

METRON esce in quattro numeri all'anno, che 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 Padova - Gabinetto 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 per gli abbonamenti dell'annata in corso e delle successive, dovranno invece essere indirizzate alla *Casa Editrice Taddei, 45 Via dei Romei, Ferrara*.

Il prezzo di abbonamento per il Volume IV è di **20 scellini** in Europa e di **5 dollari** fuori di Europa, porto compreso. Il prezzo di un fascicolo è rispettivamente di **6 scellini** e di **1¹/₂ dollari**, porto compreso. Per l'Italia e i paesi a cambio più sfavorevole, il prezzo del volume è di **54 lire italiane** e quello del fascicolo di **16 lire italiane**, porto compreso.

METRON paraît en quatre fascicules par an formant en tout un volume de 700-800 pages.

METRON publie des articles 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, Gabinetto di Statistica, R. Università di Padova (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 des nouveaux abonnements, ainsi que les paiements pour les abonnements de l'année courante et de celles qui suivront, devront être adressées à la *Casa Editrice Taddei, 45 Via dei Romei, Ferrara - Italie*.

Le prix d'abonnement au volume IV est fixé à **20 sh.** (chèque) dans les pays européens et à **5 dollars** (chèque) dans les pays extra-européens, frais d'envoi compris. Le prix par fascicule est respectivement de **6 sh.** et de **1¹/₂ dollars**, frais d'envoi compris. Pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable, le prix du Volume est de **54 livres it.** et le prix par fascicule est de **16 livres it.**, frais d'envoi compris.

METRON

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

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

Dott. Corrado Gini, *prof. ord. di Statistica nella R. Università di Padova (Italia).*

COMITATO DIRETTIVO - COMITÉ DE DIRECTION - EDITORIAL COMMITTEE - DIREKTIONS-KOMITEE

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

Prof. A. E. Bunge, *Director general de Estadística de la Nación, Buenos Ayres (Argentina).*

Prof. F. P. Cantelli, *incaricato di Statistica matematica e di Matematica attuariale nella R. Università di Roma (Italia).*

Dr. C. V. L. Charlier, *Professor der Astronomie an der Universität Lund (Schweden).*

Dr. E. Czuber, *Professor an der technischen Hochschule in Wien (Deutsch Oesterreich).*

Dr. F. von Fellner, *o. öff. Universitäts-Professor in Budapest (Ungarn).*

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

Dr. M. Greenwood, *reader in medical Statistics in the University of London (England).*

Sir G. H. Knibbs, *director of the Commonwealth Institute of Science and Industry, Melbourne (Australia).*

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

Dr. H. W. Methorst, *directeur de l'Office permanent de l'Institut International de Statistique et du Bureau central de Statistique, La Haye (Hollande).*

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

Dr. R. Pearl, *professor of Biometry and Vital Statistics in the J. Hopkins University, Baltimore (U. S. A.).*

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

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETAER

Dott. Biagio De Simone - Prof. Gaetano Pietra
Gabinetto di Statistica della R. Università di Padova (Italia).
Prof. Jacopo Tivaroni *ord. nell'Università di Ferrara (Italia).*



Vol. III. N. 3-4

1 - II - 1924

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

G. Pietra, *Interpolating plane curve* pag. 311

R. A. Fisher, *The distribution of the partial correlation coefficients* » 329

(Continuazione a pagina seguente)

FERRARA (ITALIA)
CASA EDITRICE TADDEI
45 Via dei Romei

L. March , <i>Les indices économiques</i>	pag. 334
<i>Annexe: Résolutions adoptées par l'Institut international de statistique au cours de sa XV.^e Session tenue à Bruxelles du 1 au 6 Octobre 1923</i>	» 357
C. Gini e L. de Berardinis , <i>Sulle vaccinazioni antiftiche nell'esercito italiano durante la guerra</i>	» 363
M. Greenwood , <i>On Some Statistical Aspects of the Problem of Human Nutrition</i>	» 424
F. Savorgnan , <i>La fecondità delle aristocrazie. I: Le case mediatizzate della Germania</i>	» 439
M. Ptucha , <i>Die Sterblichkeit in Russland</i>	» 469
I. Zoller , <i>La Comunità israelitica di Trieste. (Studio di demografia storica)</i>	» 521
L. Livi , <i>Un'indagine sulla dinamica dei redditi nella crisi della guerra e del dopo-guerra</i>	» 556
J. Pfitzner , <i>Aufgaben und Ziele der internationalen Handelsstatistik</i>	» 590
W. Feld , <i>Internationale Bibliographie der Statistik der Kindersterblichkeit</i>	» 604
A. Jensen , † <i>Marcus Rubin</i>	» 696
E. Würzburger , † <i>Victor Böhmert</i>	» 698

GAETANO PIETRA

Interpolating plane curves

1. Interpolation, generally, assumes that in the relation $y = F(x)$, y alone is subject to error while x , the independent variable, is an exact quantity.

The hypothesis that the independent variable is also subject to error has been considered only with regard to interpolation by a straight line, by Dr. L. F. REED and prof. GINI in two papers published in « Metron » ¹⁾, from which this paper originates and to which therefore I wish to refer as a starting point in my investigations.

2. The object of Dr. REED's paper is to find a straight line which fits a set of observed points of the plane so that it makes the sum of the squares of the distances between the points and the interpolator curve a *minimum*.

This method, due to Prof. PEARSON and by PEARSON extended to a plane which fits a set of observed points of the ordinary space ²⁾, may be extended, without any difficulty, to find a space of $n - 1$ dimensions which fits a set of observed points of a space of n dimensions.

3. Both x and y coordinates of a set of observed points being affected by accidental errors of observation, GINI suggests a method of fitting a straight line, by adding to the method of least squares a suitable correction as a function of the error of the independent variable.

Let ε and λ respectively be the error of x and y , supposing the k value only of the ratio $\frac{\sum \varepsilon^2}{\sum \lambda^2}$ be known, still GINI gives the

¹⁾ L. F. REED, *Fitting straight lines*, « Metron » Vol. I, n° 3, and C. GINI, *Sull' interpolazione di una retta quando i valori della variabile indipendente sono affetti da errori accidentali*, id. id. id. - Cfr. also C. GINI, *Considerazioni sull' interpolazione e la perequazione delle serie statistiche*, id. id. id.

²⁾ PEARSON, « Phil. Mag. », Nov. 1901.

formulae of his method of fitting and, at the same time, he shows that PEARSON'S method may be reduced to a particular case of his own, when we put in GINI'S formulae $k=1$, that is, when the errors of x and y may be considered as having, on an average, the same entity.

4. In this paper I wish to consider the influence of the errors of the variables in the interpolation of a plane curve.

Parabolic curves will be particularly considered and general equations of condition will be established to fit a plane curve $y=f(x)$, according to the method of least squares, both y and x coordinates of a given set of points being subject to error.

In another paper I propose to determine also for the ordinary parabola, as GINI did for the straight line, the parameters of the equation as functions of $k = \frac{\sum e^2}{\sum \lambda^2}$ value of the errors of the variables.

5. Let two sets of quantities, obtained by direct and exact observation, be denoted by the following successions of values

$$\begin{aligned} x_1, x_2, \dots, x_n \\ y_1, y_2, \dots, y_n \end{aligned} \quad (1)$$

Both x and y being affected by accidental errors of observation, let them be denoted by:

$$\begin{aligned} x'_1, x'_2, \dots, x'_n \\ y'_1, y'_2, \dots, y'_n \end{aligned} \quad (2)$$

where:

$$\begin{aligned} x'_i &= x_i + \varepsilon_i \\ y'_i &= y_i + \lambda_i \end{aligned}$$

or more briefly:

$$\begin{aligned} x' &= x + \varepsilon \\ y' &= y + \lambda \end{aligned} \quad (3)$$

ε and λ being respectively the accidental errors of observation of x and y .

Then, n being large enough, we shall have :

$$\begin{aligned}\Sigma \varepsilon &= 0, \Sigma \varepsilon^3 = 0, \Sigma \varepsilon^5 = 0 \dots\dots \\ \Sigma \lambda &= 0, \Sigma \lambda^3 = 0, \Sigma \lambda^5 = 0 \dots\dots \\ \Sigma \varepsilon \lambda &= 0\end{aligned}\tag{3'}$$

Moreover, since x and y are independent of ε and λ , denoting by $F(xy)$ a function of x and y , we may write :

$$\Sigma \varepsilon F(xy) = 0, \Sigma \lambda F(xy) = 0, \Sigma \varepsilon^3 F(xy) = 0$$

and so on.

Denote by $A_x, A_y, A_{x'}, A_{y'}$ the arithmetical means of (1) and (2). Since according (3) and (3')

$$\Sigma x' = \Sigma x, \Sigma y' = \Sigma y$$

we shall have :

$$A_{x'} = A_x, A_{y'} = A_y$$

Putting :

$$\bar{x} = x - A_x, \bar{x}' = x' - A_{x'}$$

$$\bar{y} = y - A_y, \bar{y}' = y' - A_{y'}$$

we shall have :

$$\Sigma \bar{x} = 0, \Sigma \bar{x}' = 0, \Sigma \bar{y} = 0, \Sigma \bar{y}' = 0$$

$$\varepsilon = \bar{x}' - \bar{x}, \lambda = \bar{y}' - \bar{y}.$$

All the above relations will be useful during the course of our investigations.

6. Let the (1) values be considered as orthogonal coordinates of a plane curve :

$$f(xy) = 0 \quad (4)$$

Solving for y and x , let us write :

$$y = \varphi(x) \quad (5)$$

and :

$$x = \psi(y) \quad (6)$$

Attribute in (5) to the independent variable the x_i values, consequently y will take the y_i values. Thus if in (6) we put for y the y_i values, we shall have for x the x_i values.

Knowing the x_i exact values of x and the y_i' observed values, it is possible to find, by the method of least squares, the exact parameters of (5) as functions of x_i and y_i' .

Let (5) be, for instance, an ordinary parabola :

$$\bar{y} = \alpha + \beta \bar{x} + \gamma \bar{x}^2 \quad (7)$$

according to the method of least squares, we shall have :

$$\gamma = \frac{\frac{\sum \bar{x}^2 \bar{y}'}{\sum \bar{x}^2} - \frac{\sum \bar{x} \bar{y}'}{\sum \bar{x}} \cdot \frac{\sum \bar{x}^3}{\sum \bar{x}^2}}{\frac{\sum \bar{x}^4}{\sum \bar{x}^2} - \frac{(\sum \bar{x}^2)^2}{n} - \frac{(\sum \bar{x}^3)^2}{\sum \bar{x}^2}} \quad (8)$$

$$\beta = \frac{\sum \bar{x} \bar{y}' - \gamma \sum \bar{x}^3}{\sum \bar{x}^2}$$

$$\alpha = -\gamma \frac{\sum \bar{x}^2}{n}$$

2. In the same manner, if we consider (6) and if we know the exact values of y and the x_i' values of x , we can find, by the method of least squares the exact parameters of (6) as functions of y_i and x_i' .

In this connection I wish to observe that if $\varphi(x)$ contains the unknown parameters in linear form, this does not generally happen for $\psi(y)$ so that even although the method of least squares is still rigorous, it can be applied only by indirect and very laborious calculations.

Anyhow a set of observed points being given by their coordinates, we can interpolate a curve of a certain type taking that form of the analytical expression of the curve which contains linear parameters only.

Of course it depends from the choice of the independent variable.

If for instance :

$$\bar{x} = \alpha + \beta \bar{y} + \gamma \bar{y}^2 \quad (9)$$

by the method of least squares, \bar{y} being an exact quantity \bar{x}' instead an observed quantity, we shall have the following formulae :

$$\gamma = \frac{\sum \bar{y}' \bar{x}' - \frac{\sum \bar{x}' \bar{y}}{\sum \bar{y}^2} \cdot \sum \bar{y}^3}{\sum \bar{y}^4 - \frac{(\sum \bar{y}^2)^2}{n} - \frac{(\sum \bar{y}^3)^2}{\sum \bar{y}^2}}$$

$$\beta = \frac{\sum \bar{x}' \bar{y} - \gamma \sum \bar{y}^3}{\sum \bar{y}^2} \quad (10)$$

$$\alpha = -\gamma \frac{\sum \bar{y}^2}{n}$$

which are analogous to (8).

But (7) has the axis parallel to that of the ordinates and the concavity according to the positive or negative direction of the same axis, according to the sign of γ ; while (9) has the axis parallel to the axis of the abscissae and the concavity positive or negative corresponding to the sign of γ .

8. Solving (7) for x we can see that, even for an ordinary parabola (6) contains parameters in non-linear form. In fact, we obtain

$$\bar{x} = \frac{-\beta \pm \sqrt{\beta^2 - 4\gamma(\alpha - \bar{y})}}{2\gamma}$$

However, in this particular case we notice that if it is possible to transfer to axes parallel to the original axes, having for origin:

$$\bar{x} = -\frac{\beta}{2\gamma}, \quad \bar{y} = \frac{4\alpha\gamma - \beta^2}{4\gamma}$$

the equation of the parabola in terms of the new coordinates X and Y becomes:

$$Y = \gamma X^2 \quad (11)$$

and then

$$X = \sqrt{\frac{Y}{\gamma}} \quad (12)$$

Now taking X as exact independent variable, Y being subject to error, determining (11) according to the method of least squares, we shall have:

$$\gamma = \frac{\sum X^2 Y'}{\sum X^4} \quad (13)$$

Taking instead Y as independent variable, X being subject to error, determining (12) we shall obtain:

$$\gamma = \frac{(\sum Y)^2}{(\sum X' \sqrt{Y})^2} \quad (14)$$

The (13) and (14) yield values of γ generally unequal and the difference may be sometimes very considerable.

Let Y , for instance, be successively:

1, 4, 10, 20, 25, 35, 50, 65.

and X respectively :

10, 15, 25, 35, 50, 40, 30, 20

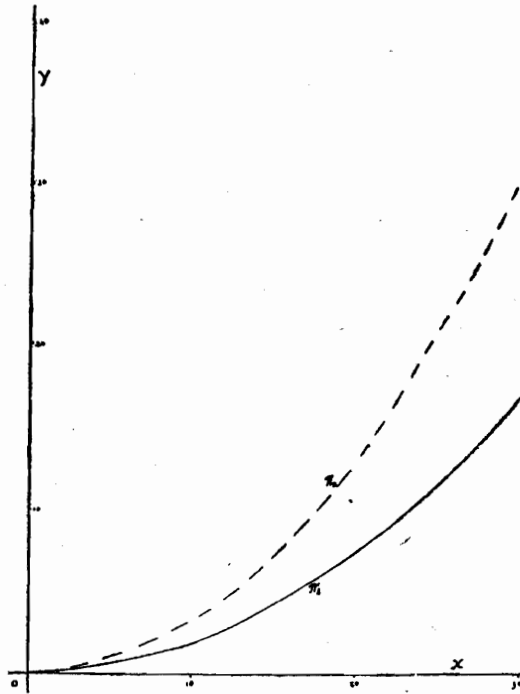
supposing, firstly, X exact and Y subject to error, since :

$$\Sigma X^2 Y' = 221.250$$

$$\Sigma X^4 = 11.732.875$$

according to (12) we shall have :

$$\gamma = 0,019$$



Let instead Y be exact and X subject to error, since :

$$\Sigma Y = 210$$

$$\Sigma X' \sqrt{Y} = 1136$$

according to (13) we shall have :

$$\gamma = 0,034$$

Hence we obtain two different parabolae:

$$Y = 0.019 X^2 \quad (\pi_1)$$

$$Y = 0.034 X^2 \quad (\pi_2)$$

See for (π_1) in the fig. I the solid curve and for (π_2) the broken curve.

9. Returning to (5) let us suppose known only the inexact values both of the independent and dependent variable.

Let us also assume, for a moment, the x' 's known values of the independent variable to be exact quantities.

In this case, by the method of least squares we should have the following equations of condition:

$$\sum [y' - \varphi(x')] \frac{\delta \varphi(x')}{\delta \alpha} = 0 \quad (15)$$

$$\sum [y' - \varphi(x')] \frac{\delta \varphi(x')}{\delta \beta} = 0$$

.....

$\alpha, \beta, \gamma \dots$ being the unknown parameters appearing, for simplicity, in (5) in linear form only.

Let (5) be capable of expansion by Taylor's theorem and indicate by:

$$F_\alpha', F_\alpha'' \dots; F_\beta', F_\beta'' \dots; F_\gamma', F_\gamma'' \dots \quad (16)$$

the successive derivatives by x of the functions

$$F_\alpha = [y' - \varphi(x)] \frac{\delta \varphi(x)}{\delta \alpha}, \quad F_\beta = [y' - \varphi(x)] \frac{\delta \varphi(x)}{\delta \beta} \quad (17)$$

.....

Then, applying Taylor's theorem, the equations (15) become:

$$\sum [y' - \varphi(x + \varepsilon)] \frac{\delta \varphi(x + \varepsilon)}{\delta \alpha} = \sum \left\{ F_\alpha + \varepsilon F_\alpha' + \frac{\varepsilon^2}{1.2} F_\alpha'' + \dots \right\} = 0 \quad (18)$$

similar equations being established with reference to β, γ, \dots parameters. The above formulae may be greatly simplified by considering that, ε and (16) being independent, we may write:

$$\Sigma \varepsilon F'_a = 0, \quad \Sigma \varepsilon^3 F'''_a = 0$$

in general the terms of (9) which contain the odd powers of ε vanishing.

Therefore we shall have:

$$\Sigma [y' - \varphi(x')] \frac{\delta \varphi'(x')}{\delta \alpha} = \Sigma F_a + \Sigma \left\{ \frac{\varepsilon^2}{1 \cdot 2} F''_a + \frac{\varepsilon^4}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4} F_{a^{IV}} + \dots \right\} = 0. \quad (19)$$

similar equations being established with reference to β, γ, \dots parameters.

Put, now

$$\Sigma F_a = 0 \quad \varepsilon = 0 \quad (20)$$

then the first term of the second member of (19) becomes an equation of condition for the method of least squares in the case that the independent variable may be regarded as an exact quantity. Hence, there will be, in general, no system of values $\alpha, \beta, \gamma, \dots$ which satisfy at the same time both (19) and (20).

However the relation now established will enable us to find the exact values of the parameters of the interpolator curve $y = \varphi(x)$ by the following equation of condition:

$$\Sigma \left\{ [y' - \varphi(x')] \frac{\delta \varphi'(x')}{\delta \alpha} - \frac{\varepsilon^2}{2!} F''_a - \frac{\varepsilon^4}{4!} F_{a^{IV}} - \dots \right\} = 0 \quad (21)$$

ε being, as we know, the error of the independent variable.

10. The (16) containing, in general, the unknown value of x it is necessary to substitute x' and ε .

Let us, for instance, consider the ordinary parabola (7).

We have:

$$F''_\alpha = 0, \quad F''_\beta = -2(\beta + 3\gamma \bar{x})$$

$$F'_\gamma = 2(\bar{y}' - \alpha - 3\beta \bar{x} - 6\gamma \bar{x}^2), \quad F_{\gamma^{IV}} = -24\gamma$$

Then, considering that, n being large enough

$$\Sigma \epsilon^2 \bar{x}^2 = (A_{\bar{x}^2} - A_{\epsilon^2}) \Sigma \epsilon^2$$

and

$$\Sigma \epsilon^4 = \frac{3}{n} (\Sigma \epsilon^2)^2$$

the equations of condition may be written as follows:

$$n \alpha + \gamma (\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2) = 0$$

$$\beta (\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2) + \gamma \Sigma \bar{x}'^3 = \Sigma \bar{x}' \bar{y}'$$

$$\alpha (\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2) + \beta \Sigma \bar{x}'^3 + \gamma \left[\Sigma \bar{x}'^4 - \frac{3 \Sigma \epsilon^2 (2 \Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2)}{n} \right] = \Sigma \bar{x}'^2 \bar{y}'$$

Hence

$$\gamma = \frac{\Sigma \bar{x}'^2 \bar{y}' - \frac{\Sigma \bar{x}' \bar{y}'}{\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2} \cdot \Sigma \bar{x}'^3}{\Sigma \bar{x}'^4 - \frac{(\Sigma \bar{x}'^2)^2}{n} - \frac{2 \Sigma \epsilon^2 (2 \Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2)}{n} - \frac{(\Sigma \bar{x}'^3)^2}{\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2}}$$

$$\beta = \frac{\Sigma \bar{x}' \bar{y}' - \gamma \Sigma \bar{x}'^3}{\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2} \quad (22)$$

$$\alpha = -\gamma \frac{\Sigma \bar{x}'^2 - \Sigma \epsilon^2}{n}$$

Considering, instead, the parabola (9) we shall have analogous formulae:

$$\gamma = \frac{\Sigma \bar{y}'^2 \bar{x}' - \frac{\Sigma \bar{x}' \bar{y}'}{\Sigma \bar{y}'^2 - \Sigma \lambda^2} \cdot \Sigma \bar{y}'^3}{\Sigma \bar{y}'^4 - \frac{(\Sigma \bar{y}'^2)^2}{n} - \frac{2 \Sigma \lambda^2 (2 \Sigma \bar{y}'^2 - \Sigma \lambda^2)}{n} - \frac{(\Sigma \bar{y}'^3)^2}{\Sigma \bar{y}'^2 - \Sigma \lambda^2}}$$

$$\beta = \frac{\sum \bar{x}' \bar{y}' - \gamma \sum \bar{y}'^3}{\sum \bar{y}'^2 - \sum \lambda^2} \quad (23)$$

$$\alpha = -\gamma \frac{\sum \bar{y}'^2 - \sum \lambda^2}{n}$$

Put in (22) $\Sigma \epsilon^2 = 0$, put in (23) $\Sigma \lambda^2 = 0$ we shall obtain immediately (8) and (10).

11. Let us now take, as an application of the preceding formulae, the example on pag. 80 of GINI's paper.
In this case we have:

$$n = 13$$

$$A_{\bar{x}'} = 1579$$

$$A_{\bar{y}'} = 1690$$

$$\sum \bar{x}' \bar{y}' = 43.961$$

$$\sum \bar{x}'^2 = 57.399$$

$$\sum \bar{y}'^2 = 55.589$$

$$\sum \bar{x}'^2 \bar{y}' = -1.056.239$$

$$\sum \bar{y}'^2 \bar{x}' = -31.413$$

$$\sum \bar{x}'^3 = -1.760.155$$

$$\sum \bar{y}'^3 = 90.781$$

$$\sum \bar{x}'^4 = 518.049.831$$

$$\sum \bar{y}'^4 = 401.336.741$$

Let $\Sigma \epsilon^2 = 0$, from (22) we shall obtain:

$$\gamma = 0,0014$$

$$\beta = 0,8088$$

$$\alpha = -6,1814$$

(24)

Put instead, for instance, in the same formula (22):

$$\Sigma \epsilon^2 = 4.400$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= 0,0031 \\ \beta &= 0,9324 \\ \alpha &= - 12,6930 \end{aligned} \quad (25)$$

Put

$$\Sigma \epsilon^2 = 8.400$$

we shall have.

$$\begin{aligned} \gamma &= 0,0082 \\ \beta &= 1,1900 \\ \alpha &= - 30,9080 \end{aligned} \quad (26)$$

Put

$$\Sigma \epsilon^2 = 13.400$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= - 0,0449 \\ \beta &= - 0,8000 \\ \alpha &= 152,0000 \end{aligned} \quad (27)$$

Put

$$\Sigma \epsilon^2 = 17.400$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= - 0,0119 \\ \beta &= 0,5754 \\ \alpha &= 36,6200 \end{aligned} \quad (28)$$

Let $\Sigma \lambda^2 = 0$, from (23) we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= - 0,0006 \\ \beta &= 0,7918 \\ \alpha &= 2,6939 \end{aligned} \quad (29)$$

Put instead, for instance, in the same formula (23)

$$\Sigma\lambda^2 = 4.400$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= -0,0012 \\ \beta &= 0,8609 \\ \alpha &= 4,7251 \end{aligned} \quad (30)$$

Put

$$\Sigma\lambda^2 = 8.400$$

We shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= -0,0038 \\ \beta &= 0,9810 \\ \alpha &= 13,8000 \end{aligned} \quad (31)$$

Put

$$\Sigma\lambda^2 = 11.600$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= 0,0085 \\ \beta &= 0,9820 \\ \alpha &= -29,0000 \end{aligned} \quad (32)$$

Put

$$\Sigma\lambda^2 = 17.400$$

we shall have:

$$\begin{aligned} \gamma &= 0,0015 \\ \beta &= 1,1472 \\ \alpha &= -4,4077 \end{aligned} \quad (33)$$

Put in place of \bar{x} and \bar{y} their values $x - A_x$ $y - A_y$, easily, by very known formulae of transformation, we shall obtain from (24), (25), (26), (27), (28), (29), (30), (31), (32), (33) the following parabolae:

$$y = 3897 - 3,61 x + 0,0014 x^2 \quad (P_1)$$

$$y = 7938 - 8,85 x + 0,0031 x^2 \quad (P_2)$$

$$y = 20224 - 24,70 x + 0,0082 x^2 \quad (P_3)$$

$$y = -108841 + 141,00 x - 0,0449 x^2 \quad (P_4)$$

$$y = -28851 + 38,16 x - 0,119 x^2 \quad (P_5)$$

$$x = -1470 + 2,82 y - 0,0006 y^2 \quad (P'_1)$$

$$x = -3306 + 4,92 y - 0,0012 y^2 \quad (P'_2)$$

$$x = -10844 + 13,82 y - 0,0038 y^2 \quad (P'_3)$$

$$x = 24250 - 27,75 y + 0,0085 y^2 \quad (P'_4)$$

$$x = 3921 - 3,93 y + 0,0015 y^2 \quad (P'_5)$$

According to the sign of the coefficient of the term of second degree in x the axes of P_1, P_2, P_3 will take the positive direction of the axe y ; the axes of P_4, P_5 will take instead the negative one. In the same way P'_1, P'_2, P'_3 will have the axes according to the negative direction of the axe x ; P'_4, P'_5 instead according to the positive one.

Thus we may conclude that: *the influence of the errors of the variables may even change the direction of the concavity of the interpolator parabolae.* Moreover to establish opportune comparison, calculate also the interpolator straight lines which correspond successively to the above parabolae and are analytically expressed by the equations:

$$y = 500 + 0,76 x \quad (R_1)$$

$$y = 380 + 0,83 x \quad (R_2)$$

$$y = 269 + 0,90 x \quad (R_3)$$

$$y = 111 + x \quad (R_4)$$

$$y = -47 + 1,10 x \quad (R_5)$$

$$x = 244 + 0,79 y \quad (R_1')$$

$$x = 126 + 0,86 y \quad (R_2')$$

$$x = 7 + 0,93 y \quad (R_3')$$

$$x = -111 + y \quad (R_4')$$

$$x = -364 + 1,15 y \quad (R_5')$$

Thus we may see that also in the case of the straight line the influence of the errors of the variables is very considerable ¹⁾.

We shall not carry the subject further now. A good general idea of the different interpolations here discussed is conveyed by the graphs of fig: II and III which are self-explanatory.

(¹) In this connection I wish to notice that it does not seem very clear to me how Prof. CZUBER in a recent paper (*Lineare Ausgleichung und Korrelation*, « Archiv für die gesamte Psychologie », XLIV Bd.), which is under other aspects very interesting, reaches also the conclusion that the influence of the errors in the interpolation of a straight line is little, so that it may be practically neglected. Prof. GINI in his cited paper *Sull'interpolazione di una retta* etc, had he also, put in evidence that the parameter β of a interpolator straight line $y = \alpha + \beta x$, may sometimes show in the interval $(0, \infty)$ of $\frac{\sum s^2}{\sum \lambda^2}$, a very large variation, that, for instance, is more than 45% in the example on pag. 80 where:

$$\begin{array}{ll} \text{for } k = 0 & \beta = 0.793 \\ \text{for } 1/k = 0 & \beta = 1.156 \end{array}$$

12. In this paper we have demonstrated the practical importance of errors of observation in the application of the method of least squares and have established general formulae as functions of the observed quantities and their errors of observation.

Further, we have examined different aspects of parabolic interpolation.

RIASSUNTO

Generalmente nella trattazione dell'interpolazione si suppone che i soli valori della funzione sieno affetti da errori, mentre i valori della variabile indipendente si possono considerare come esatti.

L'ipotesi che anche la variabile indipendente possa esser soggetta ad errore era stata dal PEARSON e dal GINI studiata soltanto nel caso dell'interpolazione lineare. Nel mio articolo ho voluto pertanto estendere le ricerche al caso generale dell'interpolazione di una curva qualunque ed ho così messa in evidenza l'influenza degli errori delle variabili nell'applicazione del metodo dei minimi quadrati.

Considerazione particolare ho data all'interpolazione parabolica mostrando, anche con esempi numerici, i diversi aspetti sotto i quali questa si presenta a seconda dell'entità degli errori delle variabili osservate.

R. A. FISHER

The distribution of the partial correlation coefficient

1. THE THEORETICAL DISTRIBUTION

In ascertaining the exact distribution in random samples to which the correlation coefficient between two normally distributed variates is subject, the following geometrical device was utilised (1. 1915).

Let x_1, x_2, \dots, x_n represent the n values of one variate in the sample, and y_1, y_2, \dots, y_n the n values of the second variate; let \bar{x} and \bar{y} be the means; then the quantities $x - \bar{x}$, $y - \bar{y}$ may be regarded as coordinates in n -fold Euclidian space of two points P and Q . If O be the origin of coordinates the lengths OP and OQ will be proportional to the standard deviations of the two variates as estimated from the sample; upon the *directions* of OP and OQ will the correlational properties of the two variates depend. In particular it is easy to see that the correlation between x and y as estimated by the formula,

$$r = \frac{S(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{S(x - \bar{x})^2 \cdot S(y - \bar{y})^2}}$$

will be the cosine of the angle between OP and OQ .

It may be noted that if any pair of observations, say x_1 and y_1 , be omitted, the effect of doing so will be to project the above mentioned figure upon a region at right angles to one of the axes of coordinates. Hence the distribution of r as obtained from the projected angle, will be the same as that for $(n - 1)$ observations taken at random.

The fact that r depends only on the angle between two *radii vectores* shows that it is invariant for orthogonal transformations of coordinates; we may therefore enunciate the following proposition. *If x'_1, x'_2, \dots, x'_n be the coordinates of P with respect to any system of rectangular axes through O , and y'_1, y'_2, \dots, y'_n the corresponding functions of y_1, y_2, \dots, y_n , then the correlation, in any sample, between x' and y' is equal to that between x and y . Moreover, if x_1, x_2, \dots, x_n , be normally and independently distributed then also will x'_1, \dots, x'_n be normally and independently distributed.*

This proposition may be applied to a variety of problems. It leads directly to the solution of the distribution of the partial correlation coefficient. For let z_1, z_2, \dots, z_n be the values of any third variate, and let R be the point whose coordinates are $z - \bar{z}$. Then the correlations of z with x and y are the cosines of the angles which OR makes with OP and OQ ; that is of the sides of the spherical triangle determined by the radii OP , OQ and OR ; but the partial correlations are the cosines of the angles of this triangle. So that the partial correlation between x and y , is the cosine of the angle between the projections of OP and OQ upon the region perpendicular to OR .

If therefore we choose a new set of orthogonal coordinates such that one of them lies along OR , it appears that the total correlation between x and y is still the correlation obtained from n independent pairs of values of normally distributed variates, but that the partial correlation is the correlation obtained from $(n - 1)$ independent pairs of normally distributed variates. Consequently the random sampling distribution of the partial correlation obtained from n pairs of values, when one variate is eliminated, is the same as the random sampling distribution of a total correlation derived from $(n - 1)$ pairs. By mere repetition of the above reasoning it appears that when s variates are eliminated the effective size of the sample is diminished to $(n - s)$. The investigations of YULE in 1907 (6) indicated that the probable error of a partial correlation should be the same as that for a total correlation derived from a sample of the same size. Our result may be regarded as confirming this approximation provided that the number of variates eliminated is a small fraction of the number of the sample.

2. EXPERIMENTAL EVIDENCE

J. W. BISPHAM has investigated experimentally the distribution of the partial correlation coefficient in three experiments. In the first of these (2. 1920) 1000 values were obtained with uncorrelated variates. The distribution of the variates was far from normal, and the conditions of sampling allowed no variation in the standard deviations. In spite of this, however, the distribution of the total correlations seem to agree with the theoretical expectation. In the second and third experiments (3. 1923), giving 200 and 100 values respectively, the conditions of sampling allow of a nearer approach to random normal samples; in these experiments the variates were highly correlated, though the partial correlation investigated is still nearly zero. The distribution of the total correlations was shown to agree with the theoretical expectation, the latter being calculated by the laborious method developed in *Biometrika* (4. 1917) and not by the direct transformation since given in *Metron* (5. 1921). In all cases the size of the sample was 30; so that the variance of the true distribution of the partial correlations was $1/28$, whereas that for the total correlation would be $1/29$. To discriminate experimentally between these two values would need samples amounting to about 6000, whereas in all we have only 1300 observations.

BISPHAM only compares his results with the theoretical distribution of the total correlation coefficient, and finds the values to be effectively in agreement. This is to be expected. It may be noted, however, that in all these cases the observed standard deviation exceeds his expectation. A more refined test of the agreement may be made by noting that, if r is normally distributed with standard deviation σ , then, for a sample of n ,

$$\frac{1}{\sigma^2} S \cdot (r - \bar{r})^2$$

is distributed in random samples in the χ^2 distribution corresponding to $(n - 1)$ degrees of freedom; consequently its expected value is $(n - 1)$. We give below the expected values,

and those calculated from the observations taking $\frac{1}{\sigma^2}$ equal to 28 and to 29.

Experiment	1	2	3	Total	$\sqrt{2} \chi^2 - \sqrt{2593}$
28 $S(r - \bar{r})^2$	980.78	210.20	101.27	1292.25	-.104
29 $S(r - \bar{r})^2$	1015.81	217.71	104.80	1338.41	+.816
Expectation	999	199	99	1297	

It is evident that the value calculated from the true distribution is somewhat nearer to the expectation than that derived on the supposition that the partial and the total correlations have the same distribution. The difference, however, cannot be regarded as significant. This may be directly tested by comparing the values of $\sqrt{2} \chi^2$ with $\sqrt{2n-1}$, where n is the expectation. The difference has a standard deviation of 1. The values do, however, show the advantage of the true variance.

The differences would, of course, be more strongly marked in smaller samples, and especially so if several variates were eliminated.

ZUSAMMENFASSUNG

Es ist nachgewiesen, dass die exakte Form der Verteilung in beliebigen normalen aufs Geratewohl genommenen Proben des partiellen Korrelationskoeffizient von der des totalen Korrelationskoeffizient hergeleitet werden kann einfach durch Subtraktion der Anzahl der eliminierten Variablen von der Anzahl der Proben. Die Fehlerbehandlungsmethoden der totalen Korrelationskoeffizienten für beliebige auf Geratewohl genommenen Proben, welche in (5) entwickelt sind, können daher unmittelbar für die partiellen Korrelationskoeffizienten irgendwelcher Ordnung benutzt werden.

Vorliegende experimentelle Daten für die Verteilung der partiellen Korrelationskoeffizienten in Proben von 30 stimmen, wenn der partielle Korrelationskoeffizient der Bevölkerung beinahe Null ist, mit der oben entwickelten theoretischen Verteilung überein.

REFERENCES

1. R. A. FISHER (1915), *The frequency distribution of the values of the correlation coefficient in samples from an indefinitely large population*. Biometrika, X pp. 507-521.
2. J. W. BISPHAM (1920), *An experimental determination of the distribution of the partial correlation coefficient in samples of thirty*. Royal Soc. Proc. A. XCVII, pp. 218-224.
3. J. W. BISPHAM (1923), *An experimental determination of the distribution of the partial correlation coefficient in samples of thirty*. Metron II. pp. 684-696.
4. Co-operative Study (1917), *On the distribution of the correlation coefficient in small samples*. Biometrika XI, pp. 328-413.
5. R. A. FISHER (1921), *On the "Probable Error", of a coefficient of correlation deduced from a small sample*. Metron I, Pt. 4, pp. 1-32.
6. G. UDNY YULE (1907), *On the theory of correlation for any number of variables treated by a new system of notation*. Roy. Soc. Proc. A. LXXIX, pp. 182-193.

LUCIEN MARCH

Les indices économiques

Depuis l'article publié dans « Metron » (1), sur « la mesure du mouvement général des prix » de nombreux travaux ont été consacrés à la question des indices statistiques, en particulier aux indices du mouvement général des prix ainsi qu'à ceux du coût de la vie. Notamment, la Commission économique de la Société des Nations a renvoyé à l'Institut International de statistique le rapport préparé à ce sujet par une Commissions d'études. Celle-ci avait été constituée pour répondre à un voeu de la Conférence de Gênes relatif à l'unification des méthodes de statistique appliquées dans les divers pays.

L'Institut international de statistique a examiné le rapport de cette Commission au cours de la session tenue à Bruxelles, du 1^{er} au 5 Octobre 1923 ; on trouvera à la suite de cet article le texte des résolutions relatives aux indices économiques.

Les études précédentes, les travaux publiés récemment par divers auteurs, et les controverses auxquelles ils ont donné lieu, n'ont point encore dissipé entièrement le conflit d'idées qui obscurcit certaines parties de la question des indices. Il n'y a point lieu de s'étonner quand on songe, par exemple, que l'observation du mouvement général des prix se rattache, ainsi que je l'ai fait remarquer dans l'article précité, à des problèmes difficiles, soit de la logique, soit de l'économie politique.

Souvent d'ailleurs, les mêmes expressions s'entendent dans des sens différents : par exemple les notions de mesure ou de valeur n'ont pas toujours la même acception, suivant les esprits ; les termes scientifiques eux-mêmes s'entendent différemment et les analogies entre les phénomènes économiques et les phénomènes physiques ne se présentent pas à tous avec le même

(1) « METRON », vol I, n° 4, p. 57.

aspect. Enfin le but à atteindre n'est pas toujours clairement indiqué.

Il n'est donc point inutile de fouiller encore le sujet, de reprendre l'examen des notions qui sont au point de départ, de chercher à distinguer les nuances qui modifient ces notions suivant les points de vue.

I. - LES INDICES EN GÉNÉRAL

L'étude du mouvement des prix a conduit les auteurs anglais qui s'y sont attachés à employer l'expression « Index Number » pour désigner un élément numérique qui résume ou synthétise les changements relatifs d'un certain nombre d'éléments particuliers de même espèce.

En fait, toutes les fois que l'on représente les changements d'un phénomène quelque peu complexe par un élément numérique, celui-ci n'est qu'un indice, car il ne révèle qu'un ordre particulier de changements. Par exemple, le nombre des habitants d'un pays ne constitue qu'un indice de l'état de la population.

En ce sens on peut dire que, dans toute étude analytique destinée à relier entre eux des caractères et à réaliser des classements, les nombres qui figurent dans cette étude sont généralement des nombres indices. Et comme l'étude établit surtout des rapports entre les choses, on peut définir l'indice, d'une manière générale, comme un rapport établi entre deux grandeurs qui correspondent à deux états différents d'un même phénomène.

D'ailleurs, pour que ce rapport constitue un indice véritable il faut qu'il soit susceptible de fournir un enseignement et, par conséquent, qu'il dépende des facteurs qui gouvernent le phénomène. S'il en est ainsi, l'indice peut être considéré comme un instrument d'analyse capable de mettre en évidence les effets des facteurs des mouvements, de même que les indicateurs de température, de pression, de potentiel etc... permettent l'analyse de nombreux phénomènes physiques.

Les indices se distinguent en trois catégories : indices particuliers s'il s'agit d'un seul caractère ; indices synthétiques s'il s'agit de résumer en un indice unique plusieurs caractères de

même espèce ; indices composés si les caractères groupés sont d'espèces différentes.

Par exemple pour caractériser le mouvement de l'épargne dans un pays, on peut choisir comme indice particulier le nombre des livrets de caisse d'épargne existant au début de chaque année ; pour caractériser le mouvement de la spéculation à la Bourse des Valeurs, on calculera un indice synthétique qui sera la moyenne des indices particuliers aux différentes valeurs ; on caractérisera plus au moins correctement l'activité économique d'un pays en combinant de même, dans un indice composé, les indices synthétiques ou particuliers qui représentent les mouvements des productions, des prix, du trafic etc...

Chaque espèce d'indice correspond à une complexité plus ou moins grande du phénomène représenté. Cependant comme la valeur d'un indice est dans sa signification, plus un phénomène est complexe, moins il est aisé de concevoir qu'un indice numérique unique soit capable de fournir une représentation satisfaisante de ses mouvements. D'autre part un phénomène quelque peu complexe se présente à des esprits différents sous des aspects divers, de sorte que chacun interprète d'une façon différente l'indice choisi. Pour réaliser quelque accord dans les conceptions, pour mettre quelque unité dans les interprétations, il est nécessaire de limiter soigneusement la portée de chaque indice et de ne point en trop étendre les limites. En un mot, un indice statistique est un élément numérique variable calculé dans un but déterminé. On ne peut concevoir avec netteté sans avoir en même temps une conception nette de l'objet auquel il est destiné. Par exemple le taux des salaires des ouvriers d'une certaine catégorie peut être utilisé dans une étude de la production, dans une étude des revenus, dans une étude relative au chômage, à la natalité. Dans chaque cas, la portée et la signification de cet élément sont différentes ; le mode de calcul est même différent puisque, suivant les cas, on considérera le salaire horaire, le salaire journalier ou le salaire annuel, le salaire nominal ou le salaire réel.

Il importe par conséquent de délimiter le champ de l'étude avant de fixer la nature de l'indice qui aidera à observer les changements du phénomène complexe que l'on étudie. Pour avancer utilement il faut savoir où mène le chemin et où il passe ; s'il est vrai que tous les chemins mènent à Rome encore convient-il de choisir le meilleur.

* * *

Un indice statistique, avons-nous dit, est un instrument d'analyse destiné à mettre en évidence les facteurs dont dépend le phénomène étudié.

Un indice particulier est généralement un rapport entre deux grandeurs qui varient à mesure que le phénomène étudié se modifie. Lorsque ces grandeurs dépendent directement d'une partie des facteurs du phénomène, la considération des indices aide à isoler les facteurs déterminants.

Par exemple le jugement que nous portons sur la prospérité d'une entreprise industrielle porte sur un phénomène complexe qui se révèle à nous par les variations de certaines grandeurs : nombre des ouvriers, nombre des heures de travail accomplies par ces ouvriers, quantité, valeur totale des objets produits, bénéfice brut, bénéfice net, etc....

Chacune de ces grandeurs permet le calcul d'un indice et chacun des indices particuliers comporte une signification en rapport avec le phénomène étudié, à savoir les changements de l'état de prospérité de l'entreprise.

A première vue ceux qui se proposent de se rendre compte des changements attachent plus d'importance à certains indices qu'à d'autres et ils adoptent, à cet égard, des avis différents. Les uns penseront que le meilleur indice est celui du bénéfice net ; d'autres, réfléchissant que ce bénéfice net peut être passager et résulter de l'omission de certains frais d'amortissement ou autres, attacheront plus d'importance au bénéfice brut ; d'autres, pensant que la main d'oeuvre a pu être exceptionnellement productrice, ou les achats de matières premières exceptionnellement avantageux, attacheront plus d'intérêt au chiffre d'affaires ; mais, en période de variations rapides des prix, certains estimeront que le jugement à porter sur la prospérité de l'entreprise sera mieux assis si l'on a égard surtout à la quantité de produits sortis, etc....

En fait, toutes ces opinions sont en partie justifiées. La prospérité de l'entreprise se marque par de nombreux indices parce qu'elle dépend de nombreux facteurs ; chaque indice correspondant à quelques-uns seulement d'entre eux, la considération de plusieurs indices aide à séparer ces facteurs et à en mesurer l'importance.

Par exemple, en composant l'indice du nombre des ouvriers

et l'indice de la quantité produite, on peut constater que ce dernier indice augmente moins vite que le nombre des ouvriers dans le même temps. Il en résulte que la productivité ouvrière tend à diminuer, soit que les heures de travail soient moins nombreuses, soit que les qualités des ouvriers s'amoiendrisent, par exemple, parce que de nouveaux ouvriers inexpérimentés en remplacent de plus exercés. On voit par cet exemple comment les indices sont à la fois des instruments révélateurs des modalités d'un phénomène complexe et en même temps des instruments de découverte des facteurs qui conditionnent le phénomène.

Pour donner un autre exemple, considérons les changements du coût de la vie. Le coût de la vie est encore une notion complexe qui peut être interprétée de différentes façons et qui est en fait diversement interprétée ; tantôt on envisage la dépense qui est nécessaire pour acheter les mêmes quantités des mêmes choses à différentes époques ou en différents lieux, tantôt on a en vue l'accroissement qui se produit à mesure que le genre de vie s'améliore ; ou bien l'on considère tantôt la dépense par famille d'une certaine catégorie, tantôt la dépense des familles de toutes catégories, tantôt la dépense d'un individu isolé, tantôt celle d'une famille de grandeur déterminée, ou celle de toutes les familles etc....

Ce sont là autant de notions différentes qui s'appliquent au phénomène complexe que recouvre l'expression « Coût de la vie ».

A chacune de ces notions peut correspondre un indice particulier, chacun de ces indices ayant sa signification propre, dépendant de facteurs particuliers parmi tous ceux que l'on peut considérer comme ayant une influence sur le coût de la vie en général.

* * *

La distinction des indices particuliers et des indices synthétiques est souvent arbitraire.

En principe, l'indice synthétique est celui qui réunit en un seul plusieurs indices particuliers relatifs à des grandeurs qui se mesurent à l'aide de la même unité, autrement dit qui se rapportent à un même caractère observé sur des objets différents. Par exemple, prix de différents objets, taux de l'escompte à différentes maturités, etc.... Quand les grandeurs sont mesurables en unités de nature différente on emploie le terme indice

composé. Il suit de là qu'un total de grandeurs de même espèce peut être un indice synthétique; or toute grandeur peut être regardée comme le total d'un certain nombre de parties. La distinction de l'indice particulier et de l'indice synthétique serait donc assez artificielle si elle ne s'imposait dans d'autres cas.

Ainsi, dans les exemples précédents, le nombre total des ouvriers d'une entreprise est la somme des nombres d'ouvriers occupés dans divers ateliers; de même la dépense totale d'un ménage est la somme des dépenses que nécessite l'achat de diverses denrées ou de divers services.

Il convient, en conséquence, pour la clarté, de réserver la dénomination d'indices synthétiques à ceux qui réunissent des rapports et qui sont en fait de simples expressions arithmétiques, sans signification concrète.

Un indice particulier au contraire est une grandeur concrète ou un rapport concret entre deux grandeurs concrètes. Le rapport entre le nombre des ouvriers d'une usine, ou la dépense d'un ménage à une certaine époque, et le nombre des ouvriers, ou la dépense, à une autre époque, est un rapport concret. Tandis que, si nous considérons les éléments de l'une des grandeurs précédentes et si nous rapportons chaque élément, considéré à une certaine époque, à la valeur qui il possède à une autre époque, le total de ces rapports n'a plus de signification concrète, c'est une expression arithmétique, une fonction de rapports concrets particuliers; on peut réserver à ce total, ou à tout multiple ou toute fraction de ce total, le nom d'indice synthétique.

L'indice synthétique est donc pour nous une expression arithmétique qui résume une série d'indices particuliers calculés entre grandeurs mesurables d'après la même unité (à un facteur constant près).

Considérons par exemple un certain nombre de valeurs de bourse et les cours de ces valeurs à un certain moment. Prenons les rapports de ces cours aux cours pratiqués à une autre époque. La somme de ces rapports, leur moyenne arithmétique etc.... constituent des indices synthétiques.

De même si l'on groupe dans un total ou une moyenne les prix relatifs d'une série de denrées entre deux époques, on construit un indice synthétique.

Au contraire si l'on réunit dans un total ou une moyenne un indice des prix des marchandises qui se négocient sur un

marché, un indice des quantités de chaque marchandise vendues sur ce marché, un indice du nombre des vendeurs et des acheteurs, on groupe des indices qui s'expriment en unités de nature différente : unité monétaire, unité de poids, individu; on obtient un indice composé.

II. - LES MESURES

La distinction établie plus haut entre les trois catégories d'indices dépend de la nature des unités de mesure. Ce n'est donc point une distinction de forme : elle intéresse les facteurs irréductibles de l'évolution, soit dans le temps, soit dans l'espace, du phénomène étudié, en permettant d'isoler les influences de ces divers facteurs, ou bien au contraire d'éliminer les influences négligeables pour ne laisser apparaître que l'effet des influences les plus importantes.

Ce dernier trait appartient aux indices synthétiques et aux indices composés.

Pour ces derniers, deux considérations gouvernent par conséquent leur emploi :

- 1) celle de l'unité de mesure.
- 2) celle de la compensation des influences négligeables.

* * *

En ce qui concerne l'unité de mesure, il convient de noter que, dans les recherches statistiques, les caractères de l'unité de mesure ne peuvent pas toujours être les mêmes que ceux des unités de mesure physique.

Dans les mesures physiques, des conventions particulières et certaines précautions permettent d'admettre la permanence de l'unité.

Par exemple, on convient d'adopter comme unité de mesure des longueurs un certain mètre étalon. Ce mètre est conservé à l'abri de toutes les influences qui nous sont accessibles, de sorte que l'on admet que sa longueur est constante. Grâce à lui, on peut mesurer, en toutes circonstances, les changements de longueur d'un objet quelconque. Mais, si la longueur du mètre étalon vient à changer - et en fait elle a changé quand on a substitué l'étalon actuel au précédent - toutes les mesures

qu'il permet changent exactement dans une proportion inverse de celle dont l'étalon a changé.

La notion d'unité de mesure implique nécessairement cette dernière règle qui est la conséquence logique de la définition de l'unité.

La définition s'exprime en effet par une égalité telle que $l = nu$. l étant la chose mesurée, u la grandeur de l'unité et n le nombre des unités ou des fractions de l'unité que contient l . Donc si u devient $2u$ et si la quantité l n'a pas changé il faut nécessairement que n soit remplacé par $\frac{n}{2}$; le doublement de l'unité entraîne la réduction de moitié du nombre des unités.

C'est là une nécessité logique; sans cette condition, la notion d'unité de mesure serait inconsistante.

La condition pratique d'invariabilité est nécessaire, non plus pour éviter un énoncé contradictoire, mais pour la raison que si l'unité variait en même temps que la grandeur à mesurer, il serait impossible d'observer l'effet qu'a la cause de variation sur l'objet à mesurer. Si l'on mesure la longueur d'une barre de fer en appliquant contre elle un mètre en fer on ne pourra mesurer par ce moyen la dilatation de la barre sous l'influence de chaleur, puisque l'unité et la barre se dilatent au cours de l'expérience dans la même proportion.

Pour donner un exemple, rappelons que l'on n'a point toujours mesuré les longueurs à l'aide d'un étalon invariable. Ainsi, on a d'abord mesuré les distances un peu longues d'après le nombre des pas nécessaires pour les parcourir.

Supposons que la distance à un village A de 3 villages B , C , D soit mesurée de la sorte par des jeunes gens de 15 ans, dont 10 mesurent AB , 1 mesure AC , 1 mesure AD on trouve ainsi les distances suivantes :

$$AB = 2000 \text{ pas}$$

$$AC = 3000 \text{ »}$$

$$AD = 4000 \text{ »}$$

On en conclut que le point D est plus éloigné de A que C et C plus éloigné que B .

Le pas unité n'est évidemment point un élément invariable

mais s'il ne satisfait point à la condition pratique d'une bonne unité, il satisfait à la condition logique.

Supposons que la même épreuve étant recommencée cinq années plus tard on obtienne les nombres suivants :

$$AB = 1610 \text{ pas}$$

$$AC = 2410 \text{ »}$$

$$AD = 3120 \text{ »}$$

Dans la conviction que les villages ne se sont point déplacés on conclura que le pas des jeunes gens (maintenant âgés de 20 ans) s'est allongé.

Pour ceux qui ont mesuré AB le nouveau pas est égal aux $\frac{200}{161}$ de l'ancien = 1,242.

$$\text{Pour } AC = \frac{300}{241} \text{ de l'ancien} = 1.244$$

$$\text{Pour } AD = \frac{400}{312} \text{ »} = 1.269$$

Les grandeurs des nouveaux pas n'étant point identiques, on en prendra la moyenne 1.25, ce qui indique que le pas s'est allongé d'un quart environ. Cet allongement s'est évidemment produit sous l'influence de l'âge, de l'entraînement, etc.

On remarquera qu'il n'a point paru nécessaire de tenir compte du fait que la mesure AB a été prise par 10 individus alors que chacune des deux autres a été prise par un seul. En toute rigueur, on devrait admettre que la distance AB , ayant été mesurée par 10 individus, alors que chacune des deux autres distances ne l'était que par un seul, comporte plus de précision. On tiendrait compte de ce fait, dans le calcul de la moyenne, en triplant la première mesure 1,242 avant de l'ajouter aux deux autres, le total étant alors divisé par 5.

D'ailleurs pour mesurer l'allongement du pas avec l'âge il faudrait opérer sur un plus grand nombre de mesures.

Dans cet exemple l'unité de mesure, qui est la longueur d'un pas, satisfait à la condition logique mais non à celle d'invariabilité. Nous signalerons plus loin un autre exemple.

Auparavant nous dirons un mot de la compensation des

influences que l'on désire éviter, dans le calcul d'un indice synthétique, en vue de laisser apparaître principalement les effets des facteurs dominants.

On sait que la moyenne statistique est, par définition, un résultat des compensations qui se produisent entre grandeurs inégales.

Cette notion de compensation est naturelle à l'esprit humain : c'est une forme de la notion de la justice ; à notre avis elle suffit pour justifier l'usage de la moyenne comme terme de comparaison d'ensembles numériques, sans qu'il soit besoin de raisonnements incertains (1). Mais il convient de préciser : la notion n'est parfaitement claire et sans équivoque que s'il s'agit de grandeurs absolues.

Elle se traduit par exemple sous les formes suivantes. Augmentons une certaine grandeur de 10 unités puis diminuons le résultat de 10 unités ; la grandeur finale reproduit la grandeur initiale.

Considérons plusieurs grandeurs ; ajoutons à un certain nombre d'entre elles diverses quantités et retranchons des autres d'autres quantités. S'il y a compensation, le total des grandeurs initiales n'aura pas changé. Deux nombres 50 et 100, étant devenus 80 et 70 par une opération de ce genre, donnent toujours 150 au total.

*
* *

Supposons maintenant que l'on applique la même notion à des changements relatifs.

Il est évident d'abord que la formule générale destinée à traduire dans ce cas la notion de compensation ne peut valoir

(1). - L'idée de compensation s'introduit toutes les fois que les grandeurs considérées sont susceptibles de fournir un total concret. Par exemple, une voiture fait chaque jour un certain trajet. Au bout de 10 jours elle a parcouru 500 kilomètres soit en moyenne 50 kilomètres par jour. Mais elle en fait tantôt plus tantôt moins.

Toutefois il importe encore ici de ne point perdre de vue le lien qui unit la compensation de certains effets à l'ensemble des causes qui ont produit ces effets. Ces causes sont ou bien connues ou bien soupçonnées et en partie inconnues. Il convient de circonscrire celles dont on s'occupe de façon à écarter celles qui pourraient se produire et que l'on désire écarter. Et cela dépend du but de l'étude. Dans l'exemple de la voiture, si un accident l'empêche de sortir un jour, la question de savoir si cette journée doit intervenir ou non dans la compensation dépend du problème étudié.

que pour des grandeurs égales au départ puisqu'une variation relative dépend de la grandeur variable.

Considérons d'abord une seule grandeur. Comme nous avons procédé pour les grandeurs absolues, augmentons-la de moitié et diminuons ensuite le résultat de moitié ; il n'y a plus compensation. Pour qu'il ait compensation il faut changer de formule et dire : doublons la grandeur initiale puis prenons la moitié du résultat final.

Quel que soit le procédé on peut dire que l'on a fait deux opérations inverses ; cependant le résultat final est différent.

Considérons maintenant deux grandeurs égales ; dans le cas de variations absolues, on considérerait le total obtenu en ajoutant à l'une la même quantité que l'on retranchait à l'autre. Pour éprouver une formule applicable aux variations relatives, doublons l'une des grandeurs et prenons la moitié de l'autre ; cette fois le total a changé ; il est devenu $2 + \frac{1}{2} = \frac{3}{2}$ au lieu $1 + 1 = 2$. Pour obtenir le même total il faudrait revenir à la première formule. Augmentons la première grandeur de moitié diminuons l'autre de moitié, le total est $1 + \frac{1}{2} + 1 - \frac{1}{2} = 2$ comme au point de départ.

L'interprétation de la même notion a donc changé.

Considérons deux individus qui parcouraient primitivement la même distance avec le même nombre de pas, 5000 par exemple, dont par conséquent le pas avait la même longueur. Admettons qu'ultérieurement l'un de ces marcheurs, par suite d'un état maladif, parcoure le même trajet en 2000 pas, tandis que l'autre s'étant entraîné l'accomplit en 500 pas. Le pas du premier est devenu moitié de ce qu'il était, tandis que le pas du second a doublé. Le résultat combiné de ces constatations peut sembler être une compensation entre l'affaiblissement du premier marcheur et l'entraînement du second. Cependant cette interprétation n'est pas parfaitement correcte puisque lors de la première épreuve les marcheurs ont fait au total 2000 pas tandis qu'il en ont fait 2500 dans la seconde.

Si au contraire nous supposons que la longueur du pas du premier marcheur s'est réduit de 50 % tandis que la longueur du pas du second marcheur a augmenté de 50 %, alors il y a vraiment compensation puisque, pendant la seconde épreuve, les deux marcheurs ont fait ensemble $500 + 1500 = 2000$

pas comme dans la première. Cependant, dans un cas comme dans l'autre, on pourra dire « *il est naturel d'admettre* » que, pour l'ensemble des deux marcheurs, il n'y a point eu de changement. En sorte que l'on n'a point le droit d'agréer une formule uniquement parce qu'il paraît naturel de s'y fier.

Ces remarques peuvent s'étendre à un nombre quelconque de grandeurs égales et à des grandeurs de toute espèce.

Supposons par exemple les logarithmes égaux de 4 longueurs égales. Le total de ces logarithmes ne changera pas si l'on augmente les deux premiers de $1/10$ en même temps que l'on réduit les deux derniers de $1/10$, tandis qu'il changera si l'on multiplie les deux premiers par $11/10$, alors qu'on divise les deux derniers par $11/10$ ou qu'on les multiplie par $10/11$.

Comme le total de plusieurs logarithmes est égal au logarithme du produit des nombres, on peut dire que le logarithme du produit, ou bien le produit lui-même, ne change pas quand les logarithmes des nombres particuliers subissent les variations relatives du premier genre; il y a au contraire changement avec les variations relatives du second genre.

L'inverse se produit quand on substitue aux logarithmes considérés les nombres eux-mêmes.

Quand les variations portent sur les logarithmes on peut écrire :

$$(1 + 1/10) \log a + (1 + 1/10) \log a + (1 - 1/10) \log a + (1 - 1/10) \log a = 4 \log a.$$

$$11/10 \log a + 11/10 \log a + 10/11 \log a + 10/11 \log a = 2,2 + 1,81818 \log a = 4,01818 \log a.$$

Tandis que, si les variations portent sur les nombres, on a :

$$\log (1 + 1/10) a + \log (1 + 1/10) a + \log (1 - 1/10) a + \log (1 - 1/10) a = 4 \log a + 2 \log (1 - 1/100)$$

$$\log 11/10 a + \log 11/10 a + \log 10/11 a + \log 10/11 a = 4 \log a.$$

Un produit ne change pas quand on le multiplie par des facteurs dont le produit est égal à 1. Mais ce résultat ne correspond qu'à une certaine convention, d'ailleurs parfaitement légitime; cette convention est étrangère à l'idée de compensation et aux relations que tout le monde associe implicitement à la notion de synthèse.

III. - L'INDICE MONÉTAIRE DU MOUVEMENT DES PRIX

Nous prendrons maintenant comme nouvel exemple d'une unité variable celui de l'unité monétaire.

Dans beaucoup de pays l'unité monétaire n'est autre chose que la valeur d'un certain poids d'or.⁴⁾ Cette unité doit nécessairement posséder le caractère logique de toute unité de mesure bien que, comme le pas considéré dans l'exemple précédent, elle ne reste point invariable. Lorsqu'elle varie, le nombre des unités qui représente la valeur d'un objet quelconque change nécessairement en sens inverse, d'une manière inversement proportionnelle à sa valeur relative.

Cette variabilité de l'unité monétaire est l'une des sources des discussions auxquelles a donné lieu la question des indices, discussions qui se poursuivent sans résultats décisifs, en partie parce que les notions invoquées ne sont pas toujours précises, qu'elles s'appuient parfois sur des théories économiques incertaines plutôt que sur les principes de la logique, en partie aussi parce qu'il n'est peut-être pas possible de parvenir à des conclusions décisives. Nous nous placerons successivement aux deux points de vue : point de vue de la logique ou de la statistique, point de vue de l'économique.

1. - *Le point de vue de la logique et de la statistique.*

Tandis que l'analogie entre la mesure des valeurs et les mesures physiques s'imposait aux esprits habitués à la comparaison scientifique des grandeurs, cette analogie a souvent choqué le bon sens des esprits entraînés dans d'autres directions.

Si en effet la mesure des valeurs ne doit pas se distinguer, dans son essence, de la mesure d'une grandeur physique, par

(4) - Dans d'autres, d'un papier non convertible en or. L'indice budgétaire dont il a été question dans l'article précité peut être considéré aussi bien comme un indice particulier que comme un indice synthétique. L'indice qui mesure le pouvoir d'achat de la monnaie en objets déterminés pris en quantités déterminées est un indice budgétaire, tandis que l'indice monétaire correspond à la notion d'un pouvoir d'achat en objets indéterminés, notion qui est au fond identique à celle de la valeur de l'unité monétaire, cette dernière étant seulement exprimée sous une forme plus précise. Les mouvements des prix de détail étant principalement gouvernés par ceux des prix de gros, cette seule raison suffit pour engager à construire l'indice monétaire à l'aide des prix de gros.

exemple celle de la parallaxe d'un astre, le principe de la variation de toute grandeur en raison inverse de la variation de l'unité s'impose.

Ce principe, avons nous vu, découle de la définition même de l'unité de mesure ; la notion d'unité serait contradictoire, s'il n'était point satisfait.

Mais comme l'unité monétaire échappe au second principe qui régit les unités physiques, celui de l'invariabilité, on conteste l'application du premier principe, eu égard à ses conséquences soit disant contraires au bon sens.

En effet, quand on considère les prix de deux marchandises telles que le blé ou le poivre, c'est à dire, les deux poids d'or qui s'échangent, soit contre 1 kilogramme de blé, soit contre un kilogramme de poivre, le premier principe exige que, si la valeur du gramme d'or vient à augmenter d'un dixième, le prix du blé et le prix du poivre doivent nécessairement baisser tous les deux d'un dixième dans le cas où les autres circonstances qui influent sur les prix demeurent les mêmes.

Or, dit-on, il est contraire au sens commun que le prix d'une marchandise, aussi peu importante que le poivre soit autant affecté par la variation de l'unité monétaire qu'une marchandise dont l'importance est peut-être 30,000 fois plus grande.

Evidemment c'est là un cas singulier mais il convient de ne point trop redouter l'argument du sens commun, car le sens commun se guide sur l'expérience commune et sur l'interprétation commune de l'expérience. D'autres expériences et d'autres interprétations peuvent modifier peu à peu son jugement. Quand on affirme que la terre est ronde on heurte le sens commun de ceux qui n'admettent pas que les gens puissent vivre la tête en bas ; de même quand on affirme qu'un corps lourd tombe dans le vide avec la même vitesse qu'un corps léger.

Reprenons cependant l'application du premier principe tel que nous l'avons formulé ci-dessus. Comme dans les cas de mesures physiques, cette application suppose que les circonstances diverses susceptibles d'influer sur la grandeur mesurée n'ont pas changé. Nous savons très bien que cette hypothèse est toujours gratuite ; mais on sait aussi que, dans les expériences physiques, on parvient sans difficulté à réduire l'influence des changements extérieurs de façon à rendre celle-ci négligeable.

En est-il de même quand il s'agit des mouvements des prix ? N'est-il pas vrai que si l'unité monétaire varie c'est précise-

ment parce que les conditions économiques générales changent et pas seulement parce que, par exemple, la matière de cette unité coûte plus ou moins de travail? L'examen de cette question se rapporte au point de vue économique dont il sera question au paragraphe suivant.

Remarquons seulement que la valeur de l'unité monétaire, ou le pouvoir d'achat de la monnaie en objets indéterminés, est un rapport entre la valeur d'une unité de marchandise et un certain nombre d'unités monétaires.

Ce rapport est entièrement indéterminé - et ne peut servir à aucune mesure - si le numérateur varie en même temps que le dénominateur. Quand on emploie, dans la vie journalière, l'une ou l'autre des expressions ci-dessus, pour un but de mesure, ou admet implicitement que le numérateur reste fixe ou tout au moins varie peu.

Du point de vue de la statistique, en admettant l'impossibilité de soustraire les variations de l'unité monétaire à l'influence des autres facteurs des changements des prix, il convient de distinguer deux cas.

Ou bien les effets de ces derniers facteurs sont susceptibles de compensation; alors, au lieu d'observer les variations de valeur de l'unité monétaire sur quelques prix seulement (ce qui suffirait s'il n'y avait pas d'autres facteurs des mouvements des prix), on doit porter les observations sur un grand nombre de prix, de façon à produire une certaine compensation des effets qu'il s'agit de faire disparaître suivant la méthode de la statistique. Ou bien les effets de ces facteurs ne sont pas susceptibles de compensation; ils sont en quelque sorte cahotiques, alors aucune mesure digne de ce nom ne peut s'appliquer à la valeur de l'unité monétaire.

Sur un navire balloté par des vagues régulières on peut mesurer la hauteur d'une étoile avec une approximation satisfaisante; on multiplierait inutilement les mesures si le navire était secoué par un typhon.

Or, pour savoir à laquelle des deux alternatives il convient de s'arrêter, il n'y a qu'à faire appel à l'expérience. Dans l'article précité ⁽¹⁾ nous avons vérifié que les mouvements de diverses séries de prix se conformaient à la loi normale. Il est

(1). - « Metron », tome 1, n. 4, page 82

légitime d'admettre que ces constatations, applicables à une période troublée par la guerre mondiale, peuvent être généralisées.

Ainsi les facteurs qui déterminent les mouvements particuliers des prix, indépendamment des influences communes qui réagissent sur la valeur de l'unité monétaire, donnent des effets qui se compensent largement quand on substitue à de nombreux prix leur moyenne arithmétique (1).

A moins que l'examen de la question, du point de vue économique, ne révèle des contradictions cachées, on est en droit de mesurer les variations de l'unité monétaire comme on aurait pu mesurer chez les grecs les variations de la longueur du stade de 60 pas.

2. - LE POINT DE VUE DE L'ÉCONOMIQUE

L'analyse des facteurs des mouvements des prix, ou la théorie des prix, constitue l'un des principaux chapitres de l'économie politique. Il suffira de rappeler ici que la notion de prix est toujours une notion relative.

Dans le troc, elle correspond à la quantité d'une certaine marchandise échangée contre une certaine quantité d'une autre marchandise qui peut varier à chaque transaction. Dans le système monétaire cette deuxième marchandise est toujours la même, généralement aujourd'hui un métal précieux.

Cependant le système monétaire diffère du troc par un caractère plus profond que celui de la substitution d'une marchandise à une autre. La marchandise monnaie n'est généralement qu'un intermédiaire, un simple signe, comme on l'a remarqué souvent, signe dont le métal est simplement la représentation matérielle.

³ (1). - Le problème offre quelque analogie avec celui de la chute des graves. Supposons une série de chariots, de masses égales ou très-inégales, glissant sur des rails parallèles, chacun d'eux étant relié à un tracteur commun. Sous l'effet du tracteur, les chariots avancent parallèlement, de même que dans le vide, les corps qui tombent d'une même hauteur.

Supposons les chariots rendus solidaires les uns des autres par des liens rigides qui leur laissent cependant quelque liberté relative. L'un des chariots étant relié au tracteur, tous avanceront *à peu près* parallèlement, de même que, par la solidarité des faits économiques et l'intervention de la spéculation, les prix de toutes les marchandises montent ou baissent à peu près parallèlement quand se modifie la valeur de la monnaie.

En effet cet intermédiaire, sauf des cas tout à fait exceptionnels, n'est point accepté pour son utilité propre. On l'accepte pour l'échanger ultérieurement contre d'autres marchandises qui, celles-là, pourront être consommées. Quand on l'accepte, on s'attend par conséquent à recevoir plus tard certaines quantités de marchandises dont on a besoin en échange de la marchandise que l'on vient d'abandonner immédiatement contre la marchandise monnaie. Celle-ci est le signe de la confiance que l'on attache à cette attente.

De sorte que la valeur de l'unité monétaire dépend non seulement de sa valeur intrinsèque, de ses frais de production, de sa rareté, mais encore de cette confiance. En dehors des circonstances exceptionnelles c'est cette confiance qui vraisemblablement détermine les variations à courtes périodes de l'unité monétaire (4).

D'ailleurs le développement des échanges a conduit à réaliser la majeure partie des transactions sans aucun recours à la marchandise monnaie. L'unité monétaire n'est réelement plus alors qu'un signe sans représentation matérielle autre qu'une ligne d'écriture. L'espérance de recevoir des marchandises quelconques en quantités déterminées dans un certain avenir, en échange de marchandises dont on s'est défait immédiatement, est matérialisée simplement par l'inscription d'une certaine somme au crédit du vendeur.

C'est ce crédit qui est le signe de la confiance; plus ou moins élevé, pour les mêmes marchandises, il signale les variations de l'influence commune qui agit sur tous les prix. C'est cette confiance que est le principal facteur, et le facteur commun des changements de valeur de l'unité monétaire ou, en d'autres termes, l'influence commune qui détermine principalement les variations actuelles de tous les prix en général par rapport à leurs états antérieurs.

Remarquons - le d'ailleurs, lors de l'échange d'une marchandise ou d'une valeur contre un crédit, on ne sait généralement point à l'avance quelles sont les marchandises dont on aura besoin plus tard ni en quelles quantités, de sorte que l'espérance est en général indéterminée quant à son objet. Elle peut s'exprimer ainsi: Quelles que soient les marchandises dont

(4). - Dans l'étude précitée page 66, nous avons représenté la valeur de l'unité monétaire par (π) pour la distinguer du poids π de métal précieux.

j'aurai besoin plus tard, mon crédit me permettra d'en acquérir, avec la même somme d'argent, les mêmes quantités qu'aujourd'hui aux mêmes prix, ou bien des quantités plus grandes, ou bien des quantités plus faibles.

Et tout le monde faisant le même raisonnement, d'après les informations communes ou d'après celles qui se répercutent rapidement de l'un à l'autre, il s'établit une sorte de « valeur courante du crédit » dont le mouvement concorde sans doute avec le mouvement de la valeur de l'unité monétaire.

Il ne semble point impossible de décomposer ce dernier mouvement en parties composantes. Dans l'article précité j'ai rappelé que l'on peut distinguer dans le mouvement des prix des ondes superposées. L'une de ces ondes, étendue sur une période d'un demi siècle environ, se conformerait assez bien (moyennant un certain décalage) au mouvement du taux d'accroissement de la quantité de monnaie métallique. Entre cette onde et les ondes saisonnières, on peut distinguer des ondes dont l'amplitude serait de quelques années (cycles commerciaux) ce sont ces dernières qui seraient le reflet des variations à courte période de l'unité monétaire ou bien, quand on se reporte au principal facteur de ces variations, qui refléteraient les oscillations du crédit. Cette interprétation n'empêche d'ailleurs nullement que d'autres causes plus profondes, ou moins profondes, interviennent dans la succession des crises périodiques ; elle suppose seulement que la synthèse de ces causes puisse se ramener, au moins grossièrement, à une expression de la confiance économique c'est à dire du crédit. (1)

En résumé il semble que l'analyse des facteurs qui déterminent les mouvements des prix confirme l'hypothèse d'une influence commune, susceptible d'être dégagée des influences particulières qui déterminent les prix des différents marchan-

(1) Parmi les causes nombreuses de variation générale des prix, la spéculation fait surtout état des causes prochaines ; d'autre part, la confiance qu'inspire une certaine somme de monnaie repose sur la confiance en la stabilité relative de la valeur des choses que l'on échange contre de la monnaie. Par exemple, lorsque, dans un pays dont la monnaie s'avilit, suivant l'expression consacrée, les prix de toutes les marchandises montent dans la même proportion, aux écarts accidentels près, on pourrait supposer que toutes ces marchandises ont augmenté de valeur. Il est plus simple d'admettre que c'est la valeur prise pour unité qui a baissé ; c'est ce qu'exprime le langage courant.

dises (y compris la marchandise monnaie). Mais cette analyse, et le fait que l'unité de mesure des valeurs ne peut être rendue invariable, doit engager à ne point attribuer à l'instrument qu'est l'indice du mouvement général des prix, quelle qu'en soit la forme, une précision comparable à celle des instruments de mesures physiques.

Cet indice comporte inévitablement une certaine indétermination fondamentale puisqu'il dépend aussi des circonstances accessoires qui font varier les prix.

Naturellement, quand on considère comme nuisibles les variations des prix, il y a un moyen fort simple de les réduire considérablement, c'est de prendre comme unité conventionnelle des valeurs, non plus une certaine quantité d'une marchandise particulière, mais l'indice des prix lui-même. C'est comme si, pour mesurer la dilatation d'une barre de fer, on se servait d'un mètre en fer soumis aux mêmes conditions que la barre. Comme on l'a remarqué plus haut, on ne constaterait ni dilatation ni raccourcissement de la barre. Et si l'on mesure la dilatation d'une série de barres de métaux différents en prenant pour unité la longueur totale de ces barres on obtient un résultat hybride dépourvu de signification générale.

On s'écarte au maximum du caractère essentiel de toute unité de mesure. Non seulement l'unité est alors variable, mais encore elle peut varier sans que certaines des grandeurs mesurées varient, ou inversement, de sorte que le rapport calculé manque du fondement logique indispensable ; il ne mérite en aucune façon le nom de mesure (1).

(1). - Les observations précédentes supposent la notion consistante d'une commune mesure des valeurs. On peut se poser une infinité de problèmes autres que celui que nous avons considéré ; on peut, par exemple, étudier la variation de la valeur totale des mêmes choses, soit pour des quantités constantes et des prix variables, soit pour des quantités variables et des prix constants, soit quand les deux facteurs varient, ou bien la valeur totale de choses qui changent suivant l'évolution économique, ou bien les variations d'autres fonctions des éléments doués de valeur, etc. A chaque problème correspond un énoncé différent et une solution différente.

3. - FORMES DE L'INDICE MONÉTAIRE DU MOUVEMENT DES PRIX

Puisque l'indice de mouvement général des prix n'a qu'une valeur quelque peu incertaine comme mesure de ce mouvement il n'y a pas lieu d'attacher une extrême importance à la formule de cet indice.

Dans l'article précité, nous avons indiqué un certain nombre de conditions qui paraissent devoir être remplies, c'est à dire quelques conventions paraissant avantageuses. Mais on peut partir d'autres conventions.

Par exemple on a admis (condition N° 4) que la base d'estimation des prix relatifs ne devait point être arbitrairement fixée à un moment particulier de l'espace ou du temps. Cette hypothèse conduit à adopter comme indice une fonction logarithmique simple des prix. Mais on peut partir d'autres hypothèses, par exemple admettre qu'il suffit de comparer les valeurs de l'indice à deux moments seulement: celui qui a été pris pour base et le moment actuel, sans se préoccuper des intermédiaires ⁽¹⁾.

Pendant les comparaisons empiriques de diverses formes d'indices, auxquelles on peut procéder sur les valeurs particulières, ne sauraient laisser perdre de vue les caractères logiques que doit posséder tout instrument de mesure, même un instrument de mesures approximatives. Et le principal de ces caractères avons nous vu c'est la relation nécessaire entre la variation de chaque grandeur mesurée et la variation de l'unité.

Une autre question, comportant des réserves analogues, est celle de savoir s'il est indispensable d'attribuer des poids aux prix relatifs incorporés dans l'indice. Dans l'article précité cette question a été examinée du point de vue de la méthode statistique. On a rappelé que les poids devraient dépendre avant tout de la précision des prix constatés.

On peut cependant envisager aussi la question du point de vue économique. Puisqu'il apparaît que la variation de la valeur de l'unité monétaire (dans les mouvements à courte période) dépend surtout de l'état du crédit, c'est à dire de la

⁵ (1). - C'est l'une des conventions sur lesquelles le professeur IRVING FISHER a construit son indice « ideal ».

confiance commune *actuelle* dans le pouvoir d'achat *ultérieur* des sommes portées en crédit, il y a lieu de se demander comment s'établit le jugement sur lequel se fonde la confiance. Chacun envisage-t-il la quantité de chaque marchandise qu'une même somme permet d'acheter aujourd'hui, puis à l'époque future ? Ou bien chacun fait-il un savant calcul tenant compte, - sur des bases qui en tout cas ne sauraient être uniformes - des quantités des différentes marchandises qui s'écoulent sur le marché ?

Sur ce point encore les avis peuvent différer, mais les mouvements des indices construits d'après un système ou d'après un autre ne seront jamais très différents pour la raison que nous avons indiquée : Si plusieurs prix varient de 10 %, la multiplication de ces prix par des facteurs constants quelconques ne changera pas la proportion.

Les observations précédentes s'appliquent aux mouvements des prix dans le temps. Les mouvements dans l'espace, c'est à dire d'un lieu géographique à un autre, ne semblent point pouvoir s'observer utilement par la considération de l'unité monétaire et par suite à l'aide d'un indice synthétique proprement dit.

Un même indice ne peut révéler les effets d'une seule influence, telle que celle de l'unité monétaire, que si les autres influences sont à peu près annulées. D'un lieu à l'autre, la comparaison des indices des prix du point de vue de l'unité monétaire doit porter sur les mêmes marchandises afin d'éviter les effets du changement de nature de la marchandise. Et s'il n'y a pas de marchandises communes la comparaison est sans intérêt, *du point de vue monétaire*.

Cependant la comparaison peut-être intéressante d'un point de vue économique plus général, celui auquel nous nous placerons maintenant.

IV ~~III~~. - LES INDICES DU MOUVEMENT ÉCONOMIQUE

Parmi les indices avantageux pour l'analyse du mouvement économique, c'est à dire pour révéler les effets des facteurs de ce mouvement, et par suite faciliter certaines prévisions, l'indice du mouvement des prix de gros des marchandises est à coup sûr l'un des plus importants. Une expérience plus que séculaire nous apprend en effet que le mouvement

général des prix de gros est caractérisé par des ondes suffisamment concordantes dans les principaux pays et dont les changements de sens correspondent, soit aux crises économiques, soit aux dépressions.

Résulte-t-il de cette expérience que l'on puisse limiter à ce seul indice l'étude du mouvement économique, quant aux buts principaux qu'il est permis d'assigner à cette étude? Il semble bien difficile d'admettre la possibilité d'une telle simplification. Même modifié d'après certaines hypothèses, l'indice des prix ne saurait devenir une sorte d'auxiliaire à tout faire.

Dans les arts mécaniques, le meilleur instrument n'est pas celui qui sert à plusieurs usages; les instruments spécialisés sont souvent plus avantageux. De même si l'on veut étudier les mouvements de la production, ceux des échanges, ceux du crédit, il est préférable de calculer autant d'indices différents, dont chacun a sa destination particulière, plutôt que de se contenter d'un seul.

C'est ainsi que la comparaison d'indices du mouvement économique, ou d'indices du coût de la vie, entre pays différents, ne saurait s'effectuer par une seule série de nombres. Il faut autant de séries que de groupes de pays possédant, soit les mêmes caractères économiques, soit le même genre de vie.

De même, dans l'étude à laquelle nous ajoutons ici quelques compléments, nous avons indiqué combien il est hasardeux de supposer que le mouvement des prix de gros puisse représenter, par exemple, le mouvement en valeur de l'ensemble des transactions.

Qu'entend-on d'ailleurs par ce mot de représentation? En statistique, le mot a un sens bien défini. Supposons un ensemble d'éléments numériques indépendants. On puise au hasard dans cet ensemble un certain nombre d'éléments; le groupe ainsi obtenu représente l'ensemble, dans certaines conditions et dans des limites déterminées.

Quand il s'agit de représenter la masse des transactions qui s'opèrent dans un pays, sur quoi se fonderait l'hypothèse que les transactions opérées sur un nombre restreint des marchandises représentent la masse? Simplement sur une croyance. Et si l'on cherche à pénétrer les fondements de cette croyance, on s'aperçoit qu'elle repose en somme sur l'idée que toutes les transactions en valeur, s'exprimant d'après la même unité monétaire, les mouvements observés dans les échanges des mar-

chandise choisies sont principalement imputables à un changement de valeur de l'unité monétaire lequel doit nécessairement se répercuter, dans la même proportion en moyenne, sur toutes les transactions.

De sorte que, répugnant à accepter l'idée de l'influence de la valeur de l'unité monétaire, indépendamment des quantités ou des valeurs en présence, on s'appuie néanmoins implicitement sur cette idée lorsqu'on vise à représenter par un indice unique une masse de faits économiques peu homogènes.

Ce même besoin de simplification apparaît moins justifié encore quand on cherche à résumer en un seul indice des phénomènes manifestement hétérogènes. Il n'est nullement interdit de grouper dans une expression numérique simple des éléments hétérogènes, mais à la condition que la signification de cette expression soit étroitement limitée. On peut par exemple comparer le nombre des animaux domestiques par maison dans deux localités en additionnant chiens, chats, poules, etc... Mais la portée du total est limitée à l'observation du goût de la population pour les animaux. On ne saurait tirer du total une conclusion de valeur économique puisque l'on mêle des animaux productifs et des animaux improductifs.

Or si l'on combine des indices de phénomènes hétérogènes tels, que, par exemple, un indice du mouvement de la production d'une marchandise et l'indice du prix de cette marchandise, même quand les mouvements de ces indices sont étroitement liés, on n'améliore en aucune façon la recherche des facteurs de ces mouvements et par conséquent on n'a rien ajouté à la considération des deux indices pris séparément.

Pour analyser des phénomènes complexes hétérogènes, on ne saurait recommander le calcul d'indices composés; il faut se résigner à observer séparément de nombreux indices dont d'ailleurs les différences sont souvent aussi instructives que les concordances.

Quant aux indices synthétiques qui résument, en une seule série d'éléments numériques, un grand nombre de séries qui se développent d'après la même unité, ils sont comme nous l'avons vu d'une grande utilité, Mais, en raison de leur imprécision et de l'incertitude des conventions sur lesquelles se fonde leur calcul, on ne saurait accepter leurs indications comme susceptibles d'une précision comparable à celles des instruments de mesures physiques.

ANNEXE

Résolutions adoptées par l'Institut international de statistique au cours de sa XV^e Session tenue à Bruxelles du 1^{er} au 6 Octobre 1923.

INDICES DE LA SITUATION ECONOMIQUE

Les principales conditions à satisfaire lors de la construction d'un indice dépendent de sa destination :

A. - INDICES DU MOUVEMENT DES PRIX DE GROS

I. - Indice du mouvement des prix de gros des marchandises en un lieu déterminé.

L'indice doit représenter le mouvement d'un compte d'achat ou de vente d'objets déterminés dont les quantités sont également déterminées, le mouvement dépendant uniquement des changements des prix.

Dans ce cas, l'indice est la valeur relative du montant de ce compte par rapport au montant calculé sur une certaine base.

Autrement dit, entre deux dates quelconques, l'indice est le rapport entre la dépense totale, calculée à l'une des dates, en marchandises déterminées prises en quantités déterminées, et la dépense totale à l'autre date calculée pour les mêmes quantités des mêmes marchandises.

II. - Indice du mouvement des quantités.

Il serait avantageux de calculer un indice relatif aux quantités consommées à différentes périodes, en ne tenant pas compte des changements des prix, de façon que le mouvement dépende seulement des changements de quantité.

Pour le calcul de tels indices il est expédient que les divers pays réunissent et publient annuellement des statistiques de consommation des produits bruts ou manufacturés dont on peut mesurer les quantités en unités bien définies.

III. - Indice combiné des mouvements des quantités et des prix.

L'indice doit représenter le mouvement d'un compte d'achat ou de vente d'objets déterminés dont les quantités et les prix varient.

L'indice a la même forme que dans les cas précédents et il en est de même si la nature des objets varie également. Dans l'un ou l'autre de ces deux cas, l'indice ne permet pas d'isoler ce qui, dans le mouvement, est imputable aux seuls changements des prix.

IV. - Indice représentant le mouvement de la valeur de l'unité monétaire.

Les précautions suivantes sont recommandées :

a) - Nature des articles incorporés dans l'indice. - Les qualités de ces articles doivent être définies par des descriptions détaillées et précises. La définition ne doit pas varier sensiblement d'une époque à l'autre. Lorsqu'elle se modifie, il y a lieu de procéder à un ajustement du mouvement du nouvel indice au mouvement de l'ancien par les moyens connus.

b) - Choix des articles. - Pour que la condition précédente puisse être remplie, il importe de choisir des objets pour les quels les types et qualités en usage varient aussi peu que possible d'une époque à une autre (notamment matières premières ou demi-produits).

c) - Précision des prix. - Pour tenir compte de la précision relative des différents prix et en admettant que le prix d'un article dont le marché est étendu soit déterminé avec plus de sûreté que celui d'un article dont le marché est restreint, il est bon d'adjoindre à chaque article à large marché des articles dérivés ou similaires, de manière à tenir compte en quelque mesure de l'importance relative de l'article à large marché.

d) - *Nombre des articles incorporés dans l'indice.* - Le nombre des articles devrait être aussi grand que possible sous la réserve que l'introduction de nouveaux articles ne diminue pas la précision moyenne de l'indice des prix.

e) - *Coefficients.* - En dehors de ce qui a été dit au § c) il n'y a pas lieu de recommander de règle spéciale quant aux coefficients à appliquer ax différents prix.

f) - *Mode de calcul.* - On ne croit pas devoir recommander un mode de calcul particulier. Quel que soit le mode adopté, il est désirable que les chiffres absolus utilisés pour le calcul soient publiés.

V. - *Indice représentant le mouvement économique.*

Ce mouvement offre le plus d'importance quand il affecte les principaux pays industriels. L'expérience et la raison indiquent que, dans chaque pays, il est convenablement caractérisé par le mouvement des prix de gros des marchandises dont il a été question au § IV. Pour l'ensemble des principaux pays, il est caractérisé par la concordance des mouvements des prix dans ces pays.

En vue de préciser l'influence commune des changements de valeur de l'unité monétaire il serait bon que ces mouvements fussent observés pour les mêmes articles.

En vue d'associer à la considération des prix celle de la production il serait bon de joindre, à l'examen des mouvements concomitants des prix, l'examen des mouvements des principales productions.

B. - AUTRES INDICES DU MOUVEMENT ÉCONOMIQUE

Le mouvement économique ne peut d'ailleurs être convenablement analysé que si l'on joint à l'observation des prix, celle d'un grand nombre d'autres indices (production, commerce, consommation etc...).

En raison de la rapidité de certains mouvements, il est désirable que les indices particulièrement significatifs soient calculés de mois en mois, ceux dont les valeurs mensuelles ne seraient point significatives étant calculés d'année en année,

Il y aurait quelque intérêt à éliminer, quand on le peut, les effets des fluctuations saisonnières et ceux des tendances qui se manifestent sur une durée beaucoup plus longue que celle des cycles commerciaux, mais l'élimination de ces tendances comporte nécessairement une forte part d'arbitraire.

C. - INDICES COMPOSITES

En dehors des cas exceptionnels, et à condition de laisser alors figurer à côté des indices composites les séries d'indices particuliers ou complexes qu'ils groupent, il n'est pas expédient de grouper dans un indice composite des indices qui représentent des phénomènes de nature différente.

D. - INDICE DU MOUVEMENT DES PRIX DE DÉTAIL

L'indice du mouvement des prix de détail est, en général, destiné à représenter les changements de la dépense qu'exige la consommation individuelle ou familiale d'objets déterminés.

La nature et la qualité de ces objets doivent être nettement définies; elles peuvent être caractérisées par l'usage auquel les objets sont destinés.

Cependant il importe que l'on tienne compte de la substitution de nouveaux objets aux objets affectés par cette substitution.

Pour que la comparaison des prix de détail ait un sens précis, il est indispensable que les indices comparés soient composés exactement de la même façon, sauf à procéder à des réajustements quand change la composition, ou bien à considérer séparément les mouvements de divers indices de compositions différentes.

E. - INDICES DU MOUVEMENT DU CÔÛT DE LA VIE

I. - Indice du mouvement du coût de la vie destiné à représenter les changements que le mouvement des prix détermine dans le montant de la dépense occasionnée par un certain genre de vie.

Cet indice est de même forme que celui du § A. I. ou que celui du § B).

Cet indice ne permet de comparaisons vraiment instructives

que si le genre de vie reste sensiblement uniforme, c'est-à-dire si les objets et les services incorporés dans l'indice restent à peu près les mêmes et restent affectés des mêmes coefficients ; les prix seuls varient.

Lorsque le genre de vie se modifie notablement, un nouvel indice doit être calculé. Les deux indices, l'un d'après l'ancien genre de vie, l'autre d'après le nouveau, doivent être examinés simultanément à moins que l'on ne préfère raccorder le nouvel indice avec l'ancien par les procédés usuels.

Le mode de détermination des coefficients peut difficilement être unifié ; il dépend des moyens dont on dispose.

La comparaison de divers indices entre eux n'a de sens précis que s'ils se rapportent au même genre de vie. On peut d'ailleurs procéder à plusieurs comparaisons basées sur des genres de vie différents.

On peut aussi obtenir une certaine uniformité des indices construits uniquement pour les dépenses d'alimentation en se rapportant à des conditions physiologiques uniformes de cette alimentation.

II. - Indice du coût de la vie destiné à représenter à la fois les changements dus au mouvement des prix et les changements imputables aux modifications du genre de vie.

L'indice est alors formé en calculant la dépense totale occasionnée par le genre de vie à chaque moment, comme au § A. III.

Pour permettre l'étude des changements du niveau de la vie, en séparant l'influence des variations de salaires ou de revenus et l'influence des changements de prix, il serait expédient de procéder périodiquement à des enquêtes (budgets de famille, ou tout autre moyen) sur les consommations familiales en objets susceptibles de définitions précises, et de publier les résultats de ces enquêtes avec des détails suffisants pour que l'on puisse les introduire dans les formules d'indices qu'elles qu'elles soient.

F. - COMPARAISONS INTERNATIONALES

En raison du caractère empirique des indices calculés dans les différents pays pour caractériser les modalités de la situation économique, il serait opportun qu'un organe de statistique international tout à fait indépendant, qui ne puisse pas être suspect de tendances de nationalité ou de classe, fût mis à même de centraliser les indices et de les interpréter.

Pour faciliter cette interprétation, il importe :

1. - que l'observation des prix soit assurée dans tous les pays, et pour tous les objets compris dans les indices, avec le plus de précision possible.

2. - que la publication des indices soit partout accompagnée d'exposés détaillés faisant connaître les méthodes appliquées à la détermination des éléments et au mode de calcul des indices, de façon à permettre la reconstruction des indices sur d'autres bases, en partant des mêmes éléments.

3. - que lorsqu'un changement se produit, soit dans le mode de calcul, soit dans la composition d'un indice, il soit possible de calculer l'indice à la fois d'après l'ancienne formule et d'après la nouvelle durant une période d'au moins trois années.

C. GINI e L. DE BERARDINIS ¹⁾

Sulle vaccinazioni antitifiche nell'esercito italiano durante la guerra

SOMMARIO. — *Introduzione.* — Il materiale statistico disponibile, pag. 363; Considerazioni metodologiche, pag. 369. — *Parte I. — Vaccinati completamente:* Influenza della vaccinazione sull'esito della malattia, pag. 386; Influenza della vaccinazione sull'esito della malattia, a seconda dell'intervallo di tempo fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia, pag. 395; Influenza della vaccinazione sulla durata della malattia, pag. 398; Influenza della vaccinazione sulla durata della malattia a seconda dell'intervallo di tempo tra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia, pag. 402. — *Parte II. — Vaccinati incompletamente:* Influenza della vaccinazione incompleta sull'esito della malattia, pag. 407; Influenza della vaccinazione incompleta sull'esito della malattia a seconda dell'intervallo di tempo fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia, pag. 409; Influenza della vaccinazione incompleta sulla durata della malattia, pag. 412; Influenza della vaccinazione incompleta sulla durata della malattia, a seconda dell'intervallo di tempo trascorso tra la vaccinazione e l'inizio della malattia, pag. 414. — *Riassunto*, pag. 420; — *Résumé*, pag. 422.

INTRODUZIONE

Il materiale statistico disponibile

I dati statistici sulle vaccinazioni antitifiche usufruiti in questo articolo rappresentano il risultato dello spoglio di una parte del materiale raccolto durante la guerra, riguardante tale pratica profilattica.

Fin dai primi mesi della guerra, appunto allo scopo di avere elementi circa il decorso e l'esito del tifo nei vaccinati e nei non vaccinati, furono prescritti dalle autorità sanitarie militari

¹⁾ La parte metodologica di questo studio è dovuta al prof. C. GINI; l'interpretazione biologica dei risultati al Maggiore medico L. DE BERARDINIS, capo dell'ufficio di Statistica Sanitaria del Ministero della Guerra. La raccolta del materiale statistico ebbe luogo secondo le « Norme per rilevazioni di Statistica Sanitaria di guerra » compilate in base alle direttive del prof. C. GINI; lo spoglio e l'elaborazione dei dati furono compiuti sotto la direzione del Maggiore L. DE BERARDINIS.

dei modelli (modelli 8 bis delle « Norme per la Statistica Sanitaria militare » e delle « Norme per le rilevazioni di Statistica Sanitaria di guerra ») intesi ad ottenere dai medici che avevano in cura i tifosi le seguenti notizie :

1. Generalità dell' infermo ;
2. Data della 1^a, 2^a, 3^a iniezione di vaccino antitifico e delle eventuali rivaccinazioni ;
3. Qualità del vaccino adoperato ;
4. Data d' inizio della malattia ;
5. Data della guarigione o della morte ;
6. Modo col quale si era accertata la diagnosi.

Raccolti direttamente dai medici aventi in cura gli ammalati, i dati erano trasmessi all' Ufficio Centrale di Statistica Sanitaria pel tramite delle Direzioni degli ospedali e delle Direzioni di Sanità Militare.

Il materiale raccolto si è potuto esaminare solo in parte e da questa parte si è avuto cura di eliminare tutti i documenti che avevano notizie poco precise od incomplete.

A prescindere da errate interpretazioni delle modalità di raccolta dei dati, le ragioni principali per le quali molti modelli furono esclusi, furono le seguenti :

A) Il modello adottato per queste rilevazioni era unico per il tifo, il paratifo ed il colera. Ciascun gruppo di ammalati delle singole malattie però avrebbe dovuto essere tenuto distinto dagli altri; in alcuni dei modelli, invece, tale distinzione mancava, nè era esplicitamente indicato se gli individui in essi elencati dovesero ritenersi ammalati di tifo o di paratifo. Per ciò, al fine di non comprendere fra i tifosi anche ammalati di paratifo, furono esclusi tutti i modelli in cui non era chiaramente espressa la diagnosi.

B) I vaccini antitifici adoperati, specie nei primi tempi della guerra, furono di varie specie: allo scopo di avere dati i più uniformi possibili furono esclusi tutti i casi in cui le vaccinazioni erano state eseguite con vaccini diversi dal T. A. B., che fu quello più generalmente adottato.

C) Furono pure esclusi tutti i casi nei quali erano state praticate rivaccinazioni, sembrando che tali misure profilattiche potessero modificare l' uniformità dei dati in esame.

D) Furono infine esclusi tutti quei modelli o tutti quei casi, in cui il modo col quale la diagnosi era stata accertata non era indicato. Furono invece usufruiti quelli in cui l' accertamento risultava dagli esami clinici, batteriologici, sierologici o anatomo-patologici.

TAVOLA I

*Numero degli ammalati di tifo
distinti secondo l'esito, le vaccinazioni subite e la durata della malattia*

Durata della malattia (in giorni)	Vaccinati completamente			Vaccinati incompletam.			Totale vaccinati			Non vaccinati			Complessivamente		
	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale
meno di 15	196	163	359	23	21	44	219	184	403	28	60	88	247	244	491
15 - 30	1188	36	1224	144	8	152	1332	44	1376	191	23	214	1523	67	1590
30 - 60	1434	19	1453	289	7	296	1723	26	1749	303	2	305	2026	28	2054
60 e più	319	4	323	75	2	77	394	6	400	116	3	119	510	9	519
Totale	3137	222	3359	531	38	569	3668	260	3928	638	88	726	4306	348	4654

TAVOLA II

Numero degli ammalati di tifo, vaccinati completamente, distinti secondo l'esito, la durata della malattia e l'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia.

Giorni d'intervallo fra la vaccinazione e la malattia.	Durata della malattia												Complessivamente		
	meno di 15 giorni			15 - 30 giorni			30 - 60 giorni			oltre 60 giorni					
	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale
meno di 30	11	16	27	114	4	118	216	4	220	46	2	48	387	26	413
30 - 60	24	23	47	161	7	168	225	3	228	52	—	52	462	33	495
60 - 90	28	19	47	199	7	206	245	1	246	50	—	50	522	27	549
90 - 120	30	28	58	180	6	186	181	2	183	38	—	38	429	36	465
120 - 150	26	27	53	152	1	153	160	—	160	34	1	35	372	29	401
150 - 180	25	18	43	132	4	136	121	1	122	29	—	29	307	23	330
180 - 240	32	13	45	130	3	133	136	4	140	31	1	32	329	21	350
240 - 300	14	7	21	45	2	47	57	2	59	13	—	13	129	11	140
più di 300	6	12	18	75	2	77	93	2	95	26	—	26	200	16	216
Totale	196	163	359	1188	36	1224	1434	19	1453	319	4	323	3137	222	3359

TAVOLA III

Numero degli ammalati di tifo, vaccinati incompletamente, distinti secondo l'esito, la durata della malattia e l'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia.

Giorni d'intervallo fra la vaccinazione e la malattia.	Durata della malattia												Compressivamente		
	meno di 15 giorni			15 - 30 giorni			30 - 60 giorni			oltre 60 giorni					
	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale
meno di 30	—	4	4	25	1	26	81	1	82	20	1	21	126	7	133
30 - 60	3	3	6	27	—	27	41	2	43	15	1	16	86	6	92
60 - 90	6	2	8	20	2	22	52	1	53	8	—	8	86	5	91
90 - 120	2	4	6	17	2	19	33	—	33	8	—	8	60	6	66
120 - 150	2	1	3	13	—	13	20	2	22	9	—	9	44	3	47
150 - 180	1	3	4	15	2	17	9	—	9	3	—	3	28	5	33
180 - 240	4	—	4	11	1	12	29	—	29	3	—	3	47	1	48
240 - 300	2	1	3	9	—	9	9	—	9	3	—	3	23	1	24
più di 300	3	3	6	7	—	7	15	1	16	6	—	6	31	4	35
Totale	23	21	44	144	8	152	289	7	296	75	2	77	531	38	569

TAVOLA IV

Numero degli ammalati di tifo vaccinati completamente, incompletamente e non vaccinati, distinti secondo l'esito, la durata della malattia, e, per i vaccinati, secondo l'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia.

Giorni d'intervallo fra la vaccinazione e la malattia.	Durata della malattia												Complessivamente		
	meno di 15 giorni			15 - 30 giorni			30 - 60 giorni			oltre 60 giorni					
	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale	Guariti	Morti	Totale
meno di 30	11	20	31	139	5	144	297	5	302	66	3	69	513	33	546
30 - 60	27	26	53	188	7	195	266	5	271	67	1	68	548	39	587
60 - 90	34	21	55	219	9	228	297	2	299	58	—	58	608	32	640
90 - 120	32	32	64	197	8	205	214	2	216	46	—	46	489	42	531
120 - 150	28	28	56	165	1	166	180	2	182	43	1	44	416	32	448
150 - 180	26	21	47	147	6	153	130	1	131	32	—	32	335	28	363
180 - 240	36	13	49	141	4	145	165	4	169	34	1	35	376	22	398
240 - 300	16	8	24	54	2	56	66	2	68	16	—	16	152	12	164
più di 300	9	15	24	82	2	84	108	3	111	32	—	32	231	20	251
Totale	219	184	403	1332	44	1376	1723	26	1749	394	6	400	3668	260	3928
Non vaccinati	28	60	88	191	23	214	303	2	305	116	3	119	638	88	726
Totale generale	247	244	491	1523	67	1590	2026	28	2054	510	9	519	4306	348	4654

Si è ritenuto, così facendo, di dare la massima uniformità ed attendibilità ai dati presi in esame.

Le tavole I—IV indicano i risultati degli spogli secondo vari aggruppamenti.

I dati in esse raccolti mettono in grado di conoscere:

- A) qual'è stato l'esito della malattia, in relazione:
- a) al numero delle iniezioni subite;
 - b) alla durata dell'intervallo trascorso fra l'ultima iniezione e l'inizio della malattia;
 - c) alla durata della malattia;
- B) qual'è stata la durata della malattia, in relazione:
- c) al numero delle iniezioni subite;
 - b) al tempo trascorso fra l'ultima iniezione e l'inizio della malattia;

Sotto parecchi di tali punti di vista i dati sono già stati esaminati nella pubblicazione della Direzione Generale di Sanità Militare (Vedi «Giornale di Medicina Militare», Fasc. X, Anno 1920, pagg. 646 e segg.) e si è già pervenuti alla conclusione che la vaccinazione antitifica aveva apportato una riduzione nella durata della malattia e una diminuzione nella mortalità.

In questa memoria, ne abbiamo fatto un esame più approfondito valendoci di indici statistici atti a misurare e confrontare la intensità delle relazioni che intercedono fra le circostanze e i caratteri presi in considerazione. Il vantaggio di tale procedimento è di sintetizzare in un solo numero la influenza della circostanza o del carattere preso in esame e di rendere quindi facili i paragoni di tale influenza in diverse masse di osservazioni. Esso offre anche il modo di eliminare l'influenza perturbatrice della diversa estensione data, nelle varie masse, alla vaccinazione.

Prima di presentare i risultati ottenuti e di darne la interpretazione dal punto di vista medico, sembra opportuno di fare una breve esposizione del modo con cui tali indici si calcolano e del loro significato.

Considerazioni metodologiche

Supponiamo di avere la tavola seguente (Tavola V) che mette in relazione l'esito della malattia (guariti, morti) con l'intervento o il mancato intervento della vaccinazione (V = vaccinati completamente; NV = non vaccinati), e dove è:

a = numero dei VC che sono guariti

b = » » » » » morti

c = » » NV » » guariti

d = » » » » » morti

$a + b$ = numero dei VC

$c + d$ = » » NV

$a + c$ = » » guariti

$b + d$ = » » morti

$a + b + c + d$ = numero dei casi osservati

TAV. V

	VC	NV	Totale
Guariti .	a	c	$a + c$
Morti .	b	d	$b + d$
Totale .	$a + b$	$c + d$	$a + b + c + d$

Per decidere se la vaccinazione ha esercitato un'influenza sull'esito della malattia, il procedimento più semplice è di vedere se, tra i VC, i guariti sono diversamente frequenti che tra i NV, oppure di vedere se, tra i guariti, i VC sono diversamente frequenti che tra i morti. Quanto maggiore sarà la differenza, tanto maggiore - si potrà dire - è l'influenza della vaccinazione sull'esito della malattia. In base a tale considerazione, avremo due indici diversi coi quali misurare tale influenza:

$$R' = \frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d} \qquad R'' = \frac{a}{a+c} - \frac{b}{b+d} \quad (1)$$

che si potranno mettere anche sotto la forma:

$$R' = \frac{ad - bc}{(a+b)(c+d)} \qquad R'' = \frac{ad - bc}{(a+c)(b+d)} \quad (2)$$

Non vi è alcuna ragione per dare la preferenza all'uno piuttosto che all'altro di tali indici, per modo che è naturale che si convenga di adottare come indice una loro media. Ricorrendo alla media geometrica⁽⁴⁾, si ottiene

$$R = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}} \quad (3)$$

(4) All'indice di rassomiglianza si perviene anche per altre vie. Per le sue deduzioni e per gli autori che se ne occuparono dal punto di vista teorico o che ne fecero applicazioni, cfr. C. GINI, *Indici di omofilia e di rassomiglianza*, in «Atti del R. Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti», 1914-15, Tomo LXXIV, parte seconda, pagg. 597-603.

Questo indice è noto sotto il nome di *indice di rassomiglianza* e venne usato largamente per misurare la rassomiglianza soprattutto rispetto a certi caratteri dello sposo e della sposa oppure dei genitori e dei figli; esso è pure atto a misurare l'influenza che l'intervento o il non intervento di un fenomeno esercita sopra l'intervento o il non intervento di un altro fenomeno.

La (3) può anche mettersi sotto la forma:

$$R = \frac{a - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}{\sqrt{\frac{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}{a+b+c+d}}} \quad (4)$$

Dalla (4) si comprende che è $R=0$ quando il numero a dei VC, che sono guariti, è uguale al numero $\frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}$ che sarebbe da attendersi nel caso di indipendenza.

Dalle (1) si comprende che il valore massimo di R è $= 1$ e si avvera quando sia $b=0$ e $c=0$, ossia quando tutti i VC sieno guariti e tutti i NV siano morti; e al contrario il valore minimo di R è $= -1$ e si avvera quando tutti i VC siano morti e tutti i NV siano guariti. I valori di R compresi tra 0 e 1 indicano influenza favorevole della vaccinazione sull'esito, tanto più forte quanto più R si avvicina ad 1; i valori di R compresi fra 0 e -1 indicano influenza sfavorevole della vaccinazione sull'esito, tanto più forte quanto più R si avvicina a -1 .

Per misurare la relazione che intercede tra le modalità qualitative di due caratteri, si suole usare in statistica anche un altro indice, detto *indice di attrazione*, il quale, quando è $a > \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}$, si può porre sotto la forma generale

$$A' = \frac{a - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}{a + \frac{b+c - |b-c|}{2} - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}$$

che, a seconda che sia $c \leq b$, diviene

$$A_1' = \frac{a - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}{a+c - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}} \quad \text{oppure} \quad A_2' = \frac{a - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}{a+b - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}} \quad (6)$$

o anche

$$A_1' = \frac{ad - bc}{(a+c)(c+d)} \text{ e rispettivamente } A_2' = \frac{ad - bc}{(a+b)(b+d)} \quad (7)$$

Quando invece è $a < \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}$, l'indice di attrazione si può porre sotto la forma generale

$$A'' = - \frac{b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}}{b + \frac{a+d - |a-d|}{2} - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}} \quad (5\text{bis})$$

che, a seconda che sia $d \leq a$, diviene

$$A_1'' = - \frac{b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}}{b+d - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}}; A_2'' = - \frac{b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}}{a+b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}} \quad (6\text{bis})$$

ossia

$$A_1'' = \frac{ad - bc}{(b+d)(c+d)} \quad A_2'' = \frac{ad - bc}{(a+b)(a+c)} \quad (7\text{bis})$$

Queste formule fanno intendere che è $A = 0$, come $R = 0$, quando il numero dei VC che sono guariti è uguale al numero che sarebbe da attendersi nell'ipotesi di indipendenza; ma, per che sia $A = 1$, basta invece che tutti i VC siano guariti, anche se vi sono dei guariti tra i NV, oppure che tutti i guariti sieno VC anche se tra i VC vi sono dei morti; e analogamente, per che sia $A = -1$ basta che tutti i VC sieno morti anche se vi sono dei morti tra i NV, oppure che tutti i morti sieno VC, anche se vi sono dei VC che sono guariti.

A raggiunge quindi i valori 1 e -1 quando R non li raggiunge ancora; e, in generale, A resta sempre, in valore assoluto, superiore (o almeno non inferiore) a R , come si intende subito dal confronto delle formule (7) e (7^{bis}) con la (3)¹.

(1) L'indice di attrazione venne proposto dal BENINI, *Principii di demografia*, Firenze, Barbera, 1901, pagg. 125 e segg. e applicato da lui e da altri autori. Per una differente maniera di dedurre tale indice, cfr. C. GINI, *Indici di omofilia*, op. cit. pagg. 603-607.

I due indici R ed A rispondono a due ipotesi diverse e convengono quindi a diversi casi.

L'indice A raggiunge il massimo quando una modalità di un carattere si combina con la modalità dell'altro carattere il massimo numero di volte compatibile con le frequenze con cui le modalità dei due caratteri si verificano. Esso risponde dunque allo scopo quando le frequenze delle modalità dei due caratteri sono fissate *a priori*, indipendentemente dalla intensità delle relazioni che tra dette modalità intercedono. Se fosse fissato *a priori*, non solo qual'è la frequenza dei VC e dei NV, ma anche quale sarà la frequenza dei guariti e dei morti, evidentemente dalle vaccinazioni non potrebbe aspettarsi nulla di più se non che tutti i guariti fossero VC, qualora vi fossero più VC che guariti, oppure che tutti i VC fossero guariti, qualora vi fossero più guariti che VC; ma non potrebbe domandarsi alle vaccinazioni di rendere tutti i VC guariti o tutti i guariti VC, dal momento che è fissato *a priori* che i loro numeri sieno diversi. La realtà evidentemente non risponde a queste ipotesi. La frequenza dei VC e dei NV è bensì fissata *a priori*; ma non lo è la frequenza dei guariti e dei morti; la quale non è affatto indipendente dalla influenza della vaccinazione. Se il numero dei guariti resta inferiore al numero dei VC per modo che alcuni VC sono morti, ciò evidentemente significa che la vaccinazione non ha avuto un'influenza completa sull'esito, comparabile con quella che ha avuto nei casi in cui tutti i VC sono guariti.

Un indice, come l'indice A , che dà per i due casi lo stesso risultato e fa per entrambi figurare come massima la influenza della vaccinazione sull'esito, non risponde dunque completamente allo scopo.

L'indice R raggiunge invece il massimo quando una data modalità di un carattere si combina sempre e soltanto con una data modalità dell'altro carattere. Esso risponde dunque allo scopo quando, almeno per un carattere, la frequenza delle modalità può variare a piacimento per effetto delle relazioni che legano queste alle modalità dell'altro carattere. Se la frequenza dei guariti e dei morti potesse variare a piacimento per effetto della influenza che la vaccinazione ha sull'esito, sarebbe logico di riguardare come massima codesta influenza solo quando il numero dei guariti coincidesse perfettamente col numero dei VC e il numero dei morti col numero dei NV. Senonchè la

realtà non corrisponde neppure a questa ipotesi. L'influenza della vaccinazione sull'esito potrà bensì far crescere tra i VC il numero dei guariti finchè tutti i VC risultino guariti, ma non potrà far diminuire il numero dei guariti tra i NV in modo che tutti i NV risultino morti.

Un indice che in queste ipotesi non raggiunge il massimo non risponde dunque neppure esso allo scopo.

È evidente, da quanto si è detto, che un indice appropriato per misurare l'influenza della vaccinazione sull'esito deve assumere il valore 0 nel caso in cui il numero dei VC che risultano guariti è uguale a quello che è da attendersi nell'ipotesi di indipendenza; deve assumere il valore massimo positivo = 1 nel caso in cui tutti i VC risultano guariti, indipendentemente dalla circostanza che ci sieno o meno dei guariti tra i NV; deve infine avere il valore massimo negativo = -1 nel caso in cui tutti i VC risultano morti, indipendentemente dalla circostanza che ci sieno o meno dei morti tra i NV. Risponde a tali requisiti l'indice:

$$I = \frac{a - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}}{a+b - \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}} \quad (8)$$

quando è

$$a > \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}$$

e invece l'indice

$$I'' = - \frac{b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}}{a+b - \frac{(a+b)(b+d)}{a+b+c+d}} \quad (8bis)$$

quando è

$$a < \frac{(a+b)(a+c)}{a+b+c+d}$$

i quali indici si possono mettere anche sotto la forma

$$I = \frac{ad - bc}{(a+b)(b+d)} \quad I'' = \frac{ad - bc}{(a+b)(a+c)} \quad (9)$$

Si avverta che è $I' = A'_2$, $I'' = A''_2$, vale a dire i due indici I ed A coincidono, se positivi, quando è $c > b$, e, se negativi, quando è $d > a$.

Anche l'indice I si presta però ad un'obbiezione, da cui, d'altra parte, i precedenti pure non vanno esenti. L'obbiezione è che il suo valore non è indipendente dall'estensione data alla vaccinazione.

Supponiamo che, invece di vaccinare $a + b$ su $a + b + c + d$ individui, se ne fossero vaccinati $a + b - h$, restando invariate le percentuali dei guariti così tra i vaccinati come tra i non vaccinati.

E facile vedere che gli indici R , A , I cambierebbero di valore, salvo in casi particolari, come quando essi avessero i valori 0, +1, -1.

Ponendo $F = (1 - \frac{h}{a+b}) : (1 + \frac{h}{c+d})$, l'indice I assumerebbe infatti i valori:

$$I' = \frac{ad - bc}{(a+b)(bF+d)} \quad I'' = \frac{ad - bc}{(a+b)(aF+c)} \quad (10)$$

che sono maggiori o minori dei rispettivi I' e I'' dati dalle formule (9) a seconda che è $F \geq 1$ ossia $h \leq 0$. Nel caso però che fosse $ad = bc$, tanto le formule (10) che le (9) darebbero per valore 0; nel caso che fosse $b = 0$, I' assumerebbe tanto secondo le (9) che secondo le (10) il valore +1, e nel caso infine che fosse $a = 0$, I'' assumerebbe tanto secondo le (9) che secondo le (10) il valore -1.

L'indice A assumerebbe i valori:

$$A'_1 = \frac{ad - bc}{(a+c\frac{1}{F})(c+d)} \quad A'_2 = \frac{ad - bc}{(a+b)(bF+d)} \quad (11)$$

$$A''_1 = \frac{ad - bc}{(b+d\frac{1}{F})(c+d)} \quad A''_2 = \frac{ad - bc}{(a+b)(aF+c)} \quad (11^{\text{bis}})$$

dove A'_1 e A''_1 sono \geq dei rispettivi valori dati dalle (7) e dalle (7^{bis}) a seconda che è $F \geq 1$ ossia $h \leq 0$ e invece A''_2 e A'_2 sono \geq dei rispettivi valori dati dalle (7) e dalle (7^{bis}) a seconda che è $F \leq 1$ ossia $h \geq 0$.

Nel caso però che fosse $ad = bc$, tanto le formule (7) e (7^{bis}) che le (11) e (11^{bis}) porterebbero a un valore degli indici = 0. Nel caso che fosse $c = 0$, A'_1 assumerebbe secondo le une e le altre formule il valore + 1; nel caso che fosse $b = 0$, A'_2 assumerebbe secondo le une e le altre formule il valore + 1; nel caso che fosse $d = 0$, A''_1 assumerebbe secondo le une e le altre formule il valore - 1; nel caso che fosse $a = 0$, A''_2 assumerebbe secondo le une e le altre formule il valore - 1.

L'indice R assumerebbe infine il valore:

$$R = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)\left(a+c\frac{1}{F}\right)(bF+d)}} \quad (12)$$

dove R è \leq del rispettivo valore dato dalla (3) a seconda che è $\frac{cd}{ab} \leq F$ per $F > 1$ ossia per $h < 0$, e invece a seconda che è $\frac{cd}{ab} \geq F$ per $F < 1$ ossia per $h > 0$,

Nel caso che fosse $ad = bc$, R assumerebbe, secondo la (3) come secondo la (12), il valore 0; nel caso che fosse contemporaneamente $b = 0$ e $c = 0$, esso assumerebbe, secondo entrambe le formule, il valore + 1, nel caso che fosse contemporaneamente $a = 0$ e $d = 0$, esso assumerebbe, secondo entrambe le formule, il valore - 1.

Ora si avverta che tutti i calcoli sulla influenza della vaccinazione partono dall'ipotesi che, fatta astrazione dall'essersi o non essersi sottomessi alla vaccinazione, i vaccinati non differiscano per nulla, nella media, dai non vaccinati, per modo che le due categorie siano comparabili tra loro. In tale ipotesi, la maggiore o minore estensione della vaccinazione non dovrebbe far variare la influenza di questa sull'esito. Indici, quindi, che assumano diversi valori a seconda della maggiore o minore estensione della vaccinazione sono criticabili in quanto vengono applicati a confrontare l'influenza della vaccinazione sull'esito in popolazioni nelle quali la vaccinazione ha assunto una diversa estensione. Per renderli comparabili, sarà necessario ridurre le popolazioni a una popolazione tipo, così che in tutte le popolazioni i vaccinati stiano ai non vaccinati in rapporto costante.

È quanto si è fatto nel corso di questo lavoro. Accanto agli indici I , R , A , calcolati per i dati osservati, si sono posti

pertanto gli indici rispettivi ottenuti dai dati conguagliati simmetricamente rispetto alle vaccinazioni, supponendo, cioè, che il numero dei vaccinati fosse uguale al numero dei non vaccinati, in modo che sia $a + b = c + d$.

Da quanto si è detto risulta che il solo indice corretto, tra quelli di cui abbiamo parlato, ai fini di confrontare la influenza delle vaccinazioni sopra l'esito della malattia, è l'indice I per i dati conguagliati; gli altri indici furono posti accanto a questo, e perchè in parte erano stati calcolati prima di giungere alle conclusioni teoriche sopra enunciate, e perchè il loro confronto può avere un qualche interesse dal punto di vista metodologico,

L'indice I per tavole conguagliate simmetricamente rispetto alle vaccinazioni, può mettersi anche sotto una forma più semplice.

Nel caso infatti in cui la tavola sia conguagliata in modo che sia $a + b = c + d$, la (8) si riduce alla forma:

$$I' = \frac{d - b}{d + b} \quad (13)$$

e la (8^{bis}) alla forma:

$$I'' = \frac{d - b}{a + c} = \frac{a - c}{a + c} \quad (13^{\text{bis}})$$

In tavole conguagliate simmetricamente rispetto alle vaccinazioni, l'indice I si può dunque desumere dalla differenza tra il numero dei morti non vaccinati e il numero dei morti vaccinati, divisa per il numero dei morti, se tale differenza è positiva, o per il numero dei guariti, se tale differenza è negativa.

La (13) e (13^{bis}) si possono mettere anche sotto la forma

$$I' = \frac{\frac{d}{c+d} - \frac{b}{a+b}}{\frac{d}{c+d} + \frac{b}{a+b}} \quad (14)$$

$$I'' = \frac{\frac{d}{c+d} - \frac{b}{a+b}}{\frac{a}{a+b} + \frac{c}{c+d}} = \frac{\frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d}}{\frac{a}{a+b} + \frac{c}{c+d}} \quad (14^{\text{bis}})$$

Ora si noti che le frequenze $\frac{a}{a+b}$, $\frac{b}{a+b}$, $\frac{c}{c+d}$, $\frac{d}{c+d}$, si possono facilmente calcolare anche senza aver prima conguagliata la tavola. La (14) e la (14^{bis}) ci dicono che l'indice *I* per tavole conguagliate simmetricamente rispetto alle vaccinazioni si può desumere dalla differenza tra la percentuale dei morti fra i non vaccinati e la percentuale dei morti fra i vaccinati divisa per la somma delle due percentuali dei morti, se tale differenza è positiva, e invece per la somma delle due percentuali dei guariti, se tale differenza è negativa.

La lunga escursione attraverso il terreno frastagliato degli indici ci ha dunque condotti ad una formula ben semplice. Essa presenta qualche analogia con quella che GREENWOOD e YULE hanno suggerito qualche anno fa (1915)¹⁾ appunto per misurare l'efficienza della vaccinazione, Essi distinguevano, il *vantaggio* dall'*efficienza* della vaccinazione. Il primo veniva desunto dalla eccedenza della percentuale dei morti tra i non vaccinati sulla percentuale dei morti tra i vaccinati; l'*efficienza* della vaccinazione, invece, dal rapporto di tale differenza al massimo che essa poteva raggiungere, rappresentato dalla percentuale dei morti tra i non vaccinati. L'indice di efficienza della vaccinazione era dato pertanto dalla formula:

$$E' = \frac{\frac{d}{c+d} - \frac{b}{a+b}}{\frac{d}{c+d}} \quad (15)$$

Un criterio analogo avrebbe portato, nell'ipotesi di una percentuale di morti superiore tra i vaccinati che tra i non vaccinati, alla formula:

$$E'' = \frac{\frac{d}{c+d} - \frac{b}{a+b}}{\frac{c}{c+d}} \quad (15^{bis})$$

¹⁾ *The Statistics of Anti-tiphoid and Anti-cholera Inoculations, and the Interpretation of such Statistics in general*, «Proceedings of the Royal Society of Medicine» 1915, vol. VIII, pag. 113-190. In questa memoria, il GREENWOOD ed il YULE hanno anche data una interpretazione elegante e suggestiva delle differenze tra le morbidità o tra le mortalità dei vaccinati e dei non vaccinati, interpretazione che ci proponiamo di applicare ai nostri dati in un articolo successivo.

Si avverta che, nel caso di massima efficienza positiva, sarebbe $\frac{b}{a+b} = 0$, per modo che potrebbe dirsi, con eguale fondamento, che il rapporto della differenza tra le percentuali dei morti non vaccinati e dei morti vaccinati al suo massimo positivo porta alla formula (14); analogamente, nel caso di massima efficienza negativa (se l'espressione si può usare), sarebbe $\frac{a}{a+b} = 0$, per modo che potrebbe pure dirsi con eguale fondamento che il rapporto di tale differenza al suo massimo negativo porta alla formula (14^{bis}).

Tra gli indici dedotti dalle formule (15) e (15^{bis}), da una parte, e quelli dedotti dalle (14) e (14^{bis}), dall'altra, ci pare che questi ultimi siano preferibili e per le relazioni in cui essi stanno con gli indici di attrazione e di rassomiglianza e anche per la simmetria delle loro formule.

Il GREENWOOD e il YULE osservavano giustamente come l'*efficienza* di un vaccino, così misurata, possa variare, non solo con la natura del processo della vaccinazione, ma anche colla frequenza della malattia (o della morte) tra i non vaccinati, e concludevano quindi che, per avere una misura di tale efficienza, non basta determinare un indice per una sola epidemia, ma converrebbe considerare parecchie epidemie, di diversa diffusione (o letalità) fra i non vaccinati, così da poter tracciare la curva con cui, in funzione di tale diffusione (o letalità), varia l'efficienza, e ricavarne l'efficienza media. Io dubito che, anche in tal caso, la conclusione potrebbe andar esente da obiezioni, in quanto l'efficienza di un vaccino, così misurata, può variare, non solo con la diversa diffusione (o letalità) della epidemia tra i non vaccinati, ma anche a seconda della sua forma. Epidemie ugualmente diffuse o ugualmente letali fra i non vaccinati possono essere prevenute o combattute in misura diversa dallo stesso vaccino a seconda delle forme che assumono, e forse anche di altre circostanze, quali il clima, il regime di vita etc. A mio modo di vedere, è un compito che eccede i poteri di indagine dello statistico quello di misurare l'efficienza di un vaccino; forse è meglio per ora appagarsi dello scopo più modesto, che in questa memoria noi ci siamo proposti, di misurare l'influenza che, per un complesso di cause, la vaccinazione esercita nel fatto sopra l'esito (o la diffusione) della malattia.

I valori ottenuti per i vari indici possono naturalmente essere influenzati, in causa del numero più o meno ristretto degli individui osservati, dal caso, nel senso che, se il numero delle osservazioni fosse stato sufficientemente grande da far ritenere praticamente trascurabile l'influenza del caso, i risultati sarebbero riusciti diversi.

Si pone spesso, in ricerche analoghe a questa, il problema *a)* di misurare l'errore probabile da cui sono affetti gli indici a cui si è pervenuti; o l'altro, più generale, *b)* di misurare la probabilità che i valori positivi o negativi trovati per gli indici differiscano, in più o in meno, dai valori, che si sarebbero riscontrati in un numero infinito di osservazioni per meno di una certa quantità; o ancora l'altro (che rappresenta un caso particolare del precedente) *c)* di misurare la probabilità che i valori positivi o negativi trovati per gli indici dipendano dal caso, per modo che, all'infuori di questo, i loro valori sarebbero risultati nulli o di segno diverso.

La risoluzione di questi problemi implica però — e a me pare inevitabilmente — ipotesi che spesso non rispondono alla realtà e che danno allora alle soluzioni ottenute l'apparenza di una precisione che nel fatto non hanno.

Mostriamolo nel caso nostro pel problema *c)*, che, per gli indici da noi calcolati, è di facile soluzione.

Se con p_1 si indica la frequenza dei guariti tra i vaccinati, che si sarebbe verificata in un numero infinito di osservazioni (o in altre parole la probabilità che un malato vaccinato guarisca), e con p_2 la frequenza dei guariti tra i non vaccinati, che si sarebbe verificata pure in un numero infinito di osservazioni (o in altre parole la probabilità che un malato non vaccinato guarisca), il problema *c)* si riduce, nel caso nostro, a determinare

la probabilità Q che, risultando dall'osservazione $\frac{a}{a+b} > \frac{c}{c+d}$

ed essendosi quindi ottenuti valori positivi di A, R, I , sia invece $p_1 < p_2$, in modo che, a prescindere dal caso, questi indici avrebbero invece assunto valori nulli o negativi, o al contrario la

probabilità Q che, risultando dall'osservazione $\frac{a}{a+b} < \frac{c}{c+d}$

ed essendosi quindi ottenuti valori negativi di A, R, I , sia invece $p_1 > p_2$, in modo che, a prescindere dal caso, questi indici avrebbero invece assunto valori nulli o positivi.

Una formula nota ai cultori del calcolo della probabilità ¹⁾ la cui dimostrazione risale a BIENAIMÉ e COURNOT ²⁾, permette di determinare Q in funzione di $\frac{a}{a+b}$ e $\frac{c}{c+d}$. Essa ci dice che la probabilità P che, per $\frac{a}{a+b} \geq \frac{c}{c+d}$, sia rispettivamente $p_1 \geq p_2$ è

$$P = \frac{1 + \Phi(\gamma)}{2}$$

dove $\Phi(\gamma)$ è la nota funzione ed è

$$\gamma = \frac{\left| \frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d} \right| \sqrt{(a+b)^3 (c+d)^3}}{\sqrt{2ab(a+b)^3 + 2cd(c+d)^3}}$$

Sarà quindi

$$Q = 1 - P = \frac{1 - \Phi(\gamma)}{2}$$

I valori di $\Phi(\gamma)$ in funzione di γ si trovano, come è noto, nei trattati di calcolo delle probabilità e in molti trattati di statistica.

Facciamo due applicazioni di queste formule a dati che esporremo in seguito. Veramente questi si basano sopra un numero molto piccolo di individui, e ciò renderebbe contestabile l'applicazione di dette formule che suppongono che i numeri $(a+b)$ e $(c+d)$ sieno grandi; ma noi qui possiamo prescindere da questa circostanza poichè le nostre considerazioni conserverebbero un valore anche se il numero delle osservazioni fosse grande.

I dati si riferiscono all'esercito francese in Algeria fino al 1917 (cfr. pagg. 391 e 409).

Ponendo a confronto i VC coi NV, risulta $a = 3$, $b = 0$,

¹⁾ Cfr., per esempio, E. CZUBER, *Wahrscheinlichkeitsrechnung*, Teubner, Dritte Aufgabe, §§ 124, 236, 237.

²⁾ Cfr., A. A. COURNOT, *Exposition de la théorie des chances et des probabilités*, Paris, Hachette, 1843, pagg. 170 177.

$c = 80$, $d = 92$ e quindi $\frac{a}{a+b} = \frac{3}{3} = 1$; $\frac{c}{c+d} = \frac{80}{92} = 0,870$;
 $\gamma = \infty$; $\varphi(\gamma) = 1$, $Q = 0$.

Gli indici risultano $I = 100\% = A$; $R = 6,8\%$.

La probabilità che il valore positivo di questi indici dipenda dal caso e che in realtà la guarigione non avesse maggiore probabilità per i VC che per i NV, risulta dunque, secondo la formula sopra riportata, $= 0$.

Ponendo a confronto i VI coi NV dello stesso esercito, risulta $a = 12$, $b = 2$, $c = 80$, $d = 92$ e quindi $\frac{a}{a+b} = \frac{12}{14} = 0,857$;
 $\frac{c}{c+d} = \frac{80}{92} = 0,870$; $\gamma = 0,015$; $\varphi(\gamma) = 0,016$; $Q = 0,49$.

Gli indici risulterebbero lievemente negativi; precisamente è $I = -1$, $2\% = A$; $R = -0,7\%$.

La probabilità che il valore negativo di questi indici dipenda dal caso e che in realtà la guarigione non avesse maggiore probabilità per i NV che per VI risulta dunque, secondo la formula sopra riportata, $= 0,49$.

Se non che quale valore deve attribuirsi alla formula sopra riportata?

Essa si fonda sull'inversione del teorema di BERNOULLI, alla quale si può pervenire per due vie: A) in base al teorema di BAYES ammettendo che *a priori*, cioè prima di avere rilevato i risultati delle vaccinazioni nell'esercito francese in Algeria, potesimo attribuire così a p_1 come a p_2 , per questo esercito, tutti i valori compresi tra 0 e 1; B) in base allo stesso teorema di BERNOULLI. Anche in questo secondo procedimento è però implicita un'ipotesi che non ricordo di aver visto messa in luce. L'ipotesi è che non vi sia alcuna ragione per ritenere che il valore osservato $\frac{a}{a+b}$ si allontani da p_1 (e analogamente che il valore osservato $\frac{c}{c+d}$ si allontani da p_2) piuttosto in un senso che in un altro¹⁾.

¹⁾ Convieni, a questo proposito, distinguere chiaramente due ipotesi:

a) L'ipotesi che la distribuzione degli scostamenti accidentali tra la probabilità p_1 di un fenomeno e le sue possibili frequenze in n osservazioni (che in generale indicheremo con $\frac{x_i}{n}$) sia simmetrica. Questa ipotesi, implicita nel teorema di BERNOULLI, è in generale debitamente avvertita. Essa

L'ipotesi che sta a base del procedimento *A*) è evidentemente inammissibile e come tale è riconosciuta generalmente. Nel caso nostro, prima di conoscere i risultati, nessuno avrebbe certo attribuito a tutti i possibili valori di p_1 e a tutti i possibili valori di p_2 la stessa probabilità. Quanto ci è noto dalla teoria medica e da precedenti osservazioni ci fa, per esempio, ritenere che, per i VC e i VI, i valori elevati di p_1 debbano avere una maggiore probabilità di quanto, per i NV, non abbiano gli stessi valori di p_2 : la teoria e l'esperienza si accordano infatti nel farci attendere una frequenza della guarigione più alta per i VC o i VI che non per i NV.

Ma anche l'ipotesi che sta a base del procedimento *B*) non è ammissibile. Nel confronto fra i VC e i NV, noi troviamo nel nostro esempio, $\frac{a}{a+b} = 1$; $\frac{c}{c+d} = 0.870$. Questo secondo valore non è nè eccezionalmente alto, nè eccezionalmente basso: esso è infatti superato in 4 delle altre 8 rilevazioni e non superato pure in 4. Il valore di $\frac{a}{a+b} = 1$ è in-

non si verifica esattamente che nel caso $p_1 = 0.5$, ma, salvo in casi particolari, l'asimmetria della distribuzione non porta, e ciò pure viene generalmente avvertito, a inconvenienti sensibili nelle applicazioni che ricorrono in pratica.

β) L'ipotesi che non si abbiano particolari ragioni per ritenere che la frequenza $\frac{a}{a+b}$ del fenomeno, quale si è effettivamente osservata in $n = a + b$ osservazioni, abbia maggiore probabilità di rappresentare uno piuttosto che un altro degli $n + 1$ possibili valori di $\frac{x_i}{n}$, se non in quanto ciò possa dipendere dall'intensità degli scostamenti, dal numero delle osservazioni e dal valore di p_1 ; e quindi che non si abbiano particolari ragioni per ritenere che $\frac{a}{a+b}$ si allontani da p_1 in senso positivo piuttosto che negativo. Senza questa ipotesi, infatti, di cui si parla nel testo, non sarebbe possibile identificare la distribuzione degli scostamenti $p_1 - \frac{x_i}{n}$ con la distribuzione dei possibili valori dello scostamento $p_1 - \frac{a}{a+b}$, come si fa operando la inversione del teorema di BERNOULLI col procedimento *B*).

Quando precedenti osservazioni o cognizioni fanno ritenere che la frequenza osservata $\frac{a}{a+b}$ differisca dal valore ignoto p_1 più probabilmente in un senso che in un altro, vuol dire che la nostra ignoranza sul valore di p_1 non è così completa come si suppone nella inversione del teorema di BERNOULLI e i risultati quindi, ai quali in base ad esso si perviene, non sono applicabili al caso in esame.

vece assolutamente eccezionale. È evidentemente impossibile ammettere in questo caso che $\frac{a}{a+b}$ possa allontanarsi da p_1 indifferentemente in senso positivo o negativo; tutto ci fa capire invece che dobbiamo essere in presenza di uno scarto positivo di carattere eccezionale. In questo, come in casi analoghi, il valore di $Q=0$, trovato in base all'ipotesi che $\frac{a}{a+b}$ si allontani indifferentemente in senso positivo o negativo da p_1 , rappresenterà quindi, per questa circostanza, non il valore esatto della probabilità cercata, ma un limite inferiore di essa.

Nel confronto fra i VI e i NV, noi troviamo viceversa $\frac{a}{a+b} < \frac{c}{c+d}$. È precisamente $\frac{a}{a+b} = 0.857$; $\frac{c}{c+d} = 0.870$. Quest'ultimo valore non si allontana, come si è detto, dagli altri analoghi. Il primo invece resta molto al di sotto del valore analogo trovato per l'Italia (0.932). Questa constatazione e le nozioni teoriche sulla influenza delle vaccinazioni ci impediscono di attribuire la stessa probabilità all'ipotesi che $\frac{a}{a+b}$ rappresenti uno scarto negativo o invece positivo di p_1 . Dobbiamo al contrario ammettere che la probabilità dell'ipotesi che $\frac{a}{a+b}$ rappresenti uno scarto negativo da p_1 sia maggiore della probabilità dell'ipotesi contraria. Il valore $Q = 0.49$, determinato nell'ipotesi che $\frac{a}{a+b}$ possa allontanarsi da p_1 indifferentemente nell'uno o nell'altro senso, non potrà dunque rappresentare, neppure in questo caso, il valore esatto della probabilità cercata, ma verosimilmente rappresenterà, anche in questo caso, un limite inferiore di essa.

In generale possiamo dire, per quanto riguarda le vaccinazioni antitifiche, che, quando la differenza $\frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d}$ risulta positiva e di intensità eccezionalmente forte, oppure risulta negativa, le precedenti osservazioni o cognizioni spesso ci autorizzano a ritenere più probabile che $\frac{a}{a+b}$ si scosti da p_1 nel senso in cui $\frac{a}{a+b}$ differisce da $\frac{c}{c+d}$ o che $\frac{c}{c+d}$ si scosti da p_2 nel senso contrario, o che entrambe le ipotesi concorrano, per modo che dobbiamo ritenere verisimile che il va-

lore di Q determinato in base al teorema di Bernoulli, resti inferiore al vero. Viceversa quando la differenza $\frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d}$ risulta positiva e di intensità eccezionalmente lieve, spesso siamo autorizzati a ritenere più probabile che $\frac{c}{c+d}$ si scosti da p_2 nello stesso senso di quello con cui $\frac{a}{a+b}$ differisce da $\frac{c}{c+d}$, o che $\frac{a}{a+b}$ si scosti da p_1 nel senso contrario, o che si verifichino entrambe le ipotesi, per modo che dobbiamo ritenere verosimile che il valore di Q determinato in base al teorema di BERNOULLI resti superiore al vero. Riuscirà d'altra parte, difficile servirsi dei valori trovati di Q , finchè non si abbia un'idea di quanto essi restino inferiori al valore della probabilità cercata o viceversa la superino.

Solo quando non si disponga di precedenti osservazioni o cognizioni che permettano di giudicare se, nel caso in esame, la differenza $\frac{a}{a+b} - \frac{c}{c+d}$ debba riguardarsi come eccezionale per il segno o per l'intensità, l'ipotesi su cui si basa la determinazione di Q potrebbe essere giustificata in base alla nostra ignoranza. Poichè questa ipotesi non si verifica nel caso delle vaccinazioni antitifiche, ci è parso che calcolare i valori di Q per gli indici trovati sarebbe stato apportare nella ricerca un elemento di esattezza del tutto illusorio ¹⁾. Abbiamo perciò pre-

¹⁾ Le considerazioni svolte nel testo a proposito delle vaccinazioni antitifiche hanno naturalmente valore generale e fanno comprendere come le ipotesi implicite nella dimostrazione delle formule a pag. 381, non solo se fatta in base al teorema di BAYES, ma anche se fatta in base al teorema di BERNOULLI, spesso siano contestabili ed i risultati in base ad esse ottenuti tendano in generale ad attenuare la probabilità che una differenza non sia sistematica quando questa si avvera nel senso consueto, ma con intensità particolarmente forte, oppure quando si avvera in senso contrario al consueto, ed invece tendano ad esagerarla quando la differenza si avvera nel senso consueto ma con intensità particolarmente lieve. Non è detto però che anche il limite inferiore o superiore, che così si ottiene, della probabilità cercata non possa in qualche caso essere utile. Nel confronto tra i VI e i NV dell'esercito francese in Algeria può avere un'utilità di sapere che la probabilità che il valore negativo di I dipenda dal caso è almeno di 0,49; ciò significa che a codesto indice negativo non è da attribuire alcuna importanza: vero è che, in questo caso, bastava considerare lo scarso numero di osser-

ferito non eseguire tale calcolo. Richiamiamo però sin da ora l'attenzione del lettore sulla circostanza che i valori degli indici possono naturalmente essere influenzati dal caso per effetto del numero limitato degli individui considerati in ciascun gruppo di osservazioni.

Le notizie che si posseggono tengono distinti tre gruppi di individui: i vaccinati in modo completo, vale a dire con tre iniezioni; i vaccinati in modo incompleto, vale a dire con una o due iniezioni ed i non vaccinati.

I vari indici sono stati ottenuti mettendo a confronto i vaccinati completamente (= VC), coi vaccinati incompletamente (= VI) e coi non vaccinati (= NV), e i VI coi NV.

Per rendere più chiara l'esposizione dei vari indici, si è considerato separatamente l'andamento degli indici prima nei VC, e poi nei VI.

PARTE I.

VACCINATI COMPLETAMENTE

Influenza della vaccinazione sull'esito della malattia.

Studiamo per primo il carattere « Esito » in relazione alla vaccinazione perchè per esso i risultati ottenuti si possono più facilmente paragonare con quelli riguardanti eserciti stranieri.

Nella tavola VI sono esposti in carattere ordinario i dati desunti dalla tavola I. I numeri posti al di sotto in corsivo rappresentano i rispettivi dati teorici ottenuti col calcolo delle probabilità, cioè il numero dei guariti e dei morti, sia tra i VC che tra i VI e i non NV, qualora, a parità di ogni altra condizione, la vaccinazione non avesse avuto alcuna influenza sull'esito della malattia.

vazioni per giungere a tale conclusione. In un campo analogo, può vedersi un esempio simile dell'utilizzazione del limite inferiore della probabilità che una differenza dipenda dal caso, nel volume *Il sesso dal punto di vista statistico*, Palermo, Sandron, 1908, pagg. 71-72.

TAV. VI.

Esercito italiano (Guerra italo-austriaca) (dati parziali)

Esito	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti .	3137 3136	531 532	3668	3137 3104	638 671	3775
Morti . .	222 223	38 37	260	222 255	88 55	310
Totale . -	3359	569	3928	3359	726	4085
Indici . .	$I = 0.4\% = A; R = 0.3\%$			$I = 13\% = A; R = 8\%$		

Tavola conguagliata

Esito	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti	3137 3135,5	3134 3135,5	6271	3137 3044,5	2952 3044,5	6089
Morti . .	222 223,5	225 223,5	447	222 314,5	407 314,5	629
Totale	3359	3359	6718	3359.	3359	6718
Indici . .	$I = 0.7\% = A; R = 0.2\%$			$I = 29.4\% = A; R = 9.5\%$		

Dall'esame degli indici appare manifesto che, mentre la vaccinazione completa non ha una grande influenza sul numero delle guarigioni rispetto ai vaccinati incompletamente, ne ha una notevole rispetto ai non vaccinati.

Le tavole seguenti riportano, per eserciti stranieri, dati analoghi a quelli esposti per l'esercito italiano.

Truppe coloniali nelle Indie(G. GRIXONI, *La vaccinazione antitifica*,

« G. di medicina militare », anno 1912, pag. 699)

Esito	Marzo 1906-Febbr. 1907			Anno 1908		
	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	30 27	871 874	901	141 130	385 396	526
Morti . .	2 5	150 147	152	17 28	96 85	113
Totale .	32	1021	1053	158	481	639
Indici . .	$I = 60.0\% = A; R = 4.7\%$			$I = 39.3\% = A; R = 10.5\%$		

Tavola conguagliata

Esito	Marzo 1906-Febbr. 1907			Anno 1908		
	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	957 914	871 914	1828	429 407	385 407	814
Morti . .	64 107	150 107	214	52 74	94 74	148
Totale .	1021	1021	2042	481	481	962
Indici . .	$I = 40.2\% = A; R = 13.7\%$			$I = 29.7\% = A; R = 12.8\%$		

TAV. VIII.

Spedizione tedesca contro gli Herrerros (1904 - 1907)(G. GRISONI, *La Vaccinazione antitiflica*, pag. 700)

Tavola conguagliata						
Esito	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	347 330	790 807	1137	847 818,5	790 818,5	1637
Morti . .	24 41	116 99	140	59 87,5	116 87,5	175
Totale .	371	906	1277	906	906	1812
Indici .	$I = 41.5 \% = A; R = 9.4 \%$			$I = 32.5 \% = A, R = 10.7 \%$		

TAV. IX.

Corpo di spedizione inglese in Francia (fino al 25 - 7 - 1916)(M. GARCIA BANUS. *Il valore profilattico della vaccinazione antitiflica*, « Rivista Internazionale di Sanità Pubblica »)

Tavola conguagliata						
Esito	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	856 797	389 448	1245	856 773.5	691 773.5	1547
Morti . .	47 106	119 60	166	47 129.5	212 129.5	259
Totale .	903	508	1411	903	903	1806
Indici .	$I = 55.7 \% = A; R = 27.0 \%$			$I = 63.7 \% = A; R = 26.1 \%$		

Corpo di spedizione inglese in Francia (1916 e 1917)

(Ibidem)

Esito	1916			1917		
	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	725 723	39 41	764	206 204	38 40	244
Morti . .	14 16	3 1	17	11 13	4 2	15
Totale .	739	42	781	217	42	259
Indici. .	$I = 12,5 \% = A; R = 7,7 \%$			$I = 15,4 \% = A; R = 9,0 \%$		

Tavola conguagliata

Esito	1916			1917		
	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	725 705,5	686 705,5	1411	206 201	196 201	402
Morti . .	14 33,5	53 33,5	67	11 16	21 16	32
Totale .	739	739	1478	217	217	434
Indici. .	$I = 58,2 \% = A; R = 12,7 \%$			$I = 31,2 \% = A; R = 8,8 \%$		

TAV. XI.

Esercito francese in Algeria (fino al 1917)

(Ibidem)

Esito	VC.	NV.	Tot.	VC.	VI.	Tot.
Guariti .	3 2.62	80 80.38	83	3 2.65	12 10.35	15
Morti . .	0 0.38	12 11.62	12	0 0.35	2 1.65	2
Totale .	3	92	95	3	14	17
Indici . .	$I = 100\% = A; R = 6.8\%$			$I = 100\% = A; R = 16.8\%$		

Tavola conguagliata

Esito	VC.	NV.	Tot.	VC.	VI.	Tot.
Guariti .	92 86	80 86	172	14 13	12 13	26
Morti . .	0 6	12 6	12	0 1	2 1	2
Totale .	92	92	184	14	14	28
Indici . .	$I = 100\% = A; R = 26.4\%$			$I = 100\% = A; R = 27.8\%$		

TAV. XII.

Truppe coloniali inglesi in India(W. B. LEISMAN. *Recent results of anti-typhoid inoculation*,
« Jour Roy. Army med. Corp » Vol. XII).

Tavola conguagliata

Esito	V.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.
Guariti .	19 18	161 162	180	169 165	161 165	330
Morti . .	2 3	26 25	28	18 22	26 22	44
Totale .	21	187	208	187	187	374
Indici . .	$I = 33.3\% = A; R = 4.7\%$			$I = 18,2\% = A; R = 6,6\%$		

All'infuori dei dati contenuti nelle Tavole VI e XI, non v'è la distinzione fra vaccinati completamente ed incompletamente. Prendendo, in dette due tavole, soltanto i dati che si riferiscono ai VC in confronto ai NV, si può costruire con gli indici ottenuti la seguente tavola, in cui le osservazioni sono elencate secondo i valori decrescenti dell'indice I per le tavole conguagliate.

TAV. XIII

Osservazioni	Tavole conguagliate		Tavole originarie	
	$I = A$	R	$I = A$	R
1	2	3	4	5
Esercito francese in Algeria	100.0	26.4	100.0	6.8
Corpo di spedizione inglese fino al 26 - VII - 1916	63.7	26.1	55.7	27.0
Corpo di spedizione inglese nel 1916	58.2	12.7	12.5	7.7
Truppe coloniali in India (1906-07)	40.2	13.7	60.0	4.7
Spedizione tedesca contro gli Her- reros	32.5	10.7	41.5	9.4
Corpo di spedizione inglese nel 1917	31.2	8.8	15.4	9.0
Truppe coloniali in India 1908	29.7	12.8	39.3	10.5
Esercito italiano	29.4	9.5	13.0	8.0
Truppe coloniali inglesi in India	18.2	6.6	33.3	4.7
Media semplice degli indici	44.8	14.1	41.2	9.8

L'esame degli indici è molto istruttivo sia dal punto di vista sostanziale, che ha interesse soprattutto per i medici (cfr. pag. 394), sia dal punto di vista metodologico, che ha non minore interesse per gli statistici.

Dal *punto di vista metodologico*, è anzitutto da osservarsi che, in tutti questi casi, i due indici I ed A coincidono, sia per le tavole originarie, sia per le conguagliate. Ciò dipende dal fatto che, in tutti i casi, il numero dei vaccinati resta al disotto del numero dei guariti.

Un'altra osservazione, che subito salta agli occhi, è la grande influenza del conguagliamento sui valori degli indici.

I valori di I e A crescono in 4 casi nei quali il numero dei vaccinati nelle tavole originarie supera quello dei non vaccinati (e quindi è $h < 0$); diminuiscono negli altri casi, in cui si avvera l'ipotesi opposta, salvo in uno in cui il valore dell'indice raggiunge il massimo. Questi risultati rispondono alle proposizioni enunciate (cfr. pag. 375-376).

Molto diversa che sui valori di I e di A è l'influenza del conguagliamento sul valore di R . In tutti e quattro casi in cui I ed A diminuiscono, R cresce; nei quattro casi in cui I ed A crescono, R due volte cresce e due diminuisce; nel caso in cui I ed A restano costanti, R cresce.

Per effetto del conguagliamento, la media dei valori di R viene fortemente rialzata; quella dei valori di I ed A solo debolmente.

Quanto forte sia l'influenza del conguagliamento soprattutto sui valori di R , si ricava dagli indici di cograduazione tra le serie dei valori ottenuti dalle tavole originarie e dalle conguagliate. Per i valori di I e di A , il valore dell'indice di cograduazione risulta $= +0,5$; per i valori di R , esso risulta $= +0,1$ ¹⁾. Ciò significa che il conguagliamento modifica notevolmente le graduatorie delle osservazioni secondo le intensità degli indici I ed A e sconvolge a dirittura quella secondo l'intensità degli indici

(¹) Per la teoria degli indici di cograduazione, cfr. C. GINI, *Indici di concordanza*, in « Atti del R. Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti » Come è noto, l'indice di cograduazione misura la concordanza fra due graduatorie, nel nostro caso tra le graduatorie delle osservazioni disposte in ordine decrescente secondo la intensità degli indici ottenuti. Il suo valore è $= +1$ nel caso di concordanza perfetta; $= 0$ nel caso di indipendenza; $= -1$ nel caso di discordanza massima.

R , in modo che, per questi indici, la graduatoria secondo i valori ottenuti dalle tavole conguagliate mostra solo una debole relazione con la graduatoria secondo i valori ottenuti dalle tavole originarie.

Ancora più significativo è misurare la cograduazione tra i valori di I e di R per le tavole originarie da una parte e per le conguagliate dall'altra. Per le originarie, la cograduazione era a dirittura negativa (indice = $-0,05$), ciò che significa che le osservazioni che davano più alti (o più bassi) valori di I e di A davano in generale valori piuttosto più bassi (o rispettivamente più alti) di R . Per le conguagliate, invece, la cograduazione è positiva e molto elevata (indice = $+0,70$). Il conguagliamento porta dunque a valori di $I = A$ e di R molto bene concordanti fra di loro: il valore di R risulta sempre più basso di quello di $I = A$, ma le osservazioni, per cui il valore di I risulta più elevato, danno anche in generale valori più elevati di R .

Questi risultati mostrano dunque come sia essenziale, nel misurare l'influenza della vaccinazione sull'esito del tifo coi metodi qui usati, il conguagliamento delle tavole.

Passando a considerare gli indici dal *punto di vista medico*, ci soffermeremo su quelli della colonna 2 che danno, come fu detto, la migliore misura del fenomeno. Si riscontrano forti variazioni, dall'uno all'altro gruppo di osservazioni, nei valori dell'indice (dal 100 % al 15,2 %), in parte certamente dipendenti dal caso, in parte, probabilmente molto maggiore, derivanti dalla diversa efficacia del siero usato, dalla diversa virulenza del morbo, dalla più o meno scrupolosa raccolta del materiale. Lo scarso numero dei vaccinati nelle osservazioni relative all'esercito francese in Algeria (Tavola XI) toglie ogni attendibilità all'indice trovato (= 100 %), mentre le precauzioni prese nell'esaminare il materiale raccolto per l'esercito italiano possono forse in parte spiegare come l'indice che lo riguarda sia fra i più bassi.

Gli indici sono in ogni modo concordi nell'attestare che le guarigioni fra i vaccinati avvengono con maggiore frequenza che fra i non vaccinati. Resta così confermata la conclusione che la vaccinazione, non solo ha influenza sulla profilassi, ma rende anche meno grave la infezione quando essa si sia sviluppata.

Influenza della vaccinazione sull'esito della malattia, a seconda dell'intervallo di tempo fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia.

Nelle rilevazioni si è tenuto conto dell'intervallo di tempo trascorso fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia, il che avrebbe potuto dare un'idea della durata dell'immunità conferita dalla vaccinazione ed anche del valore di essa a seconda del tempo trascorso dalla vaccinazione, qualora fosse stato possibile riferire il totale degli ammalati, raggruppati secondo l'intervallo trascorso fra vaccinazione e malattia, al numero degli esposti a contrarre l'infezione, analogamente raggruppati. Fallito, per circostanze facilmente immaginabili durante uno stato di guerra, il tentativo di determinare il numero degli esposti all'infezione, si può tuttavia utilizzare ad altro scopo la distinzione eseguita sugli ammalati.

Si è visto che la vaccinazione ha un'influenza benefica sulle guarigioni. Tale influenza è la stessa per i vaccinati da poco tempo e per i vaccinati da lungo tempo?

Si può rispondere a tale domanda confrontando, mediante gli indici I , A , R , l'esito della malattia nei non vaccinati col suo esito nei vaccinati, distinti questi in vari gruppi secondo l'intervallo passato dalla vaccinazione.

TAV. XIV. *Esito nei VC, distinti secondo l'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia, a confronto del totale dei non vaccinati.*

Esito	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti . . .	387 372	638 653	1025	462 446	638 654	1100	951 926	638 663	1589	679 661	638 656	1317	329 315	638 652	967	129 124	638 643	767	200 192	638 646	838
Morti . . .	26 41	88 73	114	33 49	88 72	121	63 88	88 63	151	52 70	88 70	140	21 35	88 74	109	11 16	88 83	99	16 24	88 80	104
Totale . . .	413	726	1139	495	726	1221	1014	726	1740	731	726	1457	350	726	1076	140	726	866	216	726	942
Indici . . .	$I = 36.5\% = A;$ $R = 9.1\%$			$I = 32.6\% = A;$ $R = 8.9\%$			$I = 28.4\% = A;$ $R = 10.3\%$			$I = 25.7\% = A;$ $R = 8.4\%$			$I = 40.0\% = A;$ $R = 9.2\%$			$I = 31.2\% = A;$ $R = 4.9\%$			$I = 33.3\% = A;$ $R = 6.4\%$		

Tavola conguagliata

Esito	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti . . .	680 659	638 659	1318	678 658	638 658	1316	681 659,5	638 659,5	1319	674 656	638 656	1312	682 660	638 660	1320	669 653,5	638 653,5	1307	672 655	638 655	1310
Morti . . .	46 67	88 67	134	48 68	88 68	136	45 66,5	88 66,5	133	52 70	88 70	140	44 66	88 66	132	57 72,5	88 72,5	145	54 71	88 71	142
Totale . . .	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici . . .	$I = 31,3\% = A;$ $R = 10,0\%$			$I = 29,4\% = A;$ $R = 9,4\%$			$I = 32,3\% = A;$ $R = 10,3\%$			$I = 25,7\% = A;$ $R = 8,4\%$			$I = 33,3\% = A;$ $R = 10,5\%$			$I = 21,4\% = A;$ $R = 7,1\%$			$I = 23,9\% = A;$ $R = 7,9\%$		

Sia gli indici R , sia gli indici I (che anche in questo caso coincidono sempre con gli A) mostrano un andamento alquanto irregolare. L'andamento diviene però più regolare se si raggruppano i dati ad intervalli di maggiore durata, come è fatto nella tavola che segue.

TAV. XV.

Esito nei VC, distinti secondo l'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia, a confronto del totale dei non vaccinati.

Esito	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti . .	849 826	638 661	1487	951 926	638 663	1589	1008 985	638 661	1646	329 318	638 649	967
Morti . .	59 82	88 65	147	63 88	88 63	151	73 96	88 65	161	27 38	88 77	115
Totale . .	908	726	1634	1014	726	1740	1081	726	1807	356	726	1082
Indici . .	$I = 28.1\% = A$; $R = 9.9\%$			$I = 28.4\% = A$; $R = 10.3\%$			$I = 24.0\% = A$; $R = 9.1\%$			$I = 29.0\% = A$; $R = 6.9\%$		

Tavola conguagliata

Esito	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
Guariti . .	679 658,5	638 658,5	1317	681 659,5	638 659,5	1319	677 657,5	638 657,5	1315	671 654,5	638 654,5	1309
Morti . .	47 67,5	88 67,5	135	45 66,5	88 66,5	133	49 68,5	88 68,5	137	55 71,5	88 71,5	143
Totale . .	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici . .	$I = 30.4\% = A$; $R = 9.7\%$			$I = 32.3\% = A$; $R = 10.3\%$			$I = 28.4\% = A$; $R = 9.2\%$			$I = 23.1\% = A$; $R = 7.6\%$		

Così gli indici $I = A$, come gli indici R , calcolati per le tavole conguagliate, concordano nel mostrare un'influenza della vaccinazione leggermente superiore nel 3° - 4° mese che nei primi due mesi. L'influenza risulta alquanto minore nel 5° - 8° mese, e ancora più bassa nel periodo successivo; ma le differenze

non sono grandissime. Appare certo che, anche dopo trascorsi otto mesi dalla vaccinazione, questa conserva un sensibile effetto sulla guarigione.

Influenza della vaccinazione sulla durata della malattia

Senza dubbio un'abbreviazione della durata media di una malattia è da interpretarsi come un carattere di benignità della malattia stessa, a meno che la minore durata non corrisponda ad un esito sfavorevole di essa. L'influenza della vaccinazione sarà dunque favorevole se i vaccinati guariti avranno avuto una durata della malattia minore dei non vaccinati guariti o se i vaccinati morti avranno avuto una durata della malattia maggiore dei non vaccinati morti.

Gli indici della durata della malattia sono stati pertanto calcolati, non solo sul totale dei malati, a prescindere dall'esito della malattia, ma anche partitamente sui guariti e sui morti. Si sono messi a confronto i VC, oltre che coi NV, anche coi VI.

Si avverta che, in questa ricerca, il carattere, sul quale si esamina l'influenza della vaccinazione, non è un carattere qualitativo a due modalità nettamente definite (guarito, morto) come nelle ricerche precedenti; ma un carattere quantitativo di cui abbiamo raggruppato le modalità in due categorie (durata al di sopra e al di sotto di 30 giorni), che trattiamo poi come due modalità qualitative. Il significato degli indici è pertanto meno preciso che nelle ricerche precedenti e può essere discutibile se sia da dare la preferenza all'indice *I* sull'indice *R*. I vari indici portano del resto in ogni caso a risultati sostanzialmente concordanti: essi, d'altra parte, sono sufficienti per dare una misura grossolana dell'influenza della vaccinazione sulla durata della malattia, mentre non ci parve opportuno complicare le cose col ricorso ad indici diversi da quelli usati finora.

Come limite tra le durate brevi e lunghe abbiamo assunto 30 giorni, in armonia con la natura della malattia. Ciò porta a dividere i malati VC in due categorie presso che uguali.

Anche in queste ricerche ha naturalmente ragione d'essere il conguagliamento delle tavole al fine di eliminare l'effetto della diversa frequenza con cui si è eseguita la vaccinazione.

TAV. XVI.

Durata della malattia nel complesso dei malati VC, VI e NV.

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	1583 1521	196 258	1779	1583 1550	302 335	1885
+ di 30 G.	1776 1838	373 311	2149	1776 1809	424 391	2200
Totale .	3359	569	3928	3359	726	4085
Indici .	I=3.4% ; A=23.9% ; R=9.0%			I=1.8% A=10.0% ; R=4.2%		

Tavola conguagliata

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	1583 1370	1157 1370	2740	1583 1490	1397 1490	2980
+ di 30 G.	1776 1989	2202 1989	3978	1776 1869	1962 1869	3738
Totale .	3359	3359	6718	3359	3359	6718
Indici .	I=10.7% ; A=15.5% ; R=12.9%			I=5.0% ; A=6.2% ; R=5.6%		

La vaccinazione completa abbrevia dunque la malattia ma più sensibilmente a confronto della vaccinazione incompleta che della mancata vaccinazione.

Ciò sul totale dei malati, senza distinzione dell'esito.

È però interessante vedere se tale comportamento si mantiene anche per i guariti e i morti.

TAV. XVII.

Durata della malattia nei VC, VI e NV, giunti a guarigione.

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	1384 1326	167 225	1551	1384 1332	219 271	1603
+ di 30 G.	1753 1811	364 306	2117	1753 1805	419 367	2172
Totale .	3137	531	3668	3137	638	3775
Indici. .	I=3.2% ; A=25.8% ; R=9.1%			I=2.9% ; A=19.2% ; R=7.4%		

Tavola conguagliata

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	1384 1185	986 1185	2370	1384 1230,5	1077 1230,5	2461
+ di 30 G.	1753 1952	2151 1952	3904	1753 1906,5	2060 1906,5	3813
Totale .	3137	3137	6274	3137	3137	6274
Indici. .	I=10.2% ; A=16.8% ; R=13.1%			I=8.1% ; A=12.5% ; R=10.0%		

Gli indici, delle tavole conguagliate su cui dobbiamo fondare le conclusioni, sono presso a poco uguali a quelli trovati nella tavola precedente per i VC a confronto dei VI, ma invece notevolmente superiori per i VC a confronto dei NV. Questi risultati permettono di concludere che la vaccinazione completa, non solo ha un'influenza notevole nel favorire la guarigione, ma ne ha pure una sensibile nel condurre a guarigione in breve tempo.

TAV. XVIII.

Durata della malattia per i VC, i VI, e i NV, nei casi ad esito letale.

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	199 195	29 33	228	199 202	83 80	282
+ di 30 G.	23 27	9 5	32	23 20	5 8	28
Totale .	222	38	260	222	88	310
Indici. .	$I = 14.8\% = A; R = 13.3\%$					
	$I = -1.5\%; A = -37.5\%; R = -7.5\%$					

Tavola conguagliata

Durata della malattia	VC.	VI.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- di 30 G.	199 184	169 184	368	199 204	209 204	408
+ di 30 G.	23 38	53 38	76	23 18	13 18	36
Totale .	222	222	444	222	222	444
Indici. .	$I = 39.5\% = A; R = 18.0\%$					
	$I = -2.5\%; A = -27.8\%; R = -8.2\%$					

Qui gli indici sono positivi per i VC in confronto dei VI e negativi per i VC in confronto dei NV, e cioè: i VC muoiono in più breve tempo dei VI mentre accade il contrario ed in maniera sensibile se si confrontano coi non vaccinati. Lasciando al seguito l'esame dei risultati relativi ai VI, potremo dire che, in confronto all'assenza di vaccinazione, le vaccinazioni complete, oltre a diminuire la mortalità e ad abbreviare la durata della malattia, nei casi di guarigione, esplicano anche una azione speciale nei casi che riusciranno ad esito fatale col prolungare il periodo di lotta fra la resistenza individuale e l'infezione.

Così la tavola XVII, come la XVIII mettono in luce l'influenza decisiva che, anche in questi casi, esercita il conguagliamento sui valori degli indici.

Concludendo, sembra possibile dare, nei riguardi dell'influenza favorevole esplicita dalla vaccinazione completa sull'andamento della malattia, un giudizio analogo a quello ormai universalmente accettato nei riguardi della vaccinazione sulla profilassi, e cioè: come la vaccinazione limita, ma non riesce ad impedire in modo assoluto il diffondersi della malattia, così, una volta che questa si è sviluppata, ne limita la mortalità, prolunga la malattia nei casi che sortiranno un esito letale e l'abbrevia invece in quei casi in cui avverrà la guarigione.

*Influenza della vaccinazione sulla durata della malattia
a seconda dell'intervallo trascorso fra l'ultima vaccinazione
e l'inizio della malattia*

Analogamente a quanto si è fatto per l'influenza della vaccinazione sull'esito, abbiamo esaminato l'influenza della vaccinazione sulla durata a seconda dell'intervallo trascorso dalla vaccinazione. Abbiamo considerato prima tutti i malati, poi i soli guariti; non abbiamo considerato a parte i morti perchè, suddividendo in gruppi il loro numero, già scarso nel totale, si sarebbero avute cifre troppo piccole per trarne delle conclusioni attendibili.

TAV. XIX.

Durata della malattia nel complesso dei VC (guariti o morti), distinti a seconda dell'intervallo fra vaccinazione e malattia a confronto della durata della malattia nel totale dei non vaccinati.

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	145 162	302 285	447	215 210	302 307	517	497 466	302 333	799	385 345	302 342	687	178 156	302 324	480	68 60	302 310	370	95 91	302 306	397
+ 30	268 251	424 441	692	280 285	424 419	704	517 548	424 393	941	346 386	424 384	770	172 194	424 402	596	72 80	424 416	496	121 125	424 420	545
Totale	413	726	1139	495	726	1221	1014	726	1740	731	726	1457	350	726	1076	140	726	866	216	726	942
Indici	$I = -10.5\% = A$ $R = -6.4\%$			$I = 1.8\% = A$ $R = 1.7\%$			$I = 5.7\% ; A = 9.3\%$ $R = 7.2\%$			$I = 10.4\% ; A = 11.7\%$ $R = 11.0\%$			$I = 11.3\% = A$ $R = 8.8\%$			$I = 10.0\% = A$ $R = 5.0\%$			$I = 3.2\% = A$ $R = 2.0\%$		

Tavola conguagliata

Durata della malattia in giorni	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	255 278,5	302 278,5	557	315 308,5	302 308,5	617	356 329	302 329	658	382 342	302 342	684	369 335,5	302 335,5	671	352 327,5	302 327,5	655	319 310,5	302 310,5	621
+ 30	471 447,5	424 447,5	895	411 417,5	424 417,5	835	370 397	424 397	794	344 384	424 384	768	357 390,5	424 390,5	781	373 398,5	421 398,5	797	407 415,5	424 415,5	831
Totale	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici	$I = -8.0\% = A$ $R = -6.7\%$			$I = 1.6\% ; A = 2.1\%$ $R = 1.8\%$			$I = 6.8\% ; A = 8.2\%$ $R = 7.4\%$			$I = 10.4\% ; A = 11.7\%$ $R = 11.0\%$			$I = 8.6\% ; A = 10.0\%$ $R = 9.3\%$			$I = 6.1\% ; A = 7.5\%$ $R = 6.8\%$			$I = 2.0\% ; A = 2.7\%$ $R = 2.3\%$		

TAV. XX.

Durata della malattia nei VC guariti, distinti a seconda dell'intervallo fra vaccinazione e malattia, a confronto della durata della malattia nel totale dei non vaccinati guariti.

104

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	125 129	219 215	344	185 170	219 234	404	437 393	219 263	656	335 286	219 268	554	162 130	219 251	381	59 47	219 231	278	81 72	219 228	300
+ 30	262 258	419 423	681	277 292	419 404	696	514 558	419 375	933	344 393	419 370	763	167 199	419 387	586	70 82	419 407	489	119 128	419 410	538
Totale . . .	387	638	1025	462	638	1100	951	638	1589	679	638	1317	329	638	967	129	638	767	200	638	838
Indici . . .	$I = -3.1\% = A$ $R = -1.7\%$			$I = 5.1\% ; A = 6.4\%$ $R = 5.7\%$			$I = 7.9\% ; A = 16.7\%$ $R = 11.4\%$			$I = 12.5\% ; A = 18.3\%$ $R = 15.1\%$			$I = 16.1\% = A$ $R = 14.3\%$			$I = 14.6\% = A$ $R = 8.7\%$			$I = 7.0\% = A$ $R = 5.2\%$		

Tavola conguagliata

Durata della malattia in giorni	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	T. t.	VC.	NV.	Tot.	V.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	206 212,5	219 212,5	425	255 237	219 237	474	293 256	219 256	512	315 267	219 267	534	314 266,5	219 266,5	533	292 255,5	219 255,5	511	258 238,5	219 238,5	477
+ 30	432 425,5	419 425,5	851	383 401	419 401	802	345 382	419 382	764	323 371	419 371	742	324 371,5	419 371,5	743	346 382,5	419 382,5	765	380 399,5	419 399,5	799
Totale . . .	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276
Indici . . .	$I = -3.1\% ; A$ $R = -2.1\%$			$I = 4.5\% ; A = 7.6\%$ $R = 5.8\%$			$I = 9.7\% ; A = 14.4\%$ $R = 11.8\%$			$I = 12.9\% ; A = 18.0\%$ $R = 15.2\%$			$I = 12.8\% ; A = 17.8\%$ $R = 15.1\%$			$I = 9.5\% ; A = 14.3\%$ $R = 11.7\%$			$I = 4.9\% ; A = 8.2\%$ $R = 6.3\%$		

Dall'andamento costantemente concordante dei vari indici risulta che la vaccinazione eseguita poco tempo prima della malattia rende questa di durata maggiore che nei non vaccinati; la abbrevia, invece, se l'intervallo diventa maggiore fino a raggiungere una azione massima negli intervalli da 120 e 180 giorni: per ridiscendere in seguito, soprattutto per gli intervalli più lunghi di 300 giorni, senza però che si ritorni ad indici negativi.

Analogo è l'andamento degli indici nel totale dei malati e nei guariti; in questi però gli indici positivi sono più alti e i negativi più bassi.

TAV. XXI.

Durata della malattia nel totale dei VC (guariti e morti) distinti a seconda dell'intervallo dall'ultima vaccinazione, a confronto della durata della malattia nel totale dei non vaccinati.

Durata	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	360	302	662	497	302	799	563	302	865	163	302	465
	368	294		466	333		517	348		153	312	
+ 30	548	424	972	517	424	941	518	424	942	193	424	617
	540	332		548	393		564	378		203	414	
Totale . .	908	726	1634	1014	726	1740	1081	726	1807	356	726	1082
Indici . .	$I = -2.2\% = A$ $R = -2.0\%$			$I = 5.6\% ; A = 9.3\%$ $R = 7.2\%$			$I = 8.2\% ; A = 13.2\%$ $R = 10.4\%$			$I = 4.9\% = A$ $R = 3.9\%$		

Tavola conguagliata

Durata	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.	VC.	NV.	Tot.
- 30	288	302	590	356	302	658	378	302	680	332	302	634
	295	295		329	329		340	340		317	317	
+ 30	438	424	862	370	424	794	348	424	772	394	424	818
	431	431		397	397		386	386		409	409	
Totale . .	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici . .	$I = -2.4\% = A$ $R = -1.9\%$			$I = 6.8\% ; A = 8.2\%$ $R = 7.4\%$			$I = 9.8\% ; A = 11.2\%$ $R = 10.5\%$			$I = 3.7\% ; A = 4.7\%$ $R = 4.2\%$		

Per il totale dei malati, abbiamo raggruppato gli intervalli in intervalli più ampi, analogamente a quanto è stato fatto nell'esame dell'influenza della vaccinazione sull'esito. L'influenza massima della vaccinazione sulla durata della malattia risulta nell'intervallo di 120-240 giorni dalla vaccinazione.

Paragonando l'andamento degli indici ottenuti per l'influenza della vaccinazione sull'esito a seconda dell'intervallo della vaccinazione (Tavola XV, dati conguagliati), con quelli ora ottenuti per l'influenza della vaccinazione sulla durata della malattia, si nota una duplice differenza nell'andamento: anzitutto le variazioni degli indici sono molto più accentuate in questo secondo caso, e ancora il massimo, in questo secondo caso, si raggiunge dopo (intervallo da 120 a 240 giorni anzi che da 60 a 120 giorni). Gli indici però risultano nel primo caso molto più elevati, denotando un'influenza della vaccinazione sull'esito molto più forte che sulla durata della malattia.

Trovare una spiegazione non è facile a meno che non si voglia entrare in un campo molto vago di ipotesi poco controllabili. Si può tuttavia accennare a quella che sembra la più attendibile.

La vaccinazione, si sa, determina, nei primi momenti, una reazione umorale molto forte: se ci si allontana dalla data della vaccinazione, si giunge ad un momento in cui il contenuto in anticorpi del siero d'un vaccinato è scarsissimo od anche nullo; però basta l'introduzione di una quantità anche minima di antigene perchè gli anticorpi rapidamente si ripresentino. Ciò dimostra che le cellule si sono, potrebbe dirsi, abituate a produrre gli anticorpi, ed al minimo stimolo reagiscono.

Se si ammette che le cellule di un organismo vaccinato con tre iniezioni raggiungano una potenzialità di produzione che dopo un certo periodo di tempo nessuno stimolo potrà più aumentare, sarebbe spiegato l'abbreviarsi della durata della malattia coll'aumentare, fino a un certo punto, dell'intervallo di tempo fra vaccinazione e malattia. Se si ammette, d'altro canto, che prima di raggiungere tale periodo di massimo il sopravvenire di un'infezione possa, non solo risvegliare la produzione di quegli anticorpi, che, per l'allontanamento degli stimoli, andava languendo, ma aumentarne nelle cellule la potenzialità produttiva, si spiegherebbero anche le durate più lunghe (per i tentativi d'immunizzazione scambievolmente che avvengono fra germe infettivo ed organismo) e la minore mortalità (per l'e-

saltata reazione biologica di difesa dell'organismo che, a lungo andare, finisce per trionfare sulla infezione), nel periodo fino a 120 giorni dalla vaccinazione in confronto alla durata e alla mortalità nel periodo da 120 a 240 giorni.

Troviamo in altri autori qualche osservazione che sembra confermare i risultati di questo paragrafo,

Il VAUGAN dice (« I. A. M. A. » 1920, Vol. 74, N. 16 e 17) che l'inizio della malattia era in generale più acuto quando l'infezione si verificava nel primo mese della vaccinazione e che la percentuale dei casi gravi, sia per esito sia per sintomatologia, in coloro che ammalarono negli 8 mesi seguenti alla vaccinazione, fu minore del 10%, mentre per coloro che ammalarono dopo gli 8 mesi tale proporzione aumentava gradatamente. Ciò si accorda coi risultati esposti nella tavola XV (dati conguagliati) relativi all'influenza della vaccinazione sull'esito.

Fra le conclusioni, tratte da TROWBRIDGE, FINKLE e BARNARD dall'osservazione di un'epidemia di tifo sviluppatasi in una scuola di deficienti in America e che colpì 46 vaccinati completamente *da tre mesi*, vi sono le seguenti:

« Il decorso del tifo non risulta *più benigno* nei vaccinati »;

« La mortalità risulta invece notevolmente ridotta negli individui che subirono la vaccinazione profilattica ».

La benignità non può riferirsi se non alla durata, alle curve termiche, alle complicazioni, poichè, per l'esito, è chiaramente detto che la mortalità risulta notevolmente ridotta. Si può vedere in ciò una conferma del risultato che, nei vaccinati completamente l'influenza della vaccinazione sull'esito si raggiunge prima ed è più forte che quella sulla durata.

PARTE II.

VACCINATI INCOMPLETAMENTE

Influenza della vaccinazione incompleta sull'esito della malattia.

I confronti fra VC e VI nei riguardi della guarigione danno luogo a indici aventi valori bassissimi (cfr. Tavola VI). La tavola seguente dà gli indici per i VI a confronto coi NV, che risultano molto elevati.

TAV. XXII.

*Esito della malattia nei vaccinati incompletamente
e nei non vaccinati.*

Tavola conguagliata						
Esito	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti .	531 514	638 655	1169	678 658	638 658	1316
Morti . .	38 55	88 71	126	48 68	88 68	136
Totale .	569	726	1295	726	726	1452
Indici .	$I = 31,4\% = A; R = 8,8\%$			$I = 29,4\% = A; R = 9,4\%$		

Si può concludere che la vaccinazione, anche se incompleta, riduce fortemente la mortalità nei tifosi. La tavola conguagliata dà luogo ad indici che sono perfettamente corrispondenti a quelli ottenuti per i VC a confronto dei NV (Cfr. Tavola VI).

Nell'esercito francese in Algeria fino al 1917 si sono avuti gli esiti riportati nella tavola seguente fra i vaccinati incompletamente e i non vaccinati. Gli indici indicherebbero in questo caso

una mortalità più forte nei VI che nei NV. Come già si è fatto per i dati analoghi per i VC in confronto ai NV (Cfr Tav. XI e pag. 391) conviene mettere in guardia contro il numero ristrettissimo delle osservazioni che toglie alle conclusioni ogni attendibilità. Si avverta che basterebbe che un morto, classificato come VI, non fosse stato in realtà vaccinato perchè i risultati di questa tavola divenissero conformi a quelli ottenuti negli altri gruppi di osservazioni.

TAV. XXIII.

Esercito francese in Algeria (M. GARCIA BANUS, loco citato).

Tavola conguagliata						
Esito	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti .	12 <i>12,15</i>	80 <i>79,85</i>	92	79 <i>79,50</i>	80 <i>79,50</i>	159
Morti . .	2 <i>1,85</i>	12 <i>12,15</i>	14	13 <i>12,50</i>	12 <i>12,50</i>	25
Totale .	14	92	106	92	92	184
Indici. .	$I = -1.2\% = A; R = -0.7\%$			$I = -0.6\%; A = -4.0\%; R = -1.6\%$		

Influenza della vaccinazione incompleta sull'esito della malattia a seconda dell'intervallo fra l'ultima vaccinazione e l'inizio della malattia.

La Tavola XXIV contiene i dati classificati per intervalli, prima di 30, poi di 60 giorni.

Fino ai 180 giorni gli indici decrescono; dai 180 ai 300, essi mostrano un forte aumento; oltre i 300, danno valori minimi. Ma, dato il piccolo numero dei casi, è opportuno di raggruppare, analogamente a quanto è stato fatto per i VC, gli intervalli in periodi più lunghi.

Si hanno così i dati e gli indici della tavola XXV.

Esito a seconda dell'intervallo tra vaccinazione e malattia nei VI e nei NV.

Esito	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti	126 118	638 646	764	86 81	638 643	724	146 139	638 645	784	72 70	638 640	710	47 42	638 643	685	23 21	638 640	661	31 30,8	638 638,2	669
Morti	7 15	88 80	95	6 11	88 77	94	11 18	88 81	99	8 10	88 86	96	1 6	88 83	89	1 3	88 86	89	4 4,2	88 87,8	92
Totale	133	726	859	92	726	818	157	726	883	80	726	806	48	726	774	24	726	750	35	726	761
Indici	$I = 53,3\% = A$ $R = 8,2\%$			$I = 45,4\% = A$ $R = 6,0\%$			$I = 38,8\% = A$ $R = 6,5\%$			$I = 20,0\% = A$ $R = 2,5\%$			$I = 83,3\% = A$ $R = 8,4\%$			$I = 66,6\% = A$ $R = 4,6\%$			$I = 4,7\% = A$ $R = 0,4\%$		

Tavola conguagliata

Esito	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti	688 663	638 663	1326	679 658,5	638 658,5	1317	675 656,5	638 656,5	1313	653 645,5	638 645,5	1291	711 674,5	638 674,5	1349	696 667	638 667	1334	643 640,5	638 640,5	1281
Morti	38 63	88 63	126	47 57,5	88 57,5	135	51 69,5	88 69,5	139	73 80,5	88 80,5	161	15 52,5	88 52,5	103	30 59	88 59	118	83 85,5	88 85,5	171
Totale	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici	$I = 39,6\% = A$ $R = 12,2\%$			$I = 30,4\% = A$ $R = 9,7\%$			$I = 25,2\% = A$ $R = 8,6\%$			$I = 9,3\% = A$ $R = 3,3\%$			$I = 70,9\% = A$ $R = 19,6\%$			$I = 49,1\% = A$ $R = 14,6\%$			$I = 2,9\% = A$ $R = 1,1\%$		

TAV. XXV.

*Esito a seconda dell' intervallo fra vaccinazione e malattia
nei VI a confronto dei NV.*

Esito	Intervallo in giorni fra l' ultima iniezione di vaccino e l' inizio della malattia											
	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti . .	212 201	638 649	850	146 139	638 645	784	119 113	638 644	757	54 52	638 640	692
Morti . .	13 24	88 77	101	11 18	88 81	99	9 15	88 82	97	5 7	88 86	93
Totale . .	225	726	951	157	726	883	128	726	854	59	726	785
Indici . .	$I = 45.8\% = A$ $R = 8.8\%$			$I = 38.9\% = A$ $R = 6.5\%$			$I = 40.0\% = A$ $R = 6.2\%$			$I = 28.6\% = A$ $R = 3.0\%$		

Tavola conguagliata

Esito	- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
Guariti . .	684 661	638 661	1322	675 656,5	638 656,5	1313	675 656,5	638 656,5	1313	664 651	638 651	1302
Morti . .	42 65	88 65	130	51 69,5	88 69,5	139	51 69,5	88 69,5	139	62 75	88 75	150
Totale . .	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici . .	$I = 35,4\% = A$ $R = 11,1\%$			$I = 26,6\% = A$ $R = 8,6\%$			$I = 26,6\% = A$ $R = 8,6\%$			$I = 17,3\% = A$ $R = 5,9\%$		

La vaccinazione incompleta, se praticata da poco, riduce la mortalità in misura notevole; la sua influenza decresce con l'allontanarsi dalla vaccinazione; dopo un periodo maggiore di 240 giorni, la sua benefica influenza risulta ridotta notevolmente.

L'andamento differisce da quello trovato per i VC (Tavola XV) in quanto in questi la influenza benefica della vaccinazione raggiunge il suo massimo dopo 60 giorni e, d'altra parte, si conserva più a lungo.

*Influenza della vaccinazione incompleta
sulla durata della malattia.*

Si è visto quale fosse la frequenza delle durate brevi e lunghe della malattia nei VC a confronto dei VI e dei NV e come, nel totale dei casi (senza distinzione, cioè, dell'esito), la malattia fosse abbreviata maggiormente nei VC in confronto dei VI che dei NV. I dati dei VI posti a confronto coi NV (Tavola XXVI) confermano un tale risultato, mostrando indici negativi, i quali stanno a significare che le durate lunghe sono nei VI più frequenti che nei NV.

TAV. XXVI.

*Durata della malattia nel totale dei VI (guariti o morti)
a confronto del totale dei NV.*

Tavola conguagliata						
Durata della malattia	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- di 30 G.	196 <i>219</i>	302 <i>279</i>	498	250 <i>276</i>	302 <i>276</i>	552
+ di 30 G.	373 <i>350</i>	424 <i>447</i>	797	476 <i>450</i>	424 <i>450</i>	900
Totale .	569	726	1295	726	726	1452
Indici. .	$I = -10.5\% = A; R = -7.3\%$			$I = -9.4\% = A; R = -7.4\%$		

La vaccinazione incompleta pel complesso dei malati (guariti e morti) prolungherebbe dunque alquanto la durata della malattia.

Ma è opportuno considerare separatamente i guariti dai morti.

TAV. XXVII.

Durata della malattia nei VI guariti a confronto dei NV guariti.

Tavola conguagliata						
Durata della malattia	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- di 30 G.	167 175	219 211	386	201 210	219 210	420
+ di 30 G.	364 356	419 427	783	437 428	419 428	856
Totale .	531	638	1169	638	638	1276
Indici. .	$I = -4,6\% = A; R = -2,9\%$			$I = -4,3\% = A; R = -3,0\%$		

Per i guariti, gli indici risultano meno alti che per il complesso dei malati, e cioè la vaccinazione incompleta, per i casi in cui avviene la guarigione, prolunga la malattia, a confronto dei non vaccinati, in misura minore che nel complesso dei casi. Ciò fa attendere che il prolungamento della malattia risulti più forte nei casi seguiti da morte, come è effettivamente messo in luce dalla tavola seguente (Tavola XXVIII).

TAV. XXVIII.

Durata della malattia per i VI e i NV quando la malattia ebbe esito letale.

Tavola conguagliata						
Durata della malattia	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- di 30 G.	29 34	83 78	112	67 75	83 75	150
+ di 30 G.	9 4	5 10	14 13	21 13	5 13	26
Totale .	38	88	126	88	88	176
Indici. .	$I = -14,7\%; A = -48,9\%$ $R = -27,5\%$			$I = 10,7\%; A = -61,5\%$ $R = -25,7\%$		

Il confronto con i risultati ricavati dalla tavola XVIII mostra come il prolungamento della malattia sia anche più forte di quello riscontratosi nei casi di vaccinazione completa.

In complesso, dunque, la vaccinazione incompleta avrebbe presso a poco gli stessi vantaggi di quella completa per quanto riguarda la guarigione. La durata della malattia, invece, sarebbe, nei vaccinati incompletamente, più lunga, sia per i casi ad esito favorevole che per quelli ad esito letale, e ciò sia in confronto dei NV che dei VC. Questo risultato può essere perfettamente spiegabile pensando che la reazione biologica di difesa umorale e dei tessuti si esalta col ripetersi delle iniezioni di vaccini e che il sopravvenire di un'infezione, nei non vaccinati, trova un organismo assolutamente sprovvisto di difesa e ne stimola l'insorgere nello stesso tempo che offende l'organismo, mentre nei vaccinati incompletamente trova già una reazione di difesa in atto, minore che nei vaccinati completamente, ma disposta ad accrescersi sotto un nuovo stimolo, che non è più rappresentato dal vaccino, ma dall'infezione stessa. Così, nei non vaccinati, gli effetti dannosi della malattia si verificheranno subito se l'organismo non potrà subito ed in modo sensibile reagire; nei vaccinati completamente la reazione biologica di difesa è già stata portata al suo massimo dalle vaccinazioni ripetute, e l'infezione risveglierà la produzione delle difese da parte delle cellule a ciò già preparate; nei vaccinati incompletamente la reazione biologica di difesa, preparata dalla vaccinazione incompleta, proteggerà l'organismo allontanando dall'inizio della malattia il limite in cui se ne avverrà l'esito, prolungherà cioè la malattia.

Si ricordi come la vaccinazione completa avvenuta da poco (meno di 30 giorni) abbia per effetto di prolungare la malattia (cfr. Tavola XIX). Si può dunque dire che la vaccinazione incompleta ha, sulla durata della malattia, un effetto analogo a quello della vaccinazione completa, che non ha ancora potuto esplicare tutta la sua azione.

Influenza della vaccinazione incompleta sulla durata della malattia a seconda dell'intervallo di tempo trascorso fra la vaccinazione e l'inizio della malattia.

Considerando intervalli brevi, l'andamento degli indici risulta molto irregolare sia per il totale dei casi (Tavola XXIX), sia per i guariti (Tavola XXX).

TAV. XXIX.

Durata della malattia sul totale dei VI (guariti o morti), distinti a seconda dell'intervallo fra vaccinazione e malattia, a confronto della durata nel totale dei NV.

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- 30	30 51	302 281	332	33 38	302 297	335	55 63	302 294	357	37 34	302 305	339	16 20	302 298	318	12 10	302 304	314	13 14	302 301	315
+ 30	103 82	424 445	527	59 54	424 429	483	102 94	424 432	526	43 46	424 421	467	32 28	424 428	456	12 14	424 422	436	22 21	424 425	446
Totale	133	726	859	92	726	818	157	726	883	80	726	806	48	726	774	24	726	750	35	726	761
Indici	$I = -41.1\% = A$ $R = -13.9\%$			$I = -13.2\% = A$ $R = -3.9\%$			$I = -12.7\% = A$ $R = -4.8\%$			$I = 6.5\% = A$ $R = 2.5\%$			$I = -20.0\% = A$ $R = -4.3\%$			$I = 14.3\% = A$ $R = 3.0\%$			$I = -7.1\% = A$ $R = -1.3\%$		

Tavola conguagliata

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	
- 30	164 233	302 233	466	260 281	302 281	562	254 278	302 278	556	336 319	302 319	638	242 272	302 272	544	363 332,5	302 332,5	665	270 286	302 286	572
+ 30	562 493	424 493	986	466 445	424 445	890	472 448	424 448	896	390 407	424 407	814	484 454	424 454	908	363 393,5	424 393,5	787	456 440	424 440	880
Totale	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici	$I = -29,6\% = A$ $R = -20,5\%$			$I = -7,4\% = A$ $R = -5,9\%$			$I = -8,6\% = A$ $R = -6,8\%$			$I = 5,3\% = A$ $R = 4,8\%$			$I = -11,0\% = A$ $R = -8,5\%$			$I = 7,7\% ; A = 9,2\%$ $R = 8,4\%$			$I = -5,6\% = A$ $R = -4,5\%$		

Durata della malattia nei VI guariti a confronto coi NV guariti.

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- 30	25 40	219 204	244	30 29,6	219 219,4	249	45 49	219 215	264	31 25	219 225	250	15 16	219 218	234	11 8	219 222	230	10 11	219 218	229
+ 30	101 86	419 434	520	56 56,4	419 418,6	475	101 97	419 423	520	41 47	419 423	460	32 31	419 420	451	12 15	419 416	431	21 20	419 420	440
Totale . .	126	638	764	86	638	724	146	638	784	72	638	710	47	638	685	23	638	661	31	638	669
Indici . .	$I = -37.5\% = A$ $R = -11.3\%$			$I = 0.7\% = A$ $R = 0.3\%$			$I = -8.2\% = A$ $R = -2.7\%$			$I = 12.8\% = A$ $R = 5.9\%$			$I = -6.2\% = A$ $R = -1.2\%$			$I = 20.0\% = A$ $R = 5.2\%$			$I = -9.1\% = A$ $R = -1.5\%$		

Tavola conguagliata

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia																				
	- 30			30-60			60-120			120-180			180-240			240-300			oltre 300		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- 30	127 173	219 173	346	223 224	219 221	442	197 208	219 208	416	275 247	219 247	494	204 211,5	219 211,5	423	305 262	219 262	524	206 212,5	219 212,5	425
+ 30	511 465	419 465	930	415 417	419 417	834	441 430	419 430	860	363 391	419 391	782	434 426,5	419 426,5	853	333 376	419 376	752	432 425,5	419 425,5	851
Totale . .	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276	638	638	1276
Indici . .	$I = 26.6\% = A$ $R = -16.3\%$			$I = 0.5\% = A = 0.9\%$ $R = 0.6\%$			$I = -5.3\% = A$ $R = -3.7\%$			$I = 7.3\% = A = 11.3\%$ $R = 9.0\%$			$I = -3.5\% = A$ $R = -2.5\%$			$I = 11.4\% = A = 16.4\%$ $R = 13.6\%$			$I = -3.1\% = A$ $R = -2.1\%$		

Raggruppando i dati secondo intervalli di maggiore durata, si hanno indici con andamento più uniforme,

TAV. XXXI.

Durata della malattia sul complesso dei VI (guariti e morti), distinti a seconda dell'intervallo fra vaccinazione e malattia, a confronto della durata nel complesso dei NV.

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	-- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- 30	63	302	365	55	302	357	53	302	355	25	302	327
	86	279		63	294		53	302		25	302	
+ 30	162	424	586	102	424	526	75	424	499	34	424	458
	139	447		94	432		75	424		34	424	
Totale . .	225	726	951	157	726	883	128	726	854	59	726	785
Indici . .	$I = -26.8\% = A$ $R = -14.7\%$			$I = -12.7\% = A$ $R = -4.8\%$			$I = 0 = A = R$			$I = 0 = A = R$		

Tavola conguagliata

Durata della malattia in giorni	Intervallo in giorni fra l'ultima iniezione di vaccino e l'inizio della malattia											
	-- 60			60-120			120-240			oltre 240		
	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.	VI.	NV.	Tot.
- 30	203	302	505	254	302	556	301	302	603	308	302	610
	252,5	252,5		278	278		301,5	301,5		305	305	
+ 30	523	424	947	472	424	896	425	424	849	418	424	842
	473,5	473,5		448	448		424,5	424,5		421	421	
Totale . .	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452	726	726	1452
Indici . .	$A = -19.6\% = A$ $R = -14.3\%$			$I = -8.6\% = A$ $R = -6.8\%$			$I = -0.16\% = A$ $R = -0.14\%$			$I = 0.7\% ; A = 1.0\%$ $R = 0.8\%$		

Per i maggiori intervalli, che così si vengono a considerare, gli indici presentano un andamento regolare: il loro valore negativo si attenua progressivamente, sino a lasciar luogo a un valore lievemente positivo per gli intervalli di oltre 240 giorni. Ciò significa che, col crescere dell'intervallo dalla vaccinazione, la durata della malattia, nei vaccinati incompletamente, tende ad uguagliare la durata della malattia nei non vaccinati. Resta, per i VI il vantaggio del maggior numero delle guarigioni, come deducesi dagli indici della tavola XXV.

Da quanto si è esposto risulta che, per i VI, l'andamento degli indici è molto più irregolare che per i VC: le irregolarità scompaiono solo se i dati si riuniscono in gruppi di maggiore ampiezza. Ciò è perfettamente spiegabile con due ordini di considerazioni, l'uno statistico, l'altro biologico.

Per quanto riguarda le considerazioni statistiche, basta accennare al fatto che, da un lato, vi sono 3359 osservazioni per i VC e, dall'altro, solo 569 per i VI, per comprendere subito come, nel primo caso, i fenomeni studiati debbano apparire, nel loro complesso, meno facilmente influenzati da fattori accidentali rispetto al fattore in esame.

Per quanto riguarda il lato biologico, si crede opportuno riportare quanto il BORDET (*Traité de l'immunité dans les maladies infectieuses.*, Masson et Cie, Paris, 1920) dice nella 4ª parte del suo libro, a proposito dei vari tipi di decorso delle malattie infettive: « L'evoluzione di una malattia infettiva è costituita, « dall'insieme delle vicende del conflitto fra le proprietà ri- « spettive del *virus* e dell'organismo, i quali tendono ad im- « munizzarsi l'uno contro l'altro, conflitto variabile secondo « la natura dei germi, secondo la specie animale, secondo gli « individui. Vi sono dei casi in cui la superiorità di uno degli « avversari si manifesta subito in modo chiaro ed allora, o si « avrà la morte, dovuta all'invasione *generale dei germi*, alla dif- « fusione dei veleni non neutralizzabili, alle complicazioni, o si « avrà la forma abortiva dell'infezione. In altri casi, non v'è questa « sproporzione di forze ed il *virus* in primo tempo non trova « che le resistenze naturalmente innate e può avere un primo « vantaggio. Tuttavia è tenuto in un certo rispetto dalle pro- « prietà normali di difesa, le quali elimineranno un certo nu- « mero di elementi microbici, ma, col determinare una selezione « di questi, finiranno per condurre ad una esaltazione della « virulenza dei superstiti, al che contribuirà anche la facoltà di « adattamento dei germi. I fagociti intanto vegliano il più pos- « sibile alla preservazione del sangue, tentando di catturare quei « germi che vi circolano e trasportandoli negli organi interni « ove la lentezza della circolazione ne favorirà il deposito. So- « pravvengono a poco a poco i fattori dell'immunità acquisita « sempre in maggior numero, contro i quali, però, per il doppio « meccanismo della reazione e dell'adattamento, i germi tendono « a divenire sempre più resistenti.

« Qualche volta gli sforzi dell'organismo e quelli del germe

« si esplicano parallelamente per un tempo assai lungo con
 « uguale successo, l'esito sembra dubbio, i disturbi morbosi of-
 « frono una notevole continuità; è ciò che si osserva nel tifo.
 « Infine l'esito della lotta si delinea: in alcuni casi, l'organismo
 « soccombe all'infezione, all'intossicazione, alle complicazioni;
 « in altri, il germe infettivo è vinto, ed allora la guarigione può
 « avvenire senza scosse, regolarmente o, come accade qualche
 « volta nel tifo, interrompersi per una ricaduta, supremo ten-
 « tativo d'offesa del *virus*; in altri, il trionfo dell'organismo è
 « incompleto, i germi si ritirano in luoghi poco accessibili alle
 « difese o adatti alla loro cultura (osservazioni di UHLENHUTH
 « e MESSERSCHMIDT di persistenza di bacilli tifici nelle vie biliari
 « dei conigli immunizzati con vaccino antitifico); in altri, infine,
 « si stabilisce una specie di « *modus vivendi* » in cui il germe
 « non è più patogeno e diviene quasi un commensale ».

Se si considera che lo stato di immunità acquisita, in un organismo non vaccinato, si viene determinando con il decorso della malattia, mentre nei vaccinati incompletamente si trova in atto soltanto in una certa misura, si comprenderà come le vicende del conflitto possano in questa prolungarsi e come, col crescere dell'intervallo dalla vaccinazione, cioè coll'attenuarsi della reazione biologica di difesa (non solo in effetti ma anche in potenza) si debba gradatamente tornare allo stato, in cui, nel conflitto, interverranno solo le difese naturali o per lo meno quelle acquisite faranno risentire la loro influenza in maniera poco apprezzabile.

Potrà essere interessante conoscere quanto, in uno studio di comparazione clinica, il SANTORO (*Le vaccinazioni antitifiche. « Il Morgagni »*, Parte 1^a, N. 6; 30 Giugno 1919) dice a proposito dell'andamento della malattia in individui vaccinati incompletamente in date più o meno lontane dall'inizio della malattia.

« Al rapido elevarsi della temperatura, che coincide col ra-
 « pido svolgersi anche della sintomatologia clinica, segue una
 « vera e propria crisi e nella temperatura e nei sintomi generali,
 « dando tutta la parvenza di forme abortive, di forme in cui
 « la virulenza del germe porta ad uno sviluppo rapido della
 « malattia, che tuttavia precipita in rapida crisi. Sono frequenti
 « questi casi; pur tuttavia sovente capita, dopo alcuni giorni
 « di apiressia completa, una specie di ricaduta. Questa può es-
 « sere rapida, può essere lenta. Nel primo caso si ha un rialzo

« febbrile improvviso di 39-40, con o senza accentuazione dei
 « sintomi clinici. Per solito, improvvisa cefalea, bocca arida,
 « meteorismo e scariche diarroiche; qualche volta senza il con-
 « comitante quadro sintomatologico, e l'infermo quasi non si
 « accorge di avere febbre alta. Questo rialzo dura poco; un
 « giorno o due e dopo breve convalescenza l'infermo guarisce.

« Nel secondo caso la temperatura va crescendo lentamente;
 « a gradi più o meno regolari colle remissioni mattutine.

« Allora per solito non si arriva quasi mai a temperature
 « elevate, ma si sta per un periodo più o meno lungo in uno
 « stadio subfebbrile, in cui i due termini febbrili giornalieri
 « camminano su due linee quasi parallele. È questa la forma
 « più ostinata, che talora si allunga e fa deperire notevolmente
 « l'ammalato. Per solito *questo si avvera nei casi in cui la vac-*
 « *cinazione rimonta a molto tempo addietro e non fu completa.*
 « Sono tuttavia i casi meno frequenti; un caso da me tenuto
 « in esame, si è prolungato per circa 35 giorni.

« L'esame delle feci e delle urine, ripetuto per ben tre volte
 « si mostrò sempre positivo; il potere agglutinante del siero era
 « sempre molto scarso.

« Un'altra forma è da prendere in considerazione; qualche
 « volta la febbre scompare presto; pur tuttavia l'infermo non
 « guarisce. La sintomatologia clinica persiste nelle alterazioni
 « intestinali; diarrea, meteorismo, milza ingrossata e dolente,
 « anoressia, stato generale non buono. Sono queste le forme
 « più gravi che si riferiscono ai *soggetti vaccinati di recente, ma*
 « *non completamente.*

« Altra forma, ma molto più rara, è quella in cui si susse-
 « guono, con una certa curiosa regolarità, stati di apiressia com-
 « pleta con stato di notevole iperpiressia, in cui la temperatura
 « costantemente sale ad un grado elevato; non è di lunga du-
 « durata, ma il fenomeno si ripete per tre o quattro volte.

« *Si riferisce questo quadro per lo più a quei casi, che su-*
 « *birano una sola vaccinazione in epoca lontana.* ».

RIASSUNTO

Ricapitolando i principali risultati, diremo:

La vaccinazione antitifica, sia completa (tre iniezioni), sia incompleta (1 o 2 iniezioni), riduce notevolmente la mortalità per tifo.

La vaccinazione antitifica completa riduce la durata della malattia nei casi in cui avverrà la guarigione, e ciò sia a confronto dei non vaccinati, sia a confronto dei vaccinati incompletamente; la prolunga invece nei casi ad esito letale in confronto con quella dei non vaccinati, mentre la abbrevia in confronto con quella dei vaccinati incompletamente.

L'influenza favorevole della vaccinazione antitifica completa sulla guarigione è alquanto maggiore se essa fu praticata 60-120 giorni prima della malattia che se fu praticata meno di 60 giorni prima; poi si attenua, pure restando sempre notevole.

La vaccinazione antitifica completa, se eseguita da pochi giorni (meno di 30), prolunga la malattia; se eseguita da un intervallo maggiore, la abbrevia e la sua influenza cresce sino a raggiungere un massimo dopo 120-180 giorni per diminuire in seguito.

La vaccinazione antitifica incompleta prolunga la durata della malattia, sia nei casi seguiti da guarigione, sia in quelli seguiti da morte.

L'influenza favorevole della vaccinazione antitifica incompleta sulla guarigione è più alta quando la vaccinazione venne eseguita da poco tempo e va attenuandosi col crescere dell'intervallo, più rapidamente dell'influenza favorevole della vaccinazione completa.

La durata della malattia risulta prolungata, per effetto della vaccinazione antitifica incompleta, tanto meno quanto maggiore è l'intervallo intercorso tra l'ultima iniezione e la malattia.

Alcuni tra i risultati ottenuti relativi alle vaccinazioni eseguite nell'esercito italiano, si sono potuti mettere in relazione con dati statistici relativi ad altri eserciti e con le osservazioni cliniche di altri autori.

Nell'elaborazione del materiale statistico si è fatto uso di varii indici di relazione, dei quali si sono preventivamente messi in luce il significato e le reciproche relazioni. Si è avuto cura di eliminare l'influenza che sui risultati avrebbe esercitato la diffusione, più o meno grande, della vaccinazione nei gruppi di malati posti a confronto. Non abbiamo calcolato la probabilità che le differenze di volta in volta riscontrate tra la mortalità dei vaccinati e dei non vaccinati dipendano dal caso ed abbiamo esposto talune considerazioni che ci sembrano atte a mostrare come i risultati ottenuti con tali calcoli possano avere una pre-

cisione illusoria, in quanto si basano su ipotesi che non sempre corrispondono allo stato delle nostre cognizioni.

I metodi usati sono molto semplici e il nostro scopo, in questa memoria, è stato di esporre, più che di interpretare, i risultati.

Studi successivi potranno penetrare più a fondo, con metodi adatti, nella interpretazione delle differenze di mortalità e di durata di malattia, che si riscontrano tra vaccinati e non vaccinati, nei gruppi di malati posti a confronto.

RÉSUMÉ

Nous avons étudié les effets de la vaccination antityphique par rapport à la mortalité et à la durée de la maladie, en comparant les malades qui n'avaient pas été soumis à la vaccination (NV), ceux qui avaient été complètement vaccinés (trois injections de vaccin = VC) et ceux qui avaient été vaccinés incomplètement (une ou deux injections = VI) et en distinguant les deux dernières catégories d'après le temps qui s'était écoulé entre la dernière injection et le premier symptôme de la maladie.

L'étude que nous avons faite conduit aux conclusions suivantes :

La mortalité est considérablement inférieure parmi les VC et les VI que parmi les NV.

La durée de la maladie dans les cas de guérison est raccourcie pour les VC, en comparaison des VI et des NV; dans les cas de mort, la durée de la maladie est prolongée pour les VC en comparaison des NV, tandis qu'elle est raccourcie en comparaison des VI.

L'influence de la VC sur la guérison est plus sensible lorsque la maladie survient 60-120 jours après la vaccination, que si la maladie survient dans les premiers 60 jours. Au delà de 120 jours, l'influence s'affaiblit quoi qu'elle soit toujours considérable.

La vaccination complète allonge la maladie lorsqu'elle survient dans les trente premiers jours après la dernière injection. Après ce temps, la maladie est raccourcie de durée avec « un optimum » entre 120-180 jours; après ce laps de temps l'influence de la vaccination complète va en s'affaiblissant.

La durée de la maladie est prolongée dans les VI, soit dans le cas de guérison, soit dans le cas de mort.

L'influence de la vaccination incomplète pour la guérison est plus considérable lorsque la maladie survient aussitôt après la vaccination. Dans la suite, elle s'affaiblit progressivement, et plus rapidement que pour la vaccination complète.

Dans les VI, la durée de la maladie est autant raccourcie que le laps de temps, entre la vaccination et la maladie, est prolongé.

Il a été possible de comparer quelques uns de nos résultats concernant l'armée italienne avec des résultats obtenus pour d'autres armées et avec les observations cliniques de quelques auteurs.

Dans l'élaboration des données statistiques, nous avons employé différents indices de relation, dont nous avons mis en lumière préalablement la signification et les relations mutuelles. Nous avons eu soin d'éliminer l'influence que l'étendue plus ou moins grande donnée à la vaccination aurait pu exercer sur les différents groupes de malades à comparer. Nous n'avons pas calculé la probabilité que les différences rencontrées dans chaque cas entre la mortalité des VI ou VC et des NV dépendent uniquement du hasard, et avons fait quelques considérations pour mettre en lumière le caractère de tels calculs, qui se basent sur des hypothèses qui ne répondent pas toujours à l'état de nos connaissances.

Les méthodes employées sont très simples et notre but, dans cet article, a été de faire un exposé des résultats plutôt que d'en donner une interprétation.

Des travaux successifs, conduits avec des méthodes appropriées, pourront permettre de pénétrer davantage dans l'interprétation des différences entre la mortalité et la durée de la maladie des VC, des VI et des NV qui résultent des données examinées.

MAJOR GREENWOOD

On Some Statistical Aspects of the Problem of Human Nutrition.

Towards the end of the Great War when it had become common knowledge that victory depended upon the food supply, much research work was done in all the belligerent countries to determine, (a), the minimum amounts of foodstuffs adequate to preserve physiological efficiency, (b), methods of securing and apportioning these minimum quantities.

After the Armistice, researches of the former class were no longer considered by the general public to be of urgent importance, and, even in scientific journals, but little attention has since been directed to the subject. Yet the problem of feeding Europe grows no easier of solution with each year that passes, with each year that finds the state of populous nations more precarious than the year before. When the solution of problem (a) has been reached, it may happen, perhaps will happen, that the requisite supplies cannot be provided; still the solution of the problem is of interest even if the only outcome is one more piece of evidence that the collapse of European Civilisation is imminent.

The purpose of this paper is to discuss certain methods proposed for the solution of problem (a), in the hope of directing attention to those expedients which, in the writer's opinion, offer the best chance of success.

The Experimental Determination of the Food Requirements of Man.

The conception that the processes of life are susceptible of precise measurement is more than 300 years old; we owe it to the great Italian SANTORIO SANTORO (1561-1636) of whose research-

ches HAESER justly said ¹⁾ that they form « die Grundlage aller späteren Versuche über denselben Gegenstand ». But it was LAVOISIER who precisely enunciated the doctrine which, in the opinion of many, should be the foundation of all research into the problem of food rationing.

In his joint paper with SEGUIN published in 1789 ²⁾, LAVOISIER stated that the consumption of oxygen was directly proportional to the respiration and pulse frequencies and that « ces lois sont même assez constantes, pour qu'en appliquant un homme à un exercice pénible, et en observant l'accélération qui résulte dans le cours de la circulation, on puisse en conclure à quel poids élevé à une hauteur déterminée, répond la somme des efforts qu'il a faits pendant le temps de l'expérience ».

He showed that, respiration being a combustion, the poor manual worker must expend more of his substance than the rich man and used the following words.

« Par quelle fatalité arrive-t-il que l'homme pauvre, qui vit du travail de ses bras, qui est obligé de déployer pour sa subsistance tout ce que la nature lui a donné de forces, consomme plus que l'homme oisif, tandis que ce dernier a moins besoin de réparer? Gardons nous cependant de calomnier la nature, et de l'accuser des fautes qui en sont inséparables. Contentons-nous de bénir la philosophie et l'humanité, qui se réunissent pour nous promettre des institutions sages..... Faisons des vœux surtout pour que l'enthousiasme et l'exagération qui s'emparent si facilement des hommes réunis en assemblées nombreuses, pour que les passions humaines qui entraînent la multitude si souvent contre son propre intérêt, et qui comprennent dans leur tourbillon le sage et le philosophe comme les autres hommes, ne renversent pas un ouvrage entrepris dans si belles vues, et ne détruisent pas l'espérance de la patrie ».

LAVOISIER justified this warning very speedily on the 8th May, 1794.

Contemporaneously with LAVOISIER a Scotch physician, CRAWFORD, carried out quantitative observations upon the metabolism of man, leading him to infer that « the quantity of air changed by a man in a minute, is found, by experiment, to

¹⁾ *Geschichte der Medizin*, II. 316.

²⁾ *Occupies* pp. 684-704 of Vol. II. of the Collected edition of LAVOISIER's works, Paris 1862.

be equal to that which is altered by a candle, in the same space of time. And hence a man is continually deriving as much heat from the air, as is produced by the burning of a candle »¹⁾). But the work was not at once followed up. Shortly after the publication of LAVOISIER's papers, further experiments of a quantitative nature on laboratory animals were made, but the method of direct experiment upon man does not seem to have been seriously resumed for many years and it was not until the time of LIEBIG, almost half a century after the death of LAVOISIER, that the comparison of a burning candle with a living animal was recognised to be no more than an analogy. Since LIEBIG's time, thanks to the investigations of a series of men comprising almost all the great physiologists of the 19th century, LAVOISIER's method of studying human metabolism quantitatively has been brought to a high degree of perfection and we must inquire whether his prophecy has been fulfilled, whether it is possible to assess the mechanical work done by a man in units of combustion. To the question propounded in general terms, the answer is, yes. To ATWATER belongs the credit of making the final and exact demonstration²⁾). But if the question is made more precise and we inquire whether, by application of the experimental method, the food requirements of different classes of the community can be determined with sufficient accuracy to permit such measurements to be used as a basis for rationing, an affirmative answer cannot be rendered without important qualification. At this point we come into contact with statistical criteria and it is at this point that I take up the discussion,

The total energy requirements of a human being are the sum of what is needed to defray the cost of the processes essential to maintain life and of what is needed to defray the cost of work performance. The former item can be evaluated in isolation, the latter can of course only be studied in conjunction with the former and its separate assessment; to determine what is the *efficiency* of work performance, necessitates some hypothesis as to the relation between the two factors. With respect to the former, the *Basal Metabolism*, as it has been called, a considerable amount of physiologico-statistical work

¹⁾ *Animal Heat* by A. CRAWFORD, 2nd Edition, 1788, p. 381.

²⁾ The clearest summary of these researches is that of LEFEVRE, *Chaleur animale*, Paris 1911; pp. 190 et seq.)

has been done ¹⁾, sufficient I think to establish the following propositions ²⁾.

1) The variability of basal metabolism in healthy adults when no attention is paid to weight, stature or age, is of the order of 12% of the mean value (using the standard deviation as the measure of variation). 2) When the standard of reference is not the individual man (or woman) but the unit of body surface, deduced by an empirical formula from the weight and height, the percentage variability is of the order of eight per cent. When resort is had to the method of multiple linear correlation, age, body weight and height being known, the final percentage variability is reduced to approximately 6% of the mean. In other words, when all the data that can usually be available for a determination are available, estimates of the essential needs of a human being will often be in excess or defect of the individual's need to the extent of 10% or more. Hence, when the matter in hand is no more than to assign a bare maintenance ration we cannot expect to succeed in individual cases even to the extent that the ready-made clothier succeeds in fitting his postal customers. We can assert that if N persons are to be rationed, the best estimate of their collective needs is Nm where m is known and that this estimate is subject to a probable error of the order of $\cdot 04 m N^{\frac{1}{2}}$. We can therefore form a very good estimate of the collective needs of a population, only a very bad one of individual needs. Rationing by ticket can never lead to satisfactory results.

When we take into consideration the other contribution to the sum of the energetic needs, viz. ⁽¹⁾ the cost of work performance, the margins of uncertainty are still wider. In the case of extremely simple forms of muscular work sufficient data for the statistical estimate of the limits are available. The most extensive data are those due to BENEDICT and CATHCART ³⁾ who performed numerous experiments upon the metabolism of a trained cyclist using a bicycle ergometer. I have pointed out ⁴⁾ that these results are

¹⁾ HARRIS and BENEDICT, *A Biometric Study of Basal Metabolism in Man*. Washington, 1919.

²⁾ See *Nature* 1919-20, CIV. 641.

³⁾ BENEDICT and CATHCART, *Muscular Work; A metabolic Study*. Washington, 1913.

⁴⁾ GREENWOOD, *Proc. Roy. Soc. B.* 1918, XC, 199

adequately described to a first approximation by a linear relation connecting work (in thermal units) and energy expenditure by the body, i. e. by $H = a W + c$, where H is the total heat production of the body, W the thermal equivalent of the work performed, a and c parameters which vary with the speed of work performance. When the bicycle was pedalled at the rate of 68-72 rotations per minute, a was 3.3415, c , 2.4131; at 98-102 revolutions, a was 3.61225, c 3.7543. The definition of efficiency usually adopted is, the ratio of the thermal equivalent of the external work performed to the total heat production of the body (gross efficiency) or to the total heat production less the basal metabolism (net efficiency). For some purposes, a definition analogous to that of the marginal efficiency of the economists might be better, viz. the limiting value of the ratio of the increment of work production to the increment of heat performed, i. e., for a linear relation, $1/a$ (29.9% in one and 27.7% in the other case mentioned above).

This definition avoids the arithmetical difficulties involved in deciding what level of basal metabolism to choose as a basis, it also avoids the apparent absurdity that if a linear relation between H and W were an approximately adequate description, « efficiency » must increase with W (since $W/(a W + c)$ increases with W). But an objection to the use of marginal efficiency is that it ignores the physiological increase of cost of work with velocity, involved in the increase of the parameter c . A. V. HILL and LUPTON¹⁾ have subjected the efficiency problem to careful analysis and made it probable that muscular efficiency varies with the duration of movement, increasing with the duration of movement to a maximum and thereafter decreasing somewhat more slowly.

In recent years, various investigators have attempted to assess the precise cost of different kinds of industrial work²⁾ and in so doing have thrown light upon the economy — in an industrial sense — of various ways of working, but the individual variation shown to exist makes the standardisation of diets by these methods a vain pursuit. This conclusion is, I think, established by the recent work of Miss E. M. NEWBOLD and myself³⁾ The problem we set ourselves was this. Using as

¹⁾ A. V. HILL, *Journ. Physiology*, 1922, LVII, 19. LUPTON, *ibid.* 1922, LVII, 68; 1923 LVII, 337.

²⁾ For instance, J. AMAR, *Le moteur humain*, Paris 1914.

³⁾ GREENWOOD and NEWBOLD, *Journ. Hygiene*, 1923, XXI, 439

TABLE I.

(A) Work per minute in terms of Carbon dioxide, Oxygen and Speed
 (B) Carbon dioxide and Oxygen in terms of Work.

	Regression Equations	Standard deviations 163 observations		Root Mean Square error from a random 50 observations.	
		Actual	% of Mean	Actual	% of Mean
A.					
Work from carbon dioxide .	$W = .0009824 C - .04996$.225	14.2	.253	16.1
Work from carbon dioxide and oxygen	$W = .0006312 C + .00034360 O - .11168$.220	14.0	.236	15.0
Work from carbon dioxide and speed	$W = .0013031 C - .0122472 S + .52136$.185	11.7	.218	13.8
Work from carbon dioxide, oxygen and speed	$W = .0009537 C + .0003417 O - .0122385 [S + .45944$.179	11.4	.195	12.4
	Corresponding total Standard Deviation of Work	.554	35.1	.567	36.0
B.					
Carbon dioxide from Work	$C = 850.26 W + 315.81$	209.3	12.6	267.5	15.9
	Corresponding total Standard Deviation of CO_2	515.7	31.1	584.7	34.7
Oxygen from Work	$O = 888.58 W + 471.57$	229.6	12.2	237.5	12.6
	Corresponding Total Standard Deviation of O_2	543.4	29.0	597.5	31.8
W = Work in Calories per minute. C = Carbon Dioxide in c. c. p. minute O = Oxygen in c. c. per minute. S = Speed in revolutions per minute.					

the original data the measurements of the metabolism and work performance of a trained cyclist made by BENEDICT and CATHCART, with what accuracy can we predict the amount of work performed when we know the subject's oxygen consumption, carbonic acid production, respiratory quotient and speed of work performance, or any one of them? Conversely, given the amount of work performed, how accurately can we predict the oxygen use or carbonic acid production? The important results are collected in Table 1. There is a sufficiently close agreement between the calculated figures of the third and fourth columns from the right and the results of a trial on 50 observations taken at random, shown in the last two columns, to warrant the inference that we should not have substantially bettered our findings by the use of a higher order of regression surface. Expressed in words, we cannot reduce the variability of the estimate of work below 11% of its mean even when the values of three variables highly correlated with the dependent variable²⁾ are assigned; Oxygen use or Carbon dioxide production estimated from external work has a variability of 12%. The final variability of the quantity we wish to determine, although we are using a single trained subject of experiment, is about twice that of the basal metabolism predicted from three variables using the records of many persons. The inference is that when we seek to assign either the amount of work corresponding to a given rate of metabolism or the rate of metabolism corresponding to a given amount of work in different individuals the variability will be more than 12%. Hence to classify accurately the requirements of labourers engaged in different crafts upon the basis of experimental measurements, as now made, is statistically de-
 strated to be impossible. It would be easy to multiply examples; confine myself to one further illustration, taken from the tables (Table XLl. p. 39) in CATHCART and ORR'S study of the *Energy Expenditure of the Infantry Recruit in Training*²⁾. Here (Table 2) the mean for all experiments on the six subjects is 228.43 calories per square metre per hour, the standard deviation 33.38 calories, the coefficient of variation 14.61%.

¹⁾ The three total correlations of work with Oxygen Use, Carbonic Acid Output and Speed were, $.906 \pm .009$, $.914 \pm .009$ and $.582 \pm .035$.

²⁾ London 1919, (H. M. Stationery Office).

TABLE II.

Marching Load, 25 Kilos (CATHCART and ORR)	
Subject.	Calories per Sq. metre per hour
A.	227.0
	205.4
	179.0
B.	236.6
	313.7
E.	195.2
F.	285.0
	264.5
	260.9
A.	223.3
	213.1
B.	185.4
	182.8
	185.0
C.	249.6
	246.0
	259.3
	214.7
H.	248.3
	221.1
	221.1
	217.6
	220.0

The first 9 of these experiments were made on subjects in the post absorptive state, the remainder after meals.

Mean = 228.43 Cals. S. D. = 33.38

C. of V. = 14.61

This statistical investigation does not suggest, and is not intended to suggest, that the experimental study of human energetics is waste of labour. In a very real sense, experimental physiologists have justified LAVOISIER'S original prediction. It is now possible to measure the physiological cost of any piece of work. Further, such researches as those of CATHCART and his collaborators¹⁾ on the cost of marching at various speeds under various loads, or the investigations of A. V. HILL, already noticed, into the effects of varying velocity of muscular contraction have taught those who are willing to learn how to economise effort. Further contributions to this important branch of the subject will be made, and can only be made, by the experimental method. But so far as the assessment of the energetic needs of men living and working in the world is concerned, the needs of men variously efficient as biological machines, variously skilled in mechanical movements, housed under widely differing conditions, data of short series of experiments can be used merely as broad indicators. The results of consciously controlled experiment are not intrinsically more valuable than those of natural observation, but when expressed in tabled averages may seem more precise and so come to be misunderstood by the administrator, without either statistical or physiological training, who yearns for a precision and regularity which cannot be attained in a world of varying creatures, however desirable as a basis of dietetic rules they may be. One function of the biometrician is to make this point clear.

THE STATISTICAL ASPECT OF DIETARY STUDIES

Although the « scientific » study of diets — I imprison the word scientific in quotation marks because so honorable a style cannot be applied in freedom to all lucubrations wherein the subject of calories is debated at length — is much easier than experimental investigation of bio-energetics, it began much later in time. Just 100 years ago, nearly a quarter of a century after LAVOISIER was in his grave, a rationing experiment was carried

¹⁾ See CATHCART'S Presidential Address to Section 1. British Association Meeting, Hull, 1922.

out in a British Prison, The Millbank Penitentiary, which cost more than thirty persons their lives and inflicted upon hundreds of others sufferings which still move a reader's sympathy¹). In the voluminous proceedings of the committee of inquiry one seeks in vain for the faintest appreciation of the quantitative aspects of the matter or for the smallest regard for statistical accuracy. The physicians and administrators of that time are not wholly to be blamed for this, because until biochemistry had progressed beyond the point then reached, no standard of measurement less laborious than the careful observation of statistics of weights of persons on different rations was available and the collection and analysis of such data required more than common qualities. The positions now is very different.

It is not necessary to attempt to recapitulate the steps by which methods of assessing the energy value of the diets actually consumed by men and women living ordinary lives were reached; that method now in general use is familiar to most scientific readers. I think most students would agree that the evaluation of the energy yield of a ration, even when one simply translates the quantities of food in an observed diet into units of energy with the help of published analytical tables, is legitimate and quite satisfactorily accurate. Published analyses differ and articles of commerce called by the same names are not identical. But, having had much arithmetical experience of this kind of work, I am satisfied that such differences are very seldom of importance. Further, if one considers the very large numbers of diet studies which have been published in the past 25 years one notices that different methods of compiling the information applied to data derived from different countries and social classes, data having only this in common that they are taken from families not desperately necessitous nor engaged in abnormally severe physical toil, all conduct us to a mean daily value of the order of 3,300 to 3,700 calories (gross energy) for an « average man ». Table 3 illustrates the kind of result

¹) See « *An Account of the Disease lately prevalent at the General Penitentiary* » by P. M. LATHAM, London, 1825 (Reprinted in Vol. 2 of New Sydenham Society's Edition of LATHAM'S Works, pp. 203 et seq.) The deficiency of the diet was qualitative as well as quantitative. (See discussion in GREENWOOD and THOMPSON, cited below, and the editor's introduction to Vol. 2 of LATHAM'S Works).

• TABLE III.

Source of data	Number of Observations	Grammes Daily			Calories Daily
		Protein	Fat	Carbohydrates	
English agricultural families	More than 100	90.9	92.4	570.3	3,571
Urban industrial families earnings 25s. to 30s.	289	91.8	70.6	564.6	3,348
Urban industrial families, earning 30s. to 35s.	416	99.0	82.4	587.6	3,581
Urban industrial families, wages ranging from less than 25s. to more than 40s.	1,944	98.8	83.7	593.2	3,615
English munition workers 1917	18,000	115.7	141.3	408.4	3,463

one reaches. A combination of the experimental and observational method, such as that of AMAR upon Arab labourers ¹⁾ leads to the same goal. The relation between the energy expended by AMAR's labourers, the external work they performed and their body mass was found to be adequately expressible by a regression equation of the first degree and substitution in that equation of the « normal » weight — 70 kilòs — and the usual estimate of a « moderate » day's labour — 65,000 kilometres per diem — produced 3,530 calories gross energy for the standard requirement. There is an accord between the wide experience of everyday life and the narrower experience of laboratory research. That *on the average* of widely diverse conditions *l'homme moyen sensuel* transforms 3,300 calories daily in the temperate climates, is an ascertained fact. But can we go further than this?

After all, we have not gone very far. It is gratifying, unspeakably gratifying to the arithmetician, to be able to translate the habits of his kind into figures, but the man in the street (if a reader of obsolete minor poets) will detect some analogy between our proceedings and those of the philosopher who could:

Resolve by sines and tangents straight,
If bread or butter wanted weight.

Suppose the problem is a more practical one. We suspect that a certain class of the community is insufficiently nourished (or, *per contra*, feeds to excess) can we settle the matter by the analysis of dietary studies? To answer this question involves a closer scrutiny of the statistical data and we very soon detect pitfalls.

This may be illustrated by an analysis detailed in the paper of Miss C. M. THOMPSON and the writer referred to above ²⁾. SLOSSE and WAXWEILER of the Institut Solvay ³⁾ published some very careful studies of the diets of Belgian artisans. *A priori* one might have expected that there would be some correlation

¹⁾ GREENWOOD and THOMPSON, *Proc. Roy. Soc. Med.* XI, 1918 (Sect. Epidem.) 61.

²⁾ AMAR, *Le Rendement de la Machine humaine*, Paris, 1910.

³⁾ *Enquête sur le régime alimentaire de 1065 ouvriers belges*. Brussels, 1910.

between family income and the energy value, per unit, of the family diet. SLOSSE and WAXWEILER, however, found none. Miss, THOMPSON and I confirmed their negative result. There is a still stronger *a priori* presumption that energy value and body mass or body surface would be positively correlated. Actually we found a barely significant *negative* correlation in SLOSSE and WAXWEILER'S data. The reason of this antinomy cannot be definitely assigned but there are at least two grave sources of error. The families studied were not living close to the margin of subsistence, in what ROWNTREE called primary poverty, and the method of reduction to common units is faulty. In the fraction which expresses the energy value of a family food budget in comparable units (« man » values), the divisor is a weighted sum, the weights assigned to the members of the family of different ages are deduced from a general average of observations upon the respective consumptions of persons of different ages in an experience which included few families whose adult members were engaged in particularly strenuous manual work. If we have to compare series of family groups in some of which the father of the family is, let us say, a coal miner and in others a clerk or a shop assistant, the application of average weights is illogical¹⁾. This fact makes a comparison of family consumptions in different economic classes somewhat dangerous²⁾ but even when the class studied is sufficiently homogeneous to minimise this error, as was perhaps the case in SLOSSE and WAXWEILER'S group of weavers (144 families), another set of difficulties remains. Its nature may be best shown by the citation of an example. My colleagues and I have recently had occasion to study food consumption in families of certain skilled operatives believed to be living near the economic margin of subsistence. We found that the correlation between unit energy value (i. e. calories per computed « man ») and expenditure per unit on food stuffs, *for constant total income per unit*, although substantial was only of the order of 0.4 to 0.7³⁾. In other words, the effi-

¹⁾ The point is very clearly made by CORLETTE, *Food and Nutrition* (A Report to the New South Wales Board of Trade) Sydney, 1921.

²⁾ The effect is probably to over-estimate the amount of energy available for the wife and children in the families of ill-paid labourers engaged in strenuous toil, because the head of the household must, to enable him to do his work, be sufficiently fed.

³⁾ The full details of this research will shortly be published.

ciency of expenditure on food even in families having the same income and living close to the margin of subsistence is extremely variable. How far this depends upon varying skill in marketing or upon other undiscoverable factors must be a matter of opinion, but it is clear that the analysis of dietary studies is by no means easy. Plainly no valuable results at all can be reached without the application of some calculus of multiple correlation; but even when we have the aid of the most refined calculus, serious errors are hard to avoid. So far it has been tacitly assumed that the data for analysis are correct. That the reduction of food budgets to terms of proximate principles can be satisfactorily effected, I believe to be true; that, given the co-operation of the family studied and of trained field workers, a just account of the food consumed in the period of observation may be rendered, is a proposition which need not, in my opinion, be disputed. But there is considerable difficulty in, (*a*), ensuring that the families studied are really random samples of the class proposed to be investigated, and, (*b*), in ensuring that the time of observation is a fair random sample of the nutritional experience of the particular family.

Of these two difficulties, the second is, I believe, the more important. I do not ignore the possibility that when the sample of families studied is obtained by voluntary effort, there may be a correlation between willingness to submit to inquiry and the nutritional level of the family unit, but I am not yet convinced that this is a practically important source of error. On the other hand, the chance that in precisely the economic classes whose nutritional conditions we most wish to study, we shall encounter large fluctuations in the available income from week to week, is far from negligible. In either (*a*) or (*b*) the statistician must be on his guard against errors, sometimes deliberate falsifications, which may reduce to mockery the most sure-footed and expert technical analysis.

It is, I suggest, probable, in spite of these grave difficulties, that along the lines of dietary studies carried out by trained observers and subjected to the most stringent statistical control further advance will be made. In 1918, C. M. THOMPSON and GREENWOOD (op cit.) concluded from the then available data that:

« The general sense of the evidence, whether statistical or experimental, is that a purchased ration of 3,500 calories is, *as an average*, not excessive for adults doing moderately strenuous

work. But that such a ration will really satisfy the physiological needs of all the individuals composing the class is highly improbable. Rationing is precisely the kind of operation for which averaging is unsatisfactory, here it is directly opposed to the practice of life assurance. The man who lives longer than his expectation, and has therefore lost his bet with the insurance company, is not likely to complain; the winner, being dead, cannot complain. But those who need more and those who need less than the average ration of their class are equally (let us hope) alive. He who may consume 500 calories more than he needs cannot be cancelled out against the luckless wight who gets 500 calories too few. From this difficulty no way of collective escape presents itself ». National experience not then available has, I think, made it probable that a lower average than 3,500 calories is consistent with the preservation of physical efficiency, but that the permissible reduction is not great. Any more precise quantitative comparison of class with class and nation with nation than was at our disposal in 1918 still remains to be made.

RÉSUMÉ

Dans la première partie de l'article, l'auteur, après avoir donné un aperçu historique du sujet, fait remarquer que, même en se servant d'expériences très exactes, les variations individuelles sont si grandes qu'on est loin d'être en état de calculer les dépenses physiologiques exigées par tel travail musculaire avec une exactitude suffisante pour fonder un système de ravitaillement.

Dans la seconde partie, l'auteur discute le système actuel d'étudier les budgets de famille et attire l'attention sur quelques difficultés. Il est d'avis que cette manière d'envisager le sujet, quoique entachée d'erreur, fournisse le meilleur espoir d'arriver à un résultat pratique au point de vue administratif.

F. SAVORGNAN

La fecondità delle aristocrazie

I. - Le case mediatizzate della Germania

SOMMARIO. — 1. Cenno storico. - 2. La rilevazione dei dati. - La cittadinanza e la confessione religiosa delle case mediatizzate. - 3-6. *La nuzialità*: 3 Stato civile degli sposi. - 4. Età degli sposi. - 5. Rango delle spose. - 6. Divorzi, annullamenti e separazioni - 7-11. *Gli indici della fecondità*: 7. Ripartizione dei matrimoni secondo il numero dei figli. - 8. Media dei nati per matrimonio. - 9. Frequenza della prolificità bassa, media, elevata. - 10. Valore poziore. - 11. Indice di concentrazione della prolificità. - 12-18. *I fattori della fecondità*: 12-13. - L'età dei coniugi al matrimonio. - 14. La durata della convivenza feconda. - 15. I matrimoni senza prole, con un figlio e a prolificità bassa, media, elevata. - 16. L'intervallo fra le nozze e il primo parto. - 17. L'intervallo medio tra un parto e l'altro. - 18. I parti gemelli. - 19-20: *La fecondità delle case mediatizzate e sovrane*: 19. - La capacità genetica. - 20. La limitazione volontaria della prole. - 21. *Il rapporto dei sessi alla nascita*. - 22. - *La mortalità infantile*. - 23. - Conclusioni.

1. - *Cenno storico*. - Durante il secolo XII e XIII i signori (principi, conti etc.) che in qualità d'impiegati amministravano le varie parti dell'Impero germanico, seppero strappare agli imperatori della casa di Svevia, dediti più alla politica italiana che alle cose di Germania, concessioni tali da rendersi quasi indipendenti e sovrani nei loro territori. I diritti da essi acquisiti vennero a costituire il primo nucleo di ciò che gli storici tedeschi chiamano la « *Ländeshoheit* » o « *Landesherrlichkeit* » ¹⁾ In grazia della loro abilità e della debolezza degli imperatori, le case principesche e comitali riuscirono ad accrescere sempre più le loro prerogative, tanto che alla fine del secolo XIII la loro posizione veniva considerata come una *dignitas sive potestas regalis* e la superba affermazione *quilibet status tantum potest in territorio suo, quantum imperator in imperio* era universalmente accettata come norma.

¹⁾ Cfr. in proposito H. SIEGEL, *Deutsche Rechtsgeschichte*, Berlino 1895, pag. 262-338 e A. LUSCHIN, *Grundriss der Oesterreichischen Reichsgeschichte*, Bamberg 1899, pag. 82.

Sviluppatasi così la *Landeshoheit*, la nazione tedesca si divise in due classi nettamente distinte: la prima, numericamente molto esigua, era formata dagli immediati dell'Impero (*die Reichsunmittelbaren*), cioè dai principi secolari ed ecclesiastici (*Landesherrn*), dalle città imperiali, dagli impiegati etc.; la seconda dai mediati (*die Mittelbaren*) o sudditi, che comprendeva tutta la massa della popolazione. Tra gli immediati, i principi, i prelati e i conti erano anche qualificati come Stati (*Stände*) dell'Impero, al pari delle città imperiali, e costituivano l'alta nobiltà imperiale. Verso il 1700 il numero di queste case principesche e comitali che godevano della qualità di Stati (*Stände*), ascendeva a 500 o tutt'al più a 600. Questo numero andò sempre diminuendo sia per la cessione di territori imperiali a potenze straniere, sia per le secolarizzazioni e per le *mediatizzazioni*, causate dalla Riforma, e per quelle che ebbero luogo nel 1803 e nel 1805, poco prima dello scioglimento del Sacro romano Impero della nazione tedesca.

2. - *La rilevazione dei dati. - La cittadinanza e la confessione religiosa delle case mediatizzate.* - Le notizie intorno alla genealogia dei mediatizzati, e precisamente delle *maisons princières ou comtales ayant eu qualité d'État du Saint Empire et qui ont les droits d'égalité de naissance avec les maisons souveraines* sono contenute nella II parte dell'Almanacco di Gotha. Per poter studiare la fecondità di questo gruppo nobiliare fu fatto lo spoglio dei matrimoni contratti dai membri maschili delle case mediatizzate nel ventennio 1890-1909, eccettuati i matrimoni morganatici e i matrimoni non eguali per nascita, e dei figli nati da questi matrimoni fino a tutto il 1922.¹⁾

In quanto alla cittadinanza, le case mediatizzate considerate in queste ricerche sono quasi tutte germaniche e austriache,²⁾ salvo qualche ramo o qualche singola famiglia francese, belga etc.; in quanto alla confessione religiosa, cattoliche, evangeliche etc. Eccone l'elenco con la qualifica della cittadinanza e della confessione.

¹⁾ Per raccogliere questo materiale fu necessario fare lo spoglio degli Almanacchi di Gotha dal 1891 al 1923.

²⁾ La cittadinanza austriaca si riferisce all'Austria prebellica. Attualmente certe case e certi rami hanno assunto la cittadinanza negli Stati successivi, così p. e. alcune famiglie della nobiltà boema, come i Lobkowitz, i Schwarzenberg etc. hanno la cittadinanza ceco-slovacca.

Case	Cittadinanza	Confessione
1. Arenberg	Germania Francia	Cattolica
2. Bentheim	Germania	Riformata
3. Castell	Germania	Catt. Evang.
4. Colloredo-Mannsfeld	Austria	Cattolica
5. Croy	Germania Francia Belgio Austria	Cattolica
6. Erbach	Germania	Luterana
7. Esterhazy de Galantha	Ungheria	Cattolica
8. Fugger	Germania	Cattolica
9. Fürstenberg	Austria	Cattolica
10. Harrach	Austria Germania	Catt. Evang.
11. Hohenlohe	Germania Austria	Catt. Luterana
12. Isemburg	Germania	Catt. Evang.
13. Khevenhüller-Metsch	Austria	Cattolica
14. Leiningen-Sarrebruck	Germania	Evangelica
15. Leiningen-Westerburg	Germania	Evangelica
16. Leyen	Germania	Cattolica
17. Lobkowitz	Austria	Cattolica
18. Loos-Corswarem	Belgio	Cattolica
19. Löwenstein-Wertheim	Germania	Catt. Evang.
20. Metternich-Winneburg	Austria	Cattolica
21. Oettingen	Germania	Cattolica
22. Ortenburg	Germania	Catt. Luterana
23. Pappenheim	Germania	Catt. Evang.
24. Platen-Hallermund	Germania Austria	Catt. Luterana
25. Pückler-Limpurg	Germania	Luterana
26. Quadt-Wykradt-Isny	Germania	Cattolica
27. Rechteren-Limpurg	Germania Olanda	lut. Riformata
28. Rosenberg	Austria	Cattolica
29. Salm	Germania Austria	Catt. Luterana
30. Sayn-Wittgenstein	Germania	Catt. Evang.
31. Schaesberg	Germania	Cattolica
32. Schlitz de Görtz	Germania	Catt. Luterana
33. Schönborn	Austria Germania	Cattolica
34. Schönburg	Germania Austria	Catt. Luterana
35. Schwarzenberg	Austria	Cattolica
36. Solms	Germania Austria	Catt. Evang. Luter.
37. Starhemberg	Austria	Cattolica
38. Stolberg	Germania	Catt. Evang. Luter.
39. Thurn e Taxis	Germania Austria	Cattolica
40. Törring	Germania	Cattolica
41. Trauttmansdorff	Austria	Cattolica
42. Waldbott de Bassenheim	Germania	Evangelica
43. Waldburg	Germania Austria	Cattolica
44. Wied	Germania	Evangelica
45. Windisch-Graetz	Austria	Cattolica
46. Wurmbrand-Stuppach	Austria	Cattolica

Se rispetto alla cittadinanza il gruppo dei mediatizzati appare poco variabile, ancora meno lo è rispetto alla nazionalità, perchè si tratta di case quasi tutte tedesche, molte delle quali hanno dei rami germanici e austriaci. Rispetto alla confessione, numerose sono le case nelle quali, in seguito alla Riforma, alcuni rami divennero protestanti, altri rimasero cattolici. Però, dati gli stretti vincoli di parentela tra le varie case austriache e germaniche, cattoliche e protestanti, i mediatizzati possono considerarsi come un complesso omogeneo, avente interessi usi costumi e tradizioni comuni. Questa omogeneità consente di trattare le case mediatizzate - nonostante la dispersione topografica in paesi e regioni molto distanti gli uni dagli altri - come un gruppo sociale ben distinto e di studiarne le particolari caratteristiche demografiche, quali la nuzialità, la fecondità, la mortalità infantile etc.

Nelle ricerche che seguono i risultati ottenuti per i mediatizzati saranno sempre riscontrati con quelli delle case sovrane.¹⁾ Questo confronto è giustificato non solo dalla eguaglianza dei criteri con cui furono raccolti i dati, ma anche dalla stretta affinità che intercede tra i due gruppi. A proposito della quale si noti: 1. che il nucleo più forte delle case sovrane è formato da quelle famiglie che continuarono a regnare sino al 1918 nei piccoli Stati tedeschi, ma che per lungo ordine di secoli furono pari a quei principi e conti che - prima di loro - perdettero la sovranità territoriale (*Landeshoheit*) per le mediatizzazioni; 2. che i mediatizzati sono considerati eguali di nascita alle case sovrane e che frequenti sono le nozze tra i membri dei due gruppi.

¹⁾ Vedi in proposito il mio lavoro: *Nuzialità e fecondità delle case sovrane d'Europa*, in «Metron», Vol. III, N. 2, 1 - IX - 1923. Rimando a quello studio per i criteri della rilevazione e per altre questioni di dettaglio, osservando che alcuni dati concernenti le case sovrane, riferiti nel presente articolo, differiscono da quelli del primo studio. La ragione di questa differenza sta in ciò: nel primo articolo la rilevazione delle nascite verificatesi nelle case sovrane si arrestava al 1920 (Alm. di Gotha 1921), in questo secondo articolo detta rilevazione va sino a tutto il 1922 (Alm. di Gotha 1923). Nei due anni intermedi le nascite sovrane passarono da un totale di 318 a 320. Ne risulta quindi leggermente spostata tanto la distribuzione dei matrimoni secondo il numero dei figli, quanto la fecondità media etc. Lo stesso dicasi per i divorzi, per le morti etc.

LA NUZIALITÀ

3. - *Stato civile degli sposi.* — Le combinazioni matrimoniali secondo lo stato civile furono:

Sposo	Sposa			Totale
	Nubile	Vedova	Divorziata	
Celibe	160	6	—	166
Vedovo	5	2	—	7
Divorziato	3	—	—	3
Totale	168	8	—	176

La frequenza di vedovi e divorziati tra gli sposi delle case mediatizzate (5,7%) è non solo più bassa di quella riscontrata per le case sovrane (13%) e per la nobiltà svedese (8,4%), ma anche di quella calcolata per la Germania e per l'Austria (11%).¹⁾

Anche il FAHLBECK²⁾ constatò che le seconde nozze erano meno frequenti tra la nobiltà che tra il popolo svedese. Su 100 matrimoni esistenti (1895) della nobiltà svedese la frequenza di seconde nozze per i mariti era 8,4; mentre su 100 matrimoni contratti (1881-1890) nella popolazione svedese detta percentuale saliva a 10,2.

Gli indici di attrazione (BENINI) e di rassomiglianza (GINI) tra celibi e nubili risultano più elevati di quelli delle case sovrane:

	Indice %	
	di attraz.	di rassom.
Case mediatizzate	25,0	18,2
» sovrane	13,8	7,3

¹⁾ S'è fatto il confronto aggruppando i dati sullo stato civile degli sposi della Germania e dell'Austria (1906) perchè, come s'è già osservato, le case mediatizzate appartengono a quei due Stati.

²⁾ *Der Adel Schwedens*, Jena 1903, pag. 227.

L'omogamia tra celibi e nubili dei mediatizzati si avvicina a quella comunemente osservata nella popolazione in genere ¹⁾.

4. - *Età degli sposi.* - Le combinazioni matrimoniali secondo l'età furono:

Età dello sposo	Età della sposa					Tot.
	17-19	20-24	25-29	30-39	40 e	
20-24	1	14	2	—	—	17
25-29	13	30	17	1	—	61
30-39	16	30	24	6	1	77
40-49	—	—	8	4	2	14
50 e	—	1	—	3	3	7
Totale	30	75	51	14	6	176

Anche i mediatizzati non fanno eccezione alla regola secondo la quale gli individui di età simile si preferiscono nella scelta matrimoniale. L'indice medio (BENINI) e il globale (GINI) riescono positivi e poco differiscono da quelli delle case sovrane.

	Indice %	
	di attraz.	di rassom.
Case mediatizzate	10,3	7,8
→ sovrane	13,4	11,1

L'attrazione e l'omogamia derivanti dalla somiglianza d'età sono piuttosto basse, perchè spesso anche uomini maturi sposano delle donne molto più giovani di loro.

Paragonata a quella degli sposi sovrani, l'età media al matrimonio ²⁾ dei mediatizzati risulta più elevata specialmente per gli sposi, e si avvicina molto alle età calcolate dal FAHLBECK ³⁾ per la nobiltà svedese (matrimoni esistenti nel 1895).

¹⁾ Cfr. in proposito il mio volume di prossima pubblicazione: *La scelta matrimoniale*, in «Biblioteca del Metron». Serie B.

²⁾ L'età media al matrimonio fu determinata calcolando in anni e mesi l'età di ciascuno degli sposi.

³⁾ Op. c. pag. 222 e seg.

	Età media			
	Case mediatizzate		Case sovrane	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose
Prime nozze	31,9	24,3	29,5	23,9
Seconde nozze	46,1	44,2	43,9	33,5
Tutti i matrimoni	32,7	25,2	31,4	24,3

In confronto all'età media al matrimonio in Germania

Anni	Età media in Germania			
	Prime nozze		Tutti i matrim.	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose
1896-1905	—	—	28,9	25,8
1911-1914	27,4	24,7	29,0	25,7

gli sposi mediatizzati sono più maturi di quelli di tutta la popolazione, come generalmente avviene nelle classi superiori e colte, mentre le spose sono un po' più giovani delle loro consorelle, cosa già constatata dal FAHLBECK per le donne dell'aristocrazia svedese e finlandese.

Se invece di considerare distintamente i coniugi a seconda che si tratti di prime o seconde nozze per l'uno o per l'altro di essi, si calcola l'età media degli sposi mediatizzati soltanto nei matrimoni tra celibi e nubili, questa risulta alquanto più bassa e precisamente di 31,5 per gli sposi e di 24 per le spose. Nei restanti matrimoni l'età è rispettivamente di 44,4 e 36,7. Questa determinazione dell'età media mi sembra più corretta, perchè è naturale che i vedovi e i divorziati (o le vedove e le divorziate), di regola più innanzi negli anni dei celibi, scelgano di preferenza tra i propri coetanei anche quando sposano una nubile (o un celibe).

5. - Rango delle spose. - Omessi i matrimoni morganatici e non eguali per nascita, delle spose dei signori mediatizzati 13 appartengono a case sovrane (I parte dell'Almanacco), 64 a case

mediatizzate (II parte dell' Almanacco), 13 a case principesche e ducali (III parte dell' Almanacco) e le rimanenti ad altre famiglie nobili, (conti, baroni, e piccola nobiltà).

Il confronto col rango delle spose di membri di case sovrane dà i seguenti risultati :

Sposi	Spose.				Totale
	Sovrane I p. Alm.	Mediatizzate II p. Alm.	Principes. III p. Alm.	Altre	
Sovrani (I parte Almanacco)	73	10	7	10	100
Mediatizzati (II parte Alman.)	7,4	36,4	7,4	48,8	100

Visto che le case mediatizzate godono il diritto dell' eguaglianza di nascita con le case sovrane, i matrimoni omogami, per nascita della sposa, di membri delle case sovrane costituiscono l' 83 %, quelli dei mediatizzati soltanto il 43,8 %. L' omogamia di rango risulta per ovvie ragioni molto maggiore per gli sposi sovrani. Dei signori mediatizzati una piccola frazione (7,4 %) riesce a conquistarsi una sposa sovrana, e la metà circa sceglie la sposa tra la nobiltà non registrata nell' Almanacco. Questa - chiamiamola così - eterogamia di rango è probabilmente da attribuirsi, salvo i casi di complicazioni passionali, alle condizioni economiche non sempre brillanti, in cui versano i membri dei rami cadetti, i quali, fuori della propria cerchia molto ristretta, possono trovare tra le altre famiglie dell' aristocrazia delle ricche ereditiere.

Pochissimi (7,4 %) sono i mediatizzati che scelgono delle spose annoverate nella III parte dell' Almanacco. La rarità di tali matrimoni può spiegarsi con la differenza di nazionalità tra i signori mediatizzati, che sono quasi tutti tedeschi, e le principesse e duchesse di famiglie francesi, inglesi, italiane, spagnole e russe, che formano la grandissima maggioranza delle case registrate nella III parte.

6. - Divorzi, annullamenti e separazioni. - Dei 176 matrimoni contratti dal 1890 al 1909, sette risultavano sciolti per annullamento o divorzio, due per separazione, ¹⁾ pari al 5,1 %, sino a

¹⁾ La separazione di letto e di mensa non annulla legalmente il matrimonio il quale giuridicamente e religiosamente continua a sussistere.

tutto il 1922. Molto maggiore fu nello stesso periodo la frequenza degli scioglimenti di matrimonio nelle case sovrane, che raggiunse l' altissimo livello dell' 11 %.

GLI INDICI DELLA FECONDITÀ ¹⁾

7. Ripartizione dei matrimoni secondo il numero dei figli. -

Il dato fondamentale di ogni ricerca sulla fecondità è la classificazione dei matrimoni secondo il numero dei figli, che consente un' analisi dettagliata del fenomeno.

Dai matrimoni contratti dal 1890 al 1909, nacquero sino a tutto il 1922, 560 figli, tra i quali non si annovera nessun nato morto. ²⁾

Numero dei nati per matrimonio	Numero dei matrimoni	Numero dei nati
0	32	—
1	14	14
2	28	56
3	28	84
4	26	104
5	24	120
6	9	54
7	3	21
8	5	40
9	5	45
10	—	—
11	2	22
	176	560

¹⁾ Riguardo ai fattori della fecondità e ai criteri in base ai quali conviene studiarla cfr. il mio articolo: *Nuzialità* etc.

²⁾ L' Almanacco registra anche i nati morti, come s' è visto a proposito delle case sovrane. Per le case mediatizzate nel periodo esaminato, non s' è riscontrato nessun nato, qualificato morto; alcuni nati figurano morti il giorno stesso della nascita.

Per la massima parte di questi matrimoni il ciclo della convivenza feconda può ritenersi chiuso ¹⁾).

Il confronto con le case sovrane dà le seguenti percentuali:

Numero dei nati per matrimonio	Case mediatizzate		Case sovrane	
	% dei matrimoni	% dei nati	% dei matrimoni	% dei nati
0	18,2	—	22	—
1	8,0	2,5	8	2,5
2	15,9	10,0	11	6,9
3	15,9	15,0	13	12,2
4	14,8	18,6	16	20,0
5	13,6	21,4	11	17,2
6	5,1	9,6	9	16,9
7	1,7	3,8	5	10,9
8	2,8	7,1	3	7,5
9	2,8	8,0	1	2,8
10	—	—	1	3,1
11	1,1	3,9	—	—

La quota dei matrimoni senza figli è maggiore nelle case sovrane, ma questa causa di scarsa fecondità media è compensata da una proliferazione più larga di quella dei mediatizzati.

8. - Media dei nati per matrimonio. — Il concetto di fecondità-legittima comprende tanto la produttività quanto la prolificità dei matrimoni. La produttività si misura dividendo il numero dei nati per il totale dei matrimoni; la prolificità dividendolo per il numero dei soli matrimoni con prole. Le medie così ottenute hanno quindi valore e significato diversi.

Quantunque la prolificità dei mediatizzati sia sensibilmente minore di quella dei sovrani, la produttività dei due gruppi risulta circa la stessa, perchè presso le case sovrane sono più frequenti le cause di sterilità e di scarsa fecondità, come le seconde nozze, i divorzi etc.

¹⁾ Poichè il periodo di convivenza feconda dura, come generalmente si ammette, da 10 a 15 anni circa, soltanto per i matrimoni contratti dall'inizio del 1908 a tutto 1909 e ancora esistenti nel 1922, esso potrebbe non essere ancora cessato. In quanto ai matrimoni sciolti fino al 1922, dei 9 sciolti per divorzio o separazione 4, e dei 61 sciolti per morte 41 avevano avuto una durata superiore ai 10 anni.

	Media dei nati	
	Per tutti i matrim. (produttività)	Per i matrim. con prole (prolificità)
Case mediatizzate	3,18	3,89
» sovrane	3,20	4,10

Nessuna differenza si riscontra tra la produttività e la prolificità dei mediatizzati e quella rilevata dal FAHLBECK ¹⁾ per la nobiltà svedese e finlandese (matrimoni esistenti 1895). Notevolmente più bassa appare invece la produttività dei mediatizzati in confronto a quella della popolazione germanica che si aggira intorno ai 4 figli per matrimonio.

9. - *Frequenza della prolificità bassa, media, elevata.* — Indici appropriati della prolificità si possono ricavare dalle percentuali dei matrimoni a prolificità bassa (1-3 figli), media (4-6 figli), elevata (7 e più). Si sono inoltre determinate le percentuali con cui i nati da quelle tre categorie concorrono a formare il totale dei nati.

Prolificità	Numero dei nati per matrimonio	Matrimoni con prole %		Nati %	
		Case mediatizzate	Case sovrane	Case mediatizzate	Case sovrane
Bassa	1-3	48,6	41,0	27,5	21,5
Media	4-6	41,0	46,2	49,6	54,1
Elevata	7 e più	10,4	12,8	22,9	24,4

Dei matrimoni dei mediatizzati meno della metà è a prolificità bassa, più di due quinti a media, un decimo circa ad elevata. Dei nati la metà circa proviene dai matrimoni a prolificità media. Nella nobiltà svedese i matrimoni a prolificità bassa superano la metà del totale, quelli a media non sono che un terzo e quelli ad elevata attingono il 14%. Salvo lievi differenze lo stesso si verifica nella nobiltà finlandese ²⁾.

¹⁾ Cfr. Op. c. pag. 214 e seg., e vedi pure il mio articolo *Nuzialità* etc. in cui sono riportate le medie anche per altre classi sociali.

²⁾ Cfr. FAHLBECK Op. c. pagg. 243 e 258 e il mio articolo *Nuzialità* etc.

In quanto ai sovrani gli indici concordano tutti nell'attestare che la loro prolificità è più intensa di quella dei mediatizzati.

10. - *Valore poziore.* — Per valore poziore s'intende quel valore che moltiplicato per la sua frequenza dà un massimo ¹⁾. Nel caso dei matrimoni dei mediatizzati il valore poziore sarebbe 5, perchè i matrimoni con 5 figli moltiplicati per il loro numero 24 danno 120 nati, il valore massimo nella seriazione dei figli.

Il valore poziore indica quale sia la categoria di matrimoni, che contribuisce più di tutte le altre a formare le generazioni future, e come tale può considerarsi esso pure un indice di fecondità e di prolificità. Nelle case sovrane questo valore è più basso è precisamente eguale a 4. In base alle percentuali del FAHLBECK ²⁾ ho ottenuto per la nobiltà svedese pure un valore poziore di 4. Tra i mediatizzati le famiglie di 5 figli, tra le case sovrane e la nobiltà svedese quelle di 4, hanno concorso più delle altre alla perpetuazione della casta.

11. - *Indice di concentrazione della prolificità.* — La prolificità di un gruppo coniugato si dirà più o meno *concentrata* secondo che sia relativamente maggiore o minore il numero dei figli prodotto dai matrimoni più prolifici. Il GINI ³⁾ ha trovato che per la prolificità vige approssimativamente una legge molto semplice, e precisamente questa: se si indica con N il numero dei matrimoni con non più di x figli e con A il numero dei nati da quei matrimoni, si trova approssimativamente valida la formula

$$\log A = \delta \log N - \log K$$

dove δ e K sono costanti da determinarsi caso per caso.

¹⁾ CORRADO GINI: *Appunti di statistica*. Padova 1915, pag. 380.

²⁾ Op. c. pag. 243. Nei matrimoni esistenti (1895) quelli con 4 figli (nati vivi) rappresentano il 12,7% del totale e danno luogo a un massimo $= 4 \times 12,7 = 50,8$.

³⁾ *Indici di concentrazione e di dipendenza*. «Biblioteca dell'Economista», Torino, 1910 Vol. XX, pag. 76 e segg.

Essendo δ una quantità che cresce o diminuisce col crescere o diminuire della concentrazione della prolificità, esso può assumersi come indice appropriato della concentrazione della prolificità matrimoniale.

Applicando la formula del GINI ai matrimoni con prole dei mediatizzati (vedi il prospetto precedente, che contiene la ripartizione dei matrimoni secondo il numero dei figli, vediamo come si possa calcolare il valore dell'indice δ , integrando anzitutto le serie dei matrimoni N e dei nati da quei matrimoni A e prendendo i logaritmi dei rispettivi valori di N e di A .

Matr. con non più di x figli	N Numero di detti matr.	A Numero dei nati	log N	log A	D _N	D _A
1	14	14	1,14613	1,14613	-0,78932	-1,21700
2	42	70	1,62325	1,84510	-0,31220	-0,51803
3	70	154	1,84510	2,18752	-0,09035	-0,17561
4	96	258	1,98227	2,41162	+0,04682	+0,04849
5	120	378	2,07918	2,57749	+0,14373	+0,21436
6	129	432	2,11059	2,63548	+0,17514	+0,27235
7	132	453	2,12057	2,65610	+0,18512	+0,29297
8	137	493	2,13672	2,69285	+0,20127	+0,32972
9	142	538	2,15229	2,73078	+0,21684	+0,36765
11	144	560	2,15836	2,74819	+0,22291	+0,38506
Somma			19,35446	23,63126	-1,19187	-1,91064
					+1,19183	+1,91060

Fatta la media aritmetica dei $\log N = 1,93545$, e dei $\log A = 2,36313$, si calcolano gli scostamenti D_N e D_A dalle rispettive medie.

Dividendo la somma dei D_A positivi (o negativi) per la somma dei D_N dello stesso segno, si ottiene il valore di

$$\delta = \frac{1,91060}{1,19183} = 1,60$$

La formula che dà i $\log A$ in funzione dei $\log N$ è

$$\log A - 2,36313 = 1,60 (\log N - 1,93545)$$

dalla quale con semplici operazioni si può determinare K , l'altra costante.

Analogamente s'è calcolato il valore di δ per le case sovrane che risulta eguale a 1,63. La concentrazione della prolificità è dunque la stessa tanto nelle prime che nelle seconde, quantunque differisca il numero medio dei figli per matrimonio (3,89 per i mediatizzati e 4,10 per i sovrani). Questi risultati confermano le due osservazioni del GINI: 1) la grande uniformità dei valori di δ , calcolati per diverse categorie della popolazione; 2) l'indipendenza di δ dalla maggiore o minore intensità della prolificità media. Dei numerosi indici di concentrazione calcolati dal GINI, quelli che meglio si prestano a una comparazione con i nostri sono:

	δ	Osservazioni
Case mediatizzate	1,60	
» sovrane	1,63	
Pari e principi inglesi	1,61	Calcolato dal GINI in base ai dati di WOODS
Classi medie e alte »	1,68	» » » » » » KIAER
» scelte » »	1,73	» » » » » » PEARSON

La concentrazione della prolificità delle case mediatizzate e sovrane è eguale a quella dei pari e un po' minore di quella delle classi medie e alte d'Inghilterra.

I FATTORI DELLA FECONDITÀ

12. - A voler prescindere dalla volontà di procreare, la fecondità legittima dipende essenzialmente da due variabili: l'età dei coniugi al matrimonio e la durata della convivenza feconda. Studiata distintamente l'azione di questi due fattori, esamineremo poi alcune questioni connesse col fenomeno della fecondità, come la sterilità, la prolificità nelle sue varie gradazioni, l'intervallo medio tra due parti ecc. ecc.

13. - *L'età dei coniugi al matrimonio.* — Nel prospetto¹⁾ è riportato il numero dei nati dalle varie combinazioni d'età degli sposi mediatizzati:

Età dello sposo al matrimonio	Numero dei nati					Totale dei nati
	Età della sposa al matrimonio					
	17-19	20-24	25-29	30-39	40- <i>∞</i>	
20 - 24	0	39	6	—	—	45
25 - 29	53	128	63	0	—	244
30 - 39	69	95	64	15	—	243
40 - 49	—	—	22	6	0	28
50 - <i>∞</i>	—	0	—	0	0	0
	122	262	155	21	0	560

Per la fecondità monogena, vale a dire considerando separatamente l'età dei coniugi al matrimonio, si ottengono le seguenti medie :

Fecondità maschile		
Età dello sposo al matrimonio	Media dei nati	
	Mediatizzati	Sovrani
20-24	2,65	4,00
25-29	4,00	3,73
30-39	3,16	2,73
40-49	2,00	2,31
50- <i>∞</i>	0	0,33

Fecondità femminile		
Età della sposa al matrimonio	Media dei nati	
	Mediatizzati	Sovrani
17-19	4,07	3,00
20-24	3,49	3,70
25-29	3,04	3,40
30-39	1,50	1,80
40- <i>∞</i>	0	0

⁴⁾ Il segno — indica la mancanza di combinazioni matrimoniali di quelle età (vedi prospetto delle combinazioni matrimoniali per età), il segno 0 la mancanza di prole in quelle combinazioni.

La fecondità monogena dei mediatizzati ha un andamento analogo a quella dei sovrani.

Per i maschi il massimo si ha nei mediatizzati a 25-29, nei sovrani a 20-24; per le femmine nei mediatizzati a 17-19, nei sovrani a 20-24 anni; differenze queste che, data la piccolezza dei numeri, sono dovute probabilmente a cause accidentali.

Per la fecondità bigena, vale a dire considerando le età combinate dei mediatizzati al matrimonio, si ottengono le seguenti medie:

Età dello sposo al matrimonio	Media dei nati			
	Età della sposa al matrimonio			
	17-19	20-24	25-29	30-39
20-24	0	2,79	3,00	—
25-29	4,08	4,27	3,71	0
30-39	4,31	3,17	2,67	2,50
40-49	—	—	2,75	1,50

Il massimo si ha per le combinazioni di 30-39 dello sposo e 17-19 della sposa. In genere si osserva che anche uomini maturi hanno prole piuttosto numerosa se la moglie è giovane.

La stessa cosa s'è notata a proposito delle case sovrane, e conferma quanto già si sa della maggior influenza che sull'intensità della fecondità ha l'età della donna.

14. - *La durata della convivenza feconda.* — Ammesso che la convivenza feconda duri normalmente 15 anni, per studiarla conviene circoscrivere la ricerca ai matrimoni con prole la cui durata supera i 15 anni¹⁾, e determinare in quale anno di matrimonio ebbe a verificarsi l'ultimo parto. Classificheremo pertanto i matrimoni in tre categorie a seconda che l'ultimo parto ebbe luogo negli anni di matrimonio:

¹⁾ Dai 176 matrimoni di mediatizzati sono da detrarsi 32 matrimoni senza prole, 12 matrimoni contratti nel 1908-09 e 22 sciolti prima che siano trascorsi 15 anni dalla data delle nozze.

	Mediatizzati		Sovrani	
	Num. dei matr.	%	Num. dei matr.	%
Dal I al X	57	51,8	31	57,4
» XI al XV	39	35,5	11	20,4
» XVI in poi	14	12,7	12	22,2
Totale	110	100,0	54	100,0

Per più della metà dei matrimoni la convivenza feconda cessa dopo 10 anni. La frazione di matrimoni in cui essa supera il limite di 15 anni è nelle case sovrane circa il doppio di quella delle mediatizzate.

Però, essendo il numero dei nati dall'inizio del XVI anno in poi relativamente esiguo (14 per le case sovrane pari al 4% del totale dei nati, e 19 per le mediatizzate pari al 3%), si vede che la convivenza feconda protratta oltre il normale dà scarsi frutti. La durata massima raggiunta è per i mediatizzati 22, per i sovrani 23 anni.

Tra durata della convivenza feconda e prolificità la relazione è naturalmente diretta, come quella trovata dal FAHLBECK¹⁾ per la nobiltà svedese e finlandese.

Durata della convivenza feconda Anni	Media dei nati per matrimonio	
	Mediatizzati	Sovrani
Dal I al X	2,88	3,52
» XI al XV	4,87	5,45
» XVI in poi	7,00	6,25
Dal I in poi	4,11	4,52

La prolificità media dei matrimoni, per cui il ciclo della convivenza feconda può dirsi esaurito, è per i mediatizzati 4,11 e per i sovrani 4,52; quella invece dei matrimoni durati meno di 15 o tutt'al più 15 anni e per cui il ciclo non è compiuto,

(4) Op. c. pagine 247 e 258. Si noti però che il FAHLBECK ha calcolato le medie dei nati non in relazione alla durata della convivenza feconda ma alla durata del matrimonio, il che è alquanto diverso.

è per i mediatizzati 3,18 e per i sovrani 3,17. Dalla differenza tra le rispettive medie si può dedurre quanta importanza abbia per la fecondità che il ciclo della convivenza feconda possa esaurirsi completamente.

Esaminando inoltre la relazione tra la durata della convivenza feconda e l'età media dei coniugi al matrimonio natu-

Durata della convivenza feconda	Età media degli sposi al matrimonio			
	Mediatizzati		Sovrani	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose
Dal I al X	31,68	25,05	30,94	24
» XI al XV	31	22,64	27,18	23
» XVI in poi	28,79	21,71	28,67	22,25

ralmente si trova che, quanto più giovani sono i coniugi al matrimonio, tanto più dura il periodo di convivenza feconda. Per l'età delle spose la relazione inversa è perfetta. Ciò dimostra che il contrarre matrimonio in età giovanile, specialmente per quanto riguarda le spose, accresce la prolificità, non solo per la più intensa fecondità fisiologica inerente a quell'età, ma anche perchè v'è maggior probabilità che la convivenza feconda si protragga oltre il limite normale.

15 - I matrimoni senza prole, con un figlio e a prolificità bassa, media, elevata. — Dei 32 matrimoni senza prole dei mediatizzati, 10 erano in seconde nozze (4 per il marito, 4 per la moglie e 2 per tutti e due i coniugi); 3 furono annullati. Le seconde nozze sono notoriamente meno prolifiche delle prime, probabilmente per l'età più avanzata degli sposi. Si noti però che in quasi tutte queste seconde nozze, il primo matrimonio è stato prolifico. Nei casi di divorzio è lecito pensare che i contatti tra i coniugi siano stati piuttosto rari e, dopo un certo tempo più o meno breve, siano venuti a cessare del tutto.

Meglio di queste constatazioni generiche, delle cause della mancanza di prole c'informa un'analisi dell'età dei coniugi e della durata del matrimonio.

In quanto all'età si osserva: *a*) in generale che le età medie dello sposo 38,06 e della sposa 30,84 superano notevolmente quelle del gruppo; *b*) in particolare che degli sposi 11 avevano

più di 40 anni, dei quali 7 più di 50; delle spose 6 più di 40, di cui 5 avevano sposato uomini in età superiore ai 40 anni. In quanto alla durata, 3 matrimoni furono sciolti per morte o per annullamento durante il secondo anno di matrimonio. Si può quindi presumere che almeno una decina di matrimoni siano rimasti infecondi o per l'età troppo avanzata o per la durata troppo breve. I rimanenti 22 — non essendo conforme all'esperienza ammettere che l'astensione completa dalla profezione sia volontaria — rappresentano casi di sterilità patologica o organica, e costituiscono il 12,5 % del totale dei matrimoni. Questo coefficiente di sterilità, prescindendo da eventuali aborti di cui non è possibile tener conto, è circa eguale a quello delle case sovrane (12 %). La percentuale dei matrimoni senza prole dei mediatizzati 18,2 è eguale a quella riscontrata dal FAHLBECK per la nobiltà svedese (matrimoni esistenti 1895) e dal KIAER, VERRIJN STUART etc. per le classi superiori.

A proposito dei figli unici, si nota anche nei mediatizzati che in 5 casi su 14 la nascita ebbe a verificarsi tra il quinto e il dodicesimo anno di matrimonio. Ciò viene a confermare l'ipotesi già avanzata riguardo ai matrimoni con un figlio delle case sovrane che, cioè *l'unigenicità* dipenda in parte da qualche difetto organico che rende difficile e tardiva la fecondazione. Anche le età medie dei genitori al matrimonio (sposi 33,86, spose 26,14) sono di un anno maggiori di quelle del gruppo intero.

Nelle tre categorie in cui si sono divisi i matrimoni secondo la prolificità, l'età media degli sposi fu :

Matrimoni a prolificità	Età media al matrimonio	
	Sposo	Sposa
Bassa (1-3 figli)	31,94	24,56
Media (4-6 »)	31,66	23,64
Elevata (7 e più)	28,80	21,73

Col crescere della prolificità decresce naturalmente anche l'età media degli sposi. Dei 70 matrimoni a bassa prolificità, 4 erano in seconde nozze, 4 furono sciolti per divorzio, 11 ebbero una durata inferiore ai 10 anni, e di questi, 7 durarono dai 4

ai 6 anni circa. La bassa prolificità va attribuita quindi parzialmente alla breve durata del matrimonio:

Invece dei 59 matrimoni a media prolificità soltanto 3, e dei 15 ad elevata nessuno, ebbero durata minore di 10 anni. Queste constatazioni sono in tutto conformi a quelle fatte a proposito delle case sovrane, presso le quali però le seconde nozze, molto più frequenti che nei mediatizzati, possono aver influito sulla bassa prolificità.

16. - *L'intervallo tra le nozze e il primo parto.* — Il primo parto si verifica in media nelle case mediatizzate un po' meno di 22 mesi, nelle sovrane un po' meno di 20 mesi dopo il matrimonio. Questo intervallo differisce notevolmente da quello di 13 mesi (*Königsviertel*, Berlino 1894-95) riferito dal BENINI¹⁾, si accorda invece molto bene con quello di 19½ mesi (New-South Wales 1893-98) calcolato dal COGHLAN e abbastanza bene con i risultati del KNIBBS²⁾ (Australia 1908-14). La differenza tra l'intervallo di Berlino e gli altri potrebbe essere dovuta all'inclusione nei dati di Berlino dei concepimenti prenuziali, che invece non ci sono nei nostri dati e furono eliminati in quelli del COGHLAN e del KNIBBS.

L'esclusione di questi, che gli scrittori inglesi chiamano *prejudiced cases*, perchè l'attesa della prossima maternità determina il matrimonio, ha per effetto di allungare l'intervallo medio.

I valori di maggior frequenza che assume l'intervallo oscillano tra i 9 e i 12 mesi, e in ciò pure c'è concordanza con i dati del COGHLAN e del KNIBBS.

Nei matrimoni con 1-2 figli il primo parto ha luogo per i mediatizzati 33, per i sovrani 35½ mesi dopo le nozze; in quelli con 3 e più figli per i mediatizzati dopo 17 e per i sovrani dopo 14½ mesi. Questa differenza molto notevole conferma l'ipotesi dianzi affacciata, che il ritardo nel primo parto sia indizio di una debole capacità genetica, e ciò tanto più, in quanto l'uso di mezzi preventivi - ai quali potrebbe essere attribuito quel ritardo - è raramente praticato nei primi tempi del matrimonio.

Distinguendo con maggior dettaglio i matrimoni secondo il numero dei figli, si trova una relazione nettamente inversa

¹⁾ *Principii di demografia*, Firenze 1901, pag. 247.

²⁾ *The mathematical Theory of Population*, « Census of the Commonwealth of Australia, Appendice A », Vol. I, Melbourne pag. 268 e segg.

tra il numero dei figli, e l'intervallo tra le nozze e la prima nascita.

Matrimoni con figli	Intervallo medio (mesi)	
	Mediatizzati	Sovrani
1	41	42
2	29	30 1/2
3	18 1/2	} 14 1/2
4	17 1/2	
5 e più	16	

Ciò significa che quanto più prossima alla data del matrimonio è la prima nascita, tanto maggiore è la probabilità che il matrimonio sia molto fecondo.

Nelle sue ricerche sulla protogenesi, il KNIBBS ¹⁾, studiando l'intervallo medio tra le nozze e il primo parto in funzione dell'età della madre al matrimonio, trova che da 57,4 mesi all'età di 15 anni, l'intervallo scende rapidamente a 22,9 all'età di 20, si mantiene costante tra i valori 20-21 sino all'età di 46 anni, continua poi a scemare per le età successive. Ho voluto riscontrare se la regola formulata dal KNIBBS per i primi parti australiani valga pure per le case mediatizzate e sovrane.

Età della madre al matrimonio	Intervallo medio (mesi)		
	Mediatizzati	Sovrani	Mediatizzati e Sovrani insieme
17-18	15,2	12,6	13,9
19-20	18,3	20,0	18,7
21-25	22,9	20,4	21,8
26-30	25,9	19,8	24,5
31-40	14,4	25,5	19,8

Attenendoci ai valori calcolati per l'insieme dei dati dei mediatizzati e dei sovrani, che sono meno influenzati da cause accidentali, si osserva che col crescere dell'età della madre al

¹⁾ Op. c. pag. 271 - 272. I valori degli intervalli medi calcolati dal KNIBBS sono approssimativi.

matrimonio cresce di pari passo l'intervallo medio tra il matrimonio e il primo parto sino all'età di 30 anni, e scema un pò per le età dai 31-40. Se si confrontano questi risultati con la fecondità monogena e con la durata della convivenza feconda in funzione dell'età della sposa al matrimonio, e con la durata dell'intervallo medio tra le nozze e il primo parto in funzione del numero dei figli, si possono trarre le seguenti conclusioni:

a) quanto più giovane la sposa tanto maggiore la fecondità e tanto più lungo il periodo di convivenza feconda;

b) quanto più giovane la sposa tanto più breve l'intervallo;

c) quanto più breve quest'intervallo tanto maggiore il numero dei figli;

d) quindi le spose più giovani che partoriscono il primo figlio entro un termine più breve delle altre hanno una fecondità non solo più intensa ma anche più estesa nel tempo.

Le case mediatizzate e sovrane non si conformano alla regola del KNIBBS che vale anzitutto per la massa per la quale fu calcolata, e che naturalmente può subire delle eccezioni quando si considerino altri gruppi.

17. - *L'intervallo medio tra un parto e l'altro.* - Quest'intervallo è di 30 mesi per i mediatizzati e di $28\frac{1}{2}$ per i sovrani, ma si scosta sensibilmente da queste medie se lo si considera in funzione del numero dei figli.

Matrimoni con figli	Intervallo medio (mesi)	
	Mediatizzati	Sovrani
2-3	34	31
4-6	$30\frac{1}{2}$	30
7 e più	$25\frac{1}{2}$	23

Col crescere della prolificità diminuisce l'intervallo medio tra due parti, e a una fecondità elevata corrisponde una maggiore rapidità nel succedersi dei parti e quindi uno sfruttamento più intenso del periodo di convivenza feconda.

Invece per i matrimoni con due soli figli l'intervallo medio tra i due parti è molto lungo e precisamente 36 mesi per i mediatizzati e di 39 per i sovrani.

La ripartizione dei parti secondo la durata dell'intervallo

Intervallo tra due parti Mesi	Numero dei parti		
	Mediatizzati	Sovrani	
			%
— 18	132	32,4	34,5
19-27	123	30,1	29,8
28-36	55	13,5	15,1
37 e più	98	24,0	20,6
Totale	408	100,0	100,0

mostra che per circa un terzo l'intervallo è minore di 18 mesi; e per più di un quinto supera i 3 anni.

18. - I parti gemelli. — Dei 552 parti 8 furono gemelli, pari al 14,5 per mille. Nelle case sovrane la frequenza dei parti gemelli fu un po' minore e precisamente di 12,7 per mille. In ogni modo queste cifre poco si scostano da quelle calcolate per gli Stati d'Europa.

LA FECONDITÀ DELLE CASE MEDIATIZZATE E SOVRANE

19. - La capacità genetica. — Dalle ricerche sinora compiute risulta che, a pari produttività, le case sovrane hanno una prolificità alquanto superiore a quella delle mediatizzate, ma ciò non significa che anche la loro fecondità sia maggiore, perchè nel misurare la prolificità si sono omessi i matrimoni senza prole. La mancanza e anche la scarsità della prole sono determinate in parte dalla durata troppo breve del matrimonio e dall'età troppo avanzata degli sposi. Quando si tratti di gruppi molto esigui, come quelli qui esaminati, il numero di matrimoni inferti o poco fertili per quei due motivi, può dipendere da cause accidentali e variare sensibilmente da gruppo a gruppo. Perciò nel confrontare la fecondità dei mediatizzati con quella dei sovrani, conviene eliminare quella categoria di matrimoni, che agisce come un fattore perturbatore dell'indice di fecondità o meglio di capacità genetica. Per *capacità genetica*, intendo qui appunto, la forza e la volontà di perpetuarsi mediante la discendenza, senza tener conto di quelle coppie, la cui fecondità

è necessariamente nulla o menomata in causa della durata del matrimonio o dell'età. In quanto ai matrimoni di persone avanzate d'età, si può osservare che, nel contrarli, gli sposi stessi fanno di non esser più in grado di avere dei figli, o, per lo meno, di non poter sperare in una prole numerosa. E questa è una ragione di più per escluderli.

Quale indice della fecondità e della capacità genetica ho adottato quindi la media dei nati per i matrimoni con o senza prole, di durata superiore a 10 anni (termine questo in cui il ciclo della convivenza feconda si chiude per più della metà dei matrimoni) e nei quali tanto lo sposo che la sposa avevano meno di 40 anni.

	Media dei nati
Mediatizzati	3,51
Sovrani	3,49

Da queste medie appare che la capacità genetica dei mediatizzati e dei sovrani è la stessa. Il numero di 35 figli ogni 10 matrimoni è più che sufficiente per stornare ogni pericolo di prossima estinzione tanto in un gruppo che nell'altro,

20. - *La limitazione volontaria della prole.* — Nello studio sulla fecondità delle case sovrane ho ammesso a priori che, per l'assenza di ogni preoccupazione finanziaria, per l'interesse dinastico di aver una prole numerosa, per l'ossequio ai dettami religiosi etc., potesse escludersi l'uso di mezzi preventivi. Nelle case mediatizzate mi pare invece che, la limitazione volontaria della prole, possa praticarsi almeno dai membri dei rami cadetti che spesso versano in condizioni economiche tutt'altro che brillanti. I gruppi sociali che restringono artificialmente la prole, si attengono al sistema dei due figli, o tutt'al più a quello dei tre. Ove si adotti il sistema dei due figli, la serrata s'inizia di solito dopo la nascita del secondo figlio, ma i mezzi che offre il neomalthusianismo sono ben lungi dell'esser perfetti, e quindi non è raro il caso che, ad onta di tutte le cautele, si verifichino ancora delle nascite non volute nè desiderate. Quindi una parte dei matrimoni con tre figli non rappresenta altro che il fallimento del sistema dei due figli. Poichè i mezzi preventivi, pur non essendo sicuri, ostacolano la fecondazione e servono per

un certo tempo, il terzo figlio nasce di regola dopo una sosta piuttosto lunga. Se così è, l'intervallo tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con tre figli, nei quali si sono adottate pratiche neomalthusiane, dovrebbe esser in media notevolmente più lungo di quello dei matrimoni con 5 e più figli, nei quali presumibilmente non è intervenuto nessun freno. Un'argomentazione analoga si può fare per i matrimoni con 4 figli e per l'intervallo tra il terzo e il quarto parto.

In conformità a questa ipotesi, ho calcolato l'intervallo medio tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con 3, e quello tra il terzo e il quarto nei matrimoni con 4 figli, confrontandoli con i rispettivi intervalli nei matrimoni con 5 e più figli, tanto per i mediatizzati, che per i sovrani.

Intervallo medio tra il II e il III parto (mesi)			
Matrimoni con figli	Mediatizzati (a)	Sovrani (b)	Differenza (a - b)
3	42,7	35,6	+ 7,1
5 e più	22,5	24,0	- 1,5
Differenza	20,2	11,6	+ 8,6

Intervallo medio tra il III e il IV parto (mesi)			
Matrimoni con figli	Mediatizzati (a)	Sovrani (b)	Differenza (a - b)
4	50,0	35,5	+ 14,5
5 e più	26,9	26,6	+ 0,3
Differenza	23,1	8,9	+ 14,2

Nei mediatizzati l'intervallo medio tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con 3 figli è circa il doppio di quello calcolato per i matrimoni con 5 e più figli, e la differenza tra i due intervalli è di circa 20 mesi. Nei sovrani l'intervallo medio tra il secondo e il terzo parto è del pari più lungo di quello calcolato per i matrimoni con 5 e più figli, ma la differenza tra i due intervalli non è che di $11\frac{1}{2}$ mesi. Risultati circa eguali si

ottengono per l'intervallo tra il terzo e il quarto parto. Si noti inoltre che nei mediatizzati l'intervallo medio tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con 3 figli è di 7 mesi più lungo che nei sovrani, e quello tra il terzo e quarto parto nei matrimoni con 4 figli di $14\frac{1}{2}$ mesi, mentre nei matrimoni con 5 e più figli, i rispettivi intervalli sono pressochè identici. Queste constatazioni fanno ritenere che nelle case mediatizzate si pratici la restrizione volontaria della prole.

Dato che nelle case sovrane l'intervallo tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con 3 figli, e tra il terzo e il quarto nei matrimoni con 4 figli, quantunque molto più breve che nei mediatizzati, è in ogni modo maggiore dei rispettivi intervalli nei matrimoni con 5 e più figli, si potrebbe sospettare che anche ai sovrani non sia del tutto estraneo l'uso dei freni preventivi. Naturalmente nulla in proposito si può affermare, nè negare. Si osserva però che la maggior lunghezza dell'intervallo nei matrimoni con 3 e con 4 figli delle case sovrane può trovare la sua spiegazione nella uniformità, dianzi riscontrata, che l'intervallo cresce col diminuire della fecondità, o, più precisamente, del numero dei figli.

Va da sè che in materia tanto delicata tutte le nostre argomentazioni non costituiscono prove, ma tutt'al più indizi della veridicità delle ipotesi fatte a proposito dell'uso o meno di mezzi di prevenzione da parte delle case mediatizzate e sovrane.

IL RAPPORTO DEI SESSI ALLA NASCITA.

21. - Dei 560 nati vivi, 284 erano maschi e 276 femmine. Il rapporto di 103 maschi per 100 femmine appare quindi un po' più basso del normale, ma il numero troppo piccolo dei nati non consente di considerarlo tipico per le case mediatizzate. In ogni modo resta il fatto che, i nati maschi essendo stati più numerosi delle femmine nel periodo considerato, minore è la probabilità d'estinzione del casato e del nome nel gruppo dei mediatizzati.

Ecco alcuni rapporti dei sessi alla nascita di gruppi scelti affini al nostro.

Gruppi	Maschi per 100 femmine	Osservazioni
Case mediatizzate	102,9	periodo 1890-1922
» sovrane	109,9	» » »
» »	119,0	» 1841-1890 SUNDBAERG ¹⁾
Nobiltà svedese	109,7	famiglie esist. (1895) FAHLBECK ²⁾
» »	106,8	nati vivi 1885-1894 FAHLBECK ²⁾
Pari inglesi	108,0	fam. con 2 e più figli WOODS ³⁾

Nell' aristocrazia in genere il rapporto appare superiore al normale, salvo per i mediatizzati ⁴⁾.

LA MORTALITÀ INFANTILE

22. - I decessi tra i nati dal 1890 al 1922 si ripartiscono secondo l'età :

Anni d'età	Num. dei morti
meno di 1	12
1-4	14
5 e più	16
Totale	42

¹⁾ *Maisons souveraines de l'Europe en 1841 - 1890*, in « *Ekonomisk Tidsskrift* » 1909, fasc. 6.

²⁾ Op. c. pagg. 135 e 280.

³⁾ Rapporto calcolato in base ai dati riferiti dal GINI, *Il sesso*, pag. 385, Palermo, Sandron, 1908.

⁴⁾ Sulle possibili cause di un maggior numero di nati maschi presso le famiglie sovrane e aristocratiche cfr. il mio articolo *Nuzialità* etc.

Dei morti in età superiore ai 5 anni, 6 perirono nell'ultima guerra.

Nei mediatizzati la mortalità da 0—1 anno risulta del 25,5 per mille ¹⁾, nei sovrani del 34,5, e coincide con quel minimo del 30 per mille, che in altre mie ricerche avevo fissato come il livello naturale della mortalità infantile, nel caso in cui l'ambiente e l'allevamento fossero un *optimum* ²⁾.

I quozienti di mortalità da 0—1 anno dei mediatizzati e dei sovrani sono i più bassi tra quelli sinora calcolati per le classi superiori e per i paesi igienicamente più progrediti, che superano tutti il 60 per mille. Naturalmente anche questi quozienti non possono considerarsi tipici per la piccolezza dei numeri in base ai quali furono calcolati.

23. - Conclusioni. — Le case mediatizzate, anche dopo la perdita della sovranità territoriale, hanno pur sempre un grande interesse a perpetuarsi. La tradizione familiare, il prestigio del nome e del casato, l'istituzione dei fedecomessi, le alte cariche diplomatiche, militari, amministrative ed ecclesiastiche, che negli imperi centrali venivano assegnate all'alta nobiltà, concorrevano e concorrono probabilmente luttora, nonostante il regime democratico vigente negli ex imperi, a deprecare la estinzione della stirpe. La politica demografica dei mediatizzati ha quindi le stesse caratteristiche di quella delle case sovrane. La fecondità pur non essendo elevata, soprattutto perchè verosimilmente nei rami cadetti vi sono degli indizi di limitazione volontaria della prole, non può dirsi molto inferiore al livello normale. L'età giovanile delle spose e la lunghezza dell'intervallo tra un parto e l'altro, sempre in media superiore ai due anni anche nei casi di grande prolificità, contribuiscono alla bontà della prole. Si ha l'impressione che questo gruppo, per salvarsi dall'estinzione, segua il precetto fondamentale dell'eugenica di curare più la qualità che la quantità della prole. La mortalità infantile

¹⁾ I 12 morti in età da 0-1 anno non vanno ragguagliati a tutti i 560 nati, ma soltanto a 558, poichè 2 di essi, essendo nati nel 1922, sono esposti a morire da 0-1 anno nel 1923.

²⁾ FRANCO SAVORGNA, *Demografia di guerra e altri saggi*: Bologna, Zanichelli, pag. 101.

è quindi ridotta a un minimo, che, per quanto si sa, non ha riscontro in altre classi sociali.

Che la politica demografica seguita dai mediatizzati sia buona e corrisponda allo scopo, lo dimostra il fatto che delle 59 case registrate nella II parte dell' Almanacco, nel corso di un secolo circa, se ne sono estinte 5 completamente e 1 nella linea maschile, e precisamente le seguenti:

Case	Anno di estinzione
1. Dietrichstein	1911
2. Kaunitz-Rietberg	1888
3. Plettenberg-Wittem zu Mietingen	1862
4. Stadion	(estinta nella linea maschile)
5. Sternberg	1871
6. Wallmoden-Gimborn	1895

Il coefficiente di estinzione in meno di 100 anni è del 10,2%. Mancano del tutto dei dati di confronto con altri gruppi, ma ho l'impressione che tra le famiglie di altre classi sociali, specialmente delle classi superiori e medie, la estinzione debba essere maggiore e più rapida.

Anche presso le case mediatizzate, come presso le sovrane, vige da molti secoli il principio dell'eguaglianza di nascita (*Ebenbürtigkeit*) per il matrimonio dei maschi. Questa norma costantemente seguita, restringendo il campo di scelta delle spose, dovette dar luogo a numerosi matrimoni tra consanguinei. Ciò nonostante nè la fecondità nè la vitalità della prole sono state compromesse, il che prova una volta di più che l'affinità di sangue, ove gli sposi non siano oberati dalle stesse tare, non ha, come comunemente si crede, effetti dannosi per la prole.¹⁾

¹⁾ Sulla questione dei matrimoni tra consanguinei, cfr. il mio articolo *Nuzialità* etc.

AUSZUG.

Der Adel, vom demographischen Standpunkt aus betrachtet, bietet uns, als geschlossene soziale Gruppe, ein besonderes Interesse. Hierin wird hauptsächlich die Fruchtbarkeit und die damit zusammenhängenden Fragen (Sterilität, Dauer des fruchtbaren Zusammenlebens, Erstgeburten, u. s. w.) der mediatisierten Herren, d. h. der ehemaligen reichsunmittelbaren Stände (Almanach de Gotha, II Teil), nachgeprüft. Solche Fruchtbarkeit erscheint nicht besonders hoch: die Durchschnittszahl der Kinder für alle 1890-1909 geschlossenen Ehen ist 3,18, nur für die fruchtbaren 3,89. Das Ueberleben der Stämme ist aber dadurch gesichert, dass die Kindersterblichkeit ein ausserordentlich niedriges Niveau (25,5 per 1000) erreicht. Bezüglich der Erhaltung der Art folgen also die mediatisierten Herren dem Prinzip der Eugenik, dass dabei eher die Qualität als die Quantität der Nachkommenschaft zu berücksichtigen ist. Die demographische Politik der mediatisierten Herren, welche der souveränen Häuser ähnlich ist (vgl. meinen Artikel *Nuzialità e fecondità delle case sovrane d'Europa*, in « Metron », 1 - IX - 1923), hat sich als zweckmässig erwiesen, indem während der letzten 100 Jahre nur 10,2% sämtlicher Häuser ausgestorben ist.

M. PTUCHA

Mitglied der Ukrainischen Akademie der Wissenschaften

Die Sterblichkeit in Russland

Einleitung

§ 1. Das russische bevölkerungsstatistische Material. - § 2. Die Geschichte der russischen Sterblichkeitsforschung.

I. Die Sterblichkeit in Russland und in der Ukraine am Ende des XIX. Jahrhunderts.

§ 3. Die Berechnung neuer Sterbetafeln für das Europäische Russland und die Ukraine. - § 4. Die Intensität des Sterbens in den verschiedenen Altersklassen. - § 5. Die Lebensdauer.

II. Die Sterblichkeit in Stadt und Land und bei verschiedenen Nationalitäten.

§ 6. Methoden der Berechnung summarischer Sterbetafeln für Russland. - § 7. Die Sterblichkeit der ländlichen und der städtischen Bevölkerung. - § 8. Die Sterblichkeit der Bevölkerung verschiedener Nationalitäten.

EINLEITUNG

1. Die Sterblichkeit in Russland ist ein bisher wenig erforschter Gegenstand. Das erklärt sich teils aus dem Zustande der Quellen, aus denen wir unsere Kenntnisse von ihr zu schöpfen haben, teils daraus, dass es im alten Russland keine gehörig eingerichtete, starke und durchaus sachverständige statistische Zentralanstalt gab.

Die Hauptquelle bevölkerungsstatistischer Angaben waren bei uns die *Personenstandsregister*. Die Führung dieser Register gehörte zu den Obliegenheiten der Geistlichkeit der verschiedenen Glaubensbekenntnisse; für die Sektierer wurden die Register bis zum Jahre 1905 von der Polizei geführt, später war dies nur noch bei einigen heidnischen Sekten der Fall; für die Angehörigen der Glaubensgemeinschaften, die keine Geistlichkeit anerkennen, führten in den Städten die Stadtverwaltungen oder die Gemeindevorsteher, auf dem Lande die Amtsbezirksverwaltungen die Register. Das erste Gesetz, das überall Personenstandsregister für die griechisch-orthodoxe Bevölkerung zu führen vorschrieb, wurde 1722 erlassen; lange noch aber werden die Register wohl ungenau geführt worden sein. Für die andern Glaubensbekenntnisse erschienen Personenstandsgesetze später. Mit der sta-

tistischen Erfassung wurde zuerst die griechisch-orthodoxe Geistlichkeit beauftragt; erst im Jahre 1865 wurde die Zusammenstellung der statistischen Angaben über alle Bekenntnisse und ihre Mitteilung an die statistischen Behörden nach Regeln, die das Statistische Zentralamt festgesetzt hatte, endgültig geordnet.

Statistische Angaben über die natürliche Bewegung der griechisch-orthodoxen Bevölkerung ganz Russlands wurden schon seit dem Jahre 1796 gedruckt, wobei allerdings einzelne Eparchien manchmal fehlten. Angaben für die Jahre 1796-1799 und 1801-1804 hat K. HERMANN, Mitglied der Petersburger Akademie der Wissenschaften, in seiner Arbeit *Statistische Forschungen über das Russische Reich*¹⁾ angeführt. Für 1800 liegen keine Angaben vor, weil die Standesregister für dieses Jahr auf dem Wege von Moskau nach Petersburg aufgebrannt sind. Die Angaben für die Zeit von 1805 bis 1835 sind abgedruckt in den *Materialien zur Statistik des Russischen Reiches*²⁾, die von der Statistischen Abteilung des Rates des Ministeriums des Innern herausgegeben wurden. Hier werden die Zahlen der Verstorbenen nach Eparchien aufgeführt, und zwar sind die männlichen wie bei HERMANN in fünfjährige Altersklassen gegliedert, die weiblichen dagegen nur summarisch angeführt. Seit dem Jahre 1835 erscheinen in den von der Akademie der Wissenschaften jährlich herausgegebenen MESIACESLOVY Auszüge aus den Berichten des Oberprokurors des Heiligsten Synods über die natürliche Bewegung der griechisch-orthodoxen Bevölkerung. Später begann man diese Berichte selbständig herauszugeben. Hier finden sich Angaben über die griechisch-orthodoxe Bevölkerung des ganzen Reiches, und zwar sind die Verstorbenen nach den Eparchien, dem Geschlecht und in fünfjährige Altersklassen gegliedert (die weiblichen seit 1850).

Viel später begann man Angaben über die nichtgriechisch-orthodoxe Bevölkerung zu sammeln und zu veröffentlichen. Erst seit 1867 begann das Statistische Zentralamt die Aufzeichnungen über die Bewegung der Bevölkerung aller Bekenntnisse systematisch zusammenzustellen und zu veröffentlichen, allerdings nur für die 50 Gouvernements des Europäischen Russlands, nicht aber für Polen, Kaukasien und das Asiatische Russland. Im XX. Jahr-

¹⁾ *Statističeskije issledovanija odnositel'no Rossijskoj Imperiji*. Petersburg 1819.

²⁾ *Materialy dla statistiki Rossijskoj Imperiji*.

hundert wurden Zusammenfassungen auch für einige Gouvernements Sibiriens versucht. In dem Jahrbuch sind die Verstorbenen gegliedert wie folgt. Für die verbreitetsten Bekenntnisse eines jeden Gouvernements werden Unterabteilungen nach dem Alter gebildet, und zwar 4 für die Kinder von 0—1 Jahr, 4 einjährige für die Kinder von 1—5 Jahren und 15 fünfjährige für die im Alter von 5—80 Jahren Verstorbenen. Für die Griechisch-Orthodoxen und die Gesamtbevölkerung dagegen werden bis zu 80 Jahren einjährige Altersklassen und von 80—100 fünfjährige gebildet. Bei der Kombination der Stadt oder des Kreises und des Alters der Verstorbenen haben wir einjährige Altersklassen für die Kinder von 1—5 Jahren und fünfjährige für die Gestorbenen von 5—80 Jahren. Dies sind die vollständigsten und zuverlässigsten Angaben. Daneben gibt es noch die *Berichte über den Stand der Volksgesundheit* ¹⁾ in Russland, die von der Verwaltung des Aertzlichen Hauptinspektors seit 1876 herausgegeben werden. Hier werden die Gesamtzahlen aller Geborenen und Verstorbenen ohne Gliederung nach dem Alter für ganz Russland und für alle Glaubensbekenntnisse angegeben.

Unsere statistischen Daten hatten zweierlei Mängel: solche, die auf die Unvollständigkeit der Register zurückgingen und solche, die auf Fehlern bei der Aufbereitung des Urmaterials beruhten. Auslassungen kamen besonders oft in den Gouvernements vor, wo die Bevölkerung sehr zerstreut wohnt. Ferner ist zu bedenken, dass bei der kirchlichen Registrierung die kirchlichen Riten, nicht aber die Tatsachen der Geburt, des Todes und der Eheschliessung aufgezeichnet werden. Bei den Eheschliessungen machte das in Russland nichts aus, wohl aber bei den beiden andern Erscheinungen. Obgleich mehrere Male Verfügungen über die Registrierung der Totgeborenen erlassen wurden, fehlte in Wirklichkeit eine solche Statistik in Russland beinahe ganz. Auslassungen kamen zweifellos oft auch vor bei der Registrierung von Geborenen, die vor Empfang der Taufe verstarben, und von Selbstmorden. Andererseits wurden in die christlichen Kirchenbücher auch Taufen von Nichtchristen eingetragen, die bei nachlässiger Handhabung als Geburten erscheinen konnten. Aus schlechtesten war im Europäischen Russland die Registrierung der Raskolniki und Altgläubigen bis 1905

¹⁾ *Otčety o sostojaniji narodnogo zdorovja.*

eingerrichtet. Wegen der Kürze der Zeit ist es schwer zu beurteilen, in welchem Masse hier seitdem eine Besserung eingetreten ist. Sehr unbefriedigend war auch die Registrierung der Geburten und Todesfälle bei den Juden; besonders lückenhaft war sie für das weibliche Geschlecht. Bei den Geburten kamen auf 100 Mädchen in der Zeit von 1885-1889 147,3 Knaben und in der Zeit von 1900-1904 127,7; für einige Gouvernements stieg diese Zahl auf 173. Die Volkszählung vom 28. Januar 1897 ergab 58283 jüdische Knaben und 55890 Mädchen unter 1 Jahr, und dabei waren in der Zeit vom 1. Februar 1896 bis zum 1. Februar 1897 70 386 Knaben und 52 111 Mädchen als geboren registriert! Im allgemeinen sind die Urmaterialien der Personenstandsregister am zuverlässigsten und vollständigsten für die Christen des Europäischen Russlands. Auch für die Mohammedaner dieses Reichsteiles (Tataren, Baschkiren usw.) sind sie befriedigend. Viel schlechter sind die Materialien für die Christen des Asiatischen Russlands, sehr schlecht überall für die Juden, Raskolniki und Sektierer, ganz unbefriedigend endlich für die Mohammedaner und Heiden des Asiatischen Russlands.

Bei der Auszählung und Aufbereitung dieser Materialien kamen zweifellos neue Fehler hinzu, welche das Bild der Wirklichkeit noch mehr entstellten. Die Aufbereitung geschah dezentralisiert, die Geistlichkeit selbst stellte aus den Personenstandsregistern Tabellen zusammen und fertigte eine Zusammenfassung für die Gemeinde an. Die Statistischen Gouvernementsämter und (bei den Griechisch-Orthodoxen) auch die Konsistorien fassten die Angaben der Gemeinden zu Gesamttabellen nach Städten und Kreisen, Gouvernements und Eparchien zusammen, das Statistische Zentralamt und die Kanzlei des Oberprokurors des Heiligsten Synods nahmen die endgültige Zusammenfassung vor und veröffentlichten die Ergebnisse. Schon die Anlage der Kirchenbücher erschwerte die Aufbereitung, die niedere Geistlichkeit war für die schwierige statistische Arbeit nicht vorgebildet und sah sie oft als überflüssige Last an, und dabei wurde die Arbeit nicht von statistischen Organen kontrolliert. Dazu kam noch ein Umstand: Die Geistlichen mussten die Register den geistlichen Konsistorien und Behörden unbedingt im Januar zur Revision einreichen; infolgedessen wurden die Register gewöhnlich vor dem 31. Dezember abgeschlossen; alle Geburten und Todesfälle, die in die Zeit von dem Abschluss der Bücher bis zum 31. Dezember fielen, wurden auf den Januar übertragen. Für den

Januar wurden deshalb zu grosse, für den Dezember zu kleine Zahlen angegeben. Die statistischen Gouvernementsämter ihrerseits mussten unausweichlich noch mehr Fehler hineinbringen. Die Aufbereitung war erschwert durch die verwickelte Erhebungsweise und die Fehler der Angaben der Gemeinden, ferner dadurch, dass ausser einem Sekretär dafür nur ein - zwei Kanzlisten zur Verfügung standen. Noch unbefriedigender muss es um die Aufbereitung der Angaben für die griechisch-orthodoxe Bevölkerung durch die geistlichen Konsistorien bestellt gewesen sein, denn im ersten Falle arbeiteten doch besondere statistische Organe unter der Kontrolle des Statistischen Zentralamtes, bei den Konsistorien dagegen gewöhnliche Angestellte der geistlichen Behörde ohne eine solche Kontrolle.

Zu den Fehlern der Erhebung und Aufbereitung, die bei den örtlichen Behörden gemacht wurden, kamen dann noch die des Statistischen Zentralamtes hinzu. Diese Anstalt verfügte nur über ein sehr kleines Budget und daher auch nur über sehr wenig Angestellte. Die Zusammenfassung trug hier, besonders zu Anfang, den Charakter des Undurchdachten und Planlosen. 1896 sind z. B. in der Zahl der Geburten in Petersburg die in den Vorstädten mit einbegriffen, im folgenden Jahre sind sie ausgeschlossen. Aehnliches wiederholt sich in den Veröffentlichungen des Amtes in verschiedenen Fällen und bei verschiedenen Gelegenheiten; manchmal ist es unmöglich, die wahren Zahlen festzustellen. Nicht genug damit, das Amt schildert nirgends die Methoden, nach denen seine Angaben erhoben und aufbereitet sind, und meist verzeichnet es nicht einmal die Druckfehler, die der Forscher also selbst finden und verbessern muss. So erfordert schon die blossе Benutzung der Drucksachen grosse Vorsicht.

Die wissenschaftliche Untersuchung der Sterblichkeit erfordert eine Kombinierung der statistischen Angaben der Zählungen und der laufenden Registrierung. In dem alten Russland hat nur einmal, im Jahre 1897, eine *Volkszählung* stattgefunden. Die Sterblichkeitsforschung ist also auf diese Angaben angewiesen. Aber die Angaben der Volkssählung können aus verschiedenen Gründen nicht ganz befriedigen. Die Bearbeitung ist anders als bei den Angaben nach den Sterberegistern. Teils ist sie dort eingehender, teils hier. Die Volkssählung kombiniert z. B. den Wohnort (Stadt und Kreis) und einjährige Altersklassen, während die laufende Statistik die

Todesfälle nach dem 5. Lebensjahre nach längeren Altersstrecken gliedert. Die laufende Registrierung gliedert die Todesfälle für die wichtigsten Bekenntnisse ebenso wie für den Wohnort, die Volkszählung gibt nur zehnjährige Altersklassen. Die Volkszählung bringt auch Kombinationen von Alter und Zivilstand, von Alter und Muttersprache; in den laufenden Aufzeichnungen fehlen solche Tabellen gänzlich ¹⁾).

2. Wenn die Quellen unserer Kenntnisse von der natürlichen Bevölkerungsbewegung Mängel aufwiesen, so lag eine der Ursachen, wie wir schon sahen, in der Schwäche des Statistischen Zentralamtes. Die Mittel dieser Behörde waren so knapp, dass sie hochqualifizierte Arbeitskräfte nicht gewinnen und günstige Verhältnisse für einigermaßen tiefe wissenschaftliche Forschungen nicht schaffen konnte. Daher gehen auch die ersten Untersuchungen über die Sterblichkeit in Russland nicht von ihr aus. Sie beginnen vielmehr lange vor ihrer Gründung. Die erste Sterbetafel wurde vor mehr als 100 Jahren von K. HERMANN ²⁾ für die männliche griechisch-orthodoxe Bevölkerung des ganzen Reiches nach der sogenannten Halleyschen Methode berechnet.

Prof. N. ZERNOV veröffentlichte im Jahre 1843 eine andere Sterbetafel, auch für die männliche griechisch-orthodoxe Bevölkerung ³⁾. M. SPASSKIJ veröffentlichte 1857 auf Grund der Todesfälle von 1843 bis 1847 die dritte Sterbetafel, die auf dieselbe Weise berechnet war ⁴⁾. Damit sind alle Arbeiten aus der Anfangszeit der Erforschung der Sterblichkeit in Russland aufgezählt.

Eine Epoche machen dann die Arbeiten V. BUNIAKOVSKIJS, eines Mitgliedes der Akademie der Wissenschaften, dessen Werke überhaupt eine grosse Bereicherung der Wissenschaft seiner Zeit bilden. In seiner Darstellung bedient er sich des Wortes und

¹⁾ Ausführlich hierüber S. NOVOSEL'SKIJ, *Smernost' i prodolžitel'nost' žizni v Rossiji*. Petersburg 1916.

²⁾ *Statističeskije issledovanija otnositel'no Rossijskoj Imperiji*. Petersburg 1819.

³⁾ *Teorija verojatnosti s priloženijem preimuschestvenno k smernosti i strachovaniju*. Moskau 1843.

⁴⁾ *O vlijaniji vnesnich uslovij na dolgoletije*. «Sbornik statističeskich svedenij o Rossiji, izd. Stat. Otd. Russkogo Geografičeskogo Obscestva», kn. 2.

ziemlich einfacher mathematischer Verfahren. Schon in seinem *Versuche über das Gesetz der Sterblichkeit in Russland*, der 1865¹⁾ erschienen ist, löst er die Aufgabe des Ueberganges von den dritten Gesamtheiten der Gestorbenen zu den ersten, d. h. von den Todesfällen in einem bestimmten Alter während einer gewissen Beobachtungsperiode zu den Gesamtheiten der Gestorbenen desselben Alters, die aus dem im Laufe einer bestimmten Zeit Geborenen hervorgegangen sind. Dabei «kommt Buniakovskij zu einer Formel, die mit der nach dem Anhaltischen Verfahren erhaltenen identisch ist. Das Verfahren zur Aufstellung der Sterbetafeln ist eigentlich dieselbe Anhaltische Formel angewandt auf einen Spezialfall»²⁾. In theoretischer und methodologischer Hinsicht sind Buniakovskijs Sterbetafeln ein gewaltiger Schritt voran, denn sie sind aufgebaut mit Hilfe eines vollkommeneren Verfahrens - auf Grund der Zahlen der Geborenen und der Verstorbenen, die aus jenen hervorgegangen sind. Aber infolge der Ungenauigkeiten im Urmaterial, des Fehlens einer Reihe von Daten, von Mängeln der Methode selbst und der Auswahl eines besonders günstigen Jahres (1862) ergab sich eine wenig wahrscheinliche, eine sehr niedrige Sterblichkeit, «Die Tafeln BUNIAKOVSKIJS», sagt L. v. BORTKIEWICZ, «geben eine nicht einmal annähernd richtige Vorstellung von der Grösse der Sterblichkeit in der jüngsten Vergangenheit des russischen Lebens»³⁾. BUNIAKOVSKIJ war sich auch selbst einiger der Mängel seiner Tafeln klar bewusst. Damit die Tafeln vollendet seien, meint er, sind Angaben erforderlich, die bei uns entweder überhaupt nicht oder nicht so sorgfältig erhoben werden, wie die Wissenschaft erfordert⁴⁾. Er äussert den Wunsch, seine Arbeit» möge eingehendere und genauere Forschungen über die Gesetze der Sterblichkeit in Russland hervorrufen und zugleich veranlassen, dass die bei uns erhobenen Angaben, sowohl die der Personenstandsregister wie auch die andern ähnlicher Art vermehrt und

¹⁾ Beilage Nr. 6 zum VIII. Bande der «Zapiski Akademiji Nauk»: *Opyt o zakone smertnosti v Rossiji*.

²⁾ L. v. BORTKIEWICZ, *Smernost' i dolgovečnost mužskogo pravoslavnogo naselenija Jevropejskoj Rossiji*. Beilage zum LXIII. Bande der «Zapiski Akademiji Nauk», Petersburg 1890, S. 63.

³⁾ L. v. BORTKIEWICZ, *K voprosu o russkoj smertnosti*. «Vrač» 1889, Nr. 48.

⁴⁾ Vgl. *Opyt*, S. 159.

vervollkommenet werden »¹⁾). In seinem *Versuch* sind die Sterbetafeln für das männliche und das weibliche Geschlecht berechnet auf Grund der Todesfälle des Jahres 1862 und der Angaben über die 1796-1862 Geborenen. In einer andern Arbeit, *Anthropobiologische Forschungen und ihre Anwendung auf die männliche Bevölkerung Russlands*²⁾, veröffentlichte er noch zwei neue Sterbetafeln, aber nur für die männliche Bevölkerung. Die erste von ihnen ist berechnet auf Grund der Todesfälle des Jahres 1870, die zweite auf Grund der Todesfälle während der 8 Jahre 1863-1870. In ihnen ist BUNIAKOVSKIJ von seiner früheren Methode abgewichen. Wir finden hier manchmal grosse methodologische Fehler, die zu allzu kleinen Zahlen in den Sterbetafeln führen.

Eine angemessene Würdigung der Arbeiten BUNIAKOVSKIJS zu geben, ist recht schwer. Sie haben lange im Mittelpunkt überaus heisser Kämpfe gestanden. Dabei haben sich fast alle Autoren, die irgendwie die Fragen der Erforschung der Sterblichkeit in Russland berührt haben, in zwei feindliche Lager geschieden, in Anhänger und Gegner seiner Ideen. Diese Meinungsverschiedenheiten gruppieren sich aber hauptsächlich um die Ergebnisse seiner Forschungen über die Sterblichkeit, eben den zweifellos schwächsten und unvollkommensten Teil seiner Arbeiten. Uns scheint, dass man BUNIAKOVSKIJ von drei Gesichtspunkten aus betrachten muss: Erstens ist das Neue zu würdigen, womit er die Bevölkerungslehre bereichert hat, zweitens sind seine Arbeiten in den Teilen zu würdigen, die der Erforschung der russischen Wirklichkeit gewidmet sind, und drittens muss seine Bedeutung für die weitere Erforschung derselben Fragen gezeigt werden. Nur so kann man unsers Erachtens eine richtige Vorstellung von dieser grossen und originalen Gestalt der russischen demographischen Wissenschaft des XX. Jahrhunderts gewinnen.

BUNIAKOVSKIJ, dieser hervorragende Mathematiker, beherrschte durchaus die Methode des streng logischen Schlusses, welche dieser Wissenschaft eigen ist. Hatte er sich eine bestimmte Aufgabe gestellt, so fand er in der Regel Mittel und Wege zu ihrer wissenschaftlichen Lösung. Die Hauptbedeutung seiner

¹⁾ Vgl. *Opyt*, S. V.

²⁾ *Antropobiologičeskije issledovanija i ich priloženije k mužskomu nase-leniju Rossiji*. Beilage Nr. 5 zum XXIII. Bande der «Zapiski Akademiji Nauk». Petersburg 1874.

Arbeiten scheint mir eben in den neuen Wegen zu liegen, die er in der Wissenschaft bahnte. Wir finden bei ihm manchmal Gedanken, die auch heute in der einschlägigen Literatur noch nicht gebührend geschätzt werden.

BUNIAKOVSKIJ war der erste, der die Aufgabe des Uebergangs von den dritten Gesamtheiten der Verstorbenen bei einem Materiale von Massenbeobachtungen löste. Er bediente sich bei den Berechnungen der Methode, die später die Bezeichnung « Anhaltische » erhalten hat. Theoretisch ausserordentlich wertvoll ist BUNIAKOVSKIJ'S Bearbeitung der Frage der Bevölkerungstafeln. Er wurde dazu bewogen dadurch, dass es in dem Russland seiner Zeit keine Volkszählungen gab, es ihm aber wünschenswert schien, ein wenigstens annähernd genaues Bild von der Altersgliederung der lebenden Bevölkerung mit Hilfe der Sterbetafeln zu zeichnen. Merkwürdig ist, dass BUNIAKOVSKIJ aus irgend einem Grunde nicht die überaus fruchtbare und, ich möchte sagen, geniale Idee der stationären Bevölkerung anwendet und HALLEY nicht benutzt. In seinen Arbeiten bezieht er sich nur auf LAPLACE, LACROIX, FOURIER und QUETELET ¹⁾. Eine Andeutung findet sich allerdings da, wo er seine Theorie der Bevölkerungstafeln entwickelt. « Es braucht wohl nicht betont zu werden », sagt er ²⁾, « wie selten die Bedingungen für den richtigen Uebergang von den Gesetzen der Sterblichkeit zu den Gesetzen der Bevölkerung in der Wirklichkeit auch nur annähernd erfüllt sind ». Unmittelbar können die Sterbetafeln hierzu kaum auf irgend einen Fall angewandt werden. In jedem Lande hat es in der Zeit vor der Berechnung der Sterbetafeln mehr oder weniger beträchtliche Aenderungen in der jährlichen Geburtenziffer gegeben. Diese im allgemeinen ungleichmässigen Veränderungen der Geburtenhäufigkeit, die es auch immer geben wird, beeinflussen unmittelbar die Zahlen für die verschiedenen Altersklassen der Lebenden; dagegen verschwinden solche Schattierungen in den Sterbetafeln, die ihrem Wesen nach nur Angaben enthalten sollen, die auf *eine* konstante Geburtenhäufigkeit bezogen sind ». Die Methode, die BUNIAKOVSKIJ vorschlägt, « genügt den Anforderungen der Theorie durchaus und führt auch zu Ergebnissen, die in befriedigendem Masse auch durch die bei uns erlangten statistischen Tatsachen bestätigt werden ». Das Wesen der Methode, nach der er die Werte

¹⁾ *Opyt*, S. 103.

²⁾ *Ebenda* SS. 103-104.

der Sterbetafeln in die der Bevölkerungstafeln umrechnet, besteht in folgendem. Er nimmt an, die Absterbeordnung bleibe 100 Jahre lang unverändert, und ändert die Zahlen der Lebenden der stationär gedachten Bevölkerung (oder die in jeder Altersperiode verlebte Zeit) in Abhängigkeit von der Zahl der Geburten, die eine entsprechende Zahl von Jahren vorher stattgefunden haben.

Damit habe ich nur auf die wertvollsten theoretischen Leistungen BUNIAKOVSKIJS hingewiesen. Eine ganze Anzahl von theoretisch höchst interessanten Bemerkungen ist über alle Arbeiten BUNIAKOVSKIJS zerstreut, der noch auf seinen Historiker wartet. Zweifellos kann man vom Standpunkte der heutigen Wissenschaft in seinen Werken Widersprüche, Unklarheiten und manchmal sogar Unrichtigkeiten finden. Jeder Autor ist aber zu beurteilen nach dem Stande, den die wissenschaftliche Erkenntnis zur Zeit der Abfassung seiner Arbeiten, nicht aber nach dem, den sie 50—60 Jahre später erreicht hat. Ein Gelehrter, der die - bisher noch nicht vorhandene - vollständige formale Theorie der Bevölkerungsstatistik zu schreiben unternähme, würde viele Einzelheiten in den Werken BUNIAKOVSKIJS zerstreut finden. BUNIAKOVSKIJ ist als Theoretiker viel höher zu stellen als die berühmten Demographen, die seine Zeitgenossen waren - als A. QUETELET, BERTILLON-VATER und sogar W. FARR. Der letztere zeichnete sich wohl durch grosse Klarheit des theoretischen Denkens aus, entlehnte aber viele Ideen von J. Milne, dem berühmten Versicherungsmathematiker aus dem Anfang des XIX. Jahrhunderts, während BUNIAKOVSKIJ dem menschlichen Wissen auf einem der schwierigsten Gebieteselbst neue Wege bahnte.

Von den Teilen seiner Arbeiten, wo er von der russischen Sterblichkeit und ihrer Grösse spricht, kann man das nicht sagen. Anscheinend hatte er gar nicht jenes Gefühl für die Richtigkeit von Zahlen, das den echten Statistiker auszeichnet. Natürlich ist BUNIAKOVSKIJ durchaus über den Verdacht erhaben, die statistischen Materialien und die Methoden zu ihrer Behandlung absichtlich so ausgewählt zu haben, dass schliesslich unsere Sterblichkeit viel zu klein erschien. Er selbst weist darauf hin, dass es «in der Wissenschaft wie im öffentlichen Leben eine Gewissenhaftigkeit gibt, deren strenge Beobachtung dem Leser Vertrauen zu der Arbeit des Gelehrten einflösst». Die heute unbestrittene traurige Tatsache, dass die Sterblichkeit in

Russland grösser als in Mittel-und Westeuropa ist, scheint ihm einfach ein wissenschaftliches Missverständnis, entstanden und eingewurzelt nur weil die, welche sich mit der Lösung dieser Frage beschäftigt haben, nicht tief genug in ihr Wesen eingedrungen sind ¹⁾. Sich in der Frage zurechtzufinden, was die Arbeiten BUNIAKOVSKIJS materiell für die Erforschung der Grösse der russischen Sterblichkeit bedeuteten, war sehr schwierig, besonders für die russischen Statistiker jener Zeit. Einerseits bildet die Berechnung von Sterbetafeln ein sehr schwieriges Gebiet der Statistik, dessen Einzelheiten dem gewöhnlichen Statistiker fast unzugänglich bleiben. Andererseits sind die statistischen Materialien jener Zeit so lücken-und fehlerhaft, dass sie mannigfache Ergänzungen und Berichtigungen erfordern. Deshalb konnte die Sterbetafeln BUNIAKOVSKIJS nur ein Gelehrter gebührend würdigen, der sich gleich gut in beiden Teilen des Problems auskannte. Es ist also nicht verwunderlich, dass niemand ²⁾ mit dem gehörigen Rüstung an die Frage herantrat, bis die Arbeiten L. v. BORTKIEWICZ' erschienen, der zu entgegengesetzten Schlüssen über die Grösse unserer Sterblichkeit kam. Das war zu Anfang der 90^{er} Jahre. Nun zerfielen die russischen Statistiker in zwei Lager: das der Gegner BUNIAKOVSKIJS und das seiner Anhänger. Das ist nur aus dem damaligen niedrigen Stande der statistischen Wissenschaft in Russland zu erklären, denn die Arbeiten L. v. BORTKIEWICZ' haben unsers Erachtens unwiderleglich bewiesen, dass die Ansichten BUNIAKOVSKIJS irrig sind. Die Meinungsverschiedenheiten hierüber haben jetzt aufgehört.

Die Methode zur Aufstellung der Sterbetafeln, die Bunjakovskij benutzt hat und seine Tafeln selbst haben in der Geschichte der Erforschung der russischen Sterblichkeit eine grosse Rolle gespielt. Nach seinem Verfahren sind, wie S. NOVOSEL'SKIJ

¹⁾ *Opyt* S. IV.

²⁾ Der ausgezeichnete russische Versicherungsmathematiker und mathematische Statistiker B. MALESEVSKIJ, der das vollständigste Werk über die Lebensversicherung geschrieben hat, kannte sich in den rein statistischen Fragen der russischen Sterblichkeit auch nicht gut aus. Er bemerkt, BUNIAKOVSKIJ habe sein Ziel durchaus erreicht: er habe «die unter den Gelehrten herrschende Meinung widerlegt, nach der die Sterblichkeit in Russland viel grösser als in Mittel-und Westeuropa sei». S. *Teorija i praktika pensionnych kass*. Petersburg 1890.

richtig bemerkt, «mit diesen oder jenen Teiländerungen alle unsere hauptsächlichsten Sterbetafeln berechnet; die Tafeln Bunjakovskijs selbst gaben den Anstoss zu weiteren Untersuchungen über die russische Sterblichkeit»¹⁾. Schon 1871 erschien die Arbeit V. ANDREJEVS: *Ueber die Sterblichkeitstafeln. Versuch einer theoretischen Erforschung der Gesetze der Sterblichkeit und einer Berechnung von Sterbetafeln für Russland*²⁾, in der eine Tafel für die griechisch-orthodoxe Bevölkerung Russlands auf Grund der Todesfälle von 1851 bis 1860 und der Geburten von 1796 bis 1855 veröffentlicht wurde. In theoretischer Hinsicht ist die wichtigste Besonderheit der hier angewandten Methode, dass beim Uebergange von den dritten Gesamtheiten zu den ersten die Gruppen der Verstorbenen umgeformt wurden, nicht aber wie bei BUNIAKOVSKIJ, die Gruppen der Geborenen.

Eine überaus grosse Bereicherung der russischen wissenschaftlichen Literatur sind die Arbeiten L. v. BORTKIEWICZ *Sterblichkeit und Lebensdauer der männlichen griechisch-orthodoxen Bevölkerung des Europäischen Russlands*³⁾, und die im folgenden Jahre erschienene entsprechende Arbeit über die weibliche Bevölkerung. Die Angaben über die Verstorbenen sind hier nicht mehr den Berichten des Oberprokurors entnommen, sondern aus den Materialien des Statistischen Zentralamtes für die Zeit von 1874 bis 1883 für die 50 Gouvernements des Europäischen Russlands. Die Angaben über die Geburten sind für die Zeit von 1867 bis 1883 den Berichten des Zentralamtes und für die Zeit von 1796 bis 1866 andern Quellen entnommen. Die Sterbetafeln sind nach der Anhaltischen Methode berechnet. Die im ersten Lebensjahre Verstorbenen sind nach dem Alter in 4 Untergruppen eingeteilt. Da statistische Material wurde sorgfältig durchgesehen, überprüft, berichtigt und ausgeglichen. Bei der Auswahl des Interpolationsverfahrens ging L. v. BORTKIEWICZ von der Erwägung aus, dass die ungleichmässige Anhäufung der Beobachtungsfälle auf das letzte, fünfte, neunte und vierte Jahr der verschiedenen Lebensjahrzehnte beachtet werden müsse; dazu bildete er zehnjährige Alterklassen. Die Zahlen für die männlichen Ueberlebenden prüfte er noch einmal nach durch

¹⁾ *Smertnost' i dolgovečnost'*, S. 71.

²⁾ *O tablicach smertnosti. Opyt teoretičeskogo issledovanija o zakonach smertnosti sostavlenija tablic smertnosti dla Rossiji*. Moskau 1871.

³⁾ *Smertnost' i dolgovečnost' mužskogo pravoslavnogo naselenija Jevropejskoj Rossiji*. Petersburg 1890

Vergleich der Grössen l_{31} und l_{32} mit der Zahl derer, die nach den Angaben der Militärbehörden das dienstpflichtige Alter erreichten. Er zeigte, dass ebensoviel das dienstpflichtige Alter erreichen, wie nach der Sterbetafel das Alter von 21,5 Jahren lebend erreichen. In den Arbeiten L. v. BORTKIEWICZ', die in einigen Teilen die vollständigsten überhaupt sind und wegen der Klarheit und der theoretischen Exaktheit ihrer Formulierungen und Schlussfolgerungen bis heute mustergültig bleiben, finden wir zum ersten Male in der russischen Literatur eine streng entwickelte formale Theorie der Bevölkerungsstatistik. Allerdings ist der Teil, der diesen Gegenstand behandelt, nur Statistikern verständlich, die mit der höheren Mathematik vertraut sind, und die Kritiker L. v. BORTKIEWICZ' haben dies von Zeit zu Zeit eingewendet. Aber das kann keineswegs als Mangel gelten. L. v. BORTKIEWICZ hat die Fruchtbarkeit der Anwendung der höheren Mathematik auf die Theorie der Statistik durch die Tat bewiesen. Einige Sätze der Theorie der Statistik - über die Wechselbeziehungen zwischen der mittleren Lebensdauer und den andern biometrischen Grössen - hat er hier zum ersten Male abgeleitet. Diesen Teil seiner Arbeit hat er fast unverändert in seine Untersuchung über *Die mittlere Lebensdauer* ¹⁾ übernommen. Hier ist unter anderm die Unrichtigkeit der Formel K. BECKERS ²⁾ zur annähernden Berechnung der verlebten Zeit nachgewiesen und eine genaue Formel zu demselben Zweck abgeleitet ³⁾. Abgesehen von dem theoretischen Wert dürfen die Tafeln L. v. BORTKIEWICZ' als die vollkommensten angesehen werden, die auf Grund der Zahlen der Geburten und Todesfälle berechnet worden sind. Vor ihm war niemand an unser schlechtes und fehlerhaftes Material so gewissenhaft herangetreten, nie-

¹⁾ Jena 1893. L. v. BORTKIEWICZ hat seine Arbeiten über die Sterblichkeit in Russland auch in deutscher Sprache veröffentlicht und hier die theoretischen Fragen in elementarer Form dargestellt. S. *Russische Sterbetafel*, «Allgemeines Statistisches Archiv» III. Jahrgang, Tübingen 1894, SS. 33-65, und seinen Artikel im V. Bande desselben Archivs: *Das Problem der russischen Sterblichkeit*, Tübingen 1898, SS. 175-190.

²⁾ «Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches», 1887, 2. Teil.

³⁾ Wie später L. v. BORTKIEWICZ (Vgl. *Ueber Näherungsmethoden zur genaueren Berechnung der verlebten Zeit*, S. 159. «Ehrenzweigs Assecuranz-Jahrbuch», Bd. 34, Wien 1913) selbst, zeigte hatte zwei Jahre vor dem Erscheinen seiner Arbeit G. SCHAERTLIN dieselbe Formel vorgeschlagen, und zwar in der «Zeitschrift für Schweizerische Statistik», 24. Jahrgang, Bern 1888, SS. 283-309.

mand hatte es mit solchem Fleiss bearbeitet, um alle Möglichkeiten zu seiner Berichtigung und Ergänzung auszunutzen. Allerdings wird die feste Ueberzeugung, dass die Ergebnisse sehr genau seien, nicht erzielt. Das beruht aber selbstverständlich nicht auf einem Fehler der Arbeit, sondern auf den Mängeln, die dem Urmaterial und dieser Methode der Berechnung von Sterbetafeln anhaften. Dieser Mangel konnte damals nicht vermieden werden.

Gerade im Jahre der ersten Volkszählung erschien die Arbeit L. BESSERS und C. BALLODS¹⁾, in der Sterbetafeln für die griechisch-orthodoxe männliche und weibliche Bevölkerung des Reiches veröffentlicht sind. Den Berechnungen sind die Zahlen der Geburten von 1796 bis 1890 und die der Todesfälle von 1867 bis 1890 nach den Berichten des Oberprokurors zu Grunde gelegt. Bis zu 25 Jahren weist die Tafel Altersperioden von 1 Jahre, dann solche von 5 Jahren auf. Dies erklärt sich daraus, dass die Autoren die Interpolation ablehnen, während bei den Zahlen für die im Alter von mehr als 25 Jahren Gestorbenen Anhäufungen auf das letzte und das fünfte Jahr jedes Jahrebentes auftreten. Bei den Berechnungen ist die Methode, die BUNIAKOVSKIJ in seiner ersten Arbeit benutzt hatte, mit der seiner zweiten Arbeit kombiniert, jedoch wurde für die in den ersten 4 Lebensjahren Gestorbenen eine Berichtigung vorgenommen. Das statistische Urmaterial wurde sorgfältig geprüft, berichtigt und ergänzt. Die Autoren sprechen die Hoffnung aus, «keine der möglichen Berichtigungen unterlassen und das statistische Material so zuverlässig gemacht zu haben, dass befriedigende Ergebnisse erzielt sein müssen, umso mehr als viele grosse Zahlen vorliegen»²⁾. Dieselbe Arbeit enthält Sterbetafeln für die Bevölkerung der Ostseeprovinzen, die auf Grund der Volkszählung vom 29. Dezember 1881 und der Todesfälle von 1880 bis 1883 berechnet sind, ferner auch von den Autoren selbst berechnete Sterbetafeln für Frankreich, Preussen, Bayern, England, Belgien und Oesterreich.

¹⁾ *Smertnost', vozrastnoj sostav i dolgovečnost' pravoslavnogo narodonaselenija obojogo pola v Rossiji za 1851-1890 gody*, «Zapiski Akademiji Nauk», VIII serija po Istoriko-filologičeskomu Otdeleniju, tom I, N. 5. Petersburg 1897. In deutscher Sprache in verkürzter Form veröffentlicht im «Allgemeinen Statistischen Archiv», IV, Jahrgang, 2. Halbband, *Sterblichkeit der orthodoxen Bevölkerung Russlands 1851-1890*.

²⁾ a. a. O., S. 26.

Die Arbeit L. BESSERS und CARL BALLODS bildet eine wertvolle Bereicherung der einschlägigen Liberatur. Die Art, wie die Autoren das statistische Urmaterial benutzthaben, lässt nichts zu wünschen übrig, jedoch kann man von ihr dasselbe sagen wie von den Arbeiten L. v. BORTKIEWICZ'. Das Material, das allen Berechnungen zu Grunde liegt, ist eben an sich sehr mangelhaft, und es gibt keine Methode, es tadellos zu machen. Auch jetzt kann man die Arbeit nicht danach würdigen, wie weit ihre Schlussfolgerungen der Wirklichkeit entsprechen, denn eine richtig eingerichtete Statistik der Todesfälle für ganz Russland hat sich nicht erzielen lassen. Der Meinung der Autoren, dass die Angaben des Oberprokurors zuverlässiger seien als die des Statistischen Zentralamtes, können wir nicht beipflichten¹⁾.

Da die Ergebnisse aller genannten Sterbetafeln (wie durchaus verständlich) einander widersprechen, so wurden um die Frage der Sterblichkeit heisse Kämpfe geführt. Sie konnten erst enden, nachdem die Ergebnisse der Volkszählung von 1897 veröffentlicht und daraus und aus den Angaben über die Todesfälle in einem bestimmten Zeitraum Sterbetafeln für eine fiktive Generation berechnet waren. Erst eine solche Tafel schafft die Möglichkeit, genauere und unbestrittene Methoden des Aufbaus anzuwenden. Natürlich stehen unsere Angaben hinter den mittel- und westeuropäischen an Genauigkeit zurück; deshalb können auch die Tafeln selbst nicht darauf Anspruch machen, so genau der Wirklichkeit zu entsprechen, wie es dort der Fall ist.

Schon im Jahre 1902, als die Ergebnisse der Volkszählung nur für einige Gouvernements veröffentlicht waren, erschien die Arbeit V. GREBENŠČIKOV'S über *Die Sterblichkeit in 12 Gouvernements des Europäischen Russlands in der Zeit von 1896-1897 nach dem Altersstufen und Geschlechtern*²⁾. Hier finden sich eine vollständige Sterbetafel für alle 12 Gouvernements insgesamt und summarische mit 10-jährigen Altersklassen für die einzelnen Gouvernements. Leider haben die Tafeln V. GREBENŠČIKOV'S keinerlei wissenschaftliche Bedeutung, schon weil er den Irrtum begeht, die Sterblichkeitskoeffizienten mit den

¹⁾ Vgl. L. v. BORTKIEWICZ, *Das Problem der russischen Sterblichkeit*, S. 180.

²⁾ *Smertnost' v 12 gubernijach Jevropeiskoj Rossiji za 1896-1897 g. g. po otdel'nym polam i vozrastam.* «Vestnik obscestvennoj gigijeny», 1892, SS 1110-1133, 1282-1286, 1430-1438, 1589-1590.

Sterbenswahrscheinlichkeiten zu verwechseln. Der Verfasser hat sich sehr liebevoll mit der Bevölkerungsstatistik beschäftigt, besonders der Untersuchung der russischen Sterblichkeit viel Mühe und Aufmerksamkeit gewidmet. Er kannte das russische statistische Urmaterial ausgezeichnet und kennzeichnete manchmal sehr glücklich die zu wenig vorsichtige oder unrichtige Weise, in der verschiedene Autoren es benutzten; er besass aber nicht genügend theoretische Kenntnisse auf dem Gebiete der formalen Theorie der Bevölkerungsstatistik, um die Daten richtig benutzen zu können.

I.

DIE STERBLICHKEIT IN RUSSLAND UND IN DER UKRAINE AM ENDE
DES XIX JAHRHUNDERTS

3. Erst im Jahre 1916 erschienen Sterbetafeln für die gesamte Bevölkerung der 50 Gouvernements des Europäischen Russland auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung von 1897 und der Todesfälle in den Jahren 1896 und 1897. Sie waren berechnet von dem bekannten russischen Statistiker S. Novosel'skij¹⁾). Als in dem Demographischen Institut der Ukrainischen Akademie der Wissenschaften der Gedanke auftauchte, Sterbetafeln für die 9 Gouvernements der Ukraine zu berechnen, entschloss ich mich nach langen Schwanken, dieselben Berechnungsmethoden wie Novosel'skij zu benutzen. Entscheidend war dabei die Erwägung, dass die Ergebnisse mit den gesamt-russischen vergleichbar sein sollten.

Beschreiben wir kurz die Methoden der Berechnung beider Tabellen.

Der erste Abschnitt der Arbeit war die Interpolation der Zahlen der Lebenden und der Gestorbenen, die wegen der geschilderten Mängel unsers Materiales erforderlich war. Die im Alter von 100 und mehr Jahren Gestorbenen wurden auf fünfprozentig proportional den Zahlen für die Jahre von 1874 bis 1883 verteilt, für welche Zeit das Statistische Zentralamt diese Verteilung bis zu 125 Jahren durchgeführt hatte. Die Lebenden im Alter von mehr als 110 Jahren wurden proportional den Alters-

¹⁾ *Smertnost' i prodolžitel'nost' žizni v Rossiji*. Petersburg 1916.

gruppen von 95-100, 100-105, 105-110 auf Jahrfünfte (bis zu 125 Jahren) verteilt. Der Uebergang von den fünfjährigen Altersgruppen zu den einjährigen erfolgte nach dem Verfahren, das man gewöhnlich dabei anwendet und das in den « *Annali di Statistica* » Serie 2, Vol. 12 (1880) in dem Artikel mit der Ueberschrift *Di un metodo d' interpolazione per passare dalle classi quinquennali di popolazione alle classi annuali* geschildert ist. Die Jahresgesamtheiten der Lebenden und Gestorbenen wurden dann nach dem Verfahren F. FINLAISONS ¹⁾ ausgeglichen. Als erster berichtiger Wert wurde das arithmetische Mittel aus den fünf benachbarten Werten genommen, wo der berichtigte Wert in der Mitte steht. Als zweiter berichtiger Wert wurde das arithmetische Mittel aus 5 einmal berichtigten Grössen und als dritter das arithmetische Mittel aus 5 zweimal berichtigten Grössen genommen.

Die Zahlen für die männlichen und weiblichen Lebenden im Alter von 7 bis 9 Jahren wurden nach der ersten Formel ausgeglichen, die Zahlen für die männlichen von 9-20 und für die weiblichen von 9-15 nach der zweiten, für die Männer von 20-114 und die Frauen von 15-114 nach der dritten.

Die Todesfälle für beide Geschlechter von 7 - 17 sind als die arithmetischen Mittel aus drei benachbarten Werten genommen. Die Summe der ausgeglichenen Zahlen ist nicht der anfänglichen gleich, und deshalb mussten jene mit diesen in Einklang gebracht werden. Dazu wurden die ausgeglichenen Zahlen in den Altersgrenzen von 7-24, 24-41, 41-58 und über 58 auf die Summe der anfänglichen Werte zurückgeführt, indem die Ueberschüsse und Fehlbeträge proportional verteilt wurden. Danach wurden die Personen unbekanntes Alters proportional auf alle einjährigen Altersklassen verteilt. Obleich die Volkszählung nicht am 1., sondern am 28. Januar stattgefunden hatte, liess man ihre Ergebnisse als Angaben für den 1. Januar gelten.

Die Berechnungen der Sterbetafeln selbst wurden auf folgende Weise ausgeführt. Die Sterbenswahrscheinlichkeiten für die Altersklassen von 0-5 Jahren wurden durch Heranziehung der Zahlen der Geborenen, der Verstorbenen und der Lebenden nach der Volkszählung auf Grund des englischen Verfahrens be-

¹⁾ *Report of JOHN FINLAISON, actuary of the National Debt, on the evidence and elementary facts on which tables of lives annuities are founded.* London 1829.

rechnet, das A. NEWSHOLME¹⁾ und noch ausführlicher HAYWARD²⁾ beschrieben haben. Die Sterbenswahrscheinlichkeiten für die Altersklassen von 50-70 Jahren wurden nach der Formel

$$q_x = \frac{2 (1896 d_{x/x+1} + 1897 d_{x/x+1})}{P_{x+1/x+2} + 2 P_{x/x+1} + P_{x-1/x} + 1896 d_{x/x+1} + 1897 d_{x/x+1}}$$

bestimmt. Für die Altersgruppen von 70-110 Jahren wurden die Werke q_x durch Interpolation nach der Formel NEWTONS mit geteilten Differenzen berechnet. Für q_{80} , q_{90} und q_{100} wurden die Verhältnisse der Zahlen der 1896 und 1897 im Alter von 75-85, 85-95, 95-105 Verstorbenen zu der mit 2 multiplizierten Zahl der Lebenden dieser Altersgruppen, und für q_{110} das Verhältnis der Zahl der im Alter von mehr als 105 Jahren Gestorbenen zu den entsprechenden mit 2 multiplizierten Zahlen der Lebenden genommen. Um die Werte q_x in den Altersgruppen über 110 zu erhalten, wurde angenommen, dass sie eine geometrisch

steigende Reihe bilden, deren Verhältniss gleich $\sqrt[10]{\frac{q_{110}}{q_{100}}}$ ist. Die Grössen der mittleren Lebensdauer sind auf die gewöhnliche Art bestimmt, genauere Formeln zur Berechnung der verlebten Zeit wurden nicht angewandt.

Zu beiden Tafeln ist zu bemerken, dass sie trotz der Ausgleichung ein wenig ungleichmässig sind; besonders gilt das von den ukrainischen. Um diesen Fehler zu beseitigen, wäre es besser, die Sterbenswahrscheinlichkeiten noch einmal auszugleichen, in Sonderheit weil bei der Zurückführung der Summen der ausgeglichenen Zahlen auf die Summen der nichtausgeglichenen bei den Grenzaltern (7, 24, 41, 58) Zacken entstanden. Für die rein wissenschaftliche Forschung ist dieser Mangel keineswegs erheblich, aber zu Versicherungszwecken können die Tafeln unmittelbar nicht verwandt werden.

4. Um die Unterschiede in der Sterblichkeit der Bevölkerung nach dem Alter in den verschiedenen Ländern zu veran-

¹⁾ *The Elements of Vital Statistics*, 3. ed. London 1899, pp. 271-273.

²⁾ *On Life-Tables, their Construction and Practical Application*. «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXII, part. III, 1899, pp. 451-454.

schaulichen, führe ich Tabellen an, deren Zahlen zeigen, wieviel von 100.000 Personen, welche die untere Grenze der Altersperiode (0,1... 5, 10, ...) erreicht haben, die obere (1, 2... 10, 20...) erreichen. (Tab. I. - V.) Je grösser diese Zahl ist, umso geringer ist die Sterblichkeit, denn diese Zahlen sind nichts anders als die Ueberlebenswahrscheinlichkeiten multipliziert mit 100000.

Die grössten Unterschiede sind im kindlichen Alter zu beobachten. In Russland vollenden nur wenig mehr als 70 % der Knaben und 74 % der Mädchen das erste Lebensjahr. In der Ukraine sind diese Zahlen erheblich grösser; sie sind günstiger als die österreichischen, bei den Mädchen sogar besser als die deutschen. Die Differenz zwischen der schwedischen und der russischen Kindersterblichkeit beträgt mehr als 18,5 % bei den Knaben und 16,5 % bei den Mädchen. Auch nach der Sterblichkeit im zweiten Lebensjahre sind die Länder ziemlich verschieden. Die grösste Differenz übersteigt hier 7 % bei den Knaben und 6,5 % bei den Mädchen (Schweden - Russland.) Weiterhin wird sie immer geringer: für das 3. Lebensjahr ist sie etwas grösser als 4 %, für das 4. 2,75 % und für das 5. fällt sie sogar unter 2 % (Frankreich - Russland). Von allen Knaben vollendeten in Russland nur 55,6 % das 5. Lebensjahr, in Schweden dagegen 83 %; bei den Mädchen ist dieser Unterschied geringer, er beträgt 25,6 %.

Aber auch die Länder West- und Mitteleuropas weisen hinsichtlich der Intensität des Absterbens im kindlichen Alter die grössten Unterschiede auf: in den Zahlen der Knaben, die das 5. Lebensjahr vollenden, beträgt z. B. der Unterschied zwischen Deutschland und Schweden 12,3 %, zwischen Deutschland und Frankreich 7,9 %, zwischen Deutschland und England 5,6 %.

Nun ist die Kindersterblichkeit eine der verwundbarsten Stellen sogar der neueren Bevölkerungsstatistik, und die Literatur hat die Frage aufgeworfen, wie weit die Kindersterblichkeit z. B. Frankreichs und Englands wirklich und nicht bloss scheinbar (infolge der Unvollständigkeit der statistischen Angaben) — kleiner als die deutsche ist. Zweifellos hängt für die exakte Beantwortung der Frage viel von der Vollständigkeit und Genauigkeit der Erhebungen und z. T. von den Methoden der Berechnung der Sterbetafeln ab. Um die Sterblichkeit bis zum 5. Lebensjahre zu berechnen, kann man drei Verfahren benutzen. Ausser den Todesfällen zieht man die Angaben entweder nur über die Neugeborenen oder nur über die Lebenden nach der Volks-

I. TABELLE.

Ueberlebende. Männliches Geschlecht.

Alter	E. Russland 1896-1897	Ukraine 1896-1897	Oesterreich 1900-1901	Deutschland 1891-1900	Italien 1899-1902	Massachusetts 1893-1897	England 1891-1900	Frankreich 1898-1903	Schweden 1891-1900	Alter
0	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	0
1	70200	76356	75028	76614	82481	82767	82814	83674	88917	1
2	63162	70025	70199	72631	76231	79274	78409	80839	86285	2
3	59511	66363	68220	70999	73574	77681	76775	79310	84862	3
4	57215	64167	66967	69945	72158	76592	75763	78365	83796	4
5	55609	62674	66122	69194	71222	75766	75028	77692	82968	5
10	52129	59231	64058	67369	69136	73646	73430	75944	80561	10
15	50727	57584	62949	66462	68054	72510	72537	74818	79189	15
20	49347	55844	61384	65049	66524	70617	71171	72948	77358	20
25	47629	53802	59089	63168	64318	68021	69389	70230	74805	25
30	45851	51809	56878	61274	62188	65054	67320	67653	72367	30
35	43955	49864	54561	59111	60118	61953	64817	64839	69972	35
40	41826	47731	51905	56402	57874	58759	61596	61641	67362	40
45	39261	44989	48702	53037	55230	55381	57701	58033	64458	45
50	36174	41636	44948	49002	52124	51527	53089	53818	61088	50
55	32488	37679	40325	44133	48274	46816	47585	49004	57028	55
60	28183	32988	34679	38308	43408	41112	40952	43199	51951	60
65	23195	27387	28070	31294	36689	34364	33234	35998	45562	65
70	17347	20671	20561	23195	28378	26685	24663	27465	37334	70
75	11743	14076	12709	14730	18535	18497	15861	17815	27251	75
80	7022	8498	6061	7330	9401	11044	8230	8774	16168	80
85	3697	4629	2099	2497	3200	5320	3132	3037	6688	85
90	1763	2430	476	492	647	1860	772	728	1630	90
95	787	1287	78	46	84	397	106	122	183	95
100	331	659	—	2	8	37	7	11	11	100

II. TABELLE.

Ueberlebende. Weibliches Geschlecht.

Alter	E. Russland 1896-1897	Ukraine 1896-1897	Oesterreich 1900-1901	Deutschland 1891-1900	Italien 1899-1902	Massachusetts 1893-1897	England 1891-1900	Frankreich 1898-1903	Schweden 1891-1900	Alter
0	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	0
1	74146	80296	79040	80138	84128	85301	85934	86351	90793	1
2	67176	74112	74006	76137	77622	81885	81681	83617	88244	2
3	63440	70560	71906	74482	74759	80317	80036	82150	86850	3
4	61040	68277	70586	73406	73.65	79198	78968	81200	85810	4
5	59342	66663	69657	72623	72232	78407	78214	80496	84952	5
10	55702	63057	67266	70646	69915	76164	76527	78616	82457	10
15	54182	61218	65810	69562	68609	74882	75550	77248	80910	15
20	52601	59179	63956	68201	66782	72783	74177	75246	79005	20
25	50724	56894	61637	66467	64510	70166	72539	72732	76771	25
30	48688	54516	59105	64385	62103	67311	70582	70068	74449	30
35	46510	52046	56451	62047	59688	64261	68215	67377	72053	35
40	44147	49398	53592	59467	57171	61057	65301	64583	69499	40
45	41574	46415	50638	56751	54601	57704	61918	61661	66808	45
50	38653	42976	47514	53768	51974	54043	58032	58385	63995	50
55	35117	38779	43527	49938	48794	49681	53311	54452	60588	55
60	30531	33275	38248	44814	44551	44415	47304	49441	56399	60
65	25037	26499	31294	37828	38127	38177	39830	42694	50686	65
70	18621	18767	23124	28917	29706	30812	30917	34053	42764	70
75	12756	12088	14225	18900	19212	22442	21069	23454	32389	75
80	7712	6897	6987	9773	9549	14376	11807	12789	20392	80
85	4045	3578	2394	3568	3231	7823	4993	5037	9539	85
90	1911	1781	666	821	683	3359	1433	1452	2797	90
95	871	887	116	107	100	962	249	334	435	95
100	384	437	—	8	10	138	24	59	32	100

zählung oder endlich die einen und die andern heran. Falls nun diese statistischen Materialien nicht gleich genau sind, so hängt die Genauigkeit der Ergebnisse bis zu einem gewissen Grade von der Wahl der einen oder andern Berechnungsmethode ab. Für das Ende des XIX. Jahrhunderts, meint C. BALLOD, « wird wohl kein Statistiker behaupten, dass die Geburten- und Sterberegister selbst in unsern fortgeschrittensten Kulturländern bis auf mehr als etwa $\frac{1}{1000}$ genau sind »¹⁾. In Mittel- und Westeuropa sind aber die Geburt- und Sterberegister zweifellos genauer als die Ergebnisse der Volkszählungen, besonders für die Kinder der untersten Altersstufen. Was die Volkszählungen angeht, so können ihre Mängel die Sterbetafeln auf zweierlei Weise beeinflussen. Einerseits kann bei grösserer oder geringerer Genauigkeit der Gesamtzahl der lebenden Kinder bis zu 5 Jahren ihre Verteilung nach dem Alter unrichtig sein. So haben statistische Untersuchungen für England gezeigt, dass die Zahl der Kinder der höheren Altersstufen grösser ist, als sie auf Grund der entsprechenden Zahlen der Geburten- und Sterberegister sein sollte. Solche Zahlen können natürlich nicht unmittelbar bei den Berechnungen der Sterblichkeit verwandt werden, und deshalb benutzt man sie mit vollem Recht höchstens als Korrektiv bei der Aufstellung der Sterbetafel für die kindlichen Altersstufen von 0-5 Jahren auf Grund der Geburten und Sterberegister²⁾. Ferner ist zu beachten, dass bei den Volkszählungen Kinder noch leichter ausgelassen werden als Erwachsene. Statistische Untersuchungen haben dies für verschiedene Länder nachgewiesen³⁾. Dies erklärt sich daraus, dass die Bevölkerung

¹⁾ C. BALLOD, *Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung*. Leipzig 1897, S. 16.

²⁾ A. NEWSHOLME, *The Elements of Vital Statistics*, 3. ed. London 1899, p. 270. T. E. HAYWARD, *On Life - tables, their Construction and Practical Application*, « Journal of the Royal Statistical Society », Vol. LXII, Part III (1899), p. 451. Auf dieselben Ungenauigkeiten weist auch H. WESTERGAARD hin, s. *Die Lehre von der Mortalität und Morbilität* 2. Aufl. Jena 1901, S. 20.

³⁾ E. LEVASSEUR stellte auf Grund eines Vergleiches mit den Zahlen der Geburten und Sterbefälle fest, dass in Frankreich bei der Volkszählung von 1886 ungefähr 100000 Kinder im Alter von 0-2 Jahren ausgelassen sind. Er meint auch, dass in dieser Hinsicht die Volkszählung von 1886 infolge der neuen Methode der Berechnung der Bevölkerung ungenauer als die von 1876 ist (S. *La population française*, tome II, Paris 1891, pp. 264-265). Auch die deutsche Volkszählung vom Jahre 1880 ergibt so für die Kinder im Alter von 0-2 Jahren ein ähnliches Bild. Wie K. BECKER bemerkt, sind bei den

III. TABELLE.

Wieviel Personen überlebten das in der Vorspalte angegebene Alter aus 100000, die das vorhergehende Alter erreicht hatten?

(Männl.)

Alter	E. Russland	Ukraine	Oesterreich	Deutschland	Italien	Massachusetts	England	Frankreich	Schweden	Alter
1	70.200	76.356	75.028	76.614	82.481	82.767	82.814	83.674	88.917	1
2	89.974	91.709	93.564	94.801	92.422	95.780	94.681	96.612	97.040	2
3	94.220	94.770	97.181	97.753	96.514	97.991	97.916	98.109	98.351	3
4	96.142	96.691	98.163	98.515	98.075	98.598	98.682	98.808	98.744	4
5	97.193	97.673	98.738	98.926	98.703	98.921	99.030	99.141	99.012	5
10	93.742	94.506	96.878	97.362	97.071	97.202	97.870	97.750	97.099	10
20	94.663	94.282	95.826	96.556	96.222	95.887	96.924	96.055	96.024	20
30	92.915	92.775	92.659	94.196	93.482	92.122	94.589	92.741	93.548	30
40	91.222	92.199	91.256	92.049	93.063	90.323	91.497	91.113	93.084	40
50	86.487	87.231	86.597	86.880	90.065	87.692	86.189	87.309	90.686	50
60	77.909	79.230	77.154	78.176	83.278	79.787	77.138	80.269	85.043	60
70	61.551	62.662	59.289	60.549	65.375	64.908	60.224	63.578	71.864	70
80	40.480	41.111	29.478	31.602	33.128	41.387	33.370	31.946	43.306	80
90	25.107	28.595	7.853	6.712	6.882	16.842	9.380	8.297	10.082	90

IV. TABELLE.

Wieviel Personen überlebten das in der Vorspalte angegebene Alter aus 100000, die das vorhergehende Alter erreicht hatten?

(Weibl.)

Alter	E. Russland	Ukraine	Oesterreich	Deutschland	Italien	Massachusetts	England	Frankreich	Schweden	Alter
1	74.146	80.296	79.040	80.138	84.128	85.301	85.934	86.351	90.793	1
2	90.600	92.361	93.631	95.007	92.267	95.995	95.051	96.834	97.193	2
3	94.438	95.143	97.162	97.826	96.312	98.085	97.986	98.245	98.420	3
4	96.217	96.764	98.164	98.555	98.002	98.609	98.666	98.844	98.803	4
5	97.218	97.636	98.684	98.933	98.590	99.001	99.045	99.133	99.000	5
10	93.866	94.591	96.567	97.278	96.792	97.139	97.843	97.664	97.063	10
20	94.433	93.850	95.079	96.539	95.519	95.561	96.929	95.713	95.813	20
30	92.561	92.121	92.415	94.405	92.994	92.482	95.153	93.118	94.233	30
40	90.673	90.612	90.673	92.362	92.058	90.709	92.518	92.172	93.351	40
50	87.555	87.000	88.659	90.417	90.910	88.512	88.868	90.403	92.080	50
60	78.987	77.427	80.498	83.347	85.718	82.185	81.513	84.681	88.130	60
70	60.990	56.400	60.458	64.527	66.679	69.373	65.358	68.876	75.824	70
80	41.416	36.751	30.215	33.797	32.145	46.657	38.189	37.556	47.684	80
90	24.780	25.823	9.532	8.401	7.153	23.365	12.137	11.354	13.716	90

nicht überall einsieht, dass auch die kleinen Kinder in die Formulare eingetragen werden müssen, und teilweise auch daraus, dass man in gewissen Fällen Kinder verheimlicht, besonders uneheliche.

Aus der Unzuverlässigkeit der Volkszählungsergebnisse für die kindlichen Altersstufen erklärt es sich dass man in der Regel diese Angaben für die ersten Jahresklassen garnicht benutzt, sondern sich der Zahlen der Geburten- und Sterberegister bedient ¹⁾. Um die Kindersterblichkeit bei den verschiedenen Völkern beurteilen zu können, ist es praktisch also wichtiger, die Angaben der laufenden Registrierung zu kennen, die man überall, die Angehörigen gewisser Glaubensbekenntnisse in Russland ausgenommen, als viel genauer ansehen kann als die Volkszählungsergebnisse ²⁾.

Volkszählungen von 1875 und 1890 60-70 000 Kinder (2,5 %) ausgelassen (S. « Monatshefte zur Statistik des Deutschen Reiches », 1887, XI). Dasselbe finden wir in Italien für die Volkszählung von 1881 (S. *Studi sulla composizione della popolazione per età in Italia e in altri stati secondo gli ultimi censimenti*. « Annali di Statistica », 1885). - Vgl. G. v. MAYR, *Statistik und Gesellschaftslehre*, II Bd. 2. Aufl. Tübingen 1922. S. 97.

¹⁾ Westergaard, a. a. O. S. 175.

²⁾ Prof. C. BALLOD sagt in seinem *Grundriss der Statistik* (Berlin 1913, S. 54): « In England ist die Zahl der Ueberlebenden beim 20. Lebensjahr um nahezu 10 v. H. höher als die Deutschlands - doch ist diese günstigere Zahl in England (wie übrigens z. T. auch in Frankreich) fiktiv - eine Folge der erwähnten weniger vollständigen Registrierung der Geborenen und in den ersten 6 Lebenswochen Gestorbenen ». Auf S. 46 desselben Werkes finden wir den Grund, der C. BALLOD auscheinend zu diesem Schluss geführt hat. Er weist darauf hin, dass das Verhältnis der Geschlechter bei den Lebendgeborenen in Deutschland seit 1870 nur unerheblich schwankt, auf 100 Mädchen entfallen 105-105,5 Knaben. In England und Frankreich ist diese Zahl niedriger, ungefähr gleich 104-104,5. « Es ist sehr wahrscheinlich, dass die englische und französische Geburtenziffer um etwa $\frac{1}{20}$ - $\frac{1}{25}$ zu niedrig angegeben ist, die Säuglingssterblichkeit aber gar um $\frac{1}{3}$ bis $\frac{1}{4}$ zu gering, woraus dann folgen würde, dass die landläufige Ansicht von der geringen Kindersterblichkeit in England gründlich revidiert werden muss ». Offenbar meint C. BALLOD, aus einem kleineren Verhältnis der Zahl der lebendgeborenen Knaben zu der der Mädchen könne man auf eine grössere Ungenauigkeit des Geburtenregisters schliessen. Er hält es für « sehr wahrscheinlich », dass man sogar über den Umfang der angeblichen Auslassungen im Geburten- und Sterberegister urteilen könne. - Mir scheint, dass die Hauptmasse der Auslassungen - wenn wirklich *bewiesen* wäre, dass die Bevölkerungsbewegung in England und Frankreich lückenhafter als in Deutschland registriert wird - auf die Gruppe entfallen würde, die vor Ablauf der obligatorischen

V. TABELLE.

*Rangordnung der Länder nach der
Sterblichkeitsintensität für verschiedene Altersklassen.*

Alter	Männliches Geschlecht									Weibliches Geschlecht									Alter
	E. Russland	Ukraine	Oesterreich	Deutschland	Italien	Massachusetts	England	Frankreich	Schweden	E. Russland	Ukraine	Oesterreich	Deutschland	Italien	Massachusetts	England	Frankreich	Schweden	
1	1	3	2	4	5	6	7	8	9	1	4	2	3	5	6	7	8	9	1
2	1	2	4	6	3	7	5	8	9	1	3	4	5	2	7	6	8	9	2
3	1	2	4	5	3	7	6	8	9	1	2	4	5	3	7	6	9	9	3
4	1	2	4	5	3	6	7	8	9	1	2	4	5	3	6	7	9	8	4
5	1	2	4	6	3	5	8	9	7	1	2	4	5	3	7	8	6	6	5
10	1	2	3	7	4	6	9	8	5	1	2	3	7	4	6	9	8	5	10
20	2	1	3	8	7	4	9	6	5	2	1	3	5	4	6	9	7	8	20
30	5	4	2	8	6	1	9	3	7	4	1	2	8	5	3	9	6	7	30
40	3	7	4	6	8	1	5	2	9	3	1	2	7	5	4	8	6	9	40
50	2	5	3	4	8	7	1	6	9	2	1	4	7	8	3	5	6	9	50
60	3	5	2	4	8	6	1	7	9	2	1	3	6	8	5	4	7	9	60
70	4	5	1	3	8	7	2	6	9	3	1	2	4	6	7	5	8	9	70
80	6	7	1	2	4	8	5	3	9	7	4	1	3	2	8	6	5	9	80
90	8	9	3	1	2	7	5	4	6	8	9	3	2	1	7	5	4	6	90

Aber auch wenn die Registrierung ganz genau ist, können die Zahlen für die das 5. Jahr Ueberlebenden mehr oder weniger voneinander abweichen, weil die verschiedenen Länder die Totgeborenen verschieden behandeln und sogar diesen Begriff verschieden bestimmen. Die Statistik der Totgeborenen ist eine der schwächsten Stellen der Demographie überhaupt. Vor allem ist es schwer, die Grenze zwischen der Totgeburt und dem Abortus oder der Abtreibung zu ziehen. Der Begriff des «Totgeborenen» ist in den verschiedenen Ländern verschieden; hinsichtlich der Zeit, die das Kind nach der Geburt gelebt hat, bestehen beträchtliche Unterschiede. WESTERGAARD weist darauf hin, dass man in Dänemark seit 1860 unter einem «Totgeborenen» ein Kind versteht, das ohne Anzeichen von Leben geboren ist. Vorher dagegen waren alle Kinder, die nicht länger als 24 Stunden gelebt hatten, in der Zahl der Totgeborenen einbegriffen, und so wird die Registrierung in vielen Ländern gehandhabt. In Frankreich, Holland und Belgien gelten als Totgeborene alle Kinder, die gestorben sind, bevor sie als geboren registriert werden (die Frist beträgt 3 Tage). In Spanien werden

Registrierungsfrist verstirbt. Nun gewährt aber nur England zur Anmeldung der Geburt eine Frist von 6 Wochen; in Frankreich muss die Meldung in 3 Tagen erstattet werden. Wenn also schon Auslassungen in beiden Ländern vorkommen, so kann man sie nicht in gleicher Weise nur auf die Anmeldefrist zurückführen. Aber für so beträchtliche Auslassungen finden wir bei BALLOD gar keinen direkten Beweis, sondern nur den indirekten aus dem Vergleich der Zahlen der Lebendgeborenen der verschiedenen Geschlechter. Damit kann BALLOD aber wohl kaum Recht haben. Dafür haben wir einen indirekten Beweis. Die Zahl der neugeborenen Knaben, die auf 100 Mädchen entfallen, ist in England von 1844 bis 1893 von 106,4 auf 104 gesunken (S. E. BLASCHKE, *Vorlesungen über mathematische Statistik*, Leipzig 1906, S. 125). Will nun C. BALLOD konsequent sein, so muss er behaupten, diese Tatsache erkläre sich aus einer fortschreitenden Verschlechterung der statistischen Registrierung der Neugeborenen. Unvergleichlich viel natürlicher wäre es, jene Erscheinung aus der stets zunehmenden Verbreitung der Abtreibung und z. T. aus der Ungleichheit der Methoden zur Erfassung der totgeborenen Kinder zu erklären. Die Knaben sind ihrer Natur nach weniger lebensfähig als die Mädchen, und deshalb muss das Verhältnis der neugeborenen Knaben zu den Mädchen mit der Verbreitung des Abortus in der Bevölkerung kleiner werden. Ueber diese Erklärung jener übrigens unbeträchtlichen Differenz siehe die interessante Untersuchung A. A. Tschuprows *Zur Frage des sinkenden Knabenüberschusses unter den ehelichen Geborenen*, Vortrag auf der VIII. Tagung des Internationalen Statistischen Institutes, und meine *Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik* (*Ocerki po teoriji statistiki naselenija i moral'noj*) Petersburg 1916.

viele lebendgeborene Kinder, die vor der Taufe sterben, als Totgeborene registriert. Umgekehrt sollen in Oesterreich-Ungarn viele tatsächlich totgeborene Kinder, an denen noch die Taufhandlung (Nottaufe) vollzogen wurde, als Lebendgeborene eingetragen werden¹⁾.

Die Zahl der Totgeburten, die auf 1000 Geburten entfallen, ist in den verschiedenen Ländern recht verschieden. Aus diesen Unterschieden kann man in gewissem Umfange die Differenzen in der Säuglingssterblichkeit erklären, welche die verschiedenen Länder aufweisen. Da aber die Sterbetafeln gewöhnlich nur für die Lebendgeborenen aufgestellt werden, so haben die geschilderten Verhältnisse auf die Endergebnisse keinen Einfluss.

Hält man sich an die Volkszählungsergebnisse, so können deren Unvollkommenheiten zu einer Fehlerquelle werden, aber auch die Berechnung auf Grund der Geburten- und Sterberegister kann zu unrichtigen Ergebnissen führen, besonders wenn die einen und die andern Erhebungen in den zu vergleichenden Ländern (oder in Verhältnis zueinander) nicht gleich zuverlässig sind. So kann durch die Mängel des Materiales und durch die Wahl der Berechnungsmethode Unsicherheit in die Berechnung der Kindersterblichkeit hineingeraten.

Unsere Tabellen bestätigen auch das Gesagte bis zu einem gewissen Grade. Das Europäische Russland steht nach der Säuglingssterblichkeit an 1. Stelle. Den 2. Platz nimmt Oesterreich ein, vielleicht infolge der oben geschilderten Besonderheiten bei der Registrierung der Totgeburten. Hinsichtlich der Mädchen im Alter von 0-1 Jahre steht die Ukraine an 4. Stelle, denn sogar für Deutschland ergibt sich eine etwas grössere Sterbenswahrscheinlichkeit. Hinsichtlich der Altersstufen von 1-5 Jahren ist für einige Länder eine grosse Regelmässigkeit in Sinne ihrer Reihenfolge zu bemerken. Hinsichtlich der Knaben steht das Europäische Russland stets an 1. Stelle, dann folgt die Ukraine, Italien und Oesterreich. Die übrigen Länder gehen mehr durcheinander. Die grösste Regelmässigkeit finden wir für die Sterblichkeit der Knaben im Alter von 0-4 Jahren in Schweden und Frankreich, hier zeigt Schweden die geringste Sterblichkeit, unmittelbar darauf folgt Frankreich. Aber schon für die Altersklasse von 4-5 Jahren tritt Schweden seinen Platz an Frankreich

¹⁾ WESTERGAARD, a. a. O. S. 328-329.

ab und muss sogar England weichen. Die Unterschiede sind allerdings nicht gross und könnten bei näherer Untersuchung vielleicht aus den Methoden der Aufstellung der Sterbetafeln und aus den Besonderheiten des statistischen Urmateriales erklärt werden. Nicht so regelmässig ist der Verlauf der Mädchensterblichkeit. Hier behalten Schweden und Frankreich dieselben Stellen nur bis zum. 3. Jahre, danach wechseln sie sie.

Nach der Sterblichkeit der Kinder im Alter von 3-5 Jahren unterscheiden sich Deutschland, Massachusetts, England, Frankreich und Schweden nur sehr unerheblich voneinander, und für die Altersstufe von 2-3 Jahren ist der Unterschied sogar geringer als 0,6%.

Anders ist es für die ersten beiden Lebensjahre. Besonders beträchtlich ist der Unterschied bei den Säuglingen. Im Europäischen Russland überleben von den neugeborenen Knaben nur wenig mehr als 70% das erste Lebensjahr, in Schweden dagegen ungefähr 89%, d. h. fast 19% mehr. Die zweite Gruppe besteht aus Ländern, wo die Sterblichkeit um 5,2-6,5% geringer als in Schweden ist. Das sind Italien, Massachusetts, England und Frankreich, die sich voneinander nur wenig (um weniger als 1,2%) unterscheiden. Dann kommt eine Gruppe von ost- und mitteleuropäischen Ländern, die Ukraine, Oesterreich und Deutschland, die auch wenig voneinander abweichen (1,6%) und wo die Sterblichkeit um 7-7,5% grösser als in der vorhergehenden Gruppe ist. Die Sterblichkeit in Russland wiederum übersteigt die in den Ländern der vorhergehenden Gruppe um 5-6%.

Die Intensität des Absterbens im ersten Lebensjahre ist bei den Mädchen etwas anders als bei den Knaben. Die zahlenmässigen Unterschiede werden dabei geringer. Was die Grösse der Ueberlebenswahrscheinlichkeit anlangt, so steht wie vorhin Schweden an erster Stelle, an die zweite kann man Frankreich, England und Massachusetts setzen, wo die Sterblichkeit um 5,5-4,5% ungünstiger als in Schweden ist. Italien, wo die Sterblichkeit der Mädchen überhaupt unverhältnismässig viel grösser als die der Knaben ist, weicht um mehr als 1% von dem ungünstigsten Lande (Massachusetts) und um 2,2% von Frankreich ab. In der Ukraine, Deutschland und Oestereich ist die Sterblichkeit um 6,3% grösser als in den Ländern der vorhergehenden Gruppe. Das Europäische Russland unterscheidet sich seinerseits um 5-6% von der vorhergehenden Gruppe. Die grösste Differenz besteht zwischen Schweden und Russland, sie beträgt 16,6%.

Für das zweite Lebensjahr werden die Unterschiede viel kleiner. An der ersten Stelle steht wie vorhin Schweden, wo die Knabensterblichkeit von der französischen nur um $0,4\%$ abweicht. Dann kommen Massachusetts ($0,8\%$), Deutschland (1%), England ($0,12\%$), Oesterreich ($1,1\%$), Italien ($1,1\%$), die Ukraine ($0,7\%$) und endlich das Europäische Russland ($1,7\%$). In fast jedem Lande ist also die Sterblichkeit nur um 1% oder noch weniger grösser als in dem vorhergehenden oder kleiner als in dem folgenden. Die grösste Differenz besteht wieder zwischen Schweden und Russland, sie beträgt etwas mehr als 7% . Dasselbe beobachten wir bei der Mädchensterblichkeit. Hier ergibt sich folgende Rangordnung: Schweden, Frankreich ($0,36\%$), Massachusetts ($0,84\%$), England und Deutschland ($0,9\%$), Oesterreich ($1,4\%$), die Ukraine und Italien ($2,6\%$), das Europäische Russland ($1,3\%$).

Nicht uninteressant ist eine allgemeine Charakteristik des Absterbens der Knaben und Mädchen bis zum 5. Lebensjahre. Die Unterschiede vom einen Jahr zum andern wirken hauptsächlich in demselben Sinne, nämlich dahin, die Differenzen zwischen den einzelnen Ländern zu vergrössern, indessen verändern einige Länder mit dem Uebergang vom einen Lebensjahre zum andern ihren Platz in der Reihe. Das 5. Jahr überleben in Schweden ungefähr 83% der *Knaben*; in Frankreich $77,7\%$, in Massachusetts $75,8\%$, in England 75% in Italien $71,2\%$, in Deutschland $69,2\%$, in Oesterreich $66,1\%$, in der Ukraine $62,7\%$ und im Europäischen Russland $55,6\%$. Die grösste Differenz beträgt $27,4\%$. Sogar zwischen Schweden und Deutschland beträgt die Differenz $13,7\%$, zwischen Deutschland und Frankreich $8,5\%$.

Bei den *Mädchen* sind die Unterschiede geringer. In Schweden überleben von ihnen das 5. Jahr beinahe 85% , in Frankreich $80,5\%$, in England $78,2\%$, in Massachusetts $78,4\%$, in Italien $72,2\%$, in Deutschland $72,6\%$, in Oesterreich $69,7\%$ in der Ukraine $66,7\%$ und im Europäischen Russland $59,3\%$. Auffällig ist die Grösse der italienischen Mädchensterblichkeit; diese ist um $0,4\%$ grösser als die deutsche, während die Knabensterblichkeit in Italien um 2% kleiner als in Deutschland ist.

Nach den Sterblichkeitsintensitäten für die Altersspanne von 5-10 Jahren unterscheiden sich die verschiedenen Länder noch weniger als für die von 3-5. Was die Knaben betrifft, so beträgt die grösste Differenz, die zwischen England und Russland, $4,1\%$ für den ganzen Abschnitt, d. h. weniger als 1% für 1 Jahr. Hier

heben sich nur zwei Gruppen einigermaßen klar voneinander ab: Russland auf der einen Seite und Mittel- und Westeuropa auf der andern. Der grösste Unterschied innerhalb der Gruppe der ausserrussischen Länder beträgt noch nicht einmal 1% für das ganze Jahrfünft (England - Oesterreich). Im Vergleich mit den vorher betrachteten Altersstufen ist die Reihenfolge der ausserrussischen Staaten eine etwas andere: England, Frankreich, Deutschland, Massachusetts, Schweden. Dasselbe kann man hinsichtlich der Mädchensterblichkeit sagen; ordnet man die verschiedenen Länder nach dieser, so ergibt sich dieselbe Reihenfolge.

Die Zahlen der Kinder, die das 10. Jahr überleben - später eintretende Todesfälle fallen nicht mehr unter den Begriff der eigentlichen Kindersterblichkeit - weichen in den verschiedenen Ländern noch mehr voneinander ab als die Zahlen für die, welche das 5. Jahr überleben. Im Europäischen Russland überleben von 100 Knaben nur 52,1 den 10. Jahrestag, in Schweden dagegen 80,6. Die grösste Differenz beträgt also 28,5%. Auf Schweden folgt Frankreich (75,9%), Massachusetts (73,6%), England (73,4%), Italien (69,1%) Deutschland (67,4%), Oesterreich (65,9%), die Ukraine. (59,2%). Bei den Mädchen ergeben sich nicht nur grössere Zahlen, sondern auch eine etwas andere Reihenfolge: Schweden (82,5), Frankreich (78,6), England (76,5), Massachusetts (76,2) Deutschland (70,6), Italien (69,9), Oesterreich (67,3), die Ukraine (69,1), das Europäische Russland (56,7). Die grösste Differenz beträgt nur 26,8%.

Ein anderes Bild bieten die Altersstufen von 10-20 Jahren. Nur drei Länder (Oesterreich, England und Schweden) behalten in der Ordnung der Länder nach der Grösse der Sterblichkeit der männlichen Bevölkerung ihre Stellen.

Die Ueberlebenswahrscheinlichkeit ist am geringsten in der Ukraine, unterscheidet sich hier allerdings nur um 0,4% von der im Europäischen Russland. Die grösste Differenz besteht zwischen England und der Ukraine, sie beträgt nur 2,6% für das ganze Jahrzehnt. Für die weibliche Bevölkerung dieses Alters weist die Absterbeordnung eine gewisse Eigenart auf. Hier behalten ausser Oesterreich und England auch Italien und Massachusetts ihre Stellen in der Reihenfolge aller Länder. Am grössten ist die Sterblichkeit in der Ukraine. Sie übersteigt die englische um 2,5%.

Nicht uninteressant ist es, das Alter festzustellen, bei dem

die Sterbensgefahr am geringsten ist. Die Unterschiede zwischen den verschiedenen Ländern in dieser Hinsicht sind klein.

	männl	weibl.		männl	weibl.
England . .	10	10	Italien . . .	13	13
Massachusetts	12	11	Schweden . .	14	12
Frankreich .	12	11	Ukraine . . .	14	13
Oesterreich .	13	12	Europäisches)	14	14
Deutschland.	13	12	Russland)		

Die geringste Sterblichkeit fällt überall auf die Jahre von 10-14. Auffällig ist das ausserordentlich niedrige Alter der geringsten Sterblichkeit in England. Es ist möglich, dass dies nur das Ergebnis der Interpolation ist. Uns scheint es überhaupt schwierig, für die einzelnen Lebensjahre zu einem Schluss zu kommen, für die niedrigen Alterstufen wegen der Interpolation der Daten und für die höheren und höchsten auch wegen der Mängel der Altersangaben. Da die Unterschiede in der Grösse der Sterblichkeit aufeinanderfolgender Jahresklassen in der Gruppe von 10-15 Jahren überhaupt sehr klein und da fast alle Sterbetafeln auf die eine oder andere Weise interpoliert sind, halte ich es für wahrscheinlich, dass auch in einigen andern Ländern das Alter der geringsten Sterblichkeit teilweise auch von der angewandten Interpolationsmethode abhängen kann. Eine mittelbare Bestätigung dieser Zweifel kann in den sehr grossen Unterschieden gefunden werden, welche die Grössen der Sterblichkeit für die verglichenen Länder aufweisen¹⁾. Von 100.000 Knaben, welche die untere Grenze der einjährigen Altersstrecke der geringsten Sterblichkeit erreicht hatten, starben in England 214, in Deutschland 254, in Massachusetts 277, in Frankreich 284, in Italien 290, in Oesterreich 310, in Schweden

¹⁾ Bezüglich der Sterbetafeln für England und Wales für die Zeit von 1881 bis 1890 hat WESTERGAARD bemerkt, dass nach ihnen die Sterblichkeit für die Gruppe von 10-15 Jahren über alle Massen gering ist und eine so kleine Sterblichkeit nur sehr selten unter der Gesamtbevölkerung anzutreffen ist. Ihm scheint, dass sich so niedrige Sterbenswahrscheinlichkeiten infolge übermässiger Interpolation ergeben haben. Dafür findet er eine Bestätigung in dem Vergleich zwischen den Zahlen, welche die Sterblichkeit der Altersklasse von 10-15 Jahren nach dem statistischen Urmaterial charakterisieren, und den Zahlen die sich aus der Sterbetafel ergeben. S. *Die Lehre von der Mortalität und Morbilität*, S. 206-209.

317, im Europäischen Russland 442, in der Ukraine 489. Für die Mädchen ergeben sich grössere Zahlen: in England 231, in Deutschland 295, in Massachusetts 306, in Frankreich 323, in Italien 361, in Schweden 362, in Oesterreich 423, im Europäischen Russland 500 und in der Ukraine 565. Unstreitig aber liegt das Alter der geringsten Sterblichkeit für das Ende des XIX. Jahrhunderts gewöhnlich zwischen 11 und 14 Jahren.

Das Ende des 20. Lebensjahres wird bei internationalen Vergleichen gewöhnlich als der Beginn der produktiven Lebenszeit angenommen. Daher scheint es nützlich, die Menge der menschlichen Arbeitskräfte festzustellen, die jedem der verglichenen Länder aus jeder Generation zuwachsen. Das 20. Lebensjahr vollenden von 100 Geborenen männlichen Geschlechtes in Schweden 77,4, in Frankreich 72, in England 71,2, in Massachusetts 70,6, in Italien 65,5, in Deutschland 65, in Oesterreich 61,4, in der Ukraine 55,8 und im Europäischen Russland 49,3, d. s. 28,1 weniger als in Schweden. Bezieht man diese Zahlen nicht auf die Zahl der Geborenen, sondern auf die Zahl der das 20. Jahr überlebenden Schweden, so erscheinen die Unterschiede viel grösser; für Russland ergibt sich dann nur der Wert 63,7%. - Etwas anders ist das Bild für die weibliche Bevölkerung. Hier ergibt sich für Schweden 79, für Frankreich 75,2, für England 74,2, für Massachusetts 72,8, für Deutschland 68,2, Italien 66,8, Oesterreich 64, für die Ukraine 52,2 und für das Europäische Russland 52,6 d. i. 26,4% weniger als für Schweden. Die weibliche Generation beginnt in Russland den Weg der Arbeit mit einem Kapital an Leben, das nur 66,6% des schwedischen beträgt. Auffällig sind die ausserordentlich niedrigen Zahlen für die Frauen, die in Italien das 20. Lebensjahr vollenden.

Erhebliche Besonderheiten zeichnen die Stufe der Menschen in dem Alter von 20 - 30 Jahren aus. Ihre Stellen nach der Grösse der Sterblichkeit behalten nur England, in dem wie auf der vorher betrachteten Altersstufe die grösste Ueberlebenswahrscheinlichkeit besteht, und Deutschland, das sogleich folgt. Sehr beträchtliche Veränderungen in der Intensität des Absterbens finden sich in Russland und der Ukraine, die gleich auf Italien folgen. Die grösste Sterblichkeit der Männer im arbeitsfähigen Alter fällt auf Massachusetts, dem Oesterreich und Frankreich folgen. Für das folgende Jahrzehnt ändert sich die Reihenfolge etwas. Die günstigsten Verhältnisse finden sich in

Schweden, das diesen Vorrang für die Altersstufen von 30-70 Jahren bewahrt. Gesunken sind das Europäische Russland, Deutschland, England und Frankreich, gestiegen sind die Ukraine, Oesterreich und Italien. Die grösste Differenz bleibt für beide Jahrzehnte fast unverändert. Sie ist annähernd ebenso gross wie für das Jahrzehnt von 10-20. Für das Jahrzehnt von 20-30 Jahren ist sie gleich 2,5% (England-Massachusetts), für das folgende gleich 2,8% (Schweden Massachusetts).

Das folgende Jahrzehnt von 40-50 Jahren bringt wieder wesentliche Veränderungen in der Reihenfolge der Länder nach dem Umfang des Absterbens. In diesem Zeitraum tritt eine Verschiebung für die Personen ein, die sich mit nichtqualifizierter wirtschaftlicher Arbeit befassen. Die Ermüdung von den 20 voraufgegangenen Arbeitsjahren beginnt immer stärker auf den Organismus einzuwirken, was eine allgemeine Vergrösserung der Sterblichkeit hervorruft. Die grösste Wahrscheinlichkeit, noch 10 Jahre zu leben, für einen Zwanzigjährigen beträgt 0,94589 (in England), für einen Dreissigjährigen 0,93084 (in Schweden), für einen Vierzigjährigen dagegen nur 0,90686. Die einzelnen Länder weisen in dieser Hinsicht beträchtliche Besonderheiten auf. Die Differenz der Wahrscheinlichkeiten, die obere Grenze des 10-jährigen Lebensabschnittes von 30-40 und von 40-50 Jahren zu erreichen, betragen in England, Deutschland, der Ukraine, dem Europäischen Russland und Oesterreich ungefähr 5%, in den andern dagegen (Schweden, Massachusetts und Italien) nur ungefähr 3%, in Frankreich aber 3,8%. Die Differenz in den Wahrscheinlichkeiten, das 30. und 40. Lebensjahr zu vollenden, ist nach allen Sterbetafeln viel geringer. In drei Ländern (Schweden, Italien und der Ukraine) erreicht sie nicht einmal 1%, in vier Ländern (dem Europäischen Russland, Oesterreich, Massachusetts und Frankreich) beträgt sie 1-2%. Ausserordentlich gross ist sie in England (3,1%) und Deutschland (2,2%), wo der Organismus der Männer anscheinend gerade in dieser Arbeitszeit des Lebens etwas schneller verbraucht wird. Nach der Intensität des Absterbens in dem Jahrzehnt von 40-50 Jahren behalten nur Schweden und das gleich darauf folgende Italien ihre Plätze. England tritt an die letzte Stelle. Weit herauf gerückt sind Massachusetts (von der 1. an die 7. Stelle) und Frankreich (von der 2. an die 6. Stelle). Gesunken sind das Europäische Russland, die Ukraine, Oesterreich und Deutschland. Die grösste Differenz beträgt schon 4,5% (Schweden-England).

Die Jahrzehnte von 50-60 und 60-70 Jahren ändern das allgemeine Bild nur wenig. Ihre Plätze behalten Schweden (9) Italien (8) und die Ukraine (5). Das Europäische Russland zeigt die Tendenz, einen höheren Platz einzunehmen, bei Oesterreich zeigt sich das Umgekehrte: dieses Land hat die grösste Sterblichkeit für die Stufe von 60-70 Jahren.

Die grösste Differenz beträgt für die Stufe von 50-60 Jahren 8,9% (Schweden-England), für die Stufen von 60-70 Jahren dagegen 12,6%.

Die Intensität des Absterbens für die Altersstufen über 70 bietet ein buntes Bild. Dass es der Wirklichkeit entspreche, wird man schwerlich mit Sicherheit zu behaupten wagen, denn die Sterblichkeit der Greise ist ein bisher wenig erforschter Gegenstand. Einerseits sind die Volkszählungsergebnisse und die laufende Registrierung mangelhaft, weil das Alter sehr unrichtig angegeben wird, andererseits ist die Zahl der Greise in einigen Ländern allzu klein. Daher wird die Sterblichkeit für das Greisenalter gewöhnlich berechnet nicht auf Grund der Zahl der Lebenden und der Todesfälle, sondern mit Hilfe analytischer Formeln. Spezialuntersuchungen über die Sterblichkeit der Greise sind von den statistischen Aemtern der Schweiz, Norwegens und Schwedens angestellt worden, leiden aber daran, dass das Beobachtungsgebiet zu klein gewesen ist¹⁾.

5. Um den Charakter der russischen Sterblichkeit im Vergleich mit der Sterblichkeit in den andern Ländern genauer darzulegen, scheint es nützlich, Tabellen der mittleren Lebensdauer zu geben. (Tab. VI. und VII.). Diese Werte hängen ab von der Intensität des Absterbens auf den einzelnen Alterstufen, von der zu untersuchenden bis zu dem Grenzalter, das keine Person der zu untersuchenden Generation erreicht. Besondere Bedeutung hat die mittlere Lebensdauer des Neugeborenen. Sie charakterisiert mit einer einzigen Zahl die Gesamtsterblichkeit der Bevölkerung; andererseits ist ihr reziproker Wert nichts anders als der Sterblichkeitskoeffizient der stationär gedachten Bevölkerung - das vollkommenste Mass der Intensität der Sterblichkeit der gesamten zu untersuchenden Bevölkerung. Da ich die Intensitäten für die

¹⁾ Vgl. H. WESTERGAARD, *Mortality in extreme old age*. «Economic Journal», 1899; ferner: *Die Lehre von der Mortalität und Morbilität*, 2. Aufl. Jena 1901.

verschiedenen Altersstufen eingehend analysiert habe, so kann ich mich bezüglich der mittleren Lebensdauer auf einige Bemerkungen beschränken. Für die Knaben im Alter von 10 Jahren ist diese in Russland und der Ukraine kleiner als in den andern Staaten ausser Oesterreich, wobei ihr Wert für die Ukraine sich dem Wert für Deutschland, Massachusetts, England und Frankreich nähert. Für das weibliche Geschlecht ist sie geringer, besonders in der Ukraine. Sehr interessant ist, dass ein 20-jähriger Mann in fast allen Ländern - nur Schweden, Italien und Oesterreich sind auszunehmen - annähernd dieselbe Anzahl von Lebensjahren, etwas mehr als 41, vor sich hat. Die mittlere Lebensdauer ist hier für die Ukraine grösser als in allen andern Staaten ausser Schweden und Italien, wobei die Differenz gegenüber Italien nur 0,16 Jahre beträgt. Die fernere Lebensdauer des 60-jährigen ist bei uns grösser als in allen andern Ländern ausser Schweden. Daraus erklärt es sich, dass trotz grösserer Sterblichkeit im Arbeitsalter (von 20-60 Jahren) wir für den 20-jährigen eine ebenso grosse Lebensdauer haben. Etwas ungünstigere Lebensaussichten haben die 60-jährigen Frauen, besonders in der Ukraine; das Europäische Russland im ganzen steht nicht nur hinter Schweden, sondern auch hinter Massachusetts und Frankreich zurück und übertrifft England nur um 0,05 Jahre.

Die Zahlen für die mittlere Lebensdauer sind aber zu summarisch, um zur gründlicheren Erforschung des Lebens einer Generation verwandt werden zu können. Manchmal können sie den Forscher sogar irreführen. Aus der Tatsache, dass die 20-jährigen Männer annähernd dieselbe mittlere Lebensdauer haben, folgt noch lange nicht, dass die Generationen ökonomisch gleichwertig seien. Selbst wenn alle Menschen wirtschaftlich betrachtet von gleicher Qualität wären und die 20-jährigen Männer nach allen Sterbetafeln dieselbe mittlere Lebensdauer haben, so folgt daraus doch noch nicht die ökonomische Gleichwertigkeit der zu untersuchenden Generationen. Sehr wesentlich ist auch, wieviele der Geborenen das 20. Jahr erreichen und wie sich die Intensität des Absterbens verteilt, nachdem die Generation dieses Alter erreicht hat. Um die Arbeitskraft einer Bevölkerung bei gegebener Grösse der Sterblichkeit zu schätzen, bedient man sich der Werte für die mittlere Lebensdauer der Lebendgeborenen in dem Lebensalter ganzer und halber Arbeitskraft. Mit andern Worten, wir vergleichen die Zeit, die ein

VI. TABELLE.

Fernere mittlere Lebensdauer (Jahre). Männliches Geschlecht.

Alter	E. Russland 1896-1897	Ukraine 1896-1897	Oesterreich 1900-1901	Deutschland 1891-1900	Italien 1899-1902	Massachusetts 1893-1897	England 1891-1900	Frankreich 1898-1903	Schweden 1891-1900	Alter
0	31,32	35,78	37,77	40,56	42,83	44,09	44,13	45,31	50,94	0
1	43,41	45,71	49,17	51,85	50,67	52,18	52,22	53,10	56,25	1
2	47,19	48,79	51,52	53,67	53,92	53,46	54,12	53,94	56,95	2
3	49,06	50,46	52,00	53,89	55,00	53,54	54,26	53,97	56,90	3
4	50,00	51,17	51,96	53,70	55,08	53,30	53,98	53,62	56,62	4
5	50,43	51,37	51,62	53,27	54,75	52,88	53,50	53,08	56,18	5
10	48,67	49,24	48,22	49,66	51,25	49,33	49,63	49,25	52,79	10
15	44,95	45,58	44,03	45,31	47,08	45,07	45,21	44,95	48,66	15
20	41,13	41,92	40,08	41,23	43,08	41,20	41,02	41,03	44,75	20
25	37,53	38,42	36,53	37,38	39,50	37,68	37,01	37,52	41,19	25
30	33,88	34,80	32,86	33,46	35,67	34,28	33,07	33,86	37,50	30
35	30,24	31,06	29,15	29,59	31,92	30,87	29,24	30,22	33,70	35
40	26,64	27,33	25,51	25,89	28,00	27,41	25,64	26,65	29,90	40
45	23,22	23,84	22,02	22,37	24,42	23,93	22,20	23,15	26,14	45
50	19,98	20,55	18,64	19,00	20,50	20,53	18,90	19,76	22,44	50
55	16,95	17,44	15,48	15,81	17,00	17,33	15,79	16,45	18,85	55
60	14,15	14,56	12,58	12,82	13,58	14,38	12,93	13,31	15,44	60
65	11,64	12,00	9,92	10,12	10,58	11,70	10,34	10,46	12,24	65
70	9,72	10,08	7,61	7,76	7,92	9,34	8,05	7,92	9,36	70
75	8,18	8,65	5,74	5,80	5,92	7,37	6,15	5,84	6,88	75
80	7,07	7,76	4,39	4,23	4,33	5,70	4,62	4,37	4,88	80
85	6,35	7,32	3,36	3,05	3,25	4,31	3,45	3,41	3,45	85
90	5,84	6,90	2,84	2,23	2,50	3,16	2,58	2,79	2,42	90
95	5,35	6,04	2,65	2,68	2,00	2,22	1,95	2,16	1,87	95

VII. TABELLE.

Fernere mittlere Lebensdauer. Weibliches Geschlecht.

Alter	E. Russland 1890-1897	Ukraine 1896-1897	Oesterreich 1900-1901	Deutschland 1891-1900	Italien 1899-1902	Massachusetts 1893-1897	England 1891-1900	Frankreich 1898-1903	Schweden 1891-1900	Alter
0	33,41	36,85	39,87	43,97	43,17	46,61	47,77	48,69	53,63	0
1	43,89	44,77	49,31	53,78	50,08	53,58	54,53	55,34	58,04	1
2	47,39	47,44	51,63	55,59	53,33	54,79	56,34	56,14	58,70	2
3	49,15	48,83	52,13	55,81	54,42	54,83	56,49	56,13	58,63	3
4	50,06	49,45	52,09	55,62	54,58	54,62	56,25	55,78	58,34	4
5	50,48	49,63	51,78	55,22	54,33	54,17	55,79	55,26	57,92	5
10	48,65	47,36	48,54	51,71	51,00	50,70	51,97	51,53	54,61	10
15	44,95	43,71	44,56	47,47	47,00	46,53	47,61	47,40	50,61	15
20	41,22	40,12	40,78	43,37	43,17	42,79	43,44	43,59	46,76	20
25	37,65	36,63	37,22	39,43	39,67	39,29	39,37	40,01	43,05	25
30	34,12	33,12	33,70	35,62	36,00	35,85	35,39	36,44	39,31	30
35	30,60	29,57	30,17	31,87	32,42	32,43	31,52	32,79	35,54	35
40	27,10	26,12	26,64	28,14	28,67	29,00	27,82	29,10	31,75	40
45	23,62	22,53	23,05	24,37	24,83	25,54	24,20	25,36	27,93	45
50	20,22	19,13	19,40	20,58	21,08	22,10	20,64	21,64	24,04	50
55	17,04	15,92	15,93	16,96	17,33	18,81	17,24	18,02	20,25	55
60	14,15	13,12	12,77	13,60	13,67	15,74	14,10	14,58	16,56	60
65	11,69	10,82	10,02	10,62	10,58	12,90	11,27	11,47	13,13	65
70	9,86	9,25	7,65	8,10	7,83	10,36	8,78	8,72	10,08	70
75	8,26	8,02	5,86	6,07	5,83	8,29	6,70	6,50	7,48	75
80	7,09	7,28	4,47	4,48	4,17	6,56	5,05	4,89	5,40	80
85	6,40	6,92	3,67	3,32	3,17	5,07	3,80	3,89	3,82	85
90	6,05	6,66	3,08	2,52	2,58	3,73	2,87	3,34	2,74	90
95	5,66	6,13	2,74	2,00	2,08	2,60	2,23	2,83	2,05	95

Neugeborenes nach den verschiedenen Sterbetafeln in den Lebensaltern halber Arbeitskraft, von 15-20 und 60-70 Jahren, und in dem Lebensalter voller Arbeitskraft, von 20-60, zu verleben hat. Diese Grösse wird nach der Formel

$${}_n e_o = \frac{l_n}{l_o} \left(e_n - \frac{l_t}{l_n} e_t \right)$$

berechnet. In dieser bezeichnet ${}_n e_o$ die fernere Lebensdauer des Neugeborenen vom n - ten bis zum t - ten Lebensjahre, l_o die Zahl der Neugeborenen, und l_n und l_t die Zahlen der nach den verschiedenen Sterbetafeln das $n - te$ und das $t - te$ Jahr Ueberlebenden, e_n und e_t endlich ihre mittleren Lebensdauern.

Wir geben in der Tabelle VIII diese Grössen für die 9 verglichenen Staaten, sowie konventionelle Werte zu ihrer allgemeinen Charakteristik: Ein Jahr des Lebensalters halber Arbeitskraft setzen wir gleich einem halben Jahre des Lebensalters voller Arbeitskraft. Für die einzelnen Länder ergeben sich beträchtliche Unterschiede. Setzen wir die grössten Werte, die für Schweden, gleich 100, so erhalten wir für die andern Staaten folgende Zahlen.

Geschlecht	Schweden	Frankreich	England	Massachusetts	Italien	Deutschland	Oesterreich	Ukraine	Europäisches Russland
männl.	100,0	90,24	88,75	86,57	85,24	81,45	75,25	72,59	60,72
weibl.	100,0	92,22	91,56	86,86	81,94	84,31	75,87	69,15	62,08

Rein quantitativ war der ökonomische Wert der Generationen der verschiedenen Länder am Ende des XIX. und zu Anfang des XX. Jahrhunderts sehr verschieden. Die denkbar grösste Arbeitszeit für eine männliche Generation betrug im Europäischen Russland fast 40% weniger als in Schweden.

Weiter erscheint es nicht uninteressant, die Grössen der

VIII. TABELLE.

*Erwartungsmässige Dauer der im voll- und halbarbeits-fähigen
Alter verlebten Zeit für verschiedene Länder.*

Länder	Männl. Geschlecht			Weibl. Geschlecht			Männl. Ge- schlecht	Weibl. Ge- schlecht
	im Alter			im Alter			im ganzen	im ganzen
	15-20	20-60	60-70	15-20	20-60	60-70		
E. Russland .	2,51	16,31	2,30	2,67	17,36	2,48	18,72	19,94
Ukraine . . .	2,84	19,60	2,72	3,02	19,38	2,63	22,38	22,21
Oesterreich .	3,12	20,24	2,80	3,24	21,19	3,11	23,20	24,37
Deutschland .	3,29	21,91	3,11	3,44	23,48	3,75	25,11	27,08
Italien . . .	3,37	22,77	3,64	3,38	22,74	3,78	26,28	26,32
Massachusetts	3,59	23,18	3,42	3,70	24,15	3,80	26,69	27,90
England . . .	3,60	23,90	3,31	3,75	25,55	3,96	27,36	29,41
Frankreich . .	3,70	24,18	3,57	3,82	25,59	4,24	27,82	29,62
Schweden . .	3,92	26,60	4,53	4,01	27,60	5,03	30,83	32,12

normalen Lebensdauer zu vergleichen, deren Begriff WILHELM LEXIS in die Literatur eingeführt hat. Diese Werte haben wir auf Grund von 5-jährigen Altersstufen nach der Methode berechnet, die L. v. BORTKIEWICZ im dem Artikel *Lebensdauer* im « Handwörterbuch der Staatswissenschaften » 3. Aufl. VI. Band, Jena 1910, dargelegt hat.

	Russland	Ukraine	Oesterreich	Deutschland	Italien	Massachusetts	England	Frankreich	Schweden	
Normalalter	m.	68,9	69,6	71,1	71,3	73,4	72,0	70,8	74,2	76,9
	w.	68,8	67,4	71,6	72,8	73,6	73,8	73,1	75,1	77,9
Zahl der normalen Sterbefälle	m.	373,0	424,4	450,6	419,6	434,3	468,1	464,8	387,6	461,2
	w.	402,8	454,6	416,8	466,8	452,4	509,8	496,8	464,6	510,2

Als charakteristischster Zug der russischen Sterblichkeit fällt die ganz ausserordentlich hohe Sterblichkeit der Kinder, besonders der Säuglinge, auf. Ziemlich hoch ist die Sterblichkeit in den Lebensaltern der Jugend und der vollen Arbeitskraft, ausserordentlich niedrig im Greisenalter. Schon für das ganze Europäische Russland ist bemerkenswert, dass die Sterblichkeit der Frauen erheblich grösser als die der Männer ist, am charakteristischsten ist diese Erscheinung aber für die landwirtschaftliche Ukraine. Im Europäischen Russland ist die Sterblichkeit der weiblichen Bevölkerung im Alter von 0-10, 40-60 und 70-80 Jahren kleiner als die der männlichen, auf den andern Altersstufen ist es umgekehrt. In der Ukraine ist die Lebensfähigkeit des weiblichen Geschlechtes nur im Kindesalter grösser als die des männlichen, sonst ist sie kleiner, und zwar sind die Differenzen stärker als für das ganze Europäische Russland. In dieser Hinsicht unterscheiden sie sich erheblich von denen in den ausserrussischen Staaten. In der folgenden Tabelle zeigen wir für einige Altersstufen die Differenz zwischen der mittleren Lebensdauer für das weibliche und der für das männliche Geschlecht.

Alter	Europ. Russland	Ukraine	Oesterreich	Deut- schland	Italien	Massachu- setts	England	Frankreich	Schweden
0	2,09	1,07	2,10	3,41	0,34	2,52	3,64	3,37	2,79
10	0,02	- 1,88	0,32	2,05	- 0,25	1,37	2,34	2,28	1,82
20	0,09	- 1,80	0,70	2,14	0,09	1,59	2,44	2,56	2,01
60	0,00	- 1,44	0,19	0,78	0,09	1,36	1,17	1,27	1,12

Den kleinsten Unterschied bei den Neugeborenen hat Italien; dann folgt die Ukraine. Bei Italien erklärt sich diese Erscheinung aus der unverhältnismässig grossen Sterblichkeit der weiblichen Bevölkerung aller Altersstufen; bei der Ukraine aus der Grösse der Sterblichkeit in dem Lebensalter voller Arbeitskraft. Nach der Intensität steht die Ukraine an der ersten Stelle von 10-70 Jahren. In den Ländern mit hochentwickelter Industrie (England, Deutschland, Frankreich) ist der Unterschied zwischen der mittleren Lebensdauer der Frauen und der der Männer am grössten.

II.

DIE STERBLICHKEIT IN STADT UND LAND UND BEI VERSCHIEDENEN NATIONALITÄTEN

6. Die 50 Gouvernements des Europäischen Russlands, für die NOVOSEL'SKIJ Sterbetafeln berechnet hat, und sogar die 9 Gouvernements der Ukraine haben eine sehr ungleichartige Bevölkerung. Sehr interessant ist es daher, die einzelnen nach den demographisch wichtigsten Merkmalen gebildeten Schichten zu charakterisieren. Daher haben wir Sterbetafeln für die städtische und die ländliche Bevölkerung des Europäischen Russlands sowie Tafeln für 5 Gouvernements, in denen die Mehrheit der Bevölkerung zu einer bestimmten Nationalität gehört, berechnet.

Die Aufstellung einer vollständigen Sterbetafel erfordert sehr viel Arbeit, besonders weit die Daten ausgeglichen werden müssen. Indessen kann man mit Methoden zur Berechnung von Sterbetafeln für fünf- oder zehnjährige Altersstufen zu Ergebnissen gelangen, welche die Wirklichkeit richtig beleuchten. Wir haben sehr viel Arbeit aufgewandt, um Proberechnungen

anzustellen und die Verfahren zu finden, die den Eigenarten des russischen statistischen Materiales am besten entsprechen. Zunächst stellt es sich dabei als unzweckmässig heraus, die Tafeln für fünfjährige Altersstufen zu berechnen, ohne die Daten des Urmaterials zu interpolieren, dabei ergeben sich ganz unwahrscheinliche Sterblichkeiten, weil die Aufhäufung der Lebenden auf die letzten Jahre der vollen Lebensjahrzehnte grösser als auf die der Jahrfünfte ist. In der zweiten Hälfte des menschlichen Lebens haben die Jahrfünfte, die das 100., 90., 80., 70... Lebensjahr einschliessen, geringere Sterblichkeitskoeffizienten als die jedesmal vorangehenden Jahrfünfte. Als Kriterium zur Bewertung der verschiedenen Berechnungsmethoden dienten uns die vollständigen Sterbetafeln für das Europäische Russland und die Ukraine, deren Absterbeordnung, wie wir annahmen, der wirklichen einigermassen entspricht. Nach einer grossen Anzahl von Berechnungen wählten wir das folgende Verfahren.

Die Absterbeordnung von 0-5 und von 5-10 Jahren wird so gefunden wie für die vollständige Sterbetafel. Ferner wurden auf die gewöhnliche Weise die Sterblichkeitskoeffizienten für die Altersstufen von 10-15, 15-25, 25-35... Jahren berechnet. Die 10-jährigen Gruppen wurden so gewählt, dass die fehlerhaftesten Angaben für das Alter der Lebenden jedesmal in die Mitte der Gruppe kamen.

$$M_{10/15} = \frac{1/2 \text{ der Zahl der 1896 und 1897 im Alter von 10-15 Jahren Gestorbenen}}{\text{Zahl der 10-15 jährigen Lebenden nach der Volkszählung von 1897}}$$

Auf Grund der Koeffizienten wurden die entsprechenden Ueberlebenswahrscheinlichkeiten nach der FARR - BERTILLON-schen Formel berechnet.

$$P_{x/x+5} = \frac{2 - 5 m_{x/x+5}}{2 + 5 m_{x/x+5}}$$

Diese Berechnungsmethode hat Prof. C. BALLOD in mehreren Arbeiten mit Erfolg angewandt ¹⁾. Die Reihe der Werte

¹⁾ Vgl. seine oben angeführte Arbeit über die russische Sterblichkeit sowie: *Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung*, Leipzig 1897 und *Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land*, Leipzig 1899.

für die Ueberlebenden kam hierbei den vollständigen Sterbetafeln viel näher als bei dem Verfahren W. FARRS ¹⁾.

Die nächsten Werte ergaben sich für die [mittlere Lebensdauer, wenn die verlebte Zeit so berechnet wurde, wie HAYWARD es vorgeschlagen hat ²⁾. Die erste Etappe besteht darin, die Hilfsreihe für die mittleren jährlichen Lebenswahrscheinlichkeiten zu finden. Um sie zu erhalten, wird jeder Wert l_x durch den vorhergehenden dividiert und dann die 10. (5.) Wurzel gezogen. Die von den 105-(95-) jährigen verlebte Zeil wurde willkürlich mit 2-3 Jahren je nach dem Charakter des Absterbens angesetzt. Die vom 95. bis zum 105. Lebensjahre verlebte Zeit wurde durch Berechnung der Jahreswerte für die Ueberlebenden $l_{96}, l_{97} \dots l_{104}$ nach der Formel

$$\frac{l_{95} + 2(l_{96} + l_{97} + \dots + l_{104}) + l_{105}}{2}$$

gefunden. Für die Jahrzehnte 85-95, 75-85 wurden die Berechnungen durch Auffinden der drei Zwischenwerte von l_x , d.h von $l_{85,5}, l_{90}, l_{92,5}$, vorgenommen. Für die Jahrzehnte 15-25, 25-35... wurde ein Zwischenwert berechnet (für das 20,30.... Lebensjahr). Was das Jahrfünft von 10-15 anlangt, so wurde angenommen, dass sich die Todesfälle in ihm gleichmässig verteilen, ebenso wie in den einjährigen Perioden vom 5. bis zum 1. Lebensjahr.

Hinsichtlich der verstorbenen Säuglinge wurde angenommen, dass sie durchschnittlich $\frac{1}{3}$ Jahr verlebten. Die Koeffizienten M_x für die Altersstufen über 10 wurden auf Grund der Daten des Urmaterials berechnet, die für die niedrigeren Altersstufen auf Grund der Reihe der Werte der Ueberlebenden l_x .

Um zu zeigen, wie sehr die gewählten Methoden zur Aufstellung summarischer Sterbetafeln dem Charakter unsers statistischen Materiales entsprechen, führe ich eine Tabelle der drei Hauptreihen von Werten der summarischen Sterbetafeln für die männliche Bevölkerung des Europäischen Russlands und der Ukraine an. (Tab. IX)

¹⁾ W. FARR, *Vital Statistics*, London 1885, pp. 465-467. Zum ersten Mal veröffentlicht im «Supplement of the 5 th Annual Report of the Registrar General».

²⁾ HAYWARD, *On Local Life-Tables by Short. Method*. «Public Health» vol. X, N 10 July 1898. Ausführlicher in dem Vortrage *On Life - Tables - their Construction and Practical Application*, «Journal of the Royal Statistical Society», vol. LXII, pp 470-480, London 1899

IX. TABELLE.

Vollständige und summarische Sterbetafeln für das Europäische Russland und die Ukraine.

512

Alter	E. Russland						Ukraine					
	Ueberlebende		Sterblichkeitskoeffizient		Mittlere Lebenserwartung		Ueberlebende		Sterblichkeitskoeffizient		Mittlere Lebensdauer	
	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarisch. Sterbetafel	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarisch. Sterbetafel	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarisch. Sterbetafel	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarischer Sterbetafel	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarisch. Sterbetafel	Nach vollst. Sterbetafel	Nach summarisch. Sterbetafel
10	52,129		0,00546	0,00538	48,67	48,59	59,231		0,00565	0,00570	49,24	49,22
15	50,727	50,744	0,00628	0,00643	44,95	44,85	57,584	57,567	0,00677	0,00684	45,58	45,57
25	47,629	47,583	0,00801	0,00808	37,53	37,50	53,802	53,760	0,00760	0,00777	38,42	38,44
35	49,955	43,888	0,01122	0,01101	30,24	30,24	49,864	49,741	0,01021	0,00996	31,06	31,15
45	39,261	39,307	0,01872	0,01820	29,22	23,19	44,989	45,024	0,01746	0,01682	23,84	23,89
55	32,488	32,751	0,0397	0,03182	16,95	16,86	37,679	38,040	0,03120	0,03011	17,44	17,38
65	23,195	23,760	0,06602	0,06424	11,64	11,42	27,387	28,085	0,06340	0,06378	12,00	11,84
75	11,743	12,208	0,11458	0,10806	8,18	7,88	14,076	14,503	0,11117	0,10262	8,65	8,63
85	3,697	3,644	0,16506	0,12827	6,35	6,37	4,629	4,702	0,13753	0,10850	7,32	7,61
95	787	796			5,35	5,35	1,287	1,395	0,15508	0,12490	6,04	6,00
105							265	322			3,02	3,02

7. Vor allem heben wir die grossen Unterschiede hervor, die hinsichtlich der Lebensfähigkeit zwischen der städtischen und der ländlichen Bevölkerung Russlands bestehen. (Tab. X.)

Der Sterblichkeitskoeffizient für die männliche städtische Bevölkerung ist im 1. und 2. Lebensjahre höher als für die ländliche, für die Altersstrecken vom 2. — 25. Jahre ist er etwas kleiner. Für die Altersklassen vom 10. — 25. Jahre ist die Sterblichkeit in Stadt und Land fast gleich gross. Die Altersstufen voller Arbeitskraft, besonders die Strecken vom 25. - 60. Jahre, geben für die städtische Bevölkerung grössere Werte als für die ländliche, und zwar ist die Differenz zuweilen recht gross. Auch im Greisenalter, wo sich die Verbrauchtheit des menschlichen Organismus fühlbar macht, ist die Sterblichkeit in den Städten grösser. Die mittlere Lebensdauer des Neugeborenen ist auf dem Lande um 3,7 Jahre grösser. Nachdem die Kindersterblichkeit aufgehört hat, erreicht der Unterschied 5 Jahre (bei 10 und 15 Jahren), für das 25. Lebensjahr erreicht er sein Maximum (mit 5,41 Jahren).

Was die Sterblichkeit der weiblichen Bevölkerung angeht, so ist sie bei den Mädchen unter 2 Jahren in den Städten, auf den Altersstufen von 2 - 25 dagegen auf dem Lande grösser, jedoch differieren die Sterblichkeitskoeffizienten für die einzelnen Altersklassen nicht so sehr wie beim männlichen Geschlecht. Die Altersklassen von 25 bis 55 ergeben ein kleines Uebergewicht der Sterblichkeit in den Städten, was hauptsächlich den ungünstigen allgemeinen sanitären Verhältnissen zuzuschreiben ist, nicht aber der Fabrikarbeit wie bei den Männern, wo der Grössenunterschied viel beträchtlicher ist. Vom 55. bis zum 75. Jahre hat wieder das Land eine grössere Sterblichkeit als die Städte, das Ende des Lebens der Frauen ist wieder in den Städten ungünstiger. Die mittlere Lebensdauer des Neugeborenen ist auf dem Lande nur um 1 Jahr grösser als in den Städten. Schon bei den 2-jährigen Mädchen haben die Städte das Uebergewicht; für die Altersstufen von 7 - 10 sind die Werte annähernd gleich, für die von 10 Jahren und darüber hat das Land in der Regel ein kleines Uebergewicht. Die landwirtschaftliche Arbeit und teilweise auch schon die sozialen Verhältnisse wirken offenbar ungünstig auf die Lebensfähigkeit des weiblichen Organismus.

X. TABELLE.

Sterblichkeitstafeln für die ländliche und städtische Bevölkerung des E. Russlands. 1896-1897.

Alter	Männliches Geschlecht						Weibliches Geschlecht						Alter
	Ueberlebende		Sterblichkeitskoeffizient		Fernere mittlere Lebensdauer		Ueberlebende.		Sterblichkeitskoeffizient		Fernere mittlere Lebensdauer		
	l_x		m_x		e_x		l_x		m_x		e_x		
	Land	Stadt	Land	Stadt	Land	Stadt	Land	Stadt	Land	Stadt	Land	Stadt	
0	100,000	100,000	0,35336	0,39542	32,44	28,72	100,000	100,000	0,29420	0,33646	34,14	33,14	0
1	71,401	68,707	0,10108	0,11106	44,30	40,65	75,404	72,519	0,09406	0,10048	44,16	44,57	1
2	64,531	61,478	0,05762	0,05672	47,96	44,36	68,630	65,581	0,05541	0,05200	47,47	48,23	2
3	60,917	58,087	0,03850	0,03437	49,77	45,93	64,930	62,257	0,03758	0,03263	49,15	49,78	3
4	58,616	56,124	0,02781	0,02499	50,71	46,51	62,535	60,258	0,02735	0,02465	50,01	50,42	4
5	57,008	54,739	0,02072	0,01838	50,13	46,68	60,848	58,791	0,02069	0,01679	50,39	50,66	5
6	55,839	53,742	0,01552	0,01439	51,19	46,53	59,602	57,812	0,01545	0,01337	50,43	50,51	6
7	54,979	52,974	0,01073	0,01053	50,98	46,20	58,683	57,044	0,01040	0,00983	50,21	50,18	7
8	54,392	52,419	0,00894	0,00891	50,52	45,69	58,076	56,486	0,00861	0,00850	49,73	49,67	8
9	53,908	51,954	0,00816	0,00843	49,97	45,09	57,578	56,008	0,00781	0,00719	49,16	49,09	9
10	53,470	51,518	0,00537	0,00535	49,37	44,47	57,130	55,607	0,00556	0,00495	48,54	48,44	10
15	52,053	50,158	0,00643	0,00636	45,65	40,61	55,563	54,247	0,00680	0,00639	44,83	44,46	15
25	48,810	47,006	0,00756	0,01033	38,36	32,95	51,909	50,888	0,00864	0,00927	37,65	37,21	25
35	45,254	42,443	0,00994	0,01663	30,98	26,00	47,610	46,379	0,01084	0,01176	30,60	30,35	35
45	40,969	35,927	0,01695	0,02579	23,71	19,83	42,714	41,228	0,01582	0,01656	23,54	23,53	45
55	34,564	27,720	0,03027	0,04322	17,19	14,27	36,452	34,923	0,03240	0,02954	16,75	16,89	55
65	25,477	17,868	0,06276	0,07518	11,61	9,53	26,288	25,935	0,06587	0,05875	11,37	11,07	65
75	13,307	8,105	0,10507	0,13488	8,02	5,56	13,262	14,158	0,10556	0,11868	8,04	6,44	75
85	4,141	1,576	0,12069	0,18831	6,67	2,97	4,099	3,613	0,12040	0,17615	6,85	3,66	85
95	1,024	47	0,14377	0,32087	4,95	1,00	1,088	229	0,13305	0,23317	5,61	2,00	95
105	167				2,00		205				3,00		105

Zum Schluss wird es nützlich sein, die städtische und die ländliche Bevölkerung hinsichtlich der Dauer der im arbeitsfähigen Alter verlebten Zeit zu vergleichen. Diese Werte haben allerdings nur konventionelle Bedeutung, da die Zwischenwerte der Reiten l_x und e_x nur als arithmetische Mittel aus den zwei benachbarten Werten berechnet sind. Unsere Proberechnungen haben aber gezeigt, dass dies Verfahren für unsere Tafeln besser als andere ist, besonders als das von Hayward benutzte.

	15 - 20		20 - 60		60 - 70		im ganzen	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
Land	2,58	2,75	16,86	17,75	2,42	2,49	19,39	20,37
Stadt	2,36	2,65	15,19	17,61	1,73	2,50	17,24	20,19

8. Die Bevölkerung Russlands ist der Nationalität nach sehr ungleichartig. Daher ist es interessant, die Lebensfähigkeit wenigstens der Nationalitäten, für die summarische Sterbetafeln aufgestellt werden können, allgemein zu charakterisieren. Das statistische Material gestattet dies mittels des territorialen Merkmals. Wir wählen 5 Gouvernements, in denen die überwiegende Masse der Bevölkerung jedesmal zu einer einzigen Nationalität gehört. Dabei kommt uns noch der Umstand zu statten, das in allen diesen Gouvernements die Hauptbeschäftigung der Bevölkerung die Landwirtschaft ist; das vergrößert die Vergleichbarkeit unserer Angaben. *Nicht* ausgeschaltet werden kann allerdings der Einfluss des Standes der Lebenshaltung, des Klimas u. ä. Besonderheiten, die unser Material einigermaßen rein zu untersuchen nicht gestattet. Den allgemeinen Charakter der gewählten Bevölkerungsgruppen zeigt die folgende Tabelle.

Gouvernements	Absolute Zahl der Bevölkerung	Anteil der			Hauptnationalität	
		ländli- chen	landwirt- s. haftlichen	gewer- blichen	Name	Anteil an der Gesamt- bevölkerung in %/0
		Bevölkerung (in %/0)				
Orel . . .	2.033.798	88,0	79,8	7,8	Grossrussen .	99,0
Poltawa . . .	2.778.151	90,1	81,6	6,6	Ukrainer .	93,0
Mohilew. . .	1.686.764	91,3	79,4	7,2	Weissrussen .	82,4
Kowno . . .	1.544.564	90,7	68,6	10,0	Litauer. . .	66,0
Kurland . . .	674.034	76,9	58,9	14,6	Letten . . .	75,1

Die Tabellen XI. - XIII. zeigen, dass zwischen den verschiedenen Nationalitäten grosse Unterschiede in der Sterblichkeit bestehen. Besonders stark sind diese Unterschiede für die kindlichen Altersklassen. Die Grossrussen haben die grössten Sterblichkeitskoeffizienten für die Knaben im Alter von 0-3, von 5 und von 9 Jahren und für die Männer von 25-75. Die Ukrainer zeigen die grösste Sterblichkeit für die Altersstufe von 10-25. An 2. Stelle stehen sie für die Stufen von 0-1 und 25-45, danach nehmen sie in der Reihe der Nationalitäten in der Regel die Mitte ein. Die Weissrussen haben vom 2. Lebensjahre an eine beträchtliche Sterblichkeit; nur im Greisenalter vom 75. Lebensjahre ab stehen sie an 5. Stelle, was anscheinend einfach daher kommt, dass bei ihnen bei den Altersangaben der Lebenden stärkere Uebertreibungen vorkommen als bei den andern Nationalitäten. Die Litauer behalten in der Regel stets den 4. Platz und die Letten den 5.

Die Frauensterblichkeit bei den verschiedenen Nationalitäten bietet ein etwas bunteres Bild. Die Unterschiede in den Sterblichkeitskoeffizienten bis zu 10 Jahren sind recht beträchtlich, weiterhin ist auffällig die ausserordentlich niedrige Sterblichkeit bei den Lettinnen. Unverhältnismässig ungünstig ist die Frauensterblichkeit unter den Ukrainern und Litauern verglichen mit der Männersterblichkeit, während die Letten und Weissrussen eine sehr kleine Frauensterblichkeit haben.

Bei der Tabelle XIII., welche die mittleren Lebensdauern für beide Geschlechter angibt, fällt auf, dass sie bis zu einem gewissen Grade der weit verbreiteten Meinung widerspricht, nach der die unbeträchtliche Differenz zwischen der Lebendauer des männlichen und des weiblichen Geschlechtes der landwirtschaft-

lichen Arbeit zuzuschreiben ist. Offenbar gibt es ausser diesem Umstand noch andere Faktoren von wesentlicher Bedeutung, was aus der Tabelle hervorgeht, die den Unterschied der mittleren Lebensdauern beider Geschlechter zeigt.

Alter	Orel	Poltawa	Mohilew	Kowno	Kurland
0	1,64	1,10	4,03	1,71	4,42
10	— 0,62	— 2,27	2,03	— 1,17	3,00
25	— 0,28	— 2,24	2,10	— 1,21	2,62
65	— 0,35	— 1,16	— 2,52	— 0,73	1,34

Beträchtlich sind auch die Unterschiede in der Zeit, die das Neugeborene bei den verschiedenen Nationalitäten im arbeitsfähigen Alter durchschnittlich zu verleben hat.

	15 — 20		20 — 60		60 — 70		Im ganzen	
	M.	W.	M.	W.	M.	W.	M.	W.
Orel . .	2,32	2,47	16,33	15,93	1,90	1,97	18,44	19,15
Poltawa .	2,88	3,06	18,61	19,45	2,53	2,50	21,32	22,23
Mohilew .	2,20	3,02	18,45	20,46	2,52	3,01	20,81	23,48
Kowno .	3,22	3,42	21,36	22,45	3,23	2,23	24,59	25,88
Kurland .	3,37	3,56	23,07	25,06	3,73	4,42	26,52	29,05

XI. TABELLE.

Zahlen der Ueberlebenden und Sterblichkeitskoeffizienten für verschiedene Nationalitäten des Europäischen Russlands. (Männliche Bevölkerung).

518

Alter	Ueberlebende					Sterblichkeitskoeffizienten					Alter
	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weissrussen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weissrussen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0,44646	0,31845	0,27327	0,23365	0,20778	0
1	65,596	73,732	76,882	79,784	81,750	0,12091	0,07051	0,09638	0,06694	0,05509	1
2	58,117	68,710	69,813	74,616	77,367	0,06765	0,04476	0,06130	0,03521	0,02955	2
3	54,314	65,702	65,661	72,034	75,114	0,03904	0,03168	0,04070	0,02380	0,02326	3
4	52,234	63,653	63,042	70,340	73,387	0,02871	0,02028	0,03006	0,01693	0,01639	4
5	50,757	62,375	61,175	69,159	72,194	0,02125	0,01486	0,01944	0,01209	0,01316	5
6	49,690	61,455	59,997	68,328	71,250	0,01451	0,01083	0,01500	0,01048	0,00931	6
7	48,974	60,793	59,104	67,616	70,590	0,01049	0,00891	0,01073	0,00893	0,00784	7
8	48,463	60,254	58,473	67,015	70,039	0,00833	0,00743	0,00838	0,00695	0,00637	8
9	48,061	59,808	57,985	66,551	69,594	0,00714	0,00713	0,00692	0,00660	0,00510	9
10	47,719	59,383	57,585	66,113	69,240	0,00450	0,00572	0,00473	0,00429	0,00416	10
15	46,657	57,708	56,238	64,709	67,815	0,00593	0,00715	0,00544	0,00555	0,00491	15
25	43,971	53,724	53,258	61,213	64,566	0,00826	0,00808	0,00727	0,00686	0,00540	25
35	40,482	49,551	49,521	57,153	61,170	0,01187	0,00973	0,00945	0,00943	0,00788	35
45	35,945	44,955	45,054	52,527	56,533	0,02061	0,01669	0,01804	0,01511	0,01341	45
55	29,214	38,029	37,598	44,700	49,429	0,03796	0,03065	0,03326	0,02839	0,02374	55
65	19,893	27,923	26,875	33,923	38,939	0,07389	0,06408	0,06611	0,05837	0,05472	65
75	9,160	14,372	13,522	18,412	22,210	0,11794	0,11089	0,08895	0,11687	0,10572	75
85	2,364	4,119	5,197	4,830	6,849	0,14744	0,12168	0,08791	0,12072	0,17183	85
95	358	1,997	2,339	1,196	519	0,20859	0,14177	0,09591	0,10070	0,21111	95
105		170	823	394							105

XII. TABELLE.

Zahlen der Ueberlebenden und Sterblichkeitskoeffizienten für verschiedene Nationalitäten des Europäischen Ruslands. (Weibliche Bevölkerung.)

Alter	Ueberlebende					Sterblichkeitskoeffizienten					Alter
	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weis-russen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weissrussen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0,38328	0,25815	0,22336	0,18810	0,16916	0
1	69,472	77,975	80,559	83,286	84,800	0,11301	0,06312	0,08636	0,05919	0,05159	1
2	62,041	73,204	73,890	78,498	80,535	0,06494	0,04212	0,05476	0,03219	0,02594	2
3	58,139	70,184	69,952	76,011	78,473	0,04059	0,02878	0,03777	0,02152	0,01952	3
4	55,826	68,193	67,359	74,393	76,956	0,02795	0,02044	0,02736	0,01475	0,01502	4
5	54,287	66,813	65,541	73,304	75,809	0,02024	0,01494	0,01740	0,01121	0,01162	5
6	53,199	65,822	64,410	72,487	74,933	0,01435	0,01175	0,01244	0,01048	0,00836	6
7	52,439	65,053	63,614	71,731	74,309	0,01072	0,00765	0,00879	0,00820	0,00889	7
8	51,880	64,557	63,057	71,145	73,651	0,00772	0,00685	0,00667	0,00592	0,00512	8
9	51,481	64,116	62,638	70,725	73,275	0,00725	0,00642	0,00621	0,00552	0,00576	9
10	51,109	63,706	62,250	70,336	72,854	0,00465	0,00607	0,00468	0,00464	0,00388	10
15	49,935	61,801	60,810	68,724	71,454	0,00681	0,00738	0,00529	0,00548	0,00386	15
25	46,646	57,405	57,675	65,058	68,749	0,00879	0,00833	0,00775	0,00785	0,00497	25
35	42,718	52,813	54,370	60,145	65,415	0,01170	0,01211	0,01066	0,01028	0,00603	35
45	37,996	46,784	51,869	54,267	61,584	0,01938	0,01840	0,01810	0,01520	0,01015	45
55	31,283	38,902	43,260	46,602	55,635	0,03960	0,03681	0,03987	0,03115	0,01961	55
65	20,942	26,807	28,880	34,043	45,699	0,07930	0,07779	0,07488	0,06584	0,04459	65
75	9,050	11,793	20,353	17,084	29,037	0,12017	0,11486	0,09009	0,12204	0,09620	75
85	2,257	3,189	7,711	4,096	10,176	0,14276	0,12669	0,09327	0,11077	0,15295	85
95	377	716	2,806	1,176	1,355	0,11937	0,11066	0,12548	0,10406	0,17785	95
105	95	187	642	381	79						105

XIII. TABELLE.

Die mittlere Lebensdauer bei verschiedenen Nationalitäten des Europäischen Russlands

520

Alter	Männliches Geschlecht					Weibliches Geschlecht					Alter
	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weissrussen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	Orel (Grossrussen)	Poltawa (Ukrainer)	Mohilew (Weissrussen)	Kowno (Litauer)	Kurland (Letten)	
0	28,11	35,68	35,49	40,73	43,92	29,75	36,78	39,52	42,44	48,34	0
1	41,67	47,28	45,06	49,96	52,65	41,67	46,08	47,98	49,89	55,96	1
2	45,97	49,69	48,52	52,39	54,61	45,60	48,05	51,26	51,90	57,88	2
3	48,15	50,95	50,61	53,25	55,23	47,63	49,10	53,12	52,58	58,39	3
4	49,05	51,57	51,69	53,52	55,52	48,58	49,51	54,15	52,71	58,53	4
5	49,46	51,62	52,25	53,42	55,42	48,95	49,53	54,63	52,49	58,41	5
6	49,52	51,38	52,27	53,07	55,15	48,94	49,27	54,59	52,07	58,09	6
7	49,23	50,94	52,05	52,61	54,66	48,64	48,84	54,26	51,62	57,57	7
8	48,75	50,39	51,61	52,09	54,09	48,16	48,21	53,74	51,04	57,08	8
9	48,15	49,76	51,04	51,45	53,43	47,52	47,54	53,09	50,34	56,37	9
10	47,49	49,11	50,39	50,78	52,70	46,87	46,84	52,42	49,61	55,70	10
15	43,52	45,46	46,54	46,83	48,76	42,91	43,21	48,60	45,72	51,74	15
25	35,87	38,37	38,87	39,22	40,96	35,59	36,13	40,97	38,01	43,58	25
35	28,54	31,29	31,43	31,66	32,96	28,41	28,85	33,16	30,72	35,55	35
45	21,52	23,99	24,07	24,30	25,26	21,33	21,93	24,52	23,53	27,45	45
55	15,35	17,46	17,87	17,47	18,18	14,85	15,38	18,43	16,59	19,86	55
65	10,19	11,33	12,72	11,66	11,77	9,84	10,17	15,24	10,93	13,11	65
75	6,83	7,66	11,12	7,45	7,13	6,89	7,40	9,62	7,24	7,93	75
85	5,03	6,66	10,82	7,19	3,93	5,72	6,67	8,42	7,76	4,85	85
95	3,00	5,22	7,44	7,03	3,00	5,94	6,30	5,77	6,98	3,45	95
105		3,00	3,00	3,00		2,00	3,00	3,00	3,00	2,00	105

DOTT. I. ZOLLER
Rabbino Maggiore in Trieste

La Comunità israelitica di Trieste

(Studio di demografia storica)

INTRODUZIONE

Compie un secolo dacchè LEOPOLDO ZUNZ - che assieme al triestino S. D. LUZZATTO ed al polacco G. L. RAPPAPORT fondò la scienza moderna dell'ebraismo - espose per la prima volta le sue idee intorno all'importanza dello studio della statistica degli Ebrei. Lo fece in un magistrale lavoro, pubblicato nell'annata del 1823 della «*Zeitschrift für die Wissenschaft der Judentums*» da lui redatta, e riprodotto nella raccolta dei suoi scritti. (Vol. I, 134 e seguenti). Nel 1872 prese il sinodo israelita di Augsburgo la decisione « di fondare un ufficio statistico centrale per le condizioni notevolissime del culto e dell'insegnamento »¹⁾. Nel 1887 ALFREDO NOSSIG pubblicò le sue *Materialien zur Statistik des jüdischen Stammes*, nel 1891 JOSEPH JACOBS i suoi *Studies in Jewish Statistics*. Nel 1901 (27 dicembre) MAX NORDAU in un discorso tenuto a Basilea dinanzi al quinto Congresso sionista disse quanto segue: « Una severa indagine statistica che avesse per oggetto il popolo ebraico è una delle prime necessità per il movimento sionistico. Solo una tale indagine conferirà al movimento una base solida e lo trasporterà dalla sfera del sentimento in quella d'un lavoro ragionato di costruzione »²⁾. « Per quanto straordinariamente difficile possa essere il compito di esporre alla luce della statistica la vita del popolo in tutti i suoi aspetti economici e morali - il sionismo non si dovrà sottrarre a tale

¹⁾ V. BRUNO BLAU, *Die bisherigen Leistungen und zukünftigen Aufgaben des Büros....* in «*Stat. d. Juden*», Berlino, 1918, p. 154.

²⁾ MAX NORDAU *Zionist Schriften*, Colonia e Lipsia, 1909, p. 113.

compito. In Germania ci hanno preceduto in questo campo di lavoro e possiamo seguire la statistica dell'impero, imparare i suoi metodi ed usufruire di quella parte dei suoi lavori che si riferisce agli Ebrei per incompleta che possa essere. Inghilterra, Francia, America del nord, Italia, Belgio, Olanda, i paesi scandinavi, la Svizzera hanno una statistica molto sviluppata, ma essa non distingue fra i cittadini ebrei e gli altri, sicchè non ci offre nulla per i nostri scopi. Nell'Austria-Ungheria, Romania ed in particolare in Russia si fa tale distinzione, ma in questi paesi la statistica ufficiale è poco completa » ¹⁾. - Dal discorso del NORDAU, è facile comprenderlo, risultò evidente la necessità di studi statistici sul popolo ebreo per conto dei suoi organi rappresentativi. Nel 1902, il dott. ARTURO RUPPIN pubblicò nei « *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* » del CONRAD uno studio sulle condizioni sociali degli Ebrei in Prussia e in Germania. Intanto il dott. ALFREDO NOSSIG andava preparando le basi alla *Società per la statistica degli Ebrei (Verein für Stat. der Juden)*, la quale Società pubblicò a Berlino nel 1903 una raccolta di studi di vario argomento e di vario valore intrinseco sotto il titolo comune di *Jüdische Statistik*. Organo vitale della nuova Società divenne, dalla primavera del 1904, l'*Ufficio per la statistica degli Ebrei (Büro für Stat. der Juden)*. La direzione di tale Ufficio, che fu inaugurato il 1 Ottobre 1904, affidò il NOSSIG al RUPPIN, il quale scelse a suo collaboratore il dott. GIACOBBE TON. Col primo gennaio il BÜRO iniziò la più importante delle sue pubblicazioni la ben nota « *Zeitschrift für Demographie und Stat. der Juden* », redatta fino al 1908 dal RUPPIN, d'allora in poi dal dott. BRUNO BLAU.

Lo studio della statistica degli Ebrei viene reclamato, come un secolo fa, così anche oggi dagli storiografi (v. p. es. LOSEF MEISL, in « *Der Jude* » del BUBER, anno VI (1922), fasc. 9, pag. 553) - oltre che dallo studio della statistica generale. La statistica storica degli ebrei viene considerata un mezzo ausiliario per la ricostruzione della storia della vita economica dei popoli. (V. WERNER SOMBART, *Die Juden und das Wirtschaftsleben*, 1920, pag. 3 e seg.). Tra le monografie dedicate da vari autori allo studio del presente del popolo ebreo alla luce della statistica è di particolare importanza il lavoro del RUPPIN; ne fu fatta

¹⁾ *ivi*, p. 115.

anche una traduzione italiana. Apprezzato il libro del KAPLAN-KOGAN sulle trasmigrazioni delle masse ebraiche; interessanti i dati contenuti in alcuni articoli pubblicati nella rivista Buberiana. Molto discusso il libro di FELIX THEILHABER, il quale vede affacciarsi sull'orizzonte la minaccia della scomparsa completa dell'ebraismo in Germania (*Der Untergang der deutschen Juden*, ediz. sec., Berlino 1921). Ultimamente il SEGALL ed i suoi amici fondarono una nuova rivista per la statistica degli Ebrei¹⁾. In Italia si sono occupati dell'argomento con molta autorevolezza CORRADO GINI, LIVIO LIVI, il FERROGLIO, il BALBI ed altri. Un'esauriente bibliografia dà il GINI nella sua Memoria «*Alcune ricerche demografiche sugli Israeliti di Padova*» in «*Atti e Memorie della R. Accademia di scienze, lettere ed arti in Padova*» CCCLXX, 1915-1916, N. S., vol. XXXII, Padova, 1916.

Come tutta quanta la storia ebraica dopo l'esilio interessa lo storiografo ed il filosofo, perchè immagine di vita vissuta in condizioni del tutto particolari (V. S. M. DUBNOW nella trad. del FRIEDLAENDER, *Die jüdische Geschichte. Ein geschichtsphilosophischer Versuch*, ed. sec. 1921, pag. 22), così anche i quadri di statistica ebraica offrono dei dati alle volte del tutto particolari; essi ci serbano molto spesso delle sorprese. Ciò vale in parte anche per il seguente studio concernente la demografia degli Ebrei di Trieste, a compiere il quale ci fu d'incentivo un onorifico invito del Chiaro Prof. GINI dell'Ateneo patavino.

LO SVILUPPO DELLA POPOLAZIONE

Le prime notizie che attestano il soggiorno di Ebrei a Trieste sono del Duecento. Verso la metà del Trecento hanno una sede commerciale propria. Nel Quattrocento hanno una sinagoga ed un cimitero. Al principio del Cinquecento costituiscono un fattore non trascurabile nella vita economica e di ripercussione anche in quella politica. La seconda metà del Seicento è un periodo di guerre e di decadenza; ne risente le conseguenze anche l'elemento israelita²⁾.

¹⁾ Il nuovo organo, che è redatto in lingua giudeo-tedesca, è diretto dal dott. SEGALL, BRUTZKUS e LESTSCHINSKY e s'intitola: *Blätter für Demographie, Statistik und Wirtschaftskunde der Juden*.

²⁾ Maggiori dettagli sugli Ebrei di Trieste prima del Settecento contiene l'Appendice al presente studio.

Un miglioramento nelle condizioni comincia a delinearsi appena sotto Carlo VI (1711-1740). Seguace del sistema mercantilista, egli ideò tutta una serie di provvedimenti a favore dell'emporio, dei quali molti fallirono. « All'incontro non v'ha dubbio che le agevolzze accordate ai forestieri, la tutela legale dei traffici, la concessione di terreni per le nuove costruzioni, il riattamento delle vie dell'interno, e soprattutto la libertà della navigazione... dessero spinta poderosa al risveglio commerciale della città ». (ivi, pag. 45). In quell'epoca si accresce anche nelle sfere dirigenti l'interesse per l'elemento israelita in città. Pare che qui come altrove gli ebrei abbiano intuito il valore del mercantilismo che, oltre al significato economico per il presente, racchiudeva in sé il primo germe dell'emancipazione sociale nell'avvenire. Il mercantilismo era indizio « dover anche la vita economica sottostare allo *Stato* poliziesco », ma d'altra parte esso « liberava l'individuo dai limiti che gli aveva posto ad ogni passo la città medioevale » (WEISS, *Triest und die Wirtschaftspolitik Oesterreichs zur Zeit Karl VI*, Zurigo, 1921 pag. 3-4; cfr. I. ZOLLER in « Israel », Anno VIII, 1923, N. 13, pag. 5). L'individuo come cellula nel tessuto della vita economica gode d'ora in poi della protezione d'un ente più distante e così per forza di cose meno meticoloso e d'altra parte più potente. Fu il mercantilismo ad aumentare la colonia ebraica triestina, la quale va accrescendosi d'ora in poi con elementi immigrati dalle vicine comunioni italiane.

È l'anagrafe del 1735 che ci fa conoscere la composizione della popolazione ebraica triestina d'allora. È il primo quadro statistico che si è conservato. Vi troviamo accanto all'elemento autoctono un « Jacob Cusin veneto », un « Isach Treves veneto », un « Emanùel Laudi Parmegiano », un « Coen Porto veneto », un « Abram Porto ferrarese », un « Mandolin Ascoli ferrarese »; alcune famiglie sono « di Goritia », una di « Pirano ». Il numero complessivo è di 103 anime di cui maschi 58, femmine 45. Gli ebrei vengono così ad essere il 3% della popolazione cittadina che in quell'anno ascendeva a 3762 anime (V. il doc. ufficiale presso MONTANELLI. *Il movimento storico della popolazione di Trieste*, Trieste, 1915, pag. 103-104). Manca nella « notta » del 1735 qualsiasi indicazione riguardo alla professione dei censiti ebrei ad eccezione di due casi: un « precettore » ed uno « scrivano ». La maggioranza probabilmente si dedicava al commercio.

Maggiori ragguagli ci offre, da questo lato, il censimento all'epoca di Maria Teresa nell'anno 1748.

Ai tempi di Maria Teresa comincia per gli Ebrei di Trieste un'era nuova; essi si costituiscono in Università. « Maria Teresa - nota il KANDLER - non tolse il Ghetto chiuso a' tempi di Leopoldo, però confermò ed ampliò la libertà data, di abitare fuori di quello ». Severa quanto mai con gli Ebrei di Praga, fu piena di grazie per gli Ebrei di Trieste. « Imperatrice Maria Teresa diede cura alla nazione israelitica, che volle costituita in corpo regolare fino dal 1747, in precedenza all'istruzione data pel l'Emporio triestino, e fu benigna calcolando che avessero a promuovere grandemente il commercio, col genio proprio a quella nazione, colle relazioni che frequentissime avevano tra città e città, fra regni e regni ove avevano stanza e soprattutto col mezzo che avevano abbondante: il danaro. (« KANDLER, *Emporio e porto franco di Trieste*, pag. 193-4). Nel 1745 si inizia la costruzione d'un Tempio con carattere pubblico; il sacro istituto fu messo a disposizione dei fedeli nel 1748. Ben tosto ne fu consacrato un altro. Nel 1775 si decide che la sinagoga in allora possesso privato d'un Iseppo Morpurgo « passar abbia in perpetuo Dominio della magnifica ed onorata Università degli Ebrei di questa città » (*Arch. d. Comun. isr. Trieste*, Lib. F., Proprietà). In una domanda presentata nel 1768 all'intendenza, i Capi dell'Università fanno dichiarazioni di questo genere: « Le inclite grazie sovrane dispensate furono con tanta munificenza a' nostri Nazionali Negotianti che qui potessero concorrere e concoresero per l'ampliamento di questo Porto Franco che più di così non si può giammai desiare..... Con doplicati e clementissimi Decreti delli 23 Novembre 1766 e delli 25 Luglio 1767 fu graziosamente accordato alla Nazione confermate le leggi statuarie dal nostro corpo formate, et avuto in sostanza il permesso grazioso di poter regolare l'Università nostra col più sano metodo che si regolano le miglior Università della nostra Nazione ». (*Arch. cit.*, Lib. 2, 6 luglio 1766 - 11 settembre 1776). Verso la metà del marzo 1771 domandano i Capi « che li detti due privilegi (sono i Decreti menzionati) vengano graziosissimamente confermati, senza pregiudizio de Privilegj del Porto franco, che si intendano e si debbano intendere applicate ed applicabili agli individui della Nazione che hanno li requisiti opportuni senza differenza, e restituzione alcuna: e che dovendo venir nel nuovo Diploma inseriti li regolamenti o statuti dell'Università ebrea, non si vengano inseriti che li nominati qui sopra ». (*Arch.*, ivi). Maria Teresa dichiara a sua volta nel privilegio in data 19

aprile 1771: «La Nazione ebrea, al commercio specialmente addetta, invitata con generali Patenti dell'Augustissimo Nostro Genitore e distinta con vari Privilegi delli gloriosissimi Suoi predecessori, eccita li clementissimi particolari nostri riflessi, maggiormente che da una parte gli stabilimenti della Nazione medesima in Trieste costituiscano già una formale comunità, e dall'altra parte alcuni suoi individui aggregati alla Borsa mercantile concorrono con l'opera e con il consiglio all'incremento del Commercio e Navigazione al vantaggio comune de' negozianti e della piazza». Segue quindi l'enumerazione delle molte concessioni fatte agli Ebrei triestini «all'effetto ancora di animare il concorso di quelle famiglie e persone che con lo stabilimento di nuove ditte mercantili e coll'esercizio del Commercio all'ingrosso si rendano benemerite della Città e dello stato»; si estendono i privilegi a favore degli Ebrei che «si stabilissero a Trieste».

Orbene, questa profonda trasformazione delle condizioni politiche e di vita interiore degli Ebrei triestini all'epoca di Maria Teresa si preparano con un censimento di cui trovai molti anni or sono i risultati riassunti in un documento che allora si conservava nell'Archivio della Comunità isr. di Gorizia. Lo scritto era segnato: I. 7 48, fasc. IV, 13. (Antica numerazione: VI, 2). Il titolo: *Tabella e dimostrazione di tutti li Ebrei che si trovano nella Città di Trieste con le loro famiglie e spiegate circostanze... addì 30 giugno 1748*. I «Capi di famiglia» vi sono in numero di 27; quello delle anime quindi all'incirca di 120. Dalla rubrica «loro Patria» si rileva che dei 27 erano oriundi da Trieste 9; da Pirano 1; dal Friuli 1; da Gorizia 3; da Venezia 2; da «Modona» 1; da Ferrara 1; da Montegnana 1; da Senigallia 1; da Ancona 1; da Rovigo 1; da «Corte maggior» 1; da Amburgo 1; 1 era proveniente dalla Lombardia. Sotto professione troviamo indicato «traffico» 4 volte; 2 volte si ripete «s'industria»; 1 «si sostenta con la propria benchè tenue campestre entrata»; 1 è scrivano... e cantore nella sinagoga»; 1 nota «commercio»; 1 «Direttore del negozio»; 1 agente; 2 sono sensali dei quali uno «patentato», l'altro «dal tempo del porto franco»; 1 Rabbino; 2 sono maestri e precisamente uno «precettore e Maestro di lingua ebraica per li figliuoli grandi», l'altro «Precettore colla moglie dei figliuoli piccoli»; figura inoltre un «servente della sinagoga et il Pubblico del Ghetto»; 1 «assiste al Pubblico per i morti ecc.»; 1 «assiste

nelli magazeni, fa viaggi per Gorizia, Venezia ecc.» Per gli altri la rubrica « professione è rimasta in bianco ».

Nel 1749 il numero dei « tassati » della Comunità era di 11. (V. FORMIGGINI, *La Comun. isr. di Trieste*, in « Corriere Isr. », a VI, 1867, pag. 144) il che ci fa presumere che delle 27 famiglie elencate nel 1748 quasi la metà era berfestante. Lo stato economico della cittadinanza era soddisfacente. « Nel 1745 le finanze del Comune erano già talmente rinsanguate, che quest'ultimo potè offrire all'imperatrice, la quale accettava, un prestito di 20.000 fiorini al 4% verso concessione di un maggior dazio consumo sui vini. Nello stesso anno Maria Teresa istituiva al Capitaneria del Porto, richiesta certamente da un aumento degli approdi; e nel 1747 volle costituita in corpo regolare la nazione ebrea... » (MONTANELLI, pag. 45). Le « Istruzioni » del 1749 si riferiscono fra altro alle comunicazioni postali marittime coll'Italia, alla statistica e ai listini di merci, alle cure degli ammalati poveri, all'ampliamento del porto, al promovimento dell'abbondanza dei viveri, alla concessione della libertà di culto ai greci, alle facilitazioni da accordarsi a commercianti greci e turchi e via dicendo (ivi, pag. 46). A questi provvedimenti corrisponde un incremento della popolazione urbana la quale ammonta - comprendendovi l'elemento israelita - nel 1735 a 3865, nel 1758 a 6433 anime.

Indice dell'aumento della prosperità economica degli Ebrei è, oltre alla vita comunale ebraica (di cui sopra), l'aumento della popolazione.

Nel 1758 abbiamo a Trieste su 6433 abitanti 221 ebrei¹⁾ ossia nel corso d'un decennio (1748-1758) la popolazione ebraica triestina si era quasi raddoppiata. Facciamo, prima di proseguire nella nostra ricerca, un confronto con Firenze (per Roma mancano i dati) e troviamo: nel 1748 il numero di quegli Ebrei ammonta a 765, nel 1758 la popolazione censita è di 794 anime²⁾ ossia, nello stesso tempo in cui il numero dei componenti la comunione fiorentina è aumentata di 3.8% quella triestina aumenta del quasi 100%. È evidente che per Trieste non si tratta questa volta di puro aumento vegetativo. « Nel 1760, nota il KANDLER,

¹⁾ Il LOEWENTHAL, *Geschichte der Stadt Triest*, I, 191 e MAINATI, *Croniche*, IV, 286 contano in numero alquanto inferiore di abitanti; noi seguiamo i dati ufficiali del MONTANELLI, pag. 68.

²⁾ Secondo LIVIO LIVI, *Gli Ebrei*, vol II, tabella IV, pag. 272.

grande fu l'affluenza di Ebrei esteri, a fermare la quale li Ebrei indigeni chiedevano moderamento» (KANDLER, *Li Ebrei*, pag. 222). Si tratta evidentemente di una corrente immigratoria in pieno corso da un decennio all'incirca.

Nel 1775 abbiamo a Trieste 10664 abitanti di cui 404 ebrei (MONTANELLI, docum. 8^a 122) di modo che vengono a formare il 4% della popolazione. Facciamo questa volta un confronto con la popolosa Università livornese. Questa contava ¹⁾ nel 1758 anime 3687; la popolazione calcolata per il quinquennio 1771-1775 fu di 4056. Ne risulta: nello stesso periodo di tempo in cui Livorno israelitica aumenta del 10% — aumento assoluto 369 — Trieste israelita si accresce con una intensità 8 volte maggiore — in cifra assoluta 183 — una proporzione quanto mai significativa, lungi però da poter essere messa a confronto con quella risultante dal confronto fatto nel periodo precedente tra Trieste e Firenze. Ritentiamo un paragone per il periodo 1758-1775 con la stessa Firenze e troveremo per Firenze i dati seguenti: nel 1758 la popolazione censita è 794, nel 1775 la popolazione calcolata alla metà del quinquennio 1771-1775 è 860, aumento assoluto dunque 66, in percentuale 8,3%; ossia, mentre Livorno aumenta del 10% e Firenze dell'8,3%, Trieste aumenta dell'82,8%. Nel periodo precedente il tasso d'aumento era del 3,8% per Firenze e quasi del 100% per Trieste; nel secondo periodo abbiamo 8,3% per Firenze e 82,8% per Trieste, ossia nel periodo precedente la Comunità si accresceva con una intensità 25 volte maggiore della consorella sull'Arno, nel periodo secondo Trieste si accresce con una intensità non più 25, bensì solo poco più che 10 volte maggiore, un fenomeno questo dovuto evidentemente ad un lieve rilassamento delle correnti immigratorie in seguito alla effettuazione del « moderamento » di cui il KANDLER nel passo da noi riportato, oppure perchè l'emporio non esercitava più la forza d'attrazione di cui disponeva nel periodo precedente. Riporto qui un brano dal libro del MONTANELLI perchè ci offre delle notizie preziose per la conoscenza delle condizioni economiche della città d'allora. « Dal 1758 al 1765, stando alle anagrafi ufficiali, la popolazione della città sarebbe rimasta pressochè stazionaria, non potendosi prendere in considerazione l'insignificante aumento del 0,2%

¹⁾ Livi, tab. IX, pag. 282-3.

Se si pensa però che nell'operato anagrafico del 1765, esistente nell'archivio diplomatico, appaiono alcune non indifferenti omissioni, deve ammettersi che, anche in questo settennio, la popolazione andò, sempre lentamente, aumentando. L'incremento più notevole del secolo ha luogo nel periodo che corre fra l'anagrafe del 1765 e quella del 1775, e ascende nella città al 63,6 % con una media annua del 6,4 % circa. Per conoscere le ragioni di questo aumento è d'uopo considerare il grande cambiamento avvenuto nel terreno del porto franco per effetto della patente doganale del 1766 in forza della quale il porto franco di Carlo VI¹⁾, limitato alle rive del porto, ai magazzini privati formanti l'*entrepot* fittizio, al Borgo delle saline e a quello dei SS. Martiri, veniva esteso a tutta la città, e concesse le franchigie doganali eziandio al territorio. Con ciò era tolta ogni distinzione fra emporio vero ed emporio fittizio, porto, terraferma, città nuova e vecchia. Colla successiva patente del 27 Aprile 1769, venivano accordate delle speciali facilitazioni per la manipolazione delle merci e l'esercizio delle fabbriche e manifatture locali. E quindi giustificata la supposizione che l'incremento della popolazione verificatosi in questo decennio debba ascrivere in buona parte a queste utili innovazioni. Quale ultimo atto della politica commerciale di Maria Teresa, tendente a promuovere il movimento dell'emporio, va citata la patente imperiale del 15 Luglio 1775, destinata a regolare il commercio, di transito, la quale assicurava l'esenzione da qualsiasi dogana alle merci uscenti od entranti via mare nei porti di Trieste e Fiume». (MONTANELLI, pag. 46-47).

Non prive d'interesse sono alcune notizie sulla partecipazione degli Ebrei allo sviluppo, oltrechè del commercio, dell'industria cittadina d'allora. «Verso la metà del secolo decimotavo, gl'Israeliti di Trieste, oltre che al commercio, si applicarono altresì a molti rami d'industria, e per opera loro si videro in questa città sorgere parecchie fabbriche; nel 1747 un Curiel erigeva una fabbrica di pece, cotanto necessaria in un

¹⁾ Sulle condizioni di Trieste all'epoca di Carlo VI, v. GIACOMO BRAUN, *Carlo VI e il commercio d'oltremare* in «Archeopago trestin», vol. IX, Serie III, Trieste 1921 (su questa importante pubblicazione richiamò la mia attenzione il dotto prof. BATTAGLIA). V. inoltre COSTANTIN G. JANGEKIS, *Le porte de Trieste* (con una prefazione di GIULIO MORPURGO), Lausanne - Genève, 1923.

porto di mare; nel 1756 un Luzzato n' erigeva una di pellami, e nel 1759 certo Marsilio ne fondava una di carta ». (« Corriere Israelitico », a. 1862, pag. 10). Verso il 1780 sorge a Trieste una fabbrica di « Candele di sevo » per opera d' un Abraam Vita Basevi, la quale fabbrica secondo una notizia nello « Osservatore triestino » passa nel 1832 in proprietà d' un Graziadio Minerbi.

Il prossimo censimento dopo quello del 1775 è del 1788. Esso è dovuto all' ordine di Giuseppe II, che d' ora innanzi « portar debba ogni padre di famiglia per la sua famiglia... un determinato nome di Casata ». Viene trasmessa alla Comunità una « nota alfabetica di quelli nomi degli uomini, e delle donne per l' uso della Nazione Ebraica, coi quali viene permesso alla medesima di chiamarsi dal Primo Gennaro 1788 solamente secondo la pronuncia tedesca, o sia cristiana ». I Capi rispondono con l' invio di una « nota di nomi d' ogni individuo della Nazione esistenti oggi in questa città e Porto Franco » osservando, « esser regolata la nostra nazione qui sull' uso della lingua Italiana, come la massima parte oriundi dal (sic) Italia, ed istruiti in essa lingua soltanto » ed essere i « nomi personali, usati dalla nostra nazione, regolati e corretti senza equivochi nella Lingua predetta ». (V. per l' argomento I. ZOLLER, *La coscrizione degli Ebrei di Trieste nel 1788*, Estr. dal « Messaggero Israelitico », Udine, Del Bianco, 1913). Ora la *Tabbella de Nazionali Ebrei dimoranti in Trieste, famiglie e nomi di rispettivi Individui* redatta in data « 1788 Febbraio 20 » ci offre il modo di ricostruire a grandi tratti lo stato civile della Comunità di quel tempo. Il numero delle famiglie ascende a 153, compresi i 16 uomini « nubili »; quello delle anime è all' incirca di 670.

Messi a confronto questi dati con quelli ottenuti per gli anni 1758 e 1748, si osserva che in 30 anni (1758-88) il numero dei componenti la Comunità si è triplicato e si è più che quintuplicato in 40 anni (1748-1788). Scegliendo come punto di partenza l' anno 1748, si nota: La popolazione ebraica triestina si è duplicata in 10 anni, si è triplicata in altri 30 anni, si è più che quintuplicata nei 40 anni complessivi.

Mettiamo a confronto i dati ottenuti col quadro demografico che ci offre l' Università Isaelitica di Firenze nello stesso periodo di tempo. Per Firenze, viene calcolata ¹⁾, per il quin-

¹⁾ LIVI l. c.

quennio a cui appartiene il 1788, una popolazione di 968 anime; nel 1758 ve ne furono 794. Aumento assoluto in 30 anni: 174. Nello stesso tempo quindi in cui la popolazione israelitica di Trieste si è triplicata, l'Università di Firenze si accresce del 22%, e quella di Livorno del 19,3% con un aumento assoluto di 713. (Nel 1758 Livorno conta 3687 anime, nel 1788 ne ha circa 4400). È evidente che, nell'epoca che va sino al 1788, Trieste israelitica sta attraversando ancora un periodo d'aumento nella massima parte estrinseco, di carattere eminentemente sociale.

Nel 1802 la popolazione urbana a Trieste consta di 19.086 più 1247 abitanti ebrei di cui maschi 592, femmine 655; numero complessivo della popolazione 20.383 (V. MONTANELLI, docum. 10, pag. 126). Gli Ebrei sono quindi il 6,5%. È notevole il fatto che nel quadro statistico di quell'anno non figura nella rubrica « villaggi », e « contrade » neppur un solo Ebreo nello stesso modo come non vi troviamo menzionati confessanti alcuna altra religione fuori della cattolica.

Nel periodo di tempo che va dal 1788 al 1802 la Comunione israelitica di Trieste segna un aumento assoluto di 577 ossia di 80,6 per ogni 100 abitanti. Nello stesso periodo di tempo — 14 anni — Firenze israelitica procede in linea assoluta di 253, ossia con un aumento di 5,75 per ogni cento abitanti. La tendenza fra Ebrei forestieri di stabilirsi a Trieste perdura quindi, ma la discesa della corrente immigratoria è ormai accennata in modo molto visibile.

Il Comune triestino aumenta negli anni 1788-1802 da circa 21.300 a 27.576 abitanti, ossia in linea assoluta di 6276 abitanti, corrispondenti a 29 per ogni 100 abitanti. Notevole per la conoscenza delle condizioni demografiche triestine d'allora, è il fatto che segue: Nel censimento fatto per il Comune nel 1802 sono compresi 2973 forestieri (di cui maschi 1757, femmine 1216), ossia su 100 abitanti triestini sono circa 11 forestieri.

Un altro punto d'appoggio ci offre l'anno 1823, ed un'ottima fonte è il manoscritto inedito, conservato nell'Archivio della Comunità israelitica di Trieste; esso si intitola: *Coscrittione Generale degli Individui della Comunità Israelitica di Trieste, dedicato al singolar merito delli Spettabili Signori... attuali Capi della stessa Comunità, 1823*. Il numero di « Individui » ascende in quest'anno a 2197 di cui 1128 maschi, femmine

1069. La popolazione triestina non ebraica ammonta a 35.373 abitanti; gli Ebrei costituiscono perciò il 6,2%. Il ruolo del 1823 offre inoltre la possibilità di ricostruire il quadro della vita economica degli Ebrei triestini di quell'epoca. Si tratta in prevalenza di commercianti e dei loro addetti; numerosissimi gli intermediari; molto meno numerosi gli artigiani; un manipolo di intellettuali fra i quali emergenti per numero i maestri. Il commercio - per essere precisi - è rappresentato da 83 negozianti, 103 sensali, 79 trafficanti, 10 bottegai, 4 merciai, 2 « pollarioli », 2 droghieri, 1 libraio, 1 caffettiere, 1 chincagliere, 1 « otticante » (ottico). L'alta finanza è composta da 1 banchiere, 4 possidenti. Addetti al commercio sono: 22 scrivani, 11 agenti, 2 magazzinieri, 1 « registratore », 1 custode, 1 « stimatore ». Gli artigiani sono rappresentati da: 9 macellai, 2 « segatini » (macellatori rituali), 4 calzolai, 5 sarti, 2 bandai, 3 tintori, 1 fornaio, 1 cappellaio, 1 orefice, 1 orologiaio, 1 incisore, 2 « stramazzeri ». Il lavoro manuale è rappresentato da 7 di servitù. L'arte da un... marionettista. Il ceto intellettuale annovera 5 medici, 1 chirurgo, 1 dottore in legge, 27 maestri dei quali diversi alle dipendenze della Comunità. Addetti alla Comunità sono inoltre: 1 rabbino, 1 vice-rabbino, 1 Cancelliere, 1 « sacristano » 1 « nonzolo », 1 « religioso » (ufficiante religioso?).

Nello spazio di tempo tra il censimento del 1802 e l'altro del 1823, la Comunità si accrebbe in linea assoluta di 950 componenti, con un aumento quindi di 76 per ogni 100 durante 21 anni. Nello stesso tempo l'Università israelitica a Firenze passa dal numero di c. 1112 a quello di c. 1321 componenti; aumento assoluto 209, equivalente al 18,8 per ogni cento. Livorno aumenta, nello stesso periodo, di solo 27, avendo avuto 4647 nel 1802 e c. 4674 nel 1823, ossia del 0,6 per cento.

In relazione al Comune triestino: questo conta al principio del periodo da noi contemplato 27.576, alla fine dello stesso 48.850 abitanti, compresi i forestieri. Aumento assoluto quindi 21.274 che corrisponde al 77 per cento. In questo periodo diminuisce la differenza tra il coefficiente d'aumento della Comunità israelitica di Trieste e quello della consorella di Firenze. E per la prima volta la popolazione del Comune di Trieste non resta addietro nel suo sviluppo alla comunione israelitica; anzi accenna leggermente a superarla. L'aumento numerico della Comunità è ancora in fiore; lascia pur tuttavia intravedere la tendenza ad un nuovo rallentamento.

Nel 1824, Trieste città conta 38.900 abitanti di cui 2.200

Ebrei; maschi 1084, femmine 1116, (Arch. Comun. isr., Coscriz. del 1823). Gli Ebrei sono quindi il 6% del resto della popolazione, il che significa un chiaro accenno alla diminuzione dell'accrescimento della Comunità in confronto alla città. L'aumento assoluto per la città (da distinguere dal Comune) è di 1330 abitanti, equivalente 3,5%; per la popolazione israelita, l'aumento assoluto è di soli 3, equivalente a 0,13%. Le indicazioni riguardo alle professioni non differiscono — come è naturale — gran che da quelle contenute nei ruoli del 1823.

Il « ruolo » del 1826 (MS. Arch. Comun. isr.), ci offre i seguenti dati: popolazione censita 2289, di cui maschi 1195 — e precisamente celibi 807 e ammogliati 388 — e femmine 1094. L'aumento assoluto per il biennio 1824-1826 è quindi per la Comunità di 89; per la città, che passa dai 38.900 ai 43.969, l'aumento assoluto è di 5.069 equivalente al 13%. La distanza tra il tasso d'aumento della Città e quello della Comunità si è accresciuta ormai notevolmente a tutto danno di quest'ultima. La popolazione israelita viene ad essere nel 1826 il 5,2% della popolazione cittadina; per il Comune, la percentuale verrebbe ad essere naturalmente molto più bassa.

Dal punto di vista storico-economico, il ruolo del 1826 assurge ad una certa importanza. Esaminiamo la rubrica « Carattere, professione, arte e mestiere » e vedremo che è molto meno frequente l'indicazione: « bottegaro » e « rigatiere »; i « sensali » sono pur essi meno numerosi e la menzione loro è accompagnata di solito da un « in case », « in manufature » e così via. Più di frequente che nel 1823 ricorre: « negoziante » e « commerciante. » Spesso si incontra: « cambista, agente di cambj, sensale di cambj ». Nella qualità di « possidenti » figurano 14 come « proprietari » 6, banchieri 2. Come nei precedenti censimenti, si notano diversi artigiani; si notano inoltre 2 « orologiai », 2 orefici e un « bijotiere ». Uno fa il « macchinista », un altro è « impiegato ai Dazj »; non manca neppure il « Boletinario in teatro ». I cantori probabilmente altro non sono che ufficianti religiosi. Quattro sono i dottori in medicina; quattro i chirurghi, ai quali va aggiunto un « chirurgo-aprendista ». La Comunità d'allora non vanta che un sol « dottore in legge ». Due Israeliti, per la prima volta nella storia ebraica triestina, figurano come « direttori di sicurtà ». La beneficenza pubblica trova la sua espressione nella definizione « ricoverato » e « ricoverata » che qui più volte si ripete, mentre non ricorreva ancora nei ruoli

precedenti. Indice di agiatezza è fra altro il numero molto considerevole di persone di servitù. Il ruolo del 1826 dà in complesso l'impressione d'un benessere accresciutosi fra gli Israeliti. Si incontra qui un certo grado di evoluzione economica e sociale — dopo quella politica apportata dall'epoca di Maria Teresa e di Giuseppe II — non disgiunto però da un regresso in linea demografica.

Nel 1827 la *Coscrizione della Comunità Israelitica* (MS. Arch. Com.) dà le seguenti indicazioni: maschi 1232, femmine 1113; totale 2345. Gli Ebrei vengono così ad essere poco più del 5,5% della popolazione della città propriamente detta. Aumento assoluto di fronte all'anno precedente: 56.

Per il 1828 la *Coscrizione* (MS., ivi) rileva 2418 anime; maschi 1276, femmine 1142. Gli Ebrei sono questa volta il 5,6% della popolazione cittadina. Aumento assoluto di fronte all'anno precedente: 73.

Il censimento del 1832 i cui risultati ci offre il MS. *Comunità Israelitica 1832* (nell' Arch. della Comun.) è dovuto probabilmente, più che a necessità di amministrazione interna, ad un ordine della autorità municipale in nesso forse a delle ragioni fiscali. Lo scritto differisce dagli altri dello stesso genere e porta alla fine l'annotazione: «Trieste li 31 Marzo 1832. Giuseppe Nigris, Commo (Commissario) magistruale». Il numero dei componenti la Comunità ascende in quell'anno a 2469.

A distanza quindi di un trentennio (1802-1832) la Comunità si accrebbe in cifre assolute di 1222 ossia di 98 per ogni 100 componenti; il Comune triestino si raddoppia in un tempo alquanto più breve, cioè negli anni 1802-1826. Tanto nei censimenti del Comune come in quelli della Comunità sono compresi i forestieri. Per la Comunità vanno presi in considerazione i correligionari immigrati da Roma in seguito ai decreti di Leone XII (V. LUIGI CARLO FARINI, *Lo stato romano dall'anno 1815 all'anno 1850*, Trieste, 1850, I, 20; cf. VOGELSTEIN e RIEGER, *Geschichte der Juden in Rom*, II, 352). Nel 1805 pure molti Ebrei romani emigrarono verso la Toscana. (V. VOGELSTEIN e RIEGER, II, 357), sotto Leone XII altri — in particolare gli abienti — si rifugiarono, oltre che in Toscana, nelle provincie lombarde, venete e a Trieste. Tutto ciò si rispecchia nelle cifre del censimento. L'Università israelitica romana conta: nel 1809, 3076; nel 1810, 3038; nel 1816, 3047; nel 1821, 3059; nel 1832, 3538 anime (V. *Berliner, Gesch. der Juden in Rom*, II, 203; VOGL. e

RIEGER, II, 399). Nello stesso trentennio, Firenze israelitica ci offre le seguenti cifre: 1112 per il quinquennio 1801-1805; 1429 per il quinquennio 1831-1835, popolazione calcolata alla metà del quinquennio (LIVI, II, 399). Livorno a cui non si accenna in modo particolare come partecipante alle influenze dell'emigrazione da Roma — l'Università isr. di Livorno ormai aveva superato « l'apogeo della grandezza » raggiunta nel secolo XVIII e composta come era prevalentemente da coloro che furono, i veri animatori del traffico locale « subiva la decadenza della città stessa » — segna 4694 per il 1806, 4661 nel 1833. Per Trieste va presa in considerazione anche l'immigrazione dalle provincie tedesche, immigrazione che deve essersi compiuta in buona parte nei primi decenni del secolo XIX. A giustificare tale asserzione basta citare il fatto: Nell'elenco delle famiglie israelitiche del 1788 (da me pubblicato) pochissimi sono i casati non italiani, molto più numerosi nell'elenco (tuttora inedito) del 1826 (Vanno esaminati in particolare gli elenchi sub H, U, W).

Ora tutto questo complesso di fatti, sul quale abbiamo creduto opportuno di richiamare l'attenzione ed a cui vanno aggiunte le osservazioni che a questo riguardo abbiamo fatto laddove abbiamo esaminate le condizioni di Trieste sotto Maria Teresa e Giuseppe II, ci dimostra quanta influenza abbia avuto sulle condizioni demografiche della Comunità il movimento migratorio e come questo a sua volta sia condizionato dalle condizioni politiche che agli Ebrei vengono fatte. Con ciò non abbiamo voluto fare alcuna enunciazione sull'influenza delle condizioni politiche e sociali offerte alla popolazione israelita, quale fattore del loro aumento naturale, bensì sulla loro influenza sulla popolazione censita nel suo complesso. Le condizioni politiche e sociali sfavorevoli sono nei secoli di cui trattiamo il primo incentivo — con ciò non abbiamo voluto escludere altri fattori che vi si collegano in seguito — a dei movimenti migratori che portano con sé lo spopolamento in un luogo ed un accrescimento in un altro. Per la Comunità triestina l'aumento negli anni 1802-1832 non è anormale, inquantochè essa non fa che seguire da vicino il fenomeno che va compendosi nel Comune intero.

Nel 1834 — lo rileviamo dalla *Coscrizione..... 1834* (Archivio d. Comm. israel.) — la popolazione israelitica ascende a 2542 di cui maschi 1282, femmine 1260. Aumento assoluto, nel biennio 1832-1834, 73.

Dalla *Coscrizione della Popolazione componente la Comun. Isr. pel a. 1837* si rileva aver la Comunione raggiunto in quell'anno il numero di 2655, di cui maschi 1315, femmine 1340. Aumento assoluto, durante l'ultimo triennio, quindi, 113.

Consideriamo gli anni 1832-1837 ed avremo un aumento assoluto di 186 corrispondente al 7,5%. Il Comune triestino passa nello stesso tempo da 59.374 a 70.813, con un aumento assoluto di 11.439 corrispondente al 19%. Tale differenza nel tasso d'aumento si ripercuote sulla proporzione tra Comune e Comunità nel modo che segue: gli Ebrei che nel 1827 venivano ad essere poco più del 5,5% della popolazione cittadina sono nel 1837 — dopo un decennio — 5,04% della stessa popolazione.

Nel 1840 (V. *Coscriz... 1840*, Arch. Comun.) la Comunità conta 2815 anime; maschi 1498, femmine 1317. Aumento assoluto negli anni 1837-1840: 160.

Per il 1843 la *Coscrizione* (ivi) rileva l'esistenza di 2528 Ebrei a Trieste; maschi 1282, femmine, 1246. E così registrata per la prima volta nel periodo che va dal 1735, una *diminuzione* della popolazione israelita, che ammonta — partendo dal 1840 — in cifra assoluta a 287. Tale diminuzione trova il suo riscontro nelle cifre riguardanti la Città: Trieste città conta nel 1840 abitanti 57.529 e nel 1843: 54.669, ed il Comune conta nel 1840: 78.917, nel 1843: 77.821. Il motivo? Una grave crisi commerciale nel 1842.

Al risveglio demografico che si riscontra a Trieste dal 1844 in poi la Comunità israelitica partecipa passando dallo stato di 2528 componenti nel 1843 a 2988 (maschi 1608, femmine 1380) nel 1846. (V. il MS. *Estratto dall'anagrafe per la Comun. isr. per l'a. 1846*, Arch. C. isr.). Aumento assoluto 460, cifra comprendente il *doppio* dell'aumento negli anni 1837-1840 (cioè 160) più la metà della cifra indice della diminuzione negli anni 1840-3.

Nel 1847 la popolazione israelita ammonta a 3094: aumento assoluto di fronte all'anno precedente 106. Nel 1846 la Comunità contava 2988 componenti: maschi 1608, femmine 1380.

Secondo le *Anagrafi d. Com. isr. per l'a. 1855*, la popolazione ebraica constava in quell'anno di 2205 maschi, 1874 femmine, totale 4079 anime. Aumento assoluto per gli anni 1847-1855 di 985. Il 1855 è posto a metà del novennio 1850-1859, che significa per Trieste periodo di risveglio economico dovuto tanto all'industria navale quanto al commercio, periodo in cui Trieste aumenta « con una media annuale del 3,45%, la più notevole

del secolo dopo la crisi commerciale del 1842 » Trieste israelitica raggiunge una media, almeno a giudicare dai dati concernenti la prima metà del novennio, molto vicina a quella che offrono la città ed il territorio; anzi la supera leggermente.

Nel 1869, anno di censimento generale dello Stato, la città di Trieste conta 70.274 abitanti; il Comune 123,098, compresi gli Israeliti, il numero dei quali in tutto il Comune ascende a 4421. Gli Ebrei vengono così ad essere 3,5 % del Comune, il 6,5 % della popolazione cittadina. (V. ATTILIO FRUEHBAUER, *Cenni sommarî sul censimento della popolazione a Trieste al 31 dicembre 1900*, Trieste, 1903, pag. III).

Nel 1875 abbiamo nei dodici distretti del Comune triestino 4.534 ebrei (2193 maschi, 2341 femmine). Di essi, 1612 abitano nel distretto III (città nuova), 1413 nel II (città vecchia), 601 nel IV (barriera nuova), 460 nel V (barriera vecchia); il resto sparso in sei altri distretti. Il Comune conta in quell'epoca 126.633 abitanti (V. *La popolazione di Trieste nel 1875. Resoconto ufficiale presentato al Municipio dalla Commissione municipale all'anagrafe*, Trieste 1878, tab. 8). La città conta 68.580 abitanti. Gli Ebrei vengono ad essere il 6,6 % della popolazione cittadina ed il 3,5 % di quella del Comune. « Tra il 1869 ed il 1875 si accrebbe maggiormente il numero di quelli senza confessione col 24,42 %. I cattolici aumentarono del 2,96 % i greci non uniti al 2,80 % ed infine gli israeliti del 2,56 % ». (ivi, pag. XLI). L'aumento assoluto di quest'ultimi è di 113.

Il 31 dicembre 1880 gli abitanti del Comune di Trieste ammontano a 141.740; Trieste città conta 72.344, il suburbio 57.852, il territorio 11.654 abitanti. Il numero degli Israeliti ascende a 4.578; essi sono il 3,23 % del del Comune.

Il 31 dicembre 1890 abbiamo, su 155.471 componenti il Comune, 4696 Ebrei; essi sono quindi il 3,02 % del Comune. Il 31 dicembre 1900 il Comune conta 176.383 componenti, la Comunità israelitica 4939 ossia gli Ebrei sono il 2,80 % della popolazione del Comune, Nel decennio 1890-1900 toccano alla città i tre quarti della popolazione di tutto il Comune e precisamente nel 1890 il 77,39 %, nel 1900 il 74,95 % (FRUEHBAUER, l. c. pag. 27

¹⁾ Così ATTILIO FRUEHBAUER. L'Ufficio statistico di Vienna « Oesterreichische Statistik », vol. I, fasc. I, Vienna 1882, pag. 66) dà in base del censimento del 1880 delle cifre differenti e precisamente: Trieste città con abitanti 73.700, suburbio 58.299, territorio 11.818, totale 143.817 e per quanto

e seg.)¹). Considerando la proporzionale degli Israeliti riguardo a Trieste città abbiamo nel 1890 accanto a 115,734 non Ebrei, 4599 Ebrei ossia quest'ultimi costituiscono il 4% della popolazione cittadina, mentre ancora nel 1880 ne rappresentavano il 5,46% (pur escludendo dalla popolazione cittadina i sobborghi). Nel 1900 Trieste città conta 132.190 abitanti di cui 4825 ebrei; essi sono il 3,3% della popolazione complessiva (FRUEHBAUER, l. c. tav. V). La discesa quindi della proporzionale continua.

Nel decennio 1890-1900 l'aumento degli Ebrei è in cifra assoluta di 226, nel Comune di 243, un aumento che per la sua poca entità non trova riscontro in tutta la statistica sinora esaminata. Ecco qualche esempio tolto dagli anni precedenti: Negli anni 1735-1758 - si passa allora da 103 a 321 Israeliti - la Comunità è più che raddoppiata entro un ventennio. Nei 30 anni seguenti si passa da 221 a 670 ossia la popolazione si triplica in altri tre decenni, ed è sestuplicata in mezzo secolo (1735-1785). Non così nell'Ottocento. Un ventennio non è più sufficiente per ottenere il raddoppiamento. Negli anni 1802-1823 si passa soltanto da 1347 a 2197. Negli anni 1823-1880 si passa da 2197 a 4578 ossia più di mezzo secolo ci dà un abbondante raddoppiamento anziché la sestuplicazione. Il perchè di queste differenze? Il Settecento è per Trieste il secolo dei privilegi commerciali, e sono questi che fanno in ogni tempo ¹) e in ogni dove accrescere la popolazione a mezzo di forti correnti immigratorie. Accorsero gli Ebrei in quanto che Trieste prometteva di diventare un centro di vita commerciale; furono promessi inoltre pieno rispetto per la religione e una legislazione liberale.

Nella seconda metà del Settecento si moltiplicano le patenti atte a sviluppare il commercio triestino; aumenta la città in genere per quanto non raggiunga neppur lontanamente il tasso

concerne la popolazione ebraica (vol. I, fasc. 2, pag. 34): Trieste città 4.025, suburbio 601, territorio 14; totale: 4 640. Secondo questi dati quindi, gli ebrei costituivano il 5,46% della popolazione di Trieste città, il 3,5% della città e dei sobborghi, il 3,22% della Città e del territorio. La stessa « Oest. St. » vol. V, fasc. III, dà a pag. VIII delle indicazioni che corrispondono perfettamente a quelle date dal FRUEHBAUER e da noi riportate.

¹) D'esempio ci serva A. ANDREADÈS il quale vede nei privilegi accordati da Costantino a Costantinopoli come città e nelle facilitazioni accordate, alle colonie straniere, i principali motivi dell'aumento della città sotto l'impero bizantino. V. *De la population de Constantinople sous les empereurs bizantins*, in « Metron », vol. I, num. 2, pag. 85, 94.

d' aumento della popolazione israelita. « L' incremento più notevole del secolo ha luogo nel periodo che corre fra l' anagrafe del 1765 e quella del 1775, e ascende nella città al 63,6% con una media annua è di 16,4% circa » (MONTANELLI, pag. 47). Giuseppe II cercò di sviluppare ancora di più il sistema mercantilista; « organizzò eziandio il collegio dei mercanti permettendo che nella loro deputazione potessero essere eletti gli israeliti; bandì l' assoluta eguaglianza religiosa ed estese l' immunità personale a reati commessi e debiti contratti fuori di Stato » (ivi, 48).

Nel Settecento l' aumento della popolazione del Comune non raggiunge il tasso d' aumento della Comunità israelitica, nell' Ottocento avviene l' opposto. Negli anni 1820-1880 la popolazione della città e del territorio di Trieste aumenta da 43.467 a 141.740 abitanti; molto minore, come abbiamo accennato poco anzi, la proporzione d' aumento degli Ebrei. Un aumento notevole si riscontra presso codesta popolazione negli anni 1824-1869 cioè da 2.200 a 4421, ossia in 45 anni la comunità è raddoppiata, mentre negli anni 1869-1900 l' aumento non è che di 518.

Il primo periodo è in realtà favorevole ai traffici. Trieste vede allora « aprirsi al commercio coll' interno la nuova strada di Opicina (1832), formarsi la Società del Lloyd con propria navale (1836), estendersi la navigazione a vapore (1837), istituirsi le grandi Società assicuratrici, raddoppiarsi il tonnellaggio degli approdi, assicurato un posto cospicuo fra le città che mercanteggiano lungo le coste orientali del Mediterraneo e del Mar Nero ». Lo sviluppo felice del commercio si riflette nella statistica della popolazione triestina in genere. « Dal 1820 al 1841 la popolazione va costantemente aumentando con una media annua di 4,05%, ad onta della forte epidemia colerica del 1836 ». Gli anni 1841-1844 sono per Trieste un periodo di decrescimento causa la crisi commerciale e gli sfratti. 1848: moti politici; 1849: epidemia colerica. Il 1850 e i seguenti sono l' inizio d' un nuovo risveglio economico che « ebbe potente impulso tanto dall' industria navale che dal commercio. L' arsenale del Lloyd si diede ad allestire piroscafi di più grande portata e ad estendere le sue linee di navigazione. Il commercio d' importazione dei grani prese, all' epoca della guerra di Crimea (1854-1855), un incremento sorprendente... ». Ecco gli avvenimenti che si rispecchiano nello sviluppo del quadro demografico della popolazione israelita negli anni 1824-1869.

Negli anni 1869-1900 l'aumento israelita a Trieste è insignificante. L'anno 1860 segna un decrescimento della popolazione in generale; la vita commerciale langue; gli anni 1869-1875 contano alcuni di epidemie, il 1872 è di crisi finanziaria; negli anni 1869-1880 la media annua d'aumento è di 1,38 %.

Gli anni 1869-1880 hanno in generale una caratteristica propria nella statistica degli Ebrei del cessato impero austro-ungarico. Ecco quanto ne dice una fonte ufficiale (Oest. St., vol., XXXII, fasc. I, pag. XIX: «L'aumento straordinario degli Israeliti verificatosi negli anni 1869-1880 si rallentò nell'ultimo decennio... La discesa della percentuale d'aumento si fa notare di più laddove prima si notava l'aumento maggiore... Per questi spostamenti fu evidentemente il movimento migratorio della massima importanza». Orbene, la popolazione ebraica triestina dovette maggiormente risentire il cambiamento avvenuto, perchè dimorante una città dove l'immigrazione fu sempre forte. Ecco come si presenta l'immigrazione verso il Comune di Trieste nel decennio 1880-1890. Nel 1881 il numero degli immigrati uomini aumenta di 721, quello delle donne diminuisce di 433. Nel 1882, l'immigrazione segna: 1593 (724 uomini e 869 donne). Nel 1883, sono 1602 (728 e 874). Nel 1884, 1604 (729+875). Nel 1885, 1609 (731+878). Nel 1886, 1601 (727+874). Nel 1887, 1613 (733+880). Nel 1890, 940 (352+588). Il principio e la fine del decennio segnano una forte diminuzione, gli anni intermedi un coefficiente pressocchè fisso.

Il rallentamento nell'aumento che la Commissione centrale di Vienna aveva notato nell'elemento israelita nei paesi dell'ex-impero si nota pure presso la popolazione triestina in genere (Ebrei e non Ebrei).

« Al 1880, nota uno studioso triestino, succede un periodo decennale di rallentamento nello sviluppo della popolazione. L'aumento medio annuo si riduce ad una quota del 0,97 % ». Al posto del lucrativo commercio intermediario subentra il transito. Se nel decennio 1891-1900 un aumento di popolazione v'è, lo si deve attribuire all'impianto di nuove industrie, reso possibile dall'incorporazione di Trieste nel nesso doganale dell'impero, all'ampliamento delle industrie già esistenti, in ispecie di quelle navali nonchè allo sviluppo impresso a quelle edilizie dall'erezione di nuovi opifici e di abitazioni per il relativo personale d'esercizio. Una non indifferente quota d'aumento venne eziandio fornita dagli addetti alla finanza richiesti dall'attiva-

zione del nuovo regime doganale, e dalle loro famiglie». (MONTANELLI, pag. 57). Orbene, per le sorti della popolazione ebraica è decisivo il commercio intermediario; l'industria e la costruzione edilizia richiedenti numerosi operai ed il maggiore impiego d'addetti alle dogane - non sono dei fattori tali da attirare un maggiore numero d'Ebrei oppure da favorire l'aumento dei già domiciliati. Lo sviluppo dell'industria non poté che tutt'al più aumentare il numero di impiegati, una classe sociale che si recluta da elementi locali e che — lo vedremo in seguito — non ha grande influenza sullo sviluppo demografico. Mancano gli elementi atti a favorire l'accrescersi della Comunità. Infatti gli Ebrei che nel 1869 costituiscono il 3,59 % della popolazione, rappresentano nel 1900 il 2,80 %. « Dal 1891 al 1900 gli Israeliti scemarono proporzionalmente di numero nell'intero Comune, in città e nel suburbio » (FRUEHBAUER, pag. 118). « Gli ebrei crebbero in tutto il Comune dal 1891 al 1900 di 243. Di questi toccarono alla città 226 pari al 93,01 %, al suburbio 16, pari al 6,58 % ed all'altipiano 1, che corrisponde al 0,41 % dell'aumento assoluto in tutto il Comune » (ivi, pag. 130).

Nel 1910 abbiamo a Trieste 5.161 Ebrei compresi nei 161.653 abitanti che formano la popolazione cittadina ossia vi sono 3,2 d'ebrei su ogni 100 abitanti (V. « Oest. St. », *Die Ergebnisse der Volkszählung von 31 Dezember 1910*, Vienna, 1912, pag. 58). Il Comune di Trieste ha nello stesso anno 5.498 Israeliti compresi nei 229.510 abitanti del Comune (ivi, pag. 54, tab. XXVI). Trieste e Graz furono nell'ex-impero le uniche città con più di 100.000 abitanti dove il numero degli Israeliti non aveva raggiunta la media che era di 4,6 Israeliti su 100 abitanti: a Vienna raggiunsero nel 1910 8,6, a Praga 8,1, a Leopoli 27,8, a Cracovia 21,0 % (ivi, pag. 58).

Calcolata per il 1922 la popolazione della città in 240.000 e quella della Comunità in 5600 (mancano per il momento dei dati statistici sicuri riguardo il presente), gli Ebrei verrebbero ad essere il 2,33 % della popolazione cittadina. La percentuale continua dunque a diminuire. L'aumento assoluto negli anni 1910-1922 sarebbe per la città di 439 anime.

La percentuale non si avvantaggiò neppure con l'affluenza di qualche centinaio d'Israeliti oriundi dall'isola di Corfù e trasmigrati a Trieste in seguito ad eccessi antisemiti ai quali furono esposti nel 1891. Così pure non giovò gran che ad innalzare la percentuale l'immigrazione lenta e molto meno numerosa di famiglie oriunde goriziane.

Assistiamo evidentemente ad un fenomeno di urbanesimo il quale accentra la popolazione israelita, ma non la aumenta, anzi in confronto la diminuisce. E senza un effetto visibile rimase anche l'altro correttivo, la formazione cioè di una piccola colonia di Ebrei oriundi dalla Polonia e dall'Ungheria. Ad annullare tutti questi fattori contribuì tutta una serie di fattori inerenti alla vita intrinseca dell'elemento israelita a Trieste. Va perciò esaminata alla luce della statistica la vita vegetativa di questa popolazione: la natalità, la mortalità, l'eccedenza di quella su questa, la nuzialità la quale a sua volta va analizzata secondo che si tratta di matrimoni ebraici, vale a dire ove ambo le parti sono ebrei e per origine e per confessione, o di matrimoni di pari confessione soltanto, e che quindi implicano una conversione all'ebraismo d'una delle parti contraenti, o infine di matrimoni interconfessionali ossia di matrimoni misti per eccellenza. Vanno presi inoltre in considerazione gli sconfezionamenti ed i passaggi ad altre confessioni. Esaminati i dati relativi dobbiamo domandarci: quanto contribuiscono i fattori d'indole vegetativa a rafforzare l'azione degli altri di carattere sociale per produrre la ricchezza demografica riscontrata presso gli Ebrei triestini durante il Settecento; quale fu — se vi fu — l'influenza dei fattori vegetativi, sulla relativa, non già assoluta, diminuzione della popolazione israelita nella seconda metà del secolo passato e nei primi decenni del secolo in corso?

Gli anni di guerra — a noi pare — non pesarono troppo sulla demografia qui esaminata, perchè, a sostituire in linea numerica i giovani gloriosamente caduti per la redenzione e gli altri caduti vittime del cessato governo, e diverse famiglie trasferitesi altrove senza tornare od estintesi per legge di natura o per passaggio ad altre confessioni — valsero alcune famiglie levantine che hanno scelto Trieste per la loro stabile dimora in questi ultimi tempi ed un'altra specie d'immigrazione, sebbene molto lenta, certo però numericamente non del tutto insignificante.

IL MOVIMENTO DELLA POPOLAZIONE

Il numero annuo delle nascite (nati vivi), delle morti e dei matrimoni è troppo ristretto per poter stabilire dei coefficienti attendibili di natalità, di mortalità e di nuzialità per singoli anni. Abbiamo perciò raggruppato in quinquenni i dati annuali, ne abbiamo ricavato le medie per anno e abbiamo ragguagliato

queste alla popolazione dell'anno centrale del quinquennio. La popolazione di questo anno venne determinata in base all'ipotesi che, tra l'uno e l'altro censimento, essa sia aumentata in progressione aritmetica. I dati sulle nascite cominciano dal 1788, quelli sulle morti dal 1790, quelli sui matrimoni del 1791; tutti arrivano fino al 1922. La tavola seguente contiene i risultati. Ad essa ci riferiremo nell'esposizione che segue.

LA NATALITÀ

Dal principio della rilevazione fino al 1810, la natalità (nati vivi) supera in generale il 50‰; oltrepassa di poco il 40‰ nel quinquennio seguente 1811-15, per non toccare più questo limite, se non eccezionalmente nel quinquennio 1841-45. Il massimo della natalità viene raggiunto al principio dell'800; dopo di allora la natalità diminuisce ininterrottamente a prescindere da lievi oscillazioni, di cui talvolta si conoscono le cause (per esempio la guerra per quanto riguarda il rapporto eccezionalmente basso del periodo 1915-1920. Dal 1860 in poi, essa non tocca più il 30‰; del 1885 in poi non tocca più il 25‰; dal 1910 in poi non tocca neppure il 15‰.

Anche la natalità della popolazione della città di Trieste diminuisce, ma meno assai (almeno a partire dal 1880) di quella della Comunità, così che la differenza si accentua; nel quinquennio 1881-85, la natalità della città si aggirava sul 34‰; mentre per la Comunità era del 24‰; nel 1922, essa era, per la città, del 25‰; per la Comunità, del 12‰. La Comunità è dunque ridotta attualmente ad una natalità inferiore della metà di quella della città.

L'andamento della natalità della Comunità di Trieste contrasta con quella delle comunità di altre città, particolarmente di Roma. Per Roma, portano dati il BERLINER (Op. cit. vol. II, pag. 203) e il LIVI (Op. cit. pag. 73). Al principio dell'800, la natalità degli Israeliti risulta in Roma inferiore che a Trieste; a Roma si aggira infatti sul 35‰, a Trieste supera, come si è visto, il 50‰; ma, mentre a Trieste il quoziente di natalità diminuisce da allora in poi ininterrottamente, a Roma si mantiene alla stessa altezza fin verso il 1860 (quando a Trieste era già disceso al 30‰ circa) e poi si abbassa sì, ma più lievemente, restando ancora del 25‰ nel 1911-15 (quando a Trieste esso era già disceso sotto il 15‰).

Dopo il 1860, l'andamento della natalità nella Comunità di Trieste presenta invece notevoli somiglianze con quello della Comunità di Padova, illustrato nella citata memoria del GINI.

Stato e movimento della popolazione della Comunità Israelita di Trieste (1786-1922) (1)

Anno	Popolazione <i>p</i>	Periodo	Nati vivi <i>n</i>	Morti <i>m</i>	Matrimoni registrati nella Comunità <i>a+b</i>	Matrimoni misti <i>c</i>	Totale matrimoni <i>a+b+c</i>	Natalità 1000 <i>n</i> <i>p</i>	Mortalità 1000 <i>m</i> <i>p</i>	Nuzialità tra Ebrei 1000 <i>a+b</i> <i>p</i>	Nuzialità complessiva 1000 <i>a+b+c</i> <i>p</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	6	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1788	670	1786-1790	35 (2)	30 (3)	—	—	—	53.7	44.7	—	—
1793	876	1791-1795	45	29 (4)	9	—	—	51.3	33.1	10.2	—
1798	1082	1796-1800	52	56	12	—	—	48.0	51.7	11.1	—
1803	1292	1801-1805	77	44	20	—	—	59.5	34.0	15.4	—
1808	1517	1806-1810	82	55	21	—	—	54.0	36.2	13.8	—
1813	1745	1811-1815	73 (5)	55 (6)	14 (6)	—	—	41.8	31.5	8.0	—
1818	1968	1816-1820	72	51	16	—	—	36.5	25.9	8.1	—
1823	2197	1821-1825	66	42	12	—	—	30.0	19.1	5.4	—
1828	2418	1826-1830	77	55	19	—	—	31.8	22.7	7.8	—
1833	2506	1831-1835	83	61	18	—	—	33.1	24.3	7.1	—
1838	2708	1836-1840	99	85 (7)	29	—	—	36.5	31.3	10.7	—
1843	2528	1841-1845	107	79	24	—	—	42.3	31.2	9.5	—
1848	3218	1846-1850	106	93 (8)	25	—	—	32.9	28.8	7.8	—
1853	3838	1851-1855	130	102 (9)	40	—	—	33.8	26.5	10.4	—
1858	4152	1856-1860	134	89	30	—	—	32.2	21.4	7.2	—
1863	4274	1861-1865	125	101 (10)	23	—	—	29.2	23.6	5.4	—
1868	4396	1866-1870	112	112 (11)	34	—	—	25.4	25.4	7.7	—
1873	4497	1871-1875	124	116	43	2	45	27.5	25.7	9.5	10.0
1878	4561	1876-1880	120	100	31	8	39	26.3	21.9	6.8	8.6
1883	4614	1881-1885	112	112	32	9	41	24.2	24.2	6.9	8.9
1888	4674	1886-1890	87	84 (12)	34	10	44	18.6	17.9	7.3	9.4
1893	4759	1891-1895	85	88	25	14	39	17.8	18.5	5.3	8.2
1898	4880	1896-1900	81	85	32	17	49	16.5	17.4	6.5	10.0
1903	5107	1901-1905	78	91	27	16	43	15.2	17.8	5.3	8.4
1908	5387	1906-1910	94	90	30	19	49	17.4	16.7	5.5	9.1
1913	5524	1911-1915	78	85	26	20	46	14.0	15.4	4.7	8.3
1918	5566	1916-1920	40	88	16	17	33	7.1	15.8	2.9	5.9
1921-1 922	5592	1921-1922	65	103	30	29	59	11.6	18.4	5.4	10.5

(1) Il materiale esposto in questa tabella fu tratto dai registri della Comunità Israelita, dell' Ufficio statistico anagrafico del Municipio, della Fraterna Israelica della Misericordia e da opere a stampa. Una parola di riconoscenza a chi mi volle essere d' appoggio: i signori SACCHI e SAMBO dell' Ufficio statistico, il sig. RICCARDO CURIEL, Cancelliere della Comunità, il sig. GIUSEPPE TREVES, segretario della Fraterna, i signori C. DE FRANCESCHI della Biblioteca civica e Prof. MORPURGO dell' Accademia di commercio. Le elaborazioni furono fatte, per gentile concessione del Prof. GINI, nel Gabinetto di statistica della R. Università di Padova dallo studente Sig. G. BUSNARDO, che pure vivamente ringrazio.

(2) per il triennio 1788-1790 (3) per l' anno 1790 (4) manca l' anno 1791 (5) per i due anni 1811 e 1815 (6) per l' anno 1811 (7) colera nel 1836 (8) colera nel 1849 (9) colera nel 1855 (10) morbi infantili nel 1865 (11) colera nel 1866 (12) colera nel 1886.

Il Livi chiude una sua dotta discussione sul quoziente di natalità delle Comunità israelitiche in Italia con l'osservazione che segue: « In conclusione per trovare una natalità superiore a quella normale (intendo riferirmi ad una proporzione di 30 nati per 1000 abitanti), tranne che per gli Ebrei di Roma, occorre risalire alla prima metà del XVIII secolo. La tendenza alla diminuzione risale però ad un'epoca più lontana. Questa diminuzione più o meno lenta ed intramezzata talvolta da una lieve ripresa, è tornata a farsi più sensibile in corrispondenza della terza fase dei movimenti migratori di questa gente. Come ho detto, questa terza ed ultima fase è caratterizzata da una emigrazione dai centri urbani regionali ai centri nazionali, i primi si depauperano dell'elemento più prolifico, i secondi si accrescono sì di questo elemento, ma mentre un secolo prima si rifornivano dai piccoli centri rurali di abitanti non tocchi da consuetudini cittadine, oggi invece non acquistano che popolazione già urbanizzata e perciò di minor potenzialità riproduttiva della prima. Tutto ciò aggiunto al giuoco degli altri fattori economici e sociali ha determinato anche in Italia il rapido crollo della natalità ebraica ». Orbene, riferendoci a Trieste, va osservato: Qui i 30 nati per 100 abitanti si notano ancora verso il 1850; poi si inizia la corsa sempre più celere verso un quoziente di natalità sempre più bassa e ciò appunto perchè Trieste, città di carattere prevalentemente commerciale, non attira gli Israeliti abitanti nei centri rustici, ma quelli provenienti da « centri urbani regionali ». Di qua la crisi nella natalità così acuta.

D'un elemento immigrato, prolifico, e che pur tuttavia non migliora sensibilmente il quoziente della natalità della Comunità, tratteremo in seguito.

LA MORTALITÀ

Dal 1790 al 1890 ci siamo serviti di dati raccolti nei registri dei morti della Comunità, dal 1890 in poi abbiamo preferito i registri della Fraterna israelitica della Misericordia e ciò perchè questa istituzione è in contatto diretto con i singoli casi di decesso e quindi i dati da essa offerti sono di maggiore attendibilità. Abbiamo però tenuto conto anche qui delle risultanze dei registri della Comunità.

I quozienti di mortalità dimostrano una discesa continua dalla fine del 700, in cui si aggiravano sul 40 ‰, agli ultimi anni, in cui di poco superano il 15 ‰. Non mancano oscillazioni, di molte delle quali sono note le cause: è al vaiolo del 1776 e del 1800 che si deve l'alto quoziente di mortalità (51 ‰) dell'ultimo quinquennio del 700. Si avverte pure, sulle medie quinquennali, l'influenza del colera del 1836 e del 1866 e dei morbi dell'infanzia del 1865; le epidemie coleriche invece del 1849 e del 1886, pure avendo avuto una notevole influenza sopra la mortalità annuale, non fanno variare notevolmente l'andamento generale della mortalità per quinquenni. Il quoziente di mortalità, che negli ultimi anni presenta la Comunità, non è molto diverso da quello della Città; nel 1922 i morti in Trieste furono 4059: valutando la popolazione a 240.000 abitanti, essi rappresentano una percentuale del 1.7 ‰.

Dal 1890 in poi, il libro sui *Morti della Fraternità della Misericordia* ci dà anche il numero degli espulsi morti (nati morti e aborti), sui quali i registri anteriori non contengono notizie precise, sia che essi venissero confusi coi morti nei primi giorni o non venissero computati. Nei dati della tabella precedente, gli espulsi morti sono stati esclusi, sia dalle cifre dei nati, sia da quelle dei morti. Diamo qui le medie annuali degli espulsi morti e dei nati (compresi gli espulsi morti) per i periodi successivi al 1890.

Periodo	Nati compresi gli espulsi morti (b)	Espulsi morti (a)	$\frac{100 a}{b}$
1891-95	93.0	7.8	8.4
1896-900	88.8	8.0	9.0
1901-905	84.8	6.8	8.0
1906-910	99.8	5.8	5.8
1911-915	82.6	5.0	6.1
1916-920	43.5	2.8	6.4
1921-922	69.0	3.5	5.1
1890-922	81.9	5.8	7.1

Nel periodo 1890-922 gli espulsi morti rappresentano, nella Comunità, il 7.1 ‰ dei nati; nella città, nel 1922 essi rappresentano il 7.5 ‰ (455 sopra 5983 nati).

È evidente, che, ove si tratta di fenomeni di mortalità, la Comunità non si stacca in modo notevole dal Comune; ove si tratta di natalità, la distanza si accresce a tutto danno della Comunità.

Per quanto concerne gli espulsi morti e la mortalità nell'età poco più che infantile, vogliamo notare: l'elemento più prolifico della Comunità - perchè immigrato da un'isola e non tocco dall'urbanesimo - è quello rappresentato dai Corfioti e da alcune altre famiglie forestiere stabilitesi a Trieste in epoca recente. Questo elemento fornisce però, una forte percentuale di espulsi morti e di morti in giovane età (sotto di 13 anni). Su 627 espulsi morti o morti prima di 13 anni, dal 1890 al 1922, ben 179 appartenevano infatti a forestieri.

L'elemento forestiero viene quindi a contribuire con quasi un terzo alla somma complessiva degli espulsi morti e dei morti nell'età al di sotto dei 13 anni. Non v'è dubbio che col tempo, quando l'elemento immigrato si sarà meglio acclimatato e quando sarà in grado di lasciare le abitazioni malsane in città vecchia, diminuirà anche presso di esso la percentuale della mortalità infantile. Quella volta però esso probabilmente sarà divenuto anche meno prolifico, si sarà urbanizzato, e così non migliorerà neppure allora l'eccedenza dei nati vivi sui morti.

L'ECCEDENZA DEI NATI SUI MORTI

L'eccedenza dei nati sui morti si può dire, ad eccezione di singoli anni in cui inferirono mali contagiosi, un fenomeno costante nella Comunità Israelita di Trieste fino al 1880 all'incirca. Il vaiolo del 1796 e del 1800 porta però i morti ad eccedere sui nati del quinquennio, ed il colera del 1866 a pareggiarli. I due quinquenni seguenti (1871-75, 1876-80) mostrano ancora una lieve eccedenza di nascite; dopo essere stata nulla nel 1881-85, questa riappare un'altra volta nel quinquennio 1886-1890, per lasciare poi luogo a una eccedenza crescente delle morti che, durante la guerra, naturalmente si accentua, ma che anche nel dopo guerra risulta notevole.

LA NUZIALITÀ

L'eccedenza dei nati sui morti dipende, nel campo della nostra ricerca, oltre che dalla mortalità, dalla natalità e dalla quantità dei matrimoni, anche dalla specie di matrimoni contratti. Vi sono dei matrimoni, che diremo di tipo "a., dove le parti contraenti sono di pari origine etnica e di pari confessione, vale a dire matrimoni fra Ebrei d'origine e di confessione. Vi sono altri matrimoni, che diremo di tipo "b., di differente origine etnica e di pari confessione, nei quali la parità di confessione fu raggiunta a mezzo del passaggio della parte non-ebraica all'ebraismo; ed infine vi sono i matrimoni, che diremo misti, ove l'uomo ebreo o la donna ebrea sposano una persona non ebrea restando ebrei oppure sconfessandosi o passando ad altra confessione religiosa. Orbene la discendenza dei matrimoni tipo "a., resta, nella quasi totalità dei casi, pertinente all'ebraismo; solo in parte segue l'ebraismo la discendenza delle unioni di tipo "b.,; quasi mai la discendenza dei matrimoni misti.

Dal 1869 in poi, siamo in grado di distinguere le tre categorie di matrimoni.

Vanno esaminati anzitutto, perchè oltremodo istruttivi, i rapporti numerici fra i matrimoni celebrati in Comunità (tipo "a., e "b.,) durante il periodo 1869-1922 ed i matrimoni misti contratti durante lo stesso periodo.

Periodo	Matrimoni "a., e "b.,	Matrimoni misti
1869-1870 . . .	76 . . .	3
1871-1880 . . .	362 . . .	46
1881-1890 . . .	330 . . .	98
1891-1900 . . .	287 . . .	151
1901-1910 . . .	284 . . .	177
1911-1920 . . .	208 . . .	188
1921-1922 . . .	61 . . .	58
	<hr/> 1568	<hr/> 721

Dal 1871 al 1922 (quest'ultimo compreso) contrassero matrimoni misti

maschi :

israeliti con cristiane	11
israeliti con cristiane sconfessionate	422
	<u>433</u>

femmine:

israelite con cristiani	21
israelite con cristiani sconfessionati	264
	<u>285</u>

Il rapporto dei matrimoni di tipo "a., e "b., alla popolazione (col. 11 della tavola a pag. 544) mostra oscillazioni molto forti pur nelle medie quinquennali; ma, attraverso tali oscillazioni, diminuisce sicuramente. Il massimo è toccato al principio del 800; ma il quinquennio seguente e i due precedenti mostrano pure quozienti di nuzialità molto elevati, superiori al 10‰. Questo limite non viene oltrepassato in seguito che in due quinquenni (1836-40 e 1851-55). Dopo il 1875, il quoziente resta costantemente al disotto dell'8‰ proprio delle altre genti; caduta bassissima durante la guerra (1915-1918; media annuale 10.5 matrimoni, con un quoziente di neppure il 2‰), la nuzialità non ha mostrato alcun rialzo nel dopo guerra immediato (1919: 9 matrim.) e un rialzo notevole, sì, negli anni seguenti, ma neppur sufficiente a ricondurla al livello normale delle altre genti (1920: 43 matrimoni; 1921: 31; 1922: 30, con una media nel triennio di neppure 35 matrimoni all'anno, corrispondente, a un quoziente di nuzialità di poco più del 6‰.

Se non che conviene tener presente che, oltre ai matrimoni di tipo "a., e "b.,, vi sono i matrimoni misti. Ora questi sono andati crescendo col tempo, come si può accertare in base ai dati che si posseggono dal 1869 in poi e che sono riprodotti nella tavola a pag. 548 e nella col. 7 della tavola a pag. 544. Tali dati sono desunti dall'Ufficio anagrafico del Municipio di Trieste. Le percentuali dei matrimoni complessivi contratti da Ebrei (non tutti però con Ebrei) sono portate alla col. 12: esse non subiscono attraverso il tempo alcuna diminuzione.

Un'osservazione analoga può farsi a proposito dei nati. I registri delle Comunità non ne segnano infatti che una parte,

sia pure la più notevole. I figli di sconfessionati, di passati ad altre confessioni religiose, e quei figli, pure di Ebrei, per cui i genitori facciano espressa richiesta, vengono invece iscritti, o in altre comunioni religiose, oppure nelle matricole municipali.

Di queste circostanze cioè del passaggio ad altre confessioni e dello "sconfessionamento", va tenuto ampiamente conto, perchè, non facendolo, si viene ad avere "una statistica ebraica",, vale a dire una raccolta di dati che riguardano gli appartenenti ufficialmente all'ebraismo, e non già "una statistica degli Ebrei",.

Si tratta di non perdere di vista gli effetti di due fenomeni, reali entrambi, ma indipendenti l'uno dall'altro cioè: l'urbanizzarsi, da una parte, della popolazione con tutti i suoi effetti demografici, fenomeni d'indole vegetativa, e, d'altra parte, un fenomeno d'indole spirituale, cioè il passaggio dei genitori o dei figli o di tutti quanti ad altre confessioni, oppure il mettersi ufficialmente all'infuori di ogni confessione religiosa. Noi abbiamo l'impressione che, se si tenesse più conto di questo fattore, non si sarebbe così allarmati, come sono, nel campo ebraico, il THEILHABER, il WOLBE ed altri, per la mancanza di vita *vegetativa* normale o di soverchia maturità demografica degli Ebrei. Le cifre, se raccolte ed interpretate secondo il metodo che noi abbiamo potuto seguire a partire dal 1869, dimostrano che lo sviluppo demografico degli Ebrei (comprendendo fra questi anche quelli che lo sono per sangue e che fino a ieri lo erano anche per confessione religiosa), se non sempre si manifesta del tutto normale, certo però è molto più vicino alla normalità di quanto risulterebbe col metodo comunemente seguito che tiene conto solo dei matrimoni registrati dalle Comunità.

Inoltre va osservato: chi scorre l'elenco dei matrimoni civili per la parte che riguarda gli Ebrei (i matrimoni civili sono — eccezion fatta di pochissime unioni fra sposo e sposa Ebrei alla cui unione in Comunità si opponeva qualche impedimento d'indole religiosa — tutti quanti misti) osserverà che la parte ebraica non ha cambiato la propria confessione religiosa, mentre ciò avviene di regola presso l'altra parte contrante. Di qua la deduzione, fatta da taluni, essere gli Ebrei maggiormente attaccati alla propria fede religiosa; donde si voleva ancora dedurre, che la discendenza di tutte queste unioni abbia a seguire la confessione mosaica. Ora tutto ciò è dovuto ad una falsa premessa. Secondo il § 64 del Codice

civile generale austriaco (ed. Innsbruck, 1902, pag. 34) “ non si può contrarre validamente matrimonio fra cristiani e persone che non professano la religione cristiana.,; ecco perchè avviene sempre lo sconfessionamento della parte non-ebraica. Da questo fino alla educazione dei figli in una confessione piuttosto che in un'altra la via è lunga. Spessissimo anzi figli nati da queste unioni non vengono iscritti in nessuna comunione religiosa, molto spesso passano alla religione dominante.

Tanto era necessario in opposizione alla teoria oggi prevalente di una vita vegetativa presso gli Ebrei, per il suo affievolimento, molto lontana dal normale. Tale vita, si svolge, secondo noi, seguendo un ritmo non troppo discordante da quello riscontrato presso altri popoli, ma trova la sua attuazione in gran parte fuori della sfera etnica propria. Si tratta d'un processo di *fusione* con i Gentili come lo si riscontra nella storia ebraica durante il periodo precedente quello di Esdra. In questo processo di fusione si verificano naturalmente anche dei casi di passaggio dal cristianesimo all'ebraismo accanto a passaggi di Ebrei al cristianesimo, ma la risultante dà una passività pressocchè costante per la popolazione della Comunità. Dal 1869 al 1922 la Comunità guadagnò infatti 463 proseliti e perdette 533 sconfessionati, con una perdita netta di 70 componenti. Sta qui un altro indizio che siamo di fronte a un processo di *fusione* (le “conversioni., non sono quasi mai casi di coscienza, ma passaggi in nesso con un'unione matrimoniale) che diminuiscono il numero dei componenti la Comunità più che ogni affievolimento della vita vegetativa.

Siamo all'inizio d'un processo di completa fusione, d'una lenta autoradiazione dal registro dei gruppi etnici, oppure si tratta d'una specie di selezione che il tempo e le circostanze vanno compiendo fra i più attaccati alla propria origine?

A questa domanda risponderà l'avvenire.

APPENDICE

*Notizie storiche sugli Ebrei di Trieste
prima dell'inizio di rilevazioni statistiche.*

L'esistenza di singoli Ebrei a Trieste ci è attestata in modo sicuro in un documento del 1236. V'era quella volta a Trieste un vescovo di nome Giovanni. "Più soldato che prelatato" contraeva molti debiti per le fazioni guelfe e ghibelline nelle spedizioni di Brescia e di Lombardia nelle parti di Federico II. e del patriarca Bertoldo,.. Accanite furono le sue inimicizie col Duca Bernardo di Carintia che tentò anche di ricuperare la Carsia nella quale era Trieste. Il vescovo fece allora imprestarsi da "Daniele David Judeo de Karintia,, abitante a Trieste, la somma di cinquecento marche che occorre- vano per le spese di difesa (V. *Cod. dipl. Istr.* del KANDLER). Pochi decenni più tardi un considerevole nucleo di Ebrei si trova stabilito a Trieste e vi svolge un'attività commerciale più vasta. Di mutui incontrati fra Ebrei e non-Ebrei trattano documenti degli anni 1383, 1389, 1390, 1401, 1427 (V. KANDLER, l. c. *sub anno*, e GIUSEPPE CAPRIN, *L'Istria Nobilissima*, vol. II. pag. 271 e seg.). Non di rado incontriamo menzionati dei medici ebrei: in un documento redatto il 21 Febbraio del 1378, figura fra i contraenti del mutuo il maestro Bonaventura, medico; il 27 Gennaio del 1455 l'Ebreo Lazzaro del fu Anselmo (*Magister Medicinae*), fenerator triestino, vende una sua casa che aveva comperata dalle mani della Magistratura di Trieste.

Gli Ebrei feneratori costituiscono a Trieste sino dalla metà del Trecento un nucleo considerevole con una sede commerciale propria. Di un contratto del 1348 si dice che fu rogato "in platea magna comunis ante domum judeorum,,; è la casa "in qua hebrei tenent banchum,,. Nel 1359, abita il banchiere Mosè, col fratello Cazino nel rione del mercato. Nel 1375, vi stanno anche Faivas de Herfeld con la moglie Belchit avendo a pigione una casa del notaio Nicolò de Pica. Questi rogò per i suoi inquilini nel 1378 vari contratti di compra- vendita (V. JACOPO CAVALLI, *Commercio e vita privata di Trieste nel 1400*, pag. 145). Nel 1401, il prestatore pubblico a Trieste, Abramo, fa andare all'incanto i beni del patrizio Caterino de Burlo per 260 ducati d'oro datigli a mutuo (ivi pag.

13). Nel 1427, incontriamo Salomone d'Oro del fu Benedetto di Norimberga, medico e banchiere con la moglie Iachant o Gentile. Troviamo in quell'epoca menzionate anche delle donne in qualità di "usuraie pubbliche; Bona, l'erede di Abramo da Costanza; Dona Menega, Ebreia; Mosca (Muscha) moglie di Leone da Judenburg; Dona Viola, moglie di Aron de Marpurg (V. I. ZOLLER, *Studi Storici*, Estr. dalla « Rivista Israelitica » redatta dal compianto Dott. MARGULIES, Firenze, 1921, l'articolo su Jizhaq Trieste). Gentile Iachant, vedova del menzionato medico Salomone; "Pasqua, uxor... Isachi publica usuraia in Civitate Tergesti., ecc. - Salomone viene detto "fenerator in Civitate Tergesti., ed è nel 1427 proprietario d'una casa nella contrada Riborgo. Il 26 giugno del 1446 Michele qm Salomonis (secondo il KANDLER uno degli odierni de Parente) acquista per l'Università degli Ebrei un fondo per farne cimitero ed in un documento del febbraio del 1491 si parla di "una caseta posta in la contrada de piazza, apreso la *sinagoga* che fo del Zudio., (V. CAVALLI, op. cit. pag. 155) ¹). Il 26 giugno 1510 l'autorità locale ricusa l'ampliamento del cimitero ebraico dicendolo sufficiente, ma la concessione fu accordata "dall'alto.,. In data 5 agosto l'imperatore Massimiliano scrive al capitano Nicolao Rauber: Ex literis vestris accepimus Judicium et Consilium vestrum de Cimiterio Judeorum apud vos, quod nos ampliandum ipsis Judeis per XV passus concesseramus.,.

Al principio del Cinquecento, durante la guerra di Massimiliano d'Austria con la repubblica di Venezia, gli Ebrei triestini sono considerati un fattore economico non trascurabile. Un particolare caratteristico ci riferiscono i documenti del tempo (Cod. dipl. s. a. 1509): "Si offre da Anconitano una fusta bella e pronta con artiglieria... non si compra la fusta per mancanza di danaro.,. L'Ebreo Isacco ricusa dar danaro al Comune dicendo non averne... (È Isacco Trieste a cui abbiamo accennato poco anzi).

Le lotte religiose fra Cattolici e Protestanti e le guerre contro i Turchi tenevano quella volta ovunque desto l'interesse

1) Di una sinagoga ebraica a Trieste si parla però anche prima. "1482 gli Ebrei hanno sinagoga che tengono in casa privata., (KANDLER, *Li Ebrei in* VINCENZO SCUSSA, *Storia iconogr.*, ed. II., p. 221). Prima ancora si radunavano per le funzioni religiose probabilmente presso qualche famiglia di correligionari.

— per non dire l'odio — religioso. Questo stato d'animo trova la sua espressione fra altro in un decreto dell'Imperatore Ferdinando che impone agli Ebrei di Trieste di portare il distintivo giallo. Il decreto il cui testo si conserva, in una copia contenuta nel *Codice dei privilegi*, nella Biblioteca del Museo commerciale (e sul quale richiamò la mia attenzione gentilmente il direttore Prof. GIULIO MORPURGO) diede origine al paragrafo *Delli Giudei in Statuta inclytæ Civitatis Tergesti*, Tergeste, Anno Iubilei, MDCXXV, rubrica 32, pag. 266.

L'interessamento dei sovrani austriaci per l'ebraismo triestino e per singole famiglie ebraiche si nota in forma molto più liberale già nei documenti degli anni 1563, 1597, 1624, 1642, 1647, (V. TOMASIN, *Die Volksstämme im Gebiete von Triest und in Istrien*, Trieste, 1890, pag. 81, e I. ZOLLER, *Due privilegi concessi ad Ebrei triestini nel sec. XVII* in "Corriere Israelitico", a. L. (1911), fasc. 6 e 7). Nei *Capitoli stipulati dalla Comunità di Trieste nell'anno 1588 con banchieri Ebrei* (pubblicati, dal KANDLER nel giornale "l'Istria", e ristampati da A. TRIBEL, *Una passeggiata per Trieste*, pag. 97 e seg.), si pone per condizione "che nel giorno di sabbato o altro giorno festivo non sia esso Hebreo Banchiero, o altri Hebrei, astretti esercitar cos'alcuna pertinente al Banco... che li becheri di questa città siano tenuti ad ogni richiesta del Banchiero e suoi compagni, ammazzar a loro costume... che gli sij permesso il suo solito Cimiterio senz'impedimento e controversia alcuna,,.

Un morbo contagioso sviluppatosi in varie provincie dell'alta Italia nel 1600 e che durò sino al 1602 costò la vita a molti Triestini fra i quali molti Ebrei (V. EMEQ HABAKHÀ, ed. Wiener, parte ted., pag. 140; MONTANELLI, op. cit. pag. 25).

La seconda metà del Seicento non segna delle date felici per la storia degli Ebrei a Trieste, ma neppure per la città in genere. Il regno di Leopoldo I. (1658-1705) non fu che una sequela di guerre contro i Turchi. "In ogni campagna Trieste mandò suoi cittadini al campo contro i turchi,,. Negli anni 1683-1684 la città concorre anche con dei contributi in denaro. L'Austria nella metà del sec. XVII lascia "le sue coste senza valorizzazione per il retroterra...; predomina l'estero con la sua importazione, il bilancio del commercio è del tutto negativo. Il commercio interno è in quanto commercio all'ingrosso in mani straniere. I mezzi di comunicazione sono insufficienti... lo stato diviso in una serie di regioni doganali indipendenti,,.

(H. v. SRBIK, *Der staatliche Exporthandel Oesterreichs von Leopold I. bis Maria Theresia*, Vienna, 1907, pagina XXVII). Sul modo di funzionamento dello Stato scrive nel 1692 l'ambasciatore veneziano, Girolamo Venier, quanto segue: "Infiniti altri subordinati et inferiori soggetti, alcuni secolari, altri religiosi abusano della clemenza e pietà del Sourano, per introdursi con indirette uie ne negotij... con quei preiuditij, che ben spesso apariscono,,. In quell'epoca la repubblica "padrona incontrastata dell'Adriatico, aveva reso del tutto tributario il commercio marittimo con Trieste,, in modo "da impedire ogni libera espansione dell'attività mercantile triestina,, (MONTANELLI *Il movimento storico della popolazione di Trieste*, Trieste, 1905, pag. 26). Di qua il depauperamento triestino.

LIVIO LIVI

Un'indagine sulla dinamica dei redditi nella crisi della guerra e del dopo guerra

1. - Per la deficienza del materiale statistico ben poco si conosce delle variazioni che i redditi hanno subito dal periodo di pace a quello susseguente alla guerra; quasi nulla si sa delle differenze che l'incremento del reddito nominale ha presentato secondo la condizione professionale dei redditeri, oppure secondo l'ampiezza del reddito stesso. Siamo pure all'oscuro di quello che si è verificato nella distribuzione dei redditi e delle diversità che questa distribuzione può aver presentato distinguendo i redditi secondo la loro fonte principale.

Si sono fatti, è vero, degli studi assai completi, sulle variazioni dei salari, o su quelle dei redditi fissi, per la possibilità di avere al riguardo dati statistici numerosi ed esatti, ma tali studi non riguardano che una parte, e la meno importante, del reddito globale; per di più non possono servire per chi voglia conoscere le effettive mutazioni nelle condizioni economiche individuali, giacchè le inchieste o gli studi sulle variazioni dei salari non tengono conto dei periodi di disoccupazione e quelli che riguardano in genere i redditi fissi non si riferiscono al reddito complessivo individuale, che può esser costituito da redditi parziali di diversa natura.

L'indagine da me compiuta non ha punto la pretesa di illustrare questi punti oscuri giacchè la scarsezza e l'imperfezione del materiale impediscono di generalizzare con sicurezza le conclusioni che si possono formulare dalle cifre che ho raccolto. Porto soltanto degli indizi sopra gli accennati problemi e precisamente sulle variazioni del reddito medio secondo la condizione professionale e secondo l'ampiezza del reddito stesso; sulle variazioni verificatesi nella concentrazione di questi redditi presi insieme o distinti secondo la condizione professionale dei

redditieri; ed infine su qualche tratto differenziale esistente tra i redditi percepiti da donne e quelli percepiti da uomini.

2. - Ho tratto il materiale statistico, sfruttando i ruoli della tassa di famiglia della città di Modena. Dagli schedari di quell'Ufficio Comunale, mi fu possibile di raccogliere, per tutti i contribuenti, i dati relativi al reddito, combinati con l'indicazione della professione esercitata.

La tassa di famiglia, che ha il difetto di essere calcolata sopra un imponibile infirmato da una subvalutazione forse più accentuata che negli altri tributi, ha però il vantaggio di essere commisurata ai redditi complessivi dei singoli, sicchè, per questo punto di vista i suoi ruoli offrono un materiale statistico migliore di quello dato dai ruoli degli altri tributi erariali. La maggiore subvalutazione dei redditi non ostacola le conclusioni se si ha la prudenza di non far dir alle cifre più di quanto esse possono narrare.

Ho eseguito lo spoglio dei ruoli del 1915, e del 1921. Essi registravano 2823 contribuenti nel 1915, e 3281 nel 1921. Il numero delle osservazioni, avuto riguardo alla delicatezza dell'indagine, è certamente scarso; la comparabilità delle cifre resta principalmente danneggiata dalle forti mutazioni che la popolazione dei centri urbani ha subito durante il periodo della guerra. Infatti quest'ultima ebbe per effetto di accrescere alla schiera dei contribuenti provvisti di redditi fissi, una notevole proporzione di pensionati e pensionate di guerra; e fece accrescere pure, per lo sviluppo industriale che durante le ostilità ebbero anche centri urbani prettamente agricoli, la frequenza dei redditi provenienti dall'industria.

Ho eliminato questa gravissima causa di perturbazione conducendo i confronti sui contribuenti del 1921 che figuravano anche nei ruoli nel 1915. Il numero delle osservazioni si riduce così a 1857 ma le cifre acquistano un valore dimostrativo di gran lunga più forte.

Dirò nel corso di questo studio delle altre cause di perturbazione che danneggiano i confronti; farò qui soltanto un'altra osservazione preliminare. Benchè l'indagine si riferisca ai redditi tassati nel 1915 e nel 1921, essa illustra piuttosto le condizioni esistenti alla metà del 1914 e del 1920. Si tenga presente infatti che i ruoli si formano al principio di ciascun anno e che l'imponibile è fissato su informazioni retrospettive.

Le cifre da me raccolte illustrano dunque le caratteristiche di 1857 redditi individuali nell'ultimo periodo di pace non ancora perturbato dalle ripercussioni della guerra mondiale, e le caratteristiche di *questi stessi redditi* nel periodo più grave della crisi postbellica.

3. - La misura dell'incremento subito dal reddito nominale, così come si ricava dalle cifre che ho raccolto ha scarsa importanza, giacchè deve risultare di molto inferiore al vero.

Vi sono infatti delle ragioni che fanno ritenere che la svalutazione dei redditi sia stata maggiore nel 1921 che non nel 1915. Anzitutto, per tutti i redditi fissi corrisposti dallo Stato o da altre pubbliche amministrazioni, la tassa di famiglia venne, nel 1921, calcolata al netto degli aumenti corrisposti a titolo di caro viveri. Per le altre categorie di redditi si può anche ritenere che si sia verificato, benchè per causa diversa, lo stesso fatto; si può, se non altro, affermare che in periodi di tempo in cui il reddito nominale (o reale poco importa) è rapidamente e continuamente in ascesa, sia possibile eludere al fisco in maggior misura.

Il reddito dei 1857 capi di famiglia considerati, risultò di 10.255.631 lire nel 1915 e di 17.930.543, nel 1921. L'incremento non è che del 74,8%. Tenendo conto delle indennità per caro viveri corrisposte agli impiegati o salariati dello Stato e delle pubbliche amministrazioni (539 maschi e 61 femmine), incremento che con grande approssimazione si può fissare in lire 2000 annue per individuo,⁴⁾ la cifra del 1921 si in alza a 19,13 migliaia di lire, e l'incremento all'86,5%.

Ma anche quest'ultima proporzione, benchè riferibile alla metà del 1920, deve ritenersi, per la ragione detta sopra, inferiore al vero.

Per esprimere una opinione personale, ritengo però che nel caso in esame l'aumento del reddito complessivo non possa aver superato di molto il 150%.

⁴⁾ Queste indennità, come è noto, consistevano, per gli impiegati in servizio, in un doppio aumento lordo di L. 100 mensili, ed in un assegno giornaliero lordo di L. 0,85 per ogni persona a carico; per i pensionati, in L. 720 annue lorde. Delle 600 persone che percepivano redditi fissi, 478 erano impiegati o salariati; 122 pensionati; sicchè tenendo conto delle diverse imposte, l'indennità media annua effettiva si può, con sufficiente approssimazione, valutare in L. 2000.

È una valutazione questa che può forse sembrare troppo in disaccordo con l'incremento che nel 1920 aveva avuto il costo della vita; ma tal disaccordo può giustificarsi se si tien presente che circa 2/3 degli individui considerati, era costituito da impiegati e possidenti, (questi ultimi in gran parte proprietari fondiari o medi e piccoli capitalisti), da quel gruppo cioè che nel periodo più grave della crisi economica postbellica venne a trovarsi nelle condizioni più sfavorevoli.

Professione o condizione dei contribuenti osservati

Redditi fissi	600
Liberi professionisti	166
Commercianti e negozianti	341
Possidenti	623
Condizioni operaie	114
Professione ignota	13
Totale	1857

Sta il fatto che secondo i risultati di una mia indagine sui bilanci familiari, di un gruppo di impiegati, professionisti e possidenti, l'aumento della spesa complessiva sostenuta nel 1920 in confronto a quella del 1914, risultò del 154%¹⁾

Comunque sia, le cifre assolute degli aumenti del reddito hanno scarsa importanza. Ciò che maggiormente interessa è lo studio delle variazioni di questo incremento in funzione dell'ampiezza del reddito o della condizione professionale; a questo riguardo le cifre sono assai più dimostrative.

4. - L'incremento percentuale del reddito percepito nel 1915, secondo l'ampiezza di quest'ultimo, presenta delle caratteristiche degne di rilievo.

¹⁾ *Un'inchiesta sopra i bilanci di famiglie borghesi*, « Metron » Vol. I° N. 4.

Classi del reddito	Numero dei contribuenti nel 1915	Reddito medio in L. nel		$\frac{c. 100}{b}$
		1915	1921	
L.	(a)	(b)	(c)	(d)
meno di 2000	335	1.726.4	4.629.4	268.2
2000 — 2400	353	2.070.2	4.854.1	234.5
2400 — 3200	259	2.763.0	5.837.7	211.3
3200 — 4000	166	3.471.8	6.793.4	195.7
4000 — 6000	304	4.611.1	8.492.7	196.0
6000 — 8000	148	6.544.8	11.826.0	169.4
8000 — 10.000	105	8.627.5	13.429.9	180.7
10.000 — 12.000	45	10.364.0	15.409.8	155.7
12.000 — 14.000	46	12.387.0	17.922.2	148.7
14.000 — 18.000	25	15.896.0	20.410.0	144.7
18.000 — 24.000	25	19.914.0	23.040.0	128.4
24.000 — 32.000	12	27.141.8	34.472.1	115.7
32.000 — 40.000	8	34.947.5	45.875.0	127.0
40.000 — 50.000	5	42.800.0	56.540.0	131.0
50.000 — 100.000	13	63.661.5	85.923.0	132.1
100.000 e più	8	100.000.0	187.500.0	187.5
In complesso	1857	5522.7	9655.7	174.8

Nella colonna *d* della precedente tabella sono riportati i numeri indici del reddito tassato nel 1921, fatto uguale a 100 quello tassato nel 1915. L'indice è di 268,2 per la categoria dei redditi inferiori alle 2000 lire, si abbassa continuamente fino a 115.7 per i redditi di 24-32.000 lire; si rissoleva quindi per redditi maggiori.

Tante sono le cause che perturbano la comparabilità delle cifre dei gruppi parziali, che io non oserei affermare che questa serie di numeri indici rispecchi fedelmente la realtà e tanto meno che essa possa generalizzarsi all'intero mercato nazionale. Con l'aumentare del reddito, se non altro, cambia profondamente la composizione professionale dei diversi gruppi di contribuenti e col cambiare di questa composizione le variazioni intervenute dal 1915 al 1921 nella intensità dell'evasione non si mantengono costanti.

Perciò non ho voluto tentare di queste cifre una interpolazione, ma ritengo tuttavia che esse possano dare una visione

approssimativa dell'andamento che, nel complesso dei redditi, ha avuto l'incremento percentuale del reddito nominale in funzione dell'ampiezza del reddito stesso. Tale andamento sarebbe rappresentato graficamente da una curva convessa rispetto all'asse delle ascisse, che tende all'infinito per valori sempre più piccoli della variabile e con l'ordinata minima in corrispondenza dei redditi che, nel 1915, potevano considerarsi di molto superiori alla media.

5. - Fortissime sono le differenze dell'incremento dei redditi nelle diverse categorie professionali. Ho escluso, dai confronti che seguono, le donne, perchè queste non si prestano per una classificazione professionale precisa.

Nelle colonne della seguente tabella sono riportati i numeri indici del reddito percepito nel 1921; le singole categorie sono disposte secondo l'ampiezza di detto indice, in ordine decrescente.

Categorie professionali	N.° dei redditori (a)	Reddito complessivo in L. percepito nel		$\frac{c. 100}{b}$
		1915 (b)	1921 (c)	(d)
Condizioni operaie	114	237.846	554.375	233.0
Comm.ti e negozianti	326	1.405.349	3.256.903	231.8
Redditi fissi	539	1.956.103	3.849.400	197.8
Professionisti	163	907.629	1.727.938	190.4
Possidenti	383	3.941.431	6.040.549	153.3
In complesso	1525	8.448.358	15.429.165	182.6

Naturalmente sarebbe molto azzardato affermare che tale ordine rappresenti la reale graduatoria di queste classi secondo l'incremento del reddito nominale da esse goduto.

Dal 1915 al 1921 la possibilità di eludere al fisco ebbe certo delle forti variazioni e non oserei affermare che queste furono, in tutte le categorie professionali, della stessa intensità. Questa eguaglianza di condizioni si può soltanto ammettere in via approssimativa nell'interno della categoria dei redditi fissi per i singoli gruppi che si possono distinguere in essa (personale di servizio, bassi impiegati, alti impiegati) e quando si

integri il reddito tassato nel 1921 con gli assegni per caroviveri che non furono colpiti.

Io credo che i numeri indici contenuti nella seguente tabella indichino con sufficiente approssimazione la misura dell'incremento verificatosi nei redditi globali dei tre gruppi distinti.

*Redditi fissi*¹⁾

	N.º dei reddi- tieri	Reddito complessivo percepito nel			b. 100	b. 100
		1915	1921			
			senza inden- nità per caroviveri	con inden- nità per caroviveri	a	a
		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
Personale di servizio	76	147.793	501.105	653.105	339.1	441.9
Bassi impiegati	248	665.124	1.432.339	1.928.339	215.3	289.9
Alti impiegati	215	1.143.186	1.915.956	2.345.956	167.6	205.2
Totale	539	1.956.103	3.849.400	4.927.400	197.8	251.9

Essi confermano e precisano la nota condizione di sfavore in cui si trovarono gli impiegati esplicanti funzioni di concetto in confronto degli altri.

Questi numeri indici riguardano le variazioni del reddito complessivo proprio alle singole categorie professionali, ma se di queste singole categorie si vuol ricercare un numero indice esprimente la variazione media individuale del reddito occorre seguire un procedimento più lungo; infatti nei precedenti indici, calcolati sui redditi complessivi, i singoli aumenti percentuali entrano con un peso proporzionale all'ammontare del reddito individuale del 1915, e poichè abbiamo notato le più forti differenze nell'incremento del reddito base secondo la sua ampiezza, i precedenti indici non rispecchiano punto la condizione individuale media dei redditi; per questo scopo occorre eseguire il cal-

¹⁾ Ho ripartito i pensionati nei tre sottogruppi secondo la qualità dell'impiego da essi rivestito in precedenza. Nel primo gruppo insieme con gli inservienti di ogni specie sono compresi anche i militi di corpi armati; nel secondo gruppo insieme con gli impiegati d'ordine, i sottufficiali dell'Esercito e dei corpi armati, i maestri elementari; nel terzo gli impiegati esplicanti funzioni di concetto, ufficiali, professori, ecc.

colo per ogni contribuente, e fare di tutti gli indici singoli, entro ciascuna categoria professionale, la media aritmetica.

E poichè ho motivo di ritenere che le maggiori divergenze intervenute fra il 1915 e 1921 nella subvalutazione dell'imponibile si siano verificate per i redditi più forti, così questi indici individuali sono forse più adatti di quelli globali per dare una impressione meno imperfetta delle differenze verificatesi nell'incremento dei redditi, secondo la loro principale provenienza.

Non si dimentichi che in questa come nelle precedenti classificazioni si tratta sempre di redditi individuali complessivi e che quindi essi possono essere integrati da altri proventi oltre quelli derivanti dalla professione del contribuente.

Ecco qui appresso i risultati del calcolo :

Personale di servizio a reddito fisso	350
Negozianti e commercianti	268
Condizioni operaie	236
Bassi impiegati	225
Professionisti	214
Alti impiegati	180
Possidenti	165

Non ho eseguito l'integrazione dei redditi fissi con l'aggiunta delle indennità temporanee per caro viveri giacchè è lecito supporre che una maggior subvalutazione si sia verificata nel 1921 per tutte le categorie professionali.

Non deve meravigliare il fatto che i possidenti si trovino all'ultimo posto ; non si dimentichi che questo gruppo è costituito in gran maggioranza da proprietari fondiari e da piccoli risparmiatori i quali furono posti in condizioni di eccezionale sfavore dalle disposizioni d'impero sugli affitti di fondi rustici ed urbani, o dallo svilimento della valuta nazionale.

6. - È impressione generale che il deperimento più o meno forte di tutte le fonti del reddito verificatosi nel dopo guerra, sia stato accompagnato da forti variazioni nella distribuzione del reddito stesso. La impressione degli osservatori superficiali è che queste variazioni abbiano condotto ad un inasprimento della sperequazione dei redditi.

La rapidità con cui poterono formarsi nuove, ingenti for-

tune, ed il disagio gravissimo delle classi medie e specialmente di quella parte che traeva i suoi proventi da redditi fissi, sono i sintomi che più colpirono il grosso pubblico e che inducono questo ad ammettere che la crisi postbellica abbia portato ad un aggravamento della disuguaglianza economica dei cittadini.

Una supposizione opposta è invece portata a formulare lo studioso che conosca i risultati delle esaurienti indagini compiute in passato sulla distribuzione della ricchezza. Queste dimostrano in modo indubbio che l'incremento della ricchezza media si accompagna con un inasprimento della sperequazione o della concentrazione della ricchezza stessa; che nel confronto di gruppi diversi là dove la ricchezza media è più bassa, meno accentuata è pure la sperequazione¹⁾. Sicchè la forte depressione economica causata dalla guerra dovrebbe logicamente aver ridotto la primitiva sperequazione dei redditi.

I concetti di sperequazione e di concentrazione della ricchezza sono oggi sufficientemente chiariti e noti, sicchè io non starò qui a ripetere le ottime definizioni che ne furono fatte²⁾.

Per determinare, sui dati che ho raccolto (e che si trovano esposti nelle tavole poste in calce a questo scritto) il grado della concentrazione, mi sono valso del *rapporto di concentrazione* proposto dal GINI³⁾.

7. - Esponendo i risultati della mia indagine, accennerò brevemente al metodo seguito per la determinazione di questo indice.

Dai dati riportati nella Tavola I (posta in calce), si ricavano, sostituendo a ciascun termine la somma di questo coi precedenti, le colonne *a*, *b*, *c*, *d*, del seguente prospetto.

Le colonne *e*, *f*, *g*, *h*, riportano questi stessi dati, sotto forma di percentuali.

¹⁾ C. GINI - *L'ammontare e la composizione della ricchezza delle Nazioni*. pag. 492 e seg.

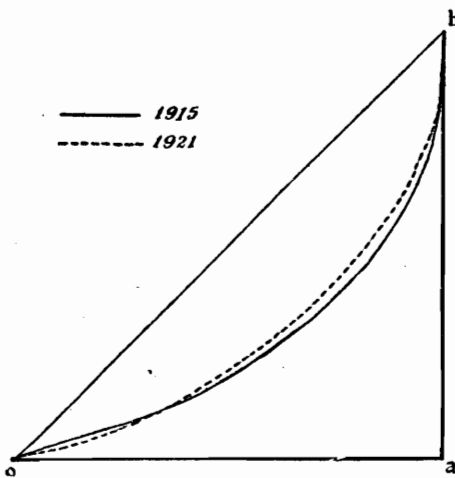
²⁾ C. BRESCIANI - *Sull'interpretazione e comparazione di seriazioni di redditi o patrimoni*. In « *Giornale degli Economisti* » - Gennaio 1907.

C. GINI - *Op. Cit.* Pag. 431 e seg.

³⁾ C. GINI - *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri* - Venezia, Off. grafiche C. Ferrari. 1914.

Redditi inferiori a L.	1915		1921		1915		1921	
	N.º redditi	Ammontare del reddito	N.º redditi	Ammontare del reddito	% redditi	% reddito	% redditi	% reddito
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
2000	335	578.333	—	—	18.0	5.6	—	—
2400	688	1.309.097	164	334.010	37.1	12.8	8.8	1.9
3200	947	2.024.718	358	867.042	51.0	19.8	19.3	4.8
4000	1113	2.601.040	424	1.099.589	59.9	25.4	22.9	6.1
6000	1417	4.002.803	788	2.801.701	76.3	39.0	42.4	15.6
8000	1565	4.971.432	1107	4.922.416	84.3	48.5	59.1	27.5
10.000	1670	5.877.317	1314	6.696.655	89.9	57.3	70.8	37.3
12.000	1715	6.343.697	1476	8.385.473	92.4	61.9	79.5	46.8
14.000	1762	6.913.501	1584	9.714.126	94.9	67.4	85.3	54.2
18.000	1786	7.310.901	1688	11.319.927	96.2	71.2	91.4	63.1
24.000	1811	7.808.751	1780	13.132.193	97.5	76.2	95.9	73.2
32.000	1823	8.134.451	1810	13.930.193	98.2	79.3	97.5	77.7
40.000	1831	8.414.031	1814	14.069.193	98.6	82.0	97.7	78.5
50.000	1836	8.628.031	1825	14.549.843	98.9	84.1	98.3	81.1
100.000	1849	9.455.631	1840	15.530.543	99.6	92.2	99.1	86.6
ω	1857	10.255.631	1857	17.930.543	100	100	100	100

Riportando sopra un diagramma cartesiano, sull'asse delle ascisse la percentuale dei redditi e sull'asse delle ordinate la frazione del reddito da essi goduto, se ne ricavano, per il



1914 e per il 1921 le due curve di concentrazione qui a fianco riprodotte.

La rappresentazione grafica avrebbe portato alla costruzione della retta $o b$ nel caso che tutti i redditi individuali fossero stati eguali, cioè nel caso di concentrazione nulla.

L'area compresa fra la retta e la curva, rappresenta graficamente l'intensità della concentrazione, e dicesi appunto

area di concentrazione. Essa diventa eguale alla superficie dell'intero triangolo $o b a$ nel caso di concentrazione massima; il rapporto di concentrazione si esegue tra l'area di concentrazione e l'area del triangolo $o b a$ ed assume valore o nel caso di perfetta perequazione dei redditi, e valore 1 nel caso di concentrazione massima.

Adottando, tanto pei valori esprimenti le percentuali dei redditieri (che indicherò con a_n) quanto per quelli esprimenti le percentuali del reddito (che indicherò con b_n) la stessa scala di misura, e convenendo di rappresentare con un millimetro una unità percentuale, si può calcolare con grande approssimazione il rapporto di concentrazione, determinando la superficie dei singoli trapezi delimitati dall'asse delle ascisse, dalle ordinate e dalla spezzata che ne congiunge le estremità.

Così senza ricorrere alla rappresentazione grafica, si può rapidamente ricavare il rapporto di concentrazione mediante la formula seguente

$$\frac{5000 - \Sigma(a_{n+1} - a_n) \cdot \frac{1}{2} (b_n + b_{n+1})}{5000}$$

L'imprecisione (derivante dall'aver eseguito tante interpolazioni lineari tra le singole coppie di ordinate, anzichè l'interpolazione di una sola curva) è trascurabile quando si abbia una classificazione dei redditi piuttosto minuta.

S. - Il rapporto di concentrazione risulta:

Per il 1915	di 0.493
» » 1921	» 0.466

Nel 1921 s'è dunque verificata una lieve diminuzione. Ma, poichè queste cifre si riferiscono ad un gruppo invariato di individui osservati in due tempi diversi, per interpretare meglio il significato di questa piccola variazione, sarebbe necessario conoscere se, in condizioni perfettamente statiche dell'economia di un dato mercato, la concentrazione osservata in un gruppo di redditieri ad un dato tempo, rimanga la stessa se si considerino i redditi percepiti da questo stesso gruppo n anni prima, oppure se tale concentrazione aumenti o diminuisca.

Se, come mi pare attendibile, i redditi maggiori hanno attraverso il tempo un incremento più forte di quelli più bassi,

allora si dovrebbe ammettere che la concentrazione, entro un gruppo immutato di individui, debba tendere all'aumento col passare del tempo; sicchè può anche ritenersi che la notata lieve diminuzione sarebbe risultata forse più forte se, tanto per il 1915 che per il 1921, avessi considerato l'intero gruppo dei contribuenti, ferma restando la loro composizione professionale.

Ad ogni modo, data la brevità dell'intervallo, la variazione dell'indice non sarebbe stata molto diversa da quella che ho determinato.

Non ho potuto calcolare, col metodo precedentemente descritto per tutti i contribuenti tassati nel 1915 e nel 1921 il rapporto di concentrazione, avendo determinato per questi soltanto la distribuzione in ampie classi nel reddito e non anche l'ammontare del reddito nelle singole classi (vedi la Tav. IV posta in fondo).

Una simile distribuzione consente però la determinazione del noto indice α proposto dal PARETO.

I risultati confermano la supposizione, giacchè questo indice, tenuto conto della sua rigidità, risulta sensibilmente più grande nel 1921 ⁴⁾.

$$1915: \alpha = 1,55$$

$$1921: \alpha = 1,63$$

Ma, come ho già detto, la comparabilità di questi due indici è ostacolata dalla forte mutazione verificatasi nella composizione professionale dei due gruppi di redditeri, e preferisco quindi attribuire maggior fede ai rapporti di concentrazione del GNI che denunciano una lieve diminuzione della concentrazione.

Si potrebbe obiettare che questa diminuita sperequazione dei redditi può dipendere anche dal fatto che nel 1921 la subvalutazione si aggravò più per i redditi maggiori che non per quelli medi o minimi. Invero tra i redditi minori son più frequenti quelli derivanti da stipendi fissi, poco o punto occultabili, e tra i redditi più grandi sono più frequenti invece quelli derivanti dall'esercizio dell'industria e dei commerci, i quali redditi son tanto più facilmente occultabili quanto più essi vadano rapidamente crescendo nel tempo.

⁴⁾ Ricordo che la concentrazione deve ritenersi tanto più forte quanto più l'indice α è piccolo.

Ma non credo pure che tale causa perturbatrice abbia, nel caso in esame, notevole importanza giacchè in questo gruppo di contribuenti modenesi son pur frequenti, tra i maggiori, redditi derivanti da fondi rustici ed urbani, (pei quali l'intensità della evasione potè poco variare dal 1915 al 1921) e poi perchè tutti i redditi fissi, (che sono 600 e tutti tra i minimi o medi) essendo stati tassati nel 1921 al netto delle indennità per caro-viveri, ebbero in quest'anno una svalutazione eccezionalmente più grave che non nel 1915. L'ammontare di questo reddito legalmente sottratto alla tassa supera di molto il milione, e credo che possa compensare ad usura la supposta maggior evasione *illegale* dei redditi più forti.

Terminando questa analisi, forse troppo dettagliata, si può dunque concludere, che effettivamente le cifre da me raccolte denunziano nel periodo più grave della crisi economica post-bellica una diminuzione nella concentrazione dei redditi. Il fatto è in disaccordo con quella comune opinione o generale impressione che porse, in altri tempi, eccellente argomento ai politicanti sovversivi; è invece in accordo con la già notata correlazione tra reddito medio effettivo e intensità della concentrazione. Ma, (dando maggior fede all'indice tratto dalle curve di concentrazione che non a quello α del PARETO) noto pure che la variazione intervenuta tra il 1915 e il 1921 è lievissima, sicchè se la modificazione operatasi nel 1921 è in accordo per il senso con la suddetta regolarità statistica, non lo è per l'intensità; infatti la crisi e la diminuzione del reddito effettivo globale, non potevano essere più forti, mentre la variazione della concentrazione è poco accentuata. Io credo si possa affermare, in linea generale, che nella fase discendente della crisi, e nel conseguente abbassamento del reddito globale, la primitiva distribuzione dei redditi abbia una forte resistenza a modificarsi, quale che sia il grado della depressione economica.

È una supposizione che non oserei documentare colle cifre precedenti; sta però il fatto che essa non è contraddetta dall'analisi di questo fenomeno nell'interno delle categorie professionali che ho distinto.

La seguente tabella ne indica i rapporti di concentrazione nel 1915 e nel 1921 (soltanto sui redditi maschili).

	1915	1921
Redditi fissi	0.325	0.239
Liberi professionisti	0.337	0.350
Negozianti e commercianti	0.454	0.443
Possidenti	0.547	0.556
Condizioni operaie	0.122	0.295

Orbene, vi sarà dato notare, dal 1915 al 1921, variazioni fortissime in quelle due categorie professionali nelle quali la fase discendente della crisi fu accompagnata da condizioni che esorbitano dal normale giuoco delle forze economiche: la trovate infatti fortemente diminuita nella categoria dei redditi fissi, e fortemente accresciuta in quella delle condizioni operaie; ed io non starò qui ad insistere sulle circostanze patologiche che depressero i primi e favorirono le seconde.

Trovate invece una concentrazione pressochè invariata nelle altre categorie, dove, (eccezion fatta pei possidenti) tali circostanze patologiche (che non rientrano nel normale quadro di quella che chiamasi fase discendente di una crisi) non intervennero o ebbero minore intensità.

Trovate pure che questa concentrazione è accresciuta nella categoria degli operai, che si avvalsero di quelle condizioni speciali per migliorare la loro posizione relativa rispetto alle altre classi; la trovate al contrario diminuita fra gli impiegati, che da queste condizioni furono posti in posizione relativa più bassa.

Una tale concordanza, riappare, analizzando la concentrazione nelle tre classi dei redditi fissi, cioè negli impiegati di concetto, di ordine e di servizio.

Redditi fissi

<i>Indici di concentrazione nel</i>	1915	1921
Personale di servizio	0.092	0.128
Bassi impiegati	0.214	0.207
Alti impiegati	0.306	0.253
In complesso	0.325	0.239

Benchè, considerando l'intero gruppo, la concentrazione risulti, nel 1921, sensibilmente diminuita, è dato notare invece

un forte aumento di questa nel gruppo degli impiegati di servizio, la gran maggioranza dei quali potè ottenere in quel tempo condizioni economiche di eccezione; si nota al contrario una diminuzione negli altri due gruppi, e specialmente in quello degli impiegati di concetto che fu certo meno favorito degli altri.

9. Il rapporto di concentrazione presenta da classe a classe professionale le più forti variazioni, oscillando tra un minimo di 0.092 ed un massimo di 0.556. Esso è evidentemente tanto più piccolo quanto più il gruppo cui si riferisce, è omogeneo per condizione o qualità degli individui che lo compongono. Osservando queste differenze mi è venuto fatto di domandarmi quale valore assumerebbe questo indice se tutti gli individui fossero o si presumessero perfettamente simili nei riguardi della loro attitudine alla produzione ed il reddito fosse commisurato in proporzione di questa attitudine tenendo conto soltanto della differenza che essa presenta col variare dell'età.

Essendo diversi per età gli individui, anche i redditi, benchè corrisposti con un criterio uniforme, sarebbero diversi; e la rappresentazione grafica fatta col sistema sopra descritto ed usato non condurrebbe alla cosiddetta retta di equidistribuzione, ma darebbe luogo ad una curva che potrebbe chiamarsi *curva di equidistribuzione*, o curva di concentrazione naturale, di quella concentrazione cioè che si verificherebbe nel caso che i redditi si differenziassero soltanto in ragione delle normali variazioni che la produttività individuale presenta col variare dell'età.

Per determinare questa curva ed il relativo indice, occorrerebbe avere una esatta classificazione per età dei redditieri ed una serie di valori esprimenti le variazioni che la capacità alla produzione presenta col variare dell'età.

Una cognizione approssimativa della intensità di questa ipotetica concentrazione può aversi usufruendo dei dati riportati nella seguente tabella, in cui la colonna *a* riporta il reddito medio alle età controsegnate, secondo i calcoli del KIAER¹⁾, valori che, con grossolana approssimazione, potrebbero prendersi come indice delle attitudini individuali; la colonna *b* le per-

¹⁾ I risultati sono riportati in GINI, *L'ammontare e la composizione della ricchezza ecc.* pag. 637.

centuali dei redditeri per le varie classi d'età, nell'ipotesi che essi si distribuiscano per età come la popolazione adulta maschile presa nel suo insieme; ed infine la colonna *c* il per cento del reddito complessivo goduto dalla corrispondente frazione di redditeri, nell'ipotesi che tal reddito sia proporzionale agli indici della colonna *a*.

età	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
20-25	320	14	10.4
25-30	395	12	11.0
30-35	445	11	11.4
35-40	460	10	10.7
40-60	505	34	40.0
60-70	425	12	11.9
oltre 70	285	7	4.6
Totale =			100
			100

Ordinando i dati delle colonne *b* e *c* secondo l'ampiezza del reddito individuale, in ordine crescente, e sommando ciascun termine con quelli di grado inferiore, si ricavano le seguenti due serie che definiscono la curva di concentrazione.

% dei redditeri	% del reddito goduto dalla corrispondente frazione di redditeri
7	4.6
21	15.0
33	26.0
45	37.9
56	49.3
66	60.0
100	100

Il rapporto di concentrazione è $\frac{471.2}{5000} = 0.094$. Esso indica il minimo di concentrazione che dovrebbe pur verificarsi quand'anche tutti gli uomini si presumessero perfettamente eguali nei riguardi della loro attitudine alla produzione ed il reddito fosse commisurato a questa attitudine tenendo solo conto delle naturali variazioni che essa presenta nelle diverse età.

Gli indici di concentrazione nel gruppo degli operai e del

personale di servizio a reddito fisso, che si avvicinavano assai nel 1915 a questo ipotetico valore, se ne sono poi discostati sensibilmente nel 1921.

10. - Questa indagine mi ha anche permesso di cogliere qualche tratto distintivo dei redditi percepiti da donne e quelli percepiti da uomini; per brevità chiamerò redditi femminili gli uni, redditi maschili gli altri. Anche per questi confronti ho considerato i redditi tassati tanto nel 1915 che nel 1921.

Nulla di notevole per ciò che concerne la concentrazione; come s'è verificato nel complesso dei redditi, anche in questo gruppo, essa appare nel 1921, lievemente diminuita; il rapporto di concentrazione risulta di 0,495 per il 1915 e di 0,475 per il 1921.

La differenza più notevole tra redditi maschili e redditi femminili sta nell'incremento del reddito nominale; l'indice (vedi colonna *c* della tabella) che per i maschi è di 182,4, si riduce per le femmine a 139,0.

	N.° dei redditi	Reddito complessivo nel		$\frac{b.}{a}$
		1915 (a)	1921 (b)	(c)
maschi	1528	8 477.458	15.459.665	182.4
femmine	329	1.778.173	2.470.878	139.0
Totale	1857	10.255.631	17.930.543	174.8

La differenza non può spiegarsi con la diversa composizione professionale del gruppo femminile, giacchè si mantiene sempre forte anche nell'interno delle varie categorie professionali.

Indici del reddito tassato nel 1921

(fatto = 100 il reddito del 1915)

Categoria professionale	maschi	femmine
Redditi fissi	197.8	168.2
Comm.ti e negoz.ti	231.8	216.3
Possidenti	153.3	131.3
Altra o ignota	196.9	179.1

Le differenze permangono pure sensibilissime se anzichè ricercare gli indici del reddito medio individuale, si calcoli la media degli indici individuali.

Categoria professionale	maschi	femmine
Redditi fissi	225	212
Comm.ti e negoz.ti	268	243
Possidenti	165	139
Altra o ignota	222	206

Non sarebbe serio supporre che le donne abbiano saputo sfruttare meglio degli uomini, per evadere al fisco, particolari condizioni favorevoli verificatesi durante il rapido e continuo svalutamento della moneta. Può invece fondatamente supporre che la donna, per il suo carattere meno combattivo, per una minore abilità nello sfruttare le circostanze favorevoli del momento, per un esagerato senso di prudenza, forse favorevole in tempi normali, ma dannoso nei periodi di vera lotta, non abbia saputo mantenere, nel complesso dei redditi, la sua posizione e che, effettivamente, la crisi economica postbellica, l'abbia condotta ad un livello relativo più basso.

RÉSUMÉ

J' ai tiré le matériel de cette enquête, des rôles des contribuables à l'impôt de famille dans la ville de Modène - J' ai relevé le revenu de 1857 contribuables taxés en 1915 et en 1921. Les conclusions principales tirées de cette enquête sont les suivantes.

a) L'accroissement percentuel des revenus qui s'est verifié entre ces deux dates est le plus haut pour les plus petits revenus, décroît continuellement jusqu' aux revenus qui en 1915 sommaient à 24-32.000 lire et augmente regulièrement pour les revenus plus hauts.

b) Les différences que cet accroissement présente dans les diverses classes professionnelles sont très grandes. La moyenne des index individuels du revenu taxé en 1921 (fait = 100 celui taxé en 1915) résulte de 350 pour le personnel de service à revenu fixe, de 268 pour les négociants et commerçants, de 236 pour les ouvriers, de 225 pour les petits employés, de 214 pour les professionistes, de 180 pour les employés de haut rang, et de 165 pour les propriétaires.

c) Depuis 1915 jusqu' à 1921 la concentration des revenus est légèrement diminuée, mais à cet égard même on peut remarquer de très grandes différences entre les différentes classes professionnelles. La concentration est beaucoup augmentée dans les revenus des ouvriers et du personnel de service à salaire fixe, mais elle est sensiblement diminuée dans le groupe des employés de rang élevé, et elle n'a subi que des petites variations dans les autres groupes.

d) Les revenus des femmes ont en général (et dans toutes les catégories professionnelles) présenté un accroissement moindre que celui des revenus des hommes.

Il est vraisemblable que la femme, par ses qualités et attitudes spéciales, ait été mise par la crise économique de la guerre et de l'après-guerre à un niveau relatif plus bas que celui où les hommes furent mis.

TAV. I.

*Distribuzione dei contribuenti (maschi e femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo l'ammontare del reddito*

Classi del reddito (1)	N. dei contribuenti nel 1915 (2)	Ammontare del reddito nel		N. dei contribuenti nel 1921 (5)	Ammontare del reddito nel 1921 (6)
		1915 (3)	1921 (4)		
meno di 2.000 L.	335	578.333	1.550.967	—	—
2.000 — 2.400 »	353	730.764	1.713.505	164	334.010
2.400 — 3.200 »	259	715.621	1.511.955	194	533.032
3.200 — 4.000 »	166	576.322	1.127.699	66	232.547
4.000 — 6.000 »	304	1.401.763	2.581.583	364	1.702.112
6.000 — 8.000 »	148	968.629	1.750.243	319	2.120.715
8.000 — 10.000 »	105	905.885	1.410.134	207	1.774.239
10.000 — 11.000 »	45	466.380	693.439	162	1.688.818
11.000 — 14.000 »	46	569.804	824.420	108	1.328.653
14.000 — 18.000 »	25	397.400	510.249	104	1.605.801
18.000 — 24.000 »	25	497.850	576.000	92	1.812.266
24.000 — 32.000 »	12	325.700	413.650	30	798.000
32.000 — 40.000 »	8	279.580	367.000	4	139.000
40.000 — 50.000 »	5	214.000	282.700	11	480.650
50.000 — 100.000 »	13	827.600	1.116.999	15	980.700
100.000 e più »	8	800.000	1.500.000	17	2.400.000
Totale	1.857	10.255.631	17.930.543	1.857	17.930.543

TAV. II.

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione del reddito*

Classi del reddito	Redditi fissi - Altri impiegati				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contribuenti nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	13	22.537	45.580	—	—
2.000 — 2.400 »	16	33.420	77.480	8	16.360
2.400 — 2.800 »	14	36.245	60.700	6	15.280
2.800 — 3.200 »	17	51.240	95.680	6	17.960
3.200 — 3.600 »	14	47.088	98.219	4	13.939
3.600 — 4.000 »	8	29.325	63.743	4	14.900
4.000 — 5.000 »	37	161.850	289.760	23	101.320
5.000 — 6.000 »	27	144.140	234.510	21	109.850
6.000 — 7.000 »	24	151.675	259.085	17	106.020
7.000 — 8.000 »	7	50.380	83.500	17	125.370
8.000 — 9.000 »	12	101.065	169.300	17	140.440
9.000 — 10.000 »	6	55.736	111.000	8	73.100
10.000 — 12.000 »	9	92.220	139.400	26	269.645
12.000 — 14.000 »	8	99.965	122.000	26	328.723
14.000 — 16.000 »	1	14.000	14.000	10	148.100
16.000 — 18.000 »	1	18.300	17.999	9	148.599
18.000 — 20.000 »	—	—	—	4	75.350
20.000 — 24.000 »	—	—	—	5	102.000
24.000 — 28.000 »	—	—	—	3	75.000
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	1	34.000	34.000	1	34.000
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	215	1.143.186	1.915.956	215	1.915.956

(Continuaz. Tav. II.)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Redditi fissi - Bassi impiegati				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	55	93.611	241.425	—	—
2.000 — 2.400 »	68	141.960	344.555	27	54.930
2.400 — 2.800 »	29	75.683	175.555	16	39.980
2.800 — 3.200 »	40	119.295	231.419	18	53.815
3.200 — 3.600 »	19	64.320	141.740	10	34.135
3.600 — 4.000 »	10	37.420	64.910	4	15.220
4.000 — 5.000 »	17	72.395	126.935	33	144.320
5.000 — 6.000 »	5	26.440	52.300	32	169.264
6.000 — 7.000 »	2	12.500	13.500	23	145.080
7.000 — 8.000 »	3	21.500	40.000	22	160.280
8.000 — 9.000 »	—	—	—	22	181.165
9.000 — 10.000 »	—	—	—	19	177.820
10.000 — 12.000 »	—	—	—	17	180.260
12.000 — 14.000 »	—	—	—	2	24.500
14.000 — 16.000 »	—	—	—	1	14.270
16.000 — 18.000 »	—	—	—	1	16.300
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	—	—	—	1	21.000
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	248	665.124	1.432.339	248	1.432.339

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Redditi fissi - Personale di Servizio				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	49	83.863	323.485	—	—
2.000 — 2.400 »	18	37.780	112.280	3	6.200
2.400 — 2.800 »	6	14.700	43.740	1	2.400
2.800 — 3.200 »	1	3.000	4.000	—	—
3.200 — 3.600 »	—	—	—	1	3.420
3.600 — 4.000 »	—	—	—	—	—
4.000 — 5.000 »	2	8.450	17.600	8	33.060
5.000 — 6.000 »	—	—	—	10	52.680
6.000 — 7.000 »	—	—	—	21	138.950
7.000 — 8.000 »	—	—	—	20	144.800
8.000 — 9.000 »	—	—	—	3	24.610
9.000 — 10.000 »	—	—	—	4	36.785
10.000 — 12.000 »	—	—	—	3	32.400
12.000 — 14.000 »	—	—	—	2	25.800
14.000 — 16.000 »	—	—	—	—	—
16.000 — 18.000 »	—	—	—	—	—
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	—	—	—	—	—
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	76	147.793	501.105	76	501.105

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Redditi fissi - Professionisti				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	6	11.598	23.600	—	—
2.000 — 2.400 »	17	35.269	101.810	6	12.360
2.400 — 2.800 »	10	25.335	60.100	—	—
2.800 — 3.200 »	13	39.099	103.800	6	18.100
3.200 — 3.600 »	12	39.799	92.500	2	6.900
3.600 — 4.000 »	4	15.020	34.000	2	7.200
4.000 — 5.000 »	27	114.270	233.729	9	37.600
5.000 — 6.000 »	20	102.300	162.899	16	81.660
6.000 — 7.000 »	12	75.215	226.700	20	123.519
7.000 — 8.000 »	11	78.999	155.000	9	63.500
8.000 — 9.000 »	8	65.725	130.000	13	105.700
9.000 — 10.000 »	5	45.000	71.000	5	45.500
10.000 — 12.000 »	4	42.000	53.000	18	185.699
12.000 — 14.000 »	8	98.500	147.000	16	196.000
14.000 — 16.000 »	2	29.000	34.000	10	145.200
16.000 — 18.000 »	—	—	—	6	97.000
18.000 — 20.000 »	—	—	—	8	144.000
20.000 — 24.000 »	2	41.500	50.000	10	204.000
24.000 — 28.000 »	2	49.000	49.000	5	124.000
28.000 — 32.000 »	—	—	—	1	30.000
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	1	100.000
Totale	163	907.629	1.727.938	163	1.727.938

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Commercianti e Negozianti				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	75	129.751	371.477	—	—
2.000 — 2.400 »	86	174.980	489.440	21	42.360
2.400 — 2.800 »	18	45.969	133.769	15	36.270
2.800 — 3.200 »	17	50.720	151.200	16	47.999
3.200 — 3.600 »	26	85.469	211.599	10	33.999
3.600 — 4.000 »	14	52.030	107.980	1	3.600
4.000 — 5.000 »	26	103.780	354.079	36	144.450
5.000 — 6.000 »	14	71.560	186.460	25	128.080
6.000 — 7.000 »	12	73.820	152.400	29	177.000
7.000 — 8.000 »	4	28.960	50.500	26	185.298
8.000 — 9.000 »	9	72.760	145.500	25	201.400
9.000 — 10.000 »	5	45.800	61.500	17	154.499
10.000 — 12.000 »	7	71.100	117.999	33	341.760
12.000 — 14.000 »	3	36.000	122.000	16	195.980
14.000 — 16.000 »	2	29.000	93.000	14	203.000
16.000 — 18.000 »	1	16.000	16.000	6	99.500
18.000 — 20.000 »	3	54.150	72.000	9	168.998
20.000 — 24.000 »	1	20.000	20.000	15	312.620
24.000 — 28.000 »	—	—	—	3	72.000
28.000 — 32.000 »	—	—	—	2	58.000
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	1	40.000
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	2	143.500	200.000	3	210.000
100.000 e più »	1	100.000	200.000	3	400.000
Totale	326	1.405.349	3.256.903	326	3.256.903

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Possidenti				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	24	41.235	98.580	—	—
2.000 — 2.400 »	35	73.080	152.900	22	44.360
2.400 — 2.800 »	20	50.839	67.424	15	38.099
2.800 — 3.200 »	16	47.660	77.950	18	53.650
3.200 — 3.600 »	18	60.895	95.896	9	30.437
3.600 — 4.000 »	9	33.650	49.390	2	7.710
4.000 — 5.000 »	45	189.515	321.703	27	112.365
5.000 — 6.000 »	29	150.739	257.380	28	145.644
6.000 — 7.000 »	30	184.680	305.499	24	144.680
7.000 — 8.000 »	20	144.620	247.519	19	138.198
8.000 — 9.000 »	20	163.039	209.600	22	179.260
9.000 — 10.000 »	18	163.960	248.999	16	144.500
10.000 — 12.000 »	20	208.520	320.500	41	428.749
12.000 — 14.000 »	19	235.999	326.550	29	351.750
14.000 — 16.000 »	4	59.800	75.000	20	294.299
16.000 — 18.000 »	8	132.000	165.000	13	214.499
18.000 — 20.000 »	9	165.800	203.000	16	295.000
20.000 — 24.000 »	7	151.500	176.000	17	351.999
24.000 — 28.000 »	3	74.200	90.000	7	179.000
28.000 — 32.000 »	5	149.500	221.650	5	153.000
32.000 — 36.000 »	4	133.625	188.000	3	105.000
36.000 — 40.000 »	2	74.955	100.000	—	—
40.000 — 45.000 »	3	120.000	188.700	3	121.650
45.000 — 50.000 »	1	46.000	46.000	5	226.000
50.000 — 100.000 »	8	485.600	707.000	11	680.700
100.000 e più »	6	600.000	1.100.000	11	1.600.000
Totale	383	3.941.431	6.040.549	383	6.040.549

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del Reddito	Condizioni operaie				Ammontare del reddito
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	52	88.451	211.110	—	—
2.000 — 2.400 »	42	86.660	208.860	18	36.360
2.400 — 2.800 »	7	17.845	42.500	11	26.600
2.800 — 3.200 »	5	15.090	34.900	15	45.000
3.200 — 3.600 »	4	12.800	23.000	1	3.340
3.600 — 4.000 »	1	3.700	11.065	3	11.050
4.000 — 5.000 »	2	8.000	16.440	18	75.990
5.000 — 6.000 »	1	5.300	6.500	10	50.600
6.000 — 7.000 »	—	—	—	12	72.980
7.000 — 8.000 »	—	—	—	8	56.400
8.000 — 9.000 »	—	—	—	5	41.490
9.000 — 10.000 »	—	—	—	3	27.100
10.000 — 12.000 »	—	—	—	8	83.465
12.000 — 14.000 »	—	—	—	2	24.000
14.000 — 16.000 »	—	—	—	—	—
16.000 — 18.000 »	—	—	—	—	—
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	—	—	—	—	—
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	114	2.378.846	554.375	114	554.375

(Continuaz. Tav. II)

*Distribuzione dei contribuenti maschi
tassati nel 1915 e nel 1921 secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Totale ⁽¹⁾				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	(1) 274	(1600) 471.046	(3000) 1.315.257	—	—
2.000 — 2.400 »	282	583.149	1.487.325	105	212.930
2.400 — 2.800 »	(1) 104	(2500) 266.616	(2500) 583.788	(1) 64	(2500) 158.629
2.800 — 3.200 »	109	326.104	698.949	(1) 79	(3000) 236.524
3.200 — 3.600 »	93	310.371	662.954	37	126.170
3.600 — 4.000 »	46	171.145	331.088	16	59.680
4.000 — 5.000 »	156	658.260	1.360.246	154	649.105
5.000 — 6.000 »	96	500.479	899.858	142	737.778
6.000 — 7.000 »	80	497.890	957.184	146	908.229
7.000 — 8.000 »	45	324.459	576.519	121	873.846
8.000 — 9.000 »	49	402.609	654.400	107	874.155
9.000 — 10.000 »	34	310.496	492.499	72	659.304
10.000 — 12.000 »	40	413.840	630.899	146	1.521.978
12.000 — 14.000 »	38	470.464	717.850	93	1.146.753
14.000 — 16.000 »	9	131.800	216.000	55	804.869
16.000 — 18.000 »	10	166.300	198.999	35	575.898
18.000 — 20.000 »	12	219.950	275.000	37	683.348
20.000 — 24.000 »	10	213.000	246.000	48	991.619
24.000 — 28.000 »	5	123.200	139.000	18	450.000
28.000 — 32.000 »	(1) 5	(25000) 149.500	(25000) 221.650	(1) 8	(25000) 241.000
32.000 — 36.000 »	5	167.625	222.000	4	139.000
36.000 — 40.000 »	2	74.955	100.000	—	—
40.000 — 45.000 »	3	120.000	188.700	4	161.650
45.000 — 50.000 »	1	46.000	46.000	5	226.000
50.000 — 100.000 »	10	629.100	907.000	14	890.700
100.000 e più »	7	700.000	1.300.000	15	2.100.000
Totale	1525	8.448.358	15.429.165	1525	15.429.165

(1). - Le cifre tra parentesi si riferiscono a contribuenti di professione ignota, non compresi nel totale.

TAV. III.

Distribuzione dei contribuenti (femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921, secondo la professione e il reddito

Classi del reddito	Redditi fissi				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	24	43.475	112.150	—	
2.000 — 2.400 »	12	25.285	47.000	10	20.000
2.400 — 2.800 »	7	17.959	36.400	4	9.600
2.800 — 3.200 »	4	11.820	30.999	6	17.900
3.200 — 3.600 »	2	7.319	12.099	1	3.599
3.600 — 4.000 »	2	7.610	14.160	—	—
4.000 — 5.000 »	3	12.500	21.700	5	20.810
5.000 — 6.000 »	1	5.640	8.000	10	56.580
6.000 — 7.000 »	1	6.000	8.000	7	43.160
7.000 — 8.000 »	1	7.000	9.000	4	28.300
8.000 — 9.000 »	1	8.000	8.000	5	40.660
9.000 — 10.000 »	—	—	—	4	36.670
10.000 — 12.000 »	—	—	—	2	21.400
12.000 — 14.000 »	1	13.440	9.170	—	—
14.000 — 16.000 »	—	—	—	—	—
16.000 — 18.000 »	—	—	—	2	33.999
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	2	45.950	40.000	—	—
24.000 — 28.000 »	—	—	—	1	24.000
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	61	211.998	356.678	61	356.678

(Continuaz. Tav. III)

*Distribuzione dei contribuenti (femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921, secondo la professione e il reddito.*

Classi del reddito	Commercianti e Negozianti				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	7	12.547	30.000	—	—
2.000 — 2.400 »	2	4.200	9.200	2	4.200
2.400 — 2.800 »	2	5.070	12.000	—	—
2.800 — 3.200 »	1	3.000	20.000	2	6.000
3.200 — 3.600 »	1	3.599	7.000	—	—
3.600 — 4.000 »	—	—	—	—	—
4.000 — 5.000 »	1	4.400	4.400	3	12.400
5.000 — 6.000 »	—	—	—	1	5.000
6.000 — 7.000 »	—	—	—	1	6.000
7.000 — 8.000 »	—	—	—	3	21.000
8.000 — 9.000 »	—	—	—	1	8.000
9.000 — 10.000 »	—	—	—	—	—
10.000 — 12.000 »	1	10.000	10.000	1	10.000
12.000 — 14.000 »	—	—	—	—	—
14.000 — 16.000 »	—	—	—	—	—
16.000 — 18.000 »	—	—	—	—	—
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	—	—	—	1	20.000
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	15	42.816	92.600	15	92.600

(Continuaz. tavola III)

Distribuzione dei contribuenti (femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921, secondo la professione e il reddito

Classi del reddito	Possidenti				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	27	46.066	81.460	—	—
2.000 — 2.400 »	53	109.900	147.480	45	92.880
2.400 — 2.800 »	15	36.408	58.530	19	46.270
2.800 — 3.200 »	14	40.684	55.219	16	47.439
3.200 — 3.600 »	12	39.338	52.098	9	31.698
3.600 — 4.000 »	9	33.540	45.800	3	11.400
4.000 — 5.000 »	26	107.405	146.280	32	132.220
5.000 — 6.000 »	19	102.359	128.099	16	84.219
6.000 — 7.000 »	10	62.780	95.720	21	128.760
7.000 — 8.000 »	10	64.500	97.820	11	78.820
8.000 — 9.000 »	8	65.780	97.000	9	72.500
9.000 — 10.000 »	12	110.800	143.235	9	82.950
10.000 — 12.000 »	4	42.540	52.540	11	114.540
12.000 — 14.000 »	7	85.900	97.400	15	181.900
14.000 — 16.000 »	1	14.000	9.450	7	108.235
16.000 — 18.000 »	5	85.300	85.800	4	67.800
18.000 — 20.000 »	1	18.950	15.000	3	57.299
20.000 — 24.000 »	—	—	—	3	60.000
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	1	28.000	28.000	2	58.000
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	1	37.000	45.000	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	1	48.000	48.000	2	93.000
50.000 — 100.000 »	3	198.500	209.999	1	90.000
100.000 e più »	1	100.000	200.000	2	300.000
Totale	240	1.477.750	1.939.930	240	1.939.930

(Continuaz. tavola III)

*Distribuzione dei contribuenti (femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921, secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Altra professione o ignota				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	2	3.599	9.100	—	—
2.000 — 2.400 »	4	8.230	22.500	2	4.000
2.400 — 2.800 »	2	5.460	13.570	2	5.170
2.800 — 3.200 »	—	—	—	—	—
3.200 — 3.600 »	1	3.400	2.500	—	—
3.600 — 4.000 »	—	—	—	—	—
4.000 — 5.000 »	—	—	—	1	4.000
5.000 — 6.000 »	2	10.720	13.000	—	—
6.000 — 7.000 »	1	6.000	6000	3	18.500
7.000 — 8.000 »	—	—	—	2	14.100
8.000 — 9.000 »	1	8.200	15.000	—	—
9.000 — 10.000 »	—	—	—	—	—
10.000 — 12.000 »	—	—	—	2	20.900
12.000 — 14.000 »	—	—	—	—	—
14.000 — 16.000 »	—	—	—	1	15.000
16.000 — 18.000 »	—	—	—	—	—
18.000 — 20.000 »	—	—	—	—	—
20.000 — 24.000 »	—	—	—	—	—
24.000 — 28.000 »	—	—	—	—	—
28.000 — 32.000 »	—	—	—	—	—
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	—	—	—	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	—	—	—	—	—
50.000 — 100.000 »	—	—	—	—	—
100.000 e più »	—	—	—	—	—
Totale	13	45.609	81.670	13	71.670

(Continuaz. tav. III)

*Distribuzione dei contribuenti (femmine)
tassati nel 1915 e nel 1921, secondo la professione e il reddito*

Classi del reddito	Totale				
	N. dei contrib. nel 1915	Ammontare del reddito nel		N. dei contrib. nel 1921	Ammontare del reddito
		1915	1921		
meno di 2.000 L.	60	105.687	232.710	—	—
2.000 — 2.400 »	71	147.615	226.180	59	121.080
2.400 — 2.800 »	26	64.897	120.500	25	61.040
2.800 — 3.200 »	19	55.504	106.218	24	71.339
3.200 — 3.600 »	16	53.656	73.697	10	35.297
3.600 — 4.000 »	11	41.150	59.960	3	11.400
4.000 — 5.000 »	30	124.305	172.380	41	169.430
5.000 — 6.000 »	22	118.719	149.099	27	145.799
6.000 — 7.000 »	12	74.780	109.720	32	196.420
7.000 — 8.000 »	11	71.500	106.820	20	142.220
8.000 — 9.000 »	10	81.980	120.000	15	121.160
9.000 — 10.000 »	12	110.800	143.235	13	119.620
10.000 — 12.000 »	5	52.540	62.540	16	166.840
12.000 — 14.000 »	8	99.340	106.570	15	181.900
14.000 — 16.000 »	1	14.000	9.450	8	123.235
16.000 — 18.000 »	5	85.300	85.800	6	101.799
18.000 — 20.000 »	1	18.950	15.000	3	57.299
20.000 — 24.000 »	2	45.950	40.000	4	80.000
24.000 — 28.000 »	—	—	—	1	24.000
28.000 — 32.000 »	1	28.000	28.000	2	58.000
32.000 — 36.000 »	—	—	—	—	—
36.000 — 40.000 »	1	37.000	45.000	—	—
40.000 — 45.000 »	—	—	—	—	—
45.000 — 50.000 »	1	48.000	48.000	2	93.000
50.000 — 100.000 »	3	198.500	209.999	1	90.000
100.000 e più »	1	100.000	200.000	2	300.000
Totale	329	1.778.173	2.470.878	329	2.470.878

TAV. IV

*Distribuzione di tutti i contribuenti
iscritti nei ruoli del 1915 e del 1921, secondo il reddito*

Classi del reddito	1915	1921
meno di 2.000 L.	596	—
2.000 — 2.400 »	543	257
2.400 — 2.800 »	213	173
2.800 — 3.200 »	198	272
3.200 — 3.600 »	154	104
3.600 — 4.000 »	95	84
4.000 — 5.000 »	281	487
5.000 — 6.000 »	175	365
6.000 — 7.000 »	120	336
7.000 — 8.000 »	86	244
8.000 — 9.000 »	71	188
9.000 — 10.000 »	54	118
10.000 — 12.000 »	60	207
12.000 — 14.000 »	52	139
14.000 — 16.000 »	18	74
16.000 — 18.000 »	20	43
18.000 — 20.000 »	16	44
20.000 — 24.000 »	17	59
24.000 — 28.000 »	9	21
28.000 — 32.000 »	8	12
32.000 — 36.000 »	5	4
36.000 — 40.000 »	4	1
40.000 — 45.000 »	5	5
45.000 — 50.000 »	2	7
50.000 — 100.000 »	21	16
100.000 e più »	6	21
Totale »	2823	3281

JOHANNES PFITZNER

Aufgaben und Ziele der internationalen Handelsstatistik

Eine internationale Handelsstatistik im richtig verstandenen Sinne müsste *in vergleichbaren Ziffern* Auskunft geben über den Umfang des Aussenhandels der einzelnen Länder im gleichen Jahre oder Monat, über seine zeitliche Entwicklung, über seine Zusammensetzung nach Warengruppen und über seine Verteilung nach Ländern und Erdteilen. Erst wenn eine solche vorliegt, würden wir in der Lage sein, uns ein richtiges und klares Bild von dem Umfang, der Entwicklung und der Zusammensetzung des Welthandels sowie von der Intensität und dem Charakter des internationalen Warenaustauschs zu machen. Erst dann würden wir feststellen können, wie hoch die Einfuhr und Ausfuhr eines Landes im Vergleich zu der Einfuhr und Ausfuhr anderer Länder ist, welche Verschiebungen im Laufe der Zeiten eingetreten sind, in welchem Masse ein Land im Vergleich zu andern Ländern im Nahrungsmittel-, Rohstoff- oder Fabrikatenbezug von andern (« vom Weltmarkte ») abhängig ist, in welchem Masse es im Vergleich zu andern Ländern Nahrungsmittel, Rohstoffe oder Fabrikate an den Weltmarkt abgeben kann, mit welcher Intensität sich der Warenaustausch zwischen bestimmten Ländern abspielt und welcher Art dieser Warenaustausch ist. Von einer internationalen Handelsstatistik, die auf solche Fragen Antwort erteilen könnte, sind wir augenblicklich weiter als je entfernt, obwohl das Interesse und Verständnis für die Erkenntnis der Verflechtung der Welthandelsbeziehungen seit dem Weltkrieg und erst recht seit dessen Beendigung bedeutend gestiegen ist.

Internationale Uebersichten über den *Gesamtumfang* des Aussenhandels der wichtigsten Länder erscheinen zwar neuerdings in verschiedenen Zeitschriften und sonstigen Publikationen,

insbesondere in dem *Recueil mensuel de l'Institut International du Commerce* in Brüssel. Man beschränkt sich meistens auf die Zusammenstellung der Werte der Ein- und Ausfuhr. Damit ist aber noch keine internationale Handelsstatistik geschaffen, sondern nur eine Kompilation unvergleichbarer Ziffern. Da die Valuta der meisten Länder zurzeit mehr oder weniger unter Goldparität liegt und mehr oder weniger grossen Schwankungen unterliegt, ist eine Vergleichung der Wertzahlen der Einfuhr und Ausfuhr der einzelnen Länder untereinander nicht möglich⁽¹⁾. Ebenso spiegelt sich auch die zeitliche Entwicklung der Ein- und Ausfuhr der einzelnen Länder aus diesem Grunde in den Wertzahlen falsch wieder, umsomehr als seit dem Kriege auch die Warenpreise bedeutenden Schwankungen unterlegen haben. Die *Gesamt mengen* des Aussenhandels der einzelnen Länder sind, soweit solche überhaupt amtlich festgestellt werden, auch nicht untereinander vergleichbar, da die Warenezusammensetzung der Einfuhr und Ausfuhr in den einzelnen Ländern ganz verschieden ist. Beispielsweise könnte man nicht die Ausfuhrmenge Englands mit derjenigen der Schweiz vergleichen, da die Schweiz in der Hauptsache nur hochwertige Industrieprodukte, England dagegen auch bedeutende Mengen geringwertige Rohstoffe (Kohlen) ausführt. Um vergleichbare Ein- und Ausfuhrziffern zu erhalten, ist deshalb öfters vorgeschlagen worden, die *ein- und ausgeführten Mengen nach den Durchschnittspreisen von 1913, also nach stabilen Wertsätzen zu bewerten*; einzelne Länder, nämlich England, Schweden und Norwegen haben bereits entsprechende Berechnungen vorgenommen⁽²⁾. Wenn man sich allgemein zu dieser Methode des bewerteten Mengenvergleichs entschliessen würde, so würde man allerdings eine wirkliche internationale Handelsstatistik erhalten, denn die so gewonnenen Werte würde man tatsächlich miteinander vergleichen können. Selbstverständlich würde es sich, soweit man die *Gesamtwerte* der Ein- und Ausfuhr vergleichen würde, nur um rohe Verglei-

(1) Einige Länder mit besonders stark entwerteter Valuta berechnen den Goldwert ihres Aussenhandels, indessen sind auch diese Berechnungen von problematischer Natur und geben nur unsichere Annäherungswerte.

(2) Veröffentlicht im *Board of Trade Journal*, den *Kommersiella Meddelanden* und der *Norwegian Trade Review*. Im *Harvard Economic Service* vom 12. Mai 1923 sind für die Vereinigten Staaten Berechnungen auf Grundlage der Preise von 1920 vorgenommen.

che handeln, denn erstens ist die Bewertung der einzelnen Warengattungen in jedem Lande eine andere; immerhin kann man bei der preisausgleichenden Verflechtung der weltwirtschaftlichen Beziehungen, wie sie vor dem Kriege bestand, annehmen, dass wenigstens bei den grösseren Ländern eine höhere Bewertung einzelner Warengattungen gegenüber einem andern Lande sich durch geringere Bewertung anderer Warengattungen nach dem Gesetz der grossen Zahlen gegenseitig ausgeglichen hat. Die Methode setzt weiter voraus, dass starke *Verschiebungen in der qualitativen Zusammensetzung* der Ein- und Ausfuhr nicht stattgefunden haben. In Wirklichkeit ist allerdings zum mindesten bei den verarmten mitteleuropäischen Staaten anzunehmen, dass bei der Einfuhr von Nahrungsmitteln und solchen Rohstoffen, die für den inneren Verbrauch des Landes verarbeitet werden, sowie von Fertigfabrikaten die geringeren Qualitäten eine verhältnismässig grössere Rolle spielen als vor dem Kriege. Ein statistischer Nachweis der Verschiebungen ist aber wohl kaum möglich. Man wird diese Fehlerquelle indessen nicht überschätzen dürfen. Ferner ist in Rechnung zu ziehen, dass der *Zwischenhandel mit Nahrungsmitteln und Rohstoffen* in manchen Ländern, wie Deutschland und Frankreich, stark abgenommen, in anderen, wie den Niederlanden, dagegen stark zugenommen hat. Nach dem Vorkriegswert berechnet, erscheint daher die Ein- und Ausfuhr in ersteren zu niedrig, in letzteren zu hoch. Die Bedeutung dieser Fehlerquelle lässt sich an folgendem Beispiel zeigen. Die französische Ein- und Ausfuhr belief sich, 1913 = 100 gesetzt, auf ⁽¹⁾:

	Einfuhr			Ausfuhr		
	1920	1921	1922	1920	1921	1922
Nahrungsmittel	131	102	120	88	80	69
Industriestoffe	84	74	107	65	66	76
Fabrikate	20	98	125	108	101	97
Postpakete	—	—	—	64	68	78
Gesamt	118	85	113	90	86	86

(1) Vgl. «Neue Zürcher Zeitung» vom 24. Mai 1923 (Nr. 598).

Die Ausfuhr von Industriestoffen ist stark eingeschränkt worden. Da aber bei der Einfuhr eine entsprechende Ersparnis eingetreten ist, wie die verhältnismässig niedrigen Einfuhrziffern zeigen, so geben die Ziffern der Gesamtausfuhr infolgedessen ein etwas zu ungünstiges Bild und ebenso auch die Ziffern der Gesamteinfuhr. Bei der Schweiz, deren Ausfuhr i. J. 1922 dem Vorkriegswerte nach 77 v. H. des Vorkriegsstandes erreicht hat, kommt eine Ausfuhr von Rohstoffen wenig in Betracht. Dieser Prozentsatz entspricht also der Wirklichkeit. Die schweizerische Ausfuhr hat demnach nur $\frac{3}{4}$, die französische dagegen annähernd den vollen Vorkriegsstand erreicht. Die schweizerische Einfuhr stellte sich nur auf 71 v. H. des Vorkriegsstandes, während man die französische auf mindestens 120 v. H. ansetzen muss.

Nach amtlichen und privaten ⁽¹⁾ Berechnungen hat der Aussenhandel Frankreichs, der Schweiz, Grossbritanniens, Deutschlands, Schwedens und Norwegens folgenden Stand erreicht (1913 = 100):

	Einfuhr			Ausfuhr		
	1920	1921	1922	1920	1921	1922
Frankreich	118	85	113	90	86	86
Schweiz	83	65	71	90	69	77
Grossbritannien	88	74	86	71	50	69
Deutschland	37	.	52	35	.	54
Schweden	.	78	91	.	53	82
Norwegen	146	88	.	90	64	.

Eine Korrektur dieser Zahlen lässt sich, wie gezeigt, vornehmen, wenn auch die Zahlen für Nahrungsmittel, Rohstoffe und Fabrikate getrennt berechnet sind oder getrennt berechnet werden können. Voraussetzung hierfür wäre, dass alle in Betracht kommenden Staaten in gleichmässiger Weise eine *Einteilung der Ein- und Ausfuhr in Nahrungsmittel, Rohstoffe und Fabrikate*

(1) Vergl. « Neue Zürcher Zeitung » Nr 598 und 697 vom 3 und 24 Mai 1923. Die Berechnung ist nach einer summarischen Methode für Schweiz, Deutschland und Frankreich durchgeführt und deshalb nur als provisorisch zu betrachten. Die deutschen Zahlen treffen jedenfalls nicht ganz zu, aber doch annähernd.

durchführen. Eine solche gleichmässige Einteilung ist durch die Brüsseler Konvention vom 31. Dez. 1913 beschlossen worden, aber, trotzdem die Konvention von fast allen Staaten der Erde unterschrieben worden ist, bisher ⁽¹⁾ nur von Deutschland durchgeführt worden. Aehnliche Einteilungen finden sich zwar bereits bei einer ganzen Reihe von Ländern, aber die Verteilung der Warengattungen auf die einzelnen Hauptgruppen weicht sehr stark voneinander ab.

Es wäre dringend zu wünschen, dass die Brüsseler Konvention wirklich allgemein durchgeführt würde. Indessen muss man sich darüber klar sein, dass man auch damit noch nicht über die ersten Anfänge einer internationalen Handelsstatistik hinausgelangen würde. Die Einteilung der Ein- und Ausfuhr in fünf Hauptgruppen gemäss der Brüsseler Konvention (Lebende Tiere, Nahrungsmittel und Getränke, Rohstoffe und Halbfabrikate, Fertigfabrikate, Gold und Silber) würde uns bei einer internationalen Vergleichung ein ganz interessantes Bild über den allgemeinen Charakter des Aussenhandels der verschiedenen Länder geben, also zeigen, wie bei den einen Staaten die Nahrungsmittelausfuhr oder Rohstoffausfuhr überwiegt, bei den anderen die Fabrikatenausfuhr, wie die einen Staaten stärker von Nahrungsmittel- oder Rohstoff- oder Fabrikateneinfuhr abhängig sind als die anderen, welche Verschiebungen im Laufe der Jahre eingetreten und dergleichen mehr. Sehr viel neue Erkenntnisse würden sich daraus aber nicht ergeben, so dankenswert immerhin eine zahlenmässig exakte Darstellung dieser Erkenntnisse zu begrüssen wäre. Man muss vielmehr einen Schritt weitergehen und *zu einer einheitlichen Warengruppierung zu gelangen suchen, die in detaillierterer Weise über die Zusammensetzung der Einfuhr und Ausfuhr der Länder Auskunft gibt.*

Eine solche Warengruppierung muss *systematisch einwandfrei* sein und deshalb folgenden Forderungen entsprechen. Die Warengattungen müssen einmal zu Gruppen von ungefähr gleicher Bedeutung zusammengefasst werden. Es ist dies ein Grundsatz, gegen den die meisten Warengruppierungen mehr oder weniger verstossen. Beispielsweise hat die amtliche deutsche Gruppierung besondere Gruppen für Waren aus Därmen sowie für Watte, Filze und nicht genähte Filzwaren, die französische für Korallen, Schwämme und dergl. unbedeutende Artikel. Auf der anderen Seite dürfen auch nicht bedeutende Warengattungen

(1) Abgesehen von Belgien, das diese Einteilung bereits hatte.

zu Gruppen zusammengefasst werden, die nach Gebrauchs- und Verbrauchsart ganz verschieden sind. Z. B. findet man in der amtlichen deutschen Gruppierung unter « Erzeugnisse des Acker, Garten- und Wiesenbaus » Getreide mit Baumwolle, Oelfrüchten, Tabak, Obst, Kolonialwaren usw. vereinigt; die schweizerische Gruppierung hat oft keine Trennung in Rohstoffe und Fabrikate, die französische fasst z. B. alle Erze zu einer Gruppe zusammen. Endlich müssen die Warengruppen so aufgestellt werden, dass sie ohne weiteres in Uebereinstimmung mit der Brüsseler Konvention von 1913 zu den 5 Hauptgruppen: Lebende Tiere, Nahrungsmittel und Getränke, Rohstoffe und halbfertige Waren, Fertigwaren, Gold und Silber zusammengefasst werden können.

Diese Grundsätze leiteten mich bei der Aufstellung der zwar noch nicht offiziell anerkannten, aber von Wissenschaft, Presse und Industrie jetzt fast ausschliesslich benutzten neuen Warengruppierung des deutschen Aussenhandels⁽¹⁾. Es sind folgende Warengruppen gebildet worden:

I. Lebende Tiere.

Darunter: Pferde.
Rindvieh.
Schweine.

II. Lebensmittel und Getränke.

Darunter: Weizen.
Roggen.
Gerste.
Hafer.
Mais, Dari.
Reis.
Malz.
Mehl, Graup. u. a. Müllereierzeugn.
Kartoffeln, frisch.
Speisebohnen, Erbsen, Linsen.
Küchengewächse (Gemüse u. dgl.).
Obst.
Südfrüchte.
Zucker.
Kaffee.
Tee.
Kakao, roh.
Kakaopulv., Schokol. u. War. dar.

Fleisch, Speck, Fleischwürste.
Fische.
Milch, Butter, Käse.
Schmalz, Oleomargarin.
Talg v. Rindern u. Schaf., Presstalg.
Margarine u. ähnliche Speisefette.
Pflanzl. Oele u. Fette (auch techn.).
Salz.
Sprit und Brennspiritus.
Likör u. anderer Trinkbranntwein.
Wein und Most.
Bier.

III. Rohstoffe u. halbfertige Waren.

Darunter: Rohseide u. Florettseide.
Wolle u. andere Tier- } roh od. ge-
haare } krepelt,
Baumwolle } gekämmt
Flachs, Hanf, Jute usw. } usw.; Abfäll.
Lamm- und Schaffelle, behaart.
Kalbfelle und Rindshäute.
Felle zu Pelzwerk, roh.
Sonstige Felle und Häute.
Tierfett u. Tran f. gewerbl. Zwecke.
Därme, Magen, Blasen v. Vieh, Lab.

(1) Sie erscheint allmonatlich in « Wirtschaft und Statistik », der halbamtlichen Zeitschrift des Statistischen Reichsamts.

Hopfen.
 Rohtabak.
 Nichtöhlhaltige Sämereien.
 Oelfrüchte und Oelsaaten.
 Oelkuchen, Oelkuchenmehl, Mandelkleie.
 Bau- und Nutzholz.
 Holz zu Holzmasse.
 Holzschliff, Zellst. u. s. Papiermass.
 Gerbstoffe (s. a. unter Fertigwar.).
 Harze, Schellack, Gummi
 Kautschuk, Guttapercha, Balata und Abfälle.
 Steinkohlen.
 Braunkohlen.
 Koks.
 Presskohlen.
 Mineralöle.
 Mineralphosphate.
 Zement.
 Sonstige Steine und Erden.
 Eisenerze.
 Gasreinigungsmasse, Schlacken usw.
 Manganerze.
 Wolframerze.
 Schwefelkies u. and. Schwefelerze.
 Sonstige Erze und Metallaschen.
 Eisen
 Kupfer
 Blei
 Zinn
 Sonst. unedl. Metalle
 Eisenhalbzeug (Rohluppen usw.).
 Kalisalze.
 Schwefelsaure Kalimagnesia.
 Thomasphosphatmehl.
 Superphosphate.
 Sonst. chem. Rohst. u. Halberzeugn.

IV. Fertige Waren

Dar. Kunstseide u. Florettseidengarn.

Garn	} Wolle u. and. Tierhaaren.
aus	
	} Baumwolle.
Gewebe u.	} Seide und Kunstseide.
and. nicht-	
genähte	} Wolle u. a. Tierhaaren.
Waren aus	} Baumwolle.
	} Flachs, Hanf, Jute usw.

Kleidung und Wäsche.
 Leder.
 Schuhwerk, Sattler- u. a. Lederwaren.
 Pelze u. Pelzwaren.
 Tabak, Zigarren, Zigaretten.
 Paraffin, Kerzen, Seifen u. andere Waren aus Wachs oder Fetten.
 Möbel und andere Holzwaren.
 Kautschukwaren.
 Films, unbelichtet und belichtet.
 Sonst. War. a. Zelluloid, Galalith u. ä.
 Papier und Papierwaren.
 Bücher, Musiknoten.
 Gerbstoffe (s. auch unter Rohstoffe)
 Farben und Farbwaren.
 Schwefelsaures Kali, Chlorkalium.
 Soda, roh oder kalzinirt.
 Sonst. chem. u. pharm. Erzeugn.
 Ton- u. Porzellanw. (auss. Ziegeln)
 Glas und Glaswaren.
 Waren aus Edelmetallen.
 Röhren und Walzen.
 Wa- }
 ren } Stab- und Formeisen.
 aus } Blech und Draht.
 Ei- } Eisenbahnoberbaumaterial
 sen } Teile, Kessel, Zubeh. v. Masch.
 } Messerschmiedewaren.
 } Sonstige Eisenwaren.
 Waren aus Kupfer.
 Vergoldete u. versilberte Waren.
 Sonst. Waren aus unedlen Metallen.
 Musikinstrumente, Phonographen u. dgl. Uhren.
 Sonst. Erzeugn. d. Feinmechanik (Apparate, Instrumente, Schreibmaschinen usw.).
 Kinderspielzeug.
 Textilmaschinen (einschl. Teile).
 Dampflokomotiven, Tender.
 Werkzeugmaschinen.
 Landwirtschaftl. Maschinen.
 Sonst. Maschinen (ausser elektr.).
 Elektr. Maschinen (einschl. Teile).
 Sonstige elektrotechn. Erzeugn.
 Kraftfahrzeuge, Kraftfahräder.
 Fahrräder, Fahrradteile.

Dazu kommt noch als 5. Hauptgruppe: Gold und Silber, nicht bearbeitet, Gold- und Silbermünzen.

Versuche haben ergeben, dass diese Warengruppierung beispielsweise ohne unüberwindliche Schwierigkeiten sich auch bei Frankreich und England durchführen lässt. Dasselbe ist für alle grösseren Staaten anzunehmen, die über eine genügend detaillierte Handelsstatistik verfügen. Es wäre natürlich etwas anmassend, zu verlangen, dass die deutsche Warengruppierung ohne weiteres international durchgeführt würde, doch möchte ich auf Grund meiner intensiven Beschäftigung mit der Materie (die Warengruppierung ist von mir erst nach eingehenden Vorstudien und Versuchen aufgestellt worden) annehmen, dass die Gruppierung für die meisten Staaten zum mindesten als Grundlage für eine internationale Vereinbarung brauchbar ist. Die Brauchbarkeit erklärt sich aus der Vielgestaltigkeit des deutschen Aussenhandels infolge der zentralen Verkehrslage Deutschlands und der Vielseitigkeit seiner Bedürfnisse und seiner Erzeugnisse. Auf jeden Fall darf aber eine etwaige andere Gruppierung nicht gegen die oben erwähnten Grundsätze verstossen. Es muss um jeden Preis vermieden werden, dass eine methodisch nicht einwandfreie unsystematische Gruppierung, die wesensverschiedene Warengattungen zu Gruppen vereinigt oder eine Gruppenbildung bei wenig bedeutenden, für die Weltwirtschaft keine Rolle spielenden Warengattungen ängstlich umgehen will, international auf Jahrzehnte festgelegt wird.

Es muss auch gefordert werden, dass die Gruppierung nicht so detailliert ausfällt wie beispielsweise die (systematisch im Uebrigen ausgezeichnet durchgearbeitete) italienische, da sonst insbesondere die kleineren Staaten mit der Einordnung ihrer Warennummern in die einzelnen Gruppen in Verlegenheit kommen würden. In einzelnen Fällen ist die Unmöglichkeit der Einordnung bei jeder Gruppierung gegeben. Diese Gefahr wächst aber, je weiter man die Gruppierung detailliert. Man wird sich deshalb auf höchstens 150 Gruppen beschränken müssen (die deutsche Gruppierung umfasst 130 Gruppen). Das hindert selbstverständlich nicht, dass jeder Staat nach eigenem Belieben für seine eigenen Zwecke einzelne Gruppen weiter unterteilt; ja, dieser Weg ist sogar sehr zu empfehlen, soweit bestimmte Import- oder Exportartikel für ein Land eine besondere Bedeutung haben. Ebenso bestehen keine Bedenken, dass Staaten, bei denen einzelne Warengruppen nur eine geringe

Rolle spielen, je zwei oder auch mehr Gruppen zusammenfassen. Eine solche Zusammenfassung würde auch dann in Betracht kommen, wenn die Einordnung von gewissen statistischen Warennummern Schwierigkeiten bereitet oder unmöglich ist.

Voraussetzung einer solchen gleichheitlichen, für alle Staaten übereinstimmenden Warengruppierung wäre nun allerdings, dass in allen Staaten die ein- und ausgeführten *Warenmengen in derselben Gewichtseinheit* oder jedenfalls in solchen Gewichtseinheiten deklariert werden, die sich auf eine und dieselbe Gewichtseinheit umrechnen lassen. Leider ist diese Voraussetzung bisher nur teilweise gegeben. Insbesondere das britische Reich und die Vereinigten Staaten registrieren leider die Mengen in den verschiedensten Einheiten, und zwar nicht nur in Gewichtseinheiten, sondern auch in Hohlmassen, Längenmassen, Stückzahl; ja bisweilen werden überhaupt keine Mengen, sondern nur Werte registriert. Die Registrierung nach einer einheitlichen Gewichtseinheit hat gewiss vielfach etwas Gewalttames, ist aber für eine internationale Vergleichbarkeit der Handelsstatistik eine unumgängliche Notwendigkeit.

Vor dem Kriege hätte man sich wie beim Gesamthandel mit den Werten behelfen können, um eine vergleichende Uebersicht des Aussenhandels der wichtigsten Staaten nach Warengruppen zu gewinnen, da die Valuten auf Goldpari standen und die Preisbewegung verhältnismässig gering war. Seit dem Kriege bieten die Werte keine Vergleichsmöglichkeit mehr. Abgesehen von den starken Schwankungen des derzeitigen Preisniveaus sind die deklarierten oder taxierten Einfuhr- und Ausfuhrwerte namentlich in den Ländern mit stark gesunkener Valuta, soweit sie überhaupt noch veröffentlicht werden, äusserst problematisch, sodass auch ihre Umrechnung in Gold keine brauchbaren Resultate ergeben würde. Der einzige Weg, um eine wertmässige Vergleichbarkeit der Warengruppen zu erzielen, ist der, dass man ebenso wie beim Gesamthandel zur Bewertung derselben die Preise von 1913 zugrundelegt. Man muss dabei in Kauf nehmen, dass die Preise sich seit 1913 nicht gleichmässig entwickelt haben, dass man daher im einzelnen, wie z. B. bei Kautschuk, Werte erhält, die in keinem Verhältnis zu den sonstigen Werten der Ein- und Ausfuhr stehen. Aber abgesehen von solchen Einzelfällen, die ja schliesslich auch in irgendeiner Form korrigiert werden können, würde die Verwendung der Vorkriegswerte ein im Grossen und Ganzen zutreffendes

Bild von der relativen Bedeutung der einzelnen Warengruppen in den einzelnen Staaten bieten. In der folgenden Uebersicht sind die *Vorkriegswerte der Einfuhr von einigen Warengruppen* für einige Länder zusammengestellt, um ein Bild von der Brauchbarkeit solcher Berechnungen zu vermitteln (Angaben in 1000 Pfund Sterling).

Waren- gruppen	England	Deutschld.	Frankreich	Italien	Schweiz
1913					
Weizen	43.849	20.426	14.302	16.310	5.122
Gerste	8.077	19.108	903	224	156
Hafer	5.672	2.958	4.404	807	1.199
Mais	13.770	4.989	3 959	2.207	757
Reis	2.270	5.086	2.744	50	195
Kartoffeln	2.589	1.217	2 099	14	299
Kaffee	2.923	10.755	8.914	2.211	746
Tee	13 782	394	189	1	75
Kakao, roh	2.283	3.284	1 850	187	676
1922					
Weizen	39.909	11.172	6.179	23.484	3.678
Gerste	4.570	1 576	415	386	312
Hafer	2.922	531	2.737	.	824
Mais	10.420	5.892	3.592	3.100	793
Reis	1.450	2 019	1.879	8	173
Kartoffeln	942	534	3 314	0	197
Kaffee	3.788	2.361	13.550	2.904	857
Tee	15.813	257	195	20	66
Kakao, roh	4.181	4.610	2.569	440	196

Was hier geboten ist, ist wirkliche internationale Handelsstatistik und gleichzeitig wertvolle nationale Handelsstatistik. Die Ziffern sind nämlich sowohl horizontal wie vertikal vergleichbar; Mengenangaben würden dagegen nur horizontal vergleichbar sein. Bei der horizontalen Vergleichung muss allerdings die Grösse des Landes beachtet werden; die Vergleichbarkeit kann demnach bei Berechnung auf den Kopf der Bevölkerung noch erhöht werden. Durch horizontale Vergleichung verschaffen wir uns ein Bild über die Höhe der Einfuhr von Getreide, Reis, Kartoffeln usw. in den einzelnen Ländern, mithin über ihre Abhängigkeit in den einzelnen Einfuhrartikeln von ausländischen Bezugsquellen (vom Weltmarkte). Stellt man die Ziffern mehrerer Jahre zusammen, wie hier beispielsweise für 1913 und 1922, so gewinnt man auch Einsicht in die zeitliche Verschiebung

dieser Abhängigkeitsverhältnisse. Bei vertikaler Vergleichung kann man feststellen, welche relative Bedeutung die einzelnen Warengruppen für die einzelnen Länder haben. Man kann die besondere Bedeutung der Einfuhr Englands an Weizen und Mais sowie Tee beobachten, während die Kaffeeinfuhr in Deutschland und Frankreich eine besonders grosse ist; ferner die starke Erhöhung der Kakaoeinfuhr in England, Deutschland, Frankreich, den starken Rückgang in der Schweiz. Die Gersteneinfuhr war vor dem Kriege in Deutschland sehr hoch, jetzt ist sie dagegen sehr gering; von Bedeutung war sie sonst nur bei England. Die Kaffeeinfuhr Frankreichs hat sich ver- anderthalbfacht, diejenige Deutschlands ist dagegen auf den 5. Teil gesunken. Englands Kartoffeleinfuhr war 1922 ver- hältnismässig gering. Deutschlands Weizeneinfuhr belief sich 1922 trotz des Rückgangs seiner eigenen Getreideproduktion auf wenig mehr als die Hälfte gegenüber 1913. Dagegen war Italiens Weizeneinfuhr wesentlich stärker als vor dem Kriege.

So lassen sich also schon bei diesen wenigen Beispielen eine Fülle interessanter Tatsachen feststellen, und damit ist wohl schon allein der Beweis erbracht, dass die Durchführung solcher Berechnungen ⁽¹⁾ von grösstem internationalen Interesse ist und dass durch solche Berechnungen überhaupt erst eine wirkliche internationale Handelsstatistik geschaffen wird. Nur auf diese Weise gelangt man zu Ziffern, die man zueinander in Beziehung setzen kann.

Aber auch mit der Aufstellung einer einheitlichen Waren- gruppierung sind die Aufgaben der internationalen Handelssta- tistik noch nicht erschöpft. Ein weiteres, allerdings schwer erreichbares Ziel ist die *Aufteilung der Warengruppen nach Ländern*. Nur dann würde man einen wirklichen Einblick in die Handelsbeziehungen von Land zu Land und einen Ueberblick über die Verflechtung der internationalen Handelsbeziehungen gewinnen. Während man aber, vorausgesetzt, dass man über die nötigen Hilfskräfte verfügt, eine einheitliche Warengrup- pierung auf Grund der veröffentlichten nationalen Handelssta-

(1) Das deutsche Statistische Reichsamts hat sich für die Durchführung solcher Berechnungen infolge Personalmangels und anderer Gründe, deren Erörterung hier nicht am Platze wäre, nicht als geeigneter Boden erwiesen. Aehnliche Schwierigkeiten werden sich bei den anderen nationalen Landes- ämtern ergeben. Man wird deshalb alle Hoffnungen auf internationale sta- tistische Institute setzen müssen, denen sich hier ein fruchtbares und aussichtsvolles Arbeitsgebiet erschliesst.

tistiken selbst durchführen könnte, würde man bei einer Aufteilung nach Ländern auf die Mitwirkung der nationalen statistischen Aemter angewiesen sein. Die Veröffentlichung des Aussenhandels nach Ländern lässt sehr viel zu wünschen übrig, vor allem in der Jetztzeit. Eine eingehende Darstellung erfolgt in der Regel nur jährlich, aber die sog. Jahressbände der nationalen Handelsstatistiken erscheinen zur Zeit vielfach überhaupt nicht, jedenfalls aber mit grosser Verspätung. Es handelt sich dabei um voluminöse Publikationen, die im Zeitpunkt des Erscheinens meistens nur noch historisches Interesse haben, deren Verwendung in Praxis und Wissenschaft in keinem rechten Verhältnis zu der aufgewendeten Arbeit und den aufgewendeten Kosten steht.

Wenn durch internationale Vereinbarung eine einheitliche Warengruppierung, sei es an Stelle, sei es neben den bisherigen nationalen Warengruppierungen, durchgeführt würde, so würde bei einer Aufteilung dieser Warengruppen nach Ländern eine Publikation des Aussenhandels nach Ländern in der bisherigen, bis auf die einzelnen statistischen Nummern detaillierten Form in gewissem Umfange entbehrlich werden. Technische Schwierigkeiten und Kosten würden bei einer derart vereinfachten Publikation keine wesentliche Rolle spielen, vorausgesetzt, dass man es versteht, die tabellarische Aufarbeitung geschickt zu organisieren. Eine Veröffentlichung der Jahresergebnisse würde dann bald nach Jahresschluss erfolgen können. Ja, es steht sogar nichts in Wege, dass eine Aufteilung nach Ländern oder doch wenigstens nach den wichtigsten Ländern jeden Monat erfolgt. Frankreich und Italien veröffentlichen bereits monatlich nach Warengruppen aufgeteilte Uebersichten über ihren Aussenhandel mit den wichtigsten Ländern und bringen damit den Beweis, dass die monatliche Aufstellung solcher Länderübersichten durchaus im Bereich der Möglichkeit liegt und lediglich eine Frage der tabellarischen Organisation ist. Allerdings würde, soweit die Staaten nicht auf ihre bisherige Warengruppierung verzichten wollen, für die gemeinsame Warengruppierung die Anlegung besonderer Tabellen erforderlich sein.

Eine Länderübersicht über Deutschlands Einfuhr an einzelnen Warengruppen im Jahre 1913 würde beispielsweise folgendermassen aussehen (Mengen in metrischen Tonnen):

Warengruppen	Grossbri- tannien	Frank- reich	Oester- reich Ungarn	Italien	Schweiz	Nieder- lande	Russland	Verein- igte Staaten
<i>Lebensmittel</i>								
Weizen	123	87	165	—	17	2.249	519.300	1005.408
Gerste	137	12	136.109	21	—	531	2785.743	187.966
Hafer	51	32	110	—	71	7.7	271.976	55.238
Kartoffeln	250	1.377	2.330	45.906	234	195.212	59.952	—
Küchengewächse	823	20.871	27.889	63.345	275	167.477	2.262	1
Obst u. Südfrüchte	144	261.817	109.344	189.477	2.420	46.560	2.263	57.272
Fleisch u. Speck	593	3.778	3.938	88	437	18.660	13.949	1.965
Fische	152.944	630	1.670	401	141	89.232	2.402	6.312
Milch, Butter, Käse	89	7.708	6.244	906	22.608	35.459	36.231	1
<i>Rohstoffe</i>								
Wolle u. a. Tierhaare	16.568	13.982	5.819	981	854	523	4.631	4.935
Baumwolle	12.726	8.893	11.737	1.607	3.814	3.405	13	410.067
Flachs, Hanf, Jute nsw.	1.570	704	21.801	19.834	84	4.284	110.778	372
Kalbfelle u. Rindshäute	2.040	20.250	22.124	5.243	6.344	5.783	14.507	3.886
Oelkuchen	35.352	56.979	45.954	3.689	1.012	29.459	320.173	215.736
Bau- u. Nutzholz	1.069	25.628	1773.172	2.390	9.852	38.896	2832.561	444.568
Steinkohlen	9209.453	8.064	492.650	—	451	510.472	1.193	566
Eisenerze	325	3810.887	105.983	19.616	1	12.171	489.382	819
Eisen	112.539	54.407	20.816	2.344	15.452	5.470	7.733	8.513
Kupfer	3.945	1.151	4.820	472	969	876	421	200.190

Voraussetzung der Aufstellung solcher Uebersichten ist, dass die Staaten die ein- und ausgeführten Mengen in derselben Gewichtseinheit registrieren, oder dass die Vorkriegswerte dieser Mengen berechnet werden. Letzteres dürfte allerdings eine etwas zu weitgehende Forderung sein, falls man auf die Umrechnung jeder einzelnen statistischen Warennummer Wert legt und sich nicht damit begnügt, die Mengen der Warengruppen mit ihrem Durchschnittswert von 1913 zu multiplizieren. Auf die Mengenangaben würde man trotzdem ebensowenig wie bei der gesamten Ein- und Ausfuhr an Warengruppen verzichten können; andererseits würde man auf Wertangaben für die einzelnen Länder kaum allzuviel Gewicht zu legen brauchen, wenn die Mengen nach derselben Gewichtseinheit festgestellt werden können, da das Bedürfnis, die Ziffern auch bei den einzelnen Ländern vertikal vergleichen zu können, nicht allzugross ist. Es würde genügen, wenn die Werte der Gesamtmengen der ein- und ausgeführten Warengruppen berechnet sind, da das Wertverhältnis der Warengruppen in den einzelnen Ländern, im Grossen und Ganzen genommen, ein ähnliches ist.

Eine Aufteilung der Warengruppen nach Ländern gewährt einen übersichtlichen Einblick in die Handelsbeziehungen zwischen den einzelnen Ländern. Aus obenstehender Tabelle erkennen wir die Bedeutung der Einfuhr Deutschlands im Jahre 1913 an Fischen und Steinkohlen aus England, an Obst und Südfrüchten aus Frankreich und Italien, an Gerste und Hafer aus Russland, an Milch, Butter und Käse aus den Niederlanden, Schweiz und Russland, an Bau- und Nutzholz aus Oesterreich-Ungarn und Russland, an Eisenerzen aus Frankreich, an Weizen, Baumwolle und Kupfer aus den Vereinigten Staaten.

Stellt man derartige Länderübersichten vollständig für mehrere Länder auf, so erhält man auch die bisher fehlende sichere Grundlage für eine Untersuchung, inwiefern die Verschiedenheit der statistischen Anschreibungsmethoden ⁽¹⁾ der einzelnen Länder die Handelsstatistik beeinflusst. Man kann dann nämlich die korrespondierenden Ein- und Ausfuhrzahlen miteinander vergleichen, wie beispielsweise die Einfuhr Deutschlands an Steinkohlen aus England mit der Ausfuhr Englands an Steinkohlen nach Deutschland. Da die einen Länder als Herkunfts- und Bestimmungsland das Ursprungs- und Verbrauchsland anschreiben, andere dagegen das Land, aus bzw. in dessen Eigenhandel die Waren kommen bzw. gehen, so ergeben sich wesentliche Differenzen. Man kann weiter Untersuchungen darüber anstellen, inwieweit eine erhebliche Entfernung der im Warenaustausch stehenden Länder voneinander auf die Ergebnisse der Handelsstatistik einwirkt und anderes mehr. Bisher ist eine befriedigende systematische Untersuchung solcher Fragen nicht möglich gewesen. Internationale Vereinbarungen über Vereinheitlichung der Anschreibungsmethoden würden ganz wesentlich erleichtert werden, wenn man sich durch sichere statistische Grundlagen zunächst einmal über die tatsächlichen Verschiedenheiten der handelsstatistischen Daten ein zuverlässiges Bild machen könnte.

Im Vorstehenden glaube ich nicht nur die Bedeutung, sondern auch die Durchführbarkeit einer wirklichen internationalen Handelsstatistik nachgewiesen zu haben. Ich möchte mit einem Appell an die internationalen statistischen Institute in Brüssel und im Haag schliessen, der Durchführung einer solchen Statistik ihre besondere Aufmerksamkeit zuzuwenden.

⁽¹⁾ Ueber die Methoden der Handelsstatistik vgl. A. DE PIETRI-TONELLI, *Le fonti internazionali della statistica commerciale*, « Metron », Bd. I N. 3 und Bd. II N. 4.

DR. WILHELM FELD

Internationale Bibliographie der Statistik der Kindersterblichkeit

Die nachfolgenden Zusammenstellungen wurden ursprünglich angeregt durch die Bitte eines befreundeten Gelehrten um Mitarbeit an einem Handbuch der Säuglingsfürsorge, das leider während des Erscheinens abgebrochen werden musste. Die Sammlung des Materials begann im Jahre 1910 und wurde bis in die neueste Zeit fortgesetzt. Immerhin ist das Schrifttum der allerletzten Jahre nicht mehr systematisch durchgesehen worden, teils aus Mangel an Zeit infolge Ueberhäufung mit anderen Arbeiten, dann aber auch in der Erwägung dass für die letzten Jahre manche guten bibliographischen Hilfsmittel zur Verfügung stehen und dass doch wohl auch die Hochflut der einschlägigen Untersuchungen abgeebbt hat.

Besondere Aufmerksamkeit wurde den früheren Zeiten gewidmet, und der Herausgeber schmeichelt sich der Hoffnung, manche älteren Abhandlungen ausgegraben zu haben, deren Kenntnis selbst unter den engeren Fachleuten kaum mehr vorhanden war, aber auch jetzt noch sachlichen Wert oder doch historischen Reiz besitzt. Insofern dürfen die folgenden Blätter auch für eine gewiss nicht uninteressante Geschichte der Meinungen über die Kindersterblichkeit als sozialer Erscheinung gute Unterlagen bieten.

Die Anführungen wurden soweit irgend möglich nach persönlicher Einsicht in die originalen Veröffentlichungen gemacht. Bibliographische Genauigkeit wurde in erster Linie erstrebt, ohne dass sie zwar in allen Fällen erreicht werden konnte. Nur wer einmal ähnliche bibliographische Sammlungen versuchte, kann ermessen welche Unsumme von Arbeit und ver-

geblichem Suchen oft in einem einzigen vollständigen Zitat steckt. Der Schnelligkeitstaumel und die Vielgeschäftigkeit, die in den letzten Jahrzehnten leider auch die wissenschaftliche Arbeit ergriffen haben, lassen die Zuverlässigkeit und Gründlichkeit oft Schaden leiden. Das gelehrte Handwerk, die wissenschaftliche Akribie im guten Sinne ist grossenteils verloren gegangen. Und so zitiert man denn oft aus dritter und vierter Hand, ohne je das Original eingesehen zu haben, Auf diese Weise haben sich falsche Zitate generationenweise fortgeschleppt.

Mit Freuden entledigt sich der Bearbeiter der angenehmen Pflicht, den manchen Bibliotheken öffentlich zu danken, die ihm bei der Sammlung des Materials behilflich waren. Vor allem waren es die Bibliothek des Statistischen Amtes der Stadt Zürich, die Stadtbibliothek sowie die Kantonsbibliothek, die Bibliothek der medizinischen Gesellschaft, alle in Zürich, die Bibliothek des Eidgenössischen Statistischen Büro, die Stadtbibliothek Bern, die hessische Landesbibliothek in Darmstadt, die Bibliothek der Statistischen Zentralkommission in Wien, die Staatsbibliotheken der Uffizien in Florenz und der Brera in Mailand, die Bibliothek des « Ospedale maggiore » in Mailand sowie die des Fürsorgeseminars der Universität Frankfurt. In den meisten dieser Bibliotheken habe ich die Geduld der Beamten in hohem Masse in Anspruch nehmen müssen und doch stets bereitwilligstes Entgegenkommen gefunden.

Berichtigungen der Bibliographie und Ergänzungen für die ältere wie die neueste Zeit werden dankbar entgegengenommen von der Schriftleitung dieser Zeitschrift und von dem Fürsorgeseminar der Universität Frankfurt a/M, Stiftstrasse 30. Gelegentliche Veröffentlichung dieser Nachträge ist vorgesehen.

Aachen :s. *Elfert* (1914)s. *Säuglingssterblichkeit* (1912)**Abba F.**, Il risorgimento sanitario italiano. Pubblicazioni della Società Piemontese d'igiene 1910.**Abbot, Samuel W.** The vital statistics of Massachusetts. A forty years' summary = 28th Annual Report of the State Board of Health of Massachusetts. 1897. (Darin Säuglingssterblichkeit von 1856-1895. Verbesserte Zahlen zugleich bis 1905, bei Phelps = Publ. am. statist. assoc. II S. 256).**Abelsdorff, Walter.** Die Säuglingssterblichkeit in einigen deutschen Grossstädten in den Jahren 1903-1910 mit Rücksicht auf die Errichtung der Säuglingsfürsorgestellen = Zeitschrift für Säuglingsfürsorge. 5 (1912) S. 427-432.**Académie de Médecine, Paris.** Discussion sur la mortalité des nourrissons = Bull. de l'Académie de médecine. Bd. 31, 32, 34, 35. (1866, 1869, 1870).**Aderkas, O. v.** Der internationale Kongress für Kinderschutz und Bekämpfung der Kindersterblichkeit in Brüssel = Edition XXIX der Kanzlei für Verwaltung sämtlicher Kindersäle des Ressorts der Anstalten der Kaiserin Maria. Petersburg 1907 (russisch)**Aerztetag.** Bericht der zur Säuglingsernährungsfrage ernannten Kommission an den 12. deutschen Aerztetag = Beilage zum ärztlichen Vereinsblatt, Leipzig 1884.**Aerztlicher Verein, München.** Grundsätze über (bezw. Schlussätze für) die Besprechung der Kindersterblichkeit im 1. Lebensjahre = Bayer. aerztl. Intelligenzblatt 1874 bzw. 1876 S. 27 (Vgl. auch Escherichs Entgegnung daselbst 1876 S. 50).**Ager, Louis C.** Summer infant mortality = Medical News (New York) 1905 4 Februar.

— Some facts regarding Brooklins summer infant mortality = American journal of obstetrics. Juli 1909.

Albu, Ueber die Säuglingssterblichkeit in Berlin und die Mittel zu ihrer Verringerung. = Monatsblatt. f. med. Statist. u. öffentl. Gesundheitspflege. Beilage zu *Göschens* Deutscher Klinik Berlin 1870 Nr. 6 (Sterblichkeit in den nach der Wohlhabenheit geordneten 28 evang. Parochien Berlins).

— Die Sterblichkeit der Kinder des 1. Lebensjahres in Berlin = Oesterr. Jahrbuch für Pädiatrik. 1 (1872) S. 55.

— Beiträge zur Berliner Mortalitätsstatistik = Berl. Klin. Wochenschr. 1876. S. 231-233; 246-249; S. 279-280.

Alden, Margaret. Child life and labour. 1907 (?) (Darin Kapitel über Säuglingssterblichkeit).**Alexandrie, Municipalité d'.** Rapport sur la mortalité infantile (von E. G. *Carpenter*) Alezandrie 1909. 40 S.— Rapport sur les services sanitaires municipaux en 1909 (von E. *Gotschlich*). Alexandrie 1910.**Alfaro, G. Araoz.** Etiología y profilaxia de los trastornos gastro-enterostinales de los niños en Buenos Aires = Congresso Cientifico latinoamericano 1898.**Allaria, G. B.** Sulle condizioni sanitarie della prole operaia. Torino 1909.**Allen, Nilla F.** Infant mortality. Results of a field study in Saginaw, Mich. Based on births in one year = Infant mortality series N. 9. Childrens Bureau Publication N. 52. Washington 1919.**America.** United States: Employment of women and infant mortality = Report on condition of women and child wage - earners in the United States. Special Reports made by the Bureau of Labour and printed as Senate Document N. 645, 61st Congress, 2d. Session Volume 3 (1912).— Department of Labour. Childrens Bureau: Illegitimacy as a child - welfare Problem. by *Lundberg and Lenroot* Bureau Publication N. 66 u. 75 (1920 u. 1921).

- **Infant Mortality Series: *Infant Mortality*** in Johnstown Pa. by Emma Duke (1915 Bureau Publication N. 9); in Montclair N. J. (1915 N. 11); in Manchester N. H. by Beatrice Sheets Duncan and Emma Duke (1917 N. 20); in Waterburg, Conn. by Steele B. Hunter (1918. N. 29); in Brockton, Man. by Mary V. Dempsey (1918. N. 37); in Saginaw, Mich. by Nila F. Allen (1919, N. 68); in Akron, Ohio by Theresa S. Haley (1920 N. 72); in Pittsburgh by Glenn Steele (1921 N. 86); in Baltimore usw.
- American Association for study and prevention of infant mortality.** Transactions of annual Meeting.
- Amsterdam,** Statistiek der Bevolking van Amsterdam in het Jaar 1899 (Tableaux de Statistique démographique d'A. pendant l'année 1899) = Statistische Mededeelingen uitgeven door het Bureau van Statistiek der Gemeente Amsterdam N. 5 (1900). Darin Diagramm über Witterung und Todesursachen, u. a. Magendarmkrankheiten, nach Wochen).
- Décès d'enfants au dessous de 1 an pendant les années 1875-1899 répartis selon les mois. Amsterdam, Pays-Bas, France, Bavière, Munique = Statistisch Jaarboek der Gemeente Amst. (Annuaire statistique de la ville d'A.) Jaar 1903 en 1904 (1907) I. Hälfte, Anhang S. 6-10 (Nur Tabellen).
- Verzeichnis der in der statistischen Abteilung der Internationalen Hygieneausstellung Dresden 1911 vom stat. Amt (Amsterdam) vorgeführten graphischen Darstellungen nebst erläuterndem Zahlenmaterial = Statist. Mitteilungen veröffentl. vom Statist. Amt der Stadt Amsterdam, 31 (1911) (Vgl. auch Heft 43).
- in demographisch en hygiënisch opzicht (au point de vue démographique et hygiénique) = Statistische Mededeelingen N. 43 (1913) 64 S. (Erläuterungen zu den graphischen Darstellungen in Gent und der Dresdener Hygiene — Ausstellung. Mit zahlreichen Abbildungen Ausführlichere Zahlen in Heft 31).
- Catalogue de livres et brochures de la Bibliothèque administrative et de la bibliothèque du Bureau de Statistique. le livraison: Protection des nourrissons et des mères et mortalité infantile = Communications statistiques, N. 46 (1915) A. 22 S.
- s. *Sallet*, R. H. (1907).
- s. *Verdonck* (1923).
- s. *Verzeichnis* (1911)
- s. *Statistique démographique* (1911 und 1912)
- Andrae**, A. Eine Sterblichkeitstafel für Kinder = Masius' Rundschau, Blätter für Versicherungswissenschaft N. F. 16 (1904) S. 264.
- Andreucci**, Ottavio. La mortalità dei bambini in relazione alla soppressione delle ruote negli ospizi degli esposti, alle sale dei lattanti o presepi) ed ai sovvenimenti di balatico. Firenze 1871. 100 S.
- Annuaire International de Statistique**
s. *Institut International de Statistique* (1917)
- Andrews, O. L.:**
s. *Mc. Laughlin*, A. J. (1910).
- Ansell**, Charles. On the rate of mortality at early periods of life, the age at marriage, the number of children to a marriage, the length of a generation and other *Statistics of families* in the upper and professional classes, London 1874. (Mit Unterstützung der National Life Assurance Society).
- Appia**, L. De l'influence des premiers soins donnés à l'enfance sur la statistique mortuaire de cet âge = La médecine usuelle, Paris 1876.
- Artizan**, The. (Die Gesundheitsverhältnisse der Arbeiter in Städten) = Oktoberheft 1842 (von Friedr. Engels mehrfach benutzter Artikel).
- Ascher**, Louis. Zur Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit vom sozialhygienischen Standpunkte = Münchener med. Wochenschrift 50 (1903) S. 1558 (Statistik für Königsberg in Preussen ab 1877)
- Das Haltekinderwesen im Königsberg in Pr. = Vierteljahrsschr. f. gerichtl. Medizin u. öffentl. Sanitätswesen. 3. F. 22 (1903)

- Die Abnahme der Säuglingssterblichkeit in Königsberg i. Pr. = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge I (1907) S. 199-208.
- Assistance Publique** à Paris, Administrations de l':
s. *Mortalité*, Note sur la — des enfant (vor 1877)
- Assmann**, E. Ueber die Sterblichkeit im 1 Lebensjahr. Diss. Berlin 1873.
- Association** — American - for study and prevention of infant mortality. List of diagrams for the meeting at Baltimore 1910:
s. *Diagrams*.
- Astor**, Säuglingssterblichkeit und Geburtenrückgang = Protokoll der 98. Sitzung des deutschen Reichstags v. 25. Januar 1913 S. 3290/93.
- Atlante** statistico del Regno d'Italia. Diagrammi di demografia italiana. Hrschgb. v. d. Direzione generale della statistica Roma 1882 in fol. obl. Mit. 6 Tafeln (darin Mortalità par età in 2 Tafeln).
- Ausbau** der städtischen Jugendfürsorge in Wien:
s. *Gold* (1917).
- Ausdruck**, der statistische — für die Säuglingssterblichkeit = Mitteil. des (Württemb.) Statist. Landesamtes 1916.
- Ausset**, Edouard. La mortalité des enfants du premier âge à Lille = Ann. de Méd. et de chirurgie infant. 1901 15 Dez.
— La mortalité infantile dans le Nord = Revue d'hyg. et méd. infant. 4 (Paris 1905)
— Le bilan des consultations de nourrissons et des gouttes de lait .
- Australien** :
Official Year Book of the Commonwealth. 8. (1915) S. 169; 210
s. *Knibbs*.
s. *Year - Book* (1911).
- Baden** :
Der Verlauf der Säuglingssterblichkeit im Grossherzogt. Baden von 1852-1895 = Beitrag zur Statistik der inneren Verwaltung Baden. 46. Heft, 1. Abteilg.
— Säuglingssterblichkeit in den Amtsbezirken 1881-1913. 4 Kartogramme = Statistisches Jahrbuch f. Baden. 41. 1914/15) zu S. 93.
— s. *Behrens* (1903)
s. *Bewegung der Bevölkerung* (1865).
- Badtke**. Schaffung eines einheitlichen Schemas für gleichmässige internationale Statistik der Säuglingssterblichkeit = Bericht über den 3. intern. Kongress f. Säuglingsschutz, Berlin 1912. S. 1213/18.
- Baginski**, Adolf. Ueber den Durchfall und Brechdurchfall der Kinder. Nach e. Vortrag auf der 47. Naturforscherversammlung. Jahrb. f. Kinderheilkunde N. F. 8. (1875) S. 310-330.
— Ueber den Durchfall und Brechdurchfall der Kinder = Berlin. Klin. Wochenschr. 1876 N. 9.
— Praktische Beiträge zur Kinderheilkunde 3. Bd. Die Verdauungs-krankheiten der Kinder, Tübingen 1884.
— Die Kost-und Haltekinderpflege = Vierteljahrsschrift f. öffentl. Gesundheitspflege 18. (1886)
— Ueber Cholera infantum = Archiv. f. Kinderheilk. 12. (1891) S. 1-54: (S. 1-7: Allgemeine Aetiologie. Zitiert verschiedene engl. und amerik. Autoren über den Einfluss der Temperatur und der Ernährungsart auf die Sommerdiarrhöen).
— Die Kindersterblichkeit in grossen Städten. Zur Aetiologie der Brechdurchfälle der Kinder = Hygienische Rundschau 18 (1908 N. 10) S. 622/5. (Verhandlungen der deutschen Gesellschaft f. öffentl. Gesundheitspfll. zu Berlin. Sitzung v. 18. 2. 1908).
- Baines**, Jervise Alhelstane. The recent trend of population in England and Wales = Journal Statist. Society 79 (1916) S. 399-417. Discussion S. 445.
- Balck**, Rud. Aug. :
s. *Brüning* (1906/7).
- Balestre**, P. I. Etude statistique sur la mortalité infantile de 0 à 1 an et de 1 à 2 ans à Nice de 1887-1904. Diss. med. Lyon 1904/5. N. 151. 167. S.

- et Giletta de St. Joseph. Mortalité de la première enfance dans la population urbaine de la France, 1892-1897. Paris 1901.
- Ballard.** Diarrhoe and diphtheria = 17. Annual Report of the local government board 1887/8. Supplement in continuation of the report of the medical offices for 1887. London 1889.
- Balleserd, J.** Dissertation sur cette question: Quelles sont les causes principales de la mort d'un aussi grand nombre d'enfants. Genève 1775. 128 S.
- Ballin:**
s. *Finkelstein.* (1904).
- Ballod, Karl:**
s. *Besser* (1895).
- Die Lebensfähigkeit der städtischen und ländlichen Bevölkerung. Leipzig 1897. S. 53.
- Die mittlere Lebensdauer in Stadt und Land (Sshmollers staats- und sozialwissenschaftliche Forschungen. 16, Heft 5) Leipzig 1899. S. 16.
- Sterblichkeit und Lebensdauer in Preussen = Zeitschr. d. preuss. statist. Landesamtes 48 (1908) (S. 10/11: Kindersterblichkeit und Kinderbestand nach der Volkszählung für die Gross-, Mittel- und Kleinstädte; Einfluss der Wanderungen.)
- Die Bevölkerungsbewegung der letzten Jahrzehnte in Preussen und in einigen andern wichtigen Staaten Europas = Zeitschr. d. preuss. statist. Landesamtes 54 (1914). Auch besonders. (u. a. S. 244-250: Kindersterblichkeit und Kinderdefizit der Volkszählungen; S. 250 ff. Sterblichkeitsziffern der einzelnen Altersklassen in Stadt und Land in historischer Folge.)
- Sterblichkeit und Fortpflanzung der Stadtbevölkerung = Jahrb. f. National - Oekonomie und Statistik. 3. Folge 38 (1909) S. 521-541 (u. a. Einfluss der Wanderungen der Säuglinge auf die Sterbeziffer).
- Bang, Gustav.** Kirkeboogsstudier. 1906.
- Barboza, P.** A mortalidade infantil na cidade do Rio de Janeiro = Gazeta clinica de S. Paulo. 1906. Juni.
- Barthès, E.** Des causes de la mortalité des enfants dans leur première année d'existence et des moyens d'y remédier = Revue d'hygiène 20. (1898) S. 641 und. 656.
- Considérations générales sur la mortalité des enfants assistés et moralement abandonnés — Revue philanthropique. 21. (1907) S. 579-592.
- Basel:**
s. *Säuglingssterblichkeit.* (1911).
- Basenan, F.** Kindersterfte alcoholismus en tuberculose. Antrittsvorlesung an der Universität Leiden. Amsterdam 1908.
- Baudin:**
s. *Jeannot.* (1889).
- Bauernfeind.** Die Sterblichkeitsverhältnisse bei Kindern in Wien 1859 = Jahrbuch f. Kinderheilk. 4 (Wien 1861) S. 1-8 (kurzer Begleittext zu den mitgeteilten absoluten Zahlen und 2 Diagramme über die monatweise Häufigkeit von 6 Todesursachen der Kinder bis zum 10. Lebensjahre)
- Baum, Marie.** Die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = Schriften des deutschen Vereins f. Armenpflege und Wohltätigkeit. 74 (1905) S. 89-125.
- Sterblichkeit und Lebensbedingungen der Säuglinge im Kreise Neuss = Zeitschr. f. soziale Med. Hrsg. Grotjahn und Kriegel. 4 Leipzig 1909) S. 366 und 497. 46 S.
- Sterblichkeit und Lebensbedingungen der Säuglinge in M. Gladbach und Rheydt = Zeitschr. f. soz. Med. 5 (1910) S. 65-126.
- Ein Beitrag zur Frage der Beziehungen zwischen Kinderzahl und Kindersterblichkeit = Med. Reform 1910. S. 235/7.
- Ueber den Einfluss der Stilldauer auf Entstehung und Erhaltung des folgenden Kindes = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 4 (1910/11) S. 196-215.
- Lebensbedingungen und Sterblichkeit der Säuglinge in den Kreisen

- Mörs und Geldern = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 4 (1910/11) S. 281/293, 309-323, 339-351, 376-382.
- Abhängigkeit der Säuglingssterblichkeit von der Stilldauer und der Entfernung vom Vorkind. Tafeln und Text in: *Gruber und Rüdin* «Fortpflanzung, Vererbung, Rassenhygiene». 2. Aufl. S. 138.
 - Säuglingsfürsorge auf dem Lande = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 717. Auch: = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 37.
 - Lebensbedingungen und Sterblichkeit der Säuglinge in Kreise Grevenbroich = Zeitschr. f. Säuglingsfürs. 7 (1912) S. 197-208, 309-316.
- Bayern:** Bewegung der Bevölkerung im Königreiche Bayern in den 5 Jahren 1857/58 - 1861/62 mit Rückblicken auf die 22 Jahre 1835/36 - 1856/57. Hrsg. v. Kgl. stat. Bureau (Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern 11) München. 1863. (Bearbeitet von F. W. Bv. Hermann.
- S. 95/7: Sterblichkeit im 1. Lebensjahre. U. a. Einfluss der Sommer-temperatur f. d. Jahre 1835/6 - 1859/60.
 - Jahresbericht für 1876 (Beiträge zur Statistik d. Königr. Bayern 37) München 1878 (Bearbeitet von Georg Mayr. S. 37-44: Kindersterblichkeit.)
 - Jahresbericht für 1877 (Beiträge zur Statistik d. Königr. Bayern 38) München 1879. (Bearbeitet von Georg Mayr. S. 25-32: Kindersterblichkeit.)
 - Bewegung der Bevölkerung im Königreiche Bayern in den Jahren 1896 und 1897 mit Rückblicken auf frühere Jahre = Zeitschr. d. bayer. statist. Bureau. 30 (1898) (S. 285/6: Zahlen über Kindersterblichkeit ab 1840).
 - Säuglingssterblichkeit 1911-1914 nach Standesämtern in Bayern = Zeitschr. d. bayer. stat. Landesamtes 48 (1916).
 - Bewegung der Bevölkerung 1911 und 1912 - Zeitschr. d. bayer. statist. Landesamtes 45 (1913) (S. 607-613 Tabelle der ehelichen und unehelichen Säuglingssterblichkeit und Aufwuchsziffern 1908/12 nach kleinsten Verwaltungsbezirken. Dazu Kartogramm «Aufwuchs von zweijährigen Kindern 1908/12») Vgl. auch dieselbe Zeitschrift 51 (1919) S. 135 und andere Jahre.
 - s. *Hermann, F. W. B.*
 - s. *Mayr, Georg.*
 - s. *Sanitätsverwaltung*, Generalbericht über die.
 - s. *Zahn.*
 - s. *Amsterdam* (Jaarbook 1903/4)
- Becker, Karl.** Preussische Sterbetafeln berechnet auf Grund der Sterblichkeit in den 6 Jahren 1859-1864, auch Vergleich mit fremden Sterbetafeln. = Zeitschr. d. Preuss. Statist. Bureaus. 9 (1869) S. 125-144.
- Methodische Bemerkungen über die Berechnung der Sterblichkeit = Statistik des Deutschen Reiches 20 I (1876) S. I 144 ff.
 - s. *Oldenburg* (1867-1870).
- Becour, T.** Des causes de la mortalité des nouveau-nés et moyens de la diminuer. Paris 1881.
- Behla, Robert.** Der Rückgang der allgemeinen Säuglingssterblichkeit in Preussen seit 1875-1910 sowie speziell die Säuglingssterblichkeit in den Provinzen, Regierungsbezirken und Kreisen Preussens 1900 und 1904 = Festschrift, den Teilnehmern des 3. internationalen Kongresses f. Säuglingsschutz 1911 gewidmet vom preuss. Statist. Landesamt. Berlin 1911. 21 S. (Im wesentlichen Tabellen)
- Der Rückgang der allgemeinen Säuglingssterblichkeit in Preussen und Berlin seit 1875-1910, sowie speziell die Säuglingssterblichkeit in den Provinzen, Regierungsbezirken und Kreisen Preussens 1900 und 1904 = Bericht über d. 3. internationalen Kongress f. Säuglingsschutz 1912 Berlin. S. 1127-1136 (hier keine Tabellen!).
 - Die Gesamtsterblichkeit und die Säuglingssterblichkeit während des Hitzevierteljahres 1911 im preussischen Staate und speziell im

- Stadtkreis Berlin = Berliner Klinische Wochenschrift 49 (1912 Nr. 11) S. 507.
- Die Säuglingssterblichkeit in Deutsch-Ostafrika = Medizinal - statistische Nachrichten 4 (1912) S. 142.
 - Die Säuglingssterblichkeit in Preussen während der Sommermonate Juli, August, September 1914 = Berliner Klinische Wochenschrift 52 (1915).
- Behr-Pinnow**, v. Statistische Beiträge für die Beurteilung der Säuglingssterblichkeit in Preussen. Unter Benutzung von amtlichem Material gemeinsam mit F. *Winkler* zusammengestellt. Charlottenburg (Kaiserin Augusta Viktoria-Haus) 1914 (Tabellenwerk. Vgl. dazu J. *Wolf* = Zeitschr. f. Sozialwissensch. N. F. 6 (1915) S. 277).
- Behrens**, R. Der Verlauf der Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Baden von 1852-1895 = Beiträge z. Statist. d. inneren Verwaltung des Grossh. Baden. 46 (1903)
- Statistischer Rückblick auf die Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Baden = Zeitschrift f. Säuglingsfürsorge 7 (1913) S. 156-167.
- Behring**, E. v. Säuglingsmilch und Säuglingssterblichkeit = Therapie der Gegenwart. N. F. 6 (1904) S. 1.
- Belgien :**
s. *Corps médical belge* (1910).
- Beneduce**, A. Le variazioni di mortalità secondo gli anni di età = Giorn. degli economisti (1907) Ser. 2, Vol. 35 S. 1069-1104.
- Benoiston de Chateauf.** Considérations sur les enfants trouvés. Paris 1824.
- Berend**, Nikolaus. s. Statistik der Säuglingssterblichkeit 1909.
- Die Ursachen der Säuglingssterblichkeit in Ungarn. Die bisherigen Resultate und zukünftigen Wege der Säuglingsfürsorge in Ungarn. (Arth. *Kellers* «Ergebnisse der Säuglingsfürsorge». 10 Heft.) Wien 1911. 70 S. mit Kurven und einer Tafel.
 - Statistik der Säuglingssterblichkeit in Ungarn = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz 1. Bd. 1. Hälfte, 1912 S. 618-626.
- Berendt**, C. O. Die Sterblichkeit der Kinder von weniger als 5 Jahren im bremischen Staatsgebiet 1901-1905 mit besonderer Berücksichtigung der unehelichen Kinder = Mitteil. d. bremischen Statistischen Amts. 1906 Nr. 2. 20 S.
- Berg**, Fr. Th. Om dödligheten i första lefnadsåret = Statistisk Tidskrift af Konigl. stat. Centr. Byr. 23 (Stockholm 1869).
- Några Grunddrag af Sveriges Befolknings - Statistik för åren 1748 - 1875. *Éléments démographiques de la Suède. (Bidrag till Sveriges Officiella Statistik. A. Befolkningsstatistik. Ny följd 18. För år 1876. Bihang)* Stockholm 1878. 56 S. (S. 41-52: Tabellarische Zusammenstellungen über Säuglingssterblichkeit ab 1751).
- Bergeron**. Hygiène infantile = *Rochards Encycl. d'hygiène*. 7, Paris 1890.
- Bergmann**. Die Sterblichkeitsverhältnisse der Stadt Magdeburg 1827-1856. Magdeburg 1858.
- Ueber Kindersterblichkeit und Kinderernährung = Bayer. Aerztl. Intelligenzblatt. 1878 Nr. 35.
- Bergmann**, E. v. Zur Entwicklung deutscher, polnischer und jüdischer Bevölkerung in der Provinz Posen (Fr. J. *Neumanns* Beiträge zur Geschichte der Bevölkerung in Deutschland, 1) Tübingen 1882. S. 151.
- Berkholz**, Aug. :
s. *Schrenck* Riga (1913).
- Berlin :**
Bevölkerungs - und Wohnungsaufnahme vom 1. Dez. 1885 in der Stadt Berlin. Bearbeitet v. R. *Boeckh*. 2. Heft, Berlin 1891 (S. 64-72: Die im Jahre 1885 geborenen Kinder nach der Ernährungsweise. U. a. Anwendung dieser Erhebung zur Messung der Sterblichkeit.
- Bewegung der Bevölkerung der Stadt Berlin 1869-1878. Hrsg. R. *Boeckh*. Berlin 1884 (Kindersterblichkeit z. T. bearbeitet von *Lackner* S. 41, 71, 79, 81).
 - Grundstücksaufnahme v. 1905 sowie die Wohnungs- und Bevölkerungsaufnahme v. 1905 in der Stadt Berlin. Hrsg. v. Statist. Amt.

- d. Stadt Berlin 2. Abteilg.: Bevölkerungsaufnahme. Berlin 1911 (S. XXIV: Ernährungsweise der Kinder unter einem Jahre. Kurzer Ueberblick d. Volkszählungserhebungen 1885-1905).
- Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin. Jährlich. Darin: *Sterblichkeitstafel* der ehelichen und unehelichen Kinder. Zuerst = 10. Jahrgang (auf 1882) S. 35. Allmähll. Verbesserungen in d. nächsten Jahren. Ausführl. Darstellung der Methode = 13 (1885) S. 48; 14 (1886 u. 1887) S. 65; 16/17 (1889 u. 1890) S. 104. Auszüge aus den Sterblichkeitstafeln 1876-1900 = 27 (1900-1902) S. 152-157. Vergleich nach Jahrfünften ab 1882/86 = 31 (1906 u. 1907) S. 34* Vergleich nach einzelnen Jahren ab 1882-1901 = 32 (1908-1911) S. 173*.
 - Entwicklung der ehelichen und unehelichen Säuglingssterblichkeit in den Jahren 1882-1905 nach Altersmonaten. Dargestellt nach der Sterblichkeitstafel. Diagramm = 31 (1906 u. 1907) Anhang Tafel 2.
 - Sterblichkeitstafel der Säuglinge für die einzelnen Kalendermonate berechnet v. *Silbergleit* = 31 (1906 u. 1907) S. 37* dasselbe f. die einzelnen Jahre 1906-1911 = 32 (1908-1911) S. 196/7; 202 Tet S. 197*.
 - *Sterblichkeitstafeln* der Säuglinge f. die einzelnen *Geburtsmonate* für die Jahre 1905-1910 = 32 (1908-1911) S. 198/9; 204* Text S. 198*.
 - Säuglingssterblichkeit nach der *Ernährung*. Zuerst = 5 (1877) S. 34. Aenderungen und Erweiterungen = 6 (1878) S. 44; 7 (1879) S. 45; 8 (1880) S. 55; 9 (1881) S. 64; 11 (1883) S. 62; 16/17 (1889 u. 1890) S. 144. Unter Beziehung auf die bei der Volkszählung ermittelten lebenden Säuglinge nach der Ernährung = 13 (1885) S. 73; 14 (1886 u. 1887) S. 110; 16/17 (1889 u. 1890) S. 147; 18 (1891) S. 75; 23 (1896) S. 110; 31 (1906 u. 1907) S. 40* Promille Anteil der Brustmilkinder unter den gestorbenen Kindern nach Todesursachen 1892-1901 = 27 (1900-1902) S. 150. Etwas gekürzt für 1903-1910 = 32 (1908-1911) S. 196*. Die Kinderernährung in Charlottenburg. N. d. Aufnahme v. *Falk*: 15 (1888) S. 89.
 - Säuglingssterblichkeit nach *Todesursachen*. Zuerst = 9 (1881) S. 62 (Vgl. auch: Bewegung der Bevölkerung der Stadt Berlin 1869-1878. Hrsg. R. Boeckh. Berlin 1884 S. 68. Ferner Demogr. Kongress, Haag 1884) Aenderungen = 12 (1884) S. 61; 13 (1885) S. 63; 26 (1899) S. 159.
 - Säuglingssterblichkeit und durchschnittl. *Sommertemperatur* 1876-1900. Diagramm = 27 (1900-1902).
 - Säuglingssterblichkeit an Magen- und Darmkatarrh nach der *Stärke der Haushaltung* und der *Zahl der Zimmer* = 32 (1908-1911) Tabellen S. 153-155, 167*.
 - Säuglingssterblichkeit und *Witterungsverhältnisse* 1907-1911 nach Wochen. Tabellen = 32 (1908-1911) S. 228-230, 242* u. 243*.
 - Säuglingssterblichkeit = 32 (1908-1911) S. 169*-213* Text und Tabellen.
 - Säuglingssterblichkeit in einzelnen *Standesamtsbezirken* von Berlin sowie in den Vororten 1904-1905. *Kartogramm* = 31 (1906 u. 1907) Anhang, Tafel 1.
 - Die Säuglingssterblichkeit der Nachbargemeinden nach Himmelsrichtungen 1902-1906 besonders in den Sommermonaten - Vierteljahrshefte zur Statistik d. Deutschen Reichs 17 (1908) S. I 127.
 - s. *Boeckh*, B.
 - s. *Silbergleit*.
- (Grossberlin:)**
- *Säuglingssterblichkeit* in Charlottenburg (1910).
- Bern, Stadt:**
- s. *Ost*, W. (1891)
 - s. *Schärer*, E. (1883)
 - s. *Schärer* G. (1907)
 - s. *Wyttfnbach* (1885)
- Berner, Beretning** om Sundhets-tilstanden i Kristiania for 1893.
- Bernheim, Hugo.** Die Intensitätsschwankungen der Sterblichkeit in Bayern und Sachsen und deren Faktoren. Diss. med. Würzburg 1888 auch = Zeitschr. f. Hygiene, 4 (1888) S. 525-581.

- Die Sterblichkeit der Kinder im 1. Lebensjahre und die zu ihrer Vermeidung geeigneten Massregeln. Würzburg 1891.
- Bernheim-Karrer**, Jak. Säuglingssterblichkeit im allgemeinen und an Magen- und Darmkrankheiten in den Städten der Schweiz und in Davos in den einzelnen Monaten des Jahres = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz, Berlin 1912 S. 1136-1142.
- Der 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz in Berlin. Bericht an den hohen Bundesrat = Jahrbuch der Schweizer. Gesellschaft f. Schulgesundheitspflege. 12 (1911) S. 477-489.
- Bernoulli**, Christoph. Handbuch der Populationistik. Ulm 1841. S. 223.
- Bérot-Berger**, L. La mortalité infantile dans les centres manufacturiers = Revue philanthropique. 23 (1908) S. 704-708.
- Berta**, Luigi. Beiträge zum Problem des Neomalthusianismus = Archiv. f. Sozialwissenschaft u. Sozialpolitik. 38 (1914) S. 425-459.) u. a. Vergleich der Kindersterblichkeit mit der Geburtenziffer in italienischen Gemeinden).
- Bertherand**. Hygiène de l'enfance algérienne. Algier 1889.
- Berti**, G. Contributo allo studio della mortalità degli esposti = Rivista d. benef. pubbl. 25 (Rom. 1897)
- Bertillon**, Louis Adolphe (père). Etude statistique sur les nouveau-nés. Mémoire lu à l'Académie de médecine le 9 février 1858 = Annales de démographie internat. 7 (Paris 1883) S. 169-178 (Auszug in Union médicale II. 2. 1858)
- Lettre pour établir les difficultés à comparer la mortalité des nouveau-nés dans les divers pays, et notamment en Angleterre et en France = Union médicale. Mars 1870. Auch = Gazette hebdom. de méd. et de chirurgie 7 (1870) S. 89 (Ueber die verschiedene Beschreibung der im zartesten Alter verstorbenen Kinder.)
- Art: «Démographie de la France», «Mortalité», «Mort-né», usw. Dictionnaire encycloped. des sciences médicales.
- Atlas de démographie figurée de la France ou étude statistique de la population française. Mortalité selon l'âge, le sexe etc. en chaque département et pour la France entière comparée aux pays étrangers. 60 cartes ou tableaux, avec préface et conclusions. Paris 1871-1974.
- Communication à la Commission parlementaire chargée d'examiner le projet de loi de Th. Roussel, relatif à la protection des enfants du premier âge et en particulier des nourrissons = Rapport de Th. Roussel. Nr. 2446. 1874.
- Etude nouvelle sur les mort-nés — Journal de la société de statistique de Paris. 16 (1875) S. 226-249.
- Mouvement de la population dans les divers états de l'Europe et notamment en France. Leurs relations et leurs causes = Annales de démographie internat. 1 (Paris 1877) S. 54 kurz Zusammenhang zwischen Kindersterblichkeit und Geburtenhäufigkeit)
- Rapport sur la mortalité des jeunes enfants, présenté au Congrès d'hygiène réuni à Paris en 1878 (eine der bedeutendsten Arbeiten Bertillons).
- La mortinatalité en France étudiée par départements = Annales de démographie internat. 3 (Paris 1879) S. 211-220. (Von ihm selbst als Fortsetzung des Art. «Mort-nés» im Dict. encycl. d. sc. méd. bezeichnet).
- Bertillon**, Jacques (fils). Mortalité des enfants assistés, secourus ou protégés en France par la loi Roussel = Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1889. Compte rendu: Paris 1890. S. 1029-1035 (Mit Diskussion).
- Démographie - Encyclopédie d'hygiène et de médecine publique. I (1890) (S. 254: Tableau 83. Mortalité de 0 à 5 ans dans les principaux pays de l'Europe. Zurückgehend bis 1862.)
- De la fréquence des principales maladies à Paris pendant la période 1865 - 1891 -Annuaire statist. Paris 12 (1891) S. 107-221 (Die 0 - 1 jährigen Gestorbenen sind bei allen Todesursachen ausgeschieden)
- La mortinatalité selon l'âge du foetus et selon l'âge de la mère = annuaire statist. Paris 15 (1894) S. 83-106.

- Cours élémentaire de statistique administrative. Paris 1895. (Mortalité S. 491/4; Mortalité de l'enfance S. 515/9)
- Le problème de la dépopulation. Paris 1897. 82 s.
- La natalité et la mortalité selon l'âge de la mère = Annuaire statist. Paris 18 (1897) S. 91-95.
- Mouvements de population et causes de décès selon la degré d'aisance à Paris, Berlin, Vienne — 10 congrès internat. d'hygiène et de démographie à Paris en 1900. Compte rendu. (S. 965: la mortalité est plus faible dans les arrondissements pauvres que dans les arrondissements riches)
- Rapport sur les relations entre la mortalité et la natalité dans les différents pays de l'Europe et notamment en France = Recueil trimestriel de statistique municipale de Paris 1902/3 S. 329-340. Auch besonders: Montévrain 1903.
- De la mortalité des enfants de 0 à 1 an nés dans le département de la Seine (1898-1900) = Annuaire statistique de la ville de Paris. 24, pour 1903 (Paris 1905 S. 115-135 (mit Unterscheidung der nach auswärts in Pflege gegebenen Kinder).
- De la mortalité parisienne à chaque groupe d'âges pendant le XIXe siècle = Annuaire statistique de la ville de Paris. 24, pour 1903 (Paris 1905) S. 136-141 (Vgl. auch Bericht an die Académie de médecine, Sitzung vom 3. 1. 1907)
- De la fréquence des principales causes de décès selon le degré d'aisance = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 3. Bd. 2 Teil (Berlin 1908) S. 1135-1341 (zugleich Ausscheidung der Sterbefälle nach dem Alter. Nachweise für Paris.)
- Besser** und **Ballod**. Russische Sterbetafeln 1851-1890 = Hygienische Rundschau. 5 (1895) S. 630/4 (Verhandlungen d. Deutsch. Gesellschaft. f. öffentl. Gesundheitspflege Berlin)
- Bewegung der Bevölkerung** in den Jahren 1856 bis mit 1863 = Beiträge zur Statistik der inneren Verwaltung des Grossherzogtums *Baden*. 18 (1865) (S. XXVII-XXXI: Kindersterblichkeit, namentlich im 1. Lebensjahre.)
- Bibliographie** der schweizerischen Landeskunde. Fascikel V. 8. Gesundheitswesen. Zusammengestellt von Fr. *Schmid*. Heft I (1898) S. 75/77; Heft II 2. Hälfte (1906) S. 404-447.
- Bickes**. Die Bewegung der Bevölkerung mehrerer europäischer Staaten. Stuttgart 1833.
- Biedert**, Philipp. Die Kinderernährung im Säuglingsalter 1. 2., 3., 4. Auflage: 1880, 1893, 1897, 1900. 5. Auflage Stuttgart 1905. 272 S. (Darin I. Abschnitt: Die Kindersterblichkeit im 1. Lebensjahre. Umfassende Berücksichtigung der Literatur).
- Ueber den jetzigen Stand der künstlichen Säuglingsernährung mit Milch und Milchpräparaten = Therapeutische Monatshefte. 11 (1897) S. 633-641 Referat aus d. 69 Naturforscherversammlung, Braunschweig 1897. S. 640: Kurz gegen die «auslesende» Wirkung hoher Säuglingsterblichkeit)
- Versuch einer vorläufigen statistischen Aufklärung über die Ergebnisse der modernen Säuglingsfürsorge, besonders an der Hand von Kurven aus des französischen Statistik = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 4. Bd. (Berlin 1908) S. 754-758.
- Versuch zur vorläufigen statist. Aufklärung über die Ergebnisse der modernen Säuglingsfürsorge = Jahrb. f. Kinderheilk. 66 (1908) S. 228. Auch = Med. Reform. 16 (1908) S. 333 (Vortrag auf d. Tagung d. Vereinigungen niederrhein. - westfälischer und südwestdeutscher Kinderärzte. Heidelberg 1908.)
- Bigger**, E. Coey. Mothers and Children in Ireland, being Vol. IV. of Report on the Physical Welfare. Carnegie United Kingdom Trust East Port. Dunfermline, 1917.
- Billandeau**. Des causes de l'excessive mortalité des enfants nouveau-nés et en bas âge. 1879.

- Binsbergen, W. A. A. van** (Der relative Wert von Sterblichkeitszahlen) = Nederl. Tijdschrift voor Geneeskunde. 1911, I S. 1373 («Auslesende» Wirkung d. Säuglingssterblichkeit. Kurzes Referat = Jahrbuch f. Kinderheilk. 74, 3. F. 24 (1911) S. 614)
- Birk, W.** Ueber die Sterblichkeit der Säuglinge im 1. Lebensmonat = Zeitschr. für Säuglingsschutz I (1909) S. 49-56.
— Die Säuglingssterblichkeit in der preussisch. Statistik = Zeitschrift f. Säuglingsschutz. 2 (1910) S. 85-94 (Vergleich von Stadt und Land)
- Birmingham.** Health Department of the city of. - Special Report of the Medical Officer of Health on infant mortality in the city of Birmingham. 1904.
— Report on industrial employment of married women and infantile mortality. 1910.
- Bisset-Hawkins, F.** Elements of medical statistics. London 1829 (Angeblich ein getreuer Bericht der meisten medizinisch-statistischen Arbeiten vor 1829. U. a. über die abnehmende Säuglingssterblichkeit.)
- Blache :**
s. *Odiar* (1867).
- Blagg, Helen M.** Statistical analysis of infant mortality and its causes in the United Kingdom. London 1910. 42 S.
— Infant mortality statistics = Commonwealth. 1911. S. 43/9.
- Blasius.** Die Säuglingssterblichkeit und Wohlhabenheit der Eltern in Braunschweig 1890 bis 1899 = Monatsblatt f. öffentl. Gesundheitspflege. Hrsg. v. Verein f. öffentl. Gesundheitspfl. in Braunschweig. 1900 Nr., 10.
- Bleicher, H.** Ueber die Eigentümlichkeiten der städtischen Natalitäts- und Mortalitätsverhältnisse = 8. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Budapest 1894. Comptes rendus et mémoires. 7. Bd. (Budapest 1896) S. 465-487. Auch = Beiträge zur Statistik der Stadt Frankfurt a. M. 1897 Beilage.
- Block, H.** Die Kindersterblichkeit in Krakau = Zeitschr. f. Demogr. u. Stat. der Juden. 2 (1906) S. 45.
- Blot, Hipp.** Rapport sur un mémoire de Dr. Monot, intitulé: de l'industrie des nourrices.... = Bull. de l'Académie de Médecine Paris. Bd. 31 (1866) S. 1139. Vgl. auch = Gazette des hôpitaux 18. Okt. 1866.
- Blot, Hipp.** Sur la mortalité des nourrissons. Paris (Baillière).
- Bluhm, Agnes.** Die Stillungsnot, ihre Ursachen und die Vorschläge zu ihrer Bekämpfung = Zeitschr. f. soziale Medizin 3 (Leipzig 1907)
— Konzeptionszahl und Konzeptionsverlust. Säuglingsernährung, Kinderzahl und Säuglingssterblichkeit. Geburtenziffer und Stillsitte Tafeln und Text in *Gruber und Rüdin*: «Fortpflanzung, Vererbung und Rassenhygiene.» 2. Auflage S. 127 und öfters.
- Blumenthal, H.** Mortalität und Morbidität der jüngeren Altersstufen in Moskau. Wien 1862.
- Blunck.** Säuglingssterblichkeit und Geburtenrückgang = Protokoll d. 99. Sitzung des Deutschen Reichstags v. 28. Januar 1913 S. 3326/8.
- Boecale.** Säuglingssterblichkeit in Regensburg-Stadt und Regensburg-Land-Blätter f. Säuglingsfürsorge (München 1913).
- Bodenmüller.** Woher rührt die unnatürliche Sterblichkeit der Kinder im 1. Lebensjahre und wie ist diesem Uebel vorzubeugen? Schwäbisch Gmünd 1835.
- Bodio, Luigi.** Il movimento della popolazione in Italia e in altri stati d'Europa = Archivio di Statistica I (1876) (Totgeborene S. 165-174, Kindersterblichkeit S. 194/6).
— Movimento della popolazione in alcuni stati d'Europa e d'America. Parte 1: Matrimoni e nascite 1874-1892 = Bull. de l'Institut internat. de statistique. 7, II. Rom 1894 (Totgeburten S. 22/4, 144-164).
Parte 2: Statistica delle morti 1874-1894 = daselbst 10, I. Rom 1897.
— s. auch *Confronti* internazionali.
- Boeckh, Richard.** Die statistische Messung des Einflusses der Ernährungsweise der kleinen Kinder auf die Sterblichkeit derselben = 6. internat. Kongress f. Hygiene u. Demographie (Wien 1887) Heft 28. 48 S. - Ferner in Heft 37 S. 57-61.

- Tabellen betreffend den Einfluss der Ernährungsweise auf die Kindersterblichkeit = Bull. de l'Institut internat. de Statistique 2, II. (Rome 1887) S. 14.
- s. *Berlin*.
- Böhm.** Die Kindersterblichkeit in Niederwerrn = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1881 Nr. 12.
- Boehm.** Kurt. Säuglingsernährung und Säuglingssterblichkeit in Bromberg = Centralblatt f. allg. Gesundheitspf. 25 (1906) S. 417-419. (Vgl. daselbst Bd. 26 (1907) S. 123 Berichtigung v. W. Gehrke).
- Böhmert.** Wilhelm. Die Säuglingssterblichkeit in Deutschland und ihre Ursachen = Neue Generation 4 (hrsg. v. Hel. Stöcker, 1908) S. 84 und 410. 19 S.
- s. *Bremen*.
- Börn.** Om - fødte udenfor Aegteskab (Bearb. von N. Rygg) = Norges officielle Statistik. 5. Reihe, 37 (1907) 155 S. (Untersuchungen auf Veranlassung des Justizministers als Material f. d. Revision des Gesetzes über die unehelichen Kinder. S. 30-48: Sterblichkeit der unehelichen Säuglinge. S. 49-53: Ernährungsweise).
- Bonn.** A. Etude sur la mortalité infantile par gastro-entérite et athrepsie à Lille = Revue d'hygiène 29 (1907) S. 293.
- Bonnaves.** François. Etude statistique sur la mortalité infantile de la première année à Toulouse de 1893 à 1902. Déductions prophylactiques. Diss. med. Toulouse 1902/3. N. 518. 72 S.
- La mortalité des enfants au-dessous d'un an en Norwege = Janus. 9 (Amsterdam 1904) S. 177.
- Booth.** Charles. Life and labour of the people of London. Final volume, 1902 (S. 16-27: Kindersterblichkeit nach Wohlstandsklassen).
- Bordas.** F. :
s. *Girard*, C. (1902)
- Borgh.** R. van der - Das «Massengrab der Volkswohlfahrt». 2. Säuglingssterblichkeit = Grundbesitz und Realkredit N. 23 = Der Tag 7. Juni 1917. N. 130.
- Borobio.** La mortalidad de los niños en Zaragoza. 1906.
- Borrino.** Angiola. La mortalità infantile in Torino = Rivista d'igiene e di sanità pubblica. 1909.
- Die Kindersterblichkeit in Italien = Jahrbuch f. Kinderheilk. 72. 3. F. 22 (1910) Erg. H. S. 275-284.
- Bortkiewicz.** Ladislaus von. Russische Sterbetafeln = Allgem. statist. Archiv. 3 (1894) S. 23-65 (Zahlen S. 59/65).
- Bosco.** Augusto. Mortalità dei neonati = Rivista italiana di sociologia. I (1897)
- Boube.** Jules. De la mortalité infantile dans les dix premiers jours de la vie. Diss. med. Paris 1908/9. N. 375. 55 S. (in der Hauptsache 345 Fälle der Klinik Baudelocque (1901-1908))
- Boudet.** F. Discussion sur la mortalité des jeunes enfants. Paris 1870.
- Bouchardat.** De l' excessive mortalité des enfants, de la naissance à un an, à Paris, ses causes et ses remèdes = Bull. de l'Académie de Médecine. Paris 1880. N. 35.
- Bouillot.** H. Une statistique de mortalité infantile = Revue prat. d'Obstet. N. 298. 1914 S. 94.
- Boxström.** A. Jemf. Befolkenings - statistik. Helsingfors 1891.
- Boyd.** J. J. Infantile mortality in Pretoria = Transvaal med. Journal. 2 (1907) S. 178.
- Boyer de la Giraday.** Marie Joseph. La mortalité dans la première enfance à l'île de la Réunion. Dis. med. Bordeaux 1907/8 Nr. 63. 61 S.
- Bradshaw.** Thos. R. Infantile mortality in Liverpool = British med. Journ. 1904 II. S. 470 und 705.
- Brandenberg.** F. Ueber Kindersterblichkeit und Kinderernährung = Zuger Neujaahrsblatt für das Jahr 1896, hrsg. v. d. gemeinnützigen Gesellschaft des Kantons Zug S. 43-50.
- Bratassevic.** Die Kindersterblichkeit Wiens in den letzten 25 Jahren (1869-1894) = Statist. Monatsschrift 21 (Wien 1895) S. 361.
- Brehmer.** C. Der Einfluss der natürlichen und künstlichen Ernährung auf

- die Säuglingssterblichkeit und deren Bekämpfung durch Säuglingsmilchküche und Säuglingsheim = Zeitschrift f. Säuglingsfürsorge. 1 (1906/7) S. 209-225 (Vortrag im Gewerbeverein Erfurt 1907).
- Breitung**, Max. Verhältnis des Säuglingsschutzes zur Auslese = Bericht über d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 452-465.
- Bremen** :
- Volkszählung vom 1. Dezember 1900 in Bremischen Staate. Hrsg. v. Bremischen Statist. Amt (Wilh. Böhmert) 1. Bd., 1. Teil. 1903. (S. 113-116: Die Bevölkerung nach Geburtsmonaten. Nachwirkung der starken Kindersterblichkeit der Sommermonate auf den Bestand an Ueberlebenden).
- s. *Berendt*, C. O. (1906)
- s. *Funk*, J. (1911)
- Brend**, William A. Infant mortality: a problem of the land = The Nineteenth Century and after. N. 469 (March 1916)
- Brentano**, Lujo. Die Malthussche Lehre und die Bevölkerungsbewegung der letzten Dezennien = Abhandlungen der histor. Klasse der bayer. Akademie d. Wissenschaften. 24. Bd. 3. Abt. München 1909. S. 567-625 und: 39 S. Tabellen. Auch besonders. Auszug im = Economic Journal, London 1910 (Sept.) (Zusammenhang zwischen Fruchtbarkeit und Säuglingssterblichkeit S. 578, 612ff. und Tabellen)
- Breslau**. Die Ehen in Breslau und die ihnen entsprossenen Kinder nach dem Stande vom 1. Dezember 1905. Bearb. v. Städt. Statist. Amt = Breslauer Statistik 28 Bd. 1 Heft (1909) (S. 136-139: Die Sterblichkeitsverhältnisse der den Ehen entsprossenen Kinder).
- s. *Bruch*, E. (1877/8)
- Bresset**. La mortalité infantile a Paris de 1884 à 1903 = Revue pratique d'obstétrique et de paediatrie. 17 (1904) S. 135-146.
- et Carel. La mortalité infantile par gastro-entérite à Paris pendant l'été 1904 = Revue pratique d'obstétrique et de paediatrie. 17 (1904) S. 338.
- La mortalité infantile dans le VII^e arrondissement et les arrondissements voisins. Paris 1905.
- Broch**, C. J. Le royaume de Norvège et le peuple norvégien. Christiania 1878.
- Brochard**. De la mortalité des nourrissons en France, spécialement dans l'arrondissement Nogent-le-Rotrou (Eure-et-Loir) Paris 1866 vgl. dagegen u. a.: Du Mesnil = Ann. d'hygiène publ. 2. Sér. 28 (1867) S. 32.
- Brodes**, J. M. Infant mortality = British med. Journ. 1902, 16. Aug.
- Broesike**, M. Rückblick auf die Entwicklung der preussischen Bevölkerung von 1875-1900 = Preussische Statistik. 188 (1904) (Totgeborene S. 27/9; Kindersterblichkeit S. 53-64. Ausserdem graphische Darstellungen).
- Brothers**, A. Infantile mortality during childbirth and its prevention. Philadelphia 1896.
- Brouardel**, L'infanticide. Paris 1897.
- Brown**, J. W. :
- s. *Greenwood* (1912).
- Brownlee**, John. The history of the birth and death rates in England and Wales from 1570 to the present time = Public Health 1916.
- Brownlee**, The relations of infantile mortality to mortality in subsequent life = Journal royal statist. Society 1917.
- Bruch**, E. Die Sterblichkeit im Jahre 1875 = Breslauer Statistik. 1. Serie (1877) 3. Heft (S. 211: Zusammenhang mit der Lufttemperatur. Ähnlich in den späteren Heften).
- Die Bewegung der Bevölkerung im Jahre 1876 = Breslauer Statistik. 2. Serie (1878) 2. Heft (S. 212: Sterblichkeit nach der Stockwerklage der Wohnungen)
- Leben und Sterben in den 3 letzten Zählungsperioden = Breslauer Statistik. 2. Serie (1878) 3. Heft (S. 228/9: Veränderung der Säuglingssterblichkeit. 1865/67 bis 1872/75)

- Brüning**, Hermann und Balck. Säuglingssterblichkeit in Rostock = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 1 (1906/7) S. 338-355.
- Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Mecklenburg - Schwerin 1876-1905 = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 2 (1908) S. 367-378.
 - Säuglingssterblichkeit und Kostkinderwesen in Mecklenburg-Schwerin = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 2 (1908) S. 87-109.
 - Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Mecklenburg-Schwerin in den Jahren 1876-1905 = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 2 (1908) S. 367-378 (Vortrag im Aerzteverein Schwerin).
 - Die Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Mecklenburg-Schwerin, ihre Ursachen und ihre Bekämpfung. Wiesbaden 1909. 154 S.
 - Die Kindersterblichkeit in den mecklenburgischen Medizinalbezirken = Centralblatt f. allgem. Gesundheitspfl. 29 (1910) S. 125.
 - Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge in Mecklenburg -- Schwerin = Zeitschr. f. soz. Med. Hrsg. v. Grotjahn und Kriegel. 5 (1910) S. 261-266 und S. 322-333.
 - Zur Frage der Kindersterblichkeit im Grossherzogt. Mecklenburg-Strelitz = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 5 (1911) S. 14-23.
 - und Balck. Die Säuglingssterblichkeit in Mecklenburg-Schwerin im Jahre 1911 = Monatsschr. f. Kinderheilkunde 11 (1913).
 - Ueber die Monatsschwankungen der Bevölkerungsbewegung im Grossherzogt. Mecklenburg-Schwerin in den Jahren 1886-1905 = Archiv. f. soziale Hygiene. N. F. d. Zeitschr. f. soziale Medizin. 8 (1913) S. 105-109.
 - und Stein, W. Die Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Mecklenburg-Strelitz nebst Bemerkungen über ihre Ursachen und Bekämpfung = Ergänzungshefte der Zeitschr. f. Säuglingsschutz. 1 (1913 Heft 3) S. 141-222.
- Brünniche**, A. Ueber Krankheitsanlage und Sterblichkeit im Verhältnis zum Geschlecht und Alter = Journal f. Kinderkrankheiten 33 (1859) S. 323.
- Bruschweiler**, Karl. Säuglingssterblichkeit und Stilldauer in St. Gallen. Erscheint demnächst in = Zeitschr für schweizer. Statistik 1924.
- Brüssel** :
s. *Mortalité infantile*.
- Brugger**, Rud. Ueber die Sterblichkeit und Ernährungsverhältnisse der Kinder im 1. Lebensjahre in München. (1888 und 1908) Diss. med. München 1902. 16 S.
- Bruinsma**, G. W. Geboorten in Nederland, doodgeborenen, levensvatbaarheid en verloskundige hulp = Nederlandsch Tijdschrift voor Geneeskunde. 1905, I. S. 957-970 und 1032-1045.
- Brumund**. Die Ursachen der hohen Sommersterblichkeit 1911 im Regierungsbezirk Magdeburg = Zeitschr. f. Säuglingsschutz. 5 (1913) S. 201, 295; 352; 407.
- Buchan**, Alexander und Mitchell, Arthur. On the influence of weather on mortality from different diseases and at different ages = Journ. of the Scottish Meteorological Society. 1875, Juli S. 187.
- Buchan**, Alexander. Meteorology in relation to hygiene = Transactions of the 7th internat. Congress of hygiene and demography, London 1891. 3 Bd. (London 1892) S. 98-105 (Mit Diskussion).
- Bucquet**, Paul. Rapport du Ministre de l'Interieur au nom du Comité supérieur de protection des enfants du premier âge. 1888 (Erwähnt bei Sergent 1912 S. 1094).
- Budapest** :
s. *Körösi*, Josef.
- Buday**, Ladislaus. Die Sterblichkeitsverhältnisse unseres Volkes. Vorgelegt der historischen und sozialwissenschaftlichen Klasse der Ungarischen Akademie der Wissenschaften 1917.
- Buddee**. Säuglingssterblichkeit und Geburtenrückgang = Zeitschr. f. Medizinalbeamte. 1913 N. 3.
- Budge**. Das Malthussche Bevölkerungsgesetz 1912 (S. 186: Säuglingssterblichkeit und Bevölkerungszunahme).
- Budin**, Pierre. Le nourrisson. Paris 1900.

- De la puériculture après la naissance = 10. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Paris. 1900. Compte rendu S. 426-437. (Ernährung und Sterblichkeit, samt Diskussion).
 - Etude sur la mortalité de la première enfance = Bull. de l'Académie de médecine 1902 N. 23.
 - La mortalité infantile de 0 à 1 an = Ann. de méd. et de chirurgie infant. 1903 N. 6, 7.
 - La mortalité infantile de 0 à 1 an = Rapport fait à la Commission de la dépopulation. Paris 1903.
 - Etude sur la mortalité de la première enfance. Melun 1904.
 - La mortalité infantile. Conférence. In: Les applications sociales de la solidarité, leçons professées à l'école des hautes études sociales. Paris 1904. S. 1-45.
 - De la mortalité infantile en France. Des moyens d'y remédier = Revue de thérapie médico-chirurgicale. 21 (Paris 1904) S. 613-625.
 - Mesures d'assistance prises ou à prendre contre la mortalité infantile = Atti del 4. congresso internazionale d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4. Milano 1908 S. 9-31. Auch = Revue philanthropique. 19 (1906) S. 525-558.
 - La mortalité infantile dans les Bouches-du-Rhône. Evreux 1908. 43 S.
 - Manuel pratique d'allaitment. (U. a. S. 216; Statistik über die Erfolge der Säuglingsfürsorge)
- Bürger und Hutt.** Die Sterblichkeit in sämtlichen Stadt- und Landkreisen Rheinland-Westfalens nach Alter und Geschlecht und einigen Todesursachen getrennt dargestellt = Centralblatt f. allg. Gesundheitspflege 31 (1912) S. 38, 111, 202.
- Büttner,** Die Kindersterblichkeit im 2.-10. Lebensjahre in Königsberg in den Jahren 1773-1803. Diss. med. Kiel 1920. (handschriftlich in der Kieler Universitätsbibliothek)
- Bunnel :**
s. *Phelps* (1908)
- Burckhardt, Albrecht.** Ueber Kinderzahl und jugendliche Sterblichkeit in früheren Zeiten = Zeitschr. f. schweizer. Statistik. 43 (1907) II S. 395-405.
— Demographie und Epidemiologie der Stadt Basel während der letzten 3 Jahrhunderte 1601-1900. Basel 1908.
- Burckhardt, F.** Der Rückgang der Säuglingssterblichkeit = Zeitschrift Sächs. Statist. Landesamt 68 (1922) S. 9. «
- Bureau of Labour**
s.: *America.*
- Burgdörfer, F.** Geburtenhäufigkeit und Säuglingssterblichkeit mit besonderer Berücksichtigung bayer. Verhältnisse = Allgem. Statist. Archiv. 7. Bd. 2. Halbband (1913) Vgl. dazu Erwiderung von *Grassl* = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie 11 (1914) S. 120.
— Die schottische Familienstatistik von 1911 = Allgem. Statist. Archiv 9 (1915) S. 554/7. (Kindersterblichkeit und Erwerbstätigkeit der Mütter)
- Burger, Adolf:**
s. *Mühlhausen* (1914)
- Burns, John:** Infant life protection = The Child. Vol. 11 (London, 1912) S. 915-928.
- Busch, August.** Ueber den Umfang der Säuglingssterblichkeit in der Stadt Dortmund = Zentralblatt f. allgem. Gesundheitspflege 24 (1905) S. 333.
- Busse, Nikolaus.** Die Säuglingssterblichkeit in Pommern nach Alter und Geschlecht. Diss. med. Greifswald 1909. 33 S.
- Bygott, A. H.** Summer diarrhoea = Public Health 25 (1912) S. 423.
- Cabot, R. N. und Richie, E. K.** The influence of race on the infant mortality of Boston in 1909 = Boston med. and surg. Journ. 162 (1910) S. 199.
- Calusi e Nerucci.** Inchiesta sulle cause di mortalità nelle famiglie del brottofio di Siena = Atti dell'Accademia di Scienze di Siena. 1781 Vol. 6.

- Camerer**, Säugen und Kindersterblichkeit = Med. Correspondenzblatt des württemb. ärztl. Vereins. 1880 N. 34.
- Cameron**, Spottiswoode. Infant mortality in Leeds 1890 é 1904 = Annual Report on Health of Leeds, 1904.
- Cardamatis**, J. P. Kindersterblichkeit in Griechenland = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. 1. Hälfte. 1912 S344-347.
- Carel**:
s. *Bresset* (1904)
- Carnegie united kingdom Trust**. The Report on the Physical Welfare of Mothers and Children. F. by *Hope*, *Mackenz* and *Bigger*. Four volumes. East Port. Dunfermline 1917.
- Caron**, A. Des causes de la mortalité des enfants dans les villes de fabrique et des moyens d'y remédier. 2. Aufl. Paris 1865.
- Carpenter**, George. The high infantile mortality rate, the far higher infantile deterioration rate and the means to check them = Journ. of paediatric med. 1906 S. 129.
- Carpenter**, E. G. Rapport sur la mortalité infantile. Hrsg. v. d. Municipalité d'Alexandrie. Alexandrie 1909. 40 S.
- Carrière**, G. La mortalité infantile = Gaz. des hôpitaux 1905. 106/7.
- Carrière**, H. La mortalité tuberculeuse infantile de la Suisse. Communication présentée au Congrès français de médecine, Genève 1908 = Revue méd. de la Suisse romande 1908 S. 654.
- Casper**, Johann Ludwig. Ueber die Sterblichkeit der Kinder in Berlin ; in seinen Beiträgen zur medicinischen Statistik I. Bd. Berlin 1825. S. 143-219.
— 2. Bd. auch u. d. T.: «Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen». Berlin 1835 (besonders S. 185-188).
- Catalogus** van boeken en brochures aanwegig in de Administratieve Bibliotheek en de Bibliotheek van het Bureau van Statistiek Afl. I. Zui-gelingen-en Moederbescherming en zuigelingensterfte = Statist. Mededeelingen Amsterdam 46 (1915) 22 S.
- Caviglia**, P. Mortalité infantile et statistique des consultations de nourrissons = Revue d'hygiène et de médecine infantiles. 5 (1906) N. 3.
— Il dispensario per lattanti di Torino = Rivista di clinica pediatrica. 4 (1907) N. 6.
- Cazeneuve**, Henry. Contribution à l'étude de la mortalité infantile toulou-saine. Diss. med. Toulouse 1903/4 N. 571. 80 S.
- Census of India 1891**. General Tabela. 2. Bd. London 1893. S. 162.
- Chadwick**, Edwin:
s. *Report to the Home Secretary* (1842).
- Chalmers**, A. K. Infant mortality. Bristol 1906.
— Infant mortality in Scotland = 2. Congrès internat. des Gouttes de Lait, Rapports. Bruxelles 1907. 9 S. Vgl. auch: Ann. de méd. et de chirurgie infant. 1907.
- Chalybaeus**, Th. Die Kindersterblichkeit in der grossen Stadt und der Einfluss der Milchnahrung auf dieselbe. Dresden 1879.
- Chambrelet**. Etude sur la morti-natalité dans les villes de France pendant la période décennale de 1896 à 1905 = Revue philanthropique. 34 (1913) S. 129-135.
- Charities** Aid association's Subcommittee on motherless infants. A review of the annual Report of - on infant mortality = Charities and the Commons. New York 1907/8 S. 1300/2.
- Charlottenburg**. Stand und Bewegung des Bevölkerung in den Jahren 1904 und 1905 = Charlottenburger Statistik. 20 (1907) (besonders S. 141-153. U. a. Rückblick 1875-1905. Vergleich mit den übrigen Nachbar-gemeinden Berlins, zugleich nach der Jahreszeit mit interessanten Diagrammen. S. 112: Sterbetafel für das 1. Lebensjahr von J. *Rahls*).
— Dasselbe für 1909 und 1910 = Charlottenburger Statistik 24 (1912) S. 15'-20'.
— s. *Säuglingssterblichkeit* (1910)
- Chateaufneuf**, Benoiston de:
s. *Benoiston* (1824)

- Chauffard** Discussion sur la mortalité des nourrissons = Bulletin de l'Académie de médecine, 34 (1869)
- Chemnitz** :
s. *Lommatzsch*.
- Children's employment commission's report** :
s. *Commission* (1841-1843).
- Cilleuls**, Alfred de. La population. Paris 1902. 206 S.
- Cless**, G. Die Kindersterblichkeit in Württemberg, ein Mahnruf an das Volk. Stuttgart 1868.
— Geburts- und Sterblichkeitsstatistik Württemberg 1858-1866 = Württemberg. ärztl. Korrespondenzblatt 40 (1870) S. 161.
- Coghlan**, Timoty Augustine.
— Deaths in child-birth in New South Wales = Journal of the Royal Statistical Society, 61 (1898) S. 518-533 (Mit Diskussion Hierzu auch das folgende :)
— Reply to criticisms on Paper «Deaths in child births» = daselbst 62 (1899) S. 157/9.
— s. *Commission Royal* on the decline of the birth-rate and on the mortality of infants in New-South-Wales. (*Nichts* über Kindersterblichkeit in: *Coghlan*, The decline in the birth-rate of New-South-Wales. Sydney 1903).
- Cohn**, H. Beiträge zur Ätiologie der akuten sommerlichen Durchfälle = Archiv für Kinderheilkunde. 24 (1898).
- Colajanni**, Napoleone. Manuale di demografia. 2. Aufl. Neapel 1909. S. 271ff., bes. 288-295.
- Colesco**. Resumé démographique de la Roumanie.
— Ueber die Bevölkerungsstatistik von Rumänien. 1900.
- Coletti**, Francesco. La mortalità nei primi anni d'età e la vita sociale della Sardegna. Torino 1908. 204 S. (Ausführliche Untersuchung über die ungewöhnlich hohe Sterblichkeit nach dem 2. Lebensjahre gegenüber der geringen Säuglingssterblichkeit).
- Collet**, Clara E. Report on the statistics of employment of women and girls. Board of Trade (Labour Department) Presented to both Houses of Parliament. London 1894. VII und S. 152 S.
— The collection and utilisation of official statistics bearing on the extent and effects of the industrial employment of women = Journ. of the Statist. Society of London. 61 (1898) S. 219-270.
- Columbia**, *District of*. Report of the Health Officer 1913 = Washington 1914 (analysis of mortality among infants of illegitimate birth).
- Commission** de la dépopulation. Rapports à la sous-commission de la mortalité. Par *Drouineau*, *Budin*, *Variot*. 1913.
— permanente de l'hygiène de l'enfance :
s. *Porak* (1902 und 1903).
- Commission**, Royal, on the decline of the birth-rate and on the mortality of infants in New-South-Wales. Vol. 1: Report together with copies of commissions, diagrams, statistical evidence, and statistical exhibits. Sidney 1904. Legislative Assembly New-South-Wales 1904. Second Session. 54 & 99 S. und 27 Diagramme. (Bericht hierüber von: *Most*, O. = Allg. statist. Archiv 7 I (1907). Auch von *Crum*. F. S. = Publ. americ. statist. Assoc. 9 (1904/5).
— of inquiry into the employment of children and young persons in mines and collieries... First report 1841. Second report 1843 (der sogenannte «children's employment commission's report».)
— of inquiry into the state of large towns and populous districts. English Parliam. reports of the .1844. Bd. 17 8. 13 des Appendix (Zitiert nach *Fircks* = Hygienische Rundschau 5 (1895) S. 246).
— Royal, — on the Poor-Laws and the relief of distress. Report of the Minority. London 1909 (darin I. Teil, 3. Kapitel: Nachweise über die Kindersterblichkeit in den Armenhäusern. Vgl. dazu: The Lancet 176 (1909) I S. 707, 942, 1404).
- Committee**, Interdepartmental — on the physical deterioration :
— s. *Tatham*. — Auch sonst in diesen Berichten an verschiedenen Stellen Material über die Kindersterblichkeit enthalten.

- , Special — as to Infantile Mortality, *Sheffield*. Report of Committee to City Council and Reports submitted to and Summary of Evidence given before the Committee. 1907.
- , Special — on infantile mortality. Report of the — = Journ. of the statistical Society London. 76 (1912) S. 27-87. (Vgl. auch: *Dudfield*).
- Concetti, L.** Perdita per morte..... nell'età infantile... Milano 1896.
- La mortalità infantile a Roma dal 1885 al 1905 = *Annali d'igiene sperimentale* 1908 S. 267.
- Conference, National** — on infantile mortality, held at Westminster, June 1906. Report of the proceedings. London 1906. 314 S.
- second conference held at Westminster, March 1908. Report of the proceedings and papers. London 1908.
- Conférence der Statistiker des Reichs und der Bundesstaaten, Danzig 1911** (u. a. über Statistik der Säuglingssterblichkeit).
- der Vorstände der statist. Aemter deutscher Städte, Dresden 1911 (u. a. über Statistik der Säuglingssterblichkeit und Fürsorge).
- s. *Verband deutscher Städtestatistiker*
- Confronti internazionali** (circa la nuzialità, natalità e mortalità). Hrsg.: Ministero di agricoltura, industria e commercio. Direzione generale della statistica (Luigi *Bodio*)
- Für 1862-1878 = *Movimento dello stato civile, anni 1862-1878*. Roma. 1880.
- Für 1865-1883 = *Movimento dello stato civile, anno XXII. - 1883*. Appendice, Roma 1884.
- Für 1871-1903 = *Movimento della popolazione nell'anno 1905*. Appendice. Roma 1907.
- s. auch: *Bodio* (1894 und 1897).
- Congrès, 2e, internat. des Gouttes de Lait.** Protection de l'enfance du premier âge. Bruxelles Sept. 1907. Rapports Bruxelles 1907. 889 S. (Darin Berichte über die Statistik der Säuglingssterblichkeit der verschiedenen Länder. Vgl. auch den Compte rendu du congrès)
- Congress, 3. internat., für Säuglingsschutz** (Gouttes de Lait) Berlin September 1911. Bericht über den —. Redigiert von Arthur *Keller*. Berlin 1912. 1256 S.
- Congrès internat. de démographie, Paris 1878.** Compte rendu stenographique, revu et corrigé par les auteurs = *Annales de démographie internationale*. 2 (1878) (S. 412-433: *Kummer*, Rapport sur les mort-nés. Mit Diskussion. Vgl. auch den Bericht über den gesamten Congrès d'hygiène et de démographie, Paris 1878. Paris. Impr. nat. 1880).
- internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1889. Compte rendu Paris 1890 (Siehe unter: *Fleury, Jeannot, Landouzy, Ledé*).
- Congrès, 8. — internat. d'hygiène et de démographie, Budapest 1894.** Comptes rendus. Bd. 7. Budapest 1896 (Siehe unter: *Raffmann, Raseri, Silbergleit*).
- 13. — internat. d'hygiène et de démographie, Bruxelles 1903. Compte rendu Bd. 9 (Démographie) Bruxelles 1903. Compte rendu des séances (S. 1-7 und 18: mortalité ; S. 7-18: mortalité dans la première enfance. Die eingereichten Berichte siehe unter: *Guillaume, Prausnitz, Tatham, Wilmart*)
- Congress, Bericht über den 14. internat. — für Hygiene und Demographie, Berlin 1907.** Bd. 4, Berlin 1908 (S. 758-765: Diskussion über Säuglingssterblichkeit)
- Congress. Internationaler — für Jugendschutz, Brüssel 1913.** (In der 2. Sektion u. a.: einheitliche Grundlage f. die statist. Feststellung der Kindersterblichkeit)
- Congress. 17 internat, medizinischer —, London 1913.** 8. Sektion, Geburtshilfe und Gynäkologie; 2. Hauptthema: Kindersterblichkeit in den 4 ersten Lebens wochen. Referate von *Chalmers, Koplík und Wallich*. (Vgl. auch den Bericht = *Münchener mediz. Wochenschrift* 1913 II S. 2021).
- Congress, first internat. Eugenics -**, Catalogue of Exhibition. London 1912 (Wertvoller Nachweis von Material u. a. S. 31 über künstliche Ernährung und Säuglingsterblichkeit)

- s. *Gini*.
- Congresso, 4.** — internazionale d'assistenza pubblica e privata. Milano 1906. Atti del congresso. Vol. 4: Provvedimenti d'assistenza presi o da prendere nei diversi paesi contro la mortalità infantile. Milano 1908. 416 S. (Enthält die Berichte an den Kongress und die Verhandlungen. Durchgehend mit einer Zusammenfassung in französischer Sprache. Die einschlägigen Berichte sind hier unter den Verfasseramen aufgeführt)
- Coni, Emile R.** Etude sur la mortalité infantile à Buenos-Ayres (ca. 1878)
— Causes de la morbidité et de la mortalité de la première enfance à Buenos-Ayres 1886.
- Conrad, Johannes.** Beitrag zur Untersuchung des Einflusses von Lebensstellung und Beruf auf die Mortalitätsverhältnisse, auf Grund des statistischen Materials zu Halle von 1855-1874. (Conrads Sammlung nationalökon. statist. Abhandlungen des staatswissensch. Seminars zu Halle, 1.) Jena 1877.
— Grundriss zum Studium der politischen Oekonomie. 4. Teil: Statistik, 1. Teil: Geschichte, Theorie der Statistik, Bevölkerungsstatistik. 2. Aufl. Jena 1902. S. 145-150.
- Conti, E.** Questioni igieniche e sociali... Socialismo e mortalità infantile. Milano 1906.
- Coquebert Monbret**
s. *Duméril*
- Corps Médical Belge.** Procès verbal de la réunion du — tenu devant la Société royale de médecine publique et de topographie du royaume en 1910. Bruxelles.
- Cope, G. P.** On the mortality of infants under one year from improper or imperfect feeding = Dublin Journ. 112 (1901) S. 378.
- Crevoisier, L.** Etude statistique sur la mortalité enfantine en Suisse pendant 1876-1885 = Zeitschr. f. schweizer. Statistik 25 (1889) S. 108-143.
- Critien, A.** The infant mortality in the Maltese Island = Public Health 29 (1909) S. 330.
- Crupenski, Constantin.** Notice sur l'état démographique de la Roumaine d'après le mouvement de la population = Bulletin de l'Institut Internat. de Statistique. 9. Bd. 2. Lieferung (1896) S. 31/2.
- Crum, Fred. S.** Decline in birth rate and mortality of infancy = (Quarterly) Publications of the American Statistical Association. 9 (1904/5) S. 120/2 (Besprechung von: Report of the Royal Commission on the decline of the birth-rate and on the mortality of infants in New-South-Wales. (Coghlan) Sydney 1904.
— Infant mortality in the United States during one year of war = American Journal of Public Health, 11 (1919) S. 241-254. Reprinted by the Prudential Insurance Co of America.
— Geographical and seasonal variations in Infant Mortality in the United States 1917 - 1920 = American Journal of Public Health. 1920 (October) Reprinted as above.
— The Effect of Infant Mortality on the after-lifetime of Survivors = Transactions of the 11th annual Meeting of the American Child Hygiene Association, St. Louis October 1920. Reprinted as above.
- Cruveilhier, C.** Nécessité de l'uniformation des statistiques concernant la mortalité de la première enfance = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz, Berlin 1912. S. 1227-1232.
— Comparaison de la mortalité infantile de la ville et de la campagne = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz., Berlin 1912 S. 1241-1246.
- Curtis.** Infant mortality in New York = Cycl. pract. medicine 19 (ca. 1874) S. 267.
- Custer, Gustav.** Die hohe Säuglingssterblichkeit im Kanton St. Gallen 1882. 109 S.
— Kindersterblichkeit und Schutzpockenimpfung. Zürich 1882. 42 S.
- Czerny.** s. Wiederaufbau (1918)
- Dänemark,** Aegteskabs - statistik (Statistique der Mariages) = Danmarks Statistik, Statistiske Meddelelser 4. Reihe, 18 Bd., 1. Lieferung. Ko-

- penhagen 1905. 140 S. (u. a. familienweise Gestaltung der Kindersterblichkeit, ähnlich *Rubin* und *Westergaard*).
- Aegteskaber, Fødte og Døde i aarene 1911-1915 (mariages naissances et décès 1911-1915) = Danmarks statistik, Statistisk Tabelvaerk, 5. Serie, Lit. A Nr. 13 S. 46* ff. (eingehende Berechnungen nach dem Sterbealter in Lebensmonaten des 1. und 2. Lebensjahres für Ehe-liche und Uneheliche; in Stadt und Land auch nach elterlichem Beruf, usw) - Vgl. auch Nr. 2, 6, 8 für 1895/1900, 1901/05, 1906/10. Früherer Titel: «Vielser, Fødte og Døde» Vgl. Zusammenstellung 5. Ser A. 13 S. 2*.
- Befolkningsforholdene i Danmark i det 19. Aarhundrede (La population du Danemark pendant le 19 siècle) = Danmarks Statistik, Statistisk Tabelvaerk, 5. Serie Lit. A Nr. 5 (S. 130 ff. Mortalité des enfants)
- Daimer, J.** Geburts- und Sterblichkeitsverhältnisse in Oesterreich 1819 bis 1899 = Oesterr. Sanitätswesen 1902, Beilage 4 S. 61.
- Daniloff, N. P.** Die Kindersterblichkeit und Statistik der Totgeburten der Stadt Moskau von 1890-1904 = Russk. Wratsch. 10 (1911) S. 1074 (Russisch: eingehende statist. Untersuchung)
- Darmkrankheiten** und Brechdurchfall als unmittelbare Ursachen der Säuglingssterblichkeit = Katalog der Ausstellung f. Säuglingspflege, Berlin 1906.
- Dau, Hans.** Die Säuglingssterblichkeit in Greifswald 1901-1905. Diss. med. Greifswald 1906. 41 S. (Nichts Neues)
- Davies, D. S.** Infant mortality statistics = Public Health 21 (1908) S. 40.
- Decherf, Elie.** Etude critique des oeuvres françaises de protection de l'enfance. Historique, développement progressif..., les résultats obtenus = Bericht über d. 3. internat. Kongress. f. Säuglingsschutz. Berlin 1912. S. 384-411 (u. a. einige Statistik über Erfolg der Fürsorge)
- De la Camp:**
s. *La Camp*, de (1908)
- Delage.** Mortalité infantile. Résultats obtenus dans la Gironde par l'application de la loi Roussel = Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1890. Compte rendu Paris 1890, S. 125-132.
- Delcourt, Alb.** La mortalité infantile, ses causes. Etudes des moyens propres à l'enrayer = Pathologie infantile 1912 (Kindersterblichkeit in Belgien)
- Deleau, Paul L. J.** La mortalité infantile dans les villes industrielles du Nord et du Pas de Calais; remèdes rapides et pratiques. Diss. méd. Lille 1902/3.6. Nr. 133. 91 S.
- Delépine, S.** A probable effect of control of milk-supply upon infantile mortality from tuberculosis: evidence obtained in Manchester regarding the question = Lancet 182 (1912) S. 1424.
- Delpasse.** Quelques réflexions au sujet de la mortalité infantile = Gazette des maladies infant. 7 (1905).
- Del Vecchio G. Salvatore.** Sul terzo censimento generale. 1881 S. 32.
- Dempsey, M. V.** Infant mortality. Results of a field study in Brockton, Mass. Based on births in one year. — Infant mortality series N. 8. Childrens Bureau Publication N. 37. Washington 1919.
- Demuth.** Medizinal-statistische Mitteilungen aus der Rheinpfalz. Frankental 1889.
- Deneke, Karl.** Mitteilungen aus der Statistik der Säuglingssterblichkeit in der Provinz Sachsen = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 2 (1910) S. 406-417 (Vortrag auf der Versammlung zur Gründung der Hauptstelle f. Säuglingsschutz in d. Provinz Sachsen 9. 1910).
- Schaffung einer wissenschaftl. Bearbeitung der Säuglingssterblichkeit in der Provinz Sachsen und Vorschläge zu ihrer Bekämpfung = Zeitschrift f. Säuglingsschutz 2 (1910) S. 442 (Kurze Notiz über geplante Erhebungen)
- Denis-Dumont.** Influence de l'allaitment artificiel du biberon sur la mortalité des nouveau-nés dans le département du Calvados = Bull. de l'Académie de Medicine. Paris 32 (1866) S. 716.
- Depareieux.** Essais sur les probabilités de la durée de la vie humaine.

- Deutsch, Ernö.** Kindersterblichkeit und Milchküche = Archiv f. Kinder - heilk. 47 (1908) S. 1.
- Deutsche Reich, Das -** in gesundheitlicher und demographischer Beziehung. Festschrift des Kaiserl. Gesundheitsamtes und Statist. Amts zum 14. internat. Kongress f. Hygiene und Demographie. Berlin 1907. (S. 36-42: Todesfälle nach dem Alter, insbesondere unter den Säuglingen)
- Deutsches Reich.**
- Bewegung der Bevölkerung. 1890-1906 = Vierteljahrshefte zur Statistik des Deutschen Reiches, jährlich. 1907-1913 = Statistik des Deutschen Reichs Bd. 223, 227, 236, 246, 256, 266, 275. 1914-1919 = daselbst Bd. 276. Vgl. auch den Quellennachweis jeweils im Statistischen Jahrbuch f. d. deutsche Reich. (Die textliche Bearbeitung enthält öfter wertvolle Sonderstudien; z. B. Band 223 S. 47: Anwendung einer neuen von F. Tönnies in Vorschlag gebrachten Methode zur geographischen Darstellung der Beziehung zwischen Säuglingssterblichkeit und allgemeiner Sterblichkeit zu Geburtenhäufigkeit, ferner Kartogramm der Kindersterblichkeit 1904/06. Kindersterblichkeit nach Kalendermonaten zum 1. Male für 1911 in Band 256. Daselbst Kartogramm der Kindersterblichkeit 1909/11. Band 266 S. 46 über die Methoden. Band 275 S. 80. Beziehungen zwischen Säuglingssterblichkeit und andern Elementen der Bevölkerungsbewegung für die kleinen Verwaltungsbezirke, kombiniert gemäss der Korrelations - theorie; Band 276 über die Methoden sowie Uebersichten 1913-1919 Bearbeiter Joh. Rahts)
 - Aenderung der Geburtenziffer und der Säuglingssterblichkeit vor und während des Krieges = Wirtschaft und Statistik I (1921). S. 242/3.
 - Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich. 32 (1911): Diagramm über die Säuglingssterblichkeit i. J. 1909 in den Einzelstaaten.
 - Quellennachweis s. *Würzburger* (1922).
 - s. *Gesundheitsamt* (bzw. *Raths* und *Würzburg*).
 - s. *Stand* und *Bewegung* = Stat. d. D. Reiches N. F. 44.
 - s. *Reichstag*.
- Deutsche Statistische Gesellschaft.** Verhandlungen der 2. Mitgliederversammlung 1912 in Berlin: Rückgang der Geburten und der Sterbefälle. Referat von *Oldenberg* = Niederschrift der Verhandlungen, Beilage zum Deutschen Statist. Zentralblatt 5 (1913).
- Verhandlungen der 3. Mitgliederversammlung 1913 in Breslau: Geburten- und Sterblichkeitsrückgang und seine Literatur. Referat von *Tönnies* und *Roesle* = Niederschrift der Verhandlungen, Beilage zum Deutschen Statist. Zentralblatt 6 (1914).
- Deville.** Recherches sur le rapport existant entre le nombre des morts-nés et celui des décès dans la ville de Paris pendant treize années 1846-1858 = Gazette hebdomadaire de médecine 1862 S. 741-745, 774-777.
- Devilliers.** Recherches sur la mortalité des nourrissons et sur le service des nourrices = Bull. de l'Académie de Médecine, Paris. Bd. 32 (1866) S. 162-194.
- Rapport de la Commission de l'hygiène de l'enfance = Bull. de l'Académie de Médecine 1877 Nr. 25; 26, 1878 Nr. 11 (u. a. Besprechung mehrerer zeitgenössischer Werke über Kindersterblichkeit).
- Devine, Edward T.** The waste of infant life = The Survey (früher Charities) 23 (1910) S. 314-320.
- Diagrams,** Explanatory list of - relating to death of infants, prepared for the annual meeting and exhibit of the American association for study and prevention of infant mortality. Baltimore 1910. Washington (Gov. Print. off.) 1910. 15 S.
- Dietrich** (Köln). Säuglingsernährung und Wöchnerinnenasyle = Centralblatt für allgem. Gesundheitspflege 22 (1903) S. 46-53 (u. a. Originalzahlen über Sterblichkeit nach der Ernährung)
- Dietrich, Eduard.** Tuberkulose und Säuglingssterblichkeit = Tuberculosis 1906.

- Die Säuglingssterblichkeit in Preussen, ihre Ursachen und ihre Bekämpfung = Zeitschrift f. Säuglingsfürsorge 1 (1906/7) S. 437, 86.
- Das Fürsorgewesen für Säuglinge = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. Bd. 2 (Berlin 1908) S. 393-427 (Im Anhang 19 S. statist. Tabellen über Säuglingssterblichkeit) Vgl. auch = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 2 (1908) S. 1-29, 45-61.
- Wesen und Ursachen der Säuglingssterblichkeit = Festschrift zur Eröffnung des Kaiserin - Augusta - Victoria - Hauses. Berlin 1909. S. 80-102.
- Dingwall-Fordyce**, A. Statistics of infantile mortality in Scotland = 2.e Congrès internat. des Gouttes de Lait, Rapports. Bruxelles 1907. 14 S.
- The illegitimate baby in peace and war. Edinburgh (History for 3 years of infants born in the Maternity hospital Edinburgh 1911).
- Discussion** sur la mortalité des nourrissons en France. Bordeaux 1867.
- Dittmann**, Pankraz. Die Bevölkerungsbewegung der deutschen Grosstädte seit der Gründung des Deutschen Reiches. Bamberg 1912, 153 S. mit 71 Tabellen.
- Ditzel**. Statistiske Oplysninger om ca. 39.000 Fødsler. Kjöbenhavn 1882 (u. a. über Totgeburten).
- Fødselsstatistik for Danmark udenfor Kjöbenhavn for 1882. Kjöbenhavn 1884 (u. a. über Totgeburten).
- Divine**, Thomas. Some social factors in the causation of infantile mortality = *Lancet* 84 (1906) II S. 142/5.
- The tuberculous diseases of the Registrar-General, with special reference to mortality in infancy = *Journ. of paediatric med.* 1906 S. 522.
- Dodd**, T. Infantile mortality = *The economic Review* 14 (1904) S. 86, 342.
- Dohrn**. Tuberculose, Alkoholismus, Säuglingssterblichkeit, Geburtenrückgang. Ein Führer durch das Wandermuseum des hannoverschen Provinzialvereins zur Bekämpfung der Tuberculose. Neue Bearbeitung Hannover 1914.
- Dotti**, G. A. La mortalità infantile in Firenze = Inchiesta sulle condizioni dell'infanzia in Firenze 1909. Vgl. *Mya*.
- Statistik der Bevölkerungsbewegung (in Italien) = *Keller = Klumker*, Säuglingsfürsorge u. Kinderschutz. I. Bd. 1 Hälfte 1912, S. 486-490 (Mit ausführlichem Nachweis italienischer Literatur über die Findlinge, Findelanstalten usw.)
- Drake** (Mrs.) A study of infant life in Westminster = *Journal of the Stat. Society of London* 71 (1908) S. 678-686, Abdruck aus dem = *Annual Report of the city of Westminster Health Society for the year ended 30th June 1908, from records of infants visited during the year.* (Gesundheit, Ernährung und Sterblichkeit der Pflegekinder)
- Dresden** :
s. *Hygiene - Ausstellung* (1911)
s. *Lohnmatzsch*.
- Drexel**, Karl. Geburten und Sterbefälle in den grösseren Städten Oesterreichs im Jahrzehnt 1901-1910 und in den Jahren 1910, 1911, 1912 = *Statistische Monatsschrift* 19 (1914) (Säuglingssterblichkeit S. 204-211)
- Dreyfuss**, Albert. Die Säuglingssterblichkeit in Fürth von 1901-1908 nach amtlichem Material bearbeitet. Fürth i. B. 1909. 8 S. (Nichts Neues).
- Dreyfuss**, J. Ueber die Sterblichkeitsabnahme in deutschen Grosstädten im Laufe der letzten 3 Dezennien = *Vierteljahrsschr. f. gerichtliche Medizin* 3. F. 17, (1899) Suppl. H. S. 147
- Drigalski** Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit in Halle. Jena 1909 37 S.
- Drouineau**. Etat démographique actuel de la France = *Revue d'hygiène* 16 (1894).
- s. *Commission de la dépopulation*.
- Dsrydale**, C. R. The infantile death rate in European cities = *British medical Journ.* 1880. S. 474.
- Dubert**. La mortalité des enfants du premier âge (Betrifft den Kanton Pont-du Chateau, Dép. Puy de Dôme 1849-1869).

- Dublin**, Louis J. Infant mortality in Fall River, Mass. A survey of the mortality among 833 infants, born in June, July and August 1913 = Quarterly publications of the American Statistical Association XIV (1915).
- The present Status of Birth Registration in American Cities and its Relation to the Infant Mortality Rate. Sonderabdruck aus = Transactions Seventh Annual Meeting of the American Association for Study and Prevention of Infant Mortality. 1918. 14 S.
- Ducpetiaux**, E. Du sort des enfants trouvés et abandonnés en Belgique = Bull. de la Commission Centrale de Statistique, Bruxelles. I. (1843).
- La mortalité des enfants. Bruxelles 1866.
- Dudfield**, Reginald. Still-births in relation to infantile mortality = Journ. of the Statistical Society London 76 (1912) S. 1 - 26 u. 544 (mit Aussprache und Berichtigung).
- On the increase of mortality from injury at birth = Journ. of the royal statist. Society 76 (1912/13) S. 813/14.
- Stillbirths in relation to infantile mortality = Bull. de l'institut international de Statistique Bd. 20, 2. Lieferung (1915) S. 139-148, Diskussion daselbst 1. Lieferung S. 146.
- A suggested short method of constructing life-tables for infants under one year of age = Journ. Statist. Society 74 (1911) S. 540.
- u. andere: Report of special Committee on infantile Mortality = daselbst S. 27-87 (ausführliche Zusammenstellung der internationalen Bestimmungen über die Registrierung der Totgeburten).
- Dufort**, G. Rapport de la commission statistique etc. = Bulletin de la Ligue nationale Belge Nr. I, Mai 1910.
- Résultats statistiques et valeur sociale d'une consultation de nourrissons = Bericht über d. 3. internationalen Kongress. f. Säuglingsschutz Berlin 1912. S. 775-782.
- L' étude de la mortalité infantile doit se faire par régions naturelles = daselbst S. 786/9.
- L'uniformisation internationale de la statistique infantile = Bericht über den 3. internationalen Kongres f. Säuglingsschutz, Berlin 1912. S. 1187 - 1212.
- De la mortalité des enfants illégitimes en Belgique = Presse médicale belge. 1912. S. 619.
- Statistischer u. dynamischer Stand der Bevölkerung im I. Kindesalter (in Belgien) = *Keller-Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz, I. Bd. I. Hälfte. Berlin 1912 S. 9-19.
- Du Jardin** Giovanni. Saggio statistico della mortalità di Genova nell'anno 1860 = Liguria medica 1864.
- Dumeril** et Coquebert Monbret. Rapport à l'Académie des Sciences sur le mémoire de Benoiston de Châteauneuf, rapport publié avec le mémoire. Paris. 1824.
- Du Mesnil**, O. L'industrie des nourrices et la mortalité des nourrissons = Ann. d'hygiène publ. 2. Ser. 28. (1867) S. 1-87 (Verteidigung der privaten Armenbureaus in Paris, gegen Borchard und Monot)
- Dunlop**, I. C. Bericht über die Volkszählung in Schottland = Journal of the royal statistical Society. Vol. 77, Part 3 (Februar 1914) S. 282 (u. a. familienweise Gestaltung der Kindersterblichkeit. Samt Diskussion in d. stat. Society. Kurzer Auszug bei *Feld* = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 1914)
- Durrer**. Calcul de la mortalité des enfants en bas âge = 4. Congrès internat. d'hygiène et de démographie à Genève 1882. Comptes rendus. 2. Band Genf 1883. S. 685-701.
- Duesseldorf**:
 s. *Säuglingssterblichkeit* (1911)
 s. *Verein für Säuglingsfürsorge*.
- Duvillard**. Analyse et tableaux de l'influence de la petite vérole sur la mortalité... Paris 1806.
- Edwards**, H. Milne:
 — s. *Villermé* (1829)
 — De l'influence des saisons sur la mortalité des enfants en France.

- Bruxelles 1838 (? Zitiert von *Oldendorff* in *Eulenburgs Realencyclopädie* 13. Bd. S. 494)
- Effinger, Johannes.** Die Säuglingssterblichkeit in München 1878. Diss. med. München 1888. 40 S.
- Effler.** Die Säuglingsfürsorge und der Staat - Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 2 (1908) S.346.
- Egypten :**
s. *Statistique sanitaire en Egypte* (1890 und 1899)
- Eichelberg.** Einiges zum Thema von den Ursachen der Säuglings -- Sommersterblichkeit mit statistischem Beitrag über die Wohnung als ätiologischen Faktor = *Archiv. f. Kinderheilkunde* 59 (1912) S. 83.
- Eichelmann.** Die Säuglingssterblichkeit in den süddeutschen Grosstädten Karlsruhe, Mannheim, München, Nürnberg, Strassburg u. Stuttgart 1891-1909 = *Verwaltung und Statistik I* (1911)
- Eidam.** Sieben Jahre Säuglingsfürsorge in Gunzenhausen = *Münchener med. Wochenschrift* 63 (1916) N. 42.
- Einfluss** der Entbindungshäuser und der Stillfürsorge auf die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre = *Oesterr. Aerztezeitung* 7 (1910) S. 332, 351.
- Eisenstaedt, Mary.** Die Säuglingssterblichkeit im allgemeinen und an Magen- und Darmkrankheiten im besonderen in den Städten der Schweiz und in Davos in den einzelnen Monaten des Jahres und in 6 Ortschaften der Schweiz in den einzelnen Quartalen des Jahres im Durchschnitt der Jahre 1900-1909. Diss. med. Zürich 1915. 16 S.
- Elben, Rudolf.** Einige Untersuchungen über die Militärtauglichkeit in Württemberg 1889-1898 = *Württemberg. Jahrbücher f. Statistik u. Landeskunde*. 1900 I S. 97-126 (S. 121: günstige Militärtauglichkeit bei hoher Kindersterblichkeit in Folge der natürlichen Auslese).
— Die Tuberkulose in Württemberg nach Alter und Beruf 1899-1901 = *Württemb. Jahrb. f. Statist. u. Landeskunde* 1903 II S. 152-189.
- Éléments démographiques de la Suède. 1748-1875.**
s. *Berg, Fr. Th.* (1878)
- Elfert, Gustav.** Säuglingssterblichkeit, Säuglingsernährung und Säuglingsfürsorge in Aachen = *Zeitschr. für Säuglingsfürsorge* 8 (1914) S. 73-128 Auch besonders.
- Eller, R.** Statistische Mitteilungen über Kindersterblichkeit im Industriegebiet Solingen (aus der Ausstellung f. Säuglings- und Kinderpflege Solingen 1908) = *Centralblatt f. allgemeine Gesundheitspflege* 28 (1909) S. 81-115.
- Ellis, Havelock.** The task of social hygiene. London 1912. 430 S.
— *Rassenhygiene und Volksgesundheit* hrsg. v. Hans *Kurella*. Würzburg 1912.
- Elsass-Lothringen :**
s. *Säuglingsterblichkeit* (1910)
- Employment** of women and infant mortality = Report on condition of women wage-earners in the United States. Special reports made by the Bureau of Labour and printed as Senate Document No 645, 61 th Congress, 2d Session, Volume XIII (1912)
- Engel, Ernst.** Bewegung der Bevölkerung im Königr. Sachsen 1834-1850. = *Statistische Mitteilungen aus d. Königr. Sachsen* hrsg. v. Stat. Bureau d. Ministeriums d. Innern. 2 (1852) (bes. S. 70 und Tabellen S. 135 ff.)
— Die Sterblichkeit und die Lebenserwartung im preuss. Staate u. besonders in Berlin = *Zeitschr. d. preuss. statist. Bureaus I* (1861) S. 321; 2 (1862) S. 50.
- Engel, E. S.** Die Gründe der hohen Säuglingssterblichkeit in den Städten = *Zeitschr. f. Fleisch- und Milchhygiene* 14 (1904) Nr. 12.
- Engel Bey, F.** *Statistique sanitaire en Egypte. Rapport annuel 1888.* Le Caire 1890.
— Klima und Sterblichkeit = 8. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Budapest 1894. *Comptes-rendus et mémoires*. 7 Bd. (Budapest 1896) S. 566-571.
— *Statistique sanitaire des villes de l'Egypte-Résumé de la période quin-*

quennale de 1886-1890 3. partie: Mortalité des villes de la Basse Egypte. Le Caire 1899.

- Dürfen wir ruhig zusehen wie die Ernährung der Säuglinge durch die eigene Mutter mehr und mehr durch die künstliche Ernährung verdrängt wird? = Deutsche Aerzte - Zeitung 1902/3 (u. a. über Säuglingssterblichkeit in Aegypten).
- Welche Schlüsse ergeben sich aus der Säuglingssterblichkeit in Bezug auf Wohnung und Ernährung? = Bericht über d. 14. internat. Kongress f. Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 4. Bd. (Berlin 1908) S. 780-789. Auch = Berlin. klin. Wochenschrift 44 (1907 Nr. 49) S. 1593/5.

Engels, Fr. Die Lage der arbeitenden Klassen in England. 1845; 2. Aufl. 1892 (darin besonders S. 110 ff.)

England:

- *Mortality in England 1851-1860 bzw. 1861-1870; 1871-1880; 1881-1890; 1891-1900* = Supplement of the Annual Report of the Registrar General of Births, Deaths and Marriages Nr. 25, bzw. 35, 45, 55, 65. (Ferner im 50. Annual Report (1887) S. XXII/III: Sterblichkeit der unter 5-jährigen nach 29 Todesursachen während 1848-1880. Tabelle).
- Arrangements respecting the registration of births, deaths and marriages in the British Colonies and Possessions = 30th Report Registrar General (1867) S. LXVI; 65th Report (1902) Appendix.
- Ministry of Health. Annual Report (Third Report 1921/22)
- Annual Report of the Chief Medical Officer of the Ministry of Health. Für 1920 unter dem Titel: «On the State of the Public Health» by George Newman.
- House of Commons Return to:
 - s. *Still-births* (1891) u. (1893)
- *Committee interdepartmental - on physical deterioration:*
 - s. *Tatham* (1904).
 - s. *Commission of inquiry to the state of large towns* (1844)
 - s. *Commission*, Royal - on the Poor-Laws (1909)
 - s. *Committee* (special) on infantile mortality (1912)
 - s. *Local Government Board* (1889, 1910, 1918)
 - s. *Sanitary state*, Papers relating to the - (1858)
 - s. auch *Irland* und *Schottland*
- Geringe Säuglingssterblichkeit in englischen Gartenstädten = Korrespondenz für Gesundheitspflege 26. Mai 1913. Vgl. = Neue Generation 9 (1913) S. 386.

Entbindungsheime, Einfluss der — und der Stillfürsorge:
s. *Einfluss* (1910)

Epstein, Alois. Studien zur Frage der Findelanstalten. Prag 1882.

- Statistische und hygienische Erfahrungen aus der böhm. Findelanstalt in Prag 1880-1884 = Prager med. Wochenschrift 1885 N. 26. Auch besonders 34 S.
- Ueber Kinderschutz und Volksvermehrung mit besonderer Beachtung der Verhältnisse in Böhmen = Zeitschrift f. Volkswirtsch. Sozialpol. und Verwaltg. hrsg. von Böhm-Bawerk 19 (1910) S. 26-67. Auch besonders Wien 1910 44 S. (Mit einem Kartogramm der Säuglingssterblichkeit in Böhmen 1881/1900).
- Ueber den Sommerdurchfall des Säuglings und seine Ursachen = Beihefte z. Mediz. Klinik 1913 Heft 9 S. 241.

Eroess, J. Sterblichkeitsverhältnisse der Neugeborenen und Säuglinge = Zeitschrift f. Hygiene 19 (1895) S. 371-392 (Referat in der Sektion für Kinderhygiene des Internat. Kongresses für Hygiene und Demographie. Budapest 1894).

Escherich, D. (Vater). Ueber die Sterblichkeit der Kinder in ihrem Zusammenhang mit den topographischen meteorologischen Verhältnisse = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt 1860 N. 40 (S. 703?)

- Die Kindersterblichkeit in ihrer Rückwirkung auf das Geschlechtsverhältnis und die Alterklassen der Bevölkerung in Königreich Bayern = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1860 N. 51.

- Die Sterblichkeit der Kinder in den ersten Lebensjahren in Süddeutschland. = Bay. ärztl. Intelligenzblatt 1871 S. 206.
- Volksbewegung, Fruchtbarkeit und Sterblichkeit im Kgr. Preussen = Correspondenzbl. d. niederrhein. Vereins f. öffentl. Gesundheitspflege 4 (1875) S. 170.
- Die quantitativen Verhältnisse des Sauerstoffs der Luft, verschieden nach Höhenlage und Temperatur der Beobachtungsorte in ihrer Rückwirkung auf die Sterblichkeit im ersten Lebensjahre = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt 1876 N. 44. 1877 N. 22, 48; 1878 N. 12, 13.
- Escherich, Th.** (Sohn). Studien über die Morbidität der Kinder in verschiedenen Altersklassen = Jahrb. für Kinderheilk. 51 (1900) S. 1.
- Ueber Ursache und Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = «Studien und Vorschläge z. Förderung des Selbststillens in Oesterreich». Wien 1906. Siehe *Förderung*.
- Kindersterblichkeit = Atti del 4. congresso internazionale d'assistenza pubblica e privata Milano 1906. Vol. 4, Milano 1908 S. 71-85.
- Espine, Marc d'.** Influence de l'aisance et de la misère sur la mortalité. Recherches critiques et statistiques. = Ann. d'hygiène publ. 37 (1847) S. 323-357; 38 (1847) S. 5-32.
- Notice statistique sur les lois de mortalité et de survivance aux divers âges de la vie humaine... d'après les 10 203 décès dans le canton de Genève 1838-1845 = Annales d'hygiène publ. 38 (1847) S. 289-322 (u. a. Absterbeordnung nach Tagen der ersten Lebenswoche und weiter nach Wochen bzw. Monaten d. ersten Lebensjahres)
- Statistique mortuaire comparée. 1858. (Darin Kindersterblichkeit für Genf 1838-1855).
- Espine, A. d'.** Des causes de la mortalité excessive des nouveaux nés et des moyens pour la combattre = Bullet. de la Soc. genevoise d'utilité publique 6 (1882) 26 S.
- Etienne, G.** La mortalité enfantine dans les familles des ouvrières à la manufacture de tabacs de Nancy = Ann. d'hygiène publ. 3. Sér. 37 (1897) S. 526-536 (Einfluss der Ernährungsweise und der Fabrikarbeit der Mutter).
- Eugenics**: s. *Congress* (1912)
- Everdingen, jr. E. van.** Verband tusschen Kindersterfte en hooge temperaturen. = Akademie der Wissenschaften zu Amsterdam, Sitzungsbericht der Abteilung Wis-en Naturkundige vom 26. Oktober 1907 S. 274.
- Ewald, Walter.** Soziale Medizin I. Band 1911 (im 2. Teil u. a. Säuglingssterblichkeit).
- Eyzaguirre, Rómulo.** Infirmities évitables et mortalité infantile. Lima (Peru) 1906.
- Fabricius-Bjerre, Einer.** Die Säuglingsmortalität (0-1 Jahr) in Dänemark statistisch behandelt = 2e. Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907 28 S.
- Børnedødeligheden (0-1 aar) 1. Danmark statistisk behandlet = Maanedsskript for Sundhedspleje 1907 S. 311.
- Factories inquiry commission's report.** (Vor 1845 Fr. Engels zitiert aus dem 3. Band den Bericht von Dr. *Hawkins* für Lancashire.
- Falk, (Kreisphysikus).** Die Kinderernährung in Charlottenburg = Statist. Jahrbuch der Stadt Berlin 15 auf 1888 (Berlin 1890) S. 89-103.
- Falkenburg, Ph.** Morbidität, Mortalität und Geburtenziffer in den verschiedenen Ländern = Bericht über den 3. internat. Congress für Säuglingsschutz Berlin 1912 S. 1111-1126 (Mit Discussion).
- s. *Saltet* (1907).
- Farr, William.** On infant mortality and on alleged inaccuracies of the Census = Journal of the Statist. Society of London. 28 (1865) S. 125-149 (Bezeichnet als Part I. Part II. unter d. folgenden Titel).
- Mortality of Children in the principal States of Europe = Journal of the Statist. Society of London 29 (1866) S. 1-35 (Mit kurzen Beiträgen von *Stark* (Schottland), *Aschoug* (Norwegen), *Berg* (Schweden), *Legoyt* (Frankreich), *Herz* (Oesterreich).
- Vital statistics. Part IV. Death: Infant and Child mortality. London 1885.

- auch in den Reports of the Registrar-General, England.
- Federici**, A. Saggio di studi statistici sull'ospizio dei trovatelli di Genova 1870.
- Feer**, E. Säuglingssterblichkeit und Geburtenrückgang = Universität Zürich, Festgabe zur Einweihung der Neubauten 1914 S. 179-196.
- Felges**. Ueber die Todesursache der Säuglinge. Diss. med. Kiel 1896 (Auf Grund von 1082 Kieler Sektionsprotokollen).
- Feld**, Wilhelm. Die familienweise Statistik der ehelichen Fruchtbarkeit und der Kindererhaltung = Bull. de l'Institut internat. de statistique 19 I. (1912) S. 188-216 (Methodisches)
- Die familienweise Gestaltung der Kindersterblichkeit nach dem Berufe der Mutter = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge (1914) (Kurzer Bericht über die Zählung in Schottland).
- Vom Einfluss der Armut auf die Sterblichkeit, besonders bei den Säuglingen u. d. Schwindsüchtigen = Zeitschrift für Sozialwissenschaft 1921 S. 419 (Bemerkungen zu L. Hersch, inégalité devant la mort).
- Schaffung eines einheitlichen Schemas für gleichmässige internationale Statistik der Säuglingssterblichkeit = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz, Berlin 1912 S. 1218/20 (Nur Schlusssätze).
- Sterblichkeit und Todesursachen im 18 Jahrhundert = Jahrb. f. Nat. und Stat. 119 (1922) S. 157 (Bemerkungen zu Kisskalt)
- Die Uebersterblichkeit der unehelichen Säuglinge = Zeitschr. für schweizer. Statistik 59 (1923) S. 129-154.
- s. *Thomann*. (1912)
- Felhoen**. Etude statistique sur la mortalité infantile à Roubaix, Lille et Tourcoing (1871-1905) Paris 1906 264 S.
- Felsenthal**, Simon. Fünf Jahre Ziehkinderfürsorge in Mannheim = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 2 (1908) S. 379-384.
- Die Säuglingssterblichkeit in Mannheim = Archiv. f. Kinderheilk. 51 (1909) S. 35-43.
- Fenger** (Kopenhagen). Quid faciant aetas annique tempus ad frequentiam et diuturnitatem morborum. Disquisitio medico statistica Hafniae 1840.
- Ferrara**, Francesco. Dei fanciulli abbandonati = Giornale di statistica (Hrsg. v. d. Statist. Zentralkommission Sizilien) 3 (1838) Wieder abgedruckt = Annali di statistica 4. Ser. 39 (Rom 1890)
- Feyler** Marie. Données statistiques de la mortalité enfantine en Suisse = 2. Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports Bruxelles 1907 15 S.
- Fickert**. Eine bekannte Ursache der Sterblichkeit der Kinder unter einen Jahr, statistisch behandelt = Vierteljahrsschr. f. gerichtl. Med. 1876 S. 536 (Einfluss der Ernährungsweise bei 354 verstorbenen Kindern).
- Figowska**, Laura. Untersuchungen über den Einfluss der Ernährungsstörungen der Säuglinge auf die gesamte Säuglingssterblichkeit der Schweiz Diss. med. Bern 1910 30 S.
- Flinckenstein**, R. Ueber die Kindersterblichkeit in Breslau = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspflege 2 (1870) S. 563-574.
- Finizio**, G. Influenza della legislazione sanitaria sulla mortalità infantile in Italia = La Pediatria 1912 N. 3 u. 4.
- Mortalität infantile in rapporto alle condizioni sociali dei genitori. Roma 1913, 22 S.
- Flnckelnburg**, Karl Maria. Ueber die Sterblichkeitsverhältnisse Berlins = Vierteljahrsschr. f. gerichtl. Med. u. öffentl. Sanitätswesen, hrsg. v. E. Eulenbergs. N. F. 30 Vgl. auch = Gegenwart 1877.
- Ueber den hygienischen Gegensatz von Stadt und Land, insbesondere in der Rheinprovinz = Centralblatt f. allg. Gesundheitspf. I. (1882) (S. 10 Sterblichkeit der Säuglinge nach dem Alter in Stadt und Land).
- Art. Kändersterblichkeit = Herm. *Eulenbergs* Handbuch d. öffentl. Gesundheitswesens 2. Berlin 1882 S. 186-199.
- Finkelstein**, Heinrich. Ueber Morbidität und Mortalität in Säuglingspitälern und deren Ursachen = Zeitschr. f. Hygiene 28 (1898) S. 125.
- und Ballin. Die Waisensäuglinge Berlins = Berlin 1904.

- Die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = Schriften d. Deutschen Vereins f. Armenpflege. und Wohltätigkeit 74 (1905) S. 49-88.
- Ueber den Sommergipfel der Säuglingssterblichkeit = Deutsche med. Wochenschr. 35 II. (1909) N. 32 S. 1377-1381 (Vortrag i. Verein f. inner. Medizin und Kinderheilkunde 21. Juni 1909 Vgl. Discussion a. a. O. S. 1455).
- Finlaison, John.** (Actuary of the National debt) Report..... 5. July 1825 (Sterblichkeit der sozialen Klassen. Vgl. hierzu: d'*Jvernois* = Bibliothèque universelle; Litt, Tome 54 (18 année, 1833) S. 43 ff u. S. 144 ff.)
- Finnis.** Etude sur les principales causes lethifères chez les enfants à Athènes. Athen 1880.
- Fircks, A. v.** Die wichtigsten Tatsachen aus dem Gebiete der Geburten, Sterbefällen und Eheschliessungen in Preussen = Zeitschr. d. Preuss. Statist. Bureaus 18 (1878) S. 363-380.
 - Rückblicke auf die Bewegung der Bevölkerung im Preussischen Staat während des Zeitraums 1816-1874 = Preuss. Statistik 48A Berlin 1879.
 - Die Kindersterblichkeit in Preussen während des Jahres 1882 mit Unterscheidung des Religionbekenntnisses der gestorbenen Kinder = Preussische Statistik. 75 (1884) 71 S. (In der Hauptsache Tabellen)
 - Die Zeit der Geburten und die Sterblichkeit der Kinder während des 1. Lebensjahres nach den im preussischen Staat während der Jahre 1875-1883 gesammelten Beobachtungen = Zeitschr. d. preuss. Statist. Bureaus 25 (1885) S. 93-142 (Mit Kartogrammen)
 - Die Berufs- und Erwerbstätigkeit der eheschliessenden Personen in ihrem Einflusse auf deren Verheirathbarkeit, die Wahl des Gatten bezw. der Gattin, das durchschnittliche Heiratsalter, die eheliche und uneheliche Fruchtbarkeit sowie das Geschlecht und die Lebensfähigkeit der Kinder = Zeitschr. d. Preuss. Statist. Bureaus 29 (1889) S. 165 (Darin Angaben über die Totgeburten)
 - Die Häufigkeit ehelicher und unehelicher Geburten, von Totgeburten und Knabengeburt, sowie die Kindersterblichkeit im Preuss. Staat 1881-1890 = Preuss. Statistik 138 (1896) S. XXIII - XXXV (mit 8 Kartogrammen)
 - Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik (Hand- und Lehrbuch d. Staatswissenschaften, begr. v. Frankenstein, fortges. v. Heckel 1. Abt. 6) Leipzig 1898 S. 274-286.
 - Die Sterblichkeitsverhältnisse der preussischen Bevölkerung = Zeitschr. d. preuss. Statistischen Bureaus 37 (1897) S. 32 ff.
- Fischer, Alfons.** Öffentl. Säuglingsfürsorge und Sterblichkeitsstatistik = Jahrb. f. Nationalök. und Statistik 3. F. 38 (1909) S. 79 (gegen Seutemanns Aufsatz daselbst Bd. 37)
 - Säuglingssterblichkeit nach der sozialen Stellung der Eltern = Deutsche Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspflege 1911.
 - Die Mutterschaftsversicherung in den europäischen Ländern 2. Aufl. Gausch b. Leipzig 1912 (in der Einleitung kurz: Krankheits- und Sterblichkeitsverhältnisse der arbeitenden Frauen und ihrer Säuglinge)
- Fischer-Eckert, Li.** Die wirtschaftliche und soziale Lage der Frauen in dem modernen Industrieort Hamborn im Rheinland. Hagen 1913 (u. a. Ergebnisse einer eigenen Erhebung über die familienweise Gestaltung von Geburtenhäufigkeit und Kindersterblichkeit, Vgl. dazu Besprechung von W. Feld. = Archiv f. Rassen u. Gesellschaftsbiologie 11 (1914) S. 270/3)
- Fischl, Rudolf.** Ueber die Ursachen der Säuglingssterblichkeit (in Prag) = Verhandlg. d. 11. Versammlg. d. Gesellsch. f. Kinderheilk. Wien 1894. Kurzes Referat = Verhandlg. Gesellsch. deutsch. Naturforscher u. Aerzte. 66. Versammlg. Wien 1894. 2 II (Leipzig 1895) S. 165.
- Fletcher, W. W. E.** On the sanitary circumstances and administration of Middlesbrough, with special reference to the persistently high general death-rate and infantile mortality and their causes = Reports to the Local Government Board on Public Health Subjects (New Series N. 42) 1908.
- Fleury, G. M.** Enregistrement et calcul des morts-nés = Congrès internat.

d'hygiène et de démographie, Paris 1889. Compte rendu. Paris 1890. S. 1066-1085 (mit Diskussion).

Flinzer, M. Die Bewegung der Bevölkerung in Chemnitz 1730-1870. Chemnitz 1872-43 S.

Florenz :

s. *Mortalità* (1909)

s. *Mya* (1909)

Fluegel. Betrachtungen eines Neulings in Niederbayern = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1867 S. 473.

— Geburts- und Sterbelisten aus Oberfranken und Niederbayern = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1868 N. 43.

Fluegge, C. Das Wohnungsklima zur Zeit des Hochsommers. Beiträge zur Hygiene I Leipzig 1879.

— Grundriss der Hygiene. Leipzig 1889 (Cholera infantum: S. 512/5, 122).

— Grossstadtwohnungen und Kleinhaussiedlungen in ihrer Einwirkung auf die Volksgesundheit. Jena 1916. (I. Abschnitt: Statistische Feststellungen über Wohnungseinflüsse, darunter: Säuglingssterblichkeit Im II. Abschnitt u. a.: Hochsommerklima der grossstädtischen Wohnungen).

Flux, A. W. Urban vital statistics in England and Germany = Journ. Statist. Society 73 (1910) S. 207-253 (S. 224: Aufwuchsziffern, S. 230 Kindersterblichkeit und Diskussion).

Fock. Zur Sterblichkeit der Flaschenkinder = Monatsschr. f. soziale Med. hrsg. v. Fürst u. Jaffé. 1 (1903/4) S. 346/9.

Foerderung des Selbststillens in Oesterreich, Studien und Vorschläge zur — Wien 1906. 127 S. (U. a. Th. *Escherich*, Ueber Ursachen und Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit. S. *Weiss*. Säuglingssterblichkeit und Säuglingsernährung in Wien).

Forcart, M. K. Versuch einer schweizerischen Bibliographie über Säuglings- und Wöchnerinnenfürsorge, Kinder- und Mutterschutz. Veröffentlichungen innerhalb der Jahre 1900-1912 = Schweizerisches Jahrbuch f. Jugendfürsorge über das Jahr 1913. Hrsg. v. Alb. *Wild*. Anhang zum Jahrbuch d. Schweizer. Gesellschaft f. Schulgesundheitspflege 14 (1913) Zürich 1914.

Forster, I. W. Statistics of infantile mortality in England and Wales = 2. Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907 8. S.

Forsyth, David. Infant mortality as seen in a Childrens Hospital. Vortrag in der Section for study of disease in children der Royal Society of Medicine, London 1909. Auch besonders erschienen. Vgl. The Lancet 176 (1909) I S. 397 und 1331 (weist unter anderm auf die Unvollkommenheit der amtlichen Todesursachenstatistik hin).

Frank, Joh. Peter. System einer vollständigen medizinischen Polizey. 2. Bd.: Von der aussereheligen Zeugung, dem geflissentlichen Missgebären und anderen Misshandlungen der uneheligen Kinder, von der physischen Erziehung des Neugeborenen bis zum erwachsenen Bürger. Mannheim 1780. 692 S.

Franke, Gustav. Beitrag zur Statistik der Sterblichkeitsverhältnisse unehelicher Kinder im Grossherzogtum Baden. Diss. Freiburg i. B. Auch = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 365-377, 424-429.

Frankenstein, Kuno. Bevölkerung und Hausindustrie im Kreise Schmalkalden seit Anfang dieses Jahrhunderts (Fr. J. *Neumanns* Beiträge zur Geschichte der Bevölkerung in Deutschland. 2. Tübingen 1887. S. 162.

Franklin, Alfred. La vie privée d'autrefois. L'enfant. Paris 1896.

Frankreich :

— Statistique annuelle du Mouvement de la Population — Statistique générale de la France: Tomes XXIX/XXX pour les années 1899 et 1900. S. CXXXV (eingehende Berechnungen der Sterblichkeit nach Lebens- tagen und Monaten innerhalb des ersten Jahres).

— Ergänzt in Tome XXXII (1902) S. XXXI bearbeitet von M. *Huber*.

— Id. Tome XXXI (1901) S. CXC VII ff. (für 1860/62 und 1890/92 nach Departements)

— Statistik über Kindersterblichkeit. Hrsg. v. Bureau f. öffentl. Hilfe und Hygiene 1910 (?).

- Rapport préliminaire de la commission de la statistique des fonctionnaires = Statistique générale de la France; Rapports au Conseil Supérieur de statistique (Extrait du Bulletin N. 10) Paris 1908. 89 S. (u. a. familienweise Gestaltung der Kindersterblichkeit).
- s. *Discussion* sur la mortalité des nourrissons (1867).
- s. *Huber, M.* (1909 u. 1912)
- *Statistique* de la mortalité des enfants assistés und folgende.
- *Statistique internationale* (1907)
- s. *Amsterdam* (Jaarboek 1903/4)
- Freemann, Rowland Godfrey.** The reduction in the infant mortality in the city of New York and the agencies which have been instrumental in bringing it about = Medical News (New York) 1903 September.
- Infant mortality. Food and its influence. Control of Milk. = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 3. Bd. 2. Teil (Berlin 1908) S. 1132-1139.
- Frey.** Beitrag zur Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit in ländlichen Bezirken = Veröffentl. aus dem Gebiet der Medizinalverwaltung, hrsg. v. d. Medizinalabteilung d. preuss. Ministerium des Innern. 2. Bd., 9. Heft. Berlin 1913.
- Fridinger.** Denkschrift über die Wiener Gebär- und Findelanstalt. Wien 1887.
- Friedjung, J. K.** Erwiderung auf *Meinert*; Säuglingssterblichkeit und Wohnungsfrage = Archiv. f. Kinderheilkd. 45 (1907) S. 78. Vgl. *Meinerts* Bemerkungen hierzu = daselbst S. 153.
- Friedmann, S.** Ueber die Sterblichkeit der Kinder im 1. Lebensjahre und die Mittel zu ihrer Verringerung. München 1866.
- Frohleben.** Ueber die Ursachen der grossen Sterblichkeit der Kinder in ihren ersten Lebensjahren und die Mittel, derselben vorzubeugen. Dorpat 1837.
- Fuerst, Walter.** Die Säuglingssterblichkeit in München 1895-1904 und der Einfluss der Witterungsverhältnisse auf dieselbe. Diss. med. München 1907 Auch = Vierteljahrsschrift f. öffentliche Gesundheitspflege. 39 (1907) S. 417-438.
- Fulton.** George C. H. Infantile mortality: its causes and preventions = British med. Journ. 1904 II S. 1513.
- Funk, J.** Die Sterblichkeit nach sozialen Klassen in der Stadt Bremen = Mitteil. d. Bremischen Statist. Amtes. 1911 N. 1 (Beilage zum Monatsbericht).
- Gagnoni, E.** La mortalità dei bambini in rapporto alla loro nutrizione = Atti della R. Accademia dei Fisiocritici. Serie 4., Vol. 15. Siena 1905 (auch besonders).
- Gairdner, W. T.** (Ueber die Kindersterblichkeit nach Beobachtungen in der Privatpraxis, mit Hinweisung auf zukünftige Untersuchungen) = Edinburgh med. Journ. 6 (1860) S. 437.
- Infant mortality = Brit. med. Journ. 1902, 30. August.
- Gajewski, W.** die Säuglingssterblichkeit in Preussen in den Jahren 1919 und 1913 = Medizinalstatist. Nachrichten, hrsg. vom Preuss. Stat. Landesamt 10 (1922, Heft 3) S. 151-159 (mit neuer Methode der Berechnung).
- Galasso, P.** Die Säuglingssterblichkeit in Wien = Der Amtsarzt. 4 (1912) S. 154.
- Galatti, D.** Einfluss der Entbindungsheime und der Stillfürsorge auf die Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre = Oesterr. Sanitätswesen. 21 (1909) S. 450, 462, 473, 481.
- Gallo, G.** Sulla mortalità infantile in Napoli. Mezzi per combatterla = Archivio internazionale di Medicina e Chirurgia. Fasc. 20/1 (1903)
- La mortalità infantile in Italia. Principali mezzi scientifici e sociali atti a combatterla = Atti del 6. Congresso Ped. Ital. in Padova. 1907. Volume I.
- Ganguillet, F.** Die Kindersterblichkeit der ersten Lebensstage in der Schweiz = Zeitschr. f. schweizer. Statistik 48 (1912) I S. 397-412.
- Ganzenmüller, K.** Die Fruchtbarkeits- und Sterblichkeitsverhältnisse in

- sämtlichen Städten Sachsen 1891-1895 = Zeitschr. d. sächsischen Statist. Bureaus. 43 (1897) S. 142.
- Gascan, A.** Etude sur la mortalité des enfants à Alger. Paris 1866.
- Gaujoux, C.:**
— s. *Gerbaud* (1909).
- Gauneau, J.** De la mortalité des nouveau-nés et des moyens de la combattre. Paris 1869.
- Geburtenhäufigkeit** in Stettin:
— s. *Stettin*.
- Gehrke, W.** Sterblichkeit der Kinder im 1. Lebensjahre in Stettin 1905/6 = Deutsche med. Wochenschr. 33 (1907 N. 15) S. 597.
- Geigel.** Kindersterblichkeit in Würzburg = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspflege 3 (1871) S. 520-533.
- Geissler, Arthur.** Vergleichende Statistik der Geburts- und Sterblichkeitsverhältnisse in Sachsen von 1834-1875 = Zeitschrift d. sächsischen statistisch. Bureaus 22 (1876) S. 361/7.
— Ueber den Einfluss der Säuglingssterblichkeit auf die eheliche Fruchtbarkeit mit besonderer Berücksichtigung der Ehen im Bergmannsstande = Zeitschr. d. sächs. statist. Bureaus 31 (1885) S. 23-34.
— Ueber Kindersterblichkeit und eheliche Fruchtbarkeit im sächsisch. Bergmannsstande = Jahrb. f. Kinderheilkd., 23 (1885).
— Ueber die Sterblichkeit der Neugeborenen im ersten Lebensmonat = Zeitschr. d. sächs. Statist. Bureaus. 31 (1885) S. 144-155.
— Ueber die Kindersterblichkeit in Sachsen 1880-1889 = Statist. Jahrbuch f. d. Königreich Sachsen auf 1892 (Dresden 1891) S. 144.
— Ueber die Säuglingssterblichkeit im Königr. Sachsen nach der Jahreszeit (1881-1890) = Statist. Jahrb. f. d. Königr. Sachsen auf 1893 (Dresden 1892) S. 68-77.
- Gemuend, Wilhelm.** Sommerklima, Wohnung und Säuglingssterblichkeit = Zeitschrift f. Sozialwissensch. N. F. 2 (1911) S. 708-711 (Besprechung v. *Kathe*).
— Hochsommerklima, Wohnung und Säuglingssterblichkeit = Technisches Gemeindeblatt 14 (1912) S. 318.
— Der Einfluss der Hitze auf die Sterblichkeit der Säuglinge = Zeitschr. f. Sozialwissensch. N. F. 3 (1912) S. 198-203 (Besprechungen von: *Liefmann* und *Lindemann*, und *Rietschel*).
— Wohnungshygiene und Hochsommerklima nebst kritischen Bemerkungen zur Entstehung wohnungshygienischer Theorien = Zeitschr. f. Sozialwissensch. N. F. 3 (1912) S. 472-488, 605-616.
— Statistischen Ergebnisse zum Thema: Hochsommerklima und Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. Sozialwissensch. N. F. 3 (1912) S. 793.
- Gentil.** Bemerkungen über die Sterblichkeit der Kinder in den ersten Lebensjahren = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1856 N. 2.
- Georgiewsky, Paul.** Säuglingssterblichkeit im europäischen Russland in den Jahren 1909, 1910, 1911 = Allgem. Statist. Archiv 8 (1914) S. 45-53.
- Gerband** und **Gaujoux.** Quelques considérations sur la mortalité infantile à Montpellier pendant 1899-1908 = Montpellier médical. 1909 S. 385u. 409
- Gesundheitsamt, (deutsches):**
— Darstellung des Einflusses des Krieges auf die Geburtenhäufigkeit durch den wöchentlichen Verlauf der Geburtenhäufigkeit und der Säuglingssterblichkeit in den Grossstädten des Deutschen Reiches mit mehr als 200 000 Einwohnern während der Zeit vom 4. April bis 31. Juli 1915 = Veröffentl. d. Kaiserl. Gesundheitsamtes 1915 S. 40.
— s. *Deutsche Reich*, Das — (Festschrift 1907).
— s. *Rahts*.
— s. *Verlauf*.
— s. *Würzburg*.
- Gesundheitsverhältnisse Hamburgs** im 19. Jahrhundert. Festschrift zur 73. Naturforscherversammlung gewidmet von dem *Medizinal-Collegium*. Hamburg 1901. (S. 90-142: Sterblichkeit nach dem Alter; S. 143-160: Säuglingssterblichkeit; S. 207-220: Durchfall und Brech-

- durchfall. Mit besonderer Berücksichtigung der monatlichen Schwankungen).
- Gesundheitswesen**, Das - des preussischen Staates. Bearb. in d. Medizinalabteilung des Ministeriums d. Inneren (Jährlich. Zuerst für 1901, Berlin 1903 Vorher unter d. Titel: «Das Sanitätswesen des preuss. Staates»).
- Getty**, S. C. Infant mortality in the summer months. Methods adopted at Yonkers for its reduction and the results = Journal of the American medical Association. 50 (1908) S. 1008.
- Gide**, Rapport sur la mortalité publique = Commission de la dépopulation, Sous-Commission de la natalité. Melun 1903.
- Gilletta de St. Joseph** :
— s. *Balestre*.
- Gindes**, E. Einfluss der Wohnung auf die Entwicklung des Kindes = Archiv f. Kinderheilkunde 54 (1910) S. 384-389 (Beobachtungen an Pfleglingen eines Kinderspitals in Baku).
- Gini**, Corrado. Contributi statistici ai problemi dell'eugenica = Rivista italiana di Sociologia 16 (1912, Heft 3/4) S. 317-426 (Dem I. internat. Kongress f. Eugenik in London 1912 vorgelegt).
— Contribution of Demography to Eugenics = Proceedings of the first International Congress of Eugenics London, 1912, Vol. II.
— Sull'aumento di mortalità determinato dalla guerra = Rivista italiana di Sociologia (1916, Heft V-VI) 10 S.
— Sulla mortalità infantile durante la guerra = Atti della Società italiana di ostetricia e ginecologia 19 (1919) 20 S.
— Infant mortality during the war = Eugenics Review (1920) 20 S.
— Problemi sociologici della guerra. Zanichelli, 1921 Bologna. 390 S.
- Girard**, C. et Bordas, F. Le lait et la mortalité infantile dans les principales villes de la France = Ann. d'hygiène publique 3. Sér. 48 (1902).
- Gisi**, W. Die Bevölkerungsstatistik der schweizerischen Eidgenossenschaft. Aarau 1868.
- Glusti**, Ugo. La mortalità infantile in Firenze nel triennio 1905-1907 = Inchiesta sulle condizioni dell'infanzia in Firenze. 1909 (Vgl. *Mya*).
- Glatter**, E. Ueber die Lebenschancen der Israeliten. Wetzlar 1856.
— Das Rassenmoment in seinen Einfluss auf biotische Zustände = Oesterr. Revue. 1 (1863) S. 232.
- Glebowski**, S. A. und Grebenschtschikow, W. J. Die Kindersterblichkeit in Russland. In: «Die öffentliche und private Fürsorge in Russland» 1907. (Russisch. Auszug bei: *Aderkas*).
- Goehlert**, J. Vincenz. Statistische Untersuchungen über die Ehen. Ein Beitrag zur Populationistik. = Sitzungsberichte der Akademie der Wissenschaften. Wien. Philos. - histor. Klasse. 63 (1869) (Sterblichkeit der Kinder S. 486; nach den Kalendermonaten der Geburt S. 485 u. 492).
— Die Zwillinge. Ein Beitrag zur Physiologie des Menschen = Virchows Archiv f. patholog. Anatomie und Physiologie. 76 (7. F. 6. 1879) S. 462/4: Sterblichkeit der Zwillinge.
- Goetze**, Karl. Säuglingssterblichkeit und Witterung im Industriebezirk Solingen (aus der Ausstellung f. Säuglings- und Kinderpflege in Solingen 1908) = Centralblatt f. allgem. Gesundheitspflege 28 (1909) S. 116-130.
- Gold**, Josef. Ausbau der städtischen Jugendfürsorge in Wien. Bericht des Magistrats. Wien 1917 (darin sehr interessante Berechnungen über Sterblichkeit nach Verpflegungsarten).
- Goldfeld**, Z. Die Abhängigkeit der körperlichen Entwicklung Neugeborener v. Beruf der Eltern = Zeitschr. f. Geburtshilfe u. Gynäkologie 72 (1912).
- Goldscheid**, R. Höherentwicklung und Menschenökonomie. Grundlegung der Soziologie. Leipzig 1911.
— Menschenökonomie als neuer Zweig der Wirtschaftswissenschaft. = Allg. Statist. Archiv 8 (1914).
- Goldschmidt**. De la mortalité excessive des nouveau-nés. Strassburg 1880.
- Goldstein**, Ferdinand. Zur Säuglingssterblichkeit in Preussen = Therapeutische Monatshefte. 19 (1905) S. 445-448 (Mit dem Städtischwerden

- der Bevölkerung sinkt die Geburtenzahl und damit die Säuglingssterblichkeit).
- Goler.** G. W. Brief comments on, and a tabulation of the deaths under one year and the deaths under 5 years in the United States of America according to the census of 1900 = 2. Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 3 S.
- Gonnard, René.** La dépopulation en France. Lyon 1898, 137 S.
- Gorter.** (Säuglingssterblichkeit in Leiden) = Nederlandsch Tijdschrift voor geneeskunde. 1909.
- Gotschlich, Emil.** Vergleichende Untersuchungen über die Sterblichkeit der eingeborenen und europäischen Bevölkerung in Alexandrien. Ein Beitrag zur Hygiene des Lebens im warmen Klima = Zeitsch. f. Hygiene u. Infektionskrankheiten 98 (1922) S. 546 - 568.
- s. *Rapports sur les services sanitaires, Alexandrie* (1910).
- Gottstein, Adolf.** Ueber die Beziehungen zwischen Epidemien und Kindersterblichkeit = Hygienische Rundschau. 6 (1896 Nr. 19) S. 921 (Kinder von 0 - 10 Jahren. Preussen 1875-1893. Auf durch Epidemie gesteigerte Sterblichkeit folgt unterdurchschnittliche Sterblichkeit der nächsten Lebensjahre.)
- Beiträge zur Geschichte der Kindersterblichkeit = Med. Reform 1906 Nr. 5. S. 53.
 - Zur Statistik der Totgeburten seit 200 Jahren = Zeitschr. f. soziale Medizin 1 (Leipzig 1906) S. 4-14.
 - Die tödlichen Verunglückungen der Säuglinge und Kleinkinder = Zeitschrift f. Säuglingsschutz 1920 S. 475.
- Gouroff, de.** Essai sur l'histoire des enfants trouvés depuis les temps anciens jusqu'à nos jours, servant d'introduction aux Recherches sur les enfants trouvés et les enfants illégitimes. Paris 1829.
- Recherches sur les enfants trouvés et les enfant illégitimes 1. Bd. (nicht mehr erschienen) Paris 1839.
- Gouttes de Lait:**
s. *Congrès internat. des Gouttes de Lait.*
- Graçoski, S.:**
s. *Thomescu* (1912)
- Graetzer, Edmund Halley und Caspar Neumann.** Breslau 1883.
- Graetzer, Eugen.** Einiges über die Ernährungsweise der Säuglinge bei der Berliner Arbeiterbevölkerung = Jahrb. f. Kinderheilkd. N. F. 35. (1893).
- Graevell, Walter.** Die Säuglingssterblichkeit in Preussen in ihrer Beziehung zu sozialen und ökonomischen Verhältnissen. Diss. Göttingen 1914. 163 S. II Tabellen. (Vgl. Statist. Zentralblatt 7 (1915) Sp. 312).
- Graham, E. E.** Infant mortality = Journal of the American medical association. 51 (1908) S. 1045.
- Granier, C.** (président du Comité des Inspecteurs généraux des services administratifs) Rapport au ministre de l'intérieur. 1909 (?)
- Grassi jr., Giovanni.** Il IV tema del congresso nei riguardi della città di Milano. Provedimenti presi o da prendere nei diversi paesi contro la mortalità infantile = Atti del 4. Congresso internaz. d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4, Milano 1908. S. 103-118.
- Grassl, Josef.** Die Kindersterblichkeit in Bayern = Soziale Medizin u. Hygiene. 1 (1906) S. 597, 672.
- Ueber die Kindersterblichkeit in Bayern = Beilage zur Allgemeinen Zeitung, München. 1907 Nr. 66/7.
 - Die Bekämpfung der Kindersterblichkeit vom Rassenstandpunkt = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie. 7 (1910) S. 188-213.
 - Der Zusammenhang zwischen Kindersterblichkeit und ehelicher Fruchtbarkeit in Bayern = Soziale Medizin und Hygiene. 5 (1910) S. 412, 465, 519.
 - Die Beziehung zwischen Landwirtschaft und Kindersterblichkeit in Mitteleuropa = Zeitschr. f. Medizinalbeamte 23 (1910) S. 474.
 - Die zeitliche Absterbeordnung der bayerischen Säuglinge = Zeitschrift f. Hygiene. 67 (1910) S. 429-446 (Sterblichkeit im ersten Lebensjahr nach dem Alter).

- Die sozialen Ursachen der Kindersterblichkeit in Bayern, insbesondere der Einfluss der agrarischen Verhältnisse auf die Kindersterblichkeit Bayerns und anderer Staaten = Zeitschr. f. Soziale Medizin 5 (1910) S. 374-402 und 473-521 (U. a. Zusammenhang zwischen Milchproduktion, Bestehen von Molkereien und Kindersterblichkeit Vgl. auch Herz im Landwirtschaftl. Jahrbuch f. Bayern 1911. besprochen im folgenden)
 - Einfluss der Milchwirtschaft auf die Bevölkerung in Bayern = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie, 8 (1911) S. 788/90.
 - Neomalthusianismus und das Kgl. Bayer. Statist. Landesamt = Zeitschrift f. Medizinalbeamte. 1912, 17.
 - Geburtenzahl und Säuglingsfürsorge = Vierteljahrsschr. f. gerichtliche Medizin. 45 (1913)
 - Geburtenzahl und Säuglingsfürsorge = Archiv für Rassen- und Gesellschaftsbiologie 10 (1913)
 - Besprechung von *Burgdörfer* (s, d.) = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie 11 (1914) S. 120/1.
 - Der einjährige eheliche Aufwuchs in Baden = Archiv f. Rassen- u. Gesellschaftsbiologie. 11 (1914) S. 210-215
- Grebenschickow, W. J.:**
s. *Glebowski* (1907)
- Greenhow.** (Ueber Berufsarbeit der Frauen und Kindersterblichkeit) in dem Sammelwerk. «Papers relating to the sanitary state of the people of England». 1858.
- (Desgleichen) im 4. Report of the Medical Officer of the Privy Council. 1861.
 - Report on the circumstances under which is an excessive mortality occurring among certain manufacturing populations. London 1862.
- Greenwood, M. and Brown, J. W.** An examination of some factors influencing the rate of infant mortality = Journal of Hygiene. 12 (1912) S. 5.
- Griepentrog, Ewald.** Ueber den Einfluss von Beruf und Lebensstellung auf die Todesursachen in Halle a. S. 1901-1909 = Beiträge zur Statistik der Stadt Halle a. S. Heft 18 (1912) (Säuglingssterblichkeit: S. 24-51)
- Griffin, Daniel.** An Enquiry into the mortality occurring among the poor of the city of Limerick = (Quarterly) Journal of the Statistic. Society of London. 3 (1841) S. 305-330.
- Griffini.** Della mortalità dei bambini, della profilassi della sifilide infantile e da allattamento, della istituzione dei presepi in Italia. Relazione al 4. congresso dell'Associazione Medica Italiana in Venezia 1836 = Annali universali di medicina. 206 (nov. 1868). Auch besonders. Milano 1868. 76 S.
- Groth, Alfred.** Die wahrscheinliche Ausdehnung der natürlichen und künstlichen Ernährung in München und ihr Einfluss auf die Säuglingssterblichkeit = München. med. Wochenschr. 51 (1904 Nr. 21)
- Statistische Unterlagen zur Beurteilung der Säuglingssterblichkeit in München = Zeitschr. f. Hygiene. 51 (1905) S. 233-267.
 - und Hahn, Martin. Zur Methodik statistischer Erhebungen über Säuglingsernährung = Centralblatt f. allg. Gesundheitspflege. 25 (1906) S. 234-238 (gegen die Kritik von Kriege und Seutemann an der Methode der Verfasser. Vgl. gegen diese Methode auch: *Tugendreich*, 3. internationaler Kongress f. Säuglingsschutz S. 1169 und die dort genannten Autoren).
 - Ergebnisse der von bayer. Amtsärzten bei Vornahme der öffentlichen Erstimpfung angestellten Erhebungen über die Verbreitung der natürl. u. künstlichen Säuglingsernährung in Bayern. Vorgelegt dem 14. internat. Kongress f. Hygiene und Demographie, Berlin 1907.
 - Amtsarzt und Säuglingssterblichkeit = München. med. Wochenschr. 55 (1908) S. 76.
 - Neueste med. Ergebnisse über die Säuglingssterblichkeit in Bayern = Blätter f. Säuglingsfürsorge. 1 (1910) S. 158.
 - und Hahn, Martin. Die Säuglingsverhältnisse in Bayern = Zeitschr. des Bayer. Statist. Landesamtes. 42 (1910) S. 78-164. Mit 15 graphischen Darstellungen. Auch besonders.

- Ueber den Einfluss der beruflichen Gliederung des bayer. Volkes auf die Entwicklung der Sterblichkeit und Fruchtbarkeit der letzten Jahr zehnte. Habilitationsschr. München 1912. 163 S.
- Säuglingssterblichkeit. Im Handwörterbuch der sozialen Hygiene hrsg. v. *Grotjahn* und *Kaup*. 2. Bd. S. 279. Leipzig 1912.
- Grotjahn, A.** Soziale Pathologie. Versuch einer Lehre von den sozialen Beziehungen der menschlichen Krankheiten als Grundlage der sozialen Medizin und der sozialen Hygiene. Berlin 1912. (U. a. gegen die auslesende Wirkung der Kindersterblichkeit. Bekämpft v. *Schallmayer* = Zeitschr. f. Sozialwiss. N. F. 5 (1914) S. 335).
- Geburtenüberschuss und Geburtenregelung im Licht der individuellen und sozialen Hygiene. 1914 (U. a. Wechselwirkung von Säuglingssterblichkeit und Geburtenzahl. Vgl. hierzu: *Oldenberg* = Schmollers Jahrbuch 40 (1916).
- und *Kriegel, J.* Bibliographischer Jahresbericht über soziale Hygiene Demographie und Medizinalstatistik.... Teilweise als Veröffentlichung der Medizinalverwaltung.
- Gruber, Max v.** Führt die Hygiene zur Entartung der Rasse? = München med. Wochenschrift 50, II (1903, Nr. 40 u. 41) S. 1713/18 u. 1781/85 (Vortrag vor der Generalversammlung des deutschen Vereins für Volkshygiene zu Dresden 1903).
- und *Ruedin, Ernst.* Fortpflanzung, Vererbung und Rassenhygiene. Illustr. Führer durch die Gruppe Ras enhygiene der internat. Hygiene ausstellung 1911 in Dresden. Erklärender Text mit 230 Abbildungen von *Gruber* nebst einem bibliographischen Anhang v. *Rud. Allers*. München 2. Aufl. 1911 (Besonders 8. Kapitel, Rassenhygiene)
- Grünbaum, A. S.** Infantile mortality in Liverpool = British med. Journ. 1904, 10 Sept.
- Grünewald, L.** Die Uebersterblichkeit der Knaben. Diss. med. München 1923. Ungedruckt. Siehe *Lenz, Fr.*
- Gualta, R.** La mortalità dei bambini considerata nei suoi rapporti coll' eredità e col modo di allattamento. 2. ed. Firenze 1881.
- Guenzburg, K.** Die Kindersterblichkeit im allgemeinen und die in den Findelhäusern insbesondere im Lichte der Darwinschen Theorie betrachtet = Journal f. Kinderkrankheiten 1872 S. 161 (Statist. Material aus dem Kais. Findelhouse in Moskau f. 1870)
- Guérin, Jules.** Discussion sur la mortalité des enfants en nourrice (Académie de médecine) = Gazette médicale de Paris, 3. Ser. 22 (38. Jahr, 1867 S. 33/36.
- Gulfof, W. H.** Infant mortality in New York city = 15th Internat. Congress of Hygiene and Demographie, Washington 1912.
- Guillaume, Louis.** Exposé critique de la statistique des mort-nés = 13. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Bruxelles 1903. Compte rendu Bd 9 (Bruxelles 1903) 5 S.
- Guillon, Edouard.** Essai sur la mortalité infantile dans le département de la Vienne Diss. med. Paris 1897. 60 S.
- Gulraud.** Des mouvement de population à Montauban depuis le commencement du siècle et particulièrement dans les vingt dernières années. = Annales de démographie internat. 2. (Paris 1878) S. 289-300: mortalité de 0-1 an. de 1-5 ans).
- Gumprecht.** Ein Merkblatt f. die Gemeinden zur Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit nebst Anmerkungen über Säuglingssterblichkeit in Sachsen-Weimar = Zeitschr. f. Säuglingsschutz S. (1912) S. 495. (U. a.: Allgemeine Verhältnisse der Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Sachsen-Weimar S. 495-502).
- Gundobin, N.** Die Kindersterblichkeit in Russland und die Massnahmen zu ihrer Bekämpfung. St. Petersburg 1906. (Russisch).
- Guradze, Hans.** Statistische Beiträge zur Säuglingssterblichkeit = Med. Reform 16 (1908) S. 25-29 (in Prag fehlt der «Sommergipfel»).
- Rückgang der Säuglingssterblichkeit in Berlin während des Krieges = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 8 (Berlin 1916).
- Statistik des Kleinkinderalters. Stuttgart 1916. Gekürzte Abdrucke

aus dem «Handbuch der Kleinkinderfürsorge», hrsg., v. *G. Tugendreich*.

- Bemerkungen zur «Bevölkerungspolitischen Grunzziffer» des Professor *Schlossmann* = Jahrbücher f. Nationalökonomie und Statistik 3. Folge 53 (1917) S. 106.
- Kinderzahl u. Sterblichkeit = Archiv f. soziale Hygiene u. Demographie (Roeste) 12 (1907).
- Säuglingssterblichkeit Geburtenhäufigkeit, Eheschliessungen und Gesamtsterblichkeit in Berlin während des Krieges = Jahrbücher für Nationalökonomie u. Statistik 3. Folge 52 (1916) S. 548 - 554.
- H.** (Kindersterblichkeit in dem Dorfe Wissekerke, Provinz Seeland) = Nederland. Tijdschrift voor Geneeskunde. 1874 S. 45 (Vgl. darüber *Sallet* und *Falkenburg* S. 30).
- H.** Dr. Statistik über die Mortalität der ersten Lebensjahre unter Berücksichtigung der Ernährungsweise der Kinder = Blätter f. Gesundheitspflege 10 (Zürich 1881) S. 198-200.
- Haag :**
 - s. *Methorst* (Institut internat. statist. 1909 u. 1911; Zeitschr. für Säuglingsfürsorge 1912).
 - s. *Sterffe* (1912):
 - s. *Wely* (1911)
- Haberstolz.** Eine statistisch-hygienische Besprechung der Säuglingssterblichkeit an der Hand von Beobachtungsstatsachen betreffend die Säuglingssterblichkeit in der Stadt Weimar 1870-1906/7 = Hygienische Rundschau. 18 (1908) Nr. 15 u. 16 S. 873-890 u. 954-971 (nur ganz wenig Statistik).
- Haeseler.** Geburtenhäufigkeit, Säuglingssterblichkeit u. Säuglingsschutz in den ersten beiden Kriegsjahren = Concordia 25 (1918) Nr. 2.
- Hagenbach-Burckhardt, E.** Säuglingsmortalität (in der Schweiz) = *Keller Kümker*, Säuglingsfürsorge u. Kinderschutz 1. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 812 - 814.
- Hahn, Marlin.** Ueber die Beziehungen zwischen Säuglingssterblichkeit, Säuglingsernährung u. Militärtauglichkeit = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 4. Bd. (Berlin 1908) S. 776-780. Auch = München. med. Wochenschr. 55 (1908).
 - s. *Groth, A.* (1906 und 1910).
- Hajech, Kamillo.** La mortalità dei bambini e mezzi di diminuirli. Milano 1881 (im Auftrag der Società Italiana d'Igiene).
 - Provvedimenti d'assistenza presi o da prendere nei diversi paesi contro la mortalità infantile = Atti del 4. Congresso internazionale d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4. Milano 1908. S. 119-168.
- Hain, Joseph.** Handbuch der Statistik des österreichischen Kaiserstaates. 1. Wien 1852. S. 460.
- Halle a. S.:**
 - Die Säuglingssterblichkeit in Halle (von *Hesse*) = Statist. Monatsber. der Stadt Halle a. S. 2 (1908) Nr. 2 S. 12-16.
 - Die Säuglingssterblichkeit in Halle (von *Wolff*) = Statist. Monatsber. 5 (1911) Nr. 8 S. 30-35, Nr. 9 S. 30-34.
 - Die Säuglingssterblichkeit in Halle in den Jahren 1910, 1911 u. 1912 (von *Wolff*) = Statist. Monatsber. 7 (1913) Nr. 6 S. 32-34.
 - Halle's Bevölkerung im Jahre 1911 = Beiträge zur Statistik der Stadt Halle a. S. Heft 20 (1912) (S. 79/80: Knabensterblichkeit im Säuglingsalter mit Bezug auf die soziale Lage der Eltern).
 - Die Todesfälle der Säuglinge nach der Stocklage der Sterbewohnungen in Halle 1909-1911 = Beitr. z. Statist. Heft 20 (1912) S. 81-86. Vgl. auch: *Schrader* (Hyg. Rundschau 1913).
 - s. *Griepentrog* (1912).
- Haley, Theresa.** S. Infantile Mortality Results of a field study in Arkon, Ohio. based on births in one year. = Inf. mort. Series Nr. 11 Childrens Bureau Publication N. 72. Washington 1920.

Hallows, S. Infant mortality in Livenpool = British med. Journ. 1904, 22. Okt.

Hamburg:

Medizinische Statistik des hamburg. Staates:

- Bericht des Medizinalinspektorats über die med. Statistik d. Hamburg. Staates für das Jahr 1875 (bearb. v. Caspar Theodor Kraus) (S. 15-21 Die Sterblichkeitsverhältnisse der Kinder aus dem ersten Lebensjahre u. a. Sterblichkeit nach Kalendermonaten in Hamburg und London. Mit Diagramm. Einfluss des schlechten Elbwassers).
- Bericht des Medizinalinspektorats über die med. Statistik d. Hamburg. Staates für das Jahr 1892 (bearb. v. Reincke) (S. 8-21: Die Mortalität der Säuglinge, besonders Durchfall und Brechdurchfall. Einfluss des Trinkwassers. Tabelle 20a: Diagramm. Die monatl. Sterbefälle der Kinder unter 1 Jahr an Durchfall u. Brechdurchfall in Hamburg u. in Altona in den einzelnen Jahren 1870 - 1892. Und Monatsmittel der Lufttemperatur)
- Bericht des Medizinalrates über d. med. Statist. d. Hamburg. Staates. Jährlich ab 1893 (Darin Diagramm: Sterbefälle der Säuglinge, Sterbefälle an Magen- und Darmkatarrh, tägliche Lufttemperatur usw. Im Bericht f. 1910 auf S. 38. Zuerst für das Jahr 1894. S. 40. Bereits für 1893 dasselbe ohne die Kurve der Lufttemperatur. Im Bericht für 1907 S. 41 Absterbeordnung).
- Statistik der Säuglingsfürsorge = Archiv für Volkswohlfahrt 3 (1910).
- Der natürliche Bevölkerungswechsel im Hamburg. Staate in den Jahren 1904-1908 = Statistik des Hamburg. Staates. 26 (1912) (besonders S. 69-73, unter Berücksichtigung früherer Jahre. Text v. H. Sköllin).
- s. *Gesundheitsverhältnisse Hamburgs* (1901).

Hamburger, Karl. Ueber den Zusammenhang zwischen Konzeptionsziffer und Kindersterblichkeit in (grossstädtischen) Arbeiterkreisen = Zeitschr. f. soz. Med. 3 (Leipzig 1908) S. 121-143. Abgekürzt in = Bericht über den 14 internat. Kongress f. Hygiene u. Demographie, Berlin 1907. 4 Bd. (Berlin 1908) S. 813-816. Mit Diskussion. Vgl. auch = Med. Reform. 16 (1908) S. 37, 50 und 209.

— Kinderzahl und Kindersterblichkeit in Berliner Arbeiterfamilien = Neue Generation (Hrsg. Hel. Stöcker) 5 (1909) S. 309-317, 371-381. (Vortrag in d. Berliner Ortsgruppe d. Bundes f. Mutterschutz).

Hanauer, Wilhelm. Die Säuglingssterblichkeit in Frankfurt a. M. = Zeitschr. f. soz. Med. 4 (Leipzig 1909) S. 484-496.

— Die Säuglingssterblichkeit in Frankfurt a. M. (Arth. Kellers «Ergebnisse der Säuglingsfürsorge». 7. Heft) Wien 1911. 122 S.

— Die soziale Hygiene des Jugendalters. Berlin 1911. 255 S.

Hankel. Die Kindersterblichkeit der Stadt Glauchau i. J. 1884. Glauchau 1886.

Hannover:

s. *Säuglingsernährung* (1913)

s. *Dohrn* (1914)

Hanssen, K. Die Säuglingssterblichkeit in Schleswig-Holstein = Mitteilungen f. den Verein schleswig-holsteinischer Aerzte. 1911 (Juli u. November).

— Ueber die Säuglingssterblichkeit in früheren Jahrhunderten = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 4 (1912) S. 190-200, 378-387 (darunter 2 T.: Das erste Erscheinen des Sommergipfels der Säuglingssterblichkeit in Hamburg. Eine epidemiologische Studie, mit Diagrammen).

Hanssen, Peter. Ueber die Säuglingssterblichkeit in einer Landgemeinde beim Uebergang in einen Industrieort = Archiv. für soziale Hygiene N. F. der Zeitschr. f. soz. Medizin. 7 (1911).

— Die Säuglingssterblichkeit der Provinz Schleswig-Holstein und die Mittel zu ihrer Bekämpfung. Kiel 1912.

— Ueber die Sommersterblichkeit der Säuglinge. Sammelreferat =

- Der Kinderarzt. 1912 (Oktober).
- Ueber die Sommersterblichkeit der Säuglinge nach Untersuchungen in Kiel in den Jahren 1909, 1910 und 1911 = Archiv f. soziale Hygiene. N. F. der Zeitschr. f. soziale Medizin. 8 (1913) S. 65-104 (Mit ausführlichen Tabellen).
 - Die Säuglingssterblichkeit und ihre Bekämpfung in der Stadt Kiel = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 7 (1913) S. 77-98.
 - Erweiterung auf *Steveking* «Einige Bemerkungen über die Säuglingssterblichkeit Hamburgs» = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 7 (1913) S. 178 - 183.
 - Ueber Unregelmässigkeiten im Abfall der Säuglingssterblichkeit nach Tagen und Monaten = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 5 (1913) S. 92-102.
- Harlez.** L'infanticide en Chine d'après les documents chinois. Louvain 1893.
- Harris.** De morbis acutis infantum. London 1689. 2. Aufl. 1705. Deutsch Leipzig 1691.
- Hart.** Hastings H.: The Registration of illegitimate Births; a preventive of infant mortality. Departement of Child-Helping, Russell Sage Foundation, New York City, March 1916.
- Hasse,** Ernst. Der Einfluss der Wohnungsverhältnisse auf die Sterblichkeit in Leipzig = Mitteilungen des statist. Bureaus d. Stadt Leipzig 12 (1877) S. 14 - 17.
- Beiträge zur Individualabsterbeordnung = daselbst. S. 17.24 (Sterblichkeit der ersten vier Lebensjahre).
- Hauser,** W. Die Säuglingssterblichkeit, ihre Ursachen und ihre Bekämpfung Leipzig 1901.
- Haushalter,** M. De la mortalité infantile dans la classe ouvrière de Nancy = Revue méd. de l'Est. 1897, 15 April.
- Hawkins;**
s. *Factories inquiry commission's report.*
- Heath,** H. Llewlyn. The infant, the parent and the state. London 1907. (S. 168 - 183 Illegitimate).
- Hecke,** Wilhelm. Der Einfluss des Krieges auf die Geburtenzahl und Säuglingssterblichkeit in Oesterreich = Statist. Monatsschr. N. F. 20 (1915) S. 773/5.
- (Notiz über Aufwuchsziffern in Oesterreich) = Statist. Monatsschr. N. F. 20 (1915) S. 586.
 - Die Geburtenzahl und Säuglingssterblichkeit der österreichischen Städte im Kriege = Statist. Monatsschr. 21 (1916).
- Hecker,** C. Von. Ueber die Sterblichkeit der Kinder in der Kreis- und Lokalgebäranstalt München 1859-1875 = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1876 Nr. 28.
- Hecker,** Rudolf. Studien über Sterblichkeit, Todesursachen und Ernährung Münchener Säuglinge = Archiv für Hygiene, 93 (1923) S. 280-294.
- Heiberg,** Pool. Statistik der Säuglingssterblichkeit in Vergangenheit und Gegenwart in Dänemark = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz, I. Bd. I. Hälfte 1912 S. 59-63.
- Heide,** C. C. van der. Over den invloed van maatschappelijken welstand en woning op de Zuigelingensterfte in het bijzonder op die te Arnhem, 1896-1904 = Tijdschr. voor sociale hygiene. 1905 Nr. 11.
- Heimann,** Georg. Die Säuglingssterblichkeit in Berlin = Zeitschr. f. Sozialwissenschaft 7 (1904) S. 238 - 247.
- Die Lebensaussichten der Kinder tuberkulöser Schwangerer = Med. Reform 16 (1908, Nr. 49) S. 586 (auf Grund der Zahlen v. *Weinberg*).
- Heitz,** E. Besprechung der Schweizerischen Statistik, Geburten, Sterbefälle und Trauungen 1867 - 1871 = Jahrbücher f. Nationalökonomie und Statistik 25 (1875) S. 51/2 (detailgeographische Unterschiede der Kindersterblichkeit in der Schweiz).
- Helbich,** Hans. Ist hohe Säuglingssterblichkeit eine Auslese im Darwin'schen Sinne? Diss. med. Greifswald 1907. 38 S.
- Helfferrich.** Ueber Entwicklung der Säuglingssterblichkeit im Kriege. Mit-

- teilung in der Sitzung des Hauptausschusses des Deutschen Reichstages vom 20. Oktober 1916.
- Helfft**, H. Sterblichkeit der lebendgeborenen Kinder in Berlin innerhalb des ersten Lebensjahres = Monatsblatt f. med. Statistik u. öffentl. Gesundheitspflege. Beilage zu *Göschens* Deutscher Klinik. Berlin 1858.
- Helle**, K. Weitere statistische Erhebungen über die Sterblichkeit der Säuglinge an Magendarmkrankheiten = Archiv f. Hygiene. 56 (1906) S. 12-21 (Fortsetzung der *Pratssnitz'* schen Statistik für Graz).
- Helm**, Georg. Die Kindermortalität im sächsischen Bergmannsstande 1858-1881 = Zeitschr. d. sächs. statist. Bureaus. 31 (1885) S. 15 - 22.
- Hensler**. Beitrag zur Geschichte des Lebens und der Fortpflanzung des Menschen auf dem Lande. Altona 1767.
- Henzi**. Die Ernährungsweise der Kinder, welche im Jahre 1906 in der Stadt Bern in Folge von Gastroenteritis starben = Sanitär. - demogr. Wochenbull. d. Schweiz. 1907 S. 171.
- Hermann**, B. F. Mémoire sur les naissances, mariages et morts dans quelques provinces et villes de la Russie = Nova Acta academiae scientiarum imperialis Petropolitanae. Tomus IV. Petersburg 1789.
- Hermann**, Fr. W. Benedikt v. Ueber die Bewegung der Bevölkerung in Bayern. Akademische Festrede. München 1853. 30 S. (U. a. Kindersterblichkeit u. Höhenlage der Ortschaften).
— s. *Bewegung der Bevölkerung* in Bayern (1863).
- Hermann**, Karl Theodor. Calculs statistiques sur la mortalité en Russie parmi la population mâle de religion grecque 1804-1814. Ire partie: âge des enfants = Mémoires de l'Académie impériale des sciences de St. Petersburg. 6. Série: Sciences politiques, histoire et philologie, Tome I. Petersburg 1832. S. 121.
— Recherches statistiques sur les mariages, les naissances et les décès des habitants de St. Petersburg 1808-1832 = dieselben Mémoires. Tome 3, Petersburg 1836. S. 547. (S. 571: mortalité du premier âge).
- Hersch**, L. La mortalité chez les neutres en temps de guerre = Bulletin de l'Institut national genevois 42. Auch besonders: Paris, Genf u. Basel 1915. 36 S. Mit 4 Diagrammen.
— L'inégalité devant la mort d'après les statistiques de la Ville de Paris. Effets de la situation sociale sur la mortalité = Revue d'économie politique 1920. Auch besonders: Paris 1920. 54 S. (Vgl. hierzu: Feld, Zeitschr. f. Sozialwissenschaft 1921. S. 419).
- Herz** (Landesökonomierat). Bericht des Landesinspektors f. Milchwirtschaft in Bayern für die Jahre 1908-1910 = Landwirtschaftl. Jahrb. für Bayern 1911 (U. a. über den Zusammenhang der Milchwirtschaft mit der Entwicklung der Bevölkerung in Bayern Vgl. Grassl 1911).
- (Hesse)** Die Säuglingssterblichkeit in Halle a. S. = Statist. Monatsberichte der Stadt Halle a. S. 2 (1908) N. 2. Februar S. 12-16.
- Hessen** :
s. *Knöpfe*
- Heubner**, Otto. Säuglingsernährung und Säuglingsspitaler. Berlin 1897.
— Hygiene des Kindesalters = Handbuch der Hygiene, hrsg. v. *Rubner*, *Gruber* und *Ficker*, 4, Bd. I. Abtlg. Leipzig 1912 (S. 34 ff.: öffentl. Hygiene des Säuglingsalters).
— Reden und Abhandlungen aus dem Gebiet der Kinderheilkunde. Leipzig 1912.
- Heusde**, J. van. Statistik der Säuglingssterblichkeit in den Niederlanden = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz, I. Bd. I. Hälfte. 1912 S. 538 - 544.
- Heymann**, B. Statistische und ethnographische Beiträge zur Frage über die Beziehungen zwischen Säuglingsernährung und Lungenschwindsucht. Zeitschr. f. Hygiene. 48 (1904) S. 48.
- Heynsius van den Berg**, M. R. Hoe hebben de zuigelingen in enkele Nederlandsche steden den warmen zomer 1911 doorstaan? = Nederl. Tijdschr. v. Geneesk. 1912 II. N. 10.
- Hibbs**, Henry H. Infant mortality and the size of the family = Quarterly

- Publications of the American Statist. Association 14 (1915) S. 629/41 (260 Todesfälle auf 2061 Geburten in Boston).
- The mother and infant mortality = daselbst Vol. 15 (1916 N. 113).
- Hill, T. J.** Infant mortality = Public Health. 17 (1905) S. 623.
- Hillenborg.** Die Beziehungen zwischen Kindersterblichkeit und Tuberkulose in Preussen unter statistischen Gesichtspunkten = Tuberculosis. 7 (1908) S. 519-539.
- Die Beziehungen zwischen Geburtenhäufigkeit und Säuglingssterblichkeit in Preussen = Zeitschr. f. Sozialwissensch. 12 (1909) S. 445-456).
- Die Ernährungs- und Sterblichkeitsverhältnisse der Säuglinge im Kreise Springe = Zeitschr. f. Säuglingsfürs. 2 (1908) S. 384-392.
- Betrachtungen über den Einfluss der natürlichen und künstlichen Ernährung auf die körperliche Entwicklung der Säuglinge in Stadt- und Landkreis Zeitz = Zeitschr. f. Säuglingsfürs. 6 (1912) S. 157-169 Vgl. hierzu die kritischen Bemerkungen von *Tugendreich* daselbst S. 303.
- Geburtenhäufigkeit, Allgemeinsterblichkeit und Säuglingsmortalität in den einzelnen Regierungsbezirken Preussens während der Jahre 1886-1910, nach Stadt und Land getrennt = Archiv f. soziale Hygiene, N. F. der Zeitschr. f. Soz. Med. 8 (1913) S. 37-64 (darin 18 S. Tabellenwerk).
- Hirsch, August.** Handbuch der historisch - geographischen Pathologie. 2. Aufl., 3. Abteilg. Stuttgart 1886 (S. 258-267: Brechdurchfall der Säuglinge).
- Hirschfeld, G. v.** Geschichte und Statistik der Fruchtbarkeit, Sterblichkeit und allgemeinen volkswirtschaftlichen Entwicklung in Rheinland und Westfalen = Correspondenzbl. d. niederrhein. Vereins f. öffentl. Gesundheitspflege 3 (1874).
- Hirt, L.** Die gewerbliche Tätigkeit der Frauen vom hygienischen Standpunkt aus. Breslau 1873.
- Hoerner, Walter.** Die geographische Verteilung der Säuglingssterblichkeit in Bayern 1862-1900 und ihre Ursachen. Diss. med. Leipzig 1908. 20 S. Auch = Jahrb. f. Kinderheilk. 69 (1909) S. 185.
- Hoffmann, Johann Gottfried.** Ueber die Versuche, die mittlere Dauer des menschlichen Lebens sowohl von der Geburt als vom Eintreten in besondere Altersstufen ab zu berechnen = Sammlung kleiner Schriften staatswissenschaftlichen Inhalt. Berlin 1843. S. 78-143 (U. a. mittlere Lebensdauer von der Geburt ab, vom Anfang des 2. und des 15. Lebensjahres ab für verschiedene Landesteile Preussens. Umarbeitung einer früheren Abhandlung vor der Berliner Akademie der Wissenschaften. Vgl. auch = Allgem. preussische Staatszeitung N. 133, vom 13. Mai 1837).
- Ueber die mittlere Dauer des menschlichen Lebens im preussischen Staat nach Verschiedenheit der durch geographische und gewerbliche Lage besonders begränzten Teile desselben = Mediz. Zeitung d. Vereins f. Heilkunde in Preussen 7 (1838) Wieder abgedruckt in des Verfassers Nachlass kleiner Schriften staatswissenschaftlichen Inhalts. Berlin 1847, S. 315-347 (Erweiterung des vorstehenden Aufsatzes mit Bezug auf die hygienischen Gesichtspunkte).
- Hofmann, C.** Säuglingssterblichkeit und Geburten der Amtshauptmannschaft Schwarzenberg 1906-1910. Aue i. S. 1913. 14 S.
- Säuglingssterblichkeit, Geburtenabnahme und Nachwuchsverkümmern. Aue i. Sachsen 1913. 21. S.
- Hofmeier, Max.** Geburtenrückgang und Kindersterblichkeit = Süddeutsche Monatshefte 11 (1914) S. 527-540.
- Holland :**
- s. *Maandcijfers* (1897 ff.).
- s. *Amsterdam* (Jaarboek 1903/4).
- s. *Sterfte* (1910).
- s. *Haag*.
- Hollatz, Elsbeth.** Der Einfluss der Jahreszeit und Witterung auf die Säug-

- lingssterblichkeit, beurteilt nach den Verhältnissen von Königsberg für das Jahre 1913 und 1917. Diss. med. Königsberg 1919.
- Holt**, L. E. Infant mortality and its reduction, especially in New York City = Journal of the American medical Association. 54 (1910) S. 682.
- Homburg**. Zur Statistik der Cholera nostras. Diss. med. Kiel 1885.
- Hope**, E. W. Mothers and Children in England and Wales, being Vol. 1. of Report on the Physical Welfare = Carnegie United Kingdom Trust East Port, Dunfermline, 1917.
- Hopf**. G. Ueber die allgemeine Natur des Geburts- und des Sterblichkeitsverhältnisses = Zeitschr. des Preussisch. Statist. Bureaus. 9 (1869) S. 6-8.
- Horn**, J. E. Bevölkerungswissenschaftliche Studien aus Belgien. 1. (einzig) Band. Leipzig 1859. S. 256 ff.
- Howarth**, William J. The influence of feeding on the mortality = Public Health. 20 (1907) S. 203.
- Huber**, Franz und Moll, Leopold. Säuglingssterblichkeit (in Oesterreich) = Keller - Klumker. Säuglingsfürsorge und Kinderschutz 1. Bd. 1. Hälfte, 1912 S. 604/6.
- Huber**, Lorenz. Die Säuglingssterblichkeit in Köln und einigen andern deutschen Städten = Kölner Statistik 2 (1909) Auch besonders 69 S.
- Huber**, Michel. Mortalité des nourrissons en France = Bull. de l'institut international de Statistique. 18. I. (1909) S. 341-359.
- Mortalité suivant le mode d'allaitement des enfants placés en nourrice en France = Bull. de l'Institut internat. de Statistique. 19, I (1912) S. 183-187. Vgl. Diskussion daselbst S. 55'.
- s. *Frankreich*. Statistique annuelle du Mouvement de la Population.
- s. *Statistique internationale*
- Hubert**, Wladislaw O. Die Säuglingssterblichkeit in Russland und ihre Bekämpfung. Veröffentlichung der Russischen Gesellschaft für Volksgesundheitspflege. St. Petersburg 1911 (Russisch).
- Der gegenwärtige Stand der Frage über die Kindersterblichkeit in Russland und deren Bekämpfung = Bericht über d. 3. internat. Kongress für Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 524-546.
- Huegel**, F. Europäisches Findelwesen. Wien 1861.
- Humphreys**, Noel A. Class mortality statistics = Journ. of the R. Statist. Society of London. 50 (1887) S. 255-292.
- Hunter**, Rob. Marshall. Peerage males. Statistics of mortality, first marriage and issue. = Faculty of Actuaries (Transactions) Vol. VI Part. 7. N. 61 (1913).
- s. *Statistique internationale*.
- Husson**, Discours sur la mortalité des jeunes enfants = Bulletin de l'Académie de Médecine, Paris. 32 (1866) S. 89-113.
- Note sur la mortalité des enfants du premier âge nés dans la ville de Paris = Journal de la Société de Statistique de Paris. 11 (1870) S. 277-287.
- Hutchins**, B. L. Note on the mortality of young children = Journ. of the Statist. Society of London. 71 (1908) S. 174/8.
- Statistics of women's life and employment. Journ. of the Statist. Society of London. 72 (1909) S. 205-247 (berührt kurz die Kindersterblichkeit).
- Infantile mortality and the proportion of the sexes = Journ. of the Statist. Society of London. 77 I (1914) S. 84-86.
- Hutt**: s. *Bürger* (1912).
- Hygiene-Ausstellung** Dresden 1911:
- s. *Rietschel* (1911).
- s. *Roesle* (1911).
- s. *Amsterdam* Statist. Aml.
- s. *Gruber*.
- Jacobi**. Concerning the neglected causes of infant mortality of New York = Med. Record. 1868.
- Jacquart**, Camille. Etude de la démographie statistique et dynamique des agglomérations urbaines et spécialement des villes belges. Bruxelles 1903.

- La mortalité infantile dans les Flandres. Etude de démographie belge. Bruxelles 1907. 156. S.
- Jahnson**, Jules. Considération inédites sur le mouvement de la population russe = Journ. de la Société de Statist. de Paris. 17 (1876) S. 5-14. Diskussion S. 2-3.
- Vergleichende Statistik Russlands und der westeuropäischen Staaten. Petersburg 1878. (russisch. Vgl. v. *Bergmann* in Neumanns Beiträgen).
- Janke**, E. und **Pick**, J. Ueber Säuglingssterblichkeit = Wiener klinisch-therapeutische Wochenschrift 1913.
- Japha**, A. Hitze und Säuglingssterblichkeit in ihrer Beziehung zu Fürsorgemassnahmen = Zeitschr. f. Kinderheilk. 7 (1913).
- Jarvis**, E. Infant mortality = 4. Annual Report of the Massachusetts State Board of Health. Boston 1873.
- Jeannot**, Auguste et **Baudin**. Mortalité de l'enfance et mortinatalité à Besançon = Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1889. Compte rendu. Paris 1890. S. 1074-1082.
- Jensen**, Ad. Den aftagende Dødelighed = Nationalökonom. Tidsskrift 1908 S. 303.
- Jester**, Kurt. Die Ursachen der hohen Säuglingssterblichkeit. Würzburg. — Die Sommersterblichkeit der Säuglinge unter Berücksichtigung der Königsberger Verhältnisse. 43 S. mit 3 Tafeln = Abhandlungen der kaiserlichen leopoldinisch - carolinischen deutschen Akademie der Naturforscher. (Nova Acta Acad. C. L. C. G. Nat. Cur.) Band 97 (Halle 1912) 43 S.
- Ihlefeld**, Heimbart:
s. *Reiter* (1922).
- Illoway**. Aetiology, Pathologie und Therapie der Sommerdiarrhöen der Kinder. Berlin 1905.
- Inama-Sternegg**, v. Ueber die Wohnungsverhältnisse und die Mortalität in den grösseren Städten. Vortrag auf der 66. Naturforscherversammlung, Wien 1894 Kurzes Referat = Verhandlungen d. Gesellschaft deutscher Naturforscher u. Aerzte. 66. Versammlung. Wien. 2. II (Leipzig 1895) S. 477 (U. a. Die Reihenfolge der beobachteten Städte verläuft nach der Höhe d. Säuglingssterblichkeit anders wie nach der Besetzung der Wohnräume).
- Indien** :
s. *Census* (1893).
- Industrial Employment** of married women and infantile mortality, Report on. Hrsg. v. Health Department of the city of Birmingham. 1910.
- Infant mortality**. A review of the annual report of the State Charities Aid Association's Sub-Committee on motherless infants = Charities and the Commons. New York 1907-1908. S. 1300-1302.
- and deficient legislation. London 1865.
- in the city of *Birmingham*. Special Report of the Medical Officer of Health. Hrsg. v. Health Department of the city of Birmingham. 1904.
- and its relation to the employment of mothers. Prepared under the direction of Chas. P. *Neill* = Report on condition of women and child wage-earners in the United States in 19 volumes. Volume 13. Washington 1912. 174 S. (Hrsg. v. Bureau of Labour).
- Ingerslev**, F. Børnedødeligheden, dens Arsager og dens Bekæmpelse. Samfundets Krav 1910.
- Institut International de Statistique**. = Bulletin de l'institut. 19, I (1912) S. 55* - 63* (Verhandlungen über die Statistik der Säuglingssterblichkeit im Anschluss an die Berichte von *Huber* und *Methorst* auf der 13. Tagung des Instituts im Haag 1911).
- Annuaire international de Statistique, publié par l'office permanent de l'Institut. II Mouvement de la population (Europe). La Haye 1917. (S. 158 ff. Internationale zeitlich zurückgehende Tabellen über Säuglingssterbeziffern nach Geschlecht, Legitimität, Sterbealter in Monaten; Ueberlebenswahrscheinlichkeit; die gestorbenen Säuglinge nach Kalendermonaten; Todesursachen).

- Johannessen, Axel.** Sur la mortalité des enfants au dessous d'un an en Norvège = Revue des maladies de l'enfance. 1901.
- Dødeligheden i Norge af Børn under 1 Aar = Skrifter, udgivne af Videnskabssekskabet i Christiania 1902. I, Mathematisk-naturvidenskabelig Klasse. Christiania 1902. (U. a. Sterblichkeit nach Altersmonaten und nach der Jahreszeit 56 S., mit zahlreichen Tabellen, Kartogramm u. 7 Tafeln Diagrammen).
- Die Säuglingssterblichkeit in Norwegen = Jahrb. f. Kinderheilk. N. F. 56 (3. F. 6, 1902) S. 253-297.
- Statistik der Säuglingssterblichkeit in Norwegen = 2e Congrès international des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 2. S.
- Untersuchungen über den Einfluss der verschiedenen Todesursachen auf die gesamte Säuglingssterblichkeit Norwegens = Jahrb. f. Kinderheilk. 67 (3. F. 17, 1908) S. 513-550 (Vortrag a. d. Internat. Kongress f. Hygiene u. Demographie, demograph. Sektion, Berlin 1907).
- Statistik der Säuglingssterblichkeit in Norwegen = Keller - Klumker, Säuglingsfürsorge u. Kinderschutz. I. Bd., 1. Hälfte, 1912 S. 564-575.
- Johansson, J. E.** Die Sterblichkeit im Säuglingsalter = Keller - Klumker, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz. I. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 749/57.
- Johnston, W.** Summer Diarrhoea, its nature, cause and treatment = Lancet. 1878 (Bezieht sich auf Leicester, 1878. Vgl. das krit. Referat v. Uffelmann = Deutsche med. Wochenschr. 6 (1880 N. 10-13) S. 113, 125, 137, 151).
- Jones, Hugh R.** The perils and protection of infant life = Journ. of the Statist. Society of London. 57 (1894) S. 1-103 (Wichtig!).
- How the health of infant is influenced by their food = British med. Journ. 1894, 29. Sept.
- Jones, H. E.** Infantile mortality = Glasgow med. Journ. 70 (1908) S. 202.
- Jonkers, E. J.** Iels over kindervoeding en kindersterfte meer speciaal in het le levensjaar, met statistisch overzicht van de geboorte en sterfte over de laatste 25 jaren. Groningen 1902. 43 S.
- Beschouwingen over de oorzaken der groote kindersterfte (meer speciaal in het le levensjaar) en de middelen, die tot verbetering daarvan kunnen leiden. Met statistische overzichten van de huwelijken, de geboorten en de sterfte en Nederland van 1840 tot 1900. Groningen 1903. 109 S.
- Données statistiques de la mortalité infantile dans les Pays-Bas = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 16 S.
- Jordan, Gerhard:**
s. *Säuglingsernährung*.... in Hannover (1913).
- Irland.** Annual Report of the Registrar general of births, deaths and marriages. Beilagen zu N. 17, 27 u. 37: Summaries for 1871-1880 bzw. 1881-1890; 1891-1900.
- Israels, A. H.** Over de sterfte der Kinderen in de drie eerste levensjaren, gedurende de laatste derting jaren te Amsterdam = Tijdschrift der Nederlandsche Maatschappij tot Bevordering der Geneeskunst. I (1850) S. 164.
- Italien:**
s. *Atlante statistico* (1882).
s. *Mailand* (Dati statistici).
- Judt, Jos.** Ueber die Säuglingssterblichkeit und Säuglingsernährung in München. Diss. med. München 1907. 38 S.
- Juraschek, Franz v.** Die Temperaturschwankungen und die Sterblichkeit = Statist. Monatsschrift 8 (1882) S. 261-275.
- Die Sterblichkeit in Wien im Jahre 1891 = Statist. Monatsschr. 19 Wien 1893) (S. 256/7: Parallelismus swischen Kindersterblichkeit und allgemeiner Sterbeziffer).
- Die Sterblichkeit in den österreichischen Städten = 8. Congrès international d'hygiène et de démographie, Budapest 1894. Comptes rendus et mémoires. 7. Bd. (Budapest 1896) S. 491-517.

- Die Entwicklung der Fruchtbarkeit der Völker Europas im 19. Jahrhundert = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. Band III, 2. Teil S. 1451-1464 (Gleichzeitiger Rückgang der Geburten und Sterbefälle).
- Ivernois, Francis d'** Sur le mouvement de la population de deux paroisses de Suisse, comparées à d'autres pays = Bibliothèque universelle de Genève, Littérature tome 51 (17. année 1832, III) S. 113-143.
- Mouvements des populations normandes = Bibliothèque universelle de Genève; Littérature tome 52 (18. année 1833 I) 217-271.
- Exposé des principales erreurs qui prévalent sur le sujet des populations = Bibliothèque universelle de Genève; Littérature tome 54 (18. année 1833 III) S. 4-50 und S. 139-178.
- Mouvement des populations de la France. Troisième lettre à Villermé = Bibliothèque universelle de Genève; Littérature tome 57 (19. année 1834 III) S. 1-47 u. 121-156. (Verhältnis zwischen Fruchtbarkeit und Kindersterblichkeit Dieser und die früheren Aufsätze mit manchen interessanten Verweisen auf frühere Litteratur. Sein principe régulateur: Plus il naît d'enfants, moins on en conserve, et viceversâ, plus on en conserve, moins il en renaît).
- Kahle, M.** Geburten u. Säuglingssterblichkeit im Lichte der Fortpflanzungsökonomie. Eine sozialstatist. Studie, Leipzig 1916.
- Kammann, Wilhelm.** Das Geschlechtsverhältnis der Ueberlebenden in den Kindesjahren, eine selbständige Massenkonstante. Diss. staatswiss. Göttingen 1900. Gekürzt = Jahrb. f. Nationalökon. u. Statist. 3. F. 19 (1900) S. 382-389.
- Kampffmeyer, Hans u. Schenck, Dr.** Die Wohnungsverhältnisse kinderreicher Familien im badischen Städten = Schriften des badischen Landeswohnungsvereins Heft 14 (hierzu *Schott* in denselben Schriften Heft 15 S. 24).
- Karlsruhe:**
s. *Säuglingssterblichkeit* in der Stadt Karlsruhe (1905).
- Kathe, Hans.** Sommerklima und Wohnung in ihren Beziehungen zur Säuglingssterblichkeit. Nach Untersuchungen in Halle a. d. Saale = Klinisches Jahrb. 25 (1911) Auch besonders = Jena 1911. 108 S. (Vgl. die Besprechung von *Gemünd* = Zeitschr. f. Sozialwissensch. 1911).
- Kaup, J.** Säuglingssterblichkeit und Ausplese = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 4 (1912) S. 41-50.
- Säuglingssterblichkeit und Bevölkerungspolitik = Mitteil. des Volksgesundheitsamtes im deutsch-österreichischen Staatsamt für Sozialverwaltung N. 3 (1919).
- Kellmann, Alex.** Die wissenschaftl. Gesichtspunkte der Säuglingsfürsorge = Hefte der Gesellschaft f. kommunale Sozialpolitik in Riga. N. 18. Riga 1910 (als Manuskript gedruckt).
- Bericht über die Tätigkeit der Sektion für Säuglings- und Wöchnerinnenfürsorge in Riga = Bericht über die Tätigkeit des Vereins zur Förderung der Volkswohlfahrt. Riga Seit 1908 jährlich. (U. a. Statistik der Säuglingssterblichkeit nach der Ernährung. Kurzer Auszug bei *Schrenck* S. 429).
- s. *Schrenck* (Riga 1913).
- Kelynack, Infancy.**
- Keller, Arthur.** Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge. Centralblatt f. allg. Gesundheitspfl. 22 (1903) S. 177-219.
- Statistik der Säuglingsverhältnisse (in Deutschland) = *Keller-Klummer*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz, I. Bd. I. Hälfte 1912 S. 101-117.
- Erfolge der Säuglingsfürsorge = daselbst S. 269-273.
- Bericht über den 3. internat. Kongres f. Säuglingsschutz (Gouttes de Lait) Berlin September 1911. Berlin 1912. 1256 S.
- Kerez.** Ueber Kindersterblichkeit und Milchversorgung in Zürich und Ausgemeinden = Correspondenzbl. f. Schweizer Aerzte. 17 (1887) S. 716 - 725, 752 - 758.
- Kermauner, F. und Prausnitz, W.** Statist. Untersuchungen über die Ster-

- blichkeit der Säuglinge an Magen — Darmerkrankungen unter besonderer Berücksichtigung der Wohlhabenheit der Eltern = Jahrbuch f. Nationalök. und Statistik. 3. F. 13 (1897) S. 244-263.
- Kerschesteiner, J.** Die Kindersterblichkeit in München = Jahrb. f. Kinderheilk. 9 (1876) S. 339 (in hohem Grade beachtenswert).
- Kettner.** Die offene Säuglingsfürsorge in Krieg und Frieden = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 8 (1916) Januarheft. (Vgl. daselbst März- und Juniheft).
- Kholmogoroff,** Die Kindersterblichkeit = Kratsch (St. Petersburg) 1901.
- Kiaer, A. N.** Om dødeligheden i det første Leveaar = Christiania Vidensk. Forhandl. (1871) S. 438-455. - Auch besonders mit dem Untertitel: Sur la mortalité des différents époques de la première année de l'enfance. 18 S. (Sterbl. nach Altersmonaten in Norwegen 1868/9).
— s. *Livs-og Dødstabeller* (1888).
- Kiehl, Ad.** Alkohol und Kindersterblichkeit = Internat. Monatsschr. zur Erforschung des Alkoholismus 24 (1915).
- Kieback, Paul.** Die Sterblichkeitsverhältnisse der Stadt Malchim in Mecklenburg seit 1788. Diss. med. Rostock 1897.
- Kinderfürsorge** und Kindersterblichkeit auf dem Lande = Aerztliches Vereinsblatt für Deutschland. 1908 Sp. 89 - 91.
- Kindersterblichkeit in Oesterreich 1871 - 1911.** In: Bewegung der Bevölkerung im Jahre 1911 = Oesterreich. Statistik N. F. 8. Bd. I. Heft (1913) S. 21* - 29*.
— in Preussen während des Jahres 1882, mit Unterscheidung des Religionsbekenntnisses der gestorbenen Kinder (Mit 10 Seiten Einleitung von *Fircks*) = Preuss. Statistik. 75 (1884).
— in Rostock = Beilage zum Mecklenburger Anzeiger. 1878.
= in *Sachsen - Weimar - Eisenach* (und anderen thüring. Staaten) 1869 - 1877, Mit zwei Karten = Correspondenzblatt des allgem. ärztl. Vereins v. Thüringen. 1879. Auch besonders als = Mitteilung des statist. Bureau vereinigtger thüring. Staaten. Weimar 1879. 54 S. (Von dem früheren Direktor des statist. Bureau *Krause*).
- Kirchner, Martin.** Aerztliche Kriegs- und Friedensgedanken. Reden und Abhandlungen. Jena 1918. (darin Tuberkulose im Kindesalter S. 170-182; Kindersterblichkeit S. 183 -194).
- Kisskalt, Karl.** Zur Sterblichkeit der Kinder im ersten und zweiten Lebensjahr insbesondere an Magen - Darmkrankheiten = Deutsche med. Wochenschrift 1919 S. 570 und 801
— Die Sterblichkeit im 18. Jahrhundert = Zeitschrift für Hygiene und Infektionskrankheiten 93 (1921) (Darin S. 462 - 473: Sterblichkeit der Säuglinge und Kleinkinder in der Stadt Königsberg i. Preussen von 1773 bis 1803. Vgl. *Feld* = Jahrb. f. Nationalök. 119).
- Kleinmann, Anna.** Ueber die Ursachen der Kindersterblichkeit speziell im Kanton Zürich. Diss. med. Zürich 1873. 70 S.
- Kleinschmidt, Hans.** Der Einfluss der Hitze auf den Säuglingsorganismus = Monatsschr. f. Kinderheilkunde 9 (1911) S. 455 (Nach den Beobachtungen des Verfassers soll die Hitze als solche nicht die unmittelbare Ursache hoher Sommersterblichkeit sein können).
- Klumker, Christian Jasper.** Statistik und Fürsorgewesen, insbesondere Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge = Zeitschrift f. Sozialwissenschaft. N. F. 6 (1915).
— und Spann, Othmar. Die Bedeutung der Berufsvormundschaft für den Schutz der unehelichen Kinder. Dresden 1905 (Denkschrift f. die Weltausstellung Lüttich).
- Knapp, G. F.** Ueber Kindersterblichkeit in Anhalt = Mitteilg. des herzogl. anhaltischen statist. Bureau. 1887 Nr. 2 S. 49.
— Die Sterblichkeit in Sachsen, nach amtlichen Quellen dargestellt. Leipzig 1869. 120 und 88 S. (Grundlegendes Werk).
— Ueber den Bevölkerungswechsel in Leipzig 1850 - 1867 = Mitteilungen d. Statist. Bureau der Stadt Leipzig. 5 (1871) (U. a. Messung der Sterblichkeit nach Jahreszeiten und Alter).
— Bevölkerungswechsel und Sterblichkeit. Dichtigkeit des Wohnens und Sterblichkeit = Mitteilung. d. Statist. Bureau d. Stadt Leip-

- zig 8 (1874) (U. a. Methodisches und Kindersterblichkeit in Leipzig 1751-1870).
- Knibbs**, G. H. On the influence of infantile mortality on birth-rate = Journ. of the Royal Society of New-South-Wales. 42. Bd. S. 238-250; 44. Bd. S. 22-24. 1908. Auch besonders. -Auch französisch = Journ. de la Soc. de statistique de Paris. 51 (1910) S. 433. Vgl. auch: kurze Selbstanzeige = Statist. Zentralblatt. 3 (1911) S. 202-203.
- Professional papers. Hrsg. v. Commonwealth Bureau of Census and Statistics. Sydney 1913 (darin 3, the improvement of infantile mortality).
- s. *Year-Book Australia* (1911).
- Knoepfel**, L. Die Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Hessen = Mitteil. d. Hess. Zentralstelle f. d. Landesstatistik. 35 (1905) S. 33-41.
- Die Sterblichkeit in einigen Kreisen Hessens und in den Gemeinden mit mehr als 3000 Einwohnern 1891/1900 = dieselben Mitteilungen 1905 S. 189-209.
- Ueber die spezifische Sterblichkeit der beiden Geschlechter. = Allg. Statist. Archiv 7 I (1907) S. 227-244.
- Ueber die Ursachen der hohen Säuglingssterblichkeit in den Gemeinden Lampertheim, Lorsch, Bürstadt und Biblis 1891-1900 = Mitteil. der Hess. Zentralstelle f. d. Landesstatistik. 38 (1908) S. 49-62.
- Statistik der Säuglingssterblichkeit im Grossherzogtum Hessen 1863-1908 = Schriften der Zentrale f. Mütter- und Säuglingsfürsorge in Hessen. 1. Darmstadt 1910. 55 S.
- Die Säuglingssterblichkeit in den einzelnen Gemeinden Hessens während 1901-1910 = dieselben «Schriften» Heft. 2. Darmstadt 1912, 128 S.
- Die Zukunft Deutschlands. 24 farbige Tafeln mit Text. Festgabe der hessischen Zentralstelle f. d. Landesstatistik zu Ehren der Ausstellung «der Mensch» in Darmstadt 1912. Darmstadt. 1912.
- Säuglingssterblichkeit 1911 - 1913 und Stilltätigkeit 1911/12 in den einzelnen Gemeinden Hessens = Mitteilungen der Hessischen Zentralstelle für die Landesstatistik 1914, Sondernummer 5, 25 S.
- Die Ermittlung der Säuglingssterblichkeit in Kriegszeiten = dieselben Mitteilungen 1917 S. 109/12. Vor allem = 1919 S. 181/4. (Druckfehler S. 182: Zeile 16 und 17 von unten sind «abnehmend» und «zunehmend» verwechselt).
- Vgl. auch:
- Nochmals die Ermittlung der Säuglingssterblichkeit in Kriegszeiten = Deutsches Statistisches Zentralblatt 9 (1917) S. 218/9; 12 (1920) S. 59 und S. 88.
- Die Sterblichkeit der ehelichen und unehelichen Säuglinge = dieselben Mitteilungen 1922 S. 65-68.
- Kobrack**, E. Statistische Beiträge zur Morbidität, Mortalität und Therapie der Darmkatarrhe der Säuglinge = Archiv f. Kinderheilk. 42 (1905) S. 40.
- Koelzer**, Ueber die ersten Ursachen der hohen Säuglingssterblichkeit und die Frage ihrer Bekämpfung = Monatsbl. f. öffentl. Gesundheitspflege Hrsg. v. Verein f. öffentl. Gesundheitspfl. in Braunschweig. 31 (1908) S. 133.
- Koeppe**, Hans. Säuglingsmortalität und Auslese im Darwinschen Sinne = München med. Wochenschr. 52 II (1905 Nr. 32) S. 1547/50 (Erweiterter Vortrag auf der Tagung d. Vereinigungen niederrhein. — westfäl. und südwestdeutscher Kinderärzte. Wiesbaden 1905).
- 2. Mitteilung = daselbst. 53, I (1906 Nr. 5) S. 222/3.
- Säuglingssterblichkeit und Geburtenziffer. Wien 1913. 74 S.
- Körösi**, Jos. v. Die Sterblichkeit in der Stadt Pest 1872 und 1873 und deren Ursachen = Publikationen d. statist. Bureaus der Stadt Pest 11 (Berlin 1876) S. 106-120, 127-129.
- Die Sterblichkeit in der Stadt Budapest 1874 und 1875 und deren Ursachen = Publikationen des statist. Bureaus der Stadt Budapest. 14 (Berlin 1877) (S. 112-146: Kindersterblichkeit).

- Die Sterblichkeit in der Stadt Budapest 1876-1881 und deren Ursachen = Publikationen d. statist. Bureaus d. Stadt Budapest. 18 (Berlin 1885) (S. 259 - 314: Kindersterblichkeit; S. 317 - 330 Tot- und Fehlgeburten).
- Einfluss des Alters der Eltern auf die Vitalität ihrer Kinder = Transactions of the 7. internat. Congress of Hygiene and Demography, London 1891. 10 Bd. (London 1892) S. 262-293 (Mit Diskussion) Auch = Jahrb. für Nationalökonomie und Statistik 3. F. 4. (1892) S. 518-535.
- Mortalitätskoeffizient und Mortalitätsindex = Bulletin de l'Institut intern. de Statistique. 6 Bd., 2. Lief. (1892). S. 305 ff. (darin Seite e-h: Untersuchung des Einflusses der Geburtdichtigkeit auf die Höhe des Mortalitätskoeffizienten).
- Die Sterblichkeit der Haupt- und Residenzstadt Budapest 1886-1890 und deren Ursachen = Publikationen d. statist. Bureaus d. Stadt Budapest. 26 (Berlin 1898) (S. 112-136: Kindersterblichkeit nach Alter, Wohnbezirk, Jahreszeit, Konfession, Legitimität, Wohlhabenheit und dem älterlichen Alter. — Einfluss der Pflege und der Ernährungsweise).
- Kollmann, Paul.** Die Bewegung der Bevölkerung in den Jahren 1871-1887 mit Rückblicken auf die ältere Zeit = Statist. Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg. 22 (1890) (S. 130-133: Kindersterblichkeit insbesondere).
- Kommission des Deutschen Aerztetages zur Säuglingsernährungsfrage.** Bericht derselben = Beilage z. ärztl. Vereinsblatt Leipzig 1884.
- Konferenz:**
s. unter C
- Kongress:**
s. unter C
- Kopenhagen:**
s. *Rubin* und *Westergaard* (1890)
s. *Trap* (1905 und 1906)
- Kovács, Alois:**
s. *Ungarn* (1910)
- Krafft.** Essai sur les tables de mariages etc. de St. Petersbourg = Acta academ. imp. Petrop. pro 1782. 1. (Petersburg 1786) S. 50.
- Kraus, Kaspar Theodor:**
s. *Statistik, Medizinische* des Hamburgischen Staates (1875)
- Krause (Staatsrat):**
s. Kindersterblichkeit in Sachsen-Weimar (1879).
- Krautwig P.** Ueber Säuglingssterblichkeit und ihre Herabminderung bes. in Köln. Centralbl. f. allg. Gesundheitspflege 21 (1902) S. 97-141 (Statistisch nichts neues).
- Kriebel, M.:**
s. *Petruschky, J.* (1904).
- Krieg, G.** Bewegung der Bevölkerung in Bayern 1879-1888 = Beiträge z. Statistik des Königr. Bayern. 56 (1890) S. 30.
- Kriege und Seutemann.** Ernährungsverhältnisse und Sterblichkeit der Säuglinge in Barmen. Eine statistische Untersuchung = Centralblatt f. allgem. Gesundheitspflege 25 (1906) S. 6-26 (Vgl. daselbst. S. 234 Erwiderung von *Groth* und *Hahn*)
- Kronfeld.** Die Kindersterblichkeit in Europa. = Wiener med. Wochenschr. 49, 35.
- Kruger.** Beitrag zur Sterblichkeitsstatistik der Neugeborenen in Bayern. Kindersterblichkeit von 1861/2 - 1873 des Bez. Amts Schongau = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 1874 Nr. 45.
- Kruse, W.** Die Verminderung der Sterblichkeit in den letzten Jahrzehnten u. ihr jetziger Stand = Zeitschr. f. Hygiene. 25 (1897)
— Ueber die Einwirkungen der Flüsse auf Grundwasserversorgungen und deren hygienische Folgen = Centralbl. f. allgem. Gesundheitspflege 19 (1900).
— Entartung = Zeitschr. f. Sozialwissensch. 6 (1903) S. 359-376 u. 411-434.

- Was lehren uns die letzten Jahrzehnte und der heisse Sommer 1911 über die Säuglingssterblichkeit und ihre Bekämpfung? = Centralblatt f. allg. Gesundheitspfl. 31 (1912)
- und Selter, P. Gesundheitspflege des Kindes. Stuttgart 1914 (Ursachen der Säuglingssterblichkeit. Ueberblick über die Literatur).
- Kschischo.** Die Säuglingssterblichkeit in Altona = Zeitschr. f. Säuglingschutz 5 (1913) S. 455, 498.
- Kuborn, H.** Rapport sur l'enquête faite au nom de l'Académie de médecine de Belgique par la commission chargée d'étudier la question de l'emploi de femmes dans les travaux souterrains des mines. 1868 (Referat v. *Kollmann* = Zeitschr. d. Preuss. Statist. Bureaus. 9 (1869) S. 66 - 68)
 - Causes de mortalité des enfants en bas âge = Comptes-rendus du Congrès d'Hygiène et de Sauvetage. Bruxelles 1876.
 - Des causes de la mortalité comparée de la première enfance dans les principaux climats de l'Europe. Paris-Bruxelles 1878.
- Kuczinsky, R.** Der Zug nach der Stadt (Münchener volkswirtschaftl. Studien hrsg. v. Brentano und Lotz. 24) Stuttgart 1897. S. 198 -214.
 - Zur sozialen und wirtschaftlichen Entwicklung der Stadt Schöneberg. J. 1906 = Statist. Monatsberichte Schöneberg 4 (1906) Jahresübersicht (S. 15-18: Säuglingssterblichkeit. Mit einer Sterbetafel der Säuglinge in Pflegeanstalten).
 - Rückgang der Säuglingssterblichkeit in Schöneberg = Vierteljahrsberichte des Statist. Amtes in Schöneberg. 4 (1911) II S. 48-53. Auch = «Jugendfürsorge in Schöneberg». Festschr. d. städtischen Deputation f. Wohlfahrtspflege f. d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz (Goutte de Lait) Berlin 1911.
- Kuelz.** Beiträge zum Bevölkerungsproblem unserer tropischen Kolonien = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie. 7 (1910) S. 533-563 (U. a. Kindersterblichkeit in Kamerun. S. 541, 544).
- Kull.** Beiträge zur Statistik der Bevölkerung des Königr. Württemberg 1812 bis 1862 = Württemb. Jahrb. f. Statistik und Landeskunde. 1874 S. 1.
- Kummer.** Rapport sur les mort-nés = Annales de démographie internat. 2 (1878) S. 412-433 (Vortrag auf dem Congrès internat. de Démographie, Paris 1878. Compte rendu stenographique, revu et corrigé par les auteurs. Mit Diskussion)
- Kurkin, P. J.** Die Statistik der Welt = Sozialer Arzt. 1912 (Russisch) (Bericht über die Statistik auf der Dresdener Hygiene-Ausstellung. Darin 2. Hauptabteilung: Kindersterblichkeit)
- Kuzuya, Sadayuki.** Ueber den Einfluss der Säuglingssterblichkeit auf die Wertigkeit der Ueberlebenden. Diss. med. München 1909. Vgl. auch = Zeitschrift f. Säuglingsfürsorge. 4 (1910) S. 129-148, 176-192 (Hohe Säuglingssterblichkeit bedingt hohe Sterblichkeit im späteren Kindesalter)
- La Camps, de.** Die ärztliche und soziale Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit. Antrittsrede. Freiburg i. B. 1908.
- Lackner.** Otto. Kindersterblichkeit in Berlin. = Bewegung der Bevölkerung der Stadt Berlin 1869-1878. Hrsg. R. *Boeckh.* Berlin 1884. S. 41, 71.
 - Die Bewegung der Bevölkerung der Stadt Magdeburg. i. 1886 = Magdeburgische Statistik. 2 (1887) (S. 39-44: Kindersterblichkeit)
 - Die Bewegung der Bevölkerung der Stadt Magdeburg im Laufe des Jahres 1888 = Magdeburgische Statistik 4 (1889) (S. 39 ff.: Kindersterblichkeit. Mit Diagrammen)
- Ladame.** Des enfants illégitimes en Suisse. Lyon 1882 (Mémoire présenté au 4. Congrès internat. d'Hygiène et de Démographie à Genève). Auch in dem Kongressbericht: = Comptes rendus et mémoires, Tome 2 (Genève 1883) S. 599 - 620. Mit Diskussion.
- Ladame, Henry.** Contribution à l'étude de la mortalité suisse = Zeitschr. f. schweiz. Statistik. 40 (1904) II S. 358-388.
- Lafabrique, René.** Notes pour servir à l'étude de la question des enfants

- assistés en France = Annales de démographie internat. 2 (Paris 1878) (S. 40-57: Mortalité du premier âge, infanticide, Mort-nés).
- Lagneau**, Gustave. De l'influence de l'illegitimité sur la mortalité = Annales d'hygiène publ. 2. Sér. 44 (1875) S. 316-319 und 45 (1876) S. 53-86.
- Lambinon**, H. La mortalité infantile en Belgique. Mesures à prendre. Une loi nécessaire pour protéger la première enfance = Bull. del'Académie Royale de médecine de Belgique. 4. Série 25 (1911) S. 510-526 (Wenig Statistik)
- Landouzy**. De la mortalité parisienne du premier âge (enfants de un jour à deux ans). De ses rapports avec la tuberculose = Revue de médecine. 8 (Paris 1888) S. 777-789.
- et Napias, H. Mesures d'ordre législatif, administratif et médical prises dans les divers pays pour la protection de la santé et de la vie de la première enfance = Congrès internat. d'hygiène et de démographie. Paris 1889. Compte rendu. Paris 1890. S. 35 - 91 (mit ausführlicher Diskussion, auch über die Ursachen der Kindersterblichkeit, samt einigen statistischen Notizen).
- Landsberg** :
- Die Messung der Kindersterblichkeit nach der Ernährung = Bericht über den 14. internat. Kongress f. Hygiene und Demographie, Berlin 1907. 3. Bd. Teil 2 (Berlin 1908) S. 1118-1131.
- Statistik der Erfolge von Fürsorgemassnahmen = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 1151 - 1163 (Mit Diskussion)
- Beiträge zur Statistik der Kindersterblichkeit in der Provinz Sachsen in den Jahren 1910 und 1911 = Veröffentlich. aus dem Gebiet der Medizinalverwaltung, hrsg. v. d. Medizinalabt. des preuss. Ministeriums des Innern. I (1912, Heft 12) 45 S.
- s. *Magdeburger Statistik*.
- Lange**, Cornelia de. Säuglingssterblichkeit an Ernährungsstörungen und an Konvulsionen während des 3. Vierteljahres 1911 = Nederl. Tijdschr. v. Geneeskunde 1913 II.
- Langer**, Oskar. Die Kindersterblichkeit der Jahre 1902 - 1904 in Düsseldorf in den Stadtbezirken und sozialen Bevölkerungsgruppen. Diss. staatsw. Münster 1907. 90 S.
- Langstein**, Leo und Rott, Fritz. Die Säuglingsstation der königlichen Charité in den Jahren 1894-1918 = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 2 (1908) S. 399-426.
- und Rott, Fritz. Ein Beitrag zur Kenntnis des Einflusses der Hitze auf die Säuglinge. Auf Grund von Erfahrungen während der grossen Hitzewelle 1911 im Kaiserin-Auguste-Viktoria-Hause = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 3 (1911) S. 354-357 (Vorläufige Mitteilung nach einer Diskussionsbemerkung zu einem Vortrage von *Liefmann* auf dem Kongress für Säuglingsschutz Berlin 1911).
- Säuglingsversorgung in Spitalern einst und jetzt = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 4 (1912) S. 374-378 (Vortrag auf dem Kongress des Royal Institute of Public Health, 1912).
- s. *Wiederaufbau* (1908).
- Latapie**. La mortalité des enfants du premier âge et la loi Roussel. Paris 1892.
- Laurent**, E. De l'état actuel de la question des enfants assistés = Séanc. et travaux de l'Académie des sciences morales et politiques Nouv. sér. 5 (1876) S. 310.
- Lebon**, Louis. Les décès des enfants en bas âge. Causes des décès. Moyens d'investigations en usage en Belgique = Journ. de la Soc. de statistique de Paris. 21 (1880) S. 125-133.
- Ledé**, F. De la mortalité des enfants originaires de Paris, placés en nourrice en province = Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1889. Compte rendu. Paris 1890. S. 91-119.
- Les enfants de Paris en nourrice. = Assistance. Paris 1891.
- Etude sur les nourrices sur lieu = Revue d'hygiène. 14 (1892)

- Nourrices et nourrissons en voyage = Revue d'hygiène 15 (1893) Nr. 12.
- La mortalité des enfants du premier âge dans ses rapports avec les habitations occupées par les nourrices = Journ. de la Soc. de statistique de Paris. 36 (1895) S. 279 - 292.
- Lefort**, Jos. De la mortalité des jeunes enfants et des tours = Bull. de la Soc. protectrice de l'enfance. 5 (1873) S. 238.
- La mortalité des nouveau-nés en France et à l'étranger = Journ. des économistes. 4, Sér. 4 (1878) S. 213.
- De la mortalité des nouveau-nés dans les centres industriels et des moyens de la diminuer = Ann. d'hygiène publique. 3. Sér. 2 (1879) S. 414-432 (Vgl. Bull. de l'Académie de Médecine, Paris 2. Sér. 6 (1877) S. 668)
- Légier**, Georges. Contribution à l'étude de la mortalité infantile. Les lois actuelles ne protègent pas toujours suffisamment l'enfant en bas âge. Diss. med. Paris 1900/1. Nr. 152. 49 S.
- Legoyt**, A. Les naissances naturelles = Journal de la société de statist. de Paris. 8 (1867) S. 27 u. 62 (S. 67-72: mortalité des enfants légitimes et naturels)
- Leipzig** :
 - s. *Hasse* (1877)
 - s. *Lommatzsch*.
 - s. *Säuglingssterblichkeit* in d. Stadt Leipzig (1903)
- Lenroot**, Katharine F.
 - s. *Lundberg* (1920/21)
- Lent**. Zur Kindersterblichkeit = Correspondenzblatt d. niederrhein. Vereins f. öffentl. Gesundheitspflege. 1 (1872) S. 275.
- Lenz**, Fritz. Die Uebersterblichkeit der Knaben im Lichte der Erblichkeitslehre = Archiv für Hygiene 93 (1923) S. 126-150 (Zugleich Auszug aus: *Grünwald* Diss. med. München 1923, nicht im Druck erschienen).
- Lersner - Ebersburg**, Gräfin v. Ueber die Ursachen der Kindersterblichkeit auf Grund mehrjähriger praktischer Erfahrungen = Zeitschr. d. Bayer. Statist. Bureaus. 6 (1874) S. 125 - 129.
- Lévai**, D. Kinderasyle und Säuglinsschutz. 1911.
- Levasseur**, Emile. La population française. Histoire de la population avant 1789 et démographie de la France comparée à celle des autres nations au XIX siècle. 3 Bd. Paris 1889-1892.
- Lévy**, Achille. De la mortalité des enfants illégitimes = Revue philanthropique 26 (1910) und 27 (1910)
- Levy**, M. De la vitalité de la race juive en Europe. Paris 1866.
- Lichtenstaedt**, J. R. Ueber die Ursachen der grossen Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahre. Petersburg 1837.
- Liedig**. Zur Frage der Ernährung und Sterblichkeit der Säuglinge, besonders in ländlichen Bezirken = Concordia, 17 (1910) S. 79.
- Liedtke**, F. Zur Säuglingssterblichkeit in Königsberg i. Pr. = Zeitschr. f. Hygiene und Infektionskrankheiten 74 (1912) (Statistik über 100 gestorbene Säuglinge nach der Wohnung und sozialen Lage)
- Liefmann**, H. Die Bedeutung sozialer Momente für die Säuglingssterblichkeit nebst kritischen Bemerkungen zur Milchsterilisierungsfrage. (Nach Untersuchungen in Halle a S.) = Zeitschr. f. Hygiene 62 (1909) S. 199 - 280.
 - und Lindemann, Alfred. Der Einfluss der Hitze auf die Säuglingssterblichkeit in Berlin und einigen anderen Grossstädten (New York, München, Essen a. Ruhr) = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspfl. 43 (1911) S. 333-355, 375-415. Auch besonders: Braunschweig 1911. 74 S. Mit 33 Kurventafeln. (Vgl. die Besprechung v. *Gemünd* = Zeitschr. f. Sozialwiss. 1912; ferner *Rietschel* = Med. Klinik 8 (1912) S. 603)
 - und — Steigerungen der Säuglingssterblichkeit im Frühjahr = Deutsche med. Wochenschr. 1913, Heft 36.
 - und — Der Einfluss der Hitze auf die Sterblichkeit der Säuglinge = Med. Klinik 7 (1911 Nr. 42 hierzu: *Spanier*, das. 8 (1912) S. 1199).

- und — Die Lokalisation der Säuglingssterblichkeit in Berlin und ihre Beziehungen zur Wohnungsfrage = *Med. Klinik* 8 (1912) I S. 1074, II S. 1115 u. 1158.
- und — Die Säuglingsterblichkeit in Berlin im Sommer 1911 = *Berl. Klin. Wochenschrift* 49 (1912 Nr. 29) S. 1364.
- Der Einfluss der Hitze auf die Sterblichkeit der Säuglingen nach Beobachtungen in Berlin = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 653-655. (Mit Diskussion).
- Liévin**, A. Die Mortalität in Danzig während 1863-1869 mit Beziehung auf die öffentliche Gesundheitspflege = *Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspfl.* 3 (1871) S. 329-387.
- Ligue** contre la mortalité infantile: Travaux.
- Lindblom**, A. Données statistiques de la mortalité infantile en Suède = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 3 S.
- Lindemann**, Alfred:
S. *Liejmann, H.* (1911 und 1912)
- Linden** (bei Hannover):
s. Säuglingsernährung (1913)
- Lindheim**, Alfred von. *Saluti juventutis*. Der Zusammenhang körperlicher und geistiger Entwicklung in den ersten 20 Lebensjahren des Menschen. 2. Aufl. Leipzig und Wien 1908, (S. 45-195; Das Kind in den 2 ersten Lebensjahren. Darin u. a. Aufsatz v. *Seiffert*).
- Lindmann**, C. Die Sterblichkeit des ersten Lebensjahres in 20 grösseren Städten Schwedens in den Jahren 1876-1885. Stockholm 1898.
- Lingner**, Karl August. Betrachtungen über die Säuglingsfrage, mit einem Vorschlage für die Organisation einer Landeszentrale für Säuglingspflege und Mutterschutz in Hessen. 1908 = Dekrete an die Stände (Königreich Sachsen) 1917/18 Nr. 15 (Dekret betreffend den Entwurf eines Gesetzes über die Wohlfahrtspflege) S. 58-130: Anlage IV (mit statistischen Nachweisen Diagrammen usw.)
- Lipp**. Gutachten über die Wiedererrichtung der steiermärkischen Landes-Findelanstalt. Graz 1887.
- Little**, J. The excessive mortality of children = *British med. Journ.* 1 (1874) S. 491.
- Livs- og Dødstabeller** for det norske folk, Norwegische Lebens- und Sterbetafeln. 1871/72 bis 1880/81. Hrsg. v. A. N. *Kiaer* = Norges officielle Statistik. 3. Reihe, 68 (1888) 136 S. (S. LVII/VIII: Detaillierte Lebens- und Sterbetafel f. die beiden ersten Lebensjahre nach Erfahrungen für 1876-1885. Vgl. auch deutschen Text S. XV ff. Ferner 3. Reihe 304; 4 Reihe 118).
- Lober**. De la mortalité des nouveau-nés. Statistique medicinale de la ville de Lille. Paris 1881.
- Local government board** England and Wales. 17. Annual Report 1887/8. Supplement in continuation of the report of the medical officers for 1887. *Ballard*: Diarrhoe and diphtheria. London 1889.
- 39. Annual Report 1909/10, Supplement to the report of the boards medical officer. *Newsholme*: Infant and Child mortality. London 1910.
- 45. Annual Report, 1915-1916. Supplement in continuance of the Report of the Medical Officer of the Board for 1915/16, containing a report on child mortality at ages 0-5, in England and Wales. London 1916.
- 47. Annual Report, 1917/18. Supplement containing the report of the Medical Officer for 1917/18. (Illegitimate mortality).
- Report prepared in the Intelligence Department: Infant Welfare in Germany during the war, London 1918.
- Loeb**, F. Uneheliche und Totgeborene. Eine statistische Studie = *München. med. Wochenschr.* 57 (1910) S. 197.
- Loewer**. Die Sterblichkeit der Kinder in Berlin 1851-1860 = *Preuss. Medicinalzeitung*. Bd. 4. oder 6?
- Lombard**, Henry Clermont. De l'influence des saisons sur la mortalité à différents âges = *Ann. d'hygiène publ.* 10 (1833) S. 93-115. Aus-

- führlicher = Mémoires de la Société de physique et d'histoire naturelle de Genève. 6 (1833) S. 123-141. Mit 5 Tabellen.
- Quelques réflexions sur l'éducation physique des enfants en Suisse et sur l'utilité des statistiques mortuaires à l'occasion d'un mémoire du Dr. W. Farr (Journ. Statistic Soc. London 1866) = Zeitschr. f. schweizer. Statistik. 2. (1866) S. 216-224.
 - Des influences atmosphériques sur la répartition de la mortalité à différents âges et en différents pays = Zeitschr. f. schweiz. Statist. 3 (1867) S: 93-111.
 - Recherches statistiques relatives à l'influence de la température sur la mortalité des enfants, communiquées à l'Académie de médecine = Gazette médicale de Paris 3. Sér. 22 (38. Jahr, 1867) S. 55/8.
 - Traité de climatologie médicale. 4 Bde. und Atlas. Paris 1877-80.
- Lommatzsch, Georg.** Die Säuglingssterblichkeit in Sachsen 1891-1900 = Zeitschrift d. sächsischen statist. Bureaus. 47 (1901) S. 153-178.
- Beiträge zur Statistik der Geburten, Eheschliessungen und Sterbefälle in den 3 sächsischen Grossstädten = Zeitschr. d. sächs. statist. Bureaus 48 (1902) S. 119-156; 49 (1903) S. 93 - 129 (Darin sehr ausführliche Tabellen über Kindersterblichkeit nach Alter und Todesursachen 1891-1901 für Dresden, Leipzig, Chemnitz 48, S. 142 - 151; 49, S. 124).
 - Die Säuglingssterblichkeit in den Jahren 1899-1903 mit Rücksicht auf den Beruf der Eltern = Zeitschr. d. sächs. statist. Landesamtes. 52 (1906) S. 129.
 - Die Bewegung der Bevölkerung und die Todesursachen in den Jahren 1901 - 1905 = Zeitschr. d. Sächs. Statist. Landesamtes. 53 (1907) (S. 121: Säuglingssterblichkeit)
 - Beiträge zur Statistik der Eheschliessungen Geburten und Sterbefälle in Dresden, Leipzig und Chemnitz in den Jahren 1901 bis 1905 = Zeitschrift d. Sächs. Statist. Landesamtes. 55 (1909) (Fortsetzung der Abhandlung in ders. Zeitschr. 48 u. 49.)
 - Die Bewegung der Bevölkerung und die Todesursachen in den Jahren 1906 bis 1910 = Zeitschr. d. Sächs. Statist. Landesamtes 58 (1912) (S. 174/8: Säuglingssterblichkeit).
 - Die Sterblichkeit im Alter von über 1 Jahr bis unter 15 Jahren = Zeitschr. d. Sächs. Stat. Landesamtes 68 (1922) S. 11
- Longstaff, George Blundele.** Studies in Statistics. London 1891 (S. 270-309: The causation of summer diarrhoe. Wiederabdruck von 2 Aufsätzen: «Some facts bearing on the aetiology of summer diarrhoe» und «Summer diarrhoe in the large towns of England in 1880» = Verhandlungen der Society of the medical officers of Health. 1880 und 1881. Ferner: «Summer diarrhoe in England and Wales 1880-1887». Einfluss des Wetters auf die Sterblichkeit, Ergebnis: Summer diarrhoe is caused by the pollution of air, water and food with products of the decomposition of organic matter during very hot weather)
- Lorenzelli, Ennio.** Morbidità e alimentazione nel 1. anno di vita a Parma = Giornale d'igiene 1905 S. 1.
- Losch, Hermann.** Die Bewegung der Bevölkerung Württembergs im 19. Jahrhundert = Württemb. Jahrb. f. Statist. u. Landeskunde. 1900 II (S. 145-152: Kindersterblichkeit)
- Die Bewegung der Bevölkerung Württembergs im Jahre 1905 und in den Jahren 1901-1905 = Württemb. Jahrb. f. Statist. u. Landesk. 1906 II. (S. 228/31: Kindersterblichkeit).
 - Geborene, Kindersterblichkeit und Altersaufbau nach Kalenderjahren. Diagramm = Württemberg. Jahrbücher f. Statist. und Landeskunde. 1912 S. 373.
- Loth, R.** Geburten und Säuglingssterblichkeit in Erfurt 1881-1901 = Korrespondenzblätter d. Allg. ärztl. Vereins v. Thüringen. 30 (1901) und 32 (1903)
- Ueber den Einfluss des Stillens auf die Sterblichkeit der unehelich geborenen Kinder = Korrespondenzblätter d. Allg. ärztl. Vereins

- v. Thüringen. 38 (1909) S. 309-316 (kleine Statistik aus d. ärztl. Pflegestellenkontrolle)
- Loua, Toussaint.** Influence des saisons sur les naissances, les mariages et les décès = Journal de la société de statistique de Paris. 7 (1866) S. 103.
- Quelques aperçus sur les mort-nés = daselbst S. 170.
- Les infanticides et les mort-nés = daselbst. 18 (1877) S. 313.
- Loewenthal.** Essai sur les rapports entre la mortalité et la natalité. Considérations sur la mortalité française = Journ. de la Soc. de statist. de Paris. 46 (1905) S. 10, 49, 85 (Kindersterblichkeit nur S. 53)
- Essai sur les rapports entre la natalité et la mortalité = Revue scientifique (Revue rose) 5 Sér. 3 (1905) S. 1-10 und 38-46.
- Loydold, L.** Die Säuglings- und Kindersterblichkeit in Nordamerika = Med. Reform. 1911 S. 222.
- Luebbering, Heinrich.** Die Sterblichkeit der Säuglinge in Essen mit besonderer Berücksichtigung ihrer Ernährungsweise. Auf Grund amtl. Materials d. Statist. Amtes = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 5 (1911) und 6 (1912) S. 329-357, 377-400.
- Lundberg, Emma O. und Lenroot, Kath. F.** Illegitimacy as a child-welfare problem. Part 1 and 2 = U. S. Department of Labour Childrens Bureau Publications N. 66 and 75 Washington 1920 and 1921. (Im 1. Teil u. a. internationale Bibliographie, im 2. Teil Originaluntersuchungen über die Stadt Boston und den Staat Massachusetts)
- Lundborg.** Medizinisch - biologische Familienforschungen. Jena 1913 (beziehen sich auf Schweden).
- Luppe:**
- s. *Wohnungsfrage* und Säuglingsfürsorge (1909)
- Lust, Eugène.** Mortinatalité en Belgique par arrondissements administratifs, 1891-1900. Mortalité de la première enfance (0 à 1 an) en Belgique par arrondissements administratifs, 1891-1900 = Atti del 4. congresso internaz. d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4, Milano 1908. S. 194 (2 Kartogramme i. Anschluss an einen Aufsatz über Fürsorgemassnahmen gegen die Säuglingssterblichkeit in Belgien).
- Maandcyfers,** betreffende Nederland. Nr. 10 und N. F. Nr. 2, 4 (1897 ff.): Uitkomsten van een onderzoek naar het verband tuschen welstand, nataliteit en kindersterfte. Vgl. *Verrijn - Stuart* (1901).
- Macauly.** The supposed inferiority of first and second born members of families 1912.
- Mc. Carthy.** The excessive mortality of infants, and its causes, with statistical tables. Melbourne. (vor 1877)
- Mc. Cleary.** The influence of antenatal conditions of infantile mortality = British med. Journal. 1904 II S. 321 (Statistik ab 1876. Referat in *Virchow - Hirsch's* Jahresbericht 39 (1905) I S. 554)
- Mc. Cleary, G. F.** Infantile mortality and infant's milk depots. London 1905. 151 S.
- Mc. Cook Weir, A.** (Ueber Kindersterblichkeit) = Sanitary record. 1879 (Sept.) und 1881 (Jan.)
- Mc. Cracken, A. M. Priestley.** Infant mortality = The economic Review. 17 (1907) Nr. 2. S. 177.
- Mackenzie, W. Leslie.** Scottish Mothers and Children, being Vol III of Report on the Physical Welfare of Mothers and Children. The Carnegie United Kingdom Trust. East Port, Dunfermline 1917.
- Mc. Laughlin, A. J. und Andrews, V. L.** Studies of infant mortality = Philippine Journal of Science. 5 (1910) S. 149 (Vorträge auf d. Kongress d. tropenmediz. Gesellschaft, d. fernen Ostens in Manila 1910. Vgl. Referat = Berlin. klin. Wochenschr. 1910 S. 995)
- Mc. Lean, W.** The relation between infantile mortality and birth-rate = Intercolonial medical Journal of Australasia 1904 S. 114.
- The declining birth-rate in Australia = Inter. medical Journal of Australasia 1904.
- Maceroni, O.** Sopra i mezzi per riparare alla mortalità dei bambini esposti nell'orfanotrofio di Roma. Roma 1822.

Magdeburger Statistik, Hrsg. v. Statist. Amt. der Stadt. Sonderabdr. aus dem Verwaltungsbericht d. Stadt. Statistik 1905 und 1906. Aus Verwalt. - Ber. für 1905/6 bzw. 1906/7. Ähnlich in den folgenden Jahren (1905 S. 19-25; 1906 S. 26-34: Sterblichkeitstafel für das erste Lebensjahr. Säuglingssterblichkeit nach Kalender- und Geburtsmonaten, Sterblichkeit der in der städtischen Milchküche beobachteten Kinder)

Magdeburgische Statistik:

s. *Lackner* (2 1887)

Majer, C. F. Jahresbericht über die Medizinal- und Sanitätspflege im bayer. Reg. - Bez. Mittelfranken 1857/8 = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt 1859 (Einfluss der Höhenlage der Wohnorte auf die Kindersterblichkeit)

— Die Kindersterblichkeit im Kanton Bern im Vergleich mit Bayern und Osterreich = Journ. f. Kinderkrankheiten. 56 (1871)

— Die Sterblichkeit der Kinder während des ersten Lebensjahres in Bayern = Journ. f. Kinderkrankheiten. 57 (1872) S. 153.

Mailand:

Cause più frequenti nel Regno delle morti dei bambini di età non superiore ad un anno = Dati statistici, Milano 1904 S. 185 (Nur eine Tabelle für ganz Italien)

— Statistica demografica e sanitaria di alcune principali città d'Italia negli anni dal 1896 al 1906 = Dati statistici. Milano 1906 S. 234-251 (Tabellenwerk)

— Statistica del movimento della popolazione e delle cause di morte per gli anni dal 1898 al 1910 per i compartimenti del Regno e le più importanti città italiane ed estere = Dati statistici, Milano 1910. Anhang 185 S.

— s. *Mortalità infantile* (1908)

Makka, Georg N. Die Sterblichkeit im Kindesalter in Griechenland. Athen 1911.

Malinowska, Wanda. Die Ursachen des Todes bei Neugeborenen. Diss. med. Bern 1910. 21 S.

Mallet, E. Recherches historiques et statistiques sur la population de Genève, son mouvement annuel et sa longévité, depuis le 16^e siècle jusqu' à nos jours (1549-1833) = Annales d'hygiène publique, 1. Série 17 (1837) S. 1-172 (Kindersterblichkeit z. B. S. 30, 113, Totgeburten S. 62 ff.)

Mangold, Georg B. Infant mortality in the american cities = Annals of the American Academy of political and social Science. 31 (Philadelphia 1908, Nr. 2, der ganzen Reihe Nr. 105) S. 484-494.

Mannheim. Sterblichkeit der unehelichen Kinder in - = Mitteil. aus der Armen- und Waisenpflege der Stadt Mannheim 1908 S. 113/4.

— s. *Vischer* (1913).

Manschke, R. Kinderzahl und Kindersterblichkeit = Zeitschr. f. Sozialwissenschaft N. F. 8 (1917)

— Zur Statistik der Fehlgeburten. Die Ergebnisse der Fehlgeburtenstatistik der Stadt Budapest = Statist. Monatsschr. 22 (1918)

Mantenfel. Statistische Erhebungen über die Bedeutung der sterilisierten Milch für die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = München. med. Wochenschr. 53 (1906 Nr. 7) I S. 303/7 (betrifft Halle a. S.)

Marc D'espine.

s. *Espine*.

March, Lucien. Mouvement intrinsèque de la population. Survie = Statist. internat. du mouvement de la population. 2. volume, années 1901 à 1910. Paris 1913 (hrsg. v. d. Statistique générale de la France) Introduction S. XVI - XXII.

— La statistique internat. de la population, d'après les registres d'état civil. de 1901 à 1910 = Bulletin de l'institut internat. de statistique. Bd. 20, 2. Lieferung (1915) S. 270-305 Diskussion daselbst 1. Lieferung S. 144.

Marcuse, M. Uneheliche Mütter = Grossstadt - Dokumente Band 27.

Maroï L. La guerra e la popolazione = Metron 1 (1920 Heft 2) S. 156-211.

- Marquina, P. Rodriguez.** La mortalidad infantil en Tucumán. 224 S. 1899.
— Mortalidad infantil = Anuario de Estadística de la Provincia de Tucumán, 1911. Buenos Aires 1913 S. LIV-LXV (u. a. Sterblichkeit nach der Ernährungsart. Vgl. frühere Jahrgänge des Jahrbuches).
- Marshal, William J.** (Ueber das Verhältnis der Geburten zu den Sterbefällen der Kinder unter dem 5. Lebensjahre) = Edinburg med. Journal. 6 (1860) S. 332, 421 (Fruchtbarkeit und Sterblichkeit Vgl. Referat v. Ploss = Schmidts Jahrbücher 112 S. 335).
- Martin, Rudolf.** Die Ausschliessung der verheirateten Frauen aus der Fabrik = Zeitschr. f. d. gesamte Staatswissensch. 52 (1896) S. 403.
- Marx, Karl.** Das Kapital.
- Massachusetts:**
s. *Abbot* (1897)
- Mataré, Franz.** Die Geburten und die Säuglingssterblichkeit in München während der Kriegsjahre 1915, 1916, 1917 = Zeitschrift f. Bevölkerungspolitik u. Säuglingsfürsorge. Bd. 11 (Juni 1919) S. 7-15.
- Matignon.** Note sur l'infanticide en China = Archives d'anthropologie criminelle. 1896.
- Matthiasson, S.** Om börnemortaliteten paa Island = Bibliothek for Læger 1906 April.
- Maurel.** Etude sur la mortalité dans l'année qui suit la naissance, ses principales causes = Arch. med. de Toulouse 1902 (15 April, 1 Mai)
- Maurin.** Mémoire sur la mortalité des enfants en bas âge à Marseille (vor 1877)
- May, R. E.** Das Verhältnis zwischen Einkommen und Familienentfaltung = Jahrbuch f. Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft (jetzt «Schmollers Jahrbuch») N. F. 27 (1903) (S. 931 Anm.: Säuglingssterblichkeit nach der Wohlhabenheit in Hamburg)
— Zur Frage des Geburtenrückgangs = Schmollers Jahrbuch. 40 (1916) S. 1645 - 1684 (u. a.: Geburtenhäufigkeit und Säuglingssterblichkeit nach der Wohlhabenheit)
- Mayer, Alex.** De la mortalité excessive du premier âge en France, considérée comme cause de dépopulation, et des moyens d'y remédier. Paris 1873.
- Mayet, P.** 25 Jahre Todesursachenstatistik = Vierteljahrsheft zur Statistik des Deutschen Reiches. 12 (1903) III S. 162 (U. a. ausführlich Sterblichkeit an Darmkatarrhen und Brechdurchfällen, namentlich der Säuglinge)
- Mayo-Smith, Richmond.** Statistics and sociology. New York 1895.
- Mayr, Georg (v.)** Die Sterblichkeit der Kinder während des ersten Lebensjahres in Süddeutschland, bes. in Bayern (mit Karte) = Zeitschr des Bayer. Statist. Bureaus. 2 (1870) S. 201.
— Die Gesetzmässigkeit im Gesellschaftsleben. München 1877. S. 314-319.
— Ueber die Kindersterblichkeit in München = «München in naturwissenschaftl. u. med. Beziehung», Führer zur 50. Versammlung d. Naturforscher und Aerzte. München 1877. S. 184.
— De la mortalité des enfants à Munich = Annales de démographie internat. 1 (Paris 1877) S. 593 - 608.
— Die Verbreitung der Blindheit, der Taubstummheit, des Blödsinns und des Irrsinns in Bayern nebst einer allgem. international. Statistik dieser vier Gebrechen = Beiträge zur Statistik des Königreichs Bayern. Hrsg. v. K. statist. Bureau. Heft 35. München 1877 (S. 28: Zusammenhang zwischen Kindersterblichkeit und Häufigkeit der Taubstummheit)
— s. *Bewegung der Bevölkerung* in Bayern (1878 u. 1879)
— e Salvioni, G. B. La statistica e la vita sociale. Torino 1886 S. 485.
— Statistik und Gesellschaftslehre. 2. Bd. Bevölkerungsstatistik Freiburg i. Br. 1897 (§71: Die Kindersterblichkeit, S. 271-290)
— Dasselbe. 3. Bd. Sozialstatistik 1. Lief. Tübingen 1909. § 16: Die Totgeburten; § 21: Abnormitäten der Kindersterblichkeit, S. 156-165)

Mazurié, Jean-Joseph. Etude démographique de la mortalité infantile de 0 à 1 an à Bordeaux de 1895 à 1906. Diss. med. Bordeaux 1907/8 Nr. 53. 56 S.

Mc. :

s. *Mac.*

Mecklenburg - Schwerin :

s. *Sterblichkeit d. Kinder* (1886)

Medical Officer of Health, Birmingham :

s. *Birmingham* (1904).

Medical Research Committee :

s. *Mortalities of Birth.* (1917).

Meinert, E. Untersuchungen über das Wesen der excessiven Kindersterblichkeit im Hochsommer und über die Möglichkeit ihrer Abwehr. Vortrag in der Gesellschaft f. Natur- und Heilk. in Dresden, Oktober 1887 (Der erste Teil des Vortrags, Meteorologisches und Statistisches = Deutsche med. Wochenschr. 1888. Ein Kcuzept aus d. 2. klinischen Teil = Jahrb. f. Kinderheilk. 27. B. Vgl. die beiden folgenden Titel. Die Diskussion = Jahresbericht d. Gesellschaft f. Natur- und Heilk. in Dresden 1887/8. S. 66/7).

— Untersuchungen über den Einfluss der Lufttemperatur auf die Kindersterblichkeit an Durchfallskrankheiten = Deutsche med. Wochenschr. 14 (1888 N. 24) S. 491/3 (Vortrag auf der 60. Naturforscherversammlung Wiesbaden 1888. - Vgl. auch = Tagebl. d. 60. Versammlung deutscher Naturforscher und Aerzte. S. 186. Sektion f. Hygiene).

— Die klinischen Bilder der die Kindersterblichkeit des Hochsommers beherrschenden Krankheitsformen = Jahrb. f. Kinderheilk. N. F. 27 (1888) Auch = Verhandlungen d. Gesellschaft f. Kinderheilk., Wiesbaden 1887. S. 145. Und = Tagebl. d. 10. Versammlung deutscher Naturforscher und Aerzte S. 314 (Sektion f. Pädiatrie).

— Ueber Cholera infantum aestiva = Therapeutische Monatshefte. 5 (1891 H. 10-12) S. 520, 567, 623 (24 S.) (Vortrag auf der Naturforscherversammlung 1890).

— Art. «Cholera infantum» im = Medical Annual 1893.

— Ueber die hohe Kindersterblichkeit der heissen Monate und über die Mittel, ihr Einhalt zu tun. Vortrag, gehalten bei Gelegenheit d. Ausstellung v. Erzeugnissen f. Kinderpflege, Ernährung und Erziehung. (Sammlung: «Für Haus und Schule») Dresden 1895. 23 S.

— Ueber die sanitäre Bedeutung der bakteriologischen Verunreinigung des Dresdener Leitungswassers bei Hochflut = Jahresbericht d. Ges. f. Natur- und Heilkunde in Dresden 1895/6. S. 162-202 (Vortrag in der Sitzung d. Gesellschaft vom 28.3. 1896. Mit zahlreichen Diagrammen).

— Säuglingssterblichkeit und Wohnungsfrage. Mit 11 Tafeln im Text = Arch. f. Kinderheilk. 44 (1906) S. 129-177 (Erwiderng von *Friedjung* = daselbst 45 S. 78. Bemerkungen hiezu von *Meinert* = daselbst 45 S. 153. Auzug im = Jahresbericht d. Ges. f. Natur- und Heilkunde in Dresden, 1905/6, S. 30/6, samt Diskussion in der Gesellschaft. Oktober 1905. Das gleiche in = München, med. Wochenschr. 53 (1906 N. 9) I S. 432/3).

— Kindersterblichkeit und Milchversorgung der Städte = Bericht über den 6. Verhandlungstag deutscher Milchändler-Vereine, Berlin 1907.

— Wo stehen wir mit der Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = Soziale Medizin und Hygiene. 3 (1908) S. 637.

Melloni. La mortalità infantile nelle campagne = Corriere sanitario, 1908.

Ménager. De la mortalité et de la morbidité du premier âge. Diss. med. Paris 1882.

Mendelsohn, Ludwig. Zehn Jahre Berliner Säuglingskostpflege = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 5 (1911) S. 193-203, 216-224.

Mendelson :

s. *Säuglingssterblichkeit* (Aachen 1912).

s. *Verband deutscher Städtestatistiker* (1911).

- Mesnil, R.** Mortalité des enfants de 0 à un an nourris au biberon et placés à la campagne = Normandie méd. 1906, 1. Mai.
- Mesnil, Du.**
s. *Du Mesnil, O.*
- Methorst, Henri Willem.** Mortalité des nourrissons aux Pays-Bas = Bull. de l'Institut internat. de Statistique. 18 II (1909) S. 46-81.
- Eenige cijfers betreffend de sterfte van Kinderen beneden het jaar in Nederland = De Economist. 58 (1909).
 - Mortalité et morbidité des nourrissons nés à la Haye en 1908, en rapport avec la manière de les nourrir et les circonstances sociales = Bulletin de l'Institut intern. de Statistique. 19 I (1912) S. 162-182. Vgl. Diskussion deselbst S. 55*-63*.
 - Die Säuglingssterblichkeit in den Niederlanden und die Untersuchung nach den Ursachen derselben unter Berücksichtigung der Ernährungsweise und der sozialen Verhältnisse der im Jahre 1908 im Haag und Scheveningen geborenen Kinder = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 117-135, 170-187.
 - Sterfte in verband met voedingswyze en sociale omstandigheden, onder de kinderen beneden het jaar in 1908 geboren te 's-Gravenhage en Scheveningen. Hrsg. v. d. Gezondheidskommission im Haag. 1. Teil, 1. Abt. 1911; 2. Abt. 1912
 - Zuigelingssterfte in Nederland in Verband met de uitkomsten van het Haagsche Onderzoek 1908-1909. 's-Gravenhage 1913. 20 S.
 - en Saltet, R. H. Invoed van den oorlogstoestand op de sterfte in Nederland 1918. 59 S.
- Metzger.** Vermischte medizinische Schriften. 3 Bde. 2. Aufl. Königsberg 1784.
- Meulemann, C.** Het levensrecht van de geboren vrucht. 1916.
- Meyer, C.** Ueber Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre im Leichenschau-district Allershausen = Bayer, ärztl. Intelligenzblatt 1876 N. 25 und 26.
- L. F. Die Morbidität und Mortalität der Säuglinge im Sommer 1911 = Deutsche med. Wochenschr. 37 (1911) II S. 2090/2. (Vortrag auf d. 83. Naturforscherversammlung, Karlsruhe 1911. Verhandl. d. Gesellschaft f. Kinderheilkunde. Nach dem Material d. Waisensäuglinge Berlins. Vgl. Referat = Jahrb. f. Kinderheilk. 74, 3. F. 24 (1911) S. 547).
- Mignot.** Reflexions sur la mortalité des enfants nouveau-nés = Union médicale. 9 (1870) S. 46.
- Miller Clarke.** A contribution to the etiology, pathology and therapeutics of cholera infantum — The american Journal of Obstetrics and diseases of children. 12 (1879) S. 236 (Versucht, den direkt krankmachenden Einfluss einer dauernd gesteigerten Temperatur am Hand e. sorgfältigen Statistik f. d. grossen nord-amerikanischen Städte nachzuweisen. - Uffelmann).
- Milne-Edwards, H.:**
s. *Edwards.*
- Minchin, H.** (Ueber die Sterblichkeit der Kinder, welche im Arbeitshäusern geboren wurden) = Dublin Jorun. 29 (1860) S. 70.
- Ministerium** (preussisches) d. geistl. usw. Angelegenheiten, Medizinal-abteilung des:
s.: *Säuglingsterblichkeit* (1905).
- Mireur.** Le mouvement comparé de la population 2. Aufl. Paris 1889 (Zahlen für Marseille 1866-1886).
- Mirman** (directeur de l'assistance et de l'hygiène publiques) Rapport au ministre de l'intérieur, présentant les tableaux des statistiques annuelles du service de la protection des enfants du premier âge. 1905.
- Vortrag auf der Assemblée générale de la ligue contre la mortalité infantile 1910. (?)
- Mitchell, Arthur:**
s. *Buchan* (1875).
- Mittelhauser.** Säuglingssterblichkeit, ihre Ursachen und ihre Bekämpfung

- = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 4 (1912) S. 53-68, 210-224 (Vortrag auf Veranlassung des Hausfrauenvereins Apolda).
- Moellhausen**, W. Beiträge zur Frage der Säuglingssterblichkeit und ihres Einflusses auf die Wertigkeit der Ueberlebenden = Archiv. f. Kinderheilkunde 43 (1906) Auch besonders Stuttgart 1906 (Vgl. Zeitschr. d. Sächsisch. Statist. Landesamtes 52 (1916) S. 209 betr. Ungenauigkeiten der verwendeten Zahlen).
- Moheau**. Recherches et considérations sur la population de la France. Paris 1778. Neue Ausgabe v. R. Gounard (Collections des économistes et des réformateurs sociaux de la France. Bd. 10) Paris 1912. Deutsche Uebersetzung v. S. H. Ewald 1780 (u. a.: Sterblichkeit der Findelkinder).
- Moll**, Leopold. Die Säuglingssterblichkeit und Totgeburtenszahl in Oesterreich im Quinquennium 1905-1909 = Zeitschr. f. Kinderschutz und Jugendfürsorge, 3 (Wien 1911) S. 256-265.
- s. *Huber*, Franz (1912).
- Säuglingssterblichkeit in Oesterreich. Ihre Ursachen und Bekämpfung = Säuglingsschutz und Jugendhygiene, 1913, 3. Heft. Beiheft zu «Das oesterreichische Sanitätswesen» (Ergebnisse einer Umfrage an die Bezirksärzte)
- Mombert**, Paul. Studien zur Bevölkerungsbewegung in Deutschland in den letzten Jahrzehnten mit bes. Berücksichtigung der ehelichen Fruchtbarkeit. Karlsruhe 1907. S. 14.
- Moncorvo**. Statistique de la mortalité infantile à Rio de Janeiro (Brésil) = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapport. Bruxelles 1907. 10 S.
- Monory**, Paul. Etude sur la mortalité infantile. Diss. med. Paris 1906. 80 S. (Wertvolles Originalmaterial aus einem Pariser Dispensaire).
- Monot**, C. De l'industrie des nourrices et de la mortalité des petits enfants. Paris 1867 (Vom Verfasser i. J. 1866 dem französischen Unterrichtsministerium eingereicht, das die Schrift der Académie de Médecine zur Begutachtung überwies, gab den Anlass zu eingehenden Diskussionen dasselbst. Vgl. Bull. de l'Académie d. méd. Bd. 31, 32).
- De la mortalité excessive des enfants pendant la première année de leur existence, ses causes et des moyens de la restreindre. Paris 1872.
- Montevideo**. Resumen anual de Estadística municipal (Jährlich. Darin internationale Uebersicht der Kindersterblichkeit im allgemeinen und an epidemischen Krankleiten).
- Montgomery**, E. Summer heat and infant mortality = Med. Arch. St. Louis. 7. (1872) S. 321/9.
- Moore**, J. W. Earth temperature and diarrhoeal diseases in Dublin in 1904. 1905.
- Moore**, S. G. H. Infantile mortality = Journ. of paediatric med. 1906 S. 19 (Zusammenfassende Uebersicht aller Faktoren, die für die Säuglingssterblichkeit in Frage kommen)
- The notification of summer diarrhoe = Sanitary Record. 44 (1909) S. 191.
- Moore**, W. on infantile mortality and the establishment of hospitals for sick children. Dublin 1859.
- Morax** J. Mortalité infantile à Lausanne et dans le canton de Vaud = Revue méd. de la Suisse romande. 25 (1905)
- Morgenroth**, W. Die Sommersterblichkeit der Säuglinge in den deutschen Grossstädten = Zeitschr. f. d. gesamte Staatswissenschaft. 69 (1913) S. 312 - 323 (Vgl. auch = Statist. Zentralblatt 4 (1912) Sp. 139)
- Mortalità Infantile** in Firenze nel triennio 1905-7 = Monografia e Studi della sezione di Statistica, 2. Firenze 1909.
- infantile in Milano. Risultati di un inchiesta sui nati nel 1903 in rapporto ai modi di allattamento e alle condizioni economiche dei genitori = Pubblicazioni dell'ufficio del lavoro della Società umanitaria di Milano. 17 (1908) (Referat in = Journal of the statist. Society of London. 71 (1908) S. 700/3. Vgl. auch = Dokumente des Fortschritts. 2 (1909) S. 26 und 4 (1911) S. 187 - 192).
- Mortalité** des enfants de moins d'un an en 1909 dans 38 gouvernements de

- la *Russie d'Europe* = Annuaire statistique de la Russie 1911, 8.e année 1912. Supplément (3 Seiten russischer Text und 33 Seiten Tabellen mit Kopf in französischer Sprache).
- Mortalité infantile.** Relevé topographique des décès causés par la diarrhée et l'enterité avec l'Indication de la densité de la population par hectare de chacune des sept division territoriales de *Bruxelles* = Rapport annuel de la 4e division administrative de la ville de Bruxelles (Kartogramm der örtlichen Verteilung jener Sterbefälle im Stadtgebiet. Zuerst für 1908. Ohne Text).
- Note sur la - des enfants du premier âge nés dans la ville de *Paris*. Paris. Imprimerie Dupont (Vor 1877)
- **des Enfants assistés:**
s. *Statistique* de la mortalité.
— des *Nourrissons* en *France*. Discussion sur la - Bordenax 1867.
- Mortalities of Birth, Infancy and Childhood**, ed. by Medical Research Committee, National Health Insurance. London 1917.
- Mortality, Low - among infants in Ireland** = *Lancel*. 84 (1906) S. 255.
- of the Western Hemisphere = Panama - Pacific Memorial Publication Nr. 3. Hrsg. von der Prudential Insurance Company of America gelegentlich der Weltausstellung in San Francisco. San Francisco 1915.
- Moser, Ludwig.** Die Gesetze der Lebensdauer. Berlin 1839.
- Mosse, M. und Tugendreich.** G. Krankheit und soziale Lage. Bearbeitet von Blaschko, Fischer....., hrsg. v. - u. - 3 Lieferungen; München 1912.
- Mosser.** Säuglingssterblichkeit und Kostkinderwesen in Elsass-Lothringen = *Strassb. med. Zeitung* 3 (1906) S. 3.
- Most, O.** Rückläufige Geburtlichkeit und Säuglingssterblichkeit in Neu - Südwales = *Allgem. Statist. Archiv.* 7 I (1907) S. 164-202 (Vgl. *Commission, Royal, on the decline of the Birth-rate*)
- Mourgue.** Observations sur les naissances, les mariages et les morts de Montpellier 1772-1792 = *Mémoires présentées à l'Institut des Sciences. Sc. math. et phys. I.* Paris XIV (1805) (Sterblichkeit der aufs Land gegebenen Pflegekinder)
- Mouvement de la population**, *Statistique internationale de -* :
s. *Statistique internationale* (Paris 1907)
- Mühlhausen.** Die Bevölkerungsbewegung der Stadt Mühlhausen seit 1798 mit besonderer Berücksichtigung des Geburtenrückganges. Bearb. von Ad. *Burger* = *Beiträge zur Statistik der Stadt Mühlhausen* 1 (1914). 27 S.
- Müller, E.** Die Kindersterblichkeit in Berlin = *Monatsblatt. f. med. Statistik u. öffentl. Gesundheitspflege*, Beilage zu *Göschens Deutscher Klinik*. Berlin 1867. Nr. 4.
- Die Kindersterblichkeit in Berlin 1863 - 1868. *Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspflege* 2 (1870) S. 157.
- München:**
s. *Aerztlicher Verein* 1874/6.
s. *Rein* (1877)
s. *Singer, Karl.*
s. *Säuglingssterblichkeit* (1912)
s. *Amsterdam* (Jaarboek 1903/4)
s. *Säuglingsernährung in München* (1913)
- Muniagurria, Camillo.** La mortalidad infantil en el Rosario (Argentina) 1907.
- Muret.** Mémoire sur l'état de la population dans le pays de Vaud = *Mémoires et observations recueillies par la Société oeconomique de Berne*. 1766, I. partie S. 1-128 (S. 61/2: Les mois qui donnent plus de morts, ont aussi plus de batêmes; S. 105: table contenant l'ordre de mortalité des petits enfants, qui meurent dans la première année de la vie; S. 117: table contenant les proportions des enfants morts en bas âge. Ausserdem zerstreute Bemerkungen)
- Mutualite maternelle.** *Statistique de la mortalité de la -* (Jährlich)
- Mya, G.** Cause e rimedi dell'alta mortalità infantile. Discorso inaugurale dell'Università per l'anno scolastico 1905/6. Firenze 1905.

- Inchiesta sulle condizioni dell'infanzia in Firenze. 1909.
- Napias, H. :**
s. *Landouzy*.
- Nardo, Giov. Domenico.** Considerazioni medico-statistiche sulle cause della sempre minore mortalità degli esposti nell'Istituto di Venezia in confronto dei tempi andati. Venezia 1862.
- Delle Condizioni dei trovatelli nelle provincie venete = *Atti Ateneo Veneto*. Vol. 9 (1864) S. 188.
- National Conference on Infant Welfare, held at Kingsway Hall, London, on July 1st, 2nd and 2rd 1919, Report to the Proceedings.** National League for Health, Maternity and Child Welfare. 4, Tavistock Square, London 1919.
- National Council for the Unmarried Mother and her Child (and for the widowed and deserted mothers in need).** Report. London 1919. (darin u. a.: findings of special committee, infant mortality, 1906-1917)
- National Health Insurance.** Medical Research Committee:
s. *Mortalities of Birth...* (1917).
- Naumann, Friedrich.**
s. *Wohnungsfrage und Säuglingsfürsorge* (1909).
- Nedelkoff, Al.** Ueber die Kindersterblichkeit in Bulgarien und die Massnahmen, welche gegen sie ergriffen worden sind. Vortrag auf dem Kongress der bulgarischen Aerzte 1910. (Auszug daraus = *Keller - Klumker, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz* 1. Bd. I. Hälfte, S. 43).
- Neefe, Moritz.** Statistik der Totgeborenen = *Jahrb. f. Nationalökonomie und Statistik*. 23 (1874) S. 195; 24 (1875) S. 186.
— Ueber den Einfluss der Wohlhabenheit auf die Sterblichkeit in Breslau = *Zeitschr. f. Hygiene*. 24 (1897) S. 247-288:
- Nehr, JJ.** Quare plerique moriuntur infantes et eorum, qui adolescent, quare plures sunt morbosi. Prag 1778.
- Neison, F. G. P.** Contributions to vital statistics, especially designed to elucidate the rate of mortality, the laws of sickness, and the influences of trade and locality en health, derived from an extensive collection of original data, supplied by Friendly Societies, and proving their too frequent instability. London 1845. 3. Aufl. 1857. Gekürzt in = *Journ. of the Statistic. Society of London*. 8 (1845) S. 290 - 343.
- Nerucci :**
s. *Calusi e Nerucci* (1781)
- Neuberg, Milda.** Die Säuglingsmortalität in den kleinen Städten und mittelgrossen Ortschaften der Schweiz. Diss. med. Zürich 1912. 36 S.
- Neumann, Ernst,** Tuberkulose als Todesursache im Kindesalter in der Stadt Bremen = *Zeitschr. f. soziale Medizin* 5 (Leipzig 1910) S. 55-64
- Neumann, Friedrich Julius v.** Die Gestaltung der mittleren Lebensdauer in Preussen seit 1816. Königsberg 1865.
— Unsere Kenntnis von den sozialen Zuständen um uns = *Jahrb. f. Nationalökonomie und Statistik*. 18 (1872) S. 296; 333.
— Die Sterblichkeit ehelicher und unehelicher Kinder, insbesondere innerhalb der jüdischen Bevölkerung in Baden = *Jahrb. für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft. Hrsg. v. Holtzendorff und Brentano* (später *Schmoller*) 1 (1877) S. 411.
— Zur Lehre v. d. Lohngesetzen. 4. Pauperismus und Kindersterblichkeit in Preussen v. d. 1820 er bis zu den 1860 er Jahren = *Jahrb. f. Nationalökon. u. Statist.* 3. F. 5 (1893) S. 617-669.
— s. auch *Bergmann v.* (1882)
- Neumann, Hermann.** Die Säuglingsernährung in Berlin = *Deutsche med. Wochenschrift* 19 (1893) Nr. 48.
— Die unehelichen Kinder in Berlin und ihr Schutz = *Jahrb. f. Nationalökon. u. Statistik* 3. F. 7 (1894) S. 513-564.
— Oeffentl. Kinderschutz. (Th. *Weyls* Handb. d. Hygiene 7, II) Jena 1895. (Darin: Kindersterblichkeit S. 434-448).
— Die unehelichen Kinder in Berlin. Jena 1900. 78. S.
— Die Berliner Säuglingssterblichkeit = *Deutsche med. Wochenschrift* 30 (1904) 47.

- Die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit = Deutsche med. Wochenschr. 33 (1907) II S. 2093/4 (Ausgestaltung der Säuglingsfürsorgestellen zu Bezirkszentralen f. d. gesamte Kinderfürsorge)
- Einfluss der Ernährungsweise auf die Säuglingssterblichkeit = Bericht über d. 14 internat. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907, 3. Bd. 2. Teil (Berlin 1908) S. 1113-1117. Ferner = Zeitschr. f. soz. Med. 3 (Leipzig 1908) S. 196-234. Auch Vortrag auf der Naturforscherversammlung Dresden 1907.
- Kritik der Fürsorge f. die unehelichen Säuglinge in Berlin = Arth. Keller's «Ergebnisse der Säuglingsfürsorge», 5^e (1910) S. 83-92.
- Neumann, Paul.** Statistischer Beitrag zur Sterblichkeit im ersten Lebensjahre in Halle a. S. für 1893-1902 = Zeitschr. f. Hygiene. 57 (1907 S. 289-314.
- Neu-Südwaies:** State children relief board, Report of the President. Z. B. für 1916/7 by President Alfred William Green.
s. Commission, Royal, on the decline of the Birth-rate (1904)
s. Most, O. (1907)
- Newman, George.** Infant mortality. A social problem. London 1906. 356 S. Berücksichtigt eingehend die zahlreichen engl. Medizinalberichte
- On the State of the Public Health = Annual Report of the Chief Medical Officer of the Ministry of Health 1920.
- Newsholme, Arthur.** The elements of vital statistics. 3. edition. London 1899 353 S. (Chapter XIV, S. 120-135: Infantile mortality)
- The causation of epidemic diarrhoea = Public Health. 12 (1900) S. 139-213.
- Domestic infection in relation to epidemic diarrhoea = Journ. of hygiene 6 (1906 Nr. 2) S. 139-148.
- Infant and child mortality = 39. Annual Report of the local government board 1909/10. Supplement to the report of the boards medical officer. London 1910. 142 S. (Referat = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie 7 (1910) S. 651/4).
- Säuglingssterblichkeit in England = Keller - Klumker, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 367 - 374 (Mit Karte und Diagrammen)
- Vgl. auch die Annual Reports on Health of Brighton.
- Säuglingssterblichkeit in England = Keller - Klumker Säuglingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 367-374 (Mit Diagrammen und Karte).
- New South Wales:** s. *Neu-Südwaies*
- Niederlande.** Bericht über eine während der Jahre 1908 und 1909 seitens der *Arbeitsinspektion* vorgenommenen Untersuchung über die Fabrikarbeit verheirateter Frauen (Zitiert Keller-Klumker, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. 1. Hälfte, 1912 S. 550).
- Nieriker, P.** Die grosse Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahre im Bezirk Baden. Baden 1870. (1874?)
- Nippold, Otto.** Die Bevölkerungsbewegung in der Stadt Freiberg in der Zeit von 1801 - 1880 = Zeitschr. d. Sächsischen Statistischen Bureaus. 35 (1889) S. 44 - 55.
- Niven.** The causation of summer diarrhoea in Manchester = Report on Health of Manchester. 1904.
- Nixon, J. W.** War and national vital statistics with special reference to the franco - prussian war = Journal Statist. Society 79 (1916) S. 418 - 444. Diskussion S. 445.
- Noeggerath, C. T.** Einfluss des Krieges auf Säuglingsfürsorge und Säuglingssterblichkeit in Belgien = Zeitschr. für Bevölkerungspolitik 1917.
- Norwegen:** Folkemaendens Bevaegelse. Sammendrag av tabellerne for aarene 1906-1910 (Résumé) = Norges officielle Statistik, raeke (série) VI, N. 27 (nur Tabellen. U. a. S. 259 Säuglingssterblichkeit % für kleinere Verwaltungsbezirke - Frühere entsprechende Veröffentlichungen = Officielle Statistik 1883 C 1 (für 1876/80): raeke III N. 84; 276; IV. 39; 117; V. 123 (für die Jahrfünfte 1881/85 bis 1901/05)
- Folkemaendens Bevaegelse. Hoovedoversigt 1901-1910 (Aperçu gé-

- néral du mouvement de la population) = Norges officielle Statistik, række (série) VI N. 55. (Textliche Besprechung. U. a. S. 25 Ueberschuss der Lebendgeborenen über die gestorbenen Säuglinge ab 1886/90. - S. 35-43 Vergleich der ehelichen und unehelichen Säuglingssterblichkeit) - Frühere entsprechende Veröffentlichung = Offizielle Statistik 1869 C I (für 1856/65); række III 106, V 25 (für 1866/85 und 1886/1900).
- Dødeligheds Tabeller 1901/02 - 1910/11 (Tables de mortalité = Norges officielle Statistik række VI N. 45 (darin die Ueberlebenswahrscheinlichkeiten für die ersten Lebensjahre) - Frühere entsprechende Veröffentlichungen = Offizielle Statistik række III 68; 304; VI 118 (für die Jahrzehnte 1871/72 - 1880/81, 1881/82 - 1890/91, 1891/92 - 1900/01)
 - Om Børn fødte udenfor Aegteskab (Enfants illégitimes) = Norges officielle Statistik, række V. N. 37 (1907) (Bearbeitet von N. Rygg. S. 30-48 Säuglingssterblichkeit).
- Nowasselsky, S. A.** Statistisches Material zur Frage der hohen Sterblichkeit in Russland = Zeitschr. f. öffentl. Hygiene, gerichtl. und praktische Medizin. 1908 (Russisch)
- Organisation und Hauptergebnisse der amtlichen Bevölkerungs- und Medizinalstatistik in Russland = Archiv f. soziale Hygiene u. Demographie 1915.
- Obstetrical Society, London.** Report of the infant mortality committee = Transactions of the Obstetr. Soc. 11 (1870) S. 132; 12 (1871) S. 388.
- Odier, L.** Mortalité des nouveau - nés. Paris 1876.
- Odier et Blache.** Quelques considérations sur les causes de la mortalité des nouveau - nés et sur les moyens d'y remédier. Paris 1867.
- Oesterlen, Friedrich.** Handbuch der medizinischen Statistik. Tübingen 1865. 2. Ausg. 1874. 3. Aufl. 1882. (U. a.: «Verschuldete Kindersterblichkeit oder der kollektive Kindermord im Zusammenhang mit unehelicher Progenitur, Fahrlässigkeit und Findelwesen» in der 1. Aufl.: § 120, S. 878-890; in d. 3. Aufl.: § 56, S. 700-717)
- Oesterreich:** Bewegung der Bevölkerung im Jahre 1911 = Oesterreichische Statistik 8. Bd. 1. Heft (1913) S. 21* - 29* (Uebersichten ab 1871).
- s. *Förderung* des Selbststillens im Oesterreich (1906).
- Oettingen, Alexander von.** Die Moralstatistik. 3 Aufl. Erlangen 1882. S. 57, 700.
- Ogier, E.** (inspecteur général des services administratifs) Rapport au ministre de l'intérieur 1905 (über die Loi Roussel und ihre Ergebnisse)
- Ogle** in den Annual Reports of the Registrar - General.
- Ohlen, v.** Kindersterblichkeit und Milchversorgung = «Die Milch und ihre Bedeutung für Volkswirtschaft und Volksgesundheit». Hamburg 1903.
- Die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit durch öffentl. Organe und private Wohltätigkeit mittels Beshaffung einwandfreier Kindermilch unter spezieller Berücksichtigung Hamburger Verhältnisse = Zeitschr. für Hygiene. 49 (1905) S. 199 - 281.
- Oldenberg, Karl.** Ueber den Rückgang der Geburten - und Sterbeziffer = Archiv f. Sozialwissensch. u. Sozialpolitik 32 (1911) S. 319: 33 (1911) S. 401 (33. Bd. S. 401/6: Gegen den Rückgang der Kindersterblichkeit als Ursache des grosstädtischen Geburtenrückganges Mit reicher Verwertung neusser Literatur. S. 467: Einfluss des Stillens auf die Säuglingssterblichkeit).
- Rückgang der Geburten und der Sterbefälle = Niederschrift der Verhandlungen der Deutschen Statistischen Gesellschaft zu Berlin 1912. Beilage zum Deutschen Statistisch. Zentralblatt 5 (1913) S. 14. Mit Diskussion.
 - Geburtenrückgang und Aufwuchsziffer = Schmollers Jahrbuch 40 (1906) S. 796-839 (Gegen Würzburger. Mit viel Literatur).
- Oldenburg:** Bewegung der Bevölkerung 1760-1864. 1. Teil enthaltend methodisch geordnete Zusammenstellung der Nachweisungen; 2. Teil enthaltend Zusammenstellung der Nachweise nach mehrjährigen Perioden, zum

- Vergleich benutzte Nachweise aus fremden Staaten u. Resultate (bearb. v. K. *Becker*) = Statistische Nachrichten über das Grossherzogtum Oldenburg Heft 9 und 11. (1867 und 1870) (hervorragende Arbeit)
- Die Bewegung der Bevölkerung in den Jahren 1871-1887 mit Rückblick auf die ältere Zeit (bearb. v. P. *Kollmann*) = Statist. Nachricht. über Oldenburg, 22 (1890).
- Oldendorff**, A. Art. «Kindersterblichkeit» in *Eulenburg's Real-Enzyklopädie der gesamten Heilkunde*. 2. Aufl. Bd. 10 (1887) S. 689-704.
- Die Säuglingssterblichkeit in ihrer sozialen Bedeutung = Archiv für soz. Gesetzgebung und Statistik, hrsg. v. H. *Braun*. 1 (1888) S. 83-97.
- Die Sterblichkeitsverhältnisse Berlins mit besonderer Berücksichtigung der Verhandlungen der Berliner Medizinischen Gesellschaft über den Einfluss hygienischer Massnahmen auf die Gesundheit Berlins = Centralblatt f. allg. Gesundheitspfl. 13 (1894) S. 327-352.
- Olland**, Adolf George. Invloed van het weer op het sterflocijfer. Diss. 1896. 166 Seiten.
- Onnen**, P. W. De zomertop der kindersterfte = *Geneeskundige Bladen*, 14. Reihe N. 8. Haarlem 1909.
- Ost**, Wilhelm. Statistik der Todesfälle in Bern 1881-1885 = *Zeitschr. für Schweizer. Statistik*. 27 (1891) S. 71-108 (Vgl. dies. *Zeitschr.* 19. für 1871/5, E. *Schärer*; und 43 II für 1891/5. G. *Schärer*).
- Oth**, Fr. Induktives und Deduktives zum Bevölkerungsproblem = *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 3. F. 43 (1912) S. 417-462.
- Oui**, M. et Paucot, H. La mortalité infantile dans le milieu ouvrier à Lille = *Province méd.* 1910. Auch = *Echo méd. du Nord* 14 (1910) S. 18.
- Pach** Heinrich. Die Kindersterblichkeit und Lungentuberkulose in Budapest = *Wiener klinische Wochenschr.* 19 (1906) S. 1485/7 (Einige Daten aus d. *Budap. statist. Jahrbuch*).
- Pagliani**, L. Etude sur le développement de la famille = 4. Congrès internat. d'Hygiène et de Démographie à Genève 1882. *Comptes rendus* Bd. 2 (Genf 1883) S. 743-750 (Darin u. a.: Kindersterblichkeit nach der Geburten zahl der einzelnen Familien).
- Papers** relating to the sanitary state of the people of England 1858: s. *Sanitary State*.
- Pareto** V. La mortalità infantile ed il costo dell'uomo adulto = *Giornale degli economisti*. 2. Ser. 4 (Roma 1893).
- Paris**: s. *Mortalité*, Note sur la -- des enfants (vor 1877). s. *Bertillon*, Jacques.
- Parker**, W. G. Infantile mortality and the health of survivors in elementary schools = *Public Health* 1913.
- Paterne**. Critique de la Loi Roussel, ses bienfaits, ses imperfections, modifications qui y aurait lieu d'y apporter = Bericht über d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 1058-1091.
- Patin**. Mouvement de la population de la ville de Villemaur, canton d'Estissac, arrondissement de Troyes, depuis 1801, jusqu'à 1834 = *Recueil publié par le Conseil de salubrité du département de l'Aube*. Auszug in = *Annales d'hygiène publique*. I. Sér. 17 (1837) (Kindersterblichkeit nach Kalendermonaten S. 419).
- Pattin**, H. C. Infantile mortality = *Public Health*. 22 (1909) S. 459.
- Paucot**, H.: s. *Oui* (1910).
- Pauli**, Richard: s. *Peiper*, Erich (1910).
- Pauly**. Säuglingssterblichkeit in Schleswig - Holstein 1911. Bericht der Kieler Waisepflege.
- Paulsen**, Christian. Die Säuglingssterblichkeit in den mecklenburgischen Aushebungsbezirken 1876-1905. Diss. med. Rostock 1910 (erschienen 1909) 41 Seiten.
- Pearl**. Biometrische Daten über die Säuglingssterblichkeit in dem die Geburten registrierenden Gebiete der Vereinigten Staaten = *Ameri-*

- can Journal of Hygiene 1 (1921) (besprochen von E. J. Gumbel = Deutsches Statist. Zentralblatt 14 (1922) Sp. 12/13.
- Pearse, F.** The infantile mortality in Calcutta = Public Health 21 (1908) S. 147.
- Pearson, Karl.** On the Handicapping of the first Born = Eugenic Lecture Series X. London 1914.
- and *Elderton*, Ethel M. The relative strength of nurture and nature. 2 nd. edition London 1915.
- Peiper, Erich.** Zur Säuglingssterblichkeit = Korrespondenzblatt des Aerzte-Vereins des Reg. - Bez. Stralsund. 1906 N. 65.
- Säuglingssterblichkeit und Militärfähigkeit = Deutsche militär-ärztl. Zeitschr. 36 (1907) S. 605.
- Die Säuglingssterblichkeit in Pommern = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 3 (1909) S. 405.
- Die Säuglingssterblichkeit in Pommern. Vortrag i. Pommerschen Aerzte-Verein = Korrespondenzblatt des Aerzte-Vereins des Reg. Bez. Stralsund. 1909. N. 71.
- Ueber Säuglingssterblichkeit und Säuglingsernährung im Bezirke Kilwa, Deutsch-Ostafrika = Archiv f. Schiffs- und Tropenhygiene. 14 (1910) S. 233.
- Die Ursachen der Säuglingssterblichkeit in Pommern und ihre Bekämpfung = Mediz. Klinik 8 (1912) I S. 256, 293, 337, 378.
- Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge in Pommern = Veröffentlichungen aus dem Gebiete der Medizinalverwaltung Bd. I, Heft 1. Berlin 1912.
- Die körperliche Entwicklung der Schuljugend in Pommern = Archiv f. soz. Hygiene, hrsg. v. Grotjahn, Krieg usw. 7 (1912) S. 109-137.
- und *Pauli, Richard.* Die Säuglingssterblichkeit in Pommern, ihre Ursachen und ihre Bekämpfung = Klinisches Jahrbuch. 23 (1910) S. 188. Auch als Sonderabdruck, Jena 1910. 104 S.
- und *Polenz, Kurt.* Ueber die Sterblichkeit und die körperliche Wertigkeit der unehelich geborenen Säuglinge = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 4 (1910) S. 33-59.
- Peller.** Zur Kenntnis der städtischen Mortalität im 18 Jahrhundert. = Zeitschr. f. Hygiene und Infektionskrankheiten 90 (1920) S. 227.
- Pestalozza E.** L'odierno indirizzo nella assistenza materna = Atti della Società Italiana di ostetricia e ginecologia (1919/19) 27 S.
- Petersen, J.** Die Geburts- und Sterblichkeitsverhältnisse der Stadt Berlin 1861-1878. Auf Grund amtlicher Quellen = Correspondenzblatt des niederrheinischen Vereins f. öffentl. Gesundheitspf. 8 (1879) N. 10, 11, 12.
- Ernährung und Säuglingssterblichkeit in Berlin = Deutsche med. Wochenschrift 7 (1881) N. 12 S. 153.
- Petruschky, J.** und *Kriebel, M.* Experimentaluntersuchungen über die Ursachen der Sommersterblichkeit der Säuglinge und die Möglichkeit ihrer Verhütung Leipzig 1904. 75 S.
- Pettenkofer, Max v.** Zur Statistik der Kost- oder Haltekinder = Archiv f. Hygiene. I (1883) S. 49-62 (Methodische Vorschläge).
- Pfaffenholz, H.** Säuglingssterblichkeit und Kindermilch = Centralbl. f. allg. Gesundheitspf. 21 (1902) Vgl. Berichtigung von *Prausnitz* und Antwort von *Pfaffenholz* = daselbst. 21 (1902) S. 268 und 269.
- Weitere Mitteilungen über die Prophylaxe der Sommersterblichkeit der Säuglinge = Centralbl. f. allg. Gesundheitspf. 22 (1903) S. 349-374
- Pfeiffer, Ludwig.** Die Kindersterblichkeit = *Gerhardt's* Handbuch der Kinderkrankheiten. I. Bd. (Tübingen 1877) S. 531-596.
- Die proletarische und die kriminelle Säuglingssterblichkeit = Jahrb. f. Nationalök. und Statistik N. F. 4 (1882) S. 1-63.
- Zur Säuglingssterblichkeit in Thüringen, speziell in Weimar = Korrespondenzblätter d. Allg. ärztl. Vereins v. Thüringen. 37 (1908) S. 413-440 (Referat über einige einschlägige, z. T. ältere Schriften).
- Phelps, Edward Bunnel.** A statistical study of infant mortality = (Quarterly) Publications of the American Statistical Association. 11 (1908/9) S. 233-272.

- A statistical survey of infant mortality 's urgent call for action (Quar-
terly) Publications of the American Statistical Association. 12 (1910/
11) S. 341.
- Pinard.** (Einfluss der Frauenarbeit auf die Schwangerschaft) = 10. Congrès
internat. d'hygiène et de démographie, Paris 1900. Compte rendu
S. 442.
- Du bout de la loi Roussel = Revue d'hygiène. 1892.
- Note sur les causes de la faible mortalité infantile au Creusot =
Revue pratique d'obstétrique et de pédiatrie, 1905. S. 193-205.
- Pinkhof, H.** Ueber die Kindersterblichkeit der ärmeren Bevölkerung Am-
sterdams = Nederl. Tijdschrift voor Geneeskunde. 1907 I N. 17.
- Pipping, W.** Statistik der Säuglingssterblichkeit = *Keller - Klumker* Säug-
lingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 728-731.
- Piton, V.** L'infantile en Chine. Basel 1887.
- Ploetz, Alfred.** Lebensdauer der Eltern und Kindersterblichkeit. Zum Stu-
dium der Konstitutionsvererbung und der natürlichen Auslese unter
den Menschen = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie. 6 (1909)
S. 33.
- Zusammenhang der Sterblichkeit der Kinder mit dem Lebensalter
der Eltern bei ihrer Geburt und mit der Geburtenreihenfolge. Vor-
läufige Mitteilung = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie. 8
(1911) S. 761/3. (In groben Ziffern war das Material dieser Unter-
suchung bereits mitgeteilt an den beiden nachbenannten Stellen).
- Ziele und Aufgaben der Rassenhygiene. Vortrag in Elberfeld 1910 vor
d. Deutsch. Verein f. öffentl. Gesundheitspf. = Vierteljahrsschr. f.
öffentliche Gesundheitspf. 43 (1911) S. 165.
- Katalog der Hygieneausstellung Dresden 1911, Sondergruppe Ras-
senhygiene, u. d. T. «Fortpflanzung, Vererbung und Rassenhy-
giene», hrsg. v. M. v. Gruber und E. Rüdin. München 1911. 2. Aufl.
S. 126.
- Ploss, Herm. Heintz.** Die Kindersterblichkeit und ihre Beziehung zur Ele-
vation des Bodens sowie zur Fruchtbarkeit und Beschäftigungsweise
der Bevölkerung = Archiv f. wissenschaftl. Heilkunde. 6 (1861) S. 117
- Statistische Untersuchungen über die Kindersterblichkeit = *Schmidt's*
Jahrbücher der in- und ausländischen gesamten Medizin. 112 (1861)
S. 323-338 (Übersichtliche Zusammenfassung der damaligen Lite-
ratur).
- Studien über die Kindersterblichkeit = Jahrb. f. Kinderheilk. N. F.
7 (1874) S. 156-187.
- Das Kind in Brauch und Sitte der Völker. 2. (Stuttgart 1876) S. 106
2. Aufl. 1884; 3. Aufl. hrsg. v. B. Renz 1912 (Zusammenhang zwischen
Säuglingsernährung und -sterblichkeit).
- Ueber die Kindersterblichkeit im allgemeinen und insbesondere in
Leipzig = Archiv f. Gynäkologie. 6 (ca. 1875) S. 522.
- Vergleich zwischen Temperatur und Kindersterblichkeit in Leipzig
= «Die Stadt Leipzig und ihre Umgebung», hrsg. v. Ernst Hasse.
Leipzig 1878.
- Polenz, Kurt:**
s. *Peiper* (1911).
- Pollak, Joseph.** Ueber Kindersterblichkeit in Salzburg. Eine lokalstatisti-
sche Studie. Salzburg 1883.
- Pomard.** La mortalité dans l'arrondissement d'Avignon. Paris 1880.
- Poor - Laws Commission:**
s. *Commission* (1909).
- Porak.** Rapport de la Commission permanente de l'hygiène de l'enfance.
1902. Dasselbe 1903.
- Poten.** Kindersterblichkeit in Preussen und Hannover = *Säuglingsernäh-
rung, Säuglingssterblichkeit und Säuglingsschutz in den Städten Han-
nover und Linden.* Berlin. 1913.
- Potthoff, Heinz.** Die wirtschaftliche Rentabilität der Jugendfürsorge = Zeit-
schrift für Jugendwohlfahrt 1909.
- Der wirtschaftliche Wert des Menschenlebens = Neue Generation
Hrsg. Helene Stöcker) 1910.

- Die volkswirtschaftliche Bedeutung der Säuglingssterblichkeit = Zeitschrift f. Jugendwohlfahrt 1911.
- Poussineau, Félix.** Mesures d'assistance prises ou à prendre dans les différents pays contre la mortalité des enfants = Atti del 4. Congresso internazionale d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4, Milano 1908. S. 235-242.
- Rapport sur la mutualité maternelle de Paris = Bericht über d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 893-903.
- Prausnitz, W.**
 - s. *Kermauner* (1897).
 - Ursachen und Bekämpfung der hohen Säuglingssterblichkeit = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspf. 33 (1901) S. 83-118 (Referat a. d. 25. Versammlung d. Deutschen Vereins f. öffentl. Gesundheitspf. Trier 1900. Mit Diskussion).
 - Physiologische und sozialhygienische Studien über Säuglingsernährung und Säuglingssterblichkeit. München 1902, 126 S. (Die statist. Angaben z. T. aus der Vierteljahrsschrift f. öffentl. Gesundheitspf. 33 (1901) wiederholt).
 - Säuglingssterblichkeit und Kindermilch = Centralblatt. f. allg. Gesundheitspf. 21 (1902) S. 268 (mitt Antwort v. *Pfaffenholz*).
 - Schlusssätze über die Säuglingssterblichkeit = 13. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Bruxelles 1903. Compte rendu Bd. 9 (Bruxelles 1903) 3 S. (Vgl. daselbst den Compte rendu des séances S. 7).
 - Mortalität und Morbidität im Säuglingsalter = *Pfaundler* und *Schlossman's* Handbuch der Kinderheilkunde 1. Bd., 1. Hälfte, 1. Aufl. Leipzig 1906, S. 279-289; 2. Aufl. 1910.
 - Methode der Säuglingssterblichkeitsstatistik. Beschaffung des Materials = Bericht über den 14. internat. Kongress f. Hygiene und Demographie. Berlin 1907. 3. Bd. 2. Teil (Berlin 1908) S. 1101-1106.
 - Wohnweise und Säuglingssterblichkeit = Veröffentl. d. Vereins. f. Säuglingsfürsorge im Reg. - Bez. Düsseldorf. 4 (1909) S. 17-40. Dazu Erörterung S. 51-72.
 - Die Sommersterblichkeit der Säuglinge. Vortrag auf der 83. Naturforscherversammlung, Karlsruhe 1911. Verhandlg. d. Gesellsch. f. Kinderheilk. = Monatsschr. f. Kinderheilk. 1911. Vgl. Referat = Jahrb. f. Kinderheilkd. 74, 3. F. 24 (1911) S. 541.
 - s. *Wohnungsfrage* und Säuglingsfürsorge (1909).
- Prenger, G.** Die Unehelichkeit im Königreich Sachsen. Beiheft zum Deutschen Statistischen Zentralblatt. Leipzig 1913. 119 S.
- Presl, F. C.** Die Totgeburten in Oesterreich während des Dezenniums 1876-1885 = Statistische Monatsschr. 15 (Wien 1889) S. 117-140.
- Die Säuglingssterblichkeit in Oesterreich = Statist. Monatsschr. N. F. 8. (Wien 1903) S. 651-680.
- Preussen:**
 - Festschrift d. Preuss. Statist. Bureaus zur Jahrhundertfeier seines Bestehens. Berlin 1905. 3. Teil: Statist. Atlas (Darin mehrere Diagramme über Säuglingssterblichkeit. Die Zahlen dazu im 2. Teil).
 - Die preussischen Sterbetafeln für die Jahre 1906/10. Anhang zu: Die Geburten, Eheschliessungen und Sterbefälle 1911 = Preussische Statistik 233 (1912) (Darin S. 370 ff. Gestorbene in den 3 ersten Lebensjahren, sowie Lebendgeborene 1905/10 bzw. 1903/09 für die einzelnen Provinzen, getrennt nach Stadt und Land).
 - Die Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung des preussischen Staates nach Todesursachen und Altersklassen während des Jahres 1908 = Medizinalstatist. Nachrichten, hrsg. vom Preuss. Statist. Landesamt 1 (1909) Darin S. 324-349: Säuglingssterblichkeit. Ähnlich in späteren Jahrgängen.
 - Die Sterblichkeit der Säuglinge in Preussen während des Krieges = Medizinalstatist. Nachrichten, hrsg. v. Preuss. Statist. Landesamt 9 (1921 Heft 3) S. 193-203. (Vgl. auch Jahrgang 10 S. 151: *Gajewski*).
 - s. *Behla* (1911).
 - s. *Broesike* (1904).

- s. *Fircks*.
 s. *Säuglingssterblichkeit* (1905).
 s. *Säuglingssterblichkeit* (1912).

Priestley Mc. Craken:

- s. *Mac Craken* (1907).

Prinzing, Friedrich. Die monatlichen Schwankungen der Kindersterblichkeit unter verschiedenen klimatischen Verhältnissen = *Hygienische Rundschau*. 9 (1899) S. 1.

- Die Entwicklung der Kindersterblichkeit in den europäischen Staaten = *Jahrb. f. Nationalökonomie und Statistik*. 3. F. 17 (1900) S. 577.
- Die Kindersterblichkeit in Stadt und Land = *Jahrb. f. Nationalökon. u. Statist.* 3. F. 20 (1900).
- Die eheliche Fruchtbarkeit in Deutschland = *Zeitschr. f. Sozialwissenschaft* 3 (1900).
- Die Kindersterblichkeit in Oesterreich = *Allg. statist. Archiv*. 6 I (1902) S. 199-237.
- Die angebliche Wirkung hoher Kindersterblichkeit im Sinne Darwinscher Auslese = *Centralblatt f. allg. Gesundheitspflege* 22 (1903) S. 111-129.
- *Handbuch der medizinischen Statistik*. Jena 1906 (S. 279-318: Die Kindersterblichkeit).
- Die Statistik des Stillens = *Deutsche med. Wochenschr.* 33 (1907) S. 184.
- Die Kindersterblichkeit in Stadt und Land in Württemberg = *Württemberg. ärztl. Korrespondenzbl.* 77 (1907) N. 29.
- Die Abnahme der Totgeburten = *Zeitschr. f. soziale Medizin* 2 (Leipzig 1907) S. 64-65.
- Die Kindersterblichkeit in Italien = *Zeitschr. f. soz. Med.* 3 (Leipzig 1908) S. 79-80.
- Die Entwicklung der Kindersterblichkeit in Stadt und Land = *Zeitschr. f. soz. Med.* 3 (Leipzig 1908) S. 99-120.
- Totgeburten, Kindersterblichkeit und Geschlechtsverhältniss der Geborenen in England und Japan = *Zeitschr. f. soz. Med.* 5 (1910) S. 295-308.
- Wohnung und Säuglingssterblichkeit = *Wiener Klinische Rundschau* 1913, N. 38. 8 Seiten.

Prudential Insurance Company of America Mortality of the Western Hemisphere = *Panama - Pacific Memorial Publication* N. 3. San Francisco 1915 (hrsg. gelegentlich der Weltausstellung in San Francisco. - U. a. auch über die Beziehungen von Klima und Sterblichkeit. - Ausserdem Untersuchungen über die Sterblichkeit der Kinder an akuten Infektionskrankheiten (?).

Puetter. Verheimlichung und Verschleppung von Säuglingen = *Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge*. 1 (1906/7) S. 13.

Quétand. Mortalité infantile à Montpellier = *Montpellier médical*. 1899.

- Quetelet.** Adolphe. *Recherches statistiques sur le royaume des Pays-Bas* = *Nouveaux Mémoires de l'Académie de Bruxelles*. 5 (1829) (U. a. über den nationalökonomischen Verlust durch die Kindersterblichkeit)
- et Smits. *Recherches sur la reproduction et la mortalité de l'homme aux différents âges, et sur la population de la Belgique*. Bruxelles 1832.
 - *De l'influence des saisons sur la mortalité aux différents âges dans la Belgique*. Bruxelles 1838. 42 S. (Erweiterter Abdruck aus = *Nouveaux mémoires de l'Académie de Bruxelles*. Bd. 11 (1838).
 - *Sur la mortalité pendant la première enfance* = *Bull. de l'Académie royale des sciences, des lettres.... de Belgique*. 17 (Bruxelles 1864) S. 9 - 16.
 - *Sur l'homme et le développement de ses facultés, ou essai de physique sociale*. Paris 1835. Die Brüsseler Ausgabe von 1836 war ein unerlaubter Nachdruck. Deutsche Uebersetzung v. V. A. *Riecke*. Stuttgart 1838. (bes. Bd. 1. S. 295. Hierin u. a. S. 188 ff. Jahreszeitliche Schwankungen der Sterblichkeit nach dem Alter) - 2. Aufl. u. d. T.: *Physique sociale ou essai sur le développement des facultés de l'homme*. Bruxelles 1869.

- Ueber Quételets Schriften vgl. *Knapp* = Jahrbuch f. Nationalökon. u. Stat. 17 (1871) S. 167 ff.
- Raffmann**, Jakob. Eine merkwürdige Eigenschaft des Mortalitätskoeffizienten der ersten Kinderjahre und ein darauf basierter Vorschlag = 8. Congrès internat. d'Hygiène et de Démographie, Budapest 1894. Comptes - rendus. Bd. 7 (Budapest 1896) S. 208 - 210.
- Rahts**. Die Ursachen der hohen Kindersterblichkeit in Berlin und anderen deutschen Städten. Vortrag in d. Gesellsch. f. öffentl. Gesundheitspflege. Berlin. = Archiv f. Kinderheilk. 12 (1891) S. 163-175.
- Ueber die Ursachen der hohen Kindersterblichkeit in Berlin = Deutsche med. Wochenschr. 16 (1890).
 - Art.: «Sterblichkeit» in *Dammer's Handbuch* der privaten u. öffentl. Gesundheitspflege. Stuttgart 1891.
 - Die Ursachen der Sterbefälle im Deutschen Reiche während d. J. 1893 = Medizinalstatist. Mitteilungen aus d. Kaiserl. Gesundheitsamte (Beiheft zu den Veröffentlichungen d. K. Gesundheitsamtes) 3 (1896) S. 129 - 235. (S. 137 - 142: Die Sterblichkeitsverhältnisse unter den Kindern des 1. Lebensjahres; S. 172/5: Der Magen - und Darmkatarrh. Mit Kartogramm. - Aehnlich in den späteren Jahrgängen, u. d. T.: «Ergebnisse der Todesursachenstatistik»).
 - Die Schwankungen der Säuglingssterblichkeit im Deutschen Reiche während der letztabgelaufenen beiden Jahrzehnte = Medizinalstatist. Mitteilungen aus d. Kais. Gesundheitsamte. 10 (1907) S. 79 - 83. Mit Kartogramm.
- Rahts** Johannes Berechnung der Säuglingssterblichkeit = Deutsches Statist. Zentralbl. 8 (1916) S. 311 (Bemerkungen zu *Schlossmann*).
- Ermittlung der Säuglingssterblichkeit in Kriegszeiten = Deutsches Statist. Zentralblatt 8 (1916) S. 188 - 190.
 - *Deutsches Reich*, Bewegung der Bevölkerung.
 - s. *Charlottenburg* (1907).
- Ranke**, H. Die bayerischen Volks stämme = «Die Landwirtschaft in Bayern». München 1890. S. 14.
- Rapet**, J. De l'influence de la suppression des tours dans les hospices d'enfants trouvés sur le nombre des infanticides = Journal des économistes, 13 (1846) S. 51-72.
- Rapport** sur la mortalité infantile (von E. G. *Carpenter*) Hrsg.: Municipalité d'Alexandrie. Alexandrie 1909. 40 S.
- Rapport** sur les services sanitaires municipaux en 1909 (von E. *Golschlich*) Hrsg.: Municipalité d'Alexandrie (Egypte) Alexandrie 1910 (S. 8 -15: Mortalité infantile).
- Rasari**, Enrico. I fanciulli illegittimi e gli esposti in Italia = Annali di Statistica. 2. Ser. 19 (Roma 1881).
- Assistance aux enfants trouvés et aux enfants délaissés = 8. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Budapest 1894. Comptes-rendus et mémoires 7. Bd. Budapest 1896. S. 68-80.
 - Les naissances en rapport avec l'âge des parents = Bull. de l'Institut internat. de Statistique 10 (1897) (U. a. Totgeburten)
 - Sulla mortalità dei neonati in Italia = Rivista d'igiene e sanità pubblica 8 (Torino 1897).
 - Lo stato demografico e sanitario della popolazione di montagna in confronto di quella marittima = Rivista d'igiene e sanità pubblica. 9 (Torino 1898) Nr. 21.
 - La mortalità nei vari stadi della vita = Bull. de l'Institut internat. de Statistique. 11. Bd. 2. Lieferung (1899).
 - Provedimenti d'assistenza presi o da prendere nei diversi paesi contro la mortalità infantile = Atti del 4. Congresso internaz. d'assistenza privata e pubblica. Milano 1906. Vol 4, Milano 1908. S. 247-263.
- Ratner**, Salomon, Die geringere Sterblichkeit an Tuberkulose und Lues sowie die verminderte Kindersterblichkeit unter den Juden = Hygienische Rundschau 20 (1910) S. 589.
- Rau**, W. Worin ist die unnatürliche Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahr begründet und wodurch kann sie verhütet werden? Gekrönte Preisschrift, Bern 1838.

- Reck.** Bericht über die Gesundheitsverhältnisse der Stadt Braunschweig in den Jahren 1864 - 1873. Braunschweig. (U a. Säuglingssterblichkeit und Wohlhabenheit nach d. durchschnittl. Steuertrag der Strassen).
- Reclam.** Kindersterblichkeit in Leipzig. Vortrag auf der Naturforscher versammlung Dresden 1868.
- Reichstag,** Deutscher. Verhandlungen. Verschiedentlich, u. a.: 30. Nov. 1912, 25. u. 28. Jan. 1913, 6. Febr. 1913.
- Reid,** George. British med. Journal. 1901 II S. 410.
 -- Infantile mortality and the employment of married women in factory labour before and after confinement = Lancet. 84 (1906) II S. 423.
- Rein,** J. Die Kindersterblichkeit in München 1875, mit Rückblicken auf 1871 - 1875 = Mitteil. d. Statist. Bureaus d. Stadt München. I (1877) S. 133 - 171.
- Reinke :**
 s. *Statistik, Medizinische* d. Hamburgischen Staates (1892).
- Reiter,** Hans und *Ihlefeld,* Heimbart. Kinderschicksale ehelich und unehelich Geborener = Zeitschrift f. Hygiene und Infektionskrankheiten 96 (1922) S. 229-242.
- Remacle.** Rapport concernant les infanticides et les morts-nés dans leur relation avec la question des enfants trouvés. Paris 1845.
- Report** of Commission of inquiry into the employment of children and young persons in mines and collieries and in the trades and manufactures in which numbers of them work together, not being included under the termes of the factories regulation act. First and second report. 1841, 1843.
 — to the Home Secretary from the poor-law commissioners, on an inquiry into the sanitary condition of the labouring classes of Great Britain. Presented to both Houses of Parliament 1842. 3 Bde (Gesammelt v. Edwin *Chadwick*).
- Reuben,** M. S. Infant mortality = New York med. Record 1913, S. 236.
- Rheiner,** G. Untersuchungen über die Säuglingssterblichkeit in der Schweiz mit näherer Berücksichtigung des Kantons St. Gallen. Zürich 1888.
- Rhodes,** Jeo Milson. Infant mortality = British med. Journ. 1902, 13 Sept.
 — The causes of high infantile mortality = Lancet. 82 (1904) I S. 462 (Höhere Sterblichkeit der Industriegegenden; zurückgeführt auf Fabrikarbeit der Mütter und Abgabe der Kinder an Haltefrauen).
 — La mortalité infantile. Ses causes et sa prevention = Atti del 4. congresso internaz. d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol. 4, Milano 1908. S. 195 - 210.
- Rich.** Infant mortality in Michigan = Arch. of Pediatrics. 22 (1905) Nr. 10.
- Richards,** H. M. The factors which determine the local incidence of fatal infantile diarrhoea = Journ. of hygiene. 4 (1903) Nr. 3.
- Riehle,** E. K.:
 s. *Cabot,* R. N. (1910).
- Richtershain,** Ritter von. Kindermortalität des Jahres 1867 in Prag und Wien = Jahrb. f. Physiologie und Pathologie d. ersten Kindesalters. 1 (Prag 1868) S. 202.
- Richter** (?). Säuglingssterblichkeit in Frankfurt a. M. 1858. (?).
- Ricoux,** René. Recherches sur la mortalité de la première enfance en Algérie = Annales de démographie internat. 6 (Paris 1882) S. 9-24.
- Riedel,** Th. Die abnorme Sterblichkeit kleiner Kinder in Berlin während des Sommers und Spätsommers 1857 = Monatsblatt f. med. Statistik und öffentl. Gesundheitspf. Beilage zu Göschens Deutscher Klinik. Berlin 1857.
- Rietschel,** Hans, Einige Bemerkungen über den Einfluss der Witterung auf die Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. Balneologie 3 (1910) Nr. 7.
 — Zur Aetiologie des Sommerbrechdurchfalls der Säuglinge = Monatsschr. f. Kinderheilk. 9 (1910) Nr. 1.
 — Die Ursachen der Sommersäuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. Kinderschutz u. Jugendfürsorge. 2 (Wien 1910 Nr. 8/9) S. 240.
 — Die Sommersterblichkeit der Säuglinge = Ergebnisse der inneren Medizin und Kinderheilkunde. 6 (1910) S. 369 - 490. Auch beson-

ders (Mit umfassender Verwertung besonders der med. Literatur. Vgl. die Besprechung v. *Gemünd* = Zeitschr. f. Sozialwissenschaft. 1912).

- Die Sommersterblichkeit der Säuglinge. Vortrag auf der 83. Naturforscherversammlung, Karlsruhe 1911. Verhandl. d. Gesellsch. f. Kinderheilk. Vgl. Referat = Jahrb. f. Kinderheilk., 74, 3. F. 24 (1911) S. 545.
- Sommerhitze, Wohnungstemperatur und Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. Kinderheilk. 1 (1911).
- Sommersterblichkeit der Kinder, ein Wohnungsproblem = Deutsche med. Wochenschr. 1911, N. 40.
- Ein Nachwort zur Arbeit F. Siegert's: Säuglingsfürsorge und Wohnungsfrage = Jahrb. f. Bodenreform. 7 (1911) 3. Heft.
- Sonder-Katalog für die Gruppe Säuglingsfürsorge der Wissenschaftl. Abteilung der Internationalen Hygiene - Ausstellung Dresden 1911. 57 S. (Besonders IV: Statistik der Säuglingssterblichkeit; VI Sommer - Säuglingssterblichkeit).
- Die Sommersterblichkeit der Säuglinge = Med. Klinik 8 (1912) I. S. 517, 560, 603. (Referat in d. Gesellsch. f. Kinderheilk. in Karlsruhe 1911).
- Noch einmal Sommerhitze und Säuglingssterblichkeit = Jahrb. f. Kinderheilk. 78 (1913).

Riga:

s. *Schrenck* (1913).

Ringler, F. Kindermorbidität und Mortalität in Würzburg. Würzburg 1873.

Risel, Hans. Ein Beitrag zur Statistik der Säuglingsmorbidität = München. med. Wochenschr. 54 (1907 N. 34) II S. 1684/6. Auch = Verhandlungen d. Med. Gesellschaft Leipzig 1907. S. 58 (Krankensbewegung auf der Säuglingsstation des Kinderkrankenhauses.

- Säuglingssterblichkeit und Aussentemperatur im Winter = Zeitschrift f. Kinderheilk. 1 (1900) (Statistisch sind keine Beziehungen zwischen abnormer Winterkälte und Säuglingssterblichkeit festzustellen).
- Säuglingssterblichkeit und Mortalität der Infektionskrankheiten = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge. 5 (1911) S. 440-450.
- Die Verbreitung der Sommer-Säuglingssterblichkeit in Deutschland Vortrag auf der 84. Versammlung deutscher Naturforscher und Aerzte. Münster 1912, Sektion f. Kinderheilk.

Ritchie, John. Infantile Mortality of Boston. The Baby's Chance to live = Boston Transcript, März 1910. Auch besonders 8 Seiten.

Roché. Places en nourrice à la campagne = Gazette des hôpitaux. 1866 N. 143.

Roese. Die Wichtigkeit der Mutterbrust f. die körperliche und geistige Entwicklung des Menschen = Deutsche Monatsschr. f. Naturheilk. 23 S. 129.

Roesle, E. Säuglingssterblichkeit in den europäischen Staaten in Beziehung zur Häufigkeit der Geburten seit Beginn der statist. Aufzeichnungen in jedem Staat (Statist. Uebersichten d. Bevölkerungs- und Medizinalstatistik in graphischen Darstellungen, Tab. 3) Berlin 1908.

- Die Säuglingssterblichkeit in den deutschen Grossstädten in Beziehung zu der Häufigkeit der Geburten seit 1871. Mit tabellarischer Uebersicht über die sozialhygienischen Einrichtungen zur Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit (Dasselbst Tab. 4) Berlin 1909.
- Die natürliche Bewegung der Bevölkerung in den europäischen Staaten in dem ersten Jahrzehnt dieses Jahrhunderts. Mit Berücksichtigung der Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. soz. Med. 4 (Leipzig 1909) S. 1-50.
- Die Sterblichkeit im ersten Lebensmonat. Ein internationaler statistischer Vergleich = Zeitschr. f. soz. Med. Hrsg.: Grotjahn u. Kriegel. 5 (1910) S. 151-212.
- Sonder - Katalog für die Gruppe Statistik der wissenschaftl. Abteilung der Hygiene - Ausstellung Dresden 1911. 224 S. Mit 17 Repro-

- duktionen graphischer Darstellungen. Dresden 1911 (Vgl. hierzu: Zeitschr. f. Sozialwissenschaft. N. F. 3 (1912) S. 674/6 u. S. 890/5).
- Der Geburtenrückgang, seine Literatur und die Methodik seiner Ausmassbestimmung = Archiv f. soziale Hygiene und Demographie 9 (1914) Ergänzungsheft N. 1. 76 S. (u. a. Geburtenrückgang und Sterblichkeitsrückgang; Aufwuchsziffern) Vgl. hiegegen: Jul. Wolf = Archiv f. Rassen und Gesellschaftsbiologie 1915.
 - Kritische Besprechung der Stockholmer Sanitätss Statistik = Archiv f. soziale Hygiene u. Demographie 10 (1915) S. 431-447 (über den Sommergipfel der Säuglingssterblichkeit).
 - Die Entwicklung der Bevölkerung in den Kulturstaaten in dem ersten Jahrzehnt dieses Jahrhunderts = Archiv f. soziale Hygiene 11 u. 12 (u. a.: Aufwuchsziffer Bd. 12 S. 281).
 - Geburten- und Sterblichkeitsrückgang und seine Literatur = Niederschrift der Verhandlungen der Deutschen Statistischen Gesellschaft zu Breslau 1913. Beilage zum Deutschen Statist. Zentralblatt 6 (1914) (S. 20: Korreferat und S. 22: Kritische Vorbemerkungen).
- Roetzer**, Joh. Bapt. Die Säuglingssterblichkeit in Alt-Bayern und deren Bekämpfung. München und Leipzig 1913. 89 S.
- Rombouts**, K. H. Beschouwingen over het geboorte- en kindersterftecijfer van Nederland gedurende het tijdvak 1875-1899. Diss. 1902. 105 S.
- Romo**, Paulino. Données statistiques de la mortalité infantile en Espagne = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 2 S.
- Rosenbaum**, S. Sterblichkeit der Juden in London und Manchester = Journ. of the Statistical Society. London. 68 III (1905).
- Rosenfeld**, Siegfried. Die Totgeburten in Oesterreich während der Jahre 1886-1898 = Statist. Monatsschr. N. F. 8 (Wien 1903) S. 293-399 (Darunter 54 S. Tabellenwerk).
- Der Einfluss von Beruf und sozialer Stellung auf die Totgeburtenquote = Jahrb. f. Nationalökonomie u. Statistik. 3. F. 26 (1913) S. 522.
 - Beiträge zur Statistik der Säuglingssterblichkeit = Archiv f. Kinderheilk. 39 (1904) S. 1-91.
 - Der Einfluss des Wohlhabenheitsgrades auf die Sterblichkeit in Wien, insbesondere an nichtinfektiösen Todesursachen = Zeitschr. f. Hygiene 53 (1906) (U. a. Einfluss der Wohlhabenheit und des Alters auf den «Sommergipfel» der Säuglingssterblichkeit).
 - Die Mehrsterblichkeit der unehelichen Kinder = Jahrb. f. Kinderheilk. 63 (1906) S. 612.
 - Die Säuglingssterblichkeit in Oesterreich = Statist. Monatsschr. N. F. 14 (Wien 1909). S. 638, 671.
 - Weitere Beiträge zur Säuglingssterblichkeit = Jahrb. f. Kinderheilk. 72 (3. F. 22, 1910) Erg. H. S. 209-274 (Material von Wien. Sterblichkeit nach d. Ernährung und zugleich nach dem Alter, nach Todesursachen. Jahresschwankungen der Sterblichkeit nach Alter und Ernährung der Kinder. Geburtsmonat und Alter).
 - Die Wanderungen und ihr Einfluss auf die Darstellung der Sterblichkeit nach Altersgruppen in Oesterreich = Statist. Monatsschr. N. F. 20 (1915) S. 199-267.
 - Die Kindersterblichkeit in Oesterreich und ihr Verhältnis zur Säuglingssterblichkeit = Das Oesterreichische Sanitätswesen 28 (1916, N. 9-12). Beiheft: Säuglingsschutz und Jugendhygiene 142 S. Auch besonders.
- Rosenhaupt**, Heinrich. Die Sommersterblichkeit der Säuglinge in Frankfurt a. M. im Jahre 1911 = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 247 bis 266.
- Rost**, Hans. Säuglingssterblichkeit bei Unehelichen in deutschen Städten = Monatsschr. f. soz. Med. Hrsg. v. Fürst u. Jaffé. I (1904) S. 513/7.
- Rostock**:
s. *Kindersterblichkeit* in Rostock (1878).
- Rott**, Fritz. Die Einwirkung des Krieges auf die Säuglingssterblichkeit und die Säuglingsschutzbewegung = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 7 (1915)

- 44 S. Hiezu: Prinzig = Archiv f. soz. Hygiene u. Demographie 11 (1916) S. 385.
- Die gesundheitliche Fürsorge für Deutschlands Nachwuchs = Illustrierte Zeitung 149 (Leipzig 1917, N. 3872, 13. Sept.) S. 399-400. (Mit volkstümlichen Diagrammen).
 - Geburtenhäufigkeit, Säuglingssterblichkeit und Säuglingsschutz in den ersten beiden Kriegsjahren. = Ergebnisse der Hygiene, Bakteriologie, Immunitätsforschung und experimentellen Therapie. (hrsg. v. Wolfg. Weichard) Bd. 2. S. 561-622. Auch besonders, Berlin 1917.
 - s. Langstein (1911).
- Roussel**, Théophile. Rapport sur la proposition de loi relative à la protection des enfants du premier âge et en particulier des nourrissons 1874.
- Routh**, C. H. F. Infant feeding and its influence on life, or the causes and prevention of infant mortality. London 1860. 3. ed. London 1876.
- Routh**, Amand. Causes of ante-natal, intra-natal and neo-natal mortality = National Conference on Infant Welfare, held at Kingsway Hall, London 1. - 3. July 1919. Report of the proceedings. London 1919. S. 8 - 19.
- Rowntree**, Seebohm. Poverty. A study of town life. 1901 (S. 198-209: Kindersterblichkeit nach Wohlstandsklassen).
- Royers**. Neglected causes of infant mortality of New York = Med. Record 1868 (Vgl. daselbst: Jacobi).
- Rubin**, Marcus und Westergaard, Harald. Landbefolkningens Dødelighed i Fyens Stift. Kopenhagen 1886 (Sterblichkeit der Landbevölkerung im Stift Fünen nach der sozialen Lage, nach Alter und Geschlecht).
- Aegteskabsstatistik paa Grundlag af den sociale Lagdeling Kjøbenhavn, 1890.
(Deutsche Ausgabe s. hierunter).
 - Statistik der Ehen auf Grund sozialer Gliederung der Bevölkerung Jena 1890.
- Ruediger**, C. F. Die Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahre. Beleuchtung dieser Tatsache und ihrer Ursachen sowie Vorschläge zu ihrer Abhilfe. Blaubeuren 1868.
- Ruedin**, Ernst:
s. Gruber (1911).
- Ruemelin**, Gustav. Kindersterblichkeit in Württemberg = «Das Königreich Württemberg» Hrsg. v. Statistisch-topographischen Bureau. Stuttgart 1863. 2. Aufl. 1884. Bd. 2 I.
- Rupplin**. Darwinismus und Sozialwissenschaft (Natur und Staat Band 2) S. 120 (auslesende Wirkung der Kindersterblichkeit).
- Russkich**, N. A. (Ueber den Kampf gegen die Kindersterblichkeit) = Comptes rendus du 12e Congrès internat. de médecine, Moscou 1897. Bd. 7 (Moscou 1900) Sektion 14 S. 145 bis 152 (Russisch. Mit Karte der Säuglingssterblichkeit in Europa, wesentlich nach den Zahlen von Bertillon, Pfeiffer und Bodio).
- Russland**:
- Die Säuglingssterblichkeit im europäischen Russland in den Jahren 1867-1881. Hrsg. v. Statistisch. Zentralkomitee 1889.
 - Atlas, hrsg. v. Comité central de statistique bei seinem 50 jährigen Bestehen. 1913.
 - Mortalité des enfants de moins d'un an en 1909 dans 38 gouvernements de la Russie d'Europe = Annuaire statistique de la Russie 1911, 8. me année 1912. Supplément (3 S. Text, russisch, u. 33 S. Tabellen mit französischer Uebersetzung des Kopfes).
 - s. Georgiewsky (1914).
- Russow**, A. Zur Statistik der Kindermorbidität nach den Altersperioden = Jahrb. f. Kinderheilk. 27 (1888) S. 284 und 341.
- Rygg**, N. Om Børn, fødte udenfor Aegteskab (Enfants illégitimes) = Norges officielle Statistik, V. 37, Kristiania 1907. 155 S. (Sterblichkeit S. 30 - 48).
- Sachsen**, Freistaat:

- *Geissler*. Ueber die Einflüsse der Säuglingssterblichkeit auf die eheliche Fruchtbarkeit = Zeitschr. d. Sächs. Statist. Bureau 1885 S. 23.
 - *Geissler*, Ueber die Sterblichkeit der Neugeborenen im ersten Lebensmonate = dieselbe Zeitschr. 1885 S. 131.
 - *Geissler*, Ueber die Kindersterblichkeit in Sachsen = Kalender und Statist. Jahrb. f. Sachsen. 1892 S. 144.
 - *Geissler*, Ueber die Säuglingssterblichkeit im Königreiche Sachsen nach der Jahreszeit = dasselbe Jahrbuch 1893 S. 68.
 - *Geissler*, Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensmonate von 1875 - 1893 = dasselbe Jahrbuch 1896 S. 32.
 - *Geissler*, Die geborenen und gestorbenen Kinder von 1836-1890 = dasselbe Jahrbuch 1896 S. 33.
 - *Geissler*, Die Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahr nach Stadt, Land und Verwaltungsbezirken = dasselbe Jahrbuch 1896 S. 34.
 - *Lommatzsch*. Die Säuglingssterblichkeit in Königreich Sachsen während der Jahre 1891-1900 = Zeitschr. d. Statist. Bureau 47 (1901) S. 153.
 - *Lommatzsch*. Die Säuglingssterblichkeit in den Jahren 1899-1903 mit Rücksicht auf den Beruf der Eltern = dieselbe Zeitschr. 52 (1906) S. 129 (zugleich Sterblichkeit der einzelnen Lebensmonate, getrennt nach Beruf und Ehelichkeit)
 - *Lommatzsch*. Beiträge zur Statistik der Geburten, Eheschliessungen und Sterbefälle in den drei sächsischen Grossstädten (Leipzig, Dresden und Chemnitz) = dieselbe Zeitschr. 48 (1902) S. 119; 49 (1903) S. 93; 55 (1909) S. 122; 61 (1915) S. 49; 66/67 (1920/21) S. 18 (Sehr eingehende Nachweise).
 - Die Fruchtbarkeits- und Sterblichkeitsverhältnisse in sämtlichen Städten Sachsens bzw. in den grösseren Landgemeinden = dieselbe Zeitschr. 1882, 1887, 1888, 1894, 1897, 1898, fortgesetzt in:
 - *Lommatzsch*: Die Geburten und Sterbefälle in den Städten und grösseren Landgemeinden Sachsens = dieselbe Zeitschr. 51 (1905) S. 195.
 - Die Bewegung der Bevölkerung, regelmässig in derselben Zeitschr. zuletzt für 1901 - 1905 u. Rückblick v. 1827 - 1906 = 53 (1907); für 1906 - 1910 = 58 (1912) S. 163, für 1911 - 1915 = 64/65 (1918/19) S. 1; für 1919 mit Rückblick auf die Kriegszeit = 66/67 (1920/21) S. 15.
 - *Radestock*, Georg. Zur Statistik der ärztlichen Beglaubigung von Todesursachen = dieselbe Zeitschr. 54 (1908) S. 133 (darin Häufigkeit und Art der beglaubigten und der nichtbeglaubigten Todesursachen bei Kindern unter einem Jahre).
 - *Zeuner*, Gustav und *Helm*, Georg. Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreichs Sachsen = dieselbe Zeitschr. 40 49 u. 58 (1894, 1903 u. 1912) für 1880, 1885 u. 1890; 1895 u. 1900; 1905 und 1910).
- Vgl. auch:
- *Nachschlagebuch* für die Veröffentlichungen des Sächs. Statist. Landesamtes in den Jahren 1831 bis Mitte 1907 bzw. die entsprechenden früheren *Repertorien* (1867 und 1886).
 - Sterblichkeit und Geburtenrückgang = Zeitschr. des Sächs. Statist. Landesamtes 59 (1913) S. 185 (Die Uebertebenden der ersten Lebensjahre 1903 - 1910).
 - *Würzburger*. Die Bewegung der Bevölkerung i. J. 1919 mit Rückblicken auf die Kriegszeit = Zeitschr. d. Sächs. Statist. Landesamtes 66/67 (1920/21) S. 17 (u. a. schärferes Berechnungsverfahren der Säuglingssterbeziffer bei stark schwankender Geburtlichkeit).
 - Zur Bevölkerungsstatistik aus der Kriegs- und Nachkriegszeit = Zeitschr. Sächs. Statist. Landesamt 68 (1922) Darin: *Burckhardt*, F. Der Rückgang der Säuglingssterblichkeit S. 9; und *Lommatzsch*, G. Die Sterblichkeit im Alter von über einem Jahr bis unter 15 Jahren S. 11.
- s. *Engel*, E. (1852).
s. *Lommatzsch*.
s. *Sterblichkeit* (1895).

Sachsen-Weimar :

s. *Kindersterblichkeit* (1879).

Säuglingsernaehrung, Säuglingssterblichkeit und Säuglingsschutz in den Städten *Hannover* und *Linden*. Veröffentlicht von dem Komitee zur Ermittlung der Säuglingsernaehrung in Hannover-Linden. Ergänzungshefte der Zeitschr. f. Säuglingsschutz 2. Bd. 1. Heft. Berlin 1913. 136 S. (Bearbeitet von Karl *Seutemann* und Gerhard *Jordan*).

— und Säuglingssterblichkeit in *München* = Mitteil. d. Statist. Amtes d. Stadt München 24. Bd. 1. Heft, 2. Teil (1913).

Säuglingspflege und Säuglingssterblichkeit :

s. *Vorträge* über (1907).

Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge in der Stadt *Aachen* im Jahre 1912, sowie die Säuglingsabteilung des städtischen Elisabethkrankenhauses in den Jahren 1910, 1911 und 1912 (Darin: *Mendelson*, Säuglingssterblichkeit im Jahre 1912. S. 1-14. Und 7 S. Tabellen im Anhang).

— in *Basel* 1870-1909 = Mitteilungen des Statist. Amtes des Kantons Basel-Stadt. 21 (1911) (Erläuterungen und Zahlenmaterial zu den in der internat. Hygieneausstellung Dresden 1911 vorgeführten Tafeln).

— in *Charlottenburg*, Gross-Berlin und in den deutschen Grossstädten 1905-1909 = Monatsbericht des Statist. Amtes der Stadt Charlottenburg 1910 (Mai) Beilage. 29 S. und 4 Diagramme.

— Reichsarbeitsblatt, 4 (1906) S. 240/3; 5 (1907) S. 168-173 (Zahlen aus Veröffentlichungen der Statist. Ämter d. *Deutschen Reiches* und der Städte München, Schöneberg, Bremen, Berlin).

— Von der - und ihren unmittelbaren Ursachen = Beilage zu den Statistisch. Monatsberichten d. Stadt. *Düsseldorf*. 10 (1911) Juli u. Sept. S. XXIX - XXXI (Todesursachen 1901-1910).

— in *Elsass-Lothringen* (1909) = Nachrichten des Statistischen Landesamtes f. Elsass-Lothringen. 1910 Nr. 2 S. 15-19.

— Die - in der Stadt *Karlsruhe* = Beiträge zur Statistik der Stadt Karlsruhe. 1905 N. 16. 19 S. (U. a. nach Kalendermonaten).

— Die - in der Stadt *Leipzig* = Verwaltungsbericht der Stadt Leipzig für das Jahr 1903. - Auch als Sonderabdruck. 13 S. (U. a.: Säuglingssterblichkeit der Jahre 1801-1904; ferner nach Kalendermonaten 1891-1904).

— in deutschen Grossstädten in den Jahren 1910 und 1911. Autographische Tabelle des Statist. Amtes der Stadt *München*, hrsg. im März 1912 (Sterblichkeit nach Kalendermonaten und Temperatur. Eingehendere Darstellung später in den = «Mitteilungen» des Amtes. Bd. 24, 1. Heft, 2. Teil (1913) Vgl. auch den Abdruck der Tabellen in = Zeitschr. f. Sