = 0,75$  si avranno il primo e terzo *quartile*; per  $k = 0,2; 0,4; 0,6; 0,8$  si avranno rispettivamente il 1°, 2°, 3° ed ultimo *quintile*, etc.

16. Passiamo ora al calcolo dei più usuali indici assoluti di variabilità, i quali, conformemente a quanto accade per i valori medi, non variano mutando  $\varphi(x)$  in  $k\varphi(x)$ .

a) Lo *scostamento semplice medio*  $\eta_x$  da un valore  $x$  del carattere sarà, per quanto venne detto al n. 9, d) :

$$\eta_x = \int_0^x (x - \xi) \left( m\xi - \frac{m-2}{2} \right) d\xi + \int_x^1 (\xi - x) \left( m\xi - \frac{m-2}{2} \right) d\xi,$$

ossia

$$(42) \quad \eta_x = \frac{1}{12} \left\{ 4m x^3 - 6m x^2 + 12x^2 - 12x + m + 6 \right\}.$$

Sostituendo  $A$  ad  $x$  si avrà lo *scostamento semplice medio*  $\eta_A$  dalla *media aritmetica* :

$$(43) \quad \eta_A = \frac{1}{5184} \left\{ m^4 - 72m^2 + 1296 \right\} = \left( \frac{m^2 - 36}{72} \right)^2$$

mentre per sostituzione di  $M$  ad  $x$  si otterrà lo *scostamento semplice medio*  $\eta_M$  dalla *mediana* :

$$(44) \quad \eta_M = \frac{6m^2 + 8 - (m^2 + 4)\sqrt{m^2 + 4}}{12m^2}.$$

Come si vede  $\eta_A$  ed  $\eta_M$  sono funzioni pari di  $m$ , cioè ciascuno di questi indici di variabilità acquista valori uguali per valori



contrarî di  $m$ , ossia per due rette di distribuzione tali che la bisettrice dell'angolo da esse formato sia parallela all'asse delle ordinate.

Si potrebbe poi facilmente constatare dalla (42) che il minimo di  $\eta_x$  si verifica per  $x = M$ ; e che per valori contrarî di  $m$  la (42) rappresenta due cubiche simmetriche rispetto alla retta di equazione  $x = 1/2$ .

b) Lo scostamento quadratico medio  $\sigma_x$  da un valore  $x$  del carattere sarà (cfr. n. 9b), prendendo il val. posit. del radicale,

$$\sigma_x = \left\{ \int_0^1 (\xi - x)^2 \left( m \xi - \frac{m-2}{2} \right) d\xi \right\}^{1/2}, \quad \text{cioè}$$

$$(45) \quad \sigma_x = \frac{1}{2\sqrt{3}} \left\{ 12x^2 - 12x - 2mx + m + 4 \right\}^{1/2}$$

che per  $x = A = (m + 6) : 12$  si ridurrà allo scostamento quadratico medio dalla media :

$$(46) \quad \sigma = \frac{1}{12} \sqrt{12 - m^2}.$$

Anche questo indice acquista, come è naturale, valori uguali per valori contrarî di  $m$ ; e si verifica subito che il ramo d'iperbole (45) ha la sua ordinata minima per  $x = A$ .

c) La differenza media  $\Delta$ , calcolata con una qualunque delle formule date, si trova essere

$$(47) \quad \Delta = \frac{1}{60} (20 - m^2)$$

funzione pari di  $m$ , che acquista il suo massimo valore per  $m = 0$ .

d) Infine la differenza quadratica media  ${}^2\Delta$  sarà data da

$${}^2\Delta = \left\{ \int_0^1 \left( m x - \frac{m-2}{2} \right) \int_0^1 (x - \xi)^2 \left( m \xi - \frac{m-2}{2} \right) d\xi dx \right\}^{1/2}$$

che, eseguiti i calcoli, diverrà :

$$(48) \quad {}^2\Delta = \frac{\sqrt{12 - m^2}}{6\sqrt{2}}.$$

17. Rimangono da calcolare quelli che si dicono indici relativi di variabilità, per il fatto che risultano indipendenti dall'unità adottata per la misura di  $x$ . Poichè la sostituzione di  $hx$  ad  $x$  ha l'effetto di moltiplicare per  $h$  sia gli indici assoluti di variabilità, sia la media aritmetica del carattere considerato, così gli indici relativi di variabilità, oltre che per le ragioni esposte nell'ultima nota del n. 9,

e nei n<sup>i</sup> 11 e 12, si ottengono generalmente dividendo gli indici assoluti per la media aritmetica (o per un suo multiplo).

a) Come si è veduto al n. 12 il *rapporto di concentrazione*  $R$  è appunto un indice relativo di variabilità, in quanto si esprime come quoziente della differenza media per il doppio della media aritmetica. Sarà perciò, nel caso della nostra distribuzione lineare :

$$(49) \quad R = \frac{20 - m^2}{60} : \frac{m + 6}{6} = \frac{20 - m^2}{10(m + 6)}.$$

b) Altro indice relativo di variabilità è lo *scostamento semplice medio relativo dalla media aritmetica*, costituito da  $\eta_A / 2A$  ; e quindi per la considerata distribuzione lineare :

$$(50) \quad \eta_A / 2A = \frac{(m^2 - 36)^2}{72^2} : \frac{m + 6}{6} = \frac{(m + 6)(m - 6)^2}{864},$$

c) Notiamo ancora che  $R$  si potrebbe calcolare, senza fare ricorso alla relazione che lo collega alla differenza media  $\Delta$ , trovando effettivamente l'equazione della curva di concentrazione e deducendone, per integrazione, l'area di concentrazione. Ma il procedimento sarebbe assai meno spedito. Qui ci limitiamo a determinare l'equazione della curva di concentrazione per la nostra distribuzione lineare

$$\varphi(x) = mx + \frac{2 - m}{2}.$$

Si trova subito :

$$\Phi(x) = \int_0^x \left( mx + \frac{2 - m}{2} \right) dx : \int_0^1 \varphi(x) dx =$$

$$\frac{m}{2} x^2 + \frac{2 - m}{2} x = a x^2 + b x$$

$$\Psi(x) = \int_0^x \left( (m x^2 + \frac{2 - m}{2} x) \right) dx : \int_0^1 x \varphi(x) dx =$$

$$\frac{4m}{m + 6} x^3 + \frac{6 - 3m}{m + 6} x^2 = cx^3 + dx^2$$

Eliminando  $x$  fra queste due equazioni, per esempio col metodo di Sylvester, si trova :

$$(51) \quad \begin{vmatrix} a & b & -\Phi & 0 & 0 \\ 0 & a & b & -\Phi & 0 \\ 0 & 0 & a & b & -\Phi \\ c & d & 0 & -\Psi & 0 \\ 0 & c & d & 0 & -\Psi \end{vmatrix} = 0$$

ossia

$$\frac{16 m^2}{(m+6)^2} \Phi^3 + \frac{3 m (2-m)^2}{2 (m+6)^2} \Phi^2 - \frac{3 m^2 (2-m)}{2 (m+6)} \Phi \Psi - \frac{m (2-m)^3}{3 (m+6)} \Psi - \frac{m^3}{8} \Psi^2 = 0$$

equazione di una cubica, passante per i punti  $(\Phi = 0, \Psi = 0)$   $(\Phi = 1, \Psi = 1)$ , e di cui il solo arco compreso fra questi punti costituisce la curva di concentrazione relativa alla data distribuzione.

18. I prospetti qui di seguito esposti contengono i valori delle costanti caratteristiche testè considerate, in corrispondenza a 21 diversi valori di  $m$ , ottenuti facendo assumere alla retta di distribuzione

$$\varphi(x) = m x - \frac{m-2}{2}, \quad 21 \text{ diverse posizioni. Poichè l'ordinata all'origine}$$

di tale retta può variare soltanto fra 0 e 2, si è supposto di fare ruotare tale retta intorno al punto  $(\frac{1}{2}, 1)$  per cui deve costantemente passare, in tal modo da staccare via via sull'asse delle ordinate i segmenti di lunghezza  $0; 0,1; 0,2; \dots 1; \dots 1,9; 2$ .

I corrispondenti valori del coefficiente angolare  $m$  della retta sono iscritti nella seconda colonna dei prospetti, mentre nella prima colonna, per gli usi pratici che saranno indicati, si sono iscritti i valori del rapporto  $\beta : \alpha$  fra le ordinate della retta di distribuzione nel secondo e nel primo estremo dell'intervallo  $0 \dots 1$  che deve essere considerato. L'ispezione dei quadri, dei quali il primo dedicato ai valori medi ed il secondo agli indici di variabilità, mette subito in evidenza il modo di variare delle diverse medie e dei diversi indici presi in esame che, come funzioni di  $m$ , percorrono curve di  $1^\circ, 2^\circ, 3^\circ$  o  $4^\circ$  grado.

VALORI MEDI INERENTI A UNA DISTRIBUZIONE LINEARE DELLA FORMA  $\varphi(x) = m x - \frac{m-2}{2}$  NELL'INTERVALLO  $0 \text{---} 1$ , ESSENDO  $\frac{\beta}{\alpha}$  IL RAPPORTO FRA LE ORDINATE DEL SECONDO E DEL PRIMO ESTREMO, ED  $m$  IL RAPPORTO DIRETTIVO.

$\frac{\beta}{\alpha}$	$m$	Media ar.	Media quadr.	k — ile											$\frac{\beta}{\alpha}$
		A	Q	$K = \frac{m-2 + \sqrt{m^2 + 4(2k-1)m + 4}}{2m}$											
		$m+6$	$(m+4)^{1/2}$	1° quart. $k=0,25$	3° quart. $k=0,75$	1° dec. $k=0,1$	2° dec. $k=0,2$	3° dec. $k=0,3$	4° dec. $k=0,4$	Median. $k=0,5$	6° dec. $k=0,6$	7° dec. $k=0,7$	8° dec. $k=0,8$	9° dec. $k=0,9$	
∞	2	0.667	0.707	0.500	0.866	0.316	0.447	0.547	0.633	0.707	0.775	0.836	0.895	0.948	∞
19	1.8	0.650	0.695	0.474	0.859	0.282	0.419	0.524	0.613	0.692	0.763	0.828	0.889	0.945	19
9	1.6	0.633	0.683	0.448	0.851	0.250	0.390	0.500	0.593	0.675	0.750	0.818	0.883	0.942	9
5.67	1.4	0.617	0.671	0.421	0.843	0.220	0.361	0.474	0.571	0.658	0.736	0.808	0.876	0.939	5.67
4	1.2	0.600	0.658	0.393	0.833	0.193	0.333	0.448	0.549	0.638	0.721	0.797	0.868	0.936	4
3	1	0.583	0.646	0.366	0.823	0.171	0.306	0.422	0.525	0.618	0.704	0.785	0.860	0.932	3
2.33	0.8	0.567	0.632	0.340	0.811	0.151	0.281	0.396	0.500	0.596	0.686	0.771	0.851	0.927	2.33
1.86	0.6	0.550	0.619	0.315	0.792	0.135	0.258	0.369	0.475	0.573	0.667	0.755	0.840	0.922	1.86
1.50	0.4	0.533	0.606	0.291	0.783	0.121	0.236	0.345	0.450	0.550	0.646	0.738	0.829	0.915	1.50
1.22	0.2	0.517	0.592	0.270	0.768	0.107	0.218	0.320	0.425	0.525	0.623	0.720	0.815	0.907	1.22
1	0	0.500	0.577	0.250	0.750	0.100	0.200	0.300	0.400	0.500	0.600	0.700	0.800	0.900	1
0.82	— 0.2	0.483	0.563	0.233	0.730	0.092	0.185	0.280	0.378	0.475	0.575	0.680	0.783	0.892	0.82
0.67	— 0.4	0.467	0.548	0.216	0.709	0.085	0.171	0.262	0.354	0.450	0.550	0.655	0.763	0.879	0.67
0.54	— 0.6	0.450	0.532	0.202	0.685	0.078	0.160	0.245	0.333	0.427	0.525	0.631	0.743	0.865	0.54
0.43	— 0.8	0.433	0.516	0.189	0.660	0.073	0.149	0.229	0.314	0.404	0.500	0.604	0.719	0.848	0.43
0.33	— 1	0.417	0.500	0.177	0.634	0.068	0.140	0.215	0.296	0.382	0.476	0.578	0.694	0.829	0.33
0.25	— 1.2	0.400	0.483	0.167	0.607	0.064	0.132	0.203	0.279	0.362	0.451	0.551	0.667	0.806	0.25
0.18	— 1.4	0.383	0.465	0.157	0.579	0.060	0.124	0.191	0.263	0.343	0.429	0.525	0.639	0.780	0.18
0.11	— 1.6	0.367	0.447	0.149	0.552	0.057	0.117	0.181	0.250	0.325	0.407	0.500	0.610	0.750	0.11
0.05	— 1.8	0.350	0.428	0.141	0.526	0.054	0.111	0.171	0.237	0.308	0.387	0.475	0.581	0.717	0.05
0	— 2	0.333	0.408	0.134	0.500	0.052	0.106	0.164	0.226	0.293	0.368	0.453	0.553	0.684	0

INDICI DI VARIABILITÀ ASSOLUTI E RELATIVI INERENTI A UNA DISTRIBUZIONE LINEARE DELLA FORMA  $\varphi(x) = mx - \frac{m-2}{2}$ , NELL'INTERVALLO  $0 \leq x \leq 1$ , ESSENDO  $\frac{\beta}{\alpha}$  IL RAPPORTO FRA LE ORDINATE DEL SECONDO E DEL PRIMO ESTREMO, ED  $m$  IL RAPPORTO DIRETTIVO.

$\frac{\beta}{\alpha}$	$m$	Scost. semp. medio da $A$ $\eta_A$ $\left(\frac{m^2-36}{72}\right)^2$	Scost. sempl. medio da $M$ $\eta_M$ $\frac{6m^2+8-(m^2+4)\sqrt{m^2+4}}{12m^2}$	Scost. quadr. medio della media $\sigma$ $\frac{\sqrt{12-m^2}}{12}$	$\sigma^2$	Diff. media $\Delta$ $\frac{20-m^2}{60}$	Diff. quad. media $2\Delta$ $\frac{\sqrt{12-m^2}}{6\sqrt{2}}$	Rapp. di concent. $R = \frac{\Delta}{2A}$	Scost. semp. medio relat. da $A$ $\eta_A/2A$	$\frac{\beta}{\alpha}$
∞	2	0.198	0.195	0.236	0.056	0.267	0.333	0.200	0.148	∞
19	1.8	0.207	0.205	0.247	0.061	0.279	0.349	0.215	0.159	19
9	1.6	0.216	0.213	0.256	0.066	0.291	0.362	0.230	0.171	9
5.67	1.4	0.224	0.222	0.264	0.070	0.301	0.373	0.244	0.182	5.67
4	1.2	0.230	0.229	0.271	0.073	0.309	0.383	0.258	0.192	4
3	1	0.236	0.235	0.276	0.076	0.317	0.391	0.272	0.202	3
2.33	0.8	0.241	0.240	0.281	0.079	0.323	0.397	0.285	0.213	2.33
1.86	0.6	0.245	0.244	0.284	0.081	0.327	0.402	0.297	0.223	1.86
1.50	0.4	0.248	0.248	0.287	0.082	0.331	0.406	0.311	0.233	1.50
1.22	0.2	0.249	0.249	0.288	0.083	0.333	0.408	0.322	0.241	1.22
1	0	0.250	0.250	0.289	0.084	0.333	0.408	0.333	0.250	1
0.82	-0.2	0.249	0.249	0.288	0.083	0.333	0.408	0.345	0.258	0.82
0.67	-0.4	0.248	0.248	0.287	0.082	0.331	0.406	0.354	0.265	0.67
0.54	-0.6	0.245	0.244	0.284	0.081	0.327	0.402	0.363	0.272	0.54
0.43	-0.8	0.241	0.240	0.281	0.079	0.323	0.397	0.372	0.278	0.43
0.33	-1	0.236	0.235	0.276	0.076	0.317	0.391	0.380	0.283	0.33
0.25	-1.2	0.230	0.229	0.271	0.073	0.309	0.383	0.386	0.287	0.25
0.18	-1.4	0.224	0.222	0.264	0.070	0.301	0.373	0.393	0.292	0.18
0.11	-1.6	0.216	0.213	0.256	0.066	0.291	0.362	0.396	0.294	0.11
0.05	-1.8	0.207	0.205	0.247	0.061	0.279	0.349	0.399	0.296	0.05
0	-2	0.198	0.195	0.236	0.056	0.267	0.333	0.400	0.297	0

## III.

19. I prospetti costruiti possono avere pratica applicazione specialmente quando si vogliano, con criterio sommario, stimare, diremmo quasi ad occhio, alcuni valori medi e alcuni indici di variabilità di una data distribuzione, che si possa, con plausibile fondamento, assimilare ad una distribuzione continua, lineare o composta di elementi lineari (\*).

Sarà molto opportuno l'uso del regolo logaritmico; ed anche quello di una riga trasparente (celluloide), per eseguire con maggiore accuratezza l'interpolazione ad occhio di una linea mediante un segmento di retta. È pure raccomandabile l'impiego di carta millimetrata per il tracciamento dei grafici.

Supponiamo, dapprima, che una data distribuzione si schematizzi mediante l'interpolazione di una retta, tracciata a occhio, oppure col metodo dei minimi quadrati, o altrimenti.

a) Se l'intervallo di variazione del carattere  $x$  è  $0 \dots b$ , la distribuzione effettiva si dovrà intendere sostituita da una distribuzione teorica rappresentata da un certo segmento di retta  $A B$  fra le ascisse  $a = 0$  e  $b$ , e gli elementi caratteristici di questa nuova distribuzione (medie, indici di variabilità) si potranno assumere, almeno per un apprezzamento sommario, come appartenenti anche alla distribuzione iniziale.

Si assuma come unità di misura l'ampiezza  $b$  dell'intervallo di variazione di  $x$ , si costruisca il quadrato  $a b T S$  su  $a b$  e dal punto d'incontro  $P$  della retta  $A B$  con l'asse delle ascisse si conduca la retta  $A' B'$  passante per il punto di mezzo di  $S T$  (Fig. 7). Il segmento  $A' B'$ , che soddisfa evidentemente alla condizione

$$\text{area } (a b B' A') = 1 ,$$

rappresenta, con le ordinate dei suoi punti, le frequenze relative dei valori di  $x$ , mentre il segmento  $A B$  ne rappresentava analogamente le frequenze assolute. Il segmento  $A' B'$  si potrebbe quindi dire un *indicatore* della distribuzione quando  $b$  si prenda come unità di misura di  $x$  e le frequenze assolute siano sostituite da quelle relative. Il rapporto  $b B' : a A' = \beta : \alpha$  è quello che si è assunto, per comodità, in sostituzione di un coefficiente angolare, come argomento delle due tavole; ed esso può subito aversi dalle lunghezze dei segmenti  $a A'$  e  $b B'$  o magari, se non è necessaria molta approssimazione, anche ad occhio.

(\*) Anche il RICCI (*l. c.*) determina alcune costanti caratteristiche di una distribuzione lineare, ma non utilizza i risultati per dedurne le costanti caratteristiche relative ad altre distribuzioni.

Si noti poi che, in generale, per utilizzare le tavole, non è neanche necessario tracciare la retta  $A'B'$ , poichè l'argomento  $\beta : \alpha$  è senz'altro dato dal rapporto  $bB : aA$ ; tuttavia, se l'inclinazione di  $AB$  è molto grande, può convenire, per una più facile valutazione di quell'argomento anche ad occhio, tracciare  $A'B'$ . I due valori dell'argomento che nella prima colonna del prospetto comprendono il  $\beta : \alpha$  calcolato, indicano, sulle corrispondenti linee orizzontali, i diversi elementi caratteristici della distribuzione indicatrice, con approssimazione in eccesso o in difetto che può essere sufficiente per gli usi che si hanno in vista, senza bisogno di ulteriori elaborazioni numeriche.

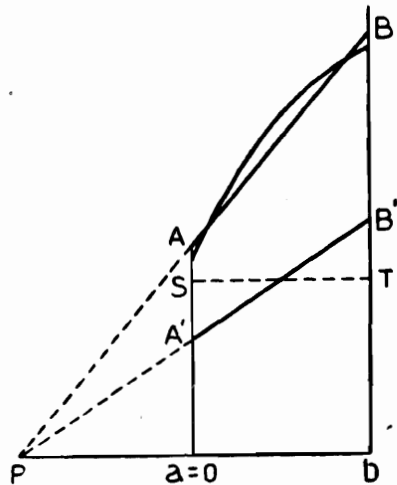


Fig. 7

Naturalmente, per passare agli elementi caratteristici della distribuzione primitiva, bisognerà tener conto del cambiamento dell'unità di misura di  $x$ , e moltiplicare per  $b$  gli elementi trovati sulle tavole, meno il rapporto di concentrazione  $R$  e lo scostamento semplice medio relativo da  $A$ , cioè  $\eta_A : 2A$ , che sappiano essere indici di variabilità indipendenti dall'unità di misura del carattere.

b) Se la distribuzione schematizzata mediante l'interpolazione di una retta è data nell'intervallo  $a \dots b$  di variazione del carattere (con  $a \neq 0$ ), si procederà come nel caso precedente, e le tavole saranno ancora utilizzabili per le diverse costanti caratteristiche, salvo che per la determinazione della media quadratica. E precisamente:

se  $\mathcal{M}$  è uno degli altri valori medi trovato sulla prima tavola (media aritmetica  $A$ , mediana  $M$ ,  $k$ -ili) il corrispondente valore medio della distribuzione primitiva sarà

$$(b - a) \mathcal{M} + a$$

perchè la trasformazione  $x = (b - a) x' + a$  che si deve applicare al nuovo intervallo  $0 \dots 1$  di variazione del carattere, per ritornare all'intervallo  $a \dots b$  primitivo, ha anche effetto sulla media aritmetica, sulla mediana e sui  $k$ -ili;

se  $V$  è un indice di variabilità assoluta dato dalla seconda ta-

vola ( $\eta_A, \eta_M, \sigma, \Delta$ ), il corrispondente indice per la distribuzione iniziale sarà

$$(b - a) V$$

perchè la trasformazione indicata ha sugli indici assoluti di variabilità il solo effetto della moltiplicazione per  $b - a$  ;

quanto agli indici relativi di variabilità  $R$  e  $\eta_A : 2 A$ , essi non subiranno mutamento alcuno (\*).

*Esempio 1°.* — Nel *Census of England and Wales 1921, Dependency, Orphanhood and Fertility, Tav. 8*, si trova che gli orfani di madre, censiti in ciascun anno di età fino a 15 anni, furono:

Età	0	1	2	3	4	5	6
Orfani di madre	3.050	4.846	6.211	7.918	10.361	12.674	15.558
	7	8	9	10	11	12	
	18.089	19.820	21.495	23.301	25.962	29.079	
		13	14	0-14			
		30.832	31.898	261.094			

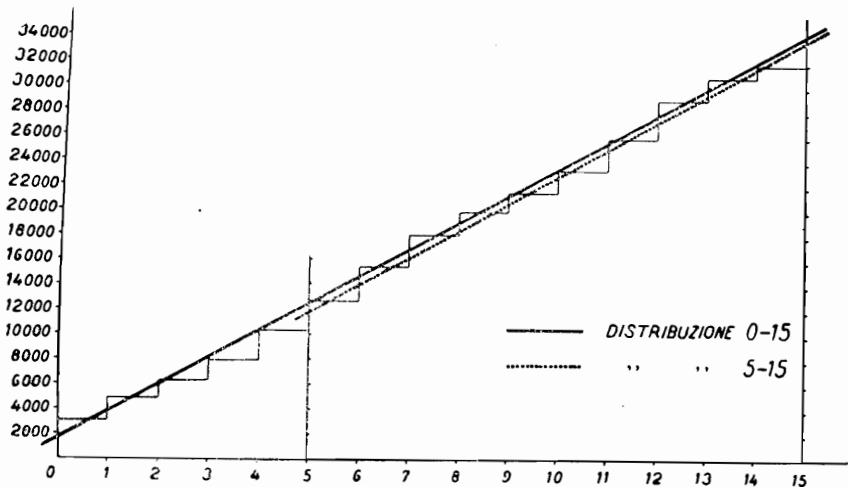


Fig. 8

La distribuzione ha approssimativamente un andamento lineare, come risulta dalla linea a scala costituita dai lati superiori dell'isto-

(\*) La determinazione della media quadratica mediante le tavole non sarebbe in questo caso impossibile ma inopportuna, per la complicazione dei calcoli a ciò necessari. Difatti, per effetto della trasformazione lineare indicata, la media quadratica  $Q'$  in  $a \dots b$  sarebbe legata a quella  $Q$  in  $0 \dots 1$  dalla relazione:

$$Q'^2 = (b - a)^2 Q^2 + 2a(b - a)A + a^2.$$



gramma rappresentativo (Fig. 8). Il rapporto fra la seconda e la prima ordinata estrema del segmento tracciato ad occhio, che interpola la distribuzione, è  $\frac{\beta}{\alpha} = 21$  circa, valore che si trova fra i valori consecutivi dell'argomento, segnati sulle tavole, 19 e  $\infty$ ; utilizzando senz'altro le tabelle per il valore 19 dell'argomento, e tenendo conto del fatto che l'ampiezza effettiva dell'intervallo è di 15 anni, si avrà subito:

$$\begin{aligned} A &= 0,650 \times 15 = 9,75 \\ Q &= 0,695 \times 15 = 10,43 \\ M &= 0,692 \times 15 = 10,38 \\ \eta_A &= 0,207 \times 15 = 3,11 \\ \eta_M &= 0,205 \times 15 = 3,08 \\ \sigma &= 0,247 \times 15 = 3,71 \\ \Delta &= 0,279 \times 15 = 4,19 \\ {}^2\Delta &= 0,349 \times 15 = 5,24 \\ R &= 0,215 \\ \eta_A/2A &= 0,159 \end{aligned}$$

Risulta che per gli orfani di madre considerati l'età media è di anni 9,75, l'età mediana è di anni 10,38, etc.

Per formarsi un'idea dell'approssimazione raggiunta si può provare a utilizzare le tavole anche per il valore in eccesso dell'argomento segnato sulla tavola, cioè per  $\frac{\beta}{\alpha} = \infty$ , e si trova:

$$\begin{aligned} A &= 0,667 \times 15 = 10,01 \\ Q &= 0,707 \times 15 = 10,61 \\ M &= 0,707 \times 15 = 10,61 \\ \eta_A &= 0,198 \times 15 = 2,97 \\ \eta_M &= 0,195 \times 15 = 2,93 \\ \sigma &= 0,236 \times 15 = 3,54 \\ \Delta &= 0,267 \times 15 = 4,00 \\ {}^2\Delta &= 0,333 \times 15 = 5,00 \\ R &= 0,200 \\ \eta_A/2A &= 0,148 \end{aligned}$$

*Esempio 2°.* — Nella distribuzione sopra esaminata si considerino i soli orfani in età da 5 fino a 15 anni.

Si trova, interpolando a occhio un segmento di retta,  $\frac{\beta}{\alpha} = 2,80$  circa. Utilizzando le tavole per il più prossimo valore dell'argomento

cioè per  $\frac{\beta}{\alpha} = 3$  (ed anche per il valore in difetto 2,33, onde giudicare quale sia il grado di approssimazione raggiunto), si ha :

(per $\beta/\alpha = 3$ )	(per $\beta/\alpha = 2,33$ )
$A = 0,583 \times 10 + 5 = 10,83$	$A = 10,67$
$M = 0,618 \times 10 + 5 = 11,18$	$M = 10,96$
$\eta_A = 0,236 \times 10 = 2,36$	$\eta_A = 2,41$
$\eta_M = 0,235 \times 10 = 2,35$	$\eta_M = 2,40$
$\sigma = 0,276 \times 10 = 2,76$	$\sigma = 2,81$
$\Delta = 0,317 \times 10 = 3,17$	$\Delta = 3,23$
${}^2\Delta = 0,391 \times 10 = 3,91$	${}^2\Delta = 3,97$
$R = 0,272$	$R = 0,285$
$\eta_A/2A = 0,202$	$\eta_A/2A = 0,213$

In questa distribuzione è dunque, assumendo  $\beta/\alpha = 3$  : età media degli orfani di madre anni 10,83 ; età mediana 11,18 ; scostamento medio dalla media anni 2,36 ; etc.

24. Suppongasi, infine, che una distribuzione possa essere schematizzata non mediante un solo segmento di retta, come si è supposto in *a*) e *b*) del n° precedente, ma mediante un sistema di diversi segmenti i quali si stendano superiormente a intervalli consecutivi di variazione della  $x$ , è cioè  $a \dots b, b \dots c, \dots, t \dots z$ . Tale può essere, come esempio, il caso che si presenta quando, dato un istogramma, lo si interpola, anche ad occhio, mediante una curva continua, con la norma di conservare l'area fra le ordinate estreme di ognuno di quegli elementi. Interpolata tale curva, questa può essere, a sua volta, sostituita, in corrispondenza ad ogni elemento dell'istogramma, e sempre con l'avvertenza della conservazione dell'area, da un segmento rettilineo che abbia lo stesso andamento che ha nel suo insieme il corrispondente arco di curva interpolata. Si avrà così un sistema di segmenti, di solito non consecutivi, che seguiranno complessivamente l'andamento della curva interpolata, ed avranno generalmente (se la curva interpolata ha un andamento più attendibile di quello dell'istogramma) una aderenza alla reale distribuzione maggiore di quanto non avesse il sistema dei lati superiori del dato istogramma.

Ne segue che i diversi elementi caratteristici della distribuzione totale (medie e indici di variabilità), dedotti dalla considerazione di quel sistema di segmenti, saranno più approssimati ai veri di quelli che si otterrebbero immaginando la distribuzione rappresentata dai lati superiori dell'istogramma, cioè immaginando, come si fa spesso, che

in corrispondenza ad ogni elemento di questo il carattere conservi un valore costante.

Del resto, anche indipendentemente dalla supposizione che il dato iniziale sia un istogramma, si potrà, data una curva qualunque di distribuzione, e diviso l'intervallo di variazione della  $x$  in più parti, passare, nel modo detto, a un sistema di segmenti che schematizzi la distribuzione, e che conservi l'area in ciascuna di quelle parti.

I segmenti costruiti si potranno dire *segmenti assimilati* alla curva di distribuzione, e, in generale, l'estremo superiore di ciascuno di essi non coinciderà coll'estremo inferiore del consecutivo.

Vediamo come le solite tavole siano utilizzabili per il calcolo approssimato di alcune costanti caratteristiche della distribuzione totale, schematizzata dal sistema degli accennati segmenti.

Assunte di volta in volta come unità di misura di  $x$  le basi  $b - a, c - b \dots$  degli elementi dell'istogramma iniziale, si potranno, per ciascuna delle distribuzioni parziali rappresentate da quei segmenti, determinare, con l'uso delle tavole, gli elementi caratteristici (tranne la media quadratica, che richiederebbe calcoli complicati).

Ciò posto, indichiamo alcune delle determinazioni eseguibili in riguardo alla distribuzione nella sua totalità.

*Media aritmetica.* — Come si è detto ad  $a$ ) e  $b$ ) del n.º. prec., si determinino le medie aritmetiche  $A_1, A_2, A_3, \dots$  corrispondenti alle distribuzioni parziali in  $a \dots b, b \dots c, c \dots d, \dots$ . Siano  $p_1, p_2, p_3, \dots$  le aree dei trapezi determinati dai successivi segmenti assimilati e dall'asse delle ascisse; tali aree sarebbero anche, per costruzione, quelle dei corrispondenti elementi di un istogramma equivalente (e si potrebbero quindi sostituire con le altezze di tali elementi, se questi avessero basi uguali). Perciò la media dell'intera distribuzione sarà la media ponderata degli  $A_i$ , coi corrispondenti pesi  $p_i$ :

$$(52) \quad A = \frac{A_1 p_1 + A_2 p_2 + \dots}{p_1 + p_2 + \dots}$$

*Mediana.* — Per addizione continua delle aree dei successivi elementi dell'istogramma dato, o dei trapezi determinati con l'asse  $x$  dai segmenti assimilati alla curva di distribuzione, si potrà facilmente determinare entro quale elemento dell'istogramma o, più precisamente, entro quale fra gli intervalli  $a \dots b, b \dots c, c \dots d, \dots$  cada la mediana cercata. Se, per es., si è trovato che l'area dell'istogramma da  $a$  a  $c$  è 0,44 dell'area totale, mentre quella da  $a$  a  $d$  è 0,59 della totale, la mediana  $M$  cadrà in  $c \dots d$  e dovrà essere tale che la parte dell'istogramma che appoggia su  $c \dots M$  sia 0,06 dell'area totale.

D'altronde l'elemento d'istogramma che appoggia su  $c \dots d$  ha un'area uguale a  $0,59 - 0,44 = 0,15$  della totale. Il valore  $M$  cercato deve quindi essere tale che l'area su  $c \dots M$  sia  $\frac{6}{15} = \frac{2}{5}$  dell'area appoggiante su  $c \dots d$ . Pertanto  $M$  sarebbe, in questo caso, il quarto decile della distribuzione parziale in  $c \dots d$  e si potrebbe determinare esattamente con l'uso della prima tavola.

Basterebbe poi moltiplicare il valore trovato sulla tavola per l'ampiezza  $d - c$  dell'intervallo parziale ed aggiungere il prodotto al valore  $d$  per avere la mediana del carattere  $x$  nella distribuzione totale.

Come nel caso ora accennato, la determinazione della mediana per tutta la distribuzione si può dunque fare dipendere da quella di un  $k$ -ile di una sua parte.

La prima tavola contiene soltanto l'indicazione dei quartili e dei decili: ma poichè uno dei nostri scopi è quello di utilizzarla per una valutazione sommaria delle costanti caratteristiche di una distribuzione, così, ai fini pratici, potrà essere sufficiente la considerazione di un quartile o di un decile di  $x$  in  $c \dots d$ , in luogo di quel  $k$ -ile che sarebbe necessario per ottenere esattamente la mediana cercata.

Il procedimento esposto può ovviamente valere non soltanto per la determinazione approssimata dalla mediana, ma anche per quella del 1°, 2°, ...  $k$ -ile del carattere in una data distribuzione.

*Scostamento semplice medio  $\eta_A$  dalla media aritmetica.* — Determinate le medie aritmetiche  $A_1, A_2, A_3, A_4 \dots$  relative alle distribuzioni parziali in  $a \dots b, b \dots c, c \dots d, d \dots e$ , e poi quella  $A$  relativa alla totalità, si tenga conto dell'intervallo in cui cade  $A$ , e sia, per esempio,  $c \dots d$ .

Siano  $|A - A_1|, |A - A_2|, |A - A_4|, \dots$  gli scostamenti fra  $A$  e le medie delle distribuzioni parziali, esclusa quella  $c \dots d$  in cui cade  $A$ . Determinate ancora, con l'uso della prima tavola, le medie  $\bar{A}_3$  e  $\bar{\bar{A}}_3$  degli intervalli  $c \dots A$  ed  $A \dots d$ , siano  $|A - \bar{A}_3|$  ed  $|A - \bar{\bar{A}}_3|$  gli scostamenti di  $A$  da queste medie. Se  $p_1, p_2, \bar{p}_3, \bar{\bar{p}}_3, p_4 \dots$  sono le aree determinate con l'asse  $x$  dai segmenti che schematizzano la distribuzione su  $a \dots b, b \dots c, c \dots A, A \dots d, d \dots e$ , etc., l'indice di variabilità cercato sarà la media ponderata:

$$(53) \eta_A = \frac{|A - A_1| p_1 + |A - A_2| p_2 + |A - \bar{A}_3| \bar{p}_3 + |A - \bar{\bar{A}}_3| \bar{\bar{p}}_3 + \dots}{p_1 + p_2 + \bar{p}_3 + \bar{\bar{p}}_3 + p_4 + \dots}$$

*Scostamento semplice medio  $\eta_M$  dalla mediana.* — Si determina la mediana  $M$  della distribuzione totale, e supposto che cada in  $c \dots d$ , si determinano altresì le medie aritmetiche  $A_1, A_2, \bar{A}_3, \bar{\bar{A}}_3, A_4 \dots$  rela-

tive alle distribuzioni parziali in  $a \dots b$ ,  $b \dots c$ ,  $c \dots M$ ,  $M \dots d$ ,  $d \dots e$ , etc.; dopo ciò si procederà analogamente al caso precedente.

*Scostamento quadratico medio  $\sigma$  dalla media aritmetica.* — Si determinino con l'uso delle tavole, la media aritmetica  $A$  nella distribuzione totale, quelle  $A_1, A_2, A_3, \dots$  nelle parziali, e i quadrati  $\sigma_1^2 \sigma_2^2 \sigma_3^2 \dots$  degli scostamenti quadratici medi delle distribuzioni parziali dalle medie rispettive (\*).

Per la formula (20) del n. 9, i quadrati degli scostamenti quadratici medi da  $A$  delle singole distribuzioni parziali saranno

$$(A - A_1)^2 + \sigma_1^2$$

$$(A - A_2)^2 + \sigma_2^2, \text{ etc.}$$

e perciò lo scostamento quadratico medio cercato sarà

$$(54) \quad \sigma = \left[ \frac{\{(A - A_1)^2 + \sigma_1^2\} p_1 + \{(A - A_2)^2 + \sigma_2^2\} p_2 + \dots}{p_1 + p_2 + \dots} \right]^{1/2}.$$

*Differenza media.* — Supponiamo, in primo luogo, che la distribuzione totale sia divisa in due sole distribuzioni parziali  $a \dots b$  e  $b \dots c$ . Le tavole consentiranno di determinare le medie aritmetiche parziali  $A_1$  e  $A_2$  e le differenze medie parziali  $\Delta_1$  e  $\Delta_2$ . Ciò posto, osserviamo che la somma di tutte le possibili differenze fra il maggiore e il minore di due valori di  $x$  (differenza totale in  $a \dots c$ ) è la somma della differenza totale  $D_1$  in  $a \dots b$ , di quella  $D_2$  in  $b \dots c$ , e di tutte le possibili differenze, con un ammontare complessivo  $T$ , fra un elemento di  $b \dots c$  ed uno di  $a \dots b$ .

Ora, se  $N_1$  ed  $N_2$  sono l'ammontare della prima e seconda distribuzione parziale, ossia i momenti di ordine 0, si avrà :

$$D_1 = \int_a^b \varphi(x) \int_a^{\xi} (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx$$

$$D_2 = \int_b^c \varphi(x) \int_b^{\xi} (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx$$

$$T = \int_a^b \varphi(x) \int_b^c (\xi - x) \varphi(\xi) d\xi dx$$

(\*) Tali quadrati sono inscritti nella seconda tavola, come sempre, in riferimento a un intervallo di variazione del carattere avente l'ampiezza 1. Se  $d - c$  è l'ampiezza effettiva dell'intervallo considerato, il dato della tavola dovrà essere moltiplicato per  $(d - c)^2$ .

$$\begin{aligned}
 &= \int_a^b \varphi(x) \left\{ \int_b^c \xi \varphi(\xi) d\xi - x \int_b^c \varphi(\xi) d\xi \right\} dx \\
 &= N_2 \int_a^b \varphi(x) \{A_2 - x\} dx = N_2 \left\{ A_2 \int_a^b \varphi(x) dx - \int_a^b x \varphi(x) dx \right\} \\
 &= N_2 \{A_2 N_1 - A_1 N_1\} = N_1 N_2 (A_2 - A_1).
 \end{aligned}$$

Perciò la differenza totale di  $x$  nella intera distribuzione sarà

$$D_1 + D_2 + N_1 N_2 (A_2 - A_1).$$

Quanto al numero totale delle differenze, esso si avrebbe facilmente con calcolo analogo a quello ora fatto, dopo avere sostituito l'unità a  $\xi - x$ , e si troverebbe essere  $N_1^2 + N_2^2 + N_1 N_2$ .

Perciò la differenza media nella distribuzione totale sarà

$$\Delta = \frac{D_1 + D_2 + N_1 N_2 (A_2 - A_1)}{N_1^2 + N_2^2 + N_1 N_2}$$

e poichè

$$\Delta_1 = \frac{D_1}{N_1^2} \qquad \Delta_2 = \frac{D_2}{N_2^2}$$

sarà anche

$$\Delta = \frac{\Delta_1 N_1^2 + \Delta_2 N_2^2 + (A_2 - A_1) N_1 N_2}{N_1^2 + N_2^2 + N_1 N_2}$$

ossia  $\Delta$  si potrà avere come media aritmetica ponderata di  $\Delta_1$ ,  $\Delta_2$ ,  $A_2 - A_1$ , coi pesi rispettivi  $N_1^2$ ,  $N_2^2$ ,  $N_1 N_2$ .

Ora le quantità  $\Delta_1$ ,  $\Delta_2$ ,  $A_2 - A_1$  si possono approssimativamente avere dalle tavole;  $N_1$  ed  $N_2$  sono proporzionali alle aree  $p_1$  e  $p_2$  dei due elementi dell'istogramma; e perciò l'espressione equivalente alla precedente

$$(55) \quad \frac{\Delta_1 p_1^2 + \Delta_2 p_2^2 + (A_2 - A_1) p_1 p_2}{p_1^2 + p_2^2 + p_1 p_2}$$

fornirà il valore di  $\Delta$  con approssimazione che potrà essere sufficiente in molti casi pratici.

Il procedimento esposto nell'ipotesi che l'intervallo totale di variazione della  $x$  si spezzi in due soli in intervalli parziali, si generalizza

immediatamente al caso dello spezzamento in un maggior numero di intervalli parziali. Per esempio, per tre intervalli parziali si avrebbe :

$$(55^r) \Delta = \frac{\Delta_1 p_1^2 + \Delta_2 p_2^2 + \Delta_3 p_3^2 + (A_2 - A_1) p_1 p_2 + (A_3 - A_1) p_1 p_3 + (A_3 - A_2) p_2 p_3}{p_1^2 + p_2^2 + p_3^2 + p_1 p_2 + p_1 p_3 + p_2 p_3}$$

Naturalmente, se il numero degli intervalli parziali si eleva, la formula che fornisce  $\Delta$  assume una complicazione che male si concilia con il proposito di volere usare le tavole costruite per delle valutazioni spedite delle costanti caratteristiche di una distribuzione. Ma dal punto di vista teorico non cessa, tuttavia, l'interesse della formula, la quale si può considerare come una formula di addizione della differenza media.

*Rapporto di concentrazione e scostamento semplice medio relativo dalla media aritmetica* potranno ottenersi dopo avere calcolato, come si è detto, gli indici di variabilità  $\Delta$  e  $\eta_A$ , dividendoli per  $2A$ .

Per quanto riguarda il rapporto di concentrazione, conviene, tuttavia, osservare che anche il solo uso della prima tavola, attraverso la determinazione delle medie parziali  $A_i$ , consente di perfezionare il metodo grafico ordinariamente seguito per il calcolo di tale rapporto. Difatti, quando una distribuzione sia rappresentata da un istogramma, è chiaro che i rapporti delle aree del primo, dei primi due insieme, dei primi tre insieme .... di tali elementi all'area totale dello istogramma, non sono altro che rapporti di momenti incompleti di ordine zero rispetto al momento  $0^0$  completo, e quindi ascisse di alcuni punti della curva di concentrazione  $\Psi = \Psi(\Phi)$ . Per ottenere le ordinate della curva corrispondenti a tali ascisse, ossia i corrispondenti rapporti dei momenti primi incompleti al momento  $1^0$  completo, si suppone generalmente — a fine di calcolare l'ammontare del carattere entro ciascun elemento dell'istogramma, p. es. in quello che s'appoggia su  $a \dots b$  — che il valore medio del carattere sia ivi  $\frac{1}{2}(a + b)$ , come accadrebbe se la curva di distribuzione fosse ivi simmetrica.

Si supponga ora che al dato istogramma sia sostituita, per interpolazione ad occhio, una curva continua della quale si presuma una aderenza alla realtà migliore dell'istogramma (\*). È chiaro che

---

(\*) Quando un istogramma sia interpolato mediante una curva continua, allo scopo di ottenere una verosimile forma della distribuzione, gli elementi prossimi ad un dato elemento dell'istogramma influiscono sull'andamento della curva interpolata internamente a questo elemento. Le diverse costanti caratte-

la media aritmetica parziale relativa a un certo elemento dell'istogramma, p. es. a quello su  $a \dots b$ , data dalla prima tavola attraverso la considerazione della retta che interpola, sia pure ad occhio, un arco della curva di distribuzione, costituirà un valore ben più attendibile di quanto non sia  $\frac{1}{2}(a + b)$ . Di

qui la possibilità di determinare l'ammontare del carattere entro ciascun elemento dell'istogramma, con una approssimazione maggiore di quella consueta, e quindi anche la possibilità di tracciare la curva e di misurare l'area di concentrazione in modo più soddisfacente del solito.

*Esempio 3°.* — Dall'*Annuario Statistico Italiano* 1930, pag. 125, ricaviamo che il numero delle cambiali distinte secondo l'importo fra 500 e 5000 lire, protestate in 8 principali Città (Torino, Genova, Milano, Trieste, Bologna, Firenze, Roma, Napoli), fu nel triennio 1925-1927 di :

Importo: da 501 a 1000	da 1001 a 2100	
Numero: 174.366	112.017	
da 2001 a 3000	da 3001 a 4000	da 4001 a 5000
53.103	26.074	32.282

L'istogramma corrispondente a tale distribuzione è a 5 elementi, di basi rispettive, 1, 2, 2, 2, 2 (Fig. 9).

Interpolando ad occhio una curva continua, con la norma di conservare le aree corrispondenti ai singoli elementi dello istogramma, e sostituendo all'arco relativo a ciascuno di tali elementi un segmento rettilineo, si ottiene

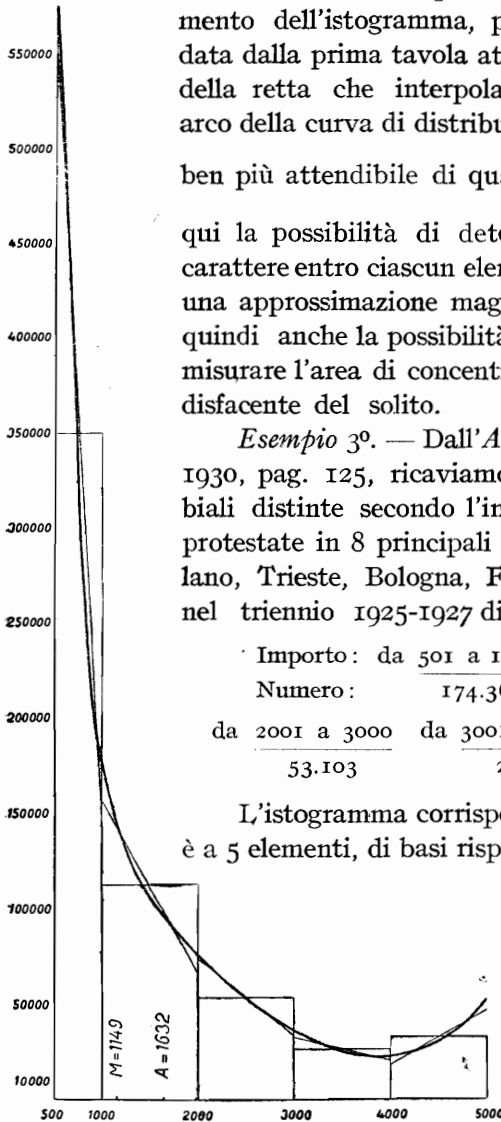


Fig. 9

ristiche della distribuzione parziale interna a quell'elemento, e in particolare la media aritmetica, dipendono dunque generalmente dagli elementi prossimi, mentre il consueto procedimento, consistente nel prendere  $\frac{1}{2}(a + b)$  come valore medio del carattere nell'elemento di base  $a \dots b$ , astrae da tale dipendenza.



un sistema di 5 segmenti, assimilati alla curva di distribuzione. Determinato, in relazione a ciascuno di tali segmenti il rapporto  $\frac{\beta}{\alpha}$ , e tenuto conto del fatto che le aree degli elementi dell'istogramma debbono essere soltanto impiegate come pesi nella determinazione dei valori caratteristici della distribuzione, cosicchè possono essere sostituite da numeri proporzionali, il calcolo delle costanti caratteristiche si farà come appresso :

Media aritmetica  $A$ . —

Elemento	$\beta : \alpha$	Altezza elem. istogr.	$p_i$ Area elem. istogr.	Medie ar. parz. (dalla tav.)	$A_i$ Medie ar. (vere)	$p_i A_i$
1	0,27	349	174	0,404	$A_1 = 702$	122.148
2	0,43	112	112	0,433	$A_2 = 1433$	160.496
3	0,45	53	53	0,436	$A_3 = 2436$	129.108
4	0,63	26	26	0,461	$A_4 = 3461$	89.986
5	2,56	32	32	0,570	$A_5 = 4570$	146.240
			397			647.978

$$A = \frac{647.978}{397} = L. 1632, \text{ media compresa entro il secondo elemento dell'istogramma.}$$

Non vi è qui risparmio di operazioni rispetto alle consuete, che si eseguirebbero supponendo che in ogni elemento dell'istogramma il carattere (valore delle cambiali) rimanesse costante ; ma il nostro risultato è verosimilmente più esatto perchè tiene conto della presumibile forma della distribuzione entro ciascun elemento dell'istogramma stesso. (\*)

Mediana  $M$ . — Essendo l'area totale dell'istogramma uguale a 397, la mediana sarà il valore a cui corrisponde l'ordinata che stacca, a partire dall'inizio della distribuzione, l'area

$$397 : 2 = 198 \text{ circa}$$

E poichè l'area del primo elemento è  $\frac{174}{397}$

così occorre aggiungere a questa il valore  $\frac{24}{397}$

(\*) È verosimile che nella reale distribuzione delle cambiali a seconda del valore, si manifesti una certa attrazione per le cifre tonde, della quale, peraltro, non si tiene qui conto.

per ottenere la mediana. Questa cade dunque entro il secondo elemento dell'istogramma, di area 112; d'altronde

$$\frac{24}{112} = \frac{2}{10} \text{ circa,}$$

e perciò la mediana cercata corrisponde circa al secondo decile del secondo elemento, che dalla prima tavola, per  $\beta/\alpha = 0,43$ , è dato in 0,149. Dunque

$$M = 0,149 \times 1000 + 1000 = L. 1149.$$

Scostamento medio  $\eta_A$  dalla media. — Sappiamo che la media  $A$  cade entro il secondo elemento dell'istogramma, di area 112. Con misurazioni sommarie, o anche ad occhio, si apprezza che, entro tale elemento, l'arco precedente e l'arco seguente alla media  $A$  racchiudono, insieme con l'asse delle ascisse, le aree 80 e 32 ( $80 + 32 = 112$ ), e sono approssimativamente sostituibili con segmenti rettilinei a cui corrispondono per  $\beta/\alpha$  i valori 0,56 e 0,77. Indicando con  $2'$  e  $2''$  le due parti, prima e dopo  $A$ , in cui si scinde il 2° elemento dell'istogramma dato, si avrà per determinare le medie aritmetiche parziali corrispondenti:

Elemento	$\beta:\alpha$	(a) Base elem. istogr.	$p_i$	(b) Medie arit. parz. (dalla tav.)	(a)(b) + *
—	—	—	—	—	—
$2'$	0,56	632	80	0,453	1286
$2''$	0,77	368	32	0,477	1808

Con l'asterisco viene indicato l'estremo inferiore dell'intervallo parziale considerato.

Gli scostamenti della media  $A$  dalle medie parziali dei singoli elementi permettono di calcolare  $\eta_A$  come appresso:

Elementi	$ A - A_i $	(a)	$p_i$	(a) · $p_i$
—	—	—	—	—
1	1632—702	= 930	174	161.820
$2'$	1632—1286	= 346	80	27.680
$2''$	1808—1632	= 176	32	5.632
3	2436—1632	= 804	53	42.612
4	3461—1632	= 1829	26	47.554
5	4570—1632	= 2938	32	94.016
			<hr/>	<hr/>
			397	379.314

Si conclude che :

$$\eta_A = \frac{379.314}{397} = L. 955$$

$$\eta_A / 2 A = 0,293$$

Scostamento semplice medio  $\eta_M$  dalla mediana. — Il calcolo procede in modo del tutto analogo a quello seguito per  $\eta_A$ . In questo caso anche la mediana  $M$ , come la media, cade nel secondo elemento dell'istogramma. Sommariamente si apprezza che, entro questo elemento, l'arco precedente e quello seguente  $M$  determinano, insieme con l'asse delle ascisse, le aree 24 e 88 ( $24 + 88 = 112$ ), e sono approssimativamente sostituibili da segmenti rettilinei per cui  $\beta : \alpha$  ha i valori 0,70 e 0,54. Perciò, per determinare le medie aritmetiche relative alle parti 2' e 2'' in cui si spezza il secondo elemento dell'istogramma si avrà :

Elemento	$\beta : \alpha$	(a) Base elem. istogr.	$p_i$	(b) Med. ar. (tavola)	(a)(b) + * $A_i$
2'	0,83	0,149	24	0,483	1072
2''	0,50	0,851	88	0,441	1524

dopo di che si avrà :

Elementi	$  M - A_i  $	(a)	$p_i$	(a) · $p_i$
1	1149—702	= 447	174	77.778
2'	1149—1072	= 77	24	1.848
2''	1524—1149	= 375	88	33.000
3	2436—1149	= 1287	53	68.211
4	3461—1149	= 2312	26	60.112
5	4570—1149	= 3421	32	109.472
			397	350.421

Si conclude che :

$$\eta_M = \frac{350.421}{397} = L. 882$$

$$\eta_M : A = 0,540$$

Scostamento quadratico medio  $\sigma$  dalla media. — Essendo  $A_i$  la media aritmetica parziale relativa all' $i^o$  elemento dell'istogramma ed  $A$  la media generale, il calcolo di  $\sigma$  risulta dal seguente prospetto.

Elemento	$\beta : \alpha$	$A_i$	$\sigma_i^2$ (dalla tav.)	Quadr. ampiezza intervallo	(a) $\sigma_i^2$ (veri)	$ A - A_i $	(b) $(A - A_i)^2$
1	0,27	702	0,074	250.000	18.500	930	864.900
2	0,43	1433	0,079	1.000.000	79.000	199	39.601
3	0,45	2436	0,079	1.000.000	79.000	804	646.416
4	0,63	3461	0,082	1.000.000	82.000	1829	3.345.241
5	2,56	4570	0,078	1.000.000	78.000	2938	8.631.844

Seguito :

Elemento	$(c) = (a) + (b)$	$p_i$	$(c) \times p_i$
1	883.400	174	153.712.000
2	118.601	112	13.283.000
3	725.416	53	38.447.000
4	3.427.241	26	89.108.000
5	8.709.844	32	278.715.000
		397	573.265.000

$\sigma^2 = \frac{573.265.000}{397} = 1.443.992$   
 $\sigma = L. 1.201,6$

Differenza media. — Essendo, come precedentemente,  $A_i$  la media aritmetica e  $\Delta_i$  la differenza media relativa all' $i^o$  elemento dell'istogramma, il calcolo della differenza media  $\Delta$  dell'intera distribuzione si può disporre come segue :

Elemento	$\beta : \alpha$	$A_i$	$\Delta_i$ (dalla tav.)	$\Delta_i$ (vera)	$p_i$	$p_i^2$	$\Delta_i p_i^2$
1	0,27	702	0,311	156	174	30.276	4.723.056
2	0,43	1.433	0,323	323	112	12.544	4.051.712
3	0,45	2.436	0,324	324	53	2.809	910.116
4	0,63	3.461	0,330	330	26	676	223.080
5	2,56	4.570	0,322	322	32	1.024	329.728
						47.329	10.237.692

$(c)$ $A_i - A_j$	$(d)$ $2 p_i p_j$	$(c) \times (d)$	
$A_2 - A_1 = 731$	38.976	28.491.456	
$A_3 - A_1 = 1.734$	18.444	31.981.896	
$A_4 - A_1 = 2.759$	9.048	24.963.432	
$A_5 - A_1 = 3.868$	11.136	43.074.048	
$A_3 - A_2 = 1.003$	11.872	11.907.616	$\Delta = \frac{10.237.692 + 186.624.340}{47.329 + 110.280} = \frac{196.862.032}{157.609} =$
$A_4 - A_2 = 2.028$	5.824	11.811.072	
$A_5 - A_2 = 3.137$	7.168	22.486.016	
$A_4 - A_3 = 1.025$	2.756	2.824.900	
$A_5 - A_3 = 2.134$	3.392	7.238.528	
$A_5 - A_4 = 1.109$	1.664	1.845.376	$= L. 1.249$
	110.280	186.624.340	

Rapporto di concentrazione. — Si ha senz'altro :

$$R = \frac{\Delta}{2A} = \frac{1249}{3264} = 0,382.$$

Se si volesse poi determinare  $R$  per via grafica, applicando l'osservazione fatta in proposito nel testo, circa l'uso delle medie aritmetiche parziali, il calcolo si disporrebbe come segue (notando che i prodotti  $p_i A_i$  sono già stati eseguiti per il calcolo di  $A$ ) :

$p_i$	Riporti	Percentuali $\Phi_i$ sul totale	$A_i$	$p_i A_i$	Riporti	Percentuali $\Psi_i$ sul totale
—	—	—	—	—	—	—
174	174	43,8	702	122.148	122.148	18,9
112	286	72,0	1.433	160.496	282.644	43,6
53	339	85,4	2.436	129.108	411.752	63,5
26	365	91,9	3.461	89.986	501.738	77,4
32	397	100	4.570	146.240	647.978	100

La curva di concentrazione è con sufficiente approssimazione determinata, mediante una interpolazione ad occhio, dai punti di coordinate  $(\Phi_i, \Psi_i)$  (Cfr. n. 12). Tracciata tale curva su carta millimetrata e misurata con un planimetro Amsler l'area di concentrazione e l'area del triangolo corrispondente alla concentrazione massima, si è trovato

$$R = \frac{\text{Area concentr.}}{\text{Massimo}} = \frac{661 \text{ unità plan.}}{1727 \text{ un. plan.}} = 0,383$$

valore praticamente coincidente con quello trovato prima.

## RIASSUNTO.

Riepilogata sistematicamente la teoria della variabilità relativamente alle distribuzioni continue, e fatta applicazione dei concetti generali alle distribuzioni lineari, si sono costruite due tavole che forniscono rispettivamente i principali valori medi e i principali indici di variabilità di 21 diverse distribuzioni lineari, corrispondenti a 21 diverse inclinazioni della retta di distribuzione.

Un primo pratico impiego di tali tavole può essere fatto per la determinazione delle costanti caratteristiche delle distribuzioni aventi andamento pressochè lineare. Ma le distribuzioni di questa forma costituiscono piuttosto l'eccezione che la regola. Orbene, le tavole costruite possono anche impiegarsi per il calcolo delle costanti caratteristiche di distribuzioni non lineari, spezzando tali distribuzioni in parti, di cui ciascuna abbia un andamento approssimativamente lineare.

Suppongasi, in secondo luogo, che una distribuzione relativa a un certo carattere sia data in tale forma da essere geometricamente rappresentata da un istogramma; in tal caso i calcoli delle diverse costanti caratteristiche dalla distribuzione vengono solitamente condotti come se, entro ciascun elemento di base  $a \dots b$  dell'istogramma, il carattere avesse il valore costante  $\frac{1}{2} (a + b)$ .

Ora, l'interpolazione ad occhio del dato istogramma, mediante una curva continua, fornisce, internamente a ciascun elemento dell'istogramma stesso, una forma di distribuzione che è, naturalmente, influenzata dall'ammontare degli elementi prossimi, e che generalmente si può ritenere più verosimile di quella ora accennata, presupponente la costanza del valore del carattere. Perciò, se le distribuzioni parziali corrispondenti ai diversi elementi dell'istogramma si assimilano a distribuzioni lineari di inclinazione conveniente, le tavole costruite daranno la possibilità di calcolare le costanti caratteristiche di tali distribuzioni parziali (e quindi di quella totale) con approssimazione maggiore della consueta, specialmente quando una forte asimmetria della distribuzione totale faccia ritenere che gli spostamenti delle caratteristiche relative alle distribuzioni parziali, dovuti all'adozione del metodo qui suggerito, non si compensino fra di loro.

Anche le formule di correzione di W. F. SHEPPARD (« Proceedings

of the London Mathematical Society » vol. XXIX), da applicarsi nel calcolo dei successivi momenti di una distribuzione data praticamente mediante un istogramma, tendono a correggere gli errori che si producono ammettendo che entro ciascun elemento di questo il valore del carattere sia costante (ossia che l'ammontare complessivo del carattere in ciascun elemento sia concentrato nel punto di mezzo della sua base). Ma, in primo luogo, quelle correzioni sono applicabili soltanto nell'ipotesi che la funzione di distribuzione  $\varphi(x)$  e le sue prime derivate si annullino negli estremi dell'intervallo in cui varia il carattere  $x$ ; mentre nessuna ipotesi del genere è necessario fare per applicare i procedimenti da noi indicati, i quali conservano, anzi, la loro efficienza anche in riferimento ad una sola parte dell'intervallo di variazione della  $x$ . Secondariamente, le correzioni dello SHEPPARD sono ottenute immaginando di perequare le ordinate che si pensano sostituite ai diversi elementi dell'istogramma mediante una parabola mobile; mentre col procedimento qui esposto si fa uso di una interpolazione grafica, la quale, se accortamente eseguita, può fornire risultati migliori di una perequazione puramente meccanica.

---





---

---

## BRUNO DE FINETTI

### Sui metodi proposti per il calcolo della differenza media

---

#### I.

Da quando, nel 1912, il GINI [6] (1) propose di introdurre nella metodologia statistica la *differenza media* come un *indice di variabilità* (2), mettendo in luce diversi vantaggi che essa presentava, molti Autori si sono occupati dei metodi per facilitarne il calcolo. La differenza delle notazioni e altre diversità inessenziali rendono però malagevole, almeno a prima vista, un confronto, e lasciano l'impressione che esista un gran numero di metodi diversi; era perciò opportuno esaminarli, mettendo in luce ciò che v'è in ciascuno di essi di distinto, ed è ciò che qui mi propongo.

#### II.

Per calcolare la differenza media si tratta, in sostanza, di calcolare la somma di tutte le differenze  $|x_i - x_j|$ ; i vari metodi escogitati

---

(1) I richiami tra [ ] rimandano alla lista dei lavori citati.

(2) Per uno scopo affatto diverso, la differenza media era stata già considerata, molti anni addietro, dagli astronomi JORDAN, VON ANDRAE e HELMERT, in parecchi lavori di cui il GINI ebbe conoscenza durante la pubblicazione di [7], e citò ivi in nota a pag. 58. Detti AA. se n'erano occupati a proposito di una questione di calcolo delle probabilità relativa alla teoria degli errori di osservazione. Il JORDAN, in una prima memoria [1], proponeva di valutare la precisione di un insieme di osservazioni ugualmente attendibili basandosi sulle  $\frac{n(n-1)}{2}$  differenze di esse due a due anzichè sulle  $n$  differenze dalla media, credendo di ottenere un vantaggio dell'accresciuto numero di dati. Ciò non è, evidentemente, che illusorio, i dati *indipendenti* essendo sempre soltanto  $(n-1)$ ; ebbe così origine una discussione, iniziata da VON ANDRAE [2], cui ri-

si propongono appunto di apportare delle semplificazioni a questa somma.

I metodi essenzialmente distinti sono quattro.

### 1. Metodo GINI [6]

che si basa su una scomposizione delle differenze  $|x_i - x_j|$  a seconda dell'intervallo che interessano, ma considerando soltanto gli intervalli fra due termini simmetrici della graduatoria.

$$\text{Formula : } \sum_{i,j}^n |x_i - x_j| = \sum_i d_{i, n-i+1} |x_i - x_{n-i+1}|$$

ove  $d_{i, n-i+1} = |n + 1 - 2i|$  è la distanza graduale.

### 2. Metodo DE FINETTI-PACIELLO [13]

che si basa su una scomposizione analoga, ma considerando i singoli intervalli successivi  $|x_2 - x_1|, |x_3 - x_2|, \dots, |x_n - x_{n-1}|$ .

$$\text{Formula : } \sum_{i,j} |x_i - x_j| = 2 \sum_i^{n-1} i (n-i) (x_{i+1} - x_i).$$

### 3. Metodo GINI- CZUBER [7]-[8]

Questo metodo, proposto contemporaneamente (nel 1914) dai detti Autori, e ottenuto per vie del tutto diverse e indipendenti, è di gran lunga il più usato, e ad esso si riducono, con insignificanti modificazioni, quelli di molti Autori.

spose il JORDAN [3] provocando una seconda risposta di VON ANDRAE [4] e infine l'intervento di HELMERT che dedicò alla questione una sua memoria [5].

In questi lavori si incontrano, come il GINI stesso avvertiva nella ricordata citazione, le due seguenti espressioni della differenza media: in [4] la formula corrispondente al primo metodo di GINI, e in [1] la formula

$$\sum_{i,j}^n |x_i - x_j| = 2n \left( \sum_i^n a_i - n a_1 \right) - \sum_i^{n-1} (n-i)^2 (a_{i+1} - a_i),$$

che, al pari della simmetrica (non segnata da JORDAN)

$$\sum_{i,j}^n |x_i - x_j| = 2n \left( n a_n - \sum_i^n a_i \right) - \sum_i^{n-1} i^2 (a_{i+1} - a_i),$$

si ricava facilmente dalla formula del secondo metodo (DE FINETTI-PACIELLO) sviluppando rispettivamente i  $(n-i) = n(n-i) - (n-i)^2$  e  $i(n-i) = in - i^2$ .

Quanto allo scopo, già accennato, di tali lavori, si comprende facilmente che esso è ben lontano da quello dello studio statistico della variabilità, nel quale dunque, come s'è asserito, spetta al GINI il merito d'aver introdotta la differenza media come un utile indice.

Si tratta, in sostanza, di eseguire separatamente la somma dei termini positivi e negativi. La formulazione più semplice è quella dello CZUBER [8]: pongasi

$$\begin{array}{ll}
 s_1 = x_1 & s'_1 = x_n \\
 s_2 = x_1 + x_2 & s'_2 = x_n + x_{n-1} \\
 \dots & \dots \\
 s_n = x_1 + x_2 + \dots + x_n & s'_n = x_n + x_{n-1} + \dots + x_1 \\
 S = s_1 + s_2 + \dots + s_n & S' = s'_1 + s'_2 + \dots + s'_n ;
 \end{array}$$

risulta  $\sum_{ij} |x_i - x_j| = 2 (S' - S)$  (α).

Si osservi che si può scrivere anche

$$S = \sum_1^n (n - i + 1) x_i \qquad S' = \sum_1^n i x_i \qquad (*)$$

Notando che  $S + S' = (n + 1) \sum_1^n x_i = n(n + 1) M$  ove  $M =$  media aritmetica di  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , si hanno le ovvie identità

$$2(S' - S) = 2(S' + S) - 4S = 2n(n + 1)M - 4S \quad (\beta)$$

$$\text{e } 2(S' - S) = 4S' - 2(S' + S) = 4S' - 2n(n + 1)M \quad (\gamma)$$

Diremo procedimento  $(\alpha^*)$ ,  $(\beta^*)$ ,  $(\gamma^*)$  quello corrispondente alle stesse formule  $(\alpha)$ ,  $(\beta)$ ,  $(\gamma)$  quando però le  $S$ ,  $S'$  si calcolino col procedimento  $(*)$  anzichè con quello originario dello CZUBER. Questa terminologia permette facilmente di identificare tutte le possibili varianti di dettaglio.

La formula data da GINI [7] non è che la  $(\gamma^*)$ ; è ottenuta peraltro per via completamente diversa, e cioè partendo dal rapporto di concentrazione  $R$ , legato alla differenza media dalla nota relazione  $\Delta_R = 2MR$ .

Il MORTARA [11] riporta la  $(\alpha)$  (la sua [3c]; p. 152) colla dimostrazione dello CZUBER, e la  $(\gamma)$  (la sua [3f], p. 153) con una dimostrazione inutilmente complicata.

Il PIETRA, in [9] scrive la  $(\alpha)$  in una forma che rende necessario considerare separatamente un certo termine che è invece conglobato in quella di CZUBER; la complicazione, per sè stessa inutile, è però giustificata dal fatto che egli vuol definire la differenza media come media aritmetica degli scostamenti semplici medi dei diversi termini. Questa proprietà era stata già rilevata dal GINI in [6] (pp. 35-36),

ed è anzi interessante osservare che le formule (26) e (27) ivi ottenute contengono già, in effetto, la  $(\alpha)$  in cui però la  $S$  si calcola col metodo (\*) e la  $S'$  con quello formulato due anni più tardi da CZUBER. Nell'altro lavoro del PIETRA [10] è riportata la  $(\alpha)$  nella forma e colla dimostrazione dello CZUBER; egli dà poi una disposizione di calcolo (che dice « self explanatory », e quindi non spiega) ispirata alla formula  $(\gamma^*)$ .

Il VINCI [12] dà, in sostanza, la  $(\alpha^*)$ , scrivendola però in forma diversa: come somma di differenze anzichè come differenza di somme: ciò può essere vantaggioso o svantaggioso, per la rapidità dei calcoli, a seconda dei casi e del tipo di macchine usato.

Il DE GLERIA [14] dà infine come « nuova formula » la  $(\beta)$ , e, nella seconda nota [15] una disposizione di calcolo  $(\beta^*)$ , che è perfettamente simmetrica a quella  $(\gamma^*)$  di PIETRA [10], e quindi ad essa perfettamente equivalente dal punto di vista della rapidità dei calcoli.

#### 4. Metodo grafico (GINI).

La relazione  $\Delta_R = 2MR$ , già richiamata, permette infine di ottenere  $\Delta$  da  $R$  determinato graficamente, misurando l'area della curva di concentrazione (GINI, [7]).

### III.

Fare apprezzamenti sulla maggiore o minore convenienza delle diverse formule dal punto di vista pratico è cosa assai delicata e difficile. Tanto più che bisognerebbe tener conto di molti fattori diversi da caso a caso (numero dei termini, ordine di grandezza dei valori, delle loro differenze e delle frequenze, tipo di macchina usato, ecc.), e che non si può mai escludere l'intervento di fattori soggettivi.

Ciò non è però un motivo sufficiente per non dire la propria opinione, pur avvertendo onestamente che si tratta di un'opinione e che non ha nessuna pretesa di costituire un giudizio. Io ritengo che, per il metodo GINI-CZUBER, la forma più conveniente sia la  $(\gamma^*)$  adottata dal GINI, rispondente alla formula.

$$\sum_{i,j} |x_i - x_j| = 4 \sum_{i=1}^n ix_i - 2n(n+1)M.$$

Scartando il primo metodo di GINI, che non si presta agevolmente al caso generale in cui i termini sono ripetuti con frequenze diverse, rimarrebbero in lizza, fra le formule analitiche, quella ora riscritta e quella recentemente proposta, insieme al sig. U. PACIELLO, da me. Dato

che esse sono totalmente diverse, è assai difficile giudicare a priori della maggiore o minore semplicità d'applicazione. Gli esperimenti fatti dal sig. U. PACIELLO in occasione di vari lavori dell'Ufficio Matematico dell'Istituto Centrale di Statistica riuscirono favorevoli al nuovo metodo, ma non è da escludere, date le contrarie asserzioni del DE GLERIA, che ciò fosse dovuto a circostanze particolari. Non c'è del resto fretta di concludere, nè motivo di desiderare il successo a una formula piuttosto che all'altra, sia pure la propria. Solo è augurabile che tutte vengano ripetutamente usate, in modo da lasciar decidere, con piena cognizione di causa, alla pratica.

Debbo dire infine che, per semplicità di scrittura, ho qui riportate le formule riferendomi al caso in cui i termini  $x_1, x_2 \dots x_n$ , sono distinti (anziché ripetuti, ciascuno con una frequenza  $f_1, f_2 \dots f_n$ ); ho fatto così dopo essermi sincerato che ciò nulla toglieva di sostanziale al raffronto che mi ero proposto. L'unico leggermente danneggiato — nei confronti con gli altri — da questa semplificazione è il metodo del VINCI, che è però in ogni caso meno semplice del ( $\gamma^*$ ).

Il metodo grafico, usando un buon planimetro, permette di raggiungere un ottimo grado di approssimazione, come provarono ripetuti esperimenti eseguiti, specialmente dall'ing. D'ANCONA, presso l'Istituto Centrale di Statistica. Data la radicale diversità fra un metodo grafico e uno analitico, è ancor meno il caso di fare raffronti: la preferenza per l'uno o l'altro tipo di procedimenti dipenderà infatti piuttosto da circostanze esteriori come la maggiore o minore abitudine a calcoli grafici e numerici, e la maggiore o minore comodità di eseguirli.

#### LAVORI CITATI

- [1]. W. JORDAN, *Ueber die Bestimmung der Genauigkeit mehrfach wiederholter Beobachtungen einer Unbekannten*. — « Astronomische Nachrichten », Bd. 74, n. 1766-67, 1869.
- [2]. VON ANDRAE. *Schreiben des Herrn Geheimen Etatsrath von Andrä am der Herausgeber*. — Ibidem, n. 1770, 1869.
- [3]. W. JORDAN. *Ueber die Bestimmung des mittleren Fehlers durch Wiederholung der Beobachtungen*. — Ibidem, n. 1886.
- [4]. VON ANDRAE. *Ueber die Bestimmung des wahrscheinlichen Fehlers durch die gegebenen Differenzen vom gleichgenauen Beobachtungen einer Unbekannten*. — Ibidem, n. 1889.
- [5]. HELMERT. *Die Berechnung des wahrscheinlichen Beobachtungsfehlers aus der ersten Potenzen der Differenzen gleichgenauer direkter Beobachtungen*. — Ibidem, n. 2097.

- [6]. C. GINI. *Variabilità e Mutabilità*. — «Studi economico-giuridici pubblicati per cura della Facoltà di Giurisprudenza della R. Università di Cagliari» Anno III, p. II, Bologna, Cuppini, 1912.
- [7]. Id. id. *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri*. — «Atti R. Ist. Veneto S. L. A.», T. LXXIII, P. II, Venezia, 1914.
- [8]. E. CZUBER. *Beitrag zur Theorie statistischer Reihen*. — «Versicherungswissenschaftlichen Mitteilungen», N. F., 9. Bd., 2 Heft, Vienna, 1914.
- [9]. G. PIETRA. *Delle relazioni tra gli indici di variabilità*. — «Atti R. Ist. Veneto S. L. A.», T. LXXIV, P. II, Venezia, 1915.
- [10]. Id. id. *The theory of statistical relations with special reference to cyclical series*. — «Metron», Vol. IV, N. 2-4, Ferrara, 1925.
- [11]. G. MORTARA. *Statistica Metodologica*. — Città di Castello, Tip. «Leonardo da Vinci», 1922.
- [12]. F. VINCI. *Statistica Metodologica*. — Padova, La Litotipo, 1924.
- [13]. B. DE FINETTI e U. PACIELLO. — *Calcolo della differenza media*. — «Metron», Voi. VIII, N. 3, Roma, 1930.
- [14]. A. DE GLERIA. *Una abbreviazione nel calcolo della differenza media*. — «Rivista Italiana di Statistica», Anno I, N. 4, Città di Castello, 1929.
- [15]. Id. id. *Sul calcolo della differenza media*. — «Rivista Italiana di Statistica», Anno II, N. 2, Città di Castello, 1930.
-

---

---

F. SAVORGNAN

## La fecondità delle Aristocrazie.

### 4. — Le case principesche

d'Italia, Germania, Austria, Ungheria, Russia, Polonia (1).

SOMMARIO. — 1-6. *Le case principesche d'Italia*: Rilevazione e critica dei dati. — La nuzialità. — Stato civile ed età degli sposi. — Rango delle spose. — Annullamenti, divorzi e separazioni. — La fecondità. — Produttività e prolificità dei matrimoni. — L'età dei coniugi al matrimonio quale fattore della fecondità. — 7-12. *Analisi degli elementi della fecondità dell'aristocrazia*: I matrimoni senza prole. — I matrimoni con un figlio. — L'intervallo protogenesico. — I matrimoni a prolificità elevata. — La limitazione volontaria della prole. — 13-15. *La fecondità comparata dei diversi gruppi aristocratici*: Produttività, prolificità, sterilità. — La fecondità dei matrimoni omogami ed eterogami per rango. — 16-21. *Gli elementi della conservazione dei gruppi aristocratici*: La fecondità. — La mortalità infantile. — Il sesso dei nati. — La frequenza dei coniugati. — La composizione per età delle aristocrazie. — 22-23. *L'estinzione delle aristocrazie dal punto di vista statistico e sociologico*: Coefficienti di estinzione sociale. — L'aristocrazia nel processo sociale. — *Appendice*: Tavole 1-5.

### LE CASE PRINCIPESCHE D'ITALIA.

I. — *Rilevazione e critica dei dati*. — Le notizie intorno alla genealogia delle case principesche italiane sono contenute nella III parte dell'Almanacco di Gotha, nella quale però non sono comprese tutte

---

(1) Cfr. i miei articoli sullo stesso argomento, pubblicati in « Metron »: *Nuzialità e fecondità delle case sovrane d'Europa*. (Vol. III, n. 2, 1923); *La fecondità delle aristocrazie*. — 1. *Le case mediatizzate della Germania*. (Vol. III, n. 3-4, 1924). — 2. *Le case ducali della Francia e del Belgio*. (Vol. IV, n. 3-4, 1925). — 3. *Le case ducali d'Inghilterra, Scozia e Irlanda*. (Vol. V, n. 1, 1925).

le case esistenti, ma soltanto quelle che hanno presentato domanda d'inserzione. Per analizzare la fecondità di questo gruppo si fece lo spoglio dei matrimoni contratti dai membri maschili di dette ~~case~~, nel ventennio 1890-1909, e dei figli nati da questi matrimoni, ~~sino~~ alla fine del 1926 (1).

Le case che formano oggetto di questa indagine sono le seguenti :

- |                          |                               |
|--------------------------|-------------------------------|
| 1. Avellino.             | 25. Lodi.                     |
| 2. Biscari.              | 26. Lucedio.                  |
| 3. Boiano.               | 27. Massimo.                  |
| 4. Boncompagni-Ludovisi. | 28. Monteroduni.              |
| 5. Borghese.             | 29. Montignano.               |
| 6. Brancaccio.           | 30. Musocco.                  |
| 7. Caetani.              | 31. Orsini.                   |
| 8. Campofranco.          | 32. Palestrina.               |
| 9. Canneto.              | 33. Pandolfini-Belmonte.      |
| 10. Carini.              | 34. Paternò.                  |
| 11. Castelcicala.        | 35. Pignatelli.               |
| 12. Centurione.          | 36. Porcia.                   |
| 13. Cerami.              | 37. Ramacca.                  |
| 14. Chigi.               | 38. Rocca.                    |
| 15. Colonna.             | 39. Rospigliosi.              |
| 16. Corsini.             | 40. Ruffo di Calabria.        |
| 17. Doria.               | 41. Ruspoli.                  |
| 18. Del Drago.           | 42. Saluzzo.                  |
| 19. Forano.              | 43. Sant'Angelo dei Lombardi. |
| 20. Frasso.              | 44. Serra.                    |
| 21. Ginori-Conti.        | 45. Soragna.                  |
| 22. Giovanelli.          | 46. Strongoli.                |
| 23. Hercolani.           | 47. Trabia.                   |
| 24. Linguaglossa.        |                               |

Conviene ora esaminare in quanto il materiale così ricavato possa considerarsi attendibile e completo, specialmente rispetto al numero delle nascite, che potrebbe essere inferiore al reale per il

(1) Per raccogliere tutto il materiale e per poter rilevare tutte le nascite dal 1890 in poi, fu necessario fare lo spoglio di 37 annate dell'Almanacco dal 1891 al 1927 poichè coloro, che muoiono senza lasciare discendenza, non figurano più nell'Almanacco a partire dall'annata successiva a quella in cui ne fu registrato il decesso.



seguinte motivo. Vi sono molte delle case principesche italiane, che sono state iscritte nell'Almanacco dopo il 1890, anno dal quale si iniziano le nostre ricerche. Ora, quando una casa presenta la domanda d'iscrizione, deve accompagnarla con una lista delle persone di cui essa si compone in quel momento. Ne segue p. e. che di un matrimonio celebrato nel 1890 e registrato per la prima volta nel 1910, figurano nell'Almanacco solo i figli sopravvissuti nel 1910. Se pertanto vi sono stati dei figli nati tra il 1890 e il 1910 e morti nell'intervallo, questi potrebbero non figurare nell'Almanacco (1). Ma come ho potuto constatare, facendo lo spoglio, molte delle case iscritte dopo il 1890, hanno fornito la lista completa dei loro componenti, compresi quelli morti prima della data dell'iscrizione. Perciò la probabilità che sia stata omessa qualche nascita (e a rigor di termini che manchi anche qualche matrimonio contratto e sciolto per morte di tutt'e due i conitigi prima della data dell'iscrizione) è notevolmente ridotta. Riguardo alle nascite si potrebbe osservare che le coppie tuttora esistenti potrebbero procreare anche dopo il 1926, anno al quale si arresta il nostro controllo sulle nascite. Quantunque non si possa escludere la possibilità di qualche nascita tardiva, osserveremo che i matrimoni contratti nell'ultima annata considerata, il 1909, furono controllati fino a tutto il 1926, cioè per un periodo di 17 anni, che supera la durata normale della convivenza feconda che va dai 10 ai 15 anni (2).

In ogni modo anche se il totale rilevato delle nascite dovesse essere di qualche unità minore della cifra effettiva dei nati, il calcolo della fecondità media non ne soffrirebbe quasi affatto.

Osserverò infine che si sono dovuti trascurare i nati morti, dei quali l'Almanacco non dà notizia (3), e quindi che tutti gli indici

(1) Avverto qui che questa causa di errore non riguarda i gruppi nobiliari di cui si è esaminata la fecondità nei miei articoli precedenti. Ne sono del tutto immuni le case sovrane, le mediatizzate e le ducali inglesi, iscritte tutte prima del 1890. Eventuali omissioni possono essersi verificate soltanto per le altre case principesche d'Europa registrate nella III parte dell'Almanacco.

(2) Intorno alla durata della convivenza feconda cfr. PRINZING, *Handbuch der medizinischen Statistik*, Jena 1906, pag. 19, e BENINI, *Principii di demografia*, Firenze, 1901, pag. 262.

(3) Nello spoglio fatto per tutti i gruppi aristocratici, che formano oggetto della mia indagine sulla fecondità delle aristocrazie, non ho riscontrato che due nati-morti, registrati come tali nell'Almanacco. Interpellata in proposito la Redazione dell'Almanacco, questa mi fornì cortesemente con lettera d. d. 31 agosto 1925 i seguenti schiarimenti: « in quanto al far menzione nell'Almanacco

della fecondità vanno riferiti ai soli nati vivi. L'abbassamento nel livello della fecondità matrimoniale, derivante dall'esclusione dei nati morti, dovrebbe risultare minimo, perchè la natimortalità tra le classi superiori della società è notoriamente molto esigua.

#### LA NUZIALITÀ.

2. *Stato civile ed età degli sposi.* — Le combinazioni matrimoniali secondo lo stato civile furono :

Sposo	Sposa		Totale
	Nubile	Ved. o Div.	
Celibe . . . . .	106	9	115
Ved. o Div. . . . .	8	3	11
Totale . . . . .	114	12	126

Per avere un quadro completo delle seconde nozze nella categoria dei vedovi, furono compresi anche coloro, il cui primo matrimonio fu annullato dalle autorità ecclesiastiche, e i divorziati all'estero. In complesso anche nelle case principesche italiane, come in quelle ducali della Francia e della Gran Bretagna, le seconde nozze risultano più frequenti che nelle rispettive popolazioni.

Le combinazioni matrimoniali secondo l'età furono :

Età dello sposo	Età della sposa						Totale
	-19	20-24	25-29	30-39	40-	Ignota	
20-24 . . . . .	4	13	4	—	—	5	26
25-29 . . . . .	4	24	4	2	—	4	38
30-39 . . . . .	5	16	8	9	1	2	41
40-49 . . . . .	—	3	2	2	2	2	11
50- . . . . .	—	2	—	1	3	1	7
Ignota . . . . .	—	—	—	—	—	3	3
Totale . . . . .	13	58	18	14	6	17	126

di Gotha dei bambini nati morti, ci siamo sempre rimessi del tutto alle notizie forniteci dalle rispettive famiglie, perchè alcune di esse, per ragioni facili a comprendersi, non ne desideravano l'inserzione ». In base a questa informazione ho ritenuto di dover escludere anche quei due nati-morti, che avevo rilevati nello spoglio.

L'età media al matrimonio, in anni e frazioni decimali di anno, degli sposi di età nota delle case principesche, confrontata con quella degli sposi italiani, risulta dal seguente prospetto (1) :

	Case principesche italiane 1890-1909		Matrimoni italiani 1896-1905	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose
Prime nozze . . . . .	30,5	24,3	27,4	23,9
Seconde nozze . . . . .	44,3	45,6	—	—
Tutti i matrimoni . . . . .	31,7	25,9	29,1	24,8

Nella nostra aristocrazia, come nella francese, inglese, mediatizzata, svedese, etc., gli sposi sono in media più vecchi di quelli delle rispettive popolazioni. Le spose principesche italiane risultano del pari un po' più anziane delle loro consorelle, mentre negli altri gruppi aristocratici avviene il contrario. In genere nelle classi aristocratiche e superiori, come provano tutte le ricerche fatte in proposito, l'età dell'uomo al matrimonio è maggiore, e quella della donna generalmente minore, delle corrispondenti età nella massa della popolazione.

Riporterò qui dai miei precedenti lavori soltanto le età medie degli sposi celibi e delle spose nubili dei vari gruppi aristocratici e delle classi superiori, età queste che riescono più tipiche di quelle calcolate per tutti i matrimoni.

*Età media alle prime nozze.*

	Sposi	Spose
Case sovrane (1890-1909) . . . . .	29,5	23,9
Case mediatizzate (1890-1909) . . . . .	31,9	24,3
Case ducali francesi e belghe (1890-1909) . . . . .	29,9	22,1
Case ducali inglesi (1890-1909) . . . . .	32,3	23,9
Case principesche italiane (1890-1909) . . . . .	30,5	24,3
Nobiltà svedese (1895) Fahlbeck . . . . .	31,8	25,0
Nobiltà finlandese (1895) Fahlbeck . . . . .	29,9	23,9
Classi superiori di Copenhagen (1878-1882) Rubin e Westergaard . . . . .	32,2	26,5

(1) L'età media al matrimonio fu determinata esattamente, calcolando in anni e mesi l'età di ciascuno degli sposi. I dati sulla età degli sposi in Italia furono desunti dall'*Annuaire international de Statistique, II. Mouvement de la population.*

3. *Rango delle spose.* — Classificate secondo il rango, le spose si ripartiscono :

Sovrane (Alm. I P.) . . . . .	I
Mediatizzate (Alm. II P.). . . . .	I
Principesse, etc. (Alm. III P.) . . . . .	17
Altre . . . . .	107

Intorno all'intensità dell'omogamia di rango poco si può dedurre da queste cifre, perchè molte spose appartenenti a famiglie nobili, ma non registrate nell'Almanacco, sono annoverate nel gruppo delle « altre », fra le quali le non titolate sono relativamente poche. Più interessanti sono i risultati di un'indagine che ho fatto intorno alla nazionalità degli sposi (1). Delle 126 spose 36, cioè il 29 %, risultarono straniere, tra le quali prevalgono le tedesche e austriache (6), le francesi e belghe (9) e le americane del Nord (6). La frequenza dei matrimoni misti rispetto alla nazionalità appare molto notevole nell'aristocrazia italiana, come lo era nell'aristocrazia francese, mentre tra i duchi inglesi le spose straniere erano molto rare.

4. *Annulamenti, divorzi e separazioni.* — Dei 126 matrimoni contratti dal 1890 al 1909, 9 furono sciolti fino a tutto il 1926, tra i quali in 3 casi la moglie era italiana e in 6 straniera. Ciò potrebbe dimostrare la minor consistenza dei matrimoni misti per nazionalità, che spesso hanno esito poco felice, come fu rilevato anche a proposito dei matrimoni dei duchi francesi con le americane.

#### LA FECONDITÀ.

5. *Produttività e prolificità dei matrimoni.* — La ripartizione dei matrimoni, contratti nel periodo 1890-1909 dai principi italiani, secondo il numero dei nati vivi sino a tutto il 1926 risulta dal seguente prospetto :

---

(1) L'Almanacco non dà la nazionalità delle spose. Dovetti quindi dedurla dal cognome della sposa, dal luogo di nascita, etc.

Numero dei nati vivi per matrimonio	Numero dei		Percentuale dei	
	Matrimoni	Nati vivi	Matrimoni	Nati vivi
0 . . . . .	34	—	27,0	—
1 . . . . .	21	21	16,7	7,8
2 . . . . .	26	52	20,6	19,3
3 . . . . .	16	48	12,7	17,8
4 . . . . .	13	52	10,3	19,3
5 . . . . .	6	30	4,8	11,1
6 . . . . .	5	30	4,0	11,1
7 . . . . .	3	21	2,4	7,8
8 . . . . .	2	16	1,6	5,9
Totale . . . . .	126	270	—	—

La scarsa fecondità di questi matrimoni appare già dalle percentuali molto elevate dei matrimoni senza prole e con uno e due figli, e da quelle molto piccole dei matrimoni con 7 o 8 figli. Ne deriva quindi che tanto la loro produttività, quanto la loro prolificità (che si ottengono dividendo il numero dei nati vivi per quello di tutti i matrimoni e rispettivamente per quello dei soli matrimoni con prole) risultano molto basse 2,14 e 2,93. Anche volendo tener conto di eventuali lacune nella registrazione delle nascite, la produttività di poco più di 2 figli per matrimonio non è che la metà di quella di 4,26 che il BENINI (1) calcolò per i matrimoni italiani (1891-1910).

Un indice di prolificità meno sintetico di quello che sia la media può ricavarsi dalle percentuali dei matrimoni a prolificità bassa (1-3 figli), media (4-6 figli), elevata (7 e più figli), alle quali percentuali fanno riscontro, nel prospetto che segue, quelle con le quali i nati da quelle tra categorie concorrono a formare il totale dei nati.

Prolificità	Matrimoni con prole %	Nati vivi %
Bassa (1-3 figli) . . . . .	68,5	44,8
Media (4-6 figli) . . . . .	26,1	41,5
Elevata (7 e più figli) . . . . .	5,4	13,7

(1) *Elementi di statistica metodologica*, Roma 1914, pag. 268.

Dei matrimoni più di due terzi sono a prolificità bassa, e dei nati più di quattro quinti provengono da matrimoni a prolificità bassa e media. Anche il *valore poziore* (cioè quel valore della seriazione dei matrimoni secondo il numero dei figli, che moltiplicato per la sua frequenza dà un massimo) può assumersi come un indice di prolificità (1). Questo indice mostra quale sia la categoria di matrimoni, che più delle altre concorre a formare le generazioni future. Nel nostro caso il valore poziore è duplice, poichè tanto i matrimoni con due, quanto quelli con quattro figli, moltiplicati per il loro numero, danno 52 nati vivi, che nella seriazione dei figli costituiscono due massimi.

6. *L'età dei coniugi al matrimonio quale fattore della fecondità.* — Sulla fecondità dei matrimoni influiscono, come è noto, in prima linea le combinazioni d'età degli sposi (fecondità *bigena*). Minore è l'influenza che hanno le età degli sposi distintamente considerate, specialmente l'età dei mariti (fecondità *monogena* maschile e femminile). Il numero dei nati dalle varie combinazioni secondo l'età degli sposi fu (2):

Età dello sposo al matrimonio	Età della sposa al matrimonio						Totale
	-19	20-24	25-29	30-39	40-	Ignota	
20-24 . . . . .	13	28	10	—	—	6	57
25-29 . . . . .	13	74	7	2	—	16	112
30-39 . . . . .	18	34	15	11	0	0	78
40-49 . . . . .	—	6	3	0	0	1	10
50- . . . . .	—	3	—	2	0	0	5
Ignota . . . . .	—	—	—	—	—	8	8
Totale . . .	44	145	35	15	0	31	270

(1) Cfr. in proposito C. GINI, *Appunti di statistica*, Padova 1915, pag. 380.

(2) Il segno — indica la mancanza di combinazioni matrimoniali (vedi il prospetto delle combinazioni matrimoniali secondo l'età), il segno 0 la mancanza di prole.

Per la fecondità monogena si ottengono le seguenti medie :

Fecondità maschile		Fecondità femminile	
Età dello sposo al matrimonio	Media dei nati vivi	Età della sposa al matrimonio	Media dei nati vivi
20-24 . . . . .	2,20	-19 . . . . .	3,40
25-29 . . . . .	3,00	20-24 . . . . .	2,50
30-39 . . . . .	1,90	25-29 . . . . .	2,00
40-49 . . . . .	0,90	30-39 . . . . .	1,00
50- . . . . .	0,70	40- . . . . .	0

e per la bigena le seguenti :

Età dello sposo al matrimonio	Età della sposa al matrimonio			
	-19	20-24	25-29	30-39
20-24 . . . . .	3,25	2,15	2,50	—
25-29 . . . . .	3,25	3,08	1,75	1,00
30-39 . . . . .	3,60	2,12	1,90	1,20
40-49 . . . . .	—	2,00	1,50	0
50 . . . . .	—	1,50	—	2,00

Da queste medie risulta che anche uomini maturi e attempati possono avere una prole relativamente numerosa quando la moglie sia giovane. Ciò conferma una volta di più che l'intensità della fecondità dei matrimoni è determinata soprattutto dall'età della donna.

#### ANALISI DEGLI ELEMENTI DELLA FECONDITÀ DELL'ARISTOCRAZIA.

7. Allo scopo di analizzare alcuni elementi complessi della fecondità in base a numeri più grandi, si sono aggruppati tutti i matrimoni contratti dal 1890 al 1909 dai membri maschili delle varie case aristocratiche registrate nelle tre parti dell'Almanacco. Questa massa, quantunque costituita da gruppi di matrimoni eterogenei per quanto concerne la nazionalità dei contraenti, può considerarsi come un tutto omogeneo rispetto alla classe sociale. La diversità della nazionalità non arrecherà un sensibile pregiudizio alla omogeneità della massa, perchè i caratteri tipici della nobiltà sono circa gli stessi

in tutti i paesi. L'aristocratico italiano si differenzia dall'aristocratico francese, germanico, etc. meno di quello che si differenzi da un contadino o da un piccolo borghese italiano, per modo che la comunanza di classe prevale spesso sulla comunanza di nazionalità, almeno nei riguardi dei fenomeni della nuzialità e della fecondità, intorno ai quali vertono queste ricerche.

Poichè l'esame minuto di problemi, quali quello della sterilità, dei figli unici e così via, esige dei dati precisi, s'è depurata la massa dei matrimoni di tutti quei casi, dei quali l'Almanacco non forniva le modalità richieste per lo studio dei fenomeni (p. e. riguardo all'età degli sposi, alla data dello scioglimento del matrimonio, etc.), o che per altre ragioni sembravano dubbi, ottenendo così un materiale numericamente più esiguo, ma che in complesso offre garanzie di massima esattezza.

8. *I matrimoni senza prole.* — I matrimoni senza prole vanno distinti dai matrimoni sterili, perchè i due concetti non sono identici. Dal punto di vista ginecologico il matrimonio è sterile, se per tutta la durata della convivenza coniugale non hanno luogo dei concepimenti, o se nell'organismo femminile l'ovulo fecondato non riesce a svilupparsi. Tutti gli altri matrimoni, compresi quindi anche quelli in cui non si sono verificati che degli aborti, sono fertili (4). Data l'impossibilità di rilevare gli aborti, la statistica deve limitarsi a considerare come sterili o più precisamente senza prole, soltanto quei matrimoni dai quali non è nata prole vitale.

La mancanza di prole può dipendere: 1) dall'età dei coniugi al matrimonio; 2) dalla durata troppo breve del matrimonio; 3) dalla volontà di non procreare; 4) dalla cessazione prematura dei rapporti carnali tra coniugi, determinata da motivi morali d'incompatibilità; 5) da incapacità di generare organica o acquisita in seguito a malattia. Nel primo caso la sterilità è dovuta alla naturale estinzione della capacità di generare, nel secondo invece alla mancanza di prole è del tutto estranea la fertilità potenziale dei coniugi, la quale non ha avuto il tempo di manifestarsi. Poichè queste due cause sono suscettibili di analisi statistica, si può determinare con sufficiente approssimazione in quanto abbiano prodotto la mancanza di prole nei matrimoni dell'aristocrazia.

---

(1) Cfr. PRINZING, *l. c.*, pag. 31; ALFIERI, *La sterilità della donna*, « Estratto dagli Atti della Società italiana di ostetricia e ginecologia », Pavia, XXII Congresso 1923, pag. 6.



Esaminiamo anzitutto l'influenza dell'età, ripartendo i matrimoni senza prole secondo l'età combinata degli sposi (1).

Età dello sposo	Età della sposa					Totale
	19	20-29	30-39	40-44	45-	
20-29 . . . . .	9	26	3	1	1	40
30-39 . . . . .	7	24	9	1	2	43
40-49 . . . . .	—	5	10	6	5	26
50-64 . . . . .	—	4	7	1	11	23
65- . . . . .	—	1	—	1	2	4
Totale. . . . .	16	60	29	10	21	136

Dato che la capacità di generare cessa ordinariamente nella donna dopo i 45 anni e nell'uomo dopo i 65 anni d'età, si può attribuire con sicurezza all'età la mancanza di prole nei 21 matrimoni in cui la sposa ha più di 45 anni, e nei 2 matrimoni, in cui lo sposo ha più di 65 e la sposa meno di 45 anni. Si sa inoltre che la probabilità di concepire, che ha una donna che convoli a nozze dopo il quarantesimo anno di età è minima (2), e quindi anche nei rimanenti 9 matrimoni contratti da donne di più di 40 anni, la mancanza di prole va attribuita quasi certamente all'età. Sulla sterilità influisce pure l'età reciproca degli sposi, che dà luogo quasi a una « disarmonia sessuale », come la chiamano i ginecologi, per la quale il matrimonio resta infecundo, quantunque ciascuno dei due coniugi sia di per sé potente a generare. Questi casi di sterilità relativa, dovuti alla disparità d'età tra gli sposi, furono studiati dal punto di vista medico da PINARD, e RICHER e dal KISCH, e, da quello statistico, dal KIAER, secondo il quale uomini in età superiore ai 50 anni non sarebbero in grado di procreare con donne molto più giovani di loro, mentre potrebbero farlo con donne più anziane. Ammessa la tesi del KIAER, anche i

(1) Nel caso nostro, mancando la rilevazione dei nati morti il matrimonio va considerato senza prole, quando non abbia prodotto un nato vivo. Dei 183 matrimoni senza prole di tutti i gruppi aristocratici (vedi Appendice) se ne sono dovuti omettere 47, in massima parte di duchi inglesi e principi italiani, per i quali mancava l'età della sposa, la data dello scioglimento, etc.

(2) Cfr. PRINZING, *l. c.*, pag. 35; KNIBBS, *The mathematical theory of population*, « Appendix A, Vol. I. Census of the Commonwealth of Australia (1911) », Melbourne pag. 330.

4 matrimoni di sposi da 50-64 anni con spose da 20-29 (in cui la differenza d'età tra l'uomo e la donna va da un massimo di 32 anni a un minimo di 28) sarebbero rimasti infecundi per effetto dell'età.

In tutto dunque più di un quarto (36 su 136) sono i matrimoni nei quali la mancanza di prole è dovuta a questa causa, eliminati i quali si può analizzare l'azione della troppo breve durata sui 100 che restano. Di questi ebbero una durata minore di 5 anni complessivamente 16, così ripartiti :

Durata (anni)	Matrimoni sciolti	
	per morte	per divorzio
-1 . . . . .	3	1
1-2 . . . . .	4	1
2-3 . . . . .	3	2
3-5 . . . . .	—	2
Totale . . .	10	6

In quanto ai 14 matrimoni durati meno di 3 anni e sciolti per morte o per divorzio, la causa della mancata proliferazione risiede nella brevità. Lo stesso si può asserire dei 2 matrimoni annullati e durati da 3-5 anni, essendo lecito presumere, che i contatti sessuali tra i coniugi siano venuti a cessare molto prima della pubblicazione della sentenza di divorzio. Da quest'analisi risulterebbe che in 52 matrimoni su 136, cioè nel 38 % dei casi, la mancanza di prole è da attribuirsi ai due fattori, età degli sposi e durata del matrimonio.

Intorno alle altre cause di sterilità, l'analisi statistica non può fornirci che degli indizi, e anche questi molto vaghi. Che la sterilità sia espressamente voluta, è cosa da escludersi nella maggior parte dei casi, poichè in tutte le classi sociali — e particolarmente nell'alta aristocrazia, che ha tutto l'interesse di tramandare il nome e il casato — la mancanza assoluta di prole è deprecata e considerata come una grave sventura, alla quale i coniugi si rassegnano solo dopo molti anni di tentativi infruttuosi. Il GINI (1) riferisce in proposito un dato molto significativo, desunto dalle statistiche della *Mother's Clinic*, una clinica neo-malthusiana di Londra, che impartisce alle coppie coniugali istruzioni intorno alle pratiche contraccettive. Su 5000 consultati dati

(1) Cfr. *Problemi della popolazione*, Bari 1928, pag. 8.

da questa clinica, solo 52 erano stati chiesti da fidanzati sul punto di sposarsi, il che dimostra quanto rari sieno i casi nei quali gli sposi cerchino di evitare o di procrastinare la nascita del primogenito.

La mancata proliferazione potrebbe attribuirsi alla volontà soltanto nel caso, in cui un vedovo o un divorziato, che dal primo matrimonio abbia avuto numerosa prole, passi a seconde nozze. Le seconde nozze sono nei matrimoni senza prole molto più numerose che nei matrimoni prolifici, come risulta dal seguente prospetto delle combinazioni matrimoniali secondo lo stato civile.

Sposo	Sposa		Totale
	Nubile	Ved. o Div.	
Celibe . . . . .	83	22	105
Ved. o Div. . . . .	18	13	31
Totale. . .	101	35	136

Ho potuto stabilire mediante controlli eseguiti sull'Almanacco, che 15 dei 31 vedovi e divorziati passati a seconde nozze avevano avuto dal primo matrimonio dei figli che nel 1926 vivevano ancora.

Anche la frequenza delle vedove e divorziate tra le spose, più di un quarto, è un indizio di qualche importanza particolarmente rispetto alla sterilità della donna, la quale può esser acquisita secondariamente in conseguenza di parti antecedenti, come nel caso, tanto spesso citato dai ginecologi, del matrimonio infecondo tra Giuseppina Beauharnais e Napoleone.

9. *I matrimoni con un figlio.* — Le cause dalle quali può dipendere l'*unicità* dei figli sono per lo più le stesse che determinano la mancanza di prole. Detratti dai 91 matrimoni con un figlio, quelli nei quali la troppo breve durata e l'età troppo avanzata della donna avevano impedito un'ulteriore proliferazione, ne restano 78, nei quali l'*unicità* è determinata o da pratiche contraccettive o da scarsa fecondità (1).

(1) Dei 100 matrimoni con un figlio di tutti i gruppi aristocratici (vedi Appendice) se ne eliminarono 9, perchè nella maggior parte dei casi non sussisteva la certezza che il matrimonio, iscritto nell'Almanacco molti anni dopo la data della celebrazione, non avesse prodotto che l'unico figlio sopravvivate. Fu del pari escluso un matrimonio con concepimento antenuziale. Dei 91 così rimasti, 9 furono sciolti per morte prima dello spirare del quarto anno di matrimonio, e 2 per divorzio prima dello spirare del sesto; in due casi la donna alla data del parto aveva superato l'età di 39 anni.

Ma il primo di questi due fattori dovrebbe aver poca influenza, perchè ordinariamente la serrata s'inizia dopo la nascita del secondo figlio, sicchè sembra lecito ritenere che l'unicità dipenda soprattutto dal secondo.

Negli studi precedenti sulla fecondità delle case sovrane, mediatizzate e ducali francesi (1) ebbi a constatare che nei matrimoni con un figlio l'intervallo tra le nozze e il primo parto (*intervallo protogenesico*) era notevolmente superiore al normale. Considerando questo ritardo come sintomo di una debole capacità genetica — poichè non v'è ragione di attribuirlo a pratiche contraccettive — affacciavo l'ipotesi che la causa dell'unicità fosse da ricercarsi soprattutto in qualche difetto organico, rendente difficile e tardiva la fecondazione. Ho voluto controllare se il ritardo si verifica anche per il complesso dei matrimoni con un figlio di tutte le case aristocratiche, e ho ottenuto il seguente risultato, distinguendo i 13 matrimoni, nei quali l'unicità può attribuirsi alla troppo breve durata o all'età troppo avanzata della donna, dagli altri 78.

Matrimoni con 1 figlio Numero	Intervallo medio protogenesico in mesi
78	36.7
13	13.1

Se si confrontano i nostri due indici o intervalli protogenesici, col periodo medio intercorrente tra la data delle nozze e quella del parto del primo nato vivo, calcolato in mesi 19  $\frac{1}{2}$  dal COGHLAN per i soli concepimenti post-nuziali del New-South Wales (1893-98) (2) si vede che il primo è molto più lungo e il secondo molto più breve di quello del COGHLAN. Ora non è per lo meno sintomatico che un intervallo di tre anni si riscontri in quei matrimoni, nei quali nulla veniva a impedire la proliferazione dopo il primo parto, mentre se ne riscontra uno di un anno solo proprio negli altri, in cui la proliferazione successiva fu troncata dallo scioglimento del matrimonio e dall'età troppo avanzata della donna? Questa constatazione, quantunque basata su piccoli numeri, viene ad avvalorare la veridicità dell'ipotesi

(1) Cfr. « Metron »: *La fecondità delle aristocrazie. I e II parte*. Vol. III, n. 3-4 e Vol. IV, n. 3-4, 1924 e 1925.

(2) L'intervallo è desunto da KNIBBS, *l. c.*, pag. 257.

dianzi formulata. Mi sia consentito di aggiungere che il GINI (I), nelle sue ricerche sulla fecondabilità della donna, ha riscontrato che la probabilità di concepire il primogenito nei primi mesi del matrimonio è diminuita in molti paesi per cause indipendenti dalla volontà dei genitori, mentre è aumentata la percentuale di coppie che hanno figli dopo molti anni di matrimonio. Ora egli spiega la minore probabilità di concepire nei primi mesi, che si traduce in un prolungamento dell'intervallo protogenesico, appunto con una diminuzione fisiologica della riproduttività, che sarebbe a sua volta uno dei fattori biologici della denatalità.

10. *L'intervallo protogenesico.* — Il primo parto si verifica in media nel complesso dei matrimoni aristocratici (esclusi i concepimenti antinuziali) 22 mesi e 20 giorni dopo la data delle nozze (2). Ma l'indice protogenesico assume valori molto diversi se lo considera in funzione del numero dei figli.

Matrimoni con figli	Indice protogenesico Mesi
1 . . . . .	33,3
2 . . . . .	23,6
3 . . . . .	18,7
4 . . . . .	16,6
5 . . . . .	15,9
6 . . . . .	14,8
7 e più . . . . .	15,0
Media generale . . .	22,66

Quanto più grande è il numero dei figli, tanto più si accorcia l'intervallo, o, in altri termini, quanto più prossima alla data delle nozze

(1) *Nuove ricerche sulla fecondità della donna.* « Atti del Reale Istituto Veneto di scienze, lettere ed arti » 1924-25. T. LXXXIV, Parte II; *Decline in the Birth Rate and the Fecundability of woman.* « Eugenics Review » gennaio 1926; *La politica della popolazione, Appunti stenografici del corso tenuto alla R. Università di Roma, Anno 1927-28.* Roma, Castellani 1928, pag. 140-152.

(2) Dei 598 matrimoni con prole (vedi Appendice) se ne sono considerati soltanto 581, eliminando tutti i casi dubbi e quelli di cui mancavano i dati necessari per il calcolo dell'intervallo protogenesico.

è la prima nascita, tanto maggiore è la probabilità che il matrimonio sia molto fecondo (1). Quindi la donna facilmente fecondabile sarebbe anche molto prolifica. Contro questa tesi si possono sollevare due eccezioni; in primo luogo che nei matrimoni a bassa prolificità (1-3 figli) la proliferazione successiva viene talvolta arrestata dalla limitazione volontaria della prole, nel qual caso il ritardo nel concepire il primo figlio nulla significherebbe rispetto alla fecondità potenziale della donna. Questa circostanza, che può aver importanza per i matrimoni con 2 e 3 figli, non vale per quelli con un figlio, perchè generalmente le pratiche contraccettive s'iniziano dopo la nascita del secondo figlio. In ogni modo lo scarto di più di 18 mesi e di più di 8 tra l'intervallo protogenesico dei matrimoni ad alta prolificità (7 e più figli) e quello dei matrimoni con uno e rispettivamente due figli, è troppo forte, perchè si possa negare, che una fecondazione tardiva costituisca nella donna un indizio di scarsa attitudine organica alla procreazione.

In secondo luogo resta a vedersi se il ritardo nella prima nascita nei matrimoni a bassa prolificità non sia dipendente dall'età della sposa invece, che dalla sua scarsa capacità genetica, dato che la prolificità diminuisce col crescere dell'età della donna al matrimonio. Il KNIBBS (2) nelle sue indagini intorno alla protogenesi, ha calcolato l'intervallo tra le nozze e il primo parto in funzione dell'età della madre al matrimonio, e ha trovato che da 58 mesi, all'età di 15 anni, l'indice protogenesico desce rapidamente sino a 22,4 all'età di 20 anni, si mantiene poi regolarmente costante tra i valori 20-21 mesi per l'età di 21 ai 44 anni, per scendere poi tra i 45 e i 50 anni da 19,3 a 11,3 mesi. Ora, visto che l'intervallo è pressochè costante in un lungo periodo, che va dai 20 ai 40 anni, e che le età di quasi tutte le spose aristocratiche sono comprese entro quei limiti, si può escludere che nel caso nostro sia stata l'età della donna al matrimonio, quella che ha determinato la maggiore o minore lunghezza dell'intervallo protogenesico.

II. *I matrimoni a prolificità elevata con 7 e più figli.* — Un esame analitico di questa categoria di matrimoni consente di fissare quelle caratteristiche dell'alta fecondità, che sono statisticamente rilevabili. Classificati secondo l'età degli sposi, i matrimoni con 7 e più figli, si differenziano dalla massa per la giovanilità dei contraenti:

---

(1) A questo risultato ero già pervenuto nel mio articolo sulla fecondità delé case mediatizzate. Cfr. « Metron » Vol. III, n. 3-4, 1924, pag. 459.

(2) *l. c.*, pag. 271-272. Tav. LXXXV.

nessuna delle spose, delle quali si conosce l'età, supera i 30 anni e la massima parte di esse non raggiunge i 25; degli sposi più di due terzi non toccano i 30 anni.

Età dello sposo	Età della sposa				Totale
	-19	20-24	25-29	Ignota	
-24 . . . . .	1	5	—	—	6
25-29 . . . . .	5	19	3	1	28
30-34 . . . . .	2	4	3	—	9
35-39 . . . . .	1	1	—	—	2
40-44 . . . . .	—	1	1	—	2
Ignota . . . . .	—	—	—	1	1
Totale. . .	9	30	7	2	48

L'età media dello sposo 29 e quella della sposa 22,5 anni sono notevolmente inferiori a quelle di 32,5 per l'uomo e 25 per la donna degli sposi dei diversi gruppi aristocratici (1).

I matrimoni contratti in età giovanile, soprattutto per quanto concerne la sposa, sono più prolifici non solo per la più intensa fecondità fisiologica propria di quell'età, ma anche perchè v'è maggior probabilità che il ciclo della convivenza feconda possa esaurirsi e anche protrarsi oltre il limite normale di 15 anni.

Per constatare quanti dei matrimoni ad alta prolificità siano rimasti al disotto di quel limite e quanti lo abbiano superato, s'è calcolato per i matrimoni durati almeno 15 anni — poichè il periodo di convivenza feconda va secondo il PRINZING da 10 a 15 anni — a quale distanza dalla data delle nozze abbia avuto luogo l'ultimo parto. Si sono quindi classificati i matrimoni a prolificità elevata in tre categorie a seconda di quella distanza (2), e nel prospetto che segue si sono messe a riscontro con le analoghe categorie formate dal complesso dei matrimoni con qualsiasi numero di figli delle case sovrane, media-

(1) L'età di 32,5 anni per lo sposo e 25 per la sposa s'è ottenuta facendo la media semplice dell'età degli sposi sovrani, mediatizzati, francesi, inglesi e italiani.

(2) Dei 48 matrimoni con 7 e più figli (vedi Appendice) ne furono omissi 5, dei quali 3 durati meno di 15 anni e 2 mancanti dei dati necessari.

tizzate, francesi e inglesi, matrimoni anche questi durati 15 anni e più (1).

L'ultimo parto ebbe luogo negli anni di matrimonio	Numero dei matr. con 7 e più figli	%	Numero di tutti i matr. prolifici	%
-X. . . . .	1	2,3	164	56,8
XI-XV . . . . .	14	32,6	85	29,4
XVI. . . . .	28	65,1	40	13,8
	43	100,0	289	100,0

La composizione delle due masse presenta un aspetto inverso : nel complesso dei matrimoni la durata della convivenza feconda resta al disotto di 10 anni in più della metà dei casi, mentre nei matrimoni a prolificità elevata essa supera i 15 anni in circa due terzi dei casi. Il fatto che nel complesso dei matrimoni la proliferazione si arresti spesso molto prima dello spirare del termine normale della convivenza feconda, può trovare la sua spiegazione nel concorso di due fattori, e precisamente, nella limitazione volontaria della prole o in un'affievolita potenzialità genetica delle coppie coniugali. Non è dato di conoscere quale di questi due fattori eserciti un'azione prevalente, ma propendiamo a credere che il primo influisca più del secondo. Dei matrimoni a prolificità elevata il 97,7 % supera il limite inferiore della convivenza feconda (10 anni) e il 65,1 % il superiore (15 anni).

Altre caratteristiche differenziali dell'alta fecondità riguardano l'intervallo protogenesico e l'intervallo medio tra un parto e l'altro. Nei matrimoni con 7 e più figli, come s'è visto dianzi, il periodo medio di 15 mesi tra le nozze e il primo parto è di quasi 8 mesi inferiore a quello di 22,66 mesi per tutti i matrimoni. L'intervallo tra un parto e l'altro, calcolato in funzione del numero dei figli per matrimonio a cominciare da 6, mostra un distacco sensibile tra il limite superiore della prolificità media e l'inferiore dell'elevata, e diminuisce col crescere del numero dei figli (2).

(1) Per i dati parziali cfr. gli articoli precedenti : *La fecondità nelle aristocrasie*, « Metron » Vol. III, n. 2 e n. 3-4 ; Vol. IV, n. 3-4 ; Vol. V, n. 1.

(2) Il numero dei matrimoni con 6 e più figli, presi in considerazione per il calcolo è 77 ; quello dei parti 473.



Matrimoni con figli	Intervallo medio tra un parto e l'altro Mesi
6 . . . . .	29,4
7 . . . . .	26,6
8 . . . . .	25,5
9 e più . . . . .	24,8

Ancor più notevole appare lo scarto dell'intervallo tra un parto e l'altro nei matrimoni a prolificità bassa, media ed elevata, che è di circa un anno tra i matrimoni con 2-6 figli e quelli con 7 e più (1).

Matrimoni con figli	Intervallo medio tra un parto e l'altro Mesi
2-3 . . . . .	36,0
4-6 . . . . .	31,4
7 e più . . . . .	24,5
Tutti i matrimoni . .	30,6

Col crescere della prolificità diminuisce l'intervallo, e a una forte fecondità corrisponde una maggiore rapidità nel succedersi dei parti e quindi unò sfruttamento più intenso del periodo di convivenza feconda. La maggior lunghezza dell'intervallo, riscontrata nella bassa e media prolificità, può esser causata da pratiche preventive, le quali spesso, anche se non riescono a impedire del tutto i concepimenti, servono per lo meno a distanziarli.

Infine un'altra particolarità dei matrimoni a prolificità elevata si è che da essi nasce un maggior numero di gemelli, indizio questo di una più forte fecondità fisiologica dei genitori. La frequenza dei gemelli sul totale dei nati vivi, secondo il numero dei figli nati dal matrimonio, è la seguente (2) :

(1) Questo calcolo è stato fatto soltanto in base ai matrimoni sovrani, mediatizzati e francesi, che forniscono dati più precisi. Il numero dei parti considerati è 834.

(2) Su un totale di 2039 nati vivi (vedi Appendice) i gemelli sono 38.

Matrimoni con figli	Gemelli per 100 nati vivi
2-3 . . . . .	0,6
4-6 . . . . .	2,0
7 e più . . . . .	4,1
Tutti i nati . . . . .	1,9

In base a quest'analisi risulta che i fattori dell'elevata prolificità coniugale sono :

- a) l'età giovanile degli sposi ;
- b) il prolungamento della convivenza feconda oltre il termine normale ;
- c) l'alto grado di capacità fisiologica a generare degli sposi, e specialmente delle spose, constatata statisticamente mediante la brevità dell'intervallo protogenesico, la rapidità con la quale si succedono i parti e la frequenza dei gemelli.

Tra questi fattori intercorrono delle relazioni di dipendenza. Così la giovinezza degli sposi è una delle premesse della capacità genetica naturale ; età e capacità determinano alla lor volta la durata della convivenza feconda, lo sfruttamento intensivo della quale è possibile solo quando il rapido succedersi dei parti non menomi l'attitudine a procreare e la salute della donna.

12. *La limitazione volontaria della prole.* — La durata relativamente breve della convivenza feconda nella maggior parte dei matrimoni aristocratici, e la maggior lunghezza dell'intervallo tra un parto e l'altro nei matrimoni a bassa prolificità, possono considerarsi come sintomi della diffusione che tra l'aristocrazia ha la prevenzione delle nascite. Esamineremo pertanto con un metodo già adoperato nelle precedenti ricerche, se vi sia un altro indizio che ci consenta di constatare con maggiore sicurezza l'uso di pratiche contraccettive.

I gruppi sociali che limitano la prole si attengono generalmente al sistema dei due figli, iniziando di solito la serrata dopo la nascita del secondo figlio. Ma poichè i mezzi preventivi non sono perfetti, avviene spesso che ad onta di tutte le cautele, al secondo figlio ne tenga dietro un terzo non voluto nè desiderato dai genitori. Sembra quindi lecito ammettere che una parte dei matrimoni con tre figli, non rappresenti altro che il fallimento del sistema dei due figli. Dato però

che i mezzi usati, pur non essendo infallibili, riescono per lo meno ad ostacolare per qualche tempo la fecondazione, è da aspettarsi che il terzo figlio nasca nei casi suddetti dopo una sosta piuttosto lunga. Ammesso ciò l'intervallo tra la nascita del secondo e quella del terzo figlio nei matrimoni con tre figli dovrebbe risultare in media più esteso di quello che si riscontra nei matrimoni con 6 e più figli, nei quali, presumibilmente, non s'è posto alcun freno alla procreazione dopo la nascita del secondo figlio.

In conformità a questa ipotesi, si sono calcolati gli intervalli medi tra la nascita del secondo e quella del terzo figlio nei matrimoni con tre e in quelli con 6 e più figli, per il complesso delle case aristocratiche, eccettuate le sovrane, presso le quali le pratiche per limitare la prole dovrebbero esser meno diffuse, se non altro per l'interesse dinastico di assicurare la successione (1).

Matrimoni con figli	Intervallo medio tra la nascita del II e quella del III figlio Mesi
3 . . . . .	48,8
6 e più . . . . .	19,7
Differenza . . . . .	29,1

Il fatto che nei matrimoni con tre figli l'intervallo medio tra il secondo e il terzo figlio sia superiore a 4 anni, mentre non è che di circa 20 mesi nei matrimoni con 6 e più figli, corrisponde pienamente all'ipotesi dianzi formulata. Inoltre, se i freni vengono di regola messi in azione appena dopo la nascita del secondo figlio, l'intervallo tra il primo e il secondo figlio nei matrimoni con 3 figli dovrebbe essere

(1) Dei matrimoni con tre figli furono considerati soltanto quelli durati più di sei anni (eliminando così quelli in cui la breve durata ha troncato l'ulteriore prolificazione) in complesso 101 matrimoni; di quelli con 6 e più figli 61. L'intervallo fu calcolato tra la nascita del secondo e quella del terzo figlio, e non tra il secondo e il terzo parto, perchè dato che è il numero dei figli (nella nostra ipotesi due) che influisce sull'adozione delle pratiche contraccettive, un primo parto gemellare dovrebbe avere lo stesso effetto di due parti successivi. In quanto ai sovrani ho potuto riscontrare nel mio studio precedente cfr. «Metron», Vol. III, n. 3-4, pag. 463 che, se anche v'è limitazione volontaria della prole, questa è molto meno frequente che negli altri gruppi aristocratici.

sensibilmente inferiore a quello tra il secondo e il terzo. Infatti tra la nascita del primo e quella del secondo figlio intercorre un intervallo di mesi 31,1, che è circa di un anno e mezzo minore di quello tra il secondo e il terzo. È superfluo avvertire che, in materia tanto delicata, anche ai risultati di questa indagine non si può attribuire che un valore puramente indiziario.

#### LA FECONDITÀ COMPARATA DEI DIVERSI GRUPPI ARISTOCRATICI.

13. *Produttività, prolificità e sterilità.* — I gruppi aristocratici di cui si confronta la fecondità sono (1) :

- 1) case sovrane,
- 2) case mediatizzate,
- 3) case ducali francesi e belghe,
- 4) case ducali inglesi, scozzesi e irlandesi,
- 5) case principesche italiane,
- 6) case principesche germaniche, austriache e ungheresi:
- 7) case principesche russe e polacche,
- 8) case principesche di altra nazionalità.

Per ogni gruppo, tanto per quelli precedentemente studiati, quanto per quelli considerati per la prima volta in questo lavoro, sono riportati nel prospetto che segue gli indici di produttività, di prolificità e di sterilità dei matrimoni contratti nel ventennio 1890-

---

(1) Osserviamo qui, rinviando per maggiori particolari agli studi precedenti comparsi in « Metron » e dianzi citati, quanto segue : Le case sovrane registrate nella prima parte dell'Almanacco di Gotha e le mediatizzate (cioè quelle « case principesche o comitali che ebbero qualità di Stato del Sacro Impero e che hanno il diritto di eguaglianza di nascita con le case sovrane ») registrate nella seconda, formano dei gruppi a sè, ben definiti, di cui si possono studiare senz'altro, i caratteri demografici. Invece le case ducali e principesche d'Europa, rappresentano così come sono inserite in ordine alfabetico nella terza parte dell'Amanacco, una massa composta di elementi diversi, che conviene aggruppare secondo la nazionalità, prima di esaminarne la fecondità. Questo lavoro di aggruppamento non fu scevro di difficoltà, perchè l'Almanacco non riferisce la nazionalità delle case e dei vari rami della stessa casa, sicchè dovetti dedurre la nazionalità dei singoli membri da caratteri accessori, come cariche militari, uffici civili, ecc. Per ottenere dei complessi numerici più ampi le case belghe furono riunite con le francesi, le austriache con le ungheresi e le germaniche e così via. I gruppi così formati risultano omogenei perchè i vincoli di parentela che uniscono le case francesi alle belghe, le germaniche alle austriache etc., sono molto stretti.

1909 (1), in modo da offrire un quadro completo della fecondità di tutte le case registrate nelle tre parti dell'Almanacco di Gotha, case che rappresentano il fiore dell'aristocrazia europea.

(1) Le nascite (nati vivi) verificatesi in questi matrimoni dei membri maschili delle varie case furono sottoposte a controllo fino a tutto il 1926. Poichè negli studi precedenti sulla fecondità dei gruppi aristocratici (sovrano, mediatizzato, francese, inglese) la verifica delle nascite si arrestava qualche anno prima del 1926, gli indici qui riportati differiscono un po' da quelli dianzi calcolati. Conviene ricordare che dal complesso dei matrimoni sovrani e mediatizzati furono esclusi i morganatici, i non eguali per nascita e quelli non approvati dagli statuti di famiglia. La prole nata da questi matrimoni, non godendo diritti al titolo ed alla successione, non viene, nella maggior parte dei casi, registrata nell'Almanacco. Ho trattato alla stessa stregua dei morganatici, etc., anche quei matrimoni che attualmente non sono qualificati tali nell'Almanacco ma che vi figuravano come morganatici etc. al momento della celebrazione e che solo successivamente furono riconosciuti e approvati ufficialmente dalla famiglia. È opportuno che anche questa speciale categoria di matrimoni resti esclusa, perchè — al momento del riconoscimento formale da parte della famiglia, venendo registrati (come mi ha informato la Redazione dell'Almanacco per lettera 31 agosto 1925) solo i figli sopravvissuti a quella data, ma non quelli eventualmente premorti — il dato del numero dei figli potrebbe essere incompleto. Avvertirò che alcune famiglie austriache, germaniche, russe, discendenti da matrimoni morganatici di sovrani e mediatizzati, alle quali fu conferito un titolo nobiliare, figurano nella terza parte dell'Almanacco; di queste fu naturalmente rilevata la prole, in quanto rientravano in uno dei gruppi principeschi considerati. Per i dati greggi in base ai quali furono calcolati gli indici vedi Appendice. Mi sia concesso un cenno critico intorno a questi dati. Il materiale non è, come non lo è del resto nessun materiale statistico, perfetto, ma la bontà della fonte e l'accuratezza, con la quale ho fatto lo spoglio e il controllo, mi permettono di affermare che pochi sono i lavori sulla fecondità dei gruppi sociali, che si basano su dati altrettanto sicuri. Però le deficienze e le possibili cause di errore non sono le stesse per tutti i gruppi aristocratici. Per le case sovrane la precisione delle notizie concernenti i matrimoni e le nascite è tale da escludere ogni errore, e il materiale può quindi considerarsi attendibile al massimo grado. Altrettanto può dirsi delle case mediatizzate. Nelle case ducali inglesi la lacuna principale riguarda l'età delle spose, ma anche le altre notizie sul matrimonio e sulla prole non sono sempre complete. Si noti inoltre che l'Almanacco pubblica la genealogia dei rami collaterali di queste case soltanto a intervalli molto lunghi, che talvolta superano un decennio, e che buona parte delle famiglie di quei rami si trovano disperse nelle lontane colonie dell'Impero. Questo complesso di circostanze mi ha indotto a sospettare che le notizie sulla prole possano essere incomplete per l'omessa registrazione della nascita e della successiva morte di qualche bambino, avvenute nell'intervallo tra due pubblicazioni delle notizie genealogiche. La Redazione dell'Almanacco, da me interpellata a questo proposito, s'è limitata a rispondermi che la fonte cui attinge le notizie sulle case

Case	Media nati vivi		Percentuale dei matrimoni senza prole
	per tutti i matrimoni Produttività	per i soli matrimoni con prole Prolificità	
1. Sovrane . . . . .	3,21	4,12	22,0
2. Mediatizzate . . . . .	3,23	3,94	18,2
3. Francesi, ecc. . . . .	2,51	3,06	18,1
4. Inglesi, ecc. . . . .	2,02	2,90	30,5
5. Italiane . . . . .	2,14	2,93	27,0
6. Germaniche, ecc. . . . .	2,20	3,46	36,4
7. Russe, ecc. . . . .	2,69	3,35	19,7
8. Altre . . . . .	2,50	2,86	12,5
In complesso . . . . .	2,61	3,41	23,4

Considerata tanto sotto l'aspetto della produttività, che della prolificità, la fecondità matrimoniale dei sovrani e dei mediatizzati è sensibilmente superiore a quella delle altre case. Va rilevato come siano appunto quelli i due gruppi — e più particolarmente il sovrano — che hanno tutto l'interesse di conservarsi per trasmettere i propri diritti alla discendenza. La fecondità più bassa si riscontra nei matrimoni dei duchi inglesi che hanno anche un coefficiente di sterilità molto elevato, e ciò perchè, come fu già ripetutamente osservato, i cadetti diseredati si sposano generalmente molto tardi, e molto probabilmente controllano rigorosamente le nascite. Confrontata con la produttività matrimoniale di alcuni popoli europei, calcolata dal BENINI (1) per un'epoca che si avvicina alla nostra (1891-1910), quella delle case aristocratiche risulta notevolmente inferiore, eccettuati i duchi francesi.

ducali inglesi, è il BURKE'S *Peerage*, fonte che è notoriamente ottima. Riguardo alle altre case principesche, specialmente italiane, russe, polacche, etc., qualche notizia appare manchevole. V'è poi l'inconveniente, già dianzi notato, dei matrimoni celebrati prima dell'inserzione della casa, dei quali possono eventualmente mancare alcuni figli premorti. Riguardo a quei pochissimi casi in cui qualche notizia o data erano discordanti da un'annata all'altra dell'Almanacco, mi sono attenuto al principio di ritenere esatte quelle più recenti, presumendo che eventuali errori venissero via via rettificati dalla Redazione.

(1) *l. c.*, pag. 268.

*Numero dei nati vivi legittimi per ogni matrimonio*

Italia . . . . . 4,26	Prussia . . . . . 3,98
Francia . . . . . 2,55	Baviera . . . . . 4,04
Inghilterra . . . . . 3,52	Sassonia . . . . . 3,55
Austria . . . . . 3,95	Spagna . . . . . 4,35
Ungheria . . . . . 4,00	Russia . . . . . 5,42

La fecondità dell'alta aristocrazia appare invece in complesso superiore a quella contemporanea delle classi medie francesi, inglesi, americane e prussiane.

Classi medie	Produttività	Prolificità	Percentuale dei matrimoni senza prole
Impiegati francesi (1) . . . . .	2,37	—	—
Classi medie inglesi (2) . . . . .	1,99	2,52	20,8
Classi medie americane (3) . . . . .	2,10	2,60	19,4
Impiegati, ufficiali etc., prussiani (4).	2,59	—	—

La stessa constatazione fu fatta da FAHLBECK (5), confrontando la produttività dei matrimoni esistenti nel 1895 della nobiltà svedese (3, 10) con quella degli insegnanti negli istituti superiori svedesi (2,43).

14. — Gli indici sinora calcolati si limitano a misurare la produttività dei matrimoni contratti dal 1890 al 1909. Se, invece, si volesse conoscere la produttività legittima completa dei maschi aristo-

(1) Inchiesta del 1907. Il dato che riguarda i matrimoni durati 15-25 anni, degli impiegati dello Stato, dei dipartimenti e dei comuni, è desunto dallo studio del MARCH in *Eugénique et Sélection*, Parigi 1922, pag. 120.

(2) BROWN-GREENWOOD-WOOD, *The fertility of the english middle classes*. « The Eugerics Review », ottobre 1920. Inchiesta sui matrimoni di donne *collegiates* (che hanno seguito un corso di studi superiori) e *non-collegiates*. Nelle nascite da questi matrimoni sono compresi i nati-morti e gli aborti. Per dettagli più ampi cfr. il mio studio *La fecondità delle aristocrazie. Le case ducali d'Inghilterra, Scozia, Irlanda* in « Metron » Vol. V, n. 1 pag. 83.

(3) NEWCOMER-GIBSON, *Vital Statistics from Vassar College*, « American Journal of Sociology », gennaio 1924. Il dato riguarda i matrimoni esistenti delle scolare del Vassar College (classi 1887-1901).

(4) Dato del NEUHAUS desunto da GINI: *I fattori demografici dell'evoluzione delle nazioni*. Torino 1922, pag. 23.

(5) *Der Adel Schwedens*, Jena 1903, pag. 244 e 255.

cratici che convolarono a nozze in quel periodo di tempo, converrebbe aver presente : 1) che il numero dei matrimoni è maggiore del numero dei maschi, perchè la stessa persona può aver contratto più matrimoni nel ventennio 1890-1909 ; 2) che una frazione di quei maschi ha avuto dei figli sia da primi matrimoni anteriori al 1890, sia da secondi matrimoni posteriori al 1909. Tenendo conto di queste circostanze ho calcolato approssimativamente in base alle notizie dell'Almanacco il numero medio di figli legittimi, procreato durante tutta la loro vita dai maschi sovrani e mediatizzati sposatisi dal 1890 al 1909. Tanto la produttività dei sovrani che è di circa 3,8 quanto quella dei mediatizzati che è di circa 3,5, risultano sensibilmente superiori a quella di 3,2 figli dei rispettivi matrimoni. Questo dato sulla produttività complessiva dei maschi ha, quando si consideri la fecondità come uno dei fattori della conservazione dei gruppi aristocratici, un'importanza maggiore della media dei figli per matrimonio.

15. *La fecondità dei matrimoni omogami ed eterogami per rango.* — Per matrimoni *omogami per rango* intendiamo quelli in cui la sposa discende da una famiglia registrata in una delle tre parti dell'Almanacco (1). Tutti gli altri, quantunque la sposa appartenga quasi sempre alla nobiltà, furono considerati eterogami. I matrimoni omogami furono il 33,7 % del totale dei matrimoni, e i figli da essi nati il 44 % del totale dei figli (2).

Gli indici della fecondità dei due gruppi sono :

Matrimoni	Produttività	Prolificità	Percentuale dei matrimoni senza prole	Valore poziere
Omogami per rango . .	3,41	4,09	16,7	5
Eterogami » » . .	2,21	3,02	26,8	3

Già da queste medie si vede che la fecondità dei matrimoni omogami è maggiore, e minore invece il coefficiente di sterilità, in con-

(1) I secondi matrimoni di vedove che in seguito alle prime nozze abbiano acquistato il nome e il titolo sovrano, mediatizzato, etc., ma che per nascita non appartengono a famiglie iscritte nell'Almanacco, sono formalmente, ma non essenzialmente dei matrimoni omogami per rango. Dati gli scopi che ci proponiamo con questa ricerca, siffatti matrimoni furono esclusi dal computo e compresi, invece, tra i non omogami.

(2) Per le cifre assolute vedi Appendice.



fronto agli eterogami. I tre gradi di prolificità secondo i quali si sono classificati i matrimoni dei due gruppi, sono rappresentati dalle seguenti percentuali, che mostrano un notevole distacco :

Prolificità	Omogami		Eterogami	
	Matrimoni con prole	Nati vivi %	Matrimoni con prole	Nati vivi %
Bassa (1-3 figli) . . . . .	45,7	25,0	67,3	44,4
Media (4-6 figli) . . . . .	40,6	47,5	28,0	43,1
Elevata (7 e più figli) . . . . .	13,6	27,5	4,7	12,5
	100,0	100,0	100,0	100,0

Insomma sotto qualunque aspetto si voglia esaminare, la fecondità dei matrimoni omogami per rango risulta di molto superiore a quella degli altri. Questa constatazione ha importanza, perchè ci consente di giudicare degli effetti che il principio dell'eguaglianza di nascita (la *Ebenbürtigkeit*, come la chiamano i tedeschi), ha nei riguardi della prole. Secondo questo principio affermatosi in Germania nel secolo XIII, si formò un diritto consuetudinario, sancito nelle leggi e negli statuti famigliari, in forza del quale l'alta nobiltà dell'Impero, considerava come una *mésalliance* il matrimonio con donne non appartenenti alla stessa casta. Questa norma costantemente seguita per lungo ordine di secoli, restringendo il campo di scelta delle spose, dovette necessariamente dar luogo a numerosi matrimoni di consanguinei. Della frequenza di questi, specialmente tra i sovrani, ci offrono una prova indiretta, le interessanti ricerche dello SCHULLERN-SCHRATTENHOFEN intorno a quel fenomeno ch'egli chiama « perdita degli antenati » (*Ahnenverlust*), che è tanto più forte quanto più prossimo è il grado di parentela tra i coniugi, i quali, risalendo per li rami, si trovano ad avere degli arcavoli comuni (1).

(1) HERMANN VON SCHULLERN-SCHRATTENHOFEN, *Über ewige Nebenfragen des Bevölkerungswesens*, « Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik », 128. Band, III. Folge, Band 73, pag. 222 e segg. Per spiegare la perdita degli antenati si considerino i casi seguenti: il figlio nato da un matrimonio tra zio e nipote ha bensì 4 avi e 8 bisavoli diversi, ma una delle quattro coppie di bisavoli s'identifica con una delle quattro coppie degli avi; quello nato da un matrimonio tra cugini ha solo 6 bisavoli, perchè una delle coppie di bisavoli compare due volte nell'albero genealogico.

Riportiamo dal lavoro dello SCHULLERN alcuni casi in cui la perdita ha una particolare intensità ed è stata causata da matrimoni tra parenti determinati da motivi politici. Così Carlo, ultimo imperatore d'Absburgo, ha 14 ascendenti di quarto grado invece di 16, 22 di quinto invece di 32, e 34 di sesto invece di 64; Luigi XV di Francia ne ha 16 di quinto grado e Federico il Grande 18, invece di 32. Questi pochi esempi mostrano quanto spesso lo stesso sangue scorra nelle vene degli sposi di pari rango, specialmente quando appartengono al gruppo sovrano o mediatizzato, dove il principio della *Ebenbürtigkeit* è stato più rigorosamente osservato. Le relazioni di parentela tra i coniugi furono considerate da molti autori come una delle cause più importanti dell'estinzione delle aristocrazie, ritenendosi che la consanguineità produca sterilità, diminuisca la fecondità e provochi la degenerazione della prole. Se questa opinione largamente diffusa fosse vera, i matrimoni omogami dovrebbero essere meno prolifici degli altri e presentare maggiori quote di sterilità. Il confronto tra la fecondità dei matrimoni omogami e quella degli eterogami prova invece tutto il contrario.

Del resto già nei lavori di VOISIN, di DARWIN, di FAY, di MANTEGAZZA, di PEIPERS, di PEARSON, di HUT, di NETTLESHIP, etc. (1) è stata ampiamente confutata la tesi della scarsa prolificità e della disgenicità dei matrimoni tra consanguinei, e nella storia delle famiglie si ricordano spesso dei casi di prole numerosa nei matrimoni tra cugini, p. e. i 15 figli avuti da Massimiliano II, che sposò la cugina Maria. Allo stato attuale delle cognizioni scientifiche si può affermare che la consanguineità, semprechè gli sposi non sieno oberati delle stesse tare, non ha conseguenze dannose per la prole.

La proliferazione più numerosa, che s'è riscontrata nei matrimoni omogami, non è da attribuirsi a una maggiore fecondità fisiologica degli sposi di pari rango, ma piuttosto al fatto che tra queste coppie la restrizione volontaria della prole è molto meno diffusa che tra le altre. Infatti sono quasi sempre i primogeniti, o i presunti eredi del titolo e dei beni, quelli che sposano donne di pari rango. E queste coppie di solito ricchissime, tanto per parte del marito che della moglie, hanno tutto l'interesse di avere prole. I membri invece dei rami collaterali, che spesso versano in condizioni economiche molto meno brillanti, sono costretti a scegliere la moglie fuori del proprio rango, ed è più probabile che ricorrano a mezzi preventivi per limitare la famiglia. Il fattore neo-

---

(1) Per riferimenti più ampi confronta il mio lavoro: *Nuzialità e fecondità delle case sovrane d'Europa*, « Metron ». Vol. III, n. 2, pag. 223-224.

malthusiano sarebbe quindi quello che determina la differenza di fecondità tra matrimoni omogami ed eterogami.

#### GLI ELEMENTI DELLA CONSERVAZIONE DEI GRUPPI ARISTOCRATICI.

16. *La fecondità.* — L'elemento fondamentale della conservazione di una popolazione è la fecondità. Si tratta ora di vedere se la produttività dei matrimoni aristocratici sia, o no, sufficiente affinché i coniugati possano rinnovare la generazione da cui provengono, mantenendo così inalterata la consistenza numerica del gruppo.

È d'uopo quindi determinare la produttività minima necessaria a conservare una popolazione. Questa secondo il GINI (1), è data dal rapporto  $2l/s$  in cui  $l$  è il numero dei nati vivi legittimi in un certo periodo, e  $s$  il numero degli sposi in un secondo periodo posteriore al primo di un intervallo eguale all'età media degli sposi. In base ai dati del GINI, che si riferiscono ai nati intorno al 1900-05, i minimi sufficienti a conservare la popolazione in alcuni Stati d'Europa sarebbero :

Stati	Produttività Media dei nati vivi per matrimonio	Stati	Produttività Media dei nati vivi per matrimonio
Inghilterra . . . . .	3,2	Sassonia . . . . .	2,9
Austria . . . . .	3,4	Belgio . . . . .	2,9
Ungheria . . . . .	3,6	Francia . . . . .	2,9
Prussia . . . . .	3,3	Italia . . . . .	4,0
Baviera . . . . .	3,7	Serbia. . . . .	2,4

FAHLBECK (2) ritiene che 3 nati vivi per matrimonio siano insufficienti a mantenere la popolazione, e che con 4 si abbia un lieve aumento annuo del 2 per mille. Recentemente LENZ (3) ha calcolato per la popolazione germanica, prima della guerra, una media di 3,1 figli, e dopo la guerra di 3,6 per ogni donna maritata, e poichè aggiunge « in tutta la sua vita », devesi ritenere, sebbene non lo dica espressamente, che egli

(1) *I fattori demografici della evoluzione delle Nazioni*, pag. 23-25. Il GINI stesso avverte che ai risultati ottenuti con questo metodo non deve attribuirsi che il valore di approssimazioni.

(2) *l. c.*, pag. 343.

(3) *Menschliche Auslese und Rassenhygiene*. München 1923, pag. 95-96.

tenga conto anche degli eventuali figli nati da secondi e successivi matrimoni.

Confrontata con questi minimi, solo la produttività dei matrimoni sovrani e mediatizzati appare sufficiente a conservare stazionari i due gruppi, specialmente se si tien conto, invece che della media per matrimonio, della media per ogni maschio sovrano o mediatizzato (vedi al 14), in analogia con la cifra calcolata dal LENZ. Tutte le altre aristocrazie, e soprattutto l'inglese e l'italiana, hanno una produttività al di sotto del *minimum* necessario, e sono quindi in via di regresso. Naturalmente, come avverte il GINI, le medie calcolate danno la produttività « necessaria a conservare la popolazione *per la popolazione generale; per le classi superiori* essa può essere diversa, ma è difficile ritenere che sia inferiore ».

17. *La mortalità infantile.* — La scarsa fecondità delle classi nobiliari è compensata parzialmente da una mortalità infantile molto più bassa di quella della massa della popolazione. Del complesso dei nati dai matrimoni aristocratici morirono in età di 0-1 anno il 20,1 per 1000, in età di 0-5 anni il 39,7 fino a tutto il 1926. Anche se il quoziente da 0-1 anno per la mancata registrazione nell'Almanacco di qualche bambino morto in tenera età, dovesse esser accresciuto sino al 30 per 1000, esso sarebbe sempre di molto inferiore a quello della popolazione generale. Va da sè che, in causa della piccolezza dei numeri in base ai quali furono calcolati, i coefficienti non possono considerarsi come tipici per le case aristocratiche, ma resta assodato il fatto che, nel periodo in esame la mortalità da 0-1 anno coincide a un di presso con quel quoziente di 30 per mille, che in altre mie ricerche sulla mortalità alle varie età in settimane e mesi durante il primo anno di vita, avevo determinato come il limite minimo ideale della mortalità infantile *naturale* (1). Per questa è da intendersi la mortalità inevitabile, causata da vizi congeniti, alla quale i neonati non potrebbero esser sottratti, anche se l'ambiente post-natale, in cui vengono allevati, fosse sotto ogni riguardo igienico (nutrizione, pulizia, temperatura, vesti, etc.) un *optimum*. Il basso livello della mortalità infantile rende plausibile l'ipotesi che nelle famiglie aristocratiche l'individuo abbia una probabilità molto grande di raggiungere l'età idonea alla procreazione.

---

(1) FRANCO SAVORGNAN. *Demografia di guerra e altri saggi*, Bologna, Zanichelli, pag. 101.

18. *Il sesso dei nati.* — Anche ammettendo che la produttività dei matrimoni fosse notevolmente superiore a quella che è, i gruppi aristocratici non potrebbero conservarsi a lungo se nelle nascite prevalesse il sesso femminile, visto che il nome e il titolo si trasmettono soltanto nella linea maschile. Da ciò l'importanza che per la conservazione sociale delle aristocrazie ha il rapporto dei sessi alla nascita. Questo rapporto non appare, nei limiti da noi considerati, sfavorevole al perpetuarsi dei gruppi, fatta eccezione per le case ducali francesi e belghe, la cui esistenza è minacciata dalla preponderanza di femmine (1).

Nati vivi	Maschi per 1000 femmine
Sovrani . . . . .	110
Mediatizzati . . . . .	104
Francesi . . . . .	93
Inglesì . . . . .	103
Italiani . . . . .	120
Altri . . . . .	114
Insieme . . . . .	107

Una particolare attenzione va dedicata al rapporto dei nati sovrani, poichè per questo gruppo disponiamo, per opera del SUND-BÄRG (2), di dati che si riferiscono al periodo 1841-1890.

(1) Il rapporto è stato calcolato tra i nati dai matrimoni contratti dal 1890 al 1909. Il gruppo « altri » comprende i principi germanici, austriaci, russi, polacchi, etc. È superfluo avvertire che, per l'esiguità delle cifre assolute, i rapporti non possono considerarsi tipici, essi valgono soltanto per il periodo e per il gruppo di nascite a cui si riferiscono. Vedi Appendice.

(2) *Maisons souveraines de l'Europe en 1841-1890*, « *Ekonomisk Tidskrift* » 1909, n. 6, pag. 195-237.

Anni	M per 100 F Nati sovrani
1841-50 . . . . .	137
1851-60 . . . . .	126
1861-70 . . . . .	121
1871-80 . . . . .	111
1881-90 . . . . .	104
1841-90 . . . . .	119
1891-26 . . . . .	110

Del fatto che le nascite maschili prevalgano tra i sovrani per un periodo tanto lungo, si potrebbe dare la seguente spiegazione. Presso la maggior parte delle case sovrane la successione, essendo regolata dalla legge salica, avviene soltanto nella linea maschile. Quindi le famiglie, nelle quali la prole maschile era molto numerosa, avevano maggior probabilità di conservare il titolo e i diritti sovrani. Da queste derivano presumibilmente le case sovrane oggi esistenti. Il rapporto molto elevato delle nascite maschili verrebbe così ad essere la conseguenza di una lunga selezione, in virtù della quale vennero a poco a poco eliminate le stirpi nelle quali preponderavano le femmine, mentre sopravvissero quelle nelle quali prevalevano i maschi (1). L'ipotesi qui formulata si basa su due premesse di carattere biologico: la prima che nei genitori esista una tendenza individuale a procreare un sesso a preferenza dell'altro; la seconda che questa tendenza sia un carattere ereditario; premesse queste delle quali il GINI ha dimostrato la veridicità (2).

In ogni modo, anche se l'alto livello del rapporto, anzichè essere tipico, fosse puramente accidentale, il fatto che per 85 anni i maschi abbiano avuto una forte prevalenza nelle nascite, costituisce un fattore di molta importanza per il perpetuarsi delle case sovrane.

(1) Ad analoga conclusione perviene il FAHLBECK, *l. c.*, pag. 113 e 135, che rileva come nelle famiglie esistenti della nobiltà svedese il rapporto dei sessi alla nascita sia di 109,7, mentre nelle estinte è di 99,8 maschi per 100 femmine.

(2) La questione della variabilità individuale nella tendenza a produrre i due sessi e della ereditarietà di questo carattere fu trattata dal GINI, *Il sesso dal punto di vista statistico*, Palermo 1908, pag. 371-433, e risolta nel senso che detta variabilità esiste e si trasmette per eredità.

19. *La frequenza dei coniugati.* — Un altro elemento favorevole allo sviluppo di una popolazione si è che i matrimoni vi siano molto frequenti. Nel caso nostro, in cui i matrimoni delle donne non contano per la conservazione sociale, sarà sufficiente determinare per i singoli gruppi aristocratici, la frequenza dei celibi tra gli uomini in età superiore a 20 e rispettivamente a 50 anni, paragonandola con quella di alcune popolazioni europee (1).

Case	% dei celibi oltre 20 anni (1925)	Popolazioni	% dei celibi oltre 20 anni (1910)
Sovrane . . . . .	37,1	Germanica . . . . .	29,6
Mediatizzate . . . . .	37,5	Francese . . . . .	25,8
Francesi e belghe . . . . .	30,4	Inglese . . . . .	30,7
Inglesì, etc. . . . .	35,3		

Dal confronto appare che il celibato è nell'aristocrazia molto più frequente che tra il popolo, come del resto si riscontra per tutte le classi superiori. Gli scarti tra l'aristocrazia e la massa della popolazione risultano ancora più forti, ove si consideri la frazione di coloro che non si sono sposati, e, con tutta probabilità, non si sposeranno più, cioè le quote dei vecchi celibi in età superiore ai 50 anni, che rappresentano come dice il MAYR (2) « il risultato finale del celibato sociale ».

Case	% dei celibi oltre 50 anni (1925)	Popolazioni	% dei celibi oltre 50 anni (1910)
Sovrane . . . . .	19,1	Germanica . . . . .	7,2
Mediatizzate . . . . .	17,3	Francese . . . . .	8,7
Francesi e Belghe . . . . .	11,9	Inglese . . . . .	9,8
Inglesì etc. . . . .	20,3		

(1) Le percentuali dei celibi sono desunte da un mio lavoro. *Altersgliederung und Familienstand in den adeligen Geschlechtern*, pubblicato in « Allgemeines Statistisches Archiv », 16 B 2 u. 3, Heft 1927, pag. 251-261 e 19 B, 1 Heft 1929, pag. 46-58, e si riferiscono ai membri maschili delle case sovrane, mediatizzate, ducali francesi e belghe, ducali britanniche, da me censiti in base all'Almanacco di Gotha 1926 e 1927 alla data 31 dicembre 1925; quelle delle popolazioni europee furono calcolate secondo i dati dell'*Annuaire international de Statistique. I. Etat de la population (Europe)* e si riferiscono ai censimenti intorno al 1910.

(2) *Statistik und Gesellschaftslehre* II B. *Bevölkerungsstatistik* II, seconda edizione, Tübingen 1922, pag. 136.

Alle maggiori quote di celibato nell'aristocrazia contribuisce la circostanza che molti membri di famiglie cattoliche, seguendo le tradizioni della casa, si dedicano alla carriera ecclesiastica.

La scarsa frequenza dei coniugati costituisce una minaccia per la conservazione sociale delle aristocrazie, e ciò tanto più per le case sovrane e mediatizzate, presso le quali agli effetti dannosi del celibato vanno aggiunti quelli dei matrimoni morganatici, la cui prole è esclusa dal gruppo. Che il pericolo derivante dai matrimoni morganatici e non eguali per nascita sia tutt'altro che lieve, è dimostrato dal fatto che nel gruppo sovrano su 100 maschi coniugati e vedovi esistenti nel 1925 12,7 aveva contratto matrimonio morganatico, e nel mediatizzato 6,1.

20. Le condizioni, nelle quali versano i vari gruppi aristocratici di fronte al problema della propria conservazione sociale, non sono per tutti le stesse. Rispetto alla media dei figli per matrimonio, alla mascolinità delle nascite e alla mortalità infantile, la riproduttività delle case sovrane e mediatizzate appare nel periodo considerato più che sufficiente a mantenere la compagine numerica del gruppo. Ma se questi fattori che si possono chiamare naturali sono nel loro complesso favorevoli, i fattori sociali, quali il celibato, i matrimoni morganatici e l'esodo dal gruppo di alcuni membri che volontariamente rinunciano al nome, al titolo e al diritto di successione, sono nettamente sfavorevoli. La produttività matrimoniale degli altri gruppi ducali e principeschi di varia nazionalità risulta insufficiente alla loro conservazione, nonostante la bassa mortalità infantile, tanto più che tra i duchi inglesi la quota dei celibi oltre i 50 anni è molto elevata, e tra i francesi, che rispetto al celibato sono in condizioni migliori, prevale la femminilità nelle nascite.

Tenendo conto di tutti gli elementi dianzi analizzati, ci sembra di poter concludere che forse i soli due gruppi che riescono a mantenersi numericamente integri, se non a progredire, siano il sovrano e il mediatizzato, mentre gli altri dovrebbero trovarsi in una fase regressiva della loro evoluzione demografica.

In quanto alle case sovrane il numero dei maschi — perchè solo questi contano per la conservazione sociale del gruppo — da me rilevato nel 1925, segna un lieve aumento su quello censito dal SUNDBÄRG nel 1890 (1).

---

(1) L'aumento di 15 tra i due censimenti non è dovuto unicamente all'ecedenza dei nati sui morti, perchè dal 1891 al 1925 qualche famiglia p. e. i Wied,



Data	Numero dei maschi sovrani
31 dec. 1890 . . . . .	430
31 dec. 1925 . . . . .	445
Aumento . . . . .	15

Va notato però che la guerra ebbe anche per i sovrani conseguenze dannose dal punto di vista demografico, sia per la diminuzione dei nati, sia per la morte in guerra di alcuni giovani appartenenti a famiglie sovrane tedesche, sia infine per il macello di molti membri della casa imperiale di Russia.

21. *La composizione per età delle aristocrazie.* — Intorno alla probabilità di sopravvivere che hanno i vari gruppi aristocratici, si può ricavare qualche lume osservandone la composizione secondo la età. Un esame di questa composizione, la quale riflette la vitalità di una popolazione e le condizioni del suo ricambio demografico, ci consente di scoprire gli eventuali sintomi di degenerazione, che possono condurre all'estinzione del gruppo. È ciò tanto più, quando, come nel caso nostro, si tratti di organismi demografici, nei quali i movimenti migratori d'entrata e d'uscita, essendo di scarsa importanza, non intervengono a modificare la struttura per età, com'è determinata dai fattori naturali, nascite e morti.

Se si confronta la composizione per età dei maschi delle case aristocratiche nel 1925, con quella calcolata dal SUNDBÄRG (1) per il tipo stazionario e regressivo si vede che :

---

elevati al trono di Albania, e i Sevilla, discendenti da un matrimonio morganatico di Enrico di Borbone, e riconosciuti nel 1921 con legge del parlamento spagnolo, acquistarono il rango di sovrani e furono iscritti nella prima parte dell'Almanacco. A questo movimento d'immigrazione fa riscontro il movimento d'emigrazione di coloro che, avendo rinunciato al titolo e al casato, si staccarono dal gruppo. Per maggiori dettagli, anche rispetto alla condizione per età dei vari gruppi aristocratici, cfr. il mio lavoro, dianzi citato: *Altersgliederung*, etc.

(1) *l. c.*, pag. 197 e *Bevölkerungstatistik Schwedens 1750-1900*, Stoccolma 1923, pag. 4-5.

Classi di età	Tipi (Sundbårg)		Case aristocratiche (31 Dec. 1925)			
	Stazio- nario	Regressivo	Sovr.	Mediat.	Franc.	Ingl.
0-15 . . . . .	265	200	232	271	254	191
15-50 . . . . .	505	500	510	493	494	471
50- . . . . .	230	300	258	236	252	338
	1000	1000	1000	1000	1000	1000

1) l'unico gruppo in cui il processo regressivo sia già molto inoltrato è quello dei duchi inglesi, che a giudicare dalla composizione per età dovrebbe esser prossimo all'estinzione ;

2) il gruppo francese mostra pure una tendenza regressiva che è ancora agli inizi ;

3) i gruppi sovrani e mediatizzati si avvicinano invece più al tipo stazionario. Per questi due gruppi però è d'uopo non trascurare gli effetti dei matrimoni morganatici, per i quali un certo numero di bambini è eliminato dal gruppo e dalla propria classe di età, mentre i loro padri continuano ad appartenervi. Questa circostanza modifica un po' quella che sarebbe la naturale composizione per età, producendo un ingrossamento delle classi medie (15-50 anni) ed elevate (50 e più anni) a scapito della classe giovane (0-15 anni).

In ogni modo, anche se a tutti questi indici della situazione demografica delle aristocrazie, — che per esser calcolati su numeri molto piccoli, possono esser soggetti all'azione di cause accidentali — non si voglia accordare un valore probatorio definitivo, una conclusione appare inoppugnabile e precisamente : che i gruppi aristocratici si sviluppano molto meno rapidamente delle popolazioni in mezzo alle quali vivono, e che il numero relativamente, se non assolutamente, sempre più esiguo dei loro membri tende a scomparire nella massa. Ed è questa senza dubbio una delle ragioni, e forse la precipua, che minaccia di paralizzare quasi completamente presso tutti i popoli l'attività e l'efficienza della vecchia aristocrazia nella fase attuale del processo sociale e politico.

L'ESTINZIONE DELLE ARISTOCRAZIE  
DAL PUNTO DI VISTA STATISTICO E SOCIOLOGICO.

22. *Coefficienti di estinzione sociale.* — Una stirpe dicesi estinta quando scompare l'ultimo rampollo legittimo della linea maschile e con lui il nome e il titolo (1). Questa estinzione — la sola che si possa constatare statisticamente — è puramente *sociale*, ed è bene, a scanso di equivoci, non confonderla con la estinzione *biologica*, perchè i caratteri fisici e psichici, che formano la massa ereditaria della stirpe sono trasmessi anche dalle donne appartenenti alla stirpe, ma sposatesi fuori di essa, e possono rivivere nei discendenti della linea femminile, come possono rivivere nella prole dei matrimoni morganatici e nei figli naturali di qualche membro della casa. Il tipo biologico della stirpe può quindi perpetuarsi sotto altro nome, anche quando la linea maschile sia estinta. Va da sè che è impossibile constatare, se una stirpe estintasi nella linea maschile sia anche estinta in senso biologico. Altrettanto dicasi di un gruppo sociale, come l'aristocratico, formato da un complesso di stirpi.

Teoricamente l'estinzione sociale potrebbe coincidere con l'estinzione biologica, solo se tutti i maschi e tutte le femmine di una stirpe si fossero coniugati sempre tra loro. Allora la morte dell'ultimo rampollo implicherebbe anche l'estinzione della linea femminile e la stirpe sarebbe biologicamente estinta. Nel caso dell'aristocrazia, se i membri delle varie schiatte che la formano, si fossero coniugati esclusivamente tra loro, con la scomparsa dell'ultimo aristocratico scomparirebbe il gruppo e si spengerebbero tutti i suoi caratteri. È molto difficile ammettere che nella realtà possa verificarsi un'endogamia così perfetta, ma è certo che, quanto più rigorosa è l'endogamia praticata da una casta, tanto più è probabile che l'estinzione sociale di essa si approssimi alla biologica (2).

---

(1) Secondo l'Almanacco una casa è estinta completamente solo quando muoiono le donne che ne portano il nome, anche se lo abbiano acquistato per matrimonio. È evidente però, che estintasi la linea maschile, l'estinzione completa della stirpe non è più che una questione di tempo.

(2) Il FAHLBECK, *l. c.*, pag. 60 e segg. discute la questione se le stirpi si estinguono soltanto apparentemente, e conclude affermando che l'estinzione è invece proprio reale. Secondo lui, « solo in grazia della circolazione sociale, del sorgere di nuovi uomini e di nuove stirpi dagli strati inferiori del popolo, e dei connubi delle donne con questi (*der Einheirat der Frauen in dieselben*), le linee femminili delle classi superiori hanno potuto diventare immortali ».

Dal punto di vista statistico l'estinzione delle aristocrazie può studiarsi soltanto sotto l'aspetto sociale, determinando quale frazione delle case componenti il gruppo si estingua in un dato periodo di tempo, o, in altri termini, quale sia la probabilità che una casa si estingua nella linea maschile. I coefficienti di estinzione così ottenuti si possono poi confrontare con quelli di altri gruppi, per vedere se la rapidità con la quale si estinguono le aristocrazie sia maggiore o minore di quella di altre classi sociali.

Convien però avvertire che nell'alta aristocrazia, quando la linea maschile sia estinta, o prossima all'estinzione, si ricorre spesso alla sostituzione nel nome e nel titolo dei mariti delle figlie, delle sorelle e dei loro discendenti, o, più raramente all'adozione. Dell'avvenuta sostituzione dei discendenti della linea femminile talvolta rimane traccia nel nome, al quale si aggiunge il casato paterno (p. e. Absburgo-Lorena). Con questo espediente si fa rivivere la casa che socialmente può conservarsi a lungo e rifiorire (1).

Delle case sovrane si sono estinte nella linea maschile dal 1764 in poi (2) quella degli Obrenovic e dei Nassau, in quest'ultima però avvenne la sostituzione dei discendenti della linea femminile (3).

---

Poichè ciò s'è verificato, la concatenazione logica tra questa premessa di fatto e l'affermazione: « Das Erlöschen der Geschlechter ist daher kein scheinbares, sondern ein vollkommen wirkliches »; non si spiegherebbe, se il FAHLBECK non concepisse la stirpe da un punto di vista storico, come il gruppo di parentela da parte dell'uomo. « Will man die Gruppe der natürlichen Blutsverwandschaft... zum Gegenstande statistischer Studien machen, so muss man das Geschlecht nehmen, wie es seit seiner Aussonderung aus dem Stamme oder der Horde ist, also das *historische Geschlecht*, die Verwandschaftsgruppe von Seiten des Mannes », (pag. 41). In ogni modo la dimostrazione dell'estinzione reale delle stirpi così come è data dal FAHLBECK, non è molto chiara.

(1) Così ad esempio, estintasi la linea maschile degli Absburgo, Maria Teresa sposò il duca di Lorena, dal quale matrimonio nacquero 16 figli, che perpetuarono la stirpe. La casa Absburgo-Lorena è ancor oggi molto numerosa e prolifica.

(2) L'Almanacco di Gotha, fondato nel 1763, iniziò la inserzione della genealogia delle famiglie sovrane nel secondo anno della sua pubblicazione. Per la storia dell'Almanacco e per i successivi cambiamenti avvenuti nei criteri di redazione e d'inserzione, vedi Almanacco di Gotha 1913.

(3) Tanto alla linea di Walram, regnante nel Lussemburgo ed estintasi nel 1912, quanto a quella di Ottone, regnante nei Paesi Bassi ed estintasi nel 1890, furono sostituiti i discendenti della linea femminile, che nei Paesi Bassi portano, oltre al titolo di principi di Orange-Nassau, quello di duchi di Mecklemburgo dal casato del padre.

Dei gruppi aristocratici, iscritti nell'Almanacco, s'è calcolato il coefficiente di estinzione soltanto per i mediatizzati, i duchi francesi e i duchi inglesi, perchè delle altre case principesche d'Europa non è dato l'elenco completo, sicchè verificandosi continuamente nuove inserzioni dietro richiesta delle famiglie, i gruppi non possono considerarsi chiusi. Riguardo al periodo di tempo al quale si riferiscono i coefficienti di estinzione, conviene avvertire che : a) le case mediatizzate furono iscritte a varie riprese negli ultimi anni del secolo XVIII e nei primi del XIX ; b) le case ducali francesi per la massima parte nel 1874 ; c) le case ducali inglesi, scozzesi e irlandesi nel 1876 ; d) il controllo delle estinzioni è stato fatto in base all'Almanacco 1927 (1).

Gruppi	Numero delle case iscritte nell'Almanacco	Numero delle case estinte nella linea maschile	Coefficiente d'estinzione dalla data dell'inserzione al 1927.
			%
Mediatizzato . . . . .	59	6	10
Francese e Belga . . . . .	75	18	24
Inglese, etc. . . . .	31	4	13

Tenuto conto della diversa durata del periodo di osservazione, la rapidità con la quale si svolge il processo di estinzione sociale è molto maggiore per i duchi francesi e inglesi che per il gruppo dei mediatizzati. Tra le case ducali francesi estinte ricorrono spesso i nomi della aristocrazia del primo Impero : di 21 duchi e principati creati da Napoleone I, quasi tutti nel 1809, e registrati nell'Almanacco, se ne sono estinti circa la metà. L'aristocrazia napoleonica va scomparendo molto più rapidamente di quella dell'*ancien régime*.

Quantunque i confronti in tale materia siano molto ardui per la disparità dei dati fondamentali, non è privo d'interesse calcolare i coefficienti di estinzione della nobiltà svedese in base alle cifre del FAHLBECK (2), scegliendo solo quelle che meglio si prestano alla comparazione con i nostri gruppi aristocratici.

(1) Per i particolari intorno ai nomi delle case estinte e alla data dell'estinzione cfr. i miei precedenti lavori in « Metron », Vol. III, n. 3-4, pag. 467 per i mediatizzati ; Vol. IV, n. 3-4, pag. 575 per i francesi, Vol. V, n. 1, pag. 88 per gli inglesi.

(2) *l. c.*, pag. 79 e 80. Ho calcolato i coefficienti in base a dati parziali desunti dai due prospetti concernenti le stirpi nobili, e le comitali e baronali della Svezia.

	Epoca del conferimento del titolo	Numero delle stirpi	Estinte fino al 1895	Coefficiente di estinzione %
Nobili svedesi . . . . .	1741-1890	473	271	57
Conti e baroni svedesi .	»	226	106	47

Se si paragonano i coefficienti dei vari gruppi risulta che : 1) quanto più è elevato il rango nobiliare, tanto meno rapida e intensa è l'estinzione (coefficiente minimo per i mediatizzati e massimo per i semplici nobili svedesi) ; 2) l'estinzione è più rapida per la nobiltà di fresca data (duchi napoleonici e nobiltà svedese) che per quella d'antica data (case mediatizzate, duchi dell'*ancien régime*). Queste conclusioni trovano piena conferma nelle ricerche del FAHLBECK (1) che attribuisce la maggior vitalità della vecchia aristocrazia svedese comitale e baronale al fatto che essa è una nobiltà campagnuola (*Landadel*), che possiede la terra e vive in campagna. Anche il più vitale dei nostri gruppi, il mediatizzato, è composto in maggior parte di grandi proprietari terrieri.

Di altri gruppi sociali ho pure calcolato il coefficiente di estinzione. In Finlandia di 344 stirpi iscritte alla casa dei Cavalieri (*Ritterhaus*) nel 1818, 96 s'erano estinte fino al 1896 (coefficiente di estinzione in meno di un secolo 28 %). Di 487 famiglie borghesi di Berna nel 1654, MALTHUS riferisce che nel 1783 non ne sopravvivevano che 108 (coefficiente di estinzione in più di un secolo 78 %). Di 629 famiglie borghesi di Mülhausen se ne estinsero tra il 1552-1798, 477 (coefficiente di estinzione in più di due secoli, 76 %). ROSCHER riporta che di 85 firme esistenti a Stettino nel 1739 non ne esisteva più nemmeno una nel 1859 (2).

Per quanto frammentari siano questi dati, pure essi suscitano la impressione che il processo di estinzione sociale sia stato più rapido, e la probabilità della scomparsa del cognome maggiore, nelle classi borghesi

(1) *l. c.*, pag. 81 e 82 « Nichts konserviert sie (die Geschlechter) besser als der Besitz von Landeigentum, das vom Vater auf den Sohn geht und die Menschen mehr oder weniger auf ein Leben auf dem Lande hinweist ». Anche v. SCHULLERN-SCHRATTENHOFEN, *l. c.*, pag. 259-60 ritiene che il pericolo dell'estinzione sia minore per le case proprietarie di terre, perchè « der Landbesitz und vor allem ein altererbter den Familiensinn wach zu erhalten pflegt ».

(2) Intorno al problema dell'estinzione dei cognomi cfr. P. LUZZATTO-FEGLI, *I cognomi di S. Gimignano*, « Metron », Vol. V, n. 2, 1925, nel quale è costruita sperimentalmente la curva della diminuzione dei cognomi di cinquantennio in cinquantennio per un periodo di 450 anni, curva che si scosta sensibilmente da quella teorica determinata a priori dal WATSON.

e nella piccola nobiltà, che nell'alta aristocrazia. Molto diffusa è invece l'opinione che le stirpi aristocratiche si estinguano più rapidamente di quelle delle classi inferiori, che formano la massa della popolazione. Quantunque sia stato provato che molte stirpi aristocratiche e storiche hanno generalmente vita breve, e vi siano altri sintomi, come il basso livello della fecondità e la frequenza del celibato, per ritenere che l'opinione dianzi enunciata si approssimi alla realtà, non è stato possibile sinora dimostrarne l'esattezza, perchè per le classi inferiori, contadini e operai, manca del tutto ogni materiale genealogico (1), che permetta dei confronti. Se, rispetto al fenomeno dell'estinzione sociale, vi sia una differenza — e quale — tra le stirpi storiche, che hanno un nome altisonante nei secoli e le innumerevoli stirpi innominate degli strati inferiori, è cosa che si può presumere da alcuni indizi, ma che non ci è consentito di sapere e di affermare.

23. *L'aristocrazia nel processo sociale.* — Dal punto di vista sociologico la questione del regresso e dell'estinzione delle aristocrazie acquista una speciale importanza, soltanto nell'ipotesi che i gruppi nobiliari siano un prodotto della selezione sociale, in virtù della quale le stirpi migliori (*the fittest*) riuscirono a trionfare nella lotta per il primato. I discendenti di queste stirpi sarebbero pertanto ereditariamente dotati in alto grado di quei caratteri, per i quali i loro avi attinsero il vertice della piramide sociale. La decadenza numerica, o addirittura l'estinzione, dell'aristocrazia condurrebbe quindi alla graduale eliminazione di quegli elementi che costituiscono il fermento del processo storico e sociale, e significherebbe un grave danno per il prestigio e per la grandezza dello Stato. Così vi sono molti scrittori di cose politiche, i quali non si peritano di affermare che la sparizione della classe aristocratica segnerebbe per l'Inghilterra il principio della fine della sua potenza mondiale, come la decadenza delle vecchie famiglie patrizie è stata la causa della rovina di Roma.

La premessa per la veridicità di questa tesi si è che l'aristocrazia sia sorta per selezione e sia stata reclutata tra i migliori. Ora, quantunque il titolo sia stato conferito talvolta più per capriccio del sovrano, o per intrighi di favorite, che per il valore del pretendente, e benchè sia stato spesso piuttosto un premio dato alla cortigianeria che al merito, pure conviene ammettere che, nella maggior parte dei casi, coloro che

---

(1) Alcuni dati genealogici molto interessanti intorno a famiglie di contadini e di artigiani furono pubblicati recentemente da VON SCHULLERN-SCHRATTENHOFEN, *l. c.*, pag. 55, 237 e segg.

venivano elevati al rango nobiliare, possedevano delle qualità che li distinguevano dalla massa. Però, anche se l'aristocrazia è formata da stirpi elette, perchè la sua estinzione costituisca un danno per la nazione, è necessario ch'essa sia reale, cioè biologica. Quella puramente sociale del nome e del titolo nella linea maschile non implica la scomparsa delle qualità ereditarie che si possono ritrovare tanto nei discendenti della linea femminile che in quelli dei connubi della mano sinistra. È vero però che data la stretta endogamia praticata dall'alta aristocrazia, l'estinzione sociale, anche se non coincide con la biologica, può avere come conseguenza almeno una rarefazione degli individui atavicamente meglio dotati. Si potrebbe inoltre osservare, come per quei discendenti della linea femminile e dei matrimoni morganatici, etc., nei quali rivivono i caratteri degli avi, l'ambiente in cui nascono, poichè la loro famiglia è *déclassée*, non sia favorevole all'esplicarsi delle loro qualità superiori. Essi sono come dei cavalli di razza, distanziati già in partenza nel *handicap* verso la conquista del primato.

Ma per pronunciare un giudizio definitivo sul valore che l'aristocrazia può aver attualmente come fattore attivo nel processo storico e sociale, ci si presenta ancora una questione e precisamente: se quei caratteri per i quali al tempo delle crociate, o del feudalismo, o alla corte del Re Sole, emersero gli avi, abbiano ancor oggi un valore selettivo, tale da conferire ai nipoti, nei quali si riproducono, una superiorità che li renda atti a trionfare nella vita moderna. È probabile che almeno alcune di quelle qualità per le mutate condizioni dell'ambiente abbiano perduto del tutto la loro efficienza. Sicchè anche se coloro che ne sono dotati scomparissero, alla nazione non ne deriverebbe nessun danno. Così ad esempio nel medioevo, quando si combatteva tutti coperti dall'armatura con lance e spade pesantissime, la forza muscolare e la resistenza fisica furono delle qualità per le quali molti uomini furono consacrati cavalieri e nobilitati e primeggiarono in quella società. Se oggi tutti gli uomini dai bicipiti possenti e insensibili ai colpi si estinguessero, l'evoluzione storica di un popolo non se ne risentirebbe menomamente, e i soli a versare qualche lagrima sarebbero gli impresari delle partite di boxe. Col mutare dell'ambiente sociale muta del pari il valore selettivo di certi caratteri. Con ciò non si vuol dire che le qualità innate nei discendenti dell'antica aristocrazia siano diventate nella civiltà moderna una quantità trascurabile, ma che l'importanza, data da alcuni sociologi alla conservazione dei caratteri aristocratici, è stata alquanto esagerata.



## APPENDICE

TAVOLA I.

Numero dei nati vivi per Matr.	Numero dei matrimoni celebrati tra il 1890 e il 1909 dai membri maschili delle case								Totale
	Sovrane	Media- tizzate	Francesi Belghe	Inglesì etc.	Italiane	Germa- niche Austr.- Ungh.	Russe Polacche	Altre	
0 . . . . .	22	32	21	40	34	20	12	2	183
1 . . . . .	8	14	21	18	21	5	10	3	100
2 . . . . .	11	28	22	27	26	9	8	3	134
3 . . . . .	13	28	23	20	16	7	10	4	121
4 . . . . .	14	25	13	12	13	3	8	2	90
5 . . . . .	13	23	8	7	6	8	5	1	71
6 . . . . .	10	10	2	1	5	—	5	1	34
7 . . . . .	4	4	1	5	3	2	3	—	22
8 . . . . .	3	4	3	1	2	—	—	—	13
9 . . . . .	1	5	—	—	—	—	—	—	6
10 . . . . .	1	—	1	—	—	—	—	—	2
11 . . . . .	—	2	—	—	—	1	—	—	3
12 . . . . .	—	1	1	—	—	—	—	—	2
Totale . . .	100	176	116	131	126	55	61	16	781

Sono esclusi i matrimoni morganatici e non eguali per nascita. Tra i matrimoni sovrani è compreso uno della casa Urach (Württemberg) che nel 1921 figurava nella I parte dell'Almanacco e nelle annate precedenti nella III sotto la casa Urach; sono esclusi dal gruppo sovrano un matrimonio della casa Wied, elevata al trono di Albania che è compreso tra i mediatizzati, e i matrimoni della Casa Sevilla (Borbone), alla quale nel 1921 furono riconosciuti diritti sovrani, ma che prima era iscritta nella III parte dell'Almanacco col nome Sevilla.

TAVOLA 2.

Numero dei nati vivi per matrimonio	Numero complessivo dei nati vivi da detti matrimoni fino a tutto il 1926 Case								
	Sovrane	Mediatizzate	Francesi Belghe	Inglese ecc.	Italiane	Germaniche Austro- Ungh.	Russe Polacche	Altre	Totale
1 . . . . .	8	14	21	18	21	5	10	3	100
2 . . . . .	22	56	44	54	52	18	16	6	268
3 . . . . .	39	84	69	60	48	21	30	12	363
4 . . . . .	56	100	52	48	52	12	32	8	360
5 . . . . .	65	115	40	35	30	40	25	5	355
6 . . . . .	60	60	12	6	30	—	30	6	204
7 . . . . .	28	28	7	35	21	14	21	—	154
8 . . . . .	24	32	24	8	16	—	—	—	104
9 . . . . .	9	45	—	—	—	—	—	—	54
10 . . . . .	10	—	10	—	—	—	—	—	20
11 . . . . .	—	22	—	—	—	11	—	—	33
12 . . . . .	—	12	12	—	—	—	—	—	24
Totale . . . . .	321	568	291	264	270	121	164	40	2.039

TAVOLA 3.

Case	Nati vivi secondo il sesso		
	Maschi	Femmine	Totale
Sovrane . . . . .	168	153	321
Mediatizzate . . . . .	290	278	568
Francesi e Belghe . . . . .	140	151	291
Inglese etc. . . . .	134	130	264
Italiane . . . . .	147	123	270
Germaniche etc. . . . .	67	54	121
Russe etc . . . . .	88	76	164
Altre . . . . .	18	22	40
Totale . . . . .	1052	987	2039

TAVOLA 4.

Numero dei nati vivi per matrimonio	Numero dei matrimoni omogami per rango delle case								Totale
	Sovrane	Media- tizzate	Francesi Belghe	Inglese ecc.	Italiane	Germa- niche Austro- Ungh.	Russe Polacche	Altre	
0 . . . . .	18	14	2	—	6	3	1	—	44
1 . . . . .	8	3	4	1	2	—	2	—	20
2 . . . . .	9	13	5	—	5	4	—	—	36
3 . . . . .	11	13	11	3	2	2	1	1	44
4 . . . . .	14	14	5	2	1	1	1	—	38
5 . . . . .	10	13	2	2	1	3	1	—	32
6 . . . . .	10	6	1	—	—	—	2	—	19
7 . . . . .	4	3	—	1	1	1	1	—	11
8 . . . . .	3	4	2	—	1	—	—	—	10
9 . . . . .	1	4	—	—	—	—	—	—	5
10 . . . . .	1	—	—	—	—	—	—	—	1
11 . . . . .	—	2	—	—	—	—	—	—	2
12 . . . . .	—	1	—	—	—	—	—	—	1
<b>Totale . . .</b>	<b>89</b>	<b>90</b>	<b>32</b>	<b>9</b>	<b>19</b>	<b>14</b>	<b>9</b>	<b>1</b>	<b>263</b>

TAVOLA 5.

Numero dei nati vivi per Matr.	Numero dei matrimoni non omogami per rango delle case								Totale
	Sovrane	Media- tizzate	Francesi Belghe	Inglese etc.	Italiane	Germa- niche Austro- Ungh.	Russe Polacche	Altre	
0 . . . . .	4	18	19	40	28	17	11	2	139
1 . . . . .	—	11	17	17	19	5	8	3	80
2 . . . . .	2	15	17	27	21	5	8	3	98
3 . . . . .	2	15	12	17	14	5	9	3	77
4 . . . . .	—	11	8	10	12	2	7	2	52
5 . . . . .	3	10	6	5	5	5	4	1	39
6 . . . . .	—	4	1	1	5	—	3	1	15
7 . . . . .	—	1	1	4	2	1	2	—	11
8 . . . . .	—	—	1	1	1	—	—	—	3
9 . . . . .	—	1	—	—	—	—	—	—	1
10 . . . . .	—	—	1	—	—	—	—	—	1
11 . . . . .	—	—	—	—	—	1	—	—	1
12 . . . . .	—	—	1	—	—	—	—	—	1
<b>Totale . . .</b>	<b>11</b>	<b>86</b>	<b>84</b>	<b>122</b>	<b>107</b>	<b>41</b>	<b>52</b>	<b>15</b>	<b>518</b>



---

---

A. ANDRÉADÈS

## La mort de Sparte et ses causes démographiques.

### I.

#### ÉVOLUTION ET SIGNIFICATION DU PHÉNOMÈNE.

Le rôle de Sparte dans l'antiquité fut immense : C'est à elle principalement que revient l'honneur d'avoir chassé le Perse de la terre hellénique (bataille de Platées). Elle parvint après une lutte de près de trente ans à abattre un état aussi riche et aussi bien organisé que la confédération athénienne. Au début du IV<sup>ème</sup> siècle, la campagne d'Agésilas en Asie-Mineure sembla un instant sonner le glas de l'empire Perse. Pourquoi donc cette cité, malgré les vertus civiques et le courage de ses fils, cessa-t-elle si vite de compter dans l'histoire du monde, où après les victoires de Lyssandre elle occupait la première place ?

ARISTOTE a répondu par avance à ces questions en informant la postérité que c'est l'*oliganthropie*, la dépopulation, qui a perdu Sparte (*Politique*, B' VI, 11-12).

De fait, Sparte était une nation purement militaire et pourtant le nombre des soldats qu'elle pouvait mobiliser ne cessait de diminuer. Ainsi alors qu'aux guerres médiques elle mettait en ligne plus de 5000 citoyens, à la guerre du Péloponèse elle n'a pu en fournir que 2500 à peine. Et lorsqu'Agésilas entreprit sa grande campagne contre les Perses, il n'était entouré que d'une poignée de Spartiates (exactement trente) qui encadraient 2000 *néodamodes* (1) et 6.000 alliés (cf. XÉNOPHON, *Helléniques* III, 4,2).

---

(1) Hommes ayant récemment acquis ou réacquis la qualité de citoyen.

D'autre part le nombre total des Spartiates, évalué au début du v<sup>ème</sup> siècle de 12.000 à 20.000 âmes (1), était si rapidement diminué que déjà au temps de Xénophon la ville est très peu peuplée (ὀλιγανθρωποτάτη), et quand écrivait Aristote elle ne comptait pas plus de 1000 citoyens. Dès la fin du v<sup>ème</sup> siècle la perte d'une poignée de citoyens mettait la Cité en péril mortel. Le nombre des Spartiates tombés prisonniers à Sphactérie (426 av. J. C.) ne dépassait pas les 292 ; pour les sauver leur patrie se montra prête à signer une paix humiliante que les Athéniens furent assez fous pour repousser. Un demi siècle plus tard (271) la perte à Leuctres de quelques centaines d'hoplites suffit à détruire à jamais l'hégémonie Lacédémonienne.

Nous sommes donc en présence d'un phénomène d'une portée historique considérable. Il est d'autant plus digne d'étude que les autres catégories d'habitants de la Laconie, à savoir les *Perièques* (2) et les Hilotes (3), ne semblent pas affectés par lui. Même au cours du III<sup>e</sup> siècle, lorsque le nombre des citoyens était réduit à 700 (4), les Étoliens qui envahirent la Laconie trouvèrent de vastes étendues

(1) 12.000, selon E. MEYER, *Geschichte des Altertums* (tome III, paragr. 263-4), 20.000 selon CAVAIGNAC, dans une étude spéciale sur la population du Péloponèse au v<sup>ème</sup> et iv<sup>ème</sup> siècle (*Klio*, tome XII, p. 262-272).

Suivant MEYER, la population était ainsi composée :

Spartiates. . . . .	12.000
Perièques . . . . .	80.000
Hilotes . . . . .	190.000
total . . . . .	282.000

D'après CAVAIGNAC :

Spartiates. . . . .	20.000
Perièques . . . . .	80.000
Hilotes . . . . .	125.000
total . . . . .	225.000

(2) Ceux-ci jouissaient de la liberté mais non de droits politiques. Ils habitaient les environs de la vallée de l'Eurotas, d'où leur nom.

(3) Serfs attachés à la glèbe ; chaque citoyen avait l'usufruit de ceux dépendant de son lot, mais le droit de propriété restait à l'état. L'hilote est donc un esclave public.

(4) Cf. PLUTARQUE, *Agis* 5. Néanmoins, en comparaison avec la situation du siècle précédent, la diminution semble moins rapide. C'est que depuis Alexandre le Grand jusqu'à l'époque d'Agis, Sparte n'a pas entrepris des guerres comparables à celles du siècle précédent.

de terres cultivées et une grande richesse agricole, d'où l'on doit conclure, avec WALLON (1), à la densité de la population rurale.

Avant d'examiner les raisons de la diminution des Spartiates proprement dits, il convient de rappeler *a*) que ceux-ci constituaient une véritable aristocratie militaire. L'état leur avait jadis fourni un lot de terre, avec attachés à lui les hilôtes nécessaires à sa culture. Leur ayant ainsi assuré la subsistance il s'estimait en droit de leur interdire l'exercice de toute profession lucrative. Bien plus, afin d'accentuer encore le caractère exclusivement militaire de leur existence, il exigeait qu'ils prissent leurs repas non en famille mais en commun. Le maintien de ces mess militaires appelés *pheditia* aurait du être assuré par le trésor vu leur caractère d'institution publique. Il en était ainsi dans l'autre des grands états Doriens, la Crète. A Sparte on commit la faute d'imposer une contribution en nature assez considérable et *égale pour tous*. Ainsi les *pheditia* constituèrent une charge beaucoup plus lourde pour les pauvres que pour les riches et d'autant plus pressante pour les budgets faibles qu'on ne pouvait s'y soustraire sans perdre la qualité de citoyen.

Tout ceci posé, passons à la seconde partie de notre étude.

## II.

### EXPLICATION DU PHÉNOMÈNE.

La diminution du nombre des Spartiates est attribuable d'abord à certains faits accidentels tels que le terrible tremblement de terre de 462, ensuite et surtout à une série de raisons permanentes dont les principales sont : *a*) le caractère militaire de l'Etat Spartiate ; *b*) l'épuisement automatique des aristocraties ; *c*) la pauvreté ; *d*) la facilité avec laquelle se perdait la qualité de citoyen ; *e*) le fait que les vides n'étaient pas comblés par l'apport de sang nouveau.

#### A)

##### *Les raisons accidentelles.*

Le tremblement de terre de 462. — Suivant DIODORE DE SICILE (XI, 63) les victimes du tremblement de terre se sont élevées à 20.000. Ceci est improbable. Quoi qu'il en soit elles furent extrêmement nom-

---

(1) WALLON, *Histoire de l'Esclavage dans l'antiquité* (3<sup>e</sup> éd., 3 volumes, Paris 1879), I. 119.

breuses et la révolte des hilôtes qui s'en est suivie a fait couler beaucoup de sang ; 300 Spartiates tombèrent en un seul jour (1).

*Les raisons permanentes.*

a) Sparte entreprenait des guerres fréquentes que les traditions héroïques de ses enfants, préférant mourir comme aux Thermopyles plutôt qu'à abandonner leur poste, rendaient particulièrement meurtrières. Les pertes s'élevèrent à Sphactérie à 30 % des effectifs, à Léchéon à 41 %, à Leuctres à 57 % (2).

b) L'épuisement automatique des classes aristocratiques. Que les familles aristocratiques aient une tendance à disparaître (3) cela est un fait établi par des observations se rapportant aussi bien à des époques antérieures à la Révolution française (4) qu'aux classes aristocratiques récemment formées (5). Pourtant, il

(1) HÉRODOTE IX, 27. Suivant CAVAIGNAC (*Histoire de l'Antiquité* tom. II, 68-71) les conséquences sociales de cette terrible catastrophe furent beaucoup plus grandes qu'on n'aurait pu supposer. En effet, lors de la visite de la capitale de Laconie par Hérodote celle-ci ne différait pas essentiellement des autres cités helléniques et après les guerres médiques on avait commencé à y cultiver les sciences et les arts ; ce n'est que depuis le tremblement de terre que Sparte acquit ce caractère purement militaire et cette hostilité à l'égard de l'étranger sous lesquels elle demeure connue depuis lors dans l'histoire. Et ce, parce l'événement avait prouvé que les hilotes constituaient un ennemi sans cesse à l'affût et que les périèques étaient des alliés peu sûrs.

Suivant d'autres auteurs, le grand changement social et politique remonte à une époque plus ancienne et il est dû à des raisons plus générales.

(2) Cf. A. JARDÉ, *La formation du peuple grec* (Paris, 1923) p. 156-7 ; mention y est faite des sources.

(3) Cf. F. SAVORGNAN, *La fecondità dell'aristocrazia* (Revue Metron, III, 1924 et suiv.), Dr. STEVENSON, *The fertility of various social classes in England* (Journal, Statistical Society, Mai 1920), A. ANDRÉADÈS, *La population de l'Angleterre*, Partie III, chap. II (tom. 1<sup>er</sup> Biblioth. de la Revue Metron, 1923).

(4) Exemple, ce qui s'est passé aux Iles Ioniennes du temps des Vénitiens. La disparition des familles nobles y fut si rapide que, malgré l'inscription dans le Livre d'Or d'un nombre considérable de plébeïens, on dut réduire au XVII<sup>ème</sup> siècle le nombre des membres du Conseil Local de 150 à 60, voir E. LUNZI, *La situation politique des Iles Ioniennes sous les Vénitiens* (en grec, Athènes 1856) p. 52. Depuis, malgré de nouvelles inscriptions au *Libro d'Oro*, l'aristocratie corfiote n'a pas cessé de dépérir. E. RIZO RANGABÉ remarque que sur 277 familles anoblies par les Vénitiens il n'en reste que 21. Voir *Le Livre d'Or de la noblesse ionienne*, tom. 1<sup>er</sup>, Corfou (Athènes 1925) p. 22.

(5) Comparez p. ex. aux États-Unis d'Amérique la tendance à disparaître des familles des compagnons d'armes de Washington qui avaient formé une espèce d'aristocratie américaine.



échappe à ceux qui ne se sont pas occupés de démographie ; aussi n'est-il cité par aucun des historiens qui ont écrit sur notre sujet. Néanmoins, les raisons qui expliquent de nos jours ce phénomène, raisons non seulement économiques et sociales mais aussi biologiques (1), ont dû influencer également sur la société spartiate qui offre une telle ressemblance avec la noblesse féodale d'Occident qu'AMYOT, l'illustre traducteur de PLUTARQUE, (1513-1593), rendait le terme de Spartiate par celui de « gentilhomme » (2).

c) La pauvreté. Celle-ci était inguérissable étant donné que le Spartiate ne pouvait pas s'adonner à un travail productif. Elle eut comme conséquence la restriction des naissances, car la conservation de la qualité de citoyen présupposait, ainsi que nous l'avons vu, une certaine aisance. Chaque père était ainsi amené à penser que s'il mettait au monde plusieurs enfants ceux-ci ne seraient pas en état de maintenir la situation sociale de la famille. La législation spartiate s'était efforcée, il est vrai, de prévenir ce néomalthusianisme d'avant la lettre, d'une part en poursuivant le célibat et les mariages tardifs (3), d'autre part en accordant aux pères de familles nombreuses des privilèges atteignant la complète immunité fiscale (4). Néanmoins ces privilèges

---

(1) Comp. à ce sujet la communication du prof. A. LORIA au 1<sup>er</sup> Congrès d'Eugénique réuni à Londres en Juillet 1912. Cf. *The psycho-physical Elite and the Economic Elite* dans *Report of proceedings of the First Eugenics congress* (Londres 1913) tom. 1<sup>er</sup> p. 179 et s. Voyez surtout CORRADO GINI, *Nascita, evoluzione e morte delle Nazioni* (Rome, 1930), où la théorie que l'épuisement des aristocraties est attribuable à des raisons biologiques est très complètement exposée.

(2) Cité par le prof. A. DESCHAMPS dans son cours sur l'histoire des doctrines économiques de l'Antiquité que j'ai suivi en 1897-8, et qui malheureusement n'a jamais été publié.

(3) D'après PLUTARQUE (*Lysandre* 30) et POLLUX (III, 48) le célibat et même le mariage tardifs étaient punis. A remarquer pourtant que nos deux auteurs sont de beaucoup postérieurs et que, suivant Pollux le délit de célibat se rencontrait également à Athènes, ce que la science moderne n'admet pas (voir MEIER und SCHÖMANN, *Der Attische Prozess*, ed. Lipsius, p. 312 et 1029). A ajouter également, que Lycurgue aurait répondu à celui qui voulait frapper d'impôt les célibataires « une épouse est un pesant fardeau » (cf. *Annuaire Spartiate*, année 1910, Athènes 1909).

Du reste l'impôt sur les célibataires, quoique préconisé par Platon, semble n'avoir jamais été appliqué en Grèce. Au contraire, à Rome il a frappé aussi bien les hommes que les femmes ; v. THÉODORE REINACH, *Un code fiscal de l'Égypte romaine : le gnomon de l'Idiologue* (réimpr. N. R. Hist.) Paris, 1921, p. 121-2.

(4) *Polit.* B. VI. 13. En d'autres termes à Sparte les privilèges dépassent

étaient inopérants devant les autres facteurs législatifs et politiques qui faisaient que, suivant l'admirable expression d'Aristote, donner naissance à plusieurs enfants c'était donner naissance à plusieurs pauvres (1). Chacun prenait donc soin de procréer le moins possible (2), et c'est ainsi que la population à force de diminuer chaque jour, a fini par être réduite à une poignée de citoyens.

d) La qualité de citoyen spartiate se perdait très facilement, car pour la conserver on devait être brave dans la bataille et jouir d'une certaine aisance pécuniaire. En effet, ceux qui avaient fait preuve de lâcheté devant l'ennemi ou qui ne pouvaient contribuer aux *feiditia* (repas en commun) étaient rayés des listes des citoyens. Le second de ces deux motifs était le plus fréquent.

e) Alors que tant de raisons amenaient la diminution des classes de citoyens *il était presque impossible de combler les vides*. Pour y arriver il n'y avait, en effet, que deux moyens : 1) l'augmentation des naissances, 2) la naturalisation de périèques. Mais les conditions économiques de la vie sociale rendaient inopérantes les mesures que le législateur avait édictées en vue de l'augmentation des naissances.

Quant à la naturalisation des périèques (3), elle n'avait aucune

les allègements fiscaux accordés de nos jours dans certains pays (voir à ce sujet BREYNAT DE SAINT-VÉLAN, *Les familles nombreuses devant l'impôt*, Paris 1925 ; A. ANDRÉADÉS, un article dans la Revue Économique Internationale, octobre 1927 à propos de l'ouvrage posthume de F. PAULUCCI DE' CALBOLI, Milan 1925.

Toutefois, il y a lieu d'observer que les Spartiates ne payant d'impôts qu'en temps de guerre, cette immunité avait moins d'importance qu'elle n'en aurait de nos jours.

(1) *Polit.*, loc. cit.

(2) La sodomie est elle aussi, naturellement, très préjudiciable à l'augmentation de la population. Elle sévissait en Crète, v. STRABON (X, IV, 21); CICÉRON (*de republica* I. IV e. 4) attribue également un caractère douteux à l'amitié entre hommes à Sparte. A ce sujet voir PLUTARQUE *Lyc.* XVIII, et XÉNOPHON *Rép. Lacéd.* ch. II. Parmi les auteurs modernes v. GILBERT, *Manuel d'Antiquités* p. 79 (de la traduction grecque), suivant lequel ces rapports étaient irréprochables, et SEMENOV, *Die dorische Knabenliebe*, dans *Philologus*, Tome LXX, 1911, p. 146 et suiv.

(3) Il ne pouvait pas être question d'étrangers domiciliés (*météques*), car à Sparte ce n'était pas l'*isotélie* athénienne qui constituait la règle, mais au contraire, l'éloignement de l'étranger « *xénélasie* ». A ce point de vue encore les autres Doriens étaient supérieurs aux spartiates. Ainsi, en Crète tout un quartier de Gortys était laissé aux étrangers (v. PLATON, *Lois* 847 et 952 et K. HOECK, *Kreta*, tome 3<sup>ème</sup>, p. 451).

chance d'être admise par les Spartiates « qui poussaient aux extrêmes la tendance propre à chaque aristocratie à limiter le nombre des privilégiés, afin que les privilèges deviennent plus honorifiques et plus lucratifs (1) ». Mais l'égoïsme à outrance est nuisible aux États aussi bien qu'aux individus, « et l'aristocratie spartiate n'ayant su se défendre contre elle-même, a péri sinon en tant qu'État, du moins en tant que grande puissance » (2).

---

(1) C'est pourquoi, en des circonstances extraordinaires où la nécessité d'augmenter le nombre des citoyens se faisait sentir de façon impérieuse, ils ont préféré réintégrer dans leurs rangs ceux qui avaient fait preuve de lâcheté devant l'ennemi.

(2) CAVAIGNAC, *Histoire*, p. 349.

---



---

---

CORRADO GINI

**La XIX<sup>e</sup> Session de l'Institut International  
de Statistique.**

L'Institut International de Statistique a tenu à Tokio sa XIX<sup>e</sup> Session, du 14 au 25 septembre. Il s'agissait d'une Session extraordinaire qui avait lieu entre les deux sessions ordinaires de Varsovie (1929) et de Madrid (1931). Dans la réunion de Varsovie l'Assemblée de l'Institut se trouvant en présence de deux invitations, celles des Gouvernements de l'Espagne et du Japon et n'en voulant refuser aucune, avait, en effet, décidé de tenir la réunion ordinaire à Madrid après l'intervalle ordinaire de deux années, et d'accepter l'invitation du Gouvernement Japonais pour une session extraordinaire à tenir l'année suivante. La date très rapprochée de cette réunion avait eu pour conséquence que deux Commissions seulement étaient en état de présenter leurs rapports. Cela a porté le Bureau de l'Institut à proposer un certain nombre de sujets pour des communications individuelles. A celles-ci plusieurs autres communications se sont ajoutées, dues à l'initiative des différents membres, de sorte que la Session a pris une physionomie spéciale, très différente des Sessions immédiatement précédentes : dans celles-ci en effet le Bureau avait de plus en plus tâché de réduire au minimum les communications individuelles pour développer au contraire les rapports des Commissions.

La distance séparant les pays européens du lieu de la réunion ainsi que les difficultés de la préparation ou de l'exécution des recensements démographique et agricole ont empêché plusieurs chefs des bureaux de statistiques d'intervenir à la XIX<sup>e</sup> réunion ; ces circonstances ont, au contraire, moins influencé sur la participation

des professeurs d'Université. Non seulement le programme de la Session, mais encore l'Assemblée elle-même différerait par conséquent de celles des réunions ordinaires.

Une autre caractéristique de la XIX<sup>e</sup> réunion est due au lieu de la réunion. C'était la première fois que l'Institut se réunissait dans l'Extrême Orient. Les statisticiens japonais surtout, mais aussi ceux de la Chine, de l'Indochine, des Indes Néerlandaises, ont profité de l'occasion pour informer les collègues venus des différentes parties du monde, des conditions de leurs services de statistique, des progrès réalisés ou projetés, des recherches faites ou en cours, ainsi que pour résumer les principaux résultats obtenus.

Dans cette revue nous traiterons à part ce groupe de communications qui a été du plus grand intérêt ; en raison de la connexion de la matière, nous parlerons en même temps des contributions apportées aux mêmes sujets par des statisticiens occidentaux. Nous examinerons aussi à part deux communications présentées par les services statistiques soviétiques. Les autres rapports et communications seront examinés dans cette revue d'après les sections du Congrès, où ils ont été présentés. Celles-ci, comme d'habitude, ont été trois : la première, traitant des Statistiques démographiques, était présidée par l'auteur de ces lignes, qui a partagé le travail avec les Vice-Présidents MM. Willcox, Würzburger et Yanagisawa. La deuxième avait comme Président M. March et comme Vice-Présidents MM. Bowley, Shimojô et Verrijn Stuart. M. Zahn enfin présidait la troisième : MM. de Fellner, Hilton et Simiand en étaient les Vice-Présidents.

\* \* \*

Le seul rapport à l'ordre du jour de la première section concernait *L'étendue et les effets du retard de l'enregistrement des naissances dans la dernière période de l'année.*

Une commission avait été nommée à la Session du Caire, sur la proposition du Prof. GINI, qui en avait été nommé rapporteur. La proposition avait été faite à la suite d'une communication du Prof. L. LIVI, qui exposait les résultats des études sur ce sujet commencées depuis longtemps en Italie et reprises ces dernières années par l'Institut Central de Statistique. Un rapport provisoire avait été présenté par le Prof. Gini à la Session de Varsovie. Le rapport définitif concerne trente-six pays (*Esthonie, Lettonie, Russie Européenne, Belgique, France, Italie, Tschécoslovaquie, Hongrie,*

*Yougoslavie, Bulgarie, Portugal, Canada, Costa Rica, Brésil, Japon, Norvège, Suède, Danemark, Finlande, Allemagne, Pays-Bas, Suisse, Autriche, États-Unis d'Amérique, Uruguay, Australie, Nouvelle-Zélande, Angleterre, Lithuanie, Égypte, Mexique, Salvador, Colombie, Chili, Paraguay et Argentine*). Pour les neuf derniers toute conclusion a été impossible, les publications officielles ne contenant pas les données requises. Dans les quinze premiers pays — dont les noms sont imprimés en italique — des irrégularités dans les dates des naissances sont manifestes, soit par rapport au pays entier, soit par rapport à certaines de ses villes et de ses régions. Généralement les irrégularités constatées sont telles qu'elles renseignent comme nés en janvier des enfants qui de fait sont nés au mois de décembre : en Yougoslavie et dans quelques régions de l'Italie même des naissances du mois de novembre sont déclarées comme ayant eu lieu au mois de janvier successif. Il y a des pays (Canada, Esthonie, France, Belgique, Tschécoslovaquie, Brésil) où les irrégularités ne concernent que les naissances des derniers jours de l'année et ont parfois une influence tellement limitée sur les données mensuelles que l'on pourrait ne pas s'en apercevoir, si l'on ne possédait une classification journalière des naissances. Comme pour d'autres pays on ne possède que des données mensuelles, on peut soupçonner que des irrégularités pour les naissances des derniers jours de l'année se vérifient aussi pour quelques-uns de ces pays qui en sont apparemment exempts.

Dans plusieurs pays les déclarations retardées ont la même importance pour les deux sexes ; dans d'autres, elles sont au contraire plus importants pour les mâles. Cela s'explique aisément par les raisons pour lesquelles les parents déclarent une date de naissance retardée. D'après les enquêtes faites en Italie, les raisons seraient les suivantes :

- 1) Le désir de rajeunir d'une année les enfants.
- 2) Le désir de renvoyer d'une année le service militaire, ce qui a une importance spéciale pour les émigrés.
- 3) Le désir de fêter en même temps le nouvel an et l'anniversaire de la naissance d'un enfant.
- 4) Le désir de cacher une conception pré-nuptiale, dans le cas d'enfants nés après le mariage.

La cause 2) n'a de valeur que pour les mâles.

Les causes 1), 2), 3), n'ont de valeur que pour les nés-vivants ; les mort-nés, d'ailleurs, sont difficiles et dangereux à cacher.

Les coefficients de morti-natalité, de masculinité et de légitimité dans les derniers et dans les premiers mois de l'année donnent donc des indices sur l'irregularité des dénonciations que l'on doit considérer à côté de l'indice tiré du nombre des naissances.

Le désir de fêter l'anniversaire de la naissance d'un fils au commencement d'un mois entre peut-être en ligne de compte dans les statistiques de la ville de Lisbonne, non seulement pour les naissances du mois de janvier, mais aussi pour celles des autres mois : la distribution journalière des nés-vivants démontre clairement en effet l'existence de la coutume de dénoncer comme nés le premier jour de chaque mois un certain nombre d'enfants qui ne sont effectivement nés que les jours suivants.

Au Japon deux influences, agissant en sens contraire, tendent à concentrer les dates déclarées des naissances sur les premiers mois de l'année ; c'est d'un côté la déclaration d'une date retardée pour les naissances d'enfants vivants qui ont eu lieu à la fin de l'année, de l'autre côté la déclaration d'une date antérieure pour les naissances de vivants qui ont eu lieu après le 31 mars. La raison de cette dernière irregularité est le fait que les enfants sont admis à l'école s'ils ont six ans avant le 31 mars.

Se basant sur les nombres moyens des naissances et sur les coefficients de morti-natalité des mois de décembre et de janvier, le rapporteur a pu aussi calculer le pourcentage approximatif des naissances du mois de décembre déclarées comme advenues au mois de janvier dans un certain nombre de pays (Russie Européenne, Serbie, Bulgarie, Italie, Lettonie, Hongrie, Tschécoslovaquie, Costarica, Japon). En Hongrie ce pourcentage paraît s'accroître ; dans la Russie Européenne et en Italie, au contraire, il diminue sensiblement, surtout en Italie, où, pendant les dernières années, il s'est réduit de la moitié à la suite des mesures prises par l'Institut Central de Statistique. Non seulement ce dernier a fait une active propagande contre la coutume de déclarer une date de naissance posticipée, mais il a provoqué aussi une loi qui autorise le Ministère de la Guerre à appeler sous les drapeaux les nés dans les premiers jours d'une année avec la classe de l'année précédente dans les communes où les statistiques révèlent une diffusion particulière de cette coutume.

Un des sujets sur lesquels le Secrétariat Général de l'Institut avait demandé la collaboration des membres était : *La tendance de la population avec les taux actuels des naissances et des décès.* Qua-



tre communications ont été présentées sur le sujet : par le Prof. GINI (*Calcolo di previsione della popolazione italiana dal 1921 al 1961*), le Dr. A. JENSEN (*Horoscope of the Population of Denmark*), le Professeur M. PTOUKHA (*La population de l'Ukraine jusqu'au 1960*) et le Prof. W. S. THOMPSON (*Probable Growth of the Population of the United States*). Seulement le Prof. Ptoukha pourtant se base sur les taux actuels de natalité et de mortalité par âge, tandis que les autres auteurs, ou bien ajoutent à ce calcul un autre calcul qui tient compte de la décroissance de la natalité (Jensen) et aussi de la décroissance de la mortalité (Gini), ou bien ils se bornent à un calcul qui tient compte de ces décroissances (Thompson). Avec les taux actuels de natalité et de mortalité par âge la population tendrait, à augmenter en Italie et en Ukraine, tandis qu'en Danemark (d'après les tables de mortalité pour les années 1921-25 et la natalité pour l'année 1929) les femmes actuelles ne reproduiraient pas leur nombre et la population diminuerait (1). Le Prof. Thompson n'a pas fait, ainsi que nous l'avons dit, des calculs semblables pour les Etats-Unis, mais d'après les résultats d'un article récent de Dublin et Lotka on peut conclure que, selon la table de mortalité de l'année 1925, la natalité de l'année 1929 n'excédait pas la limite nécessaire à maintenir (à part l'immigration) la population actuelle (2).

Si l'on tient compte, dans la mesure qui paraît le plus vraisem-

---

(1) Le Dr. JENSEN fait le calcul d'après la table combinée de mortalité et d'émigration pour les années 1921-25, arrivant à la conclusion, qu'en éliminant les femmes émigrées, 100.000 femmes donneraient naissance à 94.320 filles. Se basant sur les chiffres de la table de mortalité qu'il donne pour la même période, il est aussi possible de répéter le calcul sans éliminer les femmes émigrées : 100.000 femmes donneraient naissance, dans ce cas à, 96.281 filles.

(2) DUBLIN et LOTKA, se basant sur les taux de mortalité par âge de l'année 1925, trouvent que, pour la population blanche des Etats-Unis comprise dans la *Registration area* de l'année 1920, une natalité de 18.6 % serait nécessaire pour maintenir la population constante, s'il n'y avait pas d'immigration. (*The True Rate of Natural Increase of the Population of the United States — Revision on Basis of Recent Data*, « Metron » Vol. VIII, N. 4, page 49). En 1929 le taux de natalité pour toute la population a été de 18,9 % (Cp. *Notiziario Demografico* publié par l'Istituto Centrale di Statistica del Regno d'Italia, 1 sept. 1930, page 14), qui, d'après ce que font DUBLIN et LOTKA (*Ibidem*, page 108), devrait être réduit de 0,3 pour obtenir le taux correspondant pour la population blanche. On doit remarquer que de 1920 à 1929 la *Registration area* a changé, mais probablement cette circonstance n'a pas d'influence sensible sur les résultats.

blable, des migrations ainsi que des tendances à diminuer de la natalité et de la mortalité par âge, les prévisions sont pour une augmentation de la population dans les États-Unis (calculs de Thompson) et en Italie (calculs de Gini). Des évaluations analogues n'ont pas été faites pour le Danemark et l'Ukraine.

La présentation de ces communications a donné lieu à une discussion assez vive, tant dans la Section, que dans la Séance plénière. La discussion n'avait pas pour objet les résultats ni les méthodes des communications, mais plutôt l'opportunité de la sollicitation que le Bureau de l'Institut International de Statistique avait faite à quelques membres de présenter des communications à ce sujet. Tandis que le Président de la Section faisait ressortir l'importance et l'actualité de ces études et la sagacité du Bureau qui avait proposé ce thème, quelques membres n'ont pas caché leurs critiques, ou tout au moins leurs préoccupations. On a dit que la statistique doit se borner à constater ce qui a été ou ce qui est et que ce n'est pas sa tâche de faire des calculs sur la population future. On a mis en évidence l'incertitude et la divergence des prévisions, qui dépendent des hypothèses adoptées et se réduisent par conséquent à une gymnastique arithmétique. On a signalé les dangers résultant de la possibilité que les Gouvernements basent leur politique sur des calculs que les auteurs eux-mêmes reconnaissent être particulièrement aléatoires et de la probabilité que la presse s'empare des résultats ainsi obtenus. On a demandé s'il ne serait pas dangereux d'engager l'Institut dans cette voie. D'autres se sont déclarés favorables aux prévisions, mais seulement pour un avenir prochain. Ces objections ne sont pas restées sans réponse. On a répondu qu'il peut être opportun que les bureaux officiels de statistique se bornent à constater des faits et non à faire des prévisions (cela dépend d'ailleurs des buts que les lois fixent aux bureaux et des qualités du personnel de ces derniers), mais certainement ce point de vue n'est pas admissible pour la statistique scientifique, qui, pour mériter cette qualification, ne peut pas renoncer à établir des régularités et des lois, c'est-à-dire des connexions entre les faits, qui ont une valeur générale et s'appliquent au présent et au passé ainsi qu'à l'avenir. On a fait ressortir d'ailleurs que le premier but des calculs sur la population future est celui de donner une idée exacte de la vitalité de la population actuelle, idée qui ne peut pas être déduite de la comparaison des taux de natalité et de mortalité générales. C'est précisément là la signification des calculs faits en se basant sur les taux actuels de

natalité et de mortalité par âge. Ces calculs, ont démontré l'inexistence du danger de la surpopulation, qui faisait le cauchemar des statisticiens fixant leur attention sur l'excédent des naissances sur les décès ; ils ont démontré bien plus que, si les conditions actuelles de la fécondité et de la mortalité par âge ne se modifient pas sensiblement, nous sommes à la veille d'un arrêt dans l'accroissement de la population pour presque tous les pays de l'Europe occidentale, septentrionale et centrale. La possibilité, qui s'en suit, de la diminution de la race blanche n'est pas la conclusion indifférente d'une gymnastique arithmétique, mais un des plus grands et des plus graves résultats des travaux de la statistique moderne. Pour ce qui concerne les calculs qui visent vraiment à prévoir le développement futur de la population, on a signalé que les Gouvernements, loin de craindre ces calculs, les demandent aux statisticiens ; des prévisions sont inévitables pour diriger leur politique (car gouverner c'est prévoir — ainsi que le Premier Ministre du Japon venait de le dire le soir précédent) ; si les statisticiens se refusaient de les faire, on les ferait quand même, mais bien plus erronées et incertaines. Des hypothèses sont sans doute nécessaires : elles sont nécessaires, d'ailleurs, à toute construction scientifique. Ce qui est toujours indispensable, c'est de les signaler dûment. De même, dans notre question, les statisticiens doivent souligner ce qu'il y a d'hypothétique dans leurs prévisions, mais il faut bien dire que cela a été fait avec toute précision dans les communications présentées à la session. On ne peut renoncer, d'ailleurs, à des calculs qui sont nécessaires, de crainte que la presse n'en donne une mauvaise interprétation. Si l'on adoptait ce principe, on devrait renoncer à toute initiative ; et non seulement dans le domaine de la statistique. On a remarqué aussi que l'Institut, même s'il a jugé opportun qu'un certain sujet soit traité à la Session, ne prend aucune responsabilité pour les résultats contenus dans les communications individuelles. Et pour ce qui concerne l'étendue des prévisions, on a fait ressortir que, la vie des populations se comptant par générations, les prévisions qui vont jusqu'à l'année 1961 ne dépassent pas même une génération et celles qui arrivent jusqu'à l'année 2000 dépassent un peu plus que deux générations. D'autre part on a remarqué que, dans la presque totalité des pays civilisés, on dispose de longues séries de données sur les naissances et les décès qui fournissent une base solide pour les prévisions, certainement plus solide que celle sur laquelle on peut baser les prévisions dans tout autre domaine. Et enfin on a exprimé

l'avis que, lorsque les observations du passé sont suffisamment étendues, il arrive souvent que les prévisions pour un long avenir soient mieux fondées que celles pour un avenir prochain, qui parfois ressentent trop l'influence de facteurs accidentels ou tout au moins passagers. Il paraît que ces considérations ont bien persuadé tout au moins la majorité des membres de l'Institut et le Président dans son discours de clôture, tout en reconnaissant l'impossibilité de faire des prévisions absolument sûres, insistait sur les indications précieuses et indispensables qui peuvent en être tirées par les hommes d'État qui ont à se préoccuper de l'avenir.

Au sujet des éléments qui sont à la base des prévisions de la population future, une considération a été faite qui, si elle était fondée, aurait certainement comme effet d'ébranler les résultats des calculs. On a exprimé l'opinion que la baisse actuelle de la natalité n'est qu'un effet transitoire de la guerre et que le taux des naissances finira par redevenir normal ; mais d'autres membres de l'Institut, qui se sont spécialisés dans l'étude des effets démographiques des guerres, ont manifesté une opinion absolument contraire.

Un autre sujet sur lequel le Bureau de l'Institut avait demandé les contributions de ses membres concernait *L'uniformité dans le calcul des tables de mortalité*. Avec ce titre, M. HUBER a présenté une communication qui expose les méthodes suivies dans le calcul des tables de mortalité de la population totale de dix-sept pays (Allemagne, Angleterre, Australie, Belgique, Danemark, États-Unis, Finlande, France, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle Zélande, Pays-Bas, Suède, Suisse, Ukraine, Union Sud-Africaine). Pour ce qui concerne l'Italie, il y a des inexactitudes dans l'exposition des méthodes adoptées par l'Institut Central de Statistique : le rapporteur compte pourtant les corriger dans l'édition définitive de sa communication. L'examen des différentes méthodes montre qu'un principe commun est adopté dans tous les cas : c'est-à-dire : de baser le calcul des quotients de mortalité sur le classement par âge des vivants recensés et des décès enregistrés. Mais ce principe commun est appliqué avec de très nombreuses variantes. Dans le but d'obtenir des résultats plus comparables, M. Huber a fait deux propositions, qui ont été acceptées par la Section, mais n'ont pas pu être soumises aux vœux de l'Assemblée, n'étant pas précédées du rapport d'une Commission : 1<sup>o</sup> que le classement des décédés servant de base aux calculs de ces tables soit établi à la fois d'après l'année d'âge et l'année de naissance ; 2<sup>o</sup> que les tables

soient calculées pour des périodes de deux à cinq ans encadrant chaque recensement. M. Huber, au contraire, n'a pas jugé pratique la proposition d'adopter une méthode uniforme dans tous ses détails, soit parce que cette adoption ferait disparaître la comparabilité des tables de mortalité établies pour un même pays, soit parce que les divergences des méthodes sont, dans une assez large mesure, justifiées par la diversité des conditions sociales. Ce point de vue ne rencontra l'objection d'aucun membre de l'Institut et obtint le consentement explicite de l'autre rapporteur, le Prof. Gini. Cela ne signifie pas naturellement que toutes les fois qu'il est possible, les tables de mortalité ne doivent pas être calculées avec les mêmes méthodes, et cela spécialement lorsqu'il s'agit du même pays. La diversité des méthodes peut en effet provoquer des divergences artificielles que l'on doit éviter, autant que possible. Cela est bien démontré par la communication des Proff. GINI et GALVANI (*Uniformità nelle tavole di mortalità*), qui compare les tables de mortalité italiennes, que l'on avait dressées pour les recensements de 1881, 1901, 1911, en adoptant des méthodes différentes, avec les résultats que l'Institut Central de Statistique vient d'obtenir en calculant derechef les mêmes tables en suivant la méthode adoptée pour le calcul des tables du 1921. Les différences ne sont pas négligeables et les auteurs en ont fait ressortir l'importance au moyen de méthodes appropriées et d'une analyse minutieuse.

\* \* \*

La II<sup>e</sup> Section a pris connaissance du rapport présenté par M. BOWLEY au nom de la Commission pour *L'étude des éléments statistiques les plus instructifs en vue des prévisions économiques à rassembler dans les principaux Pays*. Le rapport ne contient que l'indication des données publiées dans ce domaine en 11 Pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Canada, États-Unis, France, Grande-Bretagne, Hongrie, Italie, Pays-Bas, Pologne) avec l'indication de leur périodicité. On a signalé des inexactitudes au sujet de la Pologne ; cela montre qu'il est désirable d'indiquer toujours les sources des informations. Le rapport, d'ailleurs, n'est que provisoire. Dans le rapport définitif les informations pourront être ajournées et contrôlées ; on pourra tenir compte aussi d'autres pays, tels que l'U. R. S. S. et le Japon.

Plusieurs communications se rattachent au même sujet. Mon-

**sieur MARCH** a parlé de *La statistique et le mouvement des affaires*, en signalant la formation d'une science des affaires comme conséquence du développement de l'industrie et l'importance de la statistique dans ce domaine. **M. W. M. PERSONS** nous parle de *The Recession of 1929-30 in the United States*. Le Prof. Persons a été jadis un des principaux collaborateurs du Harvard Economic Service et l'éditeur de la « Review of Economic Statistics ». Cela donne une importance spéciale à sa constatation que la régularité de la succession entre les trois courbes, de la spéculation, des affaires et des taux de l'intérêt, sur laquelle les prévisions du Harvard Economic Service étaient basées, avait déjà présenté des exceptions dans la période 1919-22, exceptions qui sont devenues encore plus marquées après 1922. M. Persons pense que la cause probable soit l'intervention du « Federal Reserve Board ».

Le Prof. **BACHI** a fait hommage aux membres de l'Institut du volume *Movimento Economico dell'Italia*, édité par la Banca Commerciale Italiana, volume contenant une longue étude sur le *Marché financier en Italie pendant les années 1927-1929*. Il a en même temps présenté un résumé de la dite étude dans une communication ayant pour titre *La statistique des prix des titres, du mouvement des affaires dans les bourses, et les liquidations pour titres dans les chambres de compensations*. Des nombres-indices nationaux ont été calculés à partir de janvier 1927 pour ces trois catégories de données, avec des procédés différents pour les différentes catégories. Des coefficients de variabilité et de corrélation sont aussi calculés. L'auteur lui-même signale que les méthodes suivies pour le calcul de ces coefficients sont quelque peu grossières, tandis que les différences entre les méthodes adoptées pour le calcul des divers nombres-indices ne nous paraissent pas toujours justifiées. Il est probable pourtant que, même avec des méthodes plus rigoureuses, les résultats n'auraient pas été sensiblement différents.

**M. DE LANNNOY** a contribué une *Note concernant l'établissement d'une statistique internationale des banques ou subsidiairement des dépôts en banque*. La note proposait un programme de travail, et, si l'Institut aurait accepté de la mettre à l'ordre du jour, M. de Lannoy se déclarait disposé à présenter un rapport sur les statistiques actuellement publiées dans les divers pays, se basant sur des renseignements recueillis avec le concours des autres membres de l'Institut. M. de Lannoy étant absent, sa proposition n'a pas été discutée.

La nécessité de relèvements statistiques concernant les prix des

produits industriels achevés a été développée par M. H. PLATZER dans sa communication *Zur Statistik der Fertigwarenpreise*. Ces données seraient utiles notamment en vue d'établir les nombres-indices des prix de gros et d'une façon générale de faire des comparaisons des prix à des périodes successives ; ils serviraient également : à faciliter la comparaison des prix de pays à pays ou de région à région, à étudier les rapports qui existent entre les prix des produits manufacturés finis et d'autres groupes de marchandises, et à jeter de la lumière sur la politique des prix appliquée par les cartels et les syndicats. La communication porte les données concernant l'Allemagne où une telle statistique a déjà été faite par le Bureau Central de Statistique. Dans la discussion on a remarqué que les comparaisons de pays à pays se heurteront à des difficultés considérables présentées par les tarifs douaniers. On a voté par conséquent la constitution d'une commission avec la tâche limitée d'étudier les moyens d'observer les variations des prix des objets finis.

Le Prof. W. WINKLER avait été invité par le Secrétaire Général de l'Institut à traiter de la modification des consommations alimentaires, des autres céréales au blé ainsi que du blé à la viande et aux fruits. S'étant rendu compte de la complexité de la question, il a proposé la constitution d'une commission chargée d'établir une bibliographie internationale concernant le sujet, de faire ressortir clairement les principes statistiques méthodiques, et de décrire d'après un schéma uniforme la situation alimentaire dans les divers pays et les aspects variables de cette situation pendant les derniers temps. En attendant, il a fourni quelques données sur les variations des consommations alimentaires et une bibliographie provisoire. Cette dernière est loin d'être complète ; l'auteur d'ailleurs s'en rend bien compte. Ainsi ne sont pas cités les travaux de la Commission Scientifique Interalliée du Ravitaillement. Dans la section et dans la séance plénière on a bien fait ressortir, de plusieurs côtés, la complexité et la difficulté de la question. Malgré cela, la proposition de la Commission a été adoptée à l'unanimité. A mon avis, il est très difficile d'obtenir une documentation statistique satisfaisante des modifications envisagées, tandis qu'une connaissance approximative est déjà répandue et paraît suffisante pour bien des buts pratiques. Dans toutes les questions — cela va sans dire — il serait désirable de parvenir à des analyses quantitatives, mais cela ne signifie pas qu'il convienne toujours de le faire. Le Prof. MORTARA, qui a aussi présenté au Congrès une communication *Sulle modificazioni dei consumi*, a bien fait, à mon avis,

de se borner à des constatations presque exclusivement qualitatives ; il a couvert d'ailleurs tout le domaine des consommations et non pas seulement celui des consommations alimentaires. La partie la plus profitable de la tâche de la Commission serait probablement celle qui concerne la question des méthodes. Quant'à la compilation d'une bibliographie, elle ne pourra qu'avoir une utilité relative ; mais n'y a-t-il pas bien des sujets pour lesquels une bibliographie serait autant et peut-être plus utile ?

Trois communications concernent les évaluations de la richesse et des revenus nationaux. Le Prof. FELLNER a continué la série de ses mémoires concernant le sujet avec une communication sur *Le revenu national de la Hongrie actuelle*. Le résultat atteint ne peut être comparé avec les chiffres donnés pour d'autres pays qu'avec prudence, car l'auteur exclue du revenu le montant des loyers des appartements loués ou habités par le propriétaire, ainsi que les revenus provenant des services personnels, des professions dites libres et des appointements fixes des fonctionnaires publics. Dans une intéressante introduction M. Fellner défend son point de vue contre l'avis prépondérant, qui fait correspondre le revenu national à la somme des revenus privés : ses observations méritent d'être prises en considération, même si elles ne parviennent pas à persuader les adversaires. Le Prof. VERRIJN STUART a présenté une évaluation de *La Fortune et le Revenu de la Population Néerlandaise*. La fortune par tête, exprimée toujours en florins de l'année 1915, serait de fl. 1916 (= 3993 francs-or) en 1915 et de fl. 1923 (= 4008 francs-or) en 1927 ; le revenu par tête, exprimé aussi en florins de l'année 1915, de fl. 374 (= 779 francs-or) en 1915-16 et de fl. 456 (= 950 francs-or) en 1927-28. Le revenu s'élèverait à 19,5 % de la fortune avant la guerre et à 23,7 % après. Ces chiffres ne sont pas vraisemblables ; le rapport de 19,5 % en 1915 serait à peine admissible pour un pays pauvre, dans lequel le revenu du travail a une grande importance vis-à-vis du revenu du capital ; il n'est pas admissible pour un pays riche tel que la Hollande ; un rapport de 23,7 % en 1927 n'est pas plus vraisemblable, tout en devant s'attendre à une certaine augmentation du rapport en comparaison de la période d'avant-guerre. On a fait remarquer cela. M. Verrijn Stuart a répondu que la grande richesse de la Hollande n'est qu'une légende. Ses chiffres montreraient que même l'enrichissement de la Hollande après l'année 1915 ne serait qu'une légende. La fortune moyenne par tête aurait en effet été presque stationnaire de 1915 à 1927 ; elle aurait



présenté une diminution considérable en comparaison des années 1906-10, si l'on accepte pour cette période le chiffre donné autrefois par M. Verrijn Stuart lui-même. On ne peut pas se soustraire à l'impression que la fortune soit sous-estimée par M. Verrijn Stuart. Qu'il soit permis de rappeler qu'en 1922 j'ai eu l'occasion de faire à l'intention de la Société des Nations, une évaluation de la richesse et des revenus de quinze États pour les dernières années avant la guerre, travail dont les résultats ont été publiés en « Metron ». Pour les Pays-Bas le revenu moyen par tête aurait été de 880-960 francs-or et la richesse privée moyenne de 7100 francs, avec un rapport du premier à la seconde de 13 % (*Quelques chiffres sur la richesse et les revenus nationaux de quinze États*). La différence pour le chiffre des revenus est déjà sensible ; mais elle est élevée surtout pour le chiffre de la fortune, dépassant 75 %. Lorsque ces estimations seront publiées (j'espère que cela pourra se faire dans un prochain avenir), il sera possible de juger de la vraisemblance de nos résultats, qui ont peut-être l'avantage d'avoir été établis en ayant sous les yeux les résultats obtenus pour les autres Pays.

La communication de M. Verrijn Stuart constitue un exemple des difficultés inhérentes aux comparaisons des évaluations des revenus d'avant et d'après guerre. Une commission a été instituée, sur la proposition du Prof. Gini, précisément afin d'examiner les difficultés à la suite de la communication présentée par le même auteur et ayant pour titre *La determinazione della ricchezza e del reddito delle nazioni nel dopo guerra e il loro confronto col periodo prebellico*. M. Gini y fait ressortir les difficultés que l'on rencontre dans l'évaluation de la richesse et des revenus dans la période qui suit immédiatement la grande guerre. Il montre ensuite qu'il y a des circonstances qui rendent incertaines les comparaisons entre les résultats actuels et ceux d'avant la guerre. Certaines de ces circonstances sont dues à la guerre elle-même, d'autres sont la conséquence d'une évolution progressive dans l'organisation sociale ; quelques-unes affectent les évaluations de la richesse, d'autres les évaluations des revenus, d'autres encore les unes et les autres. Plusieurs circonstances ont une importance plus ou moins grande d'après les diverses définitions que l'on adopte des notions de richesse et de revenu. Par conséquent on a fait remarquer que la Commission devra s'occuper aussi des différentes définitions adoptées par les divers auteurs. Un membre de l'Institut, M. Winkler, jugeait cette question d'une telle

importance qu'il aurait même voulu l'institution d'une commission spéciale pour faire cet examen.

Un groupe de communications concernait la distribution des revenus : ce sont les communications des Proff. von BORTKIEWICZ, GINI et D'ADDARIO, SAVORGNAN, ayant pour titre respectivement *Die Disparitätsmasse der Einkommensstatistik* ; *La distribuzione dei redditi mobiliari in Italia* ; *Di alcuni metodi per misurare la distribuzione dei redditi in Austria* (1903-1910). La communication de M. von Bortkiewicz passe en revue les différents indices de la variabilité ou concentration des revenus qu'il appelle « mesures de disparité ». Quelques considérations de son exposé s'appliquent spécialement aux distributions des revenus, mais la plupart ont un caractère général, de façon que sa communication peut être regardée jusqu'à un certain point comme une discussion du meilleur indice de variabilité des séries statistiques. L'écart simple moyen de la moyenne arithmétique, l'écart quadratique moyen de la moyenne arithmétique, la différence moyenne, l'indice  $\alpha$  de Pareto, l'indice  $\delta$  de Gini sont surtout pris en considération. La conclusion est favorable à la différence moyenne relative (c'est-à-dire rapportée à la moyenne arithmétique), qui est sensible à toute variation de la distribution, ce qui n'arrive pas pour l'écart simple moyen relatif. Ce dernier pourtant a l'avantage de pouvoir être calculé plus rapidement. Ces conclusions ne sont pas nouvelles, ainsi que la plupart des résultats exposés dans la communication. Dans de petites questions de détail il y a pourtant des contributions personnelles. Indépendamment de celles-ci la discussion de M. von Bortkiewicz est certainement intéressante. Malheureusement le travail, préparé probablement un peu à la hâte, ne se base pas toujours sur les sources originales. Peut-être est-ce pour cela que bien des fois les auteurs des résultats exposés — parfois bien connus en Allemagne comme ailleurs — ne sont pas cités. MM. Gini et Savorgnan ont été obligés, par conséquent, de mettre en procès-verbal des déclarations documentées sur la priorité des résultats qu'un lecteur peu expérimenté aurait pu attribuer à M. von Bortkiewicz. Le Prof. Pietra aussi, qui n'assistait pas à la séance, avait envoyé — ainsi qu'il vient de m'en informer — un télégramme de protestation, ne voyant pas cité son nom à propos des contributions qu'il avait portées aux questions traitées. Ils se sont réservés enfin de revenir — s'il le faut — sur le sujet dans les prochaines réunions.

Un des points touchés par M. Bortkiewicz — c'est-à-dire la

préférence à accorder à l'indice  $\delta$  de Gini vis-à-vis de l'indice  $\alpha$  de Pareto — forme l'objet de la communication de M. Savorgnan. Se basant sur des calculs minutieux sur les revenus de l'Autriche d'avant-guerre, il tire la conclusion que les approximations obtenues avec  $\delta$  sont supérieures à celles obtenues avec  $\alpha$ . Ce n'est qu'un résumé des recherches publiées par M. Savorgnan il y a plusieurs années ; les conclusions avaient été depuis confirmées par d'autres auteurs.

La communication que M. Gini a présenté en collaboration avec M. D'Addario, contient l'application aux revenus mobiliers de la méthode de la différence moyenne relative, que le Prof. Gini a introduite dans la méthodologie statistique et appliquée depuis une vingtaine d'années. C'est la même méthode à laquelle le Prof. von Bortkiewicz donne la préférence — tout au moins au point de vue théorique — dans sa communication.

Le dernier groupe de communications présentées à la deuxième section avait pour objet les statistiques des services publiques. Le Dr. J. PIEKALKIEWICZ, nommé rapporteur de la Commission pour la statistique des finances des Etats, provinces et communes, qui avait été constituée à Varsovie sur sa proposition, a cru utile de présenter à l'Institut, plutôt qu'à la Commission, un projet ou avant-projet des résolutions qu'il se proposait de soumettre aux délibérations de l'Institut. Le projet est suivi de deux annexes, où M. Piekalkiewicz, a cherché d'établir les principes fondamentaux de la statistique des finances, ainsi que le schéma de classement qui serait le mieux approprié aux comparaisons internationales. Il ne s'est pas pourtant borné à cela, mais il a fait suivre son avant-projet des observations critiques auxquelles les membres de la Commission l'ont soumis et d'une analyse de ces observations. Malgré la brièveté que M. Piekalkiewicz déclare s'être imposée dans cette analyse, un petit volume (105 pages) en a été le résultat. Nous n'en sommes pourtant qu'à l'exposition des principes fondamentaux : ce n'est qu'ensuite — observe M. Piekalkiewicz — que l'on pourra procéder à la réunion des données numériques. L'avant-projet de résolution proposé par M. Piekalkiewicz n'a pas naturellement pu être soumis aux voix de la Section car, ainsi que M. Piekalkiewicz d'ailleurs, le déclarait, il ne pouvait être considéré que comme l'expression de ses propres opinions et non comme l'expression de l'opinion de la Commission dans son ensemble. C'est à Madrid que M. Piekalkiewicz se propose de présenter le rapport au nom de la Commission ; à Tokio il visait simplement à entendre les opinions des membres de la Section.

Les opinions en vérité n'ont pas été nombreuses. On se demandait en effet, si les Commissions n'avaient pas pour but d'économiser les débats devant les Sections en déblayant le terrain des questions les plus techniques. Si les Sections devaient discuter les discussions des Commissions, ces dernières, loin de présenter des avantages, multiplieraient le travail.

Le but de M. Piekalkiewicz, qui est bien sage, à mon avis, n'est pas trop ambitieux. Il ne demande pas aux États de changer leur comptabilité, ni même de superposer aux systèmes existants un cadre uniforme, mais seulement aux États, où il y a une statistique des finances, organisée par les bureaux de statistique respectifs, de se conformer, dans la réunion des données, à des principes et à des schémas uniformes.

Le *Développement des services publics urbains dans quelques capitales d'Europe* a formé l'objet d'une longue communication de Monsieur GASTON CADOUX. L'auteur s'est proposé de constater, au moyen de relevés statistiques, le développement réalisé pendant une quinzaine d'années dans les services urbains suivants : Transports en commun, Éclairage par le Gaz et l'Électricité, et Service des eaux. Cinq des principales capitales de l'Europe ont été considérées : Londres, Paris, Berlin, Rome, Vienne. Par cet aperçu M. Cadoux désirait engager les municipalités des grandes villes à perfectionner de plus en plus leurs observations statistiques ; il voulait aussi manifester l'admiration de l'Institut pour les autorités japonaises qui ont entrepris la reconstruction de Tokio et des autres villes dévastées par le tremblement de terre de l'an 1923. Notre collègue estimé, enlevé par une maladie soudaine pendant son voyage de retour, ne devait, hélas, plus revoir sa patrie.

\*  
\* \*

La troisième section — Statistiques sociales — a recueilli les communications qui ne pouvaient rentrer, ni dans les statistiques démographiques, ni dans les statistiques économiques.

Le Prof. F. SIMIAND a parlé *Des possibilités de recherches statistiques historiques*. Les possibilités — cela va sans dire — sont très grandes. Elles sont grandes, non seulement en Europe et, pour l'époque récente, en Amérique, mais aussi en Égypte, au Japon, en Chine, ainsi qu'il est ressorti de la discussion. Le domaine est très vaste ; on voit surtout deux branches, nettement distinctes, bien qu'ayant

quelques points de contact : les recherches démographiques et les recherches économiques et financières. Dans la discussion, la préoccupation de cette ampleur s'est bien déclarée. Tout en approuvant la constitution d'une commission, on a envisagé, par conséquent, la constitution de sous-comités et on a chargé M. Simiand de préciser, parmi tous les problèmes possibles, quelques-uns que l'on devrait envisager d'abord. On a aussi parlé de la nécessité de collaboration avec des spécialistes et de la possibilité, de la part de la Commission, de coopter des membres choisis hors de l'Institut. En effet il y a plusieurs organismes qui s'occupent déjà de ces questions ; M. Simiand en a rappelé quelques-uns, s'occupant des recherches économiques, visées plus spécialement par lui dans sa communication, et des migrations. Dans la discussion on a rappelé les Comités Nationaux de l'Union Mondiale de la Population et la section de recherches démographiques instituée en vue du prochain congrès international des historiens. Vis-à-vis de ces initiatives, il y a lieu de se demander quel pourra être le rôle de l'Institut International de Statistique. Ce dernier devrait, d'après M. Simiand, étudier les méthodes à suivre et les applications à recommander. Il devrait encore exercer une action de coordonnement des autres initiatives. Mais il y a lieu de se demander d'abord si, dans des recherches si différentes, on peut suggérer des méthodes générales, et, ensuite, si l'importance de la connaissance des matériaux disponibles pour le choix des méthodes, ainsi que pour celui des applications, est telle que le rôle de l'historien, de l'économiste et du financier, puisse rester subordonné à celui du statisticien. Dans ces conditions, les autres organismes qui s'occupent de ces questions seront-ils prêts à reconnaître à l'Institut International cette fonction de suprême régulateur à laquelle il semble aspirer dans ce domaine ? A mon avis l'action de l'Institut ne pourra avoir du succès qu'à condition de se rendre compte de la portée limitée de la contribution que les statisticiens peuvent apporter dans ce domaine et de ne pas exagérer, par conséquent, son rôle dans une collaboration qui d'ailleurs est sans doute désirable et ne pourra qu'être utile.

Une autre commission a été constituée pour l'étude de la *Statistique des fonctionnaires*, à la suite d'une communication, portant le même titre, présentée par M. METHORST. A la communication de M. Methorst sont ajoutées quelques remarques de MM. COATS et LOSCH, dont évidemment M. Methorst avait demandé l'avis. Dans les discussions qui ont eu lieu dans la Section et dans la Séance plénière on a insisté

sur l'importance, d'un côté, et sur la difficulté, de l'autre, d'avoir des statistiques comparables pour les différents Etats. L'une et l'autre sont de toute évidence. Si l'on vise à avoir des données pour un certain nombre d'Etats, certainement il faudra que les questions soient bien plus limitées que celles contenues dans le bulletin individuel adopté aux Pays-Bas et joint à la communication à titre d'explication.

Aussi la communication de M. le Dr. H. J. LOSCH sur *Die Statistik der Pendelwanderung* a donné lieu à la constitution d'une Commission. Par le mot *Pendelwanderung*, qui n'est pas bien rendu par l'expression *demi-migration*, employée dans la traduction française, M. Losch entend — paraît-il — la *migration journalière* d'une localité à l'autre déterminée par des raisons professionnelles. Sa communication mentionne seulement les recherches faites sur cet important sujet en Allemagne et en Suisse. Dans la discussion on a rappelé les enquêtes faites en Belgique. Une communication, dont je parlerai ensuite, faite par M. Kanaya concerne les résultats d'un recensement qui eut lieu dans ce domaine à Tokio et rappelle ceux qui ont été recueillis en Angleterre et Galles. Les enquêtes anglaise et japonaise ne considèrent pas seulement les déplacements qui ont lieu pour raison d'affaires, mais aussi ceux pour raison d'études. En effet il paraît bien qu'il a des motifs pour les mettre sur la même ligne. La Commission devrait d'ailleurs, d'après la proposition de M. Losch, se borner à recueillir des informations sur les pays qui ont dressé des statistiques des migrations journalières et sur les résultats obtenus.

Une courte note de M. J. I. CRAIG, ayant pour titre *Definition of Transit as regards Passengers*, signale avec raison l'opportunité d'une classification des voyageurs, qui, entre autres avantages, devrait avoir celui de préciser la notion de transit en rapport aux voyageurs. L'attention de la Commission traitant de l'émigration a été appelée sur l'importance de cette question.

Le prof. F. ZAHN a contribué aux travaux de l'Institut par une communication ayant pour objet *Der Preis der menschlichen Arbeit in seiner Bedeutung für Produktion und Verbrauch. Ein Beitrag zum internationalen Lohnvergleich*. Il n'est pas surprenant que, traitant un sujet si vaste et si complexe, la communication soit assez longue. Les conclusions contiennent des résultats importants, que l'on voit avec plaisir résumés, bien qu'ils ne soient pas nouveaux. Les taux des salaires sont plus élevés dans les pays où les capitaux et les matières

premières sont relativement abondantes et la main-d'œuvre relativement rare. Mais, à cause surtout du plus grand développement des machines, le total des salaires représente, dans ces pays, un pourcentage plus bas dans le coût total de la production. Dans ces mêmes pays le niveau des prix est aussi plus élevé, mais pas dans la même proportion que le taux des salaires, de façon que les salaires réels sont aussi plus élevés, mais avec des différences beaucoup moins sensibles. Le professeur Zahn pense que ces résultats indiquent aussi que les augmentations des salaires réels sont moins la cause que le résultat de la plus grande formation du capital et de la plus grande productivité qui en résulte. La thèse est à mon avis fondée ; mais elle n'est pas prouvée par les résultats sus-exposés, qui se réaliseraient aussi, si la thèse contraire était la vraie. Enfin le prof. Zahn confirme que la retribution du travail non qualifié a changé par rapport au temps d'avant-guerre plus favorablement que celle du travail qualifié. La communication conclue recommandant de préciser, dans les publications statistiques relatives aux salaires, la nature des données, les professions prises en considération, les méthodes suivies dans le calcul des moyennes. Ces désirs ne sont que trop justifiés. Le prof. Zahn demande aussi une extension de la statistique de la production, qui devrait comprendre le nombre des heures du travail, le coût du travail d'après le coût des salaires et le coût des appointements, ainsi que la valeur de la production brute et de la production nette. Il demande encore des comptes de ménages qui comprennent divers groupes sociaux de travailleurs physiques et intellectuels. Tout statisticien serait évidemment content de la réalisation de ces vœux ; mais, au point de vue pratique, on pourrait poser la question si l'on ne demande un peu trop et, avant de demander tout ce que l'on désire, s'il ne serait pas bon de tirer plus complètement parti de tout ce dont on peut déjà disposer. Les matériaux disponibles sur les prix des salaires, les heures du travail, les comptes du ménage, bien qu'ils soient loin d'être parfaits, sont dès à présent imposants. Un travail qui les examine à fond est encore à faire. La communication de M. Zahn n'en tire parti que dans une partie minime ; elle ignore aussi les travaux de la Commission internationale des salaires et des heures du travail qui, à l'initiative des Américains, s'est déjà réunie deux fois à Genève auprès du Bureau International du Travail. Dans la discussion qui eut lieu dans la Section, on a relevé la complexité du problème et l'opportunité d'éviter l'institution d'une Commission de plus ; on a proposé par conséquent

que ces problèmes soient traités par la Commission déjà en fonction pour étudier les salaires comme élément du coût de production. Il est évident pourtant que seulement une petite partie des problèmes traités par M. Zahn rentre dans la compétence de la dite Commission.

A Varsovie en 1929 une Commission a été nommée pour examiner la statistique du mouvement de l'état de l'emploi et des salaires réels dans les divers Pays, en vue de déterminer la relation possible entre ces deux phénomènes, ainsi que leur interdépendance. M. HILTON, nommé rapporteur de cette Commission, a présenté une communication personnelle (*Real Wages and Employment*) sur les matériaux recueillis jusqu'à présent, se réservant de présenter le rapport définitif à la réunion de Madrid en 1931. Il a cru devoir concentrer son attention sur les années 1924 et suivantes, pour lesquelles il a présenté des tableaux concernant l'Allemagne et la Grande-Bretagne. La conclusion principale déduite de l'examen de ces tableaux est que l'on doit renoncer à toute idée de l'existence d'une corrélation quantitative étroite et uniforme, que l'on pensait avoir établie, entre le mouvement des salaires réels et le mouvement du chômage dans tous les pays. On a suggéré qu'il y aurait lieu peut-être de faire une distinction entre les périodes anormales, pendant lesquelles les variations des prix et du coût de la vie sont si rapides que les salaires ne peuvent pas varier dans les mêmes proportions, et les périodes normales pendant lesquelles d'autres facteurs prennent le dessus. On a reconnu avec M. Hilton que le problème statistique ne peut pas être séparé de l'analyse économique. D'autre part, bien que la discussion ait eu un caractère préliminaire, elle fait voir qu'il ne sera pas facile d'arriver à des conclusions unanimes de la part de la Commission. A ce sujet il y a lieu de se demander si l'objet attribué à la Commission est vraiment adapté pour un travail collectif. Le travail collectif des Commissions peut avoir une utilité réelle et conduire à des conclusions unanimes lorsque son but principal est de recueillir des matériaux ou des informations de divers Pays qui seraient difficilement accessibles à une seule personne, ou lorsqu'il s'agit d'arriver à des conclusions sur l'uniformité des méthodes à suivre dans la collection et dans la présentation des données sur lesquelles l'expérience ne laisse pas la possibilité d'une grande divergence d'opinions. Lorsqu'il s'agit par contre de questions plus subtiles et délicates concernant l'interprétation des données à la lumière des



théories scientifiques, il est difficile d'obtenir le consentement de tous les membres d'une Commission assez nombreuse, tandis qu'une résolution prise à majorité de voix ne donnerait aucune garantie concernant sa valeur, les questions scientifiques ne pouvant être résolues à coups de majorité ; il vaut mieux laisser la discussion de ces questions et la responsabilité des conclusions aux individus.

\* \* \*

Les 22 communications présentées à la réunion par les statisticiens japonais donnent une idée complète et saisissante des brillants progrès réalisés par leur nation, aussi dans ce domaine, en une très courte période. C'est de l'année 1920 que date le premier recensement japonais et c'est de cette année aussi que date une nouvelle époque pour la statistique japonaise, comme nous le dit M. Y. SHIMOJÔ, ancien directeur du Bureau Impérial de Statistique dans sa communication *Outline of the Recent Statistical Works in Japan*. Cette communication nous donne une idée précise de l'organisation statistique du Japon et de ses travaux ; elle s'arrête spécialement à nous décrire : les recensements successifs de la population, qui après 1920 se font tous les 5 ans ; le recensement sur le chômage qui a eu lieu au mois d'octobre 1925 dans 25 villes importantes et dans leurs districts ; le recensement de l'agriculture qui s'est limité en 1929 à une enquête sur la terre cultivée, les autres recherches ayant été renvoyées ; l'enquête sur les conditions du travail qui a eu lieu au mois d'octobre 1924 ; l'enquête sur les budgets de familles. Plusieurs de ces enquêtes ont fait l'objet de communications spéciales dont nous traiterons ensuite. M. Shimojô nous parle aussi des leçons de statistique et des cours pour préparer les statisticiens pratiques, tenus à l'initiative du Bureau Central de Statistique en 1929 et 1930, des expositions de statistiques tenues à Tokio et Osaka en 1925 dans le but de servir de propagande aux recensements de la population et des chômeurs, expositions répétées en diverses occasions dans plusieurs autres localités. L'orateur nous entretient aussi de l'Assemblée des statisticiens à laquelle ont participé environ 7000 personnes intéressées aux statistiques, venues à Kyoto au mois de décembre 1920 de toutes les provinces du Japon proprement dit et des territoires coloniaux. Quelques-unes de ces initiatives ont été réalisées aussi en Europe ; en plusieurs occasions, par exemple, on a fait des expo-

sitions de statistiques, mais en général elles ont été des appendices d'autres expositions : jamais, que je sache, elles n'ont atteint l'importance de l'exposition de Tokio. En Italie, l'Institut Central de Statistique a aussi donné des cours pour les fonctionnaires des bureaux statistiques des municipalités. Dans l'ensemble on a l'impression pourtant que nous avons quelque chose à apprendre de nos collègues japonais, et surtout que nous pouvons signaler la population japonaise comme exemple aux populations occidentales à bien des égards. Il est certain qu'en peu de Pays de l'Occident l'organisation statistique a accompli pendant les dernières dix années des progrès comparables à ceux qui ont été réalisés par la statistique japonaise. Nos collègues japonais semblent bien réfléchir avant de prendre une initiative. La loi sur le recensement votée en 1903 ne fut appliquée qu'en 1920. Le recensement de l'agriculture fut limité aux terres cultivées. D'autre part, ils ne se refusent pas les fonds nécessaires : 3.877.552 yens, c'est-à-dire presque 37 millions de lires italiennes ont été prévus pour le recensement de 1930. Quant à l'esprit de coopération de la population, une période de la communication de M. Shimojô nous en donne une idée « The people well understanding the object and significance of the census were ready to cooperate for the undertaking and hoping the enumeration to be accurate and perfect, they refrained at that period, as far as possible, from changing their abode or going on journeys, while on the census day restaurants, theatres and like places of popular gathering closed early or all day ».

Dans la constatation de leurs progrès, les Japonais n'ont pas oublié celui qui a été leur pionnier dans ce domaine. M. YOKOYAMA, Président de la Société des Sciences Statistiques de Tokio, nous donne en effet *A Biographical Sketch of Dr. K. Sugi, the Father of Japanese Statistics*.

Parmi les autres communications, plusieurs traitent de sujets démographiques. M. T. HASEGAWA, le directeur central du Bureau de Statistique, parle de la *Population of Japan, 1920 and 1925* et nous expose les principaux résultats des deux derniers recensements pour ce qui concerne le nombre des habitants, le rapport entre les deux sexes, le développement de la population rurale et urbaine, et en particulier des villes principales, la distribution des districts d'après leur population, le lieu de naissance, l'âge, l'état civil, la nationalité et la race, la profession, le nombre des ménages.

M. K. TAKAOKA (*Der Schwerpunkt der Bevölkerung* (Center

*of Population) in Hokkaido, Japan*) met en évidence le déplacement du centre de gravité de la population de l'île de Hokkaido (la plus septentrionale des îles japonaises) de 1869 à 1925. Ce déplacement témoigne de la colonisation rapide et progressive vers le Nord de cette île, colonisation qui dans le passé fut pendant 7 siècles un objet d'hésitations pour les Japonais. Maintenant ils font preuve de la même répugnance à coloniser la Mandchourie septentrionale et l'île de Sakhaline. On en déduit une des preuves de l'origine méridionale de la race.

M. T. KAMEDA expose une *Application of the Method of Sampling to the first Japanese Population Census*, consistant dans la sélection d'une feuille de famille pour chaque millier de feuilles. Cette application a été conseillée par le trouble porté dans les services statistiques lors du tremblement de terre de 1923 et la nécessité de faire recours à des expédients pour avoir les premiers résultats dans un délai assez rapproché. L'expédient adopté par M. Kameda, équivaut pratiquement à un choix fait au hasard et est bien connu et adopté en plusieurs recherches. Le mérite de M. Kameda est d'avoir calculé aussi les erreurs auxquelles s'attendre dans l'échantillon d'après la théorie et de les avoir comparées avec les erreurs que l'on a pu vérifier lorsque le dépouillement complet a été terminé.

Une communication bien intéressante est celle de M. S. KANAYA, Directeur du Bureau de Statistique de la Ville de Tokio, concernant le *Day Census in the Central Districts of the City of Tokio*. Le recensement journalier que l'on a fait à Tokio le 5 novembre 1929, en suivant l'exemple de celui de l'Angleterre et du pays de Galles en 1921, avait pour but de mesurer la masse de population qui chaque jour arrive aux quartiers centraux de la ville pour aller au bureau ou à l'école, la distance qu'elle doit parcourir, les moyens de communication qu'elle emploie, les gares de départ et d'arrivée. L'enquête a présenté des défauts que l'A. signale dûment : ce recensement a été limité à quelques quartiers seulement, il a négligé toutes les personnes de passage ; il est tombé dans la période de la plus grave dépression des affaires. Malgré cela, les résultats sont de la plus grande utilité, tant au point de vue de la science que de l'administration.

M. H. SARTO, actuaire du Bureau des Assurances sur la vie au Ministère des Communications et statisticien en Chef du Bureau de la Statistique Générale, expose (*Sur la table de mortalité des Japonais n. 4*) les méthodes et les résultats de la table de mortalité

de la population du Japon proprement dit pour les années 1921-1925. Une comparaison avec les tables précédentes aurait été naturelle. N'ayant pas été faite, le lecteur se demande si l'A. ne pensait pas que les résultats n'étaient pas comparables.

M. T. SUMIO, actuaire du Bureau d'Assurance au Ministère du Commerce et de l'Industrie, a présenté une communication *On the Basis for determining the Rate of Mortality in Japanese Standard Experience Table*, dans laquelle il discute la méthode la plus appropriée à suivre dans la construction d'une table de mortalité des assurés que le Gouvernement Japonais a l'intention de dresser. La discussion de M. Sumio aura un intérêt spécial pour les pays, comme l'Italie, où une semblable initiative a été prise.

M. S. TAKARABE, le professeur renommé de l'Université Impériale de Kyoto, a fait distribuer un tableau, extrait de sa mémoire composée en japonais sur la durée naturelle de la vie, dans lequel il a appliqué à la table de mortalité japonaise pour l'année 1910 la méthode bien connue du prof. Lexis pour la détermination de l'âge normal, en donnant les valeurs des paramètres qui résultent analogues à ceux déterminés par Lexis pour la table de mortalité belge de 1872.

L'Institut de Statistique Yanagisawa, fondé et dirigé par le comte de Yanagisawa, a présenté une courte note intitulée *Etudes statistiques sur les effets eugéniques de la guerre*. La note a été préparée par MM. A. SAKAMOTO, et K. KO membres du dit Institut, en réponse à un questionnaire que M. Gini a fait circuler en sa qualité de Président du Comité pour l'étude des effets eugéniques et disgéniques de la guerre institué par la Fédération Internationale d'Eugénique. N'ayant pu obtenir des Ministères de la Guerre et de la Marine les données nécessaires, les deux auteurs se sont limités à étudier l'influence de la dernière guerre sur la composition de la population, sur la proportion des sexes dans les nouveaux-nés et sur les décès à cause de certaines maladies. Étant donné la part limitée prise par le Japon à la guerre mondiale, les résultats sont, ainsi qu'il était à prévoir, tout à fait négatifs, mais dans le passé le Japon a été engagé bien davantage dans d'autres guerres, et peut-être les statistiques démographiques, ainsi que celles du recrutement, peuvent permettre des recherches sur les effets de ces guerres, en particulier de la guerre contre la Russie.

Du plus haut intérêt est le sujet traité dans la communication de M. E. E. HONJO, professeur à l'Université Impériale de Kyoto sur

*The Population and its Problems in the Tokugawa Era.* Se basant sur des documents qu'il soumet à une critique aigüe, il montre comme la population qui a été presque stationnaire dans la deuxième moitié de la période Tokugawa, devait avoir augmenté plutôt rapidement dans la première moitié. Il attribue l'arrêt de la population aux difficultés d'existence qui se présentaient dans un pays presque complètement isolé, après que la population avait atteint une certaine limite. A cela doivent s'ajouter les disettes, les épidémies, la lourde charge des impôts, un sentiment excessif d'épargne et de diligence, la diffusion des avortements et des infanticides. On pourrait pourtant remarquer que les disettes sont dérivées, ainsi que l'auteur le montre, non pas d'une disette de terre à cultiver, mais au contraire de l'abandon des terres déjà cultivées par les paysans qui se dirigeaient vers les villes. Aussi la coutume de tuer les enfants ne paraît pas avoir été déterminée par les nécessités de la vie, à juger de la forte réaction que la pratique provoquait chez les autorités et chez une partie de la population. La crise était — paraît-il — plutôt psychologique qu'économique dans son origine. Mais il serait à rechercher, si elle n'avait pas des racines encore plus profondes. On ne doit pas oublier à ce propos que le reveil de l'accroissement de la population, qui a continué pendant toute l'époque Meiji et continue encore, ne date pas précisément de la fin de la période Tokugawa, mais qu'il l'a précédée d'à peu près 20 ans. Dans ces conditions, peut-il être, vraiment, attribué, ainsi qu'on le fait souvent, à la renaissance économique qui a suivi l'ouverture du Japon au commerce mondial ? Le sujet est en tout cas des plus intéressants et nos collègues japonais pourraient probablement entreprendre dans ce domaine des recherches d'une grande importance pour la théorie du développement des populations.

Un autre groupe de communications concerne l'agriculture.

M. R. NAGASAWA, statisticien en chef du Ministère d'Agriculture et des Forêts explique *The Method of Statistical Investigation concerning Agricultural Production in Japan* dans un exposé très précis et détaillé. Il n'est pas surprenant que dans un pays, comme le Japon, dans lequel l'agriculture et les forêts sont soignées avec une diligence dont il est difficile de se rendre compte sans avoir été sur place, même les statistiques agricoles et forestières reçoivent une attention spéciale. Pour s'en rendre compte il suffit de dire que la dépense annuelle pour les travaux statistiques concernant l'agriculture et les forêts portée par le Gouvernement central et par les

autorités locales, monte à environ 4 millions de yens (presque 38.000.000 de liras italiennes), et que la même somme a été dépensée pour le recensement des terres cultivées en 1929. M. Nagasawa fait aussi dans sa communication plusieurs remarques critiques concernant les résolutions prises dans la Convention pour les statistiques économiques signée à Genève en 1928, pour ce qui concerne leur application en Japon. Il est évident qu'il est impossible à une conférence à laquelle 41 États étaient représentés de pouvoir donner satisfaction à tous et de tenir compte des conditions spéciales de chacun. Ayant pris part aux travaux de la Conférence comme chef de la Délégation Italienne et vice-président de la Conférence, je dois dire que les points de vue de nos collègues japonais auraient eu peut-être plus de chance d'être acceptés s'ils avaient été appuyés par un exposé clair et détaillé des conditions de l'agriculture japonaise tel que nous le trouvons maintenant dans la communication de M. Nagasawa.

THE NAGOYA COMMERCIAL COLLEGE a présenté une courte, mais intéressante note sur *The Quantity Index of Foodstuff Production in Japan*. La production alimentaire a augmenté de plus de la moitié depuis 1894 jusqu'à ces derniers temps, l'indice passant de 67,30 en 1894 à 101,95 en 1928. Elle est pourtant à peu près stationnaire depuis une dizaine d'années. L'augmentation a été beaucoup plus forte pour les aliments animaux (de 32,53 à 99,22) et spécialement pour la viande (de 22,18 à 105,36) que pour les végétaux (de 72,89 à 102,25) ; mais, malgré cela, l'alimentation d'une grande partie de la population est encore à base de végétaux. Dans la période 1921-1925, prise comme base des indices, seulement 10 % de l'alimentation était animale et dans celle-ci la viande représentait moins d'un tiers (à peu près 3 % du total).

La valeur de la terre augmente au Japon ; elle augmente même plus rapidement que la population ; de 1918 à 1928 elle a augmenté de 40 % en faisant abstraction du niveau général des prix, tandis que la population n'a augmenté que de 14 %. Monsieur M. KAMBE, professeur à l'Université Impériale de Kyoto, a présenté à ce propos une courte note, *Rising Tendency of Land Value in Japan : its Effects, Causes, and some Control Measures*. Cette tendance — d'après M. Kambe — cause la maladie chronique de l'économie japonaise, et s'ajoute aux causes de caractère mondial pour déterminer la crise dont le Japon souffre après la guerre mondiale. La dite augmentation de la valeur de la terre aurait

en effet pour conséquence de créer des difficultés à l'industrie et à la vie privée, déterminées par le coût plus élevé des maisons (et par conséquent des loyers) et des édifices industriels (et par conséquent des produits). Les causes en seraient l'augmentation de la population et de la concentration de la richesse. La deuxième représente — nous dit M. Kambe — une tendance naturelle que l'on ne peut pas entraver décisivement. La première devrait être limitée par le contrôle des naissances, tandis que l'on devrait favoriser une meilleure utilisation de la terre. Dans la communication il y a des données intéressantes ; mais l'interprétation de l'auteur et les conséquences qu'il en tire paraissent bien douteuses.

En passant aux contributions concernant la statistique économique, je signalerai avant tout l'exposé concernant l'activité de la Chambre Internationale du Commerce dans le domaine de la statistique, que les représentants de la dite Chambre, MM. M. KUSHI et T. YANA ont fait distribuer aux membres de la réunion (*The International Chamber of Commerce and Industrial Statistics*). La brochure donne la composition du Comité permanent pour les statistiques industrielles internationales établi par la dite Chambre, ainsi que celles des Comités d'Experts sur les constructions navales, l'industrie textile, l'industrie lainière, le fer, la pâte de bois, les produits métallurgiques semi-finis, la soie, les engrais chimiques. Le Comité permanent est présidé par M. Gino Olivetti, secrétaire général de la Confédération Générale Fasciste de l'Industrie en Italie, dont la versatilité est bien connue. On rencontre beaucoup d'autres noms de premier ordre dans les Comités d'experts, aucun véritable statisticien. La Chambre Internationale a fait dans le domaine des statistiques un travail qui a été apprécié en plusieurs occasions, mais on ne peut s'empêcher de remarquer que sa contribution aurait sans doute été encore plus importante, si dans le sein du Comité permanent et des Comités d'Experts il y aurait eu, à côté des compétents techniques éminents, aussi des compétents spécialisés dans la statistique.

Les contributions de MM. S. DOKÉ et K. MORI documentent le merveilleux développement économique du Japon dans le temps moderne. C'est là l'objet direct de la communication de M. S. DOKÉ, professeur à la Université de Senshu, ayant pour titre *Economic Development in Japan since the Meiji Restoration from its Statistical Point of View*. L'auteur distingue quatre périodes : la période infantile qui va de la restauration du pouvoir impérial en 1868 jusqu'en 1893 ;

la période du progrès graduel qui commence avec la guerre contre la Chine en 1894 et finit en 1903 ; la période du progrès rapide qui va de la guerre contre la Russie en 1904 à 1913 ; la période du progrès bondissant, depuis la déclaration de la guerre mondiale en 1914 jusqu'à nos jours.

L'augmentation de la population et sa concentration dans les villes, l'augmentation des ressources alimentaires, la formation et le progrès des industries et en particulier des moyens de communication tant terrestres que maritimes, la fondation et l'épanouissement des banques, le développement du commerce international sont examinés sur la base de statistiques détaillées. La synthèse du progrès économique se manifeste dans l'accroissement de la richesse et du revenu national. La communication de M. H. MORI, statisticien en chef du Bureau de Statistique (*The Estimate of the National Wealth and Income of Japan Proper*) nous permet d'apprécier cet accroissement à partir de 1905 pour la richesse et à partir de 1887 pour les revenus. De 1905 à 1924, la richesse serait à peu près quintuplée et les revenus décuplés. Il suffit d'énoncer ces résultats pour en comprendre l'in vraisemblance. Le rapport des revenus à la richesse serait en effet plus que doublé dans une vingtaine d'années : or ce rapport ne peut pas présenter de telles variations. La variation à laquelle on doit s'attendre lorsqu'un pays se développe et s'enrichit est d'ailleurs une variation en sens parfaitement contraire, les revenus du travail perdant de plus en plus leur importance, vis-à-vis des revenus du capital et par conséquent vis-à-vis de la richesse. On ne peut pas se soustraire à l'impression que les évaluations successives des revenus données par M. Mori sont de plus en plus exactes au fur et à mesure qu'elles s'approchent de nos jours. Cela n'est pas surprenant pour ceux qui sont versés dans cette matière. Lorsque les statistiques sont défectueuses, il est bien difficile d'arriver à une évaluation complète ; quelque chose échappe toujours. Il est probable que la même chose soit vraie pour l'évaluation de la richesse, bien qu'à un degré moindre. Je peux comparer les chiffres pour la richesse et les revenus nationaux donnés par M. Mori pour 1913 (2.330 millions de yens pour les revenus ; 32 milliards pour la richesse) avec ceux auxquels je suis parvenu dans les évaluations que j'ai faites pour la période précédant immédiatement la guerre à la demande de la S. d. N. et dont j'ai déjà fait mention (cfr. page 118). Mes résultats (72-73 milliards de francs pour la richesse privée et 12,3-12,5 pour les revenus nationaux) correspondent à 28 millions de yens pour la richesse et à 4.800 millions



de yens pour les revenus. La différence entre les deux évaluations — celle de M. Mori et la mienne — n'est pas grande pour ce qui concerne la richesse. Elle peut être expliquée par le fait que, tandis que mon évaluation concerne la richesse privée, celle de M. Mori concerne la richesse nationale qu'il obtient en ajoutant à la richesse privée la valeur attribuée aux propriétés publiques. Mais la différence concernant les revenus nationaux qui est de un à deux ne peut être expliquée, à mon avis, que par une sous-évaluation de la part de M. Mori.

On pourrait faire plusieurs remarques au sujet des procédés exposés par le Dr. Mori, mais les difficultés de ces calculs sont telles qu'il n'est pas surprenant qu'ils prêtent à la critique. Il est important que presque toujours le mémoire de M. Mori donne les éléments des calculs d'une façon telle que les spécialistes puissent les contrôler et, le cas échéant, les corriger : et la science doit en somme être bien reconnaissante au Bureau de Statistique du Japon pour les contributions données à une matière aussi importante que celle de l'évaluation de la richesse et des revenus nationaux.

Deux communications traitent des sujets de statistique financière, l'une présentée par le prof. S. SHIOMI de l'Université de Kyoto, ayant pour titre *The Burden of Taxation on the Citizens of Big Cities in Japan — on the Osaka Citizens in particular*, l'autre présentée par M. H. OUCHI prof. de Sciences des Finances à l'Université de Tokio, traitant du *Tax Burden in Salaried Men and Farmers as Revealed by the Official Survey of their Livings*. Le prof. Shiomi met en lumière la charge fiscale imposée aux citoyens de Osaka par les contributions au Gouvernement central, aux Prefectures, à la ville et à ses quartiers et considère séparément la charge provenant des impôts directs. Ces derniers représentent une partie très importante de la charge, variant, après 1903, entre 61 et 84%. On arrive à une conclusion analogue pour ce qui concerne les 6 plus importantes villes du Japon (Osaka, Tokio, Nagoya, Kyoto, Kobe e Yokohama).

Le professeur Ouchi, après avoir montré l'augmentation de 1916 à 1926 de la charge fiscale nationale et celle encore plus forte de la charge fiscale locale, présente des données qui prouvent que les propriétaires des terres sont beaucoup plus onérés que les hommes d'affaires, surtout pour ce qui concerne les charges locales. On ne pourrait pourtant généraliser cette conclusion en l'appliquant aussi aux classes basses dont le revenu reste au-dessous de 200 yens par mois (moins de 2.000 liras). Les paysans et les ouvriers des villes sont

taxés pratiquement dans la même proportion. La charge résulte progressive pour les impôts directs, mais régressive pour les impôts indirects (sur les liqueurs et les tabacs, correspondant à 70 % des impôts sur les consommations) que l'on a pu considérer : la charge globale paraît pratiquement proportionnelle.

Ces données sont tirées d'une enquête vraiment remarquable sur les budgets de familles entreprise par le Bureau de Statistique.

Le pionnier dans ce domaine a été au Japon le Dr. J. TAKANO, qui à deux reprises avait fait des recherches sur les budgets de famille, la première fois en 1916 sur les budgets de 20 familles ouvrières de Tokio pendant un mois, la seconde fois en 1918-1919 sur les budgets de 40 familles ouvrières de Tokio et de 95 familles de maîtres d'école de Tokio et des environs pendant une durée variable de 1 à 12 mois. M. Takano lui-même a résumé les résultats principaux de ses enquêtes dans une note *Ueber Haushaltungserhebungen und deren Durchführungen in Japan*, qu'il a présenté au Congrès.

C'est un élève du Dr. Takano, M. T. MATSUDA, qui a donné à la réunion de Tokio un rapport sur les méthodes et les résultats de la grande enquête gouvernementale (*The Family Budget Enquiry in Japan 1926-1927*). L'enquête a recueilli, pendant une année entière, du 1<sup>er</sup> septembre 1926 au 31 août 1927, des données concernant 6 différentes classes professionnelles distribuées dans un grand nombre de localités avec des caractéristiques variées. Une large propagande de l'enquête a été faite avec plein succès. Le nombre des familles qui répondirent à l'invitation fut supérieur aux besoins. Parmi 11,824 offres, 7,856 familles furent choisies, et, de celles-ci, 6505 continuèrent à recueillir les données jusqu'à la fin de l'année. L'enquête fut précédée d'une période préparatoire d'un mois pendant lequel les livres de ménage furent distribués et expliqués par des agents, qui continuèrent leur surveillance durant toute l'enquête. Leur œuvre, ainsi que celle des familles a été prêtée à titre gratuit : ce n'est qu'à titre de reconnaissance que les agents reçurent d'insignifiantes rémunérations, tandis qu'à chaque famille on a fait, à la fin, le cadeau d'une montre à table et d'un petit livre résumant les résultats de l'enquête, à part les présents de nourriture faits par des associations publiques et privées qui appuyaient l'initiative de différentes manières.

Sans m'arrêter sur les divers résultats résumés dans des tableaux détaillés, j'en signalerai un qui se rattache à une observation que j'avais déjà faite à propos de la dépense requise pour l'entretien

d'un individu. C'est que dans toutes les classes ouvrières les gains compensent les dépenses de la famille sauf dans les deux classes à revenu plus bas, pour lesquelles le déficit doit être soudé par les revenus du capital ; mais au contraire dans aucune classe d'employés, pour lesquels les revenus du capital sont naturellement beaucoup plus élevés, les gains ne sont suffisants à compenser les dépenses, mais laissent un déficit qui ne montre aucune tendance à diminuer, mais souvent au contraire une tendance à augmenter, avec le revenu. J'avais déjà observé pour des populations européennes que le revenu du travail d'une famille de composition normale des classes moyennes et élevées, est insuffisant au maintien de ses membres (Cfr. *Problemi di economia visti da uno statistico*. « Annali di Economia ». Milano. Università Bocconi, 1924, pag. 245-247), et la même conclusion paraît ressortir de cette enquête.

Un autre résultat à signaler est que, soit dans la catégorie des ouvriers que dans celle des employés, il y a, en tenant compte des revenus du capital, un excédent remarquable (9,4 % pour les employés et 10,5 % pour les ouvriers) des entrées sur les dépenses. C'est cet esprit bien répandu d'épargne qui est une des causes du développement économique du Japon.

Une autre communication dans le domaine de la statistique sociale est celle de M. T. MORITO concernant le *Female Labour in Japan*. L'auteur, qui est membre de l'Institut Okara de Recherches Sociales de Osaka, a fait un examen très approfondi du problème pour autant que les données, très limitées, dont il disposait, le permettaient. Il a distingué les différentes catégories de femmes qui ont une occupation autre que les soins du ménage : aides de famille, domestiques, personnes qui font un travail à domicile, comme profession secondaire, personnes qui sont employées, principalement, soit dans l'agriculture, soit dans l'industrie, soit en d'autres professions, soit hors de la maison, soit dans leur famille. Le nombre des femmes occupées au dehors du foyer augmente surtout dans les services publics, tandis que dans l'industrie et dans le commerce il y a des tendances opposées qui se balancent à peu près. Le nombre des domestiques, au contraire, diminue, bien que pas aussi rapidement que dans les pays occidentaux, mais la diminution plus importante est celle des aides de famille dans l'agriculture. C'est à cause de cette diminution que le nombre global des femmes occupées ne paraît pas augmenter absolument ; relativement il diminue. L'auteur soumet aussi à une analyse intéressante la

proportion des sexes dans les différentes professions, en mettant en évidence les divers facteurs qui déterminent ces différences. L'Assemblée de l'Institut a appelé l'attention de la Commission qui traite de la statistique des occupations productives des femmes sur les problèmes envisagés dans la communication de M. Morito.

Le Bureau de Statistique a aussi distribué à ceux qui ont participé à la Session une brochure sur la *Calculation on Soroban*, tirée d'un ouvrage du Dr. R. FUJISAWA, sur l'enseignement des mathématiques au Japon. Le *Soroban* ressemble à ces bouliers sur lesquels nos enfants apprennent les éléments de l'arithmétique, mais est perfectionné de façon à permettre, aux personnes expérimentées, d'exécuter bien rapidement les opérations de l'arithmétique. Il n'y a pas de magasin au Japon qui ne possède un Soroban auquel le maître fait recours pour les calculs même les plus simples, par exemple pour se rendre compte du pourcentage qu'un certain rabais demandé, représente sur le prix d'une marchandise. Autrefois lorsqu'on se servait des chiffres japonais, le Soroban était un instrument presque indispensable et sa diffusion était générale. Les concours de vitesse parmi les « sorobanistes » étaient à l'ordre du jour. Le Dr. Fujisawa nous raconte cela d'une façon charmante ; il pense que, même après l'introduction des chiffres européens, le Soroban conserve sa raison d'être et il juge que les pays occidentaux devraient considérer l'opportunité de s'en servir. Les méthodes à suivre pour les différents calculs sont expliquées en appendice. Un élégant exemplaire de Soroban accompagnait la brochure.

\* \* \*

Les statisticiens chinois n'ont pas voulu faire moins que leurs collègues japonais en informant l'Institut International de leurs résultats et de leurs projets. En font foi six communications dignes de toute attention. M. le Doct. D. K. LIEU, Directeur du Bureau de Statistique a présenté *A Brief Account of Statistical Work in China*, dans lequel il développe une histoire des travaux statistiques de son pays. Dans celle-ci il distingue deux stades : le premier va jusqu'en 1860, année pendant laquelle les méthodes statistiques modernes furent introduites en Chine. Il distingue, ensuite, le second stade en trois périodes : la première va jusqu'à la fin de la dynastie Manciù ; la seconde de la proclamation de la République (1912) à la constitution du Gouvernement national (1927) ; la troi-

sième de 1927 à nos jours. L'auteur s'arrête particulièrement sur cette dernière en passant en revue, non seulement les relèvements statistiques faits par le Gouvernement Central et par les Gouvernements des Provinces, mais aussi les publications, souvent importantes, faites par d'autres corps publiques et privés et par des savants particuliers. Il illustre aussi l'organisation actuelle des services de statistique et les développements futurs qui sont à l'examen. Entre autres il donne des renseignements, sur les méthodes suivies dans le dernier recensement de la population fait en 1928-29 et sur les résultats déjà connus pour 12 Provinces et pour cinq villes principales constituant des unités politiques séparées. L'histoire des recensements chinois passés forme l'objet d'un mémoire important de M. CHUNGHEN S. CHEN, chef de la division du Commerce International au Ministère de l'Industrie, du Commerce et du Travail. Le mémoire, ayant pour titre *The Chinese Census of Population since 1712* passe aussi en revue les recensements précédents, mais il s'occupe particulièrement des procédés suivis et des renseignements demandés depuis que, en 1712, le recensement, étant devenu un but à soi même, seulement a visé à établir exactement le nombre et les caractéristiques de la population.

M. C. C. CHANG du Bureau Central de Statistique a présenté une communication concernant *A Proposed Plan for taking China's First Agricultural Census*. Il y expose les difficultés spéciales que la réalisation du projet rencontre en Chine, le programme de l'enquête, les questions à poser, les contrôles envisagés, l'organisation pour la collection des données. La communication est suivie d'une courte note de M. J. LOSSING BUCK, traitant de la *Variability in Rural China*. L'auteur, qui est professeur à l'Université de Nanking, nous présente des moyennes et des indices de variabilité concernant l'extension des cultures, les unités de travail, le nombre des personnes par famille, le volume et la valeur des produits, les profits par hectare et par famille, etc. Il s'agit de la variabilité que ces phénomènes présentent d'une ferme à l'autre. 2866 fermes sont considérées, concernant 17 localités situées en 7 provinces.

D'un intérêt tout spécial est la communication « *A Statistical Study of the Personnel of Chinese National Government* by PETER WEI LIN, Division Chief of the Bureau of Statistics ». L'auteur, après avoir expliqué l'organisation de l'administration chinoise et la méthode suivie dans son enquête, nous donne la classification des fonctionnaires des diverses administrations d'après l'âge et le sexe,

le grade, le lieu de naissance, les années de service, l'inscription au parti Kuomintang et sa durée, l'éducation reçue. Les militaires sont exclus de l'enquête. Un œil exercé ne tarde pas à relever des faits significatifs. C'est le bas pourcentage des femmes (moins de 3 %), c'est le bas âge des fonctionnaires (classe d'âge plus fréquente: 26-30 ; âge moyen : 33,84 ans pour les hommes, 25,35 ans pour les femmes). Même les membres du Gouvernement, les Chefs des grandes parties de l'administration et les ambassadeurs, qui constituent la catégorie la plus élevée (Special Appointments), n'ont en moyenne que 45 ans.

Le recrutement des fonctionnaires est fait avec une préférence très marquée pour les localités voisines de la capitale. Les seules provinces du Kiangsu et Chekiang fournissent presque 45 % des fonctionnaires. Je crois qu'une distribution uniforme du recrutement dans les diverses parties des pays est une preuve de la complète fusion nationale : il serait intéressant de comparer à ce point de vue les différents pays.

La durée du service montre une fréquence spéciale en correspondance avec certains chiffres : on y voit l'influence de la constitution du Gouvernement national (1927) et de la République (1912). Les mêmes événements révèlent aussi leur influence sur la durée de l'inscription au parti. Moins des deux tiers (63,65 %) des fonctionnaires sont d'ailleurs membres du Kuomintang. En moyenne la durée du service est extrêmement courte, elle ne dépasse pas le terme de 3 ans pour toutes les catégories, sauf pour les « Special Appointments » pour lesquels elle est de 21 ans et demi. Le même phénomène se reproduit pour l'affiliation au parti : 20 ans est la moyenne pour les « Special Appointments » ; mais elle dépasse de peu la durée de 4 ans pour toutes les autres catégories. Si l'on rapproche ces données de l'âge des fonctionnaires, on comprend que le personnel des administrations chinoises se présente avec des caractéristiques bien spéciales.

Les pourcentages des fonctionnaires porteurs d'un diplôme d'université sont très significatifs. D'après les pays où ils ont fait leurs études, 67,58 % ont obtenu ce degré en Chine, 13,50 % au Japon, 11,26 % en Amérique, et 7,66 % en Europe. L'Amérique l'emporte donc nettement sur l'Europe ; mais la différence résulte écrasante, si l'on se borne à la catégorie des « Special Appointments » : 9,1 % ont reçu leur éducation supérieure en Europe, 18,2 % au Japon, 18,2 % aussi en Chine, et 54,5 % en Amérique. Plus que la

moitié des *leaders* du Gouvernement National Chinois ont donc formé leur mentalité, ou tout au moins ont fait leur apprentissage scientifique, dans les États-Unis d'Amérique.

L'étude de ces documents nous découvre plusieurs expédients auxquels l'Administration Chinoise a fait ou fait recours à fin d'obtenir des données moins inexactes dans un pays où les relevés statistiques présentent des difficultés spéciales. A mon avis les pays occidentaux ne devraient pas dédaigner de suivre en certains domaines l'exemple de la Chine, puisque l'exactitude de leurs statistiques est bien des fois illusoire. La désignation d'une personne par groupe de dix familles, par exemple, personne qui est responsable de l'exactitude des déclarations faites par les membres de ces familles dans les recensements, me paraît une mesure très opportune. L'obligation qui pourrait lui être faite de tenir une espèce de registre des personnes composant ces familles mérite aussi d'être examinée. Dans les bâtiments, où il y a un concierge, celui-ci pourrait être rendu responsable des déclarations des locataires. Il va sans dire que cette responsabilité ne ferait point cesser la responsabilité individuelle des locataires ou des propriétaires, mais seulement s'ajouterait à celle-ci. Les cours d'instruction des recenseurs chargés de distribuer et de contrôler les déclarations des recensements ne seraient certainement superflus dans aucun des pays occidentaux. D'ailleurs les dépenses toujours croissantes nécessaires pour les recensements et les autres grandes enquêtes statistiques engagent, à mon avis, à tenter aussi en Occident de substituer, à la rétribution en argent des recenseurs, des rétributions d'autre nature, tels que les certificats, analoguement à ce que l'on fait en Chine et au Japon. Si ce système ne pouvait être adopté toujours, il pourrait certainement fonctionner dans certains cas. Et lorsque, comme en Italie, le Gouvernement peut compter sur la fidélité absolue et enthousiaste des membres d'un parti, sa réussite serait évidemment plus facile. Pour ce qui concerne la statistique agricole, le contrôle des déclarations individuelles avec les évaluations collectives des experts du pays est aussi un procédé qui paraît digne de considération.

Parmi tous les sujets traités par les statisticiens chinois c'est celui du chiffre de la population de la Chine qui a suscité l'intérêt de loin le plus grand tant à cause de l'importance du sujet que pour le nombre des personnes qui prenaient part à la discussion. C'était à la Session du Caire en 1928 que le Prof. Willcox avait présenté une communication ayant pour titre *The Population of China in 1910*, dans

laquelle, soumettant à un examen détaillé les données du recensement du 1910, qu'il déclarait plus soigné que les suivants, il parvenait à attribuer à la Chine entière une population d'environ 295 millions (exactement 294.164.000). Les critiques dont ce résultat a été l'objet ont amené le Prof. Willcox à reprendre le sujet dans la communication *A Westener's Effort to estimate the Population of China and its Increase since 1650*, présentée à la Session de Tokio. Dans cette communication l'Auteur corrige ses calculs précédents de presque 50 millions, en donnant pour la Chine entière une population de presque 342 millions pour 1910. L'auteur justifie la correction par le fait qu'il adopte comme moyenne du nombre des personnes composant une famille un chiffre plus élevé (5,0) que celui adopté comme moyenne dans la communication précédente et qu'il admet que dans le recensement on n'a pas tenu compte des enfants au-dessous de 2 ans et de plusieurs millions de femmes. D'autre part, M. Willcox pense que le chiffre obtenu pour l'an 1910, peut être maintenu encore pour l'année 1930, en considérant qu'à cause des guerres et des disettes, le chiffre de la population est resté stationnaire. M. D. K. LIEU, Directeur du Bureau de Statistique du Gouvernement National de la Chine, M. WARREN H. CHEN, Chef de la Division Démographique du même bureau, et M. CHANG-HENG CHEN, membre de la Chambre Législative Chinoise et l'un des directeurs de la Société Economique Chinoise sont d'accord à considérer l'évaluation du Prof. Willcox comme excessivement basse et ses bases comme criticables (Cfr. CHANG-HENG CHEN, *China's Population Problems*; WARREN H. CHEN, *An Estimate of the Population of China in 1929*; et la communication déjà citée de M. D. K. LIEU, *Statistical Work in China*). Le montant actuel de la population de la Chine entière serait, au commencement de l'année 1929, d'environ 445 millions d'après M. Warren H. Chen, et d'environ 461 millions d'après M. Chang-Heng Chen, tandis que dans la communication de M. D. K. Lieu un chiffre variant entre 470 et 480 millions est pris en considération. Les auteurs pensent que l'opinion du Prof. Willcox que le recensement de 1910 mériterait plus de confiance que les suivants de 1912 et 1928, est tout à fait dépourvue de fondement; ils admettent comme moyenne du nombre de personnes composant une famille dans la Chine proprement dite, le chiffre de 5,2 (au lieu de 5,0 admis par le Prof. Willcox) et, tenant compte des autres parties de la Chine ainsi que d'autres lacunes du recensement, ils arrivent à un total de plus de 386 millions pour 1910, chiffre qui s'accorde bien avec celui de 393 millions auquel on



parvient sur la base des données du recensement de 1912. Pour 1928, on ne connaît encore les chiffres du recensement que pour 12 provinces, dont 8 présenteraient des chiffres comparables à ceux de 1912. Dans ces 8 provinces, l'accroissement annuel de la population est de 7,8 %. En appliquant ce coefficient à l'ensemble de la population chinoise, M. Warren H. Chen obtient 445 millions au debut de l'année 1929. Le chiffre plus élevé de 461 millions est obtenu par M. Chan-Heng Chen par le coefficient d'accroissement annuel plus élevé, de 1%, calculé sur la base de 6 provinces. Il est à remarquer que la différence entre les évaluations du Prof. Willcox et des statisticiens chinois est relativement moins importante pour 1910 (342 millions contre 386). Le nombre moyen plus élevé de personnes composant une famille adopté pour cette année par les statisticiens chinois trouve pourtant sa confirmation dans les résultats du recensement de 1928 (qui donne une moyenne de 5,18 par famille), tandis qu'il ne paraît pas facile de nier toute valeur à leurs observations concernant la confiance à accorder au recensement de 1910. Quant à la variation survenue de 1910 à 1929, les calculs des statisticiens chinois ont une base assez solide dans l'accroissement constaté dans quelques provinces (parmi lesquelles il y en a plusieurs qui ont été le théâtre de la guerre) par le recensement de 1928. En tout cas l'hypothèse du Prof. Willcox que la population soit demeurée stationnaire pendant cet intervalle n'est pas soutenable. Plusieurs personnes qui ont été en Chine dans cette période et que j'ai pu interroger sont d'accord à déclarer que la population s'est augmentée d'une façon tout à fait normale et que la guerre, qui bien de fois n'a pas été et n'est pas trop sérieuse, n'a affecté et n'affecte qu'une partie minime du Pays. Il est difficile, en concluant, de se soustraire à l'impression que, si la vérité, comme il arrive maintes fois, doit être placée dans le milieu, elle s'approche en tout cas davantage des chiffres chinois. Même si la population actuelle de la Chine n'atteindrait pas le chiffre de 445 millions, obtenu d'après le calcul plus prudent de M. Warren H. Chen, on peut dire en tout cas — j'en suis presque sûr — qu'elle dépasse les 400 millions.

On peut espérer d'ailleurs que ces doutes seront dissipés dans un prochain avenir, puisque le jour que la population de Chine pourra être déterminée par un recensement gouvernemental qui soit accepté par les statisticiens du pays et de l'étranger ne paraît pas — s'il est permis d'en juger d'après les contributions que nos collègues nous ont porté à Tokio — si lointaine que le Prof. Willcox paraissait le

croire au commencement de sa dernière communication. Et peut-être la discussion même que le Prof. Willcox a eu l'occasion de soulever, aura servi à hâter ce moment.

Je ne veux pas terminer ma revue des communications présentées à la réunion de Tokio par les statisticiens chinois sans dire un mot de la deuxième partie de la communication concernant le problème de la population en Chine présentée par M. Chan-Heng Chen, membre de la Chambre des représentants. La première partie de la communication contient une discussion remarquable des évaluations de M. Rockill et des calculs du Prof. Willcox ; elle présente ensuite la nouvelle évaluation, basée sur des données plus récentes, dont nous avons parlé. La deuxième partie, a un caractère tout à fait différent ; elle a pour but d'aider les lecteurs étrangers à mieux comprendre la situation de la population de l'Extrême Orient. L'auteur y expose ses vues sur la surpopulation de la Chine et la possibilité de réduire l'extension de ses familles, sur les relations entre les familles nombreuses et l'industrialisation, la corruption et l'anarchie politiques, sur le caractère sélectif des mariages et des décès, sur les causes et les conséquences soit de la reproductivité différentielle des nations et des classes soit des migrations, sur la portée des études concernant le développement des races animales et des populations humaines. Ce sont des vues qui montrent que l'auteur a lu un certain nombre de livres publiés en Amérique sur ces sujets, des vues dont plusieurs peuvent même paraître acceptables, mais dont l'exposé peut difficilement rentrer dans le domaine de la statistique. Si l'on ajoute qu'elles sont entremêlées de considérations sur l'exploitation de la part des étrangers dans les ressources de la Chine et sur la nécessité de faire cette exploitation avec plus d'équité à l'avenir, sur le danger communiste et la reconnaissance dont le monde civilisé est débiteur à la Chine qui le combat héroïquement, sur l'opportunité d'une abolition immédiate de l'extra-territorialité, sur les réclamations de la Chine pour une plus grande liberté dans les relations internationales, pour la cessation des mesures spéciales contre l'immigration de ses citoyens et pour un meilleur traitement des Chinois qui résident à l'étranger, on comprend aisément qu'il s'agit d'une discussion, ou plutôt d'une plaidoirie, qui aurait trouvé mieux sa place dans un journal de politique ou tout au plus de sociologie. Dans ce domaine aussi, les thèses de M. Chan-Heng-Chen peuvent bien être justifiées et, même lorsqu'elles ne paraissent pas justifiées, elles sont en tout cas compréhensibles, mais tout le monde comprend à quels dangers on s'expose, en ouvrant les portes des

réunions internationales des statisticiens à des communications de ce genre.

\*  
\*  
\*

Des communications ont été présentées aussi par les directeurs des services statistiques des Indes Orientales néerlandaises et de l'Indochine.

Dans une communication sur *The Census of 1930 in the Netherlands East Indies*, le Dr. J. VAN GELDEREN, après avoir rappelé les difficultés spéciales des recensements dans les Colonies néerlandaises, et les précédents historiques, nous a donné un exposé détaillé de tout le plan du prochain recensement qui se fera en 1930. Il y a un détail qui mérite d'être signalé. Les données des bulletins seront remplis pendant un intervalle de deux semaines, ce que l'on appelle *recensement périodique* et à cet effet le pays sera divisé en districts de recensement de 1000 à 1300 habitants, chacun de ces districts étant dénombré par un recenseur spécial. Le *recensement périodique* sera suivi de ce que l'on appelle *recensement instantané*, en vue duquel les districts susdits seront divisés ultérieurement en 3 ou 4 parties comptant chacune de 380 à 400 habitants. Les districts plus réduits, qui résultent de cette division, seront visités le soir d'un jour déterminé par un recenseur « instantané », chargé de vérifier et corriger les bulletins remplis pendant le recensement périodique. Nous ne discuterons pas l'opportunité des termes *recensement périodique* et *recensement instantané* ; mais observerons plutôt qu'il y a là peut-être quelque chose à retenir, c'est-à-dire l'idée de faire recueillir et contrôler les bulletins par des recenseurs différents de ceux qui les ont distribués et qui ont surveillé leur remplissage.

M. HUBER, Directeur de la Statistique Générale de la France, a fait un exposé succinct de l'organisation et des travaux de la *Statistique générale de l'Indochine*. L'organisation a subi des remaniements et des éclipses ; elle a été reconstituée en 1929 sous le haut contrôle de l'Inspecteur Général des Mines et de l'Industrie, qui entre autre avait bien voulu témoigner son intérêt à la statistique par sa présence à la réunion. Les travaux concernant presque exclusivement la statistique économique, sont en train de reprendre sous la direction de M. H. ULMER, qui est venu de Paris prendre la place qu'avait déjà occupée notre regretté Collègue, M. Marcel Lenoir.

Sur la proposition de M. Huber lui-même, la première Section d'abord, et l'Assemblée Générale ensuite, ont voté à l'unanimité

la constitution d'une Commission chargée d'étudier les meilleures adaptations des méthodes statistiques aux conditions particulières des pays d'Extrême-Orient. Ces vœux témoignent l'intérêt que les communications de nos collègues de l'Extrême-Orient ont suscité chez tous les membres du Congrès.

L'Assemblée a bien voulu désigner M. YANAGISAWA comme Président de cette Commission afin de lui montrer ainsi combien l'Institut attache de prix à son concours et pour le remercier de tout ce qu'il a fait pour la réussite de la XIX<sup>e</sup> réunion.

\* \* \*

Je désire examiner à part aussi les contributions données à la réunion de l'Institut par l'Administration statistique des Soviets. L'Institut doit remercier les Soviets, non seulement pour les communications présentées à Tokio, mais encore pour l'accueil très cordial fait à ses membres, lorsque, dans le voyage d'allée, ils se sont arrêtés à Moscou. Le but principal de l'arrêt était de prendre connaissance de l'organisation centrale des statistiques soviétiques. Le régime communiste de l'économie soviétique et la réglementation de toute la vie nationale d'après un plan établi d'avance pour cinq ans ont comme conséquence une importance tout à fait spéciale de la statistique dans la vie nationale russe. A part les Bureaux de Statistique des différentes républiques fédérées, dont plusieurs atteignent une importance remarquable, le Gouvernement Soviétique dispose d'un grand Bureau Central. Ce dernier avait autrefois le caractère d'un Ministère ; récemment il a été transformé dans une branche de la Commission pour le plan, qui coordonne et dirige l'action des divers Ministères. Il n'est pas surprenant si, dans ces conditions, l'Administration de la Statistique est en conditions d'entreprendre des recherches pour lesquelles les autres Etats n'auraient ni les moyens ni un intérêt immédiat ; elle est d'ailleurs obligée à dépenser dans les recherches statistiques une somme qui, même comparée aux habitants, est bien plus élevée que celle soutenue par les autres Etats européens, même par ceux, tels que l'Allemagne et les Pays-Bas, où le service statistique est plus coûteux. Une caractéristique de l'organisation statistique des Soviets est qu'elle dispose, dans le pays, d'une véritable armée (presque 100.000 personnes) de collaborateurs, à présent pour la plupart volontaires, qui ne relèvent pas d'autres administrations et qui sont chargés de recueillir et contrôler les données. Leur organisation aussi est en

train d'être réformée. Les réformes en cours, dans les systèmes de collection ainsi que dans ceux d'élaboration des données, étaient présentées souvent par les fonctionnaires des Soviets — toujours très aimables d'ailleurs — qui nous accompagnaient, comme une difficulté à nous donner ces renseignements techniques détaillés, dont nous aurions eu le plus grand désir. Beaucoup de membres de l'Institut ont par conséquent quitté Moscou sans pouvoir se former une idée précise de l'efficacité de l'organisation statistique soviétique, bien que tous — je pense — se soient rendus compte du grand effort que le Gouvernement a fait et fait encore dans ce domaine et des difficultés qu'il doit surmonter étant donné la grande extension du Pays, le degré d'instruction encore inférieur de la plupart des populations et le fait de ne pouvoir se servir, à cause de raisons politiques, de tous les spécialistes que le Pays pourrait fournir.

A la réunion de Tokio, aucun des membres russes n'était présent ; mais l'Administration statistique des Soviets a présenté deux communications : l'une concernant *L'accroissement de la population en rapport avec les indices de la natalité et de la mortalité* par le Dr. B. SMOULEVITCH (directeur de la Statistique sociale) et A. WOLKOFF ; l'autre ayant pour titre « *Wages in the Soviet - Union and in the Capitalist Countries* by prof. L. EVENTOFF, Director of the World Economic Section of the Economic Research Institute of Gosplan ». Les deux communications présentées, tardivement paraît-il, n'ont pas pu être discutées, tout en ayant été distribuées aux membres de la réunion, mais le Dr. Eventoff, qui était parmi les invités, a bien profité de la discussion de la communication de M. Hilton pour en résumer le contenu.

La communication de MM. Smoulevitch et Wolkoff critique vivement les publications démographiques de l'Institut International de Statistique. Elles ne devraient pas se limiter — d'après les auteurs — à exposer les matériaux relatifs au mouvement naturel de la population disposés d'après les continents et les pays par ordre alphabétique. En effet les populations de ces Pays souvent ne sont pas comparables à cause des différentes conditions économiques et socio-démographiques. Les publications de l'Institut devraient au contraire donner la possibilité d'étudier ces conditions ainsi que les groupes de la population par classes, position sociale et nation et, dans l'intérieur de chaque classe et de chaque nation, par âge et par sexe. Elles devraient en même temps donner

une idée des progrès hygiéniques de la population urbaine et rurale, adulte et infantine.

Il est bien certain que les publications de l'Institut International de Statistique laissent beaucoup à désirer, mais il est manifeste aussi qu'on ne peut pas exiger qu'elles contiennent plus que ce qui est donné par les publications nationales. L'Institut pourrait — il est vrai — dans ce domaine prendre l'initiative pour des relevés plus détaillés et des études plus approfondies à entreprendre dans les divers Pays : c'est probablement à cela que visait la proposition de constituer une Commission qui terminait la Communication. Il faut reconnaître que quelque chose, dans ce sens, pourrait bien être fait, mais le programme des auteurs paraît pour le moment un peu trop ambitieux.

C'est la même impression que nous donnent les suggestions faites par M. Eventoff à la fin de son rapport, bien que dans ce domaine aussi on doit reconnaître que quelque chose peut être fait dans le sens indiqué par le rapporteur, à fin de remédier à l'insuffisance manifeste des statistiques de l'industrie et du travail. Certaines de ses suggestions coïncident avec les vœux émis par les Conférences Internationales des Statisticiens du Travail convoquées par le B. I. T. et par les Conférences sur les salaires et les heures de travail, tenues aussi auprès du B. I. T. sur l'initiative des industriels américains ; plusieurs sont d'accord avec les recommandations faites par M. Zahn. D'autres propositions au contraire, comme celle des statistiques sur la dynamique des profits, paraissent tout à fait impossibles à réaliser. La communication de M. Eventoff d'ailleurs (ainsi que celle de MM. Smoulevitch et Wolkoff) contient sur les pays des Soviets des données bien intéressantes ; on désirerait pourtant connaître un peu mieux — pour les données présentées par M. Eventoff — le procédé moyennant lequel les résultats ont été obtenus. Cette connaissance est en effet essentielle pour juger de la comparabilité avec les données des autres pays.

La préoccupation des auteurs de mettre en lumière les progrès réalisés par le Régime soviétique est évidente à chaque ligne. De là l'impression que ce n'est pas seulement un pur désir de progrès scientifique qui les pousse à demander tant de statistiques ; mais aussi, si non exclusivement, la persuasion que des conclusions favorables à leur régime pourront ressortir de ces comparaisons. Nous ne devons pas du tout craindre, à mon avis, mais

au contraire souhaiter et, dans la mesure du possible, favoriser, ces comparaisons, pourvu qu'elles soient faites avec une rigueur scientifique et par des données contrôlables. Du point de vue scientifique, nous ne pouvons nous attendre qu'à un progrès. Du point de vue pratique, la vérité aura aussi son utilité : si elle est favorable au régime soviétique, ainsi que ses adeptes l'espèrent, le vieux monde capitaliste en pourra tirer un avertissement et un stimulant ; si elle aboutit à un résultat contraire, ce sera de l'autre côté que l'on devra entendre la leçon. Mais les statisticiens des Soviets doivent, d'autre part, se rendre compte que l'économie organisée collectivement impose à la statistique officielle des tâches qui ne trouvent pas leur contrepoids dans les États à organisation différente et se rappeler que demander l'impossible c'est le moyen le plus sûr pour ne rien obtenir. Les statisticiens des Soviets sont, à certains points de vue, dans une condition spécialement favorable pour devenir les stimulateurs des statistiques internationales ; mais ils pourraient faire naître l'impression — ainsi qu'ils l'ont fait naître à la Conférence internationale des statistiques économiques en 1928 — de vouloir saboter plutôt que favoriser la coopération statistique internationale, s'ils posent des programmes irréalisables à cette dernière.

\* \* \*

Est-ce que l'on peut tirer de la Session de Tokio quelques suggestions en vue de la révision des Statuts qui sera à l'ordre du jour à la prochaine Session de Madrid ?

Plusieurs collègues ont signalé les inconvénients de l'absence de toute réglementation dans la présentation des communications. Il y a des communications qui ont été jugées d'une longueur excessive par rapport à l'importance des sujets traités ; d'autres, d'un intérêt exclusivement national, ne paraissaient pas en harmonie avec le caractère international de l'Institut. Plusieurs membres de l'Institut se déclarèrent contraires à la présentation de communications préventives, de la part des rapporteurs, sur les thèmes faisant objet du travail des commissions, et surtout à la publication, dans ces communications, des avis exprimés par les membres des commissions ; d'autres communications ont provoqué des remarques à cause de l'absence des citations des sources auxquelles elles avaient puisé ou des auteurs qui avaient déjà obtenus les résultats exposés ; d'autres à cause du caractère politique

de certains passages. La proposition de certains thèmes de la part du Bureau n'a pas obtenu l'approbation générale ; et il est assez curieux que la critique soit appuyée par des membres du même Bureau (Cfr. F. ZAHN, *Tagung Internationalen Statistischen Instituts in Tokio*, « All. Stat. Archiv 20 Band, 1930, pag. 554 »). De plusieurs côtés on demandait de déterminer une limite de longueur que les communications ne pourraient pas dépasser et de nommer une commission scientifique responsable de l'acceptation des communications. La création d'une telle commission avait déjà été suggérée à Varsovie l'année dernière. (Cfr. « Bulletin de l'Institut International de Statistique », Tome XXIV, 1<sup>e</sup> Livraison, Varsovie 1930, page 207) ; sa fonction serait évidemment utile autant que délicate. Étant donné que la responsabilité du Congrès revient au pays où la réunion a lieu, pourrait-on peut-être recommander au Comité organisateur de constituer la Commission. Les frais de l'impression étant portés par le pays lui-même, il serait, d'ailleurs, difficile de lui imposer de limiter la longueur des communications, mais une limite pourrait être fixée, laissant au Comité organisateur la faculté de l'adopter ou de ne pas l'adopter, suivant les moyens disponibles et la quantité des matériaux reçus.

Même en reconnaissant le bien fondé de plusieurs des critiques énoncées plus haut, on ne peut pas nier que les nombreuses communications présentées à Tokio ont donné à la réunion une valeur scientifique et aux discussions un intérêt, dont même un membre du Bureau avait regretté l'absence dans les réunions précédentes. C'est à la place trop grande accordée aux rapports des Commissions mixtes créées à l'initiative d'autres organisations internationales que ce membre du Bureau attribuait dans une large mesure cette décadence. (Cfr. « Bull. de l'Institut International de Statistique », Volume cité, pages 200-201). En effet les rapports des Commissions constituent la forme de l'activité de l'Institut à laquelle la Présidence actuelle accorde, ou tout au moins accordait, ses préférences, au point de n'admettre, dans les réunions passées, qu'exceptionnellement les communications à la discussion. L'utilité du travail collectif des Commissions pour certains sujets est indéniable ; mais une prédominance vis-à-vis des communications individuelles n'est pas conforme aux traditions de l'Institut ; il suffit, pour s'en persuader, de consulter les volumes du Bulletin de l'Institut ; elle ne trouve d'ailleurs, à mon avis, aucun appui dans les Statuts.

L'article 13 des Statuts en effet déclare que « l'Institut Inter-



« national nommé parmi ses membres des rapporteurs, ou constituée dans son sein des Commissions, pour l'étude préparatoire des questions qui doivent être soumises à ses délibérations et pour la composition et la rédaction de publications spéciales dans le domaine de la statistique internationale ».

Même pour les questions qui doivent former l'objet des délibérations de l'Institut, les Statuts mettent donc sur le même pied les rapporteurs individuels et les Commissions.

Les Statuts ne parlent pas de la procédure à suivre dans l'étude des questions non soumises aux délibérations de l'Institut ; cela évidemment parce que dans ces questions la responsabilité de l'Institut est moindre et non pas parce que ces questions ne seraient pas de la compétence de l'Institut. L'élucidation des questions de statistique, la propagande des notions de statistique, la publication des travaux de statistique internationale sont considérées en effet par les Statuts comme des buts de l'Institut (Cfr. Art. I et Art. XIV) ; et il est évident que ces buts peuvent être atteints, soit par les travaux individuels, soit par le travail collectif des Commissions, sans arriver à des délibérations de l'Institut. On a même fait remarquer que des délibérations de l'Institut sur des sujets purement ou principalement scientifiques ne seraient pas recommandables, d'autant plus que, d'après les Statuts, l'Institut choisit ses membres parmi les hommes qui se sont distingués dans le domaine de la statistique administrative ou dans le domaine de la statistique scientifique (Art. IV), et il peut bien arriver que la première catégorie l'emporte sur la seconde quant au nombre des membres.

Rien n'empêche d'ailleurs de confier à l'étude des Commissions des questions à intérêt scientifique préminent pour lesquelles des délibérations ne sont ni nécessaires ni opportunes. Cela a été le cas pour le sujet des déclarations inexactes de la date de naissance ; ce sera probablement le cas pour les sujets des variations du régime alimentaire ou de la comparaison entre les évaluations de la richesse et des revenus nationaux avant et après la guerre, évaluations et variations pour lesquelles on a recommandé la formation de nouvelles Commissions.

En général le travail collectif d'une commission sera utile toutes les fois que l'étude d'une question scientifique exige des connaissances approfondies de la législation et de l'organisation des services de la vie nationale de plusieurs pays, ou toutes les fois que la préparation ou la réalisation d'un projet, ayant plutôt un

caractère administratif, demande, ainsi qu'il arrive bien souvent, la coopération des bureaux statistiques de différents États. Lorsqu'au contraire, ces conditions ne se réalisent pas, il est généralement préférable de laisser ou de confier l'étude des questions à des rapporteurs individuels, car il est difficile d'obtenir sur tous les points d'une élaboration scientifique ou d'un projet technique le consentement de tous les membres d'une commission, et, comme d'autre part il y a chez le rapporteur un désir assez naturel de présenter des conclusions unanimes, on aboutit souvent à un rapport qui ne contient que des généralités d'un intérêt scientifique et pratique limité.

Les communications de nos collègues russes ont soulevé encore une fois la question des publications faites par l'Institut, question qui est en somme le problème de l'utilité de son Bureau Permanent. Bien que généralement on trouvait les critiques de nos collègues russes excessives, on ne saurait toutefois nier que c'est un avis très répandu parmi les membres de l'Institut que les publications du Bureau Permanent ne sont pas à la hauteur de la situation. A mon avis, ce n'est pas le Bureau qui est en faute ; ou, tout au moins, la faute n'en est pas exclusivement au Bureau. Né peu de temps avant la guerre, sous pression de la nécessité d'un organe international de centralisation et de publication des statistiques nationales, le Bureau Permanent d'abord a vu son action entravée par les conditions de guerre et enfin a dû assister à la formation d'un nombre croissant d'organisations internationales, officielles ou privées, douées pour la plupart de moyens bien plus puissants que ceux dont dispose l'Institut. Ces organisations jugent de leur ressort de faire certaines publications statistiques qui étaient dans le programme du Bureau Permanent et refusent d'ailleurs, pour des raisons objectives ou personnelles, de se lier à un programme continu de collaboration avec l'Institut. Étant admis qu'une entente pratique n'est pas possible (et celle-ci d'ailleurs pourrait être tentée seulement avec la vision réaliste de ce que l'Institut peut donner et de ce qu'il peut demander), le Bureau Permanent doit considérer l'alternative de s'organiser mieux ou de disparaître. Il n'y a pas de doute, à mon avis, qu'il y aurait une grande utilité à avoir un Bureau International, détaché de toute organisation politique, et chargé de centraliser, contrôler, coordonner et publier les données statistiques des différentes nations, mais je ne crois pas que les États, qui seuls pourraient s'engager à soutenir les frais d'un tel Bureau, soient prêts à le faire, s'ils n'ont pas les garanties indis-

pensables sur le recrutement international du personnel, des membres et des organes dirigeants de l'Institut, ainsi que sur le fonctionnement de toute l'organisation. Maintenant il y a des États qui, en vue de la situation actuelle, n'ont pas continué la collaboration officielle qu'ils avaient accordée à l'Institut, sans aucune obligation d'ailleurs, par le passé ; d'autres États avaient refusé toute collaboration dès le début.

Toute l'utilité d'une autre fonction de l'Institut International de Statistique est au contraire ressortie pendant la réunion de Tokio : c'est la fonction de faire connaître, à ses membres, des nouveaux pays, leur vie nationale, leurs organisations statistiques, et de porter, d'autre part, dans ces pays le levain du progrès statistique. Les membres de l'Institut, en passant par Moscou, ont pu visiter l'organisation statistique soviétique ainsi que d'autres organisations que le Gouvernement des Soviets a bien voulu leur montrer ; en passant par Séoul, ils ont pu également apprendre des milieux officiels des renseignements utiles sur l'organisation de la Corée sous le régime japonais. Pendant et après la Session, à Tokio, à Nikko, à Kyoto, à Nara, à Osaka, ils ont pu pénétrer, autant qu'il était possible pendant un si court séjour, dans la vie sociale artistique, religieuse et administrative de ce pays si intéressant pour ses particularités nationales ainsi que pour son imitation de l'Occident. Les communications, si remarquables pour leur nombre et souvent pour leur contenu, présentées par les statisticiens orientaux, constituent la réponse au stimulant que la XIX<sup>e</sup> réunion de l'Institut a représenté pour les pays de l'Extrême-Orient.

On a suggéré qu'il serait désirable que l'Institut alternait, dans ses réunions, les pays de l'Europe avec les pays des autres continents ; et bien des membres ont appris avec grand plaisir l'intention du Mexique d'inviter l'Institut à y tenir sa XXI<sup>e</sup> Session, qui suivra la session prochaine de Madrid.

Le mérite de l'organisation de la réunion de Tokio revient surtout au Président du Comité organisateur, le Comte Yanagisawa et à son secrétaire le Dr. Koren Ko. Si, pour ce qui concerne les séances, l'organisation n'a pas été inférieure à celles des réunions passées, pour ce qui concerne la partie sociale, elle les a éclipsées. Si elle a pêché, ce n'est que par le trop. Il est bien difficile qu'elle soit égalée et presque impossible qu'elle soit dépassée dans l'avenir. On a bien voulu faire part aussi au côté scientifique : l'Université de Kyoto et l'École Supérieure de Osaka ont bien voulu faire as-

sister leurs élèves à des conférences du Prof. Gini sur les domaines les plus fructueux de la statistique, du Prof. Willcox sur le développement de la population américaine, du Prof. Zahn sur le problème du niveau mondial des salaires et sur la statistique financière nationale et internationale.

On ne serait pas objectif si, en signalant les côtés favorables, si nombreux, de l'organisation du Congrès, on passait sous silence deux inconvénients, assez graves, dont l'un a été déjà déploré dans les sessions précédentes et l'autre s'est même accentué dans celle-ci.

Le premier inconvénient provient de l'absence d'un service sténographique. Pendant les débats les orateurs sont par conséquent obligés d'écrire eux-mêmes un exposé de leurs déclarations. Il arrive que ceux qui prennent la partie la plus active aux débats ont à peine le temps de donner de leurs discours de très courts résumés, tandis que ceux qui prennent la parole incidemment reproduisent presque intégralement ce qu'ils disent. Le Bulletin Quotidien, qui est publié après chaque séance, rend par conséquent très infidèlement le cours des débats. Des inexactitudes sont ajoutées inévitablement par le personnel chargé de rédiger le bulletin sur la base des résumés individuels, personnel qui bien difficilement peut avoir en même temps une connaissance suffisante des langues et de la statistique. Il s'agit — on a toujours soin de le dire — de comptes rendus provisoires qui n'ont aucune importance étant destinés à être substitués par les comptes rendus définitifs qui seront publiés ensuite dans les Actes de l'Institut. Mais au contraire, bien que provisoires, ces comptes rendus ont une importance énorme, parce que les Actes de l'Institut ne paraissent qu'après un ou deux ans et, en attendant, il n'y a d'autres sources que les Bulletins Quotidiens. Même en doutant de leur exactitude, on est forcé de se remettre à ce qu'ils disent pour les Séances auxquelles on n'a pas assisté ; et c'est encore sur ces Bulletins que, faute de mieux, l'on se base pour les rapports aux Gouvernements et pour les résumés donnés à la presse. Evidemment il n'est pas toujours possible de trouver sur place des sténographes capables de prendre des discours en trois ou quatre langues, mais la Société des Nations, à laquelle on a recouru pour les interprètes, serait probablement disposée à mettre aussi à disposition les sténographes nécessaires pour les séances de l'Institut, comme elle l'a fait plusieurs fois pour d'autres Congrès internationaux.

L'autre inconvénient est causé par la position faite dans

les réunions de l'Institut aux représentants des Gouvernements. Le pays, où la réunion a lieu, fait circuler, par l'entremise de ses représentants diplomatiques, une invitation officielle à tous les États, leur demandant de bien vouloir envoyer des délégués officiels pour prendre part à la réunion et de les choisir, s'il est possible, parmi les membres de l'Institut. A ces délégués on n'accorde ensuite — au moins dans les réunions d'après-guerre — aucun rôle : même dans les questions qui concernent directement leur pays, ils ne sont pas du tout consultés, ni informés de ce que l'on prépare. C'est pourquoi l'Italie n'avait envoyé son délégué à la réunion de Tokio qu'en la qualité de simple observateur. Dans les réunions passées, tout au moins, on accordait aux délégués officiels une place spéciale dans les réceptions officielles et autres solennités analogues, mais même cette distinction tout à fait formelle a été supprimée — sauf dans la présentation au Prince Impérial — à l'occasion de la réunion de Tokio, les places d'honneur étant réservées seulement à ces délégués officiels qui étaient membres du Corps Diplomatique (ou qui avaient demandé d'être mis sur le même pied que ces derniers). Plusieurs petits États, en effet, qui n'avaient pas de membres de l'Institut participant à la réunion de Tokio et qui avaient estimé qu'il ne valait pas la peine d'envoyer des représentants spéciaux de leurs pays jusqu'au Japon, avaient chargé leurs Membres plénipotentiaires ou leurs Chargés d'affaires au Japon de les représenter au Congrès. La conséquence fut que ce n'étaient pas les membres les plus qualifiés — parmi lesquels les Gouvernements généralement choisissent leurs délégués officiels — ni même les Présidents de Section qui figuraient, avec les membres du Bureau de Présidence, aux places d'honneur dans les solennités, mais ces membres du corps diplomatique représentant de petits pays, qui ne prenaient aucune part aux travaux scientifiques de la session. Il y a lieu de se demander pourquoi on avait prié les États d'envoyer des délégués officiels et pourquoi on avait par surcroît recommandé de les choisir parmi les membres de l'Institut. Est-ce que cela ne donne pas l'impression que l'Institut International d'un côté tient fortement à être reconnu officiellement par les Gouvernements, et de l'autre refuse de donner aux Gouvernements la considération qui leur est due ? Voilà une contradiction qu'il faudrait bien éliminer.

---



## CONGRESSO INTERNAZIONALE PER GLI STUDI SULLA POPOLAZIONE

*Roma, 7-10 Settembre 1931*

Organizzato dal Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione, dal giorno 7 al 10 del settembre p. v. si terrà in Roma il *Congresso Internazionale per gli Studi sulla Popolazione*.

S. E. il Capo del Governo, Benito Mussolini, ha accettata la Presidenza Onoraria del Congresso, mentre la Presidenza effettiva è affidata al Professor Corrado Gini, Presidente del predetto Comitato Italiano.

L'organizzazione del Congresso comprenderà :

- a) Un Comitato d'Onore ;
- b) Un Comitato Internazionale di Patronato, costituito dai Presidenti delle Organizzazioni Scientifiche Nazionali che studiano il problema della popolazione, e da altre personalità che saranno incaricate della propaganda nei rispettivi paesi e dei rapporti tra gli studiosi delle rispettive associazioni e il Comitato Organizzatore ;
- c) Un Comitato Organizzatore, composto di Membri Italiani, a cui spetterà il compito dell'organizzazione del Congresso e la responsabilità dell'accettazione delle comunicazioni.

Il programma del Congresso è ispirato a scopi puramente scientifici ; è quindi esclusa ogni propaganda riguardante argomenti politici, morali e religiosi, siano pure attinenti ai problemi della popolazione.

Il Congresso, per la ripartizione delle memorie scientifiche, sarà diviso nelle seguenti sezioni :

Biologia ed Eugenia — Antropologia e Geografia — Medicina e Igiene — Demografia — Economia — Sociologia — Storia — Metodologia.

Ciascuna Sezione sarà presieduta per turno da specialisti appartenenti a varie nazionalità.

Il Congresso sarà aperto al pubblico.

Tutti i partecipanti al Congresso potranno presentare comunicazioni che dovranno pervenire nel testo definitivo al Comitato Organizzatore non più tardi del 1° luglio 1931.

Al fine di compilare il programma del Congresso, sarà bene però che i temi delle comunicazioni, unitamente ad un breve esposto del loro contenuto, siano fatti pervenire al Comitato al più presto.

Alcuni temi di particolare importanza, scelti dal Comitato Organizzatore, saranno oggetto di relazioni da parte di personalità precedentemente designate, e saranno sottoposti alla discussione delle sezioni.

La quota di partecipazione, che include il diritto ad una copia degli Atti del Congresso, è di L. 50 (cinquanta) per tutte le persone invitate, sia individualmente, sia a mezzo dei Comitati o Associazioni Scientifiche Nazionali; e di L. 100 (cento) per tutti gli altri partecipanti al Congresso.

Nel mese di marzo verrà distribuito un programma più dettagliato contenente i titoli delle relazioni, con i nomi dei relatori, e l'indicazione dei Membri del Comitato d'Onore, del Comitato Internazionale di Patronato e del Comitato Organizzatore.

## TEMI PROPOSTI PER LE RELAZIONI

### SEZ. 1<sup>a</sup> — *Biologia ed Eugenia.*

1. Fattori biologici della diminuzione delle nascite. — 2. Sterilità. — 3. La frequenza dei concepimenti plurimi nella donna. — 4. Effetti demografici e genetici della consanguineità. — 5. Conseguenze della guerra sulla razza. — 6. Il bilancio alimentare di popolazioni diverse e sue relazioni con i caratteri fisici e psichici. — 7. Longevità. — 8. Relazioni fra intelligenza e natalità.

### SEZ. 2<sup>a</sup> — *Antropologia e Geografia.*

1. Incroci umani. — 2. Caratteri antropologici differenziali fra nativi ed immigrati nelle grandi città. — 3. La persistenza dei caratteri fisici e psichici nella popolazione dello stesso territorio. — 4. Inchiesta antropometrica sui soldati italiani. — 5. Costituzione e fecondità. — 6. Costituzione e mortalità. — 7. I vari tipi delle abitazioni rurali.

### SEZ. 3<sup>a</sup> — *Medicina e Igiene.*

1. Carattere selettivo di alcune cause di morte. — 2. Possibilità di esistenza delle razze bianche nei climi glaciali e torridi. — 3. Fattori biologici e sociali della diminuzione della mortalità. — 4. Le epidemie nell'epoca attuale. — 5. I fattori dell'aumento statistico della mortalità per alcune cause di morte. — 6. L'arresto nella diminuzione della mortalità di alcune popolazioni negli ultimi anni.

### SEZ. 4<sup>a</sup> — *Demografia.*

1. Celibi e coniugati nella popolazione immigrata e nella popolazione nativa delle grandi città. — 2. Nuzialità differenziale in diverse classi sociali. — 3. Valutazione di alcune popolazioni sprovviste di registrazioni regolari. — 4. L'influenza dell'infanticidio e dell'aborto sullo sviluppo della popolazione. — 5. Esodi. — 6. — Interrelazioni fra natalità e mortalità. — 7. La diminuzione della popolazione dell'Africa equatoriale. — 8. La demografia delle popolazioni primitive. — 9. Calcolo sullo sviluppo futuro della popolazione.



SEZ. 5ª — *Sociologia.*

1. L'evoluzione della famiglia. — 2. Natalità differenziale tra le diverse confessioni religiose. — 3. Natalità differenziale tra le diverse classi sociali. — 4. Le famiglie numerose. — 5. Motivazione della limitazione delle nascite. — 6. Influenza della legislazione sullo sviluppo della popolazione.

SEZ. 6ª — *Economia.*

1. Interrelazioni fra ricchezza e densità della popolazione. — 2. Migrazioni interne. — 3. Migrazioni internazionali. — 4. Lo spopolamento della montagna. — 5. Le carestie.

SEZ. 7ª — *Storia.*

1. L'evoluzione numerica della popolazione. — 2. Le epidemie nella storia. — 3. La malaria e la decadenza demografica dell'antica Roma.

SEZ. 8ª — *Metodologia.*

1. Misura della fecondità. — 2. Misura della omogamia. — 3. Il valore monetario dell'uomo. — 4. I metodi per la rappresentazione cartografica della densità della popolazione. — 5. Il centro mediano della popolazione di un territorio e la sua determinazione.

---

Coloro che desiderassero suggerire altri temi per le relazioni sono invitati a far pervenire le proposte al Comitato Organizzatore al più presto.

Tutti coloro che prendono interesse al Congresso e desiderano ricevere il programma dettagliato che sarà distribuito a marzo, sono invitati a dirigere le loro richieste al « *Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione* ». — 10, *Via delle Terme di Diocleziano, Roma.*

---

## CONGRÈS INTERNATIONAL POUR LES ÉTUDES SUR LA POPULATION

*Rome, 7-10 Septembre 1931*

---

Organisé par le Comité Italien pour l'étude des problèmes de la population, un *Congrès International pour les études sur la population* aura lieu à Rome du 7 au 10 septembre prochain.

S. E. le Chef du Gouvernement, Benito Mussolini, a accepté la Présidence honoraire du Congrès, tandis que la Présidence effective

est confiée au Professeur Corrado Gini, Président du susdit Comité Italien.

L'organisation du Congrès comprendra :

a) Un Comité d'Honneur ;  
 b) Un Comité International de Patronage, composé des Présidents des Organisations Scientifiques Nationales qui étudient les problèmes de la population et d'autres personnalités, qui seront chargées de la propagande dans leurs propres pays et des rapports entre le Comité Organisateur et ceux qui s'occupent de ces études dans les Associations respectives ;

c) Un Comité Organisateur, composé de Membres Italiens qui seront chargés d'organiser le Congrès et qui auront la responsabilité d'accepter les communications.

Le programme du Congrès est inspiré par des buts tout à fait scientifiques, de sorte qu'il est interdit de faire n'importe quelle propagande politique, morale ou religieuse, même s'il s'agit de questions qui se rapportent aux problèmes de la population.

Pour ce qui concerne la répartition des mémoires scientifiques le Congrès comprendra les Sections suivantes :

Biologie et Eugénique — Anthropologie et Géographie — Médecine et Hygiène — Démographie — Economie — Sociologie — Histoire — Méthodologie.

Chaque séance sera présidée tour à tour par des spécialistes qui appartiennent à des nationalités différentes.

Le Congrès sera ouvert au public.

Tous ceux qui font part du Congrès pourront présenter leurs communications, dont le texte définitif devra parvenir au Comité Organisateur avant le 1<sup>er</sup> juillet 1931.

Afin de rédiger le programme du Congrès il sera bon pourtant d'envoyer au Comité Organisateur le plus tôt possible les sujets des communications avec un bref exposé de leur contenu.

Quelques sujets d'une importance particulière, choisis par le Comité Organisateur, seront l'objet de rapports de la part de personnalités précédemment désignées et seront soumis à la discussion des Sections.

La côtisation qui donne le droit de participer au Congrès et de recevoir une copie des Actes est de L. 50 (cinquante) pour tous ceux qui sont invités, soit individuellement, soit par l'intermédiaire des Comités ou Associations Scientifiques Nationales ; et de L. 100 (cent) pour les autres qui prennent part au Congrès.

Au mois de mars on distribuera un programme plus détaillé, contenant les titres des rapports, avec les noms des rapporteurs et l'indication des membres du Comité d'Honneur, du Comité International de Patronage et du Comité Organisateur.

## SUJETS PROPOSÉS POUR LES RAPPORTS

### SECT. 1<sup>ère</sup> — *Biologie et Eugénique.*

1. Les facteurs biologiques qui influencent la diminution des naissances.
- 2. Stérilité. — 3. La fréquence des conceptions multiples chez la femme.
- 4. Effets démographiques et génétiques de la consanguinité. — 5. Effets de la guerre sur la race. — 6. Le bilan alimentaire de différentes populations et ses relations avec les caractères physiques et psychiques. — 7. Longévité.
- 8. Relations entre l'intelligence et la natalité.

### SECT. 2<sup>ème</sup> — *Anthropologie et Géographie.*

1. Les croisements humains. — 2. Caractères anthropologiques différentiels de la population indigène et de celle immigrée des grandes villes. — 3. La persistance des caractères physiques et psychiques dans le même pays. — 4. Une enquête anthropométrique sur les soldats italiens. — 5. Constitution et fécondité. — 6. Constitution et mortalité. — 7. Les différents types de maisons rurales.

### SECT. 3<sup>ème</sup> — *Médecine et Hygiène.*

1. Caractère sélectif de certains groupes de causes de décès. — 2. Possibilités d'expansion des races blanches dans les pays tropicaux et glaciaux. — 3. Facteurs biologiques et sociaux de la diminution de la mortalité. — 4. Les épidémies dans l'époque actuelle. — 5. Les facteurs de l'augmentation statistique de la mortalité pour quelques causes de décès. — 6. L'arrêt dans la diminution de la mortalité de certaines populations dans les dernières années.

### SECT. 4<sup>ème</sup> — *Démographie.*

1. La nuptialité différentielle dans les populations immigrées et natives des grandes villes. — 2. La nuptialité différentielle entre les différentes classes sociales. — 3. Evaluation de quelques populations pour lesquelles on manque de relevements statistiques. — 4. L'influence de l'infanticide et de l'avortement sur l'accroissement de la population. — 5. Les exodes. — 6. Les interrelations entre la natalité et la mortalité. — 7. Le décroissement de la population de l'Afrique équatoriale. — 8. La démographie des populations primitives. — 9. Calcul du développement futur de la population.

### SECT. 5<sup>ème</sup> — *Sociologie.*

1. L'évolution de la famille. — 2. Natalité différentielle entre les différentes confessions religieuses. — 3. Natalité différentielle entre les différentes classes sociales. — 4. Les familles nombreuses. — 5. Motivation de la limitation des naissances. — 6. L'influence de la législation sur le développement de la population.

SECT. 6<sup>ème</sup> — *Economie.*

1. Les interrelations entre la richesse et la densité de la population. — 2. Les migrations internes. — 3. Les migrations internationales. — 4. La dépopulation de certaines régions montagneuses. — 5. Les famines.

SECT. 7<sup>ème</sup> — *Histoire.*

1. L'évolution numérique de la population. — 2. Les épidémies dans l'histoire. — 3. Le paludisme et la décadence démographique de l'ancienne Rome.

SECT. 8<sup>ème</sup> — *Méthodologie.*

1. La mesure de la fécondité. — 2. La mesure de l'homogamie. — 3. La valeur monétaire de l'homme. — 4. Les méthodes de représentation cartographique de la densité de la population. — 5. Calcul du centre médiane de la population d'un pays.

Ceux qui voudraient suggérer des sujets pour d'autres rapports sont priés d'envoyer leurs propositions au Comité Organisateur le plus tôt possible.

Tous ceux qui s'intéressent au Congrès et désirent en recevoir le programme détaillé, qui paraîtra au mois de mars, sont priés de s'adresser au « *Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione* ». — 10, *Via delle Terme di Diocleziano, Roma (Italia)*.

## INTERNATIONAL CONGRESS FOR STUDIES REGARDING POPULATION

*Rome, 7-10 September 1931*

Organized by the Italian Committee for the study of population problems an *International Congress for studies regarding population* will be held in Rome from 7th to 10th of September next.

His Excellency the Head of the Government, Benito Mussolini, has accepted the honorary Chairmanship of the Congress, while the effective Chairmanship is entrusted to Prof. Corrado Gini, President of the aforesaid Italian Committee.

The organization of the Congress will include :

- a) An Honorary Committee ;

b) An International Committee of Patronage, composed of the Presidents of National Scientific Organizations for the study of population problems and other personalities who will be entrusted with the propaganda for the Congress in their own countries and with the relations between the Organizing Committee and those engaged in these studies in the respective associations ;

c) An Organizing Committee, composed of Italian Members who will be entrusted with the organization of the Congress and will be responsible for the acceptance of communications.

The programme of the Congress is purely scientific, so that any political, moral or religious propaganda whatever is forbidden, even if questions concerning the problems of population are involved.

For the distribution of the scientific papers the Congress will consist of the following Sections :

Biology and Eugenics — Anthropology and Geography — Medicine and Hygiene — Demography — Economy — Sociology — History — Methodology.

Each meeting will be presided over in turn by specialists belonging to different nationalities.

The Congress will be open to the public.

All taking part in the Congress will be entitled to send communications of which the final text must reach the Organizing Committee before 1<sup>st</sup> July 1931.

In order to draw up the programme of the Congress it would be advisable however to send to the Organizing Committee, as soon as possible, the subjects of the communications with a short statement of their contents.

Some subjects of special importance, chosen by the Organizing Committee, will be the object of reports by personalities previously nominated and will be submitted to the discussion of the Sections.

The fee entitling to take part in the Congress and to receive a copy of the Proceedings is L. 50 (fifty lire) for all those invited, whether individually, or through National Scientific Committees or Associations, and of L. 100 (one hundred lire) for others taking part in the Congress.

In March a more detailed programme will be distributed, containing the titles of the reports together with the names of the reporters and of the Members of the Honorary Committee, the International Committee of Patronage and the Organizing Committee.

## SUBJECTS PROPOSED FOR REPORTS

### SECT. 1. — *Biology and Eugenics.*

1. Biological factors of a declining birth-rate. — 2. Sterility. — 3. The frequency of plural conceptions in women. — 4. Demographical and genetical effects of consanguinity. — 5. Effects of war on the race. — 6. The nutrition level of different populations and its relation to physical and psychological characters. — 7. Longevity. — 8. Relations between intelligence and birth-rate.

### SECT. 2. — *Anthropology and Geography.*

1. Crossings in human races. — 2. Differential anthropological characters of native and immigrated populations of large towns. — 3. The persistence of physical and psychological characters in the population of each territory. — 4. Anthropometric inquiry on Italian soldiers. — 5. Physical constitution and fertility. — 6. Physical constitution and mortality. — 7. Different types of rural dwellings.

### SECT. 3. — *Medicine and Hygiene.*

1. Selective character of different causes of death. — 2. Possibilities of expansion of white races in glacial and tropical climates. — 3. Social and biological factors of the declining death-rate. — 4. Epidemics in modern times. — 5. The factors of statistical increase of the death-rate for some causes of death. — 6. The arrest of the decrease of the specific death-rate for some populations in recent years.

### SECT. 4. — *Demography.*

1. Differential marriage-rates for immigrated and native populations of large towns. — 2. Differential nuptiality of the different social classes. — 3. Estimate for some populations unprovided with regular registration. — 4. The bearing of infanticide and abortion on the development of population. — 5. Mass emigration. — 6. Interrelations between birth-rate and death-rate. — 7. The decline in the population of Equatorial Africa. — 8. The demography of primitive peoples. — 9. Calculation of the future growth of a given population.

### SECT. 5. — *Sociology.*

1. The evolution of the family. — 2. Differential birth-rates for the different religions. — 3. Differential birth-rates in different social classes. — 4. Large families. — 5. Justifications of birth-control. — 6. The bearing of legislation on the development of the population.

### SECT. 6. — *Economy.*

1. Interrelations between wealth and density of population. — 2. Internal migrations. — 3. International migrations. — 4. The depopulation of some mountainous territories. — 5. Famines.

### SECT. 7. — *History.*

1. The numerical evolution of population. — 2. Epidemics in history. — 3. Malaria and the decline in the birth-rate of ancient Rome.

SECT. 8. — *Methodology.*

1. The measure of fertility. — 2. The measure of homogamy. — 3. The money value of a man. — 4. Methods for the cartographic representation of population density. — 5. The median point of a population and its determination.

Those who would like to suggest subjects for other reports are asked to send their proposals to the Organizing Committee as soon as possible.

All those who take an interest in the Congress and would like to receive the detailed programme, which will be issued in March, are invited to apply to the « *Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione* ». — 10, *Via delle Terme di Diocleziano, Roma (Italia)*.

---

## INTERNATIONALER KONGRESS FÜR BEVÖLKERUNGSFORSCHUNG

*Rom, 7-10 September 1931*

---

Vom Italienischen Komitee für das Studium der Bevölkerungsprobleme organisiert, wird vom 7. bis zum 10. September 1931 ein *Internationaler Kongress für Bevölkerungsforschung* in Rom stattfinden.

S. E. der Regierungschef Benito Mussolini hat den Ehrenvorsitz angenommen, während Prof. Corrado Gini, Präsident des vorgenannten Komitees, den wirklichen Vorsitz führen wird.

Die Organisation des Kongresses wird bestehen aus :

- a) einem Ehren-Komitee ;
- b) einem Internationalen Patronagen-Komitee, zusammengesetzt aus den Vorsitzenden der wissenschaftlichen Vereine und anderen Körperschaften, die sich in den einzelnen Ländern mit Bevölkerungsforschung befassen, sowie aus anderen Persönlichkeiten, welche für die Propaganda im eigenen Lande und für die Verbindung zwischen den Gelehrten ihrer Verbände und dem Organisations-Komitee-Sorge tragen werden ;

c) einem Organisations-Komitee, aus italienischen Mitgliedern bestehend, dem die Aufgabe, den Kongress zu organisieren und die Annahme der eingereichten Mitteilungen obliegen werden.

Der Kongress verfolgt nur wissenschaftliche Zwecke. Die Propagierung politischer, moralischer oder religiöser Bestrebungen, selbst wenn sie Bevölkerungsfragen betreffen, ist daher ausgeschlossen.

Hinsichtlich der Verteilung der eingereichten Mitteilungen wird der Kongress in folgenden Sektionen gegliedert sein:

Biologie und Eugenik — Anthropologie und Geographie — Medizin und Gesundheitspflege — Demographie — Wirtschaft — Soziologie — Geschichte — Methodologie.

Der Vorsitz bei den einzelnen Sektionssitzungen wird abwechselnd von Spezialisten der verschiedenen Länder geführt werden.

Das Publikum wird den Verhandlungen des Kongresses Zutritt haben.

Es steht allen Kongressteilnehmern frei, wissenschaftliche Mitteilungen einzureichen, die in endgültiger Fassung spätestens bis zum 1. Juli 1931 beim Organisations-Komitee eintreffen sollen.

Um jedoch die rechtzeitige Aufstellung des Kongress-Programmes zu erleichtern, ist es wünschenswert, dass die Themen der Mitteilungen mit einer kurz zusammengefassten Darlegung des Inhaltes, sobald wie möglich, dem besagten Komitee zugesandt werden.

Ueber besonders wichtige vom Organisations-Komitee zu bestimmenden Fragen werden im voraus ausersehene Persönlichkeiten referieren. Die Berichte werden den einzelnen Sektionen vorgelegt und zur Diskussion gestellt werden.

Der Kongress-Beitrag beträgt 50 (fünfzig) Lire für alle diejenigen, welche entweder direkt oder durch wissenschaftliche Komitees bzw. Vereine zur Teilnahme aufgefordert wurden. Für alle übrigen Teilnehmer ist der Beitrag auf 100 (hundert) Lire festgesetzt. Die Entrichtung obiger Beiträge berechtigt zur Lieferung der Kongress-akten.

Im Laufe des nächsten März gelangt ein näheres Programm zur Verteilung, in welchem die genauen Titel der Referate, nebst den Namen der Berichterstatter, sowie die Namen der Mitglieder des Ehren-Komitees, des Internationalen Patronagen-Komitees und des Organisations-Komitees angegeben sein werden.



## VERZEICHNIS DER ALS GEGENSTAND VON BERICHTEN VORGESEHENEN FRAGEN

### 1. SEKTION — *Biologie und Eugenik.*

1. Biologische Faktoren des Geburtenrückganges. — 2. Sterilität. — 3. Die Häufigkeit der mehrfachen Empfängnis beim Weibe. — 4. Demographische und genetische Wirkungen der Blutsverwandschaft. — 5. Folgen des Krieges auf die Rasse. — 6. Die Ernährungsbilanz verschiedener Völker und ihr Zusammenhang mit den physischen und psychischen Merkmalen. — 7. Longävität. — 8. Verhältnis zwischen Intelligenz und Geburtenfrequenz.

### 2. SEKTION — *Anthropologie und Geographie.*

1. Kreuzungen beim Menschen. — 2. Anthropologische Differenzialmerkmale zwischen einheimischen und zugezogenen Einwohnern der Grossstädte. — 3. Die Beständigkeit der physischen und psychischen Merkmale bei der Bevölkerung eines Gebietes. — 4. Anthropometrische Untersuchungen bei den italienischen Rekruten. — 5. Konstitution und Fruchtbarkeit. — 6. Konstitution und Sterblichkeit. — 7. Die verschiedenen Arten der ländlichen Wohnbauten.

### 3. SEKTION — *Medizin und Gesundheitspflege.*

1. Selektiver Charakter einiger Todesursachen. — 2. Lebensmöglichkeiten für die weissen Rassen unter dem Polar- bzw. Tropenklima. — 3. Biologische und soziologische Faktoren der Sterblichkeitsabnahme. — 4. Die Epidemien in der gegenwärtigen Zeit. — 5. Die Faktoren der statistischen Zunahme der Sterblichkeit aus einigen Todesursachen. — 6. Der Stillstand in den letzten Jahren der Sterblichkeitsabnahme bei einigen Völkern.

### 4. SEKTION — *Demographie.*

1. Ledige und Verheiratete bei der einheimischen bzw. zugezogenen Bevölkerung der Grosstädte. — 2. Differenzialheiratsfrequenz bei verschiedenen Gesellschaftsklassen. — 3. Geschätzte Einwohnerzahl einiger Länder, bei welchen eine ordentliche Registerführung nicht besteht. — 4. Der Einfluss des Kindesmordes und der Abtreibung auf die Entwicklung der Bevölkerung. — 5. Massenauswanderungen. — 6. Gegenseitiges Verhältnis zwischen Geburtenziffer und Sterblichkeitsziffer. — 7. Bevölkerungsrückgang in Aequatorial-Africa. — 8. Die Demographie der primitiven Völker. — 9. Berechnung der zukünftigen Bevölkerungsentwicklung.

### 5. SEKTION — *Soziologie.*

1. Die Entwicklung der Familie. — 2. Differenzialgeburtenziffer bei den verschiedenen Konfessionen. — 3. Differenzialgeburtenziffer bei den verschiedenen Gesellschaftsklassen. — 4. Die kinderreichen Familien. — 5. Rechtfertigungsgründe der Geburteneinschränkung. — 6. Einfluss der Gesetzgebung auf die Entwicklung der Bevölkerung.

6. SEKTION — *Wirtschaft.*

1. Gegenseitiges Verhältnis zwischen Reichtum und Dichtigkeit der Bevölkerung. — 2. Innere Wanderungen. — 3. Internationale Wanderungen. — 4. Die Entvölkerung einiger Gebirgsgegenden. — 5. Die Hungersnöte.

7. SEKTION — *Geschichte.*

1. Die zahlenmässige Entwicklung der Bevölkerung. — 2. Die Epidemien in der Geschichte. — 3. Malaria und Bevölkerungsrückgang in alten Rom.

8. SEKTION — *Methodologie.*

1. Messung der Fruchtbarkeit. — 2. Messung der Homogamie. — 3. Der Geldwert des Menschen. — 4. Die Methoden für die kartographische Darstellung der Bevölkerungsdichtigkeit. — 5. Der Bevölkerungsmedianpunkt eines Landes und seine Bestimmung.

---

Wer weitere Themen zur Berichterstattung in Vorschlag zu bringen wünscht, wird gebeten, dahingehende Vorschläge sobald wie möglich dem Organisations-Komitee zugehen zu lassen.

Diejenigen, die sich für den Kongress interessieren und das im März erscheinende detaillierte Programm zu erhalten wünschen, werden ersucht, sich an « *Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione* ». — 10, *Via delle Terme di Diocleziano, Roma (Italia)*, zu wenden.

---



---



---

PROF. CORRADO GINI, *Direttore responsabile.*

---

The international Review of Statistics METRON is published in numbers. Four successive numbers make a volume of 700 to 800 pages in all.

It accepts original articles on statistical methods and on the applications of statistics to the different spheres of activity, and review or discussions of results obtained by statistical method in various fields of science, or such material as may be of interest to the statistician. A bibliography is annexed of all works or reviews presented or received in exchange.

Articles and reviews may be written in English, Italian, French or German. Manuscripts in English, French or German should be typewritten. Contributors will receive free of charge 25 copies of their publications issued.

Manuscripts submitted for publication should be addressed to *Prof. Corrado Gini, Istituto di Statistica, R. Università di Roma (Italy)*, or to the member of the Editorial Committee who represents the writers' country. Contributors are requested to retain one copy of each manuscript sent, as, in case of non acceptance, the Editors will not be responsible for the safe return of the original.

Proposals for exchange made by reviews or other periodicals and all publications sent in exchange, or as complimentary copies, should be addressed to *Prof. Corrado Gini*.

All applications of subscribers, as well as the sums for the subscriptions, are to be made payable to *Amministrazione del «Metron», Istituto di Statistica della R. Università di Roma — Via delle Terme di Diocleziano, 10, Roma, Italy*.

The subscription rate for each volume is **100 It. lire** and for single copies **30 It. lire**, each post paid.

Die Internationale Statistische Zeitschrift METRON erscheint in Heften. Vier aufeinanderfolgende Hefte bilden ein Band im Gesamtumfang von 700-800 Seiten.

Die Zeitschrift veröffentlicht Originalaufsätze über die Methode der Statistik und die Anwendung der Statistik auf die verschiedenen Zweige der Wissenschaften, sowie Uebersichten und Erörterungen über die Ergebnisse der statistischen Methode auf den verschiedenen Wissenschaftsgebieten, soweit die für den Statistiker von Interesse sind. Sie enthält ferner ein Verzeichnis aller unentgeltlich oder im Austauschverkehr eingehenden Bücher und Zeitschriften.

Die zur Veröffentlichung eingesandten Aufsätze und Mitteilungen können in deutscher, italienischer, französischer, und englischer Sprache verfasst sein. Deutsche, französische und englische Manuskripte müssen mit der Maschine geschrieben sein. Beiträge werden nicht honoriert. Jeder Verfasser erhält unentgeltlich 25 Sonderabdrücke seiner Arbeit.

Die Manuskripte, deren Veröffentlichung gewünscht wird, sind an Herrn *Prof. Corrado Gini, Istituto di Statistica, R. Università di Roma (Italien)* oder an das Mitglied des Direktion-Komitees, das den Staat des Mitarbeiters vertritt, zu richten.

Die Verfasser werden gebeten, eine Abschrift des eingesandten Manuskriptes zurückzubehalten, da die Schrifteilung für den Fall, dass die eingesandte Arbeit nicht veröffentlicht wird, keine Gewähr für deren Rücksendung übernimmt.

Austauschanträge für andere Zeitschriften und alle Veröffentlichungen, die unentgeltlich oder im Austausch zur Verfügung gestellt werden, sind an Herrn *Prof. Corrado Gini* zu richten.

Die neuen Abonnements-Anfragen, sowie die Zahlungen für die Abonnements, sind an *Amministrazione del «Metron», Istituto di Statistica della R. Università di Roma — Via delle Terme di Diocleziano, 10, Roma, (Italien)* zu richten.

Der postfreie Bezugspreis für jeden Band ist **100 It. lire**, und **30 It. lire** für das einzelne Heft.

BIBLIOTECA DEL "METRON" - "METRON" LIBRARY  
BIBLIOTHÈQUE DU "METRON" - "METRON'S" BIBLIOTHEK

SERIE **A.** - Problemi di attualità - Problèmes d'actualité - Gegenwärtige Fragen.

SERIES **A.** - Problems of the moment.

1. - A. ANDRÉADÈS - *La population anglaise avant, pendant et après la grande guerre.*

**10 lire** pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable **5 Frs. suisses** pour les autres pays.

2. - L. HERSCH. - *La population de la Palestine et les perspectives du Sionisme.*

**Lit. 3.**

SERIE **B.** - Memorie scientifiche - Mémoires scientifiques - Wissenschaftliche Arbeiten.

SERIES **B.** - Scientific Memoirs.

1. - F. SCHINDLER - *Das Volksvermögen Voralbergs.*

**25 lire** pour l'Italie **8 sh. autrich.** pour l'Autriche.

**8 Fr. suisses** pour la Suisse et les autres pays.

2. - F. SAVORGNAN - *La scelta matrimoniale - Studi statistici.*

**12 lire** pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable.

**6 Frs. suisses** pour les autres pays.

3. - F. V. FELLNER - *Die Verteilung des Volksvermögens und Volkseinkommens der Länder der Ungarischen Heiligen Krone zwischen dem heutigen Ungarn und den Successions-Staaten.*

**10 lire** pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable.

**5 Frs. suisses** pour les autres pays.

4. - MARIO BALESTRIERI - *I consumi alimentari della popolazione italiana dal 1910 al 1921 con prefazione del Prof. CORRADO GINI.*

**15 lire.**

Gli abbonati del *Metron* che domandano direttamente all'Amministrazione le opere pubblicate nella *Biblioteca del « Metron »* ricevono uno sconto, sul prezzo di copertina, del 30 %. Le spese di porto restano a carico dell'acquirente.

Les abonnés du *Metron*, qui commandent directement à l'Administration les ouvrages publiés par la *Bibliothèque du « Metron »* reçoivent un rabais de 30 % sur les prix indiqués. Les frais de port restent à la charge de l'acheteur.

Those subscribers to the *Metron* who obtain directly from the Administration works published in the *« Metron » Library* receive a discount, on the marked price, of 30 %. The cost of carriage must be borne by the buyer.

Den Abonnenten der Zeitschrift *Metron* welche die von der *« Metron »'s Bibliothek* veröffentlichten Werke daselbst beziehen, kommt ein Bonus von 30 % des angeschlagenen Preises zugute.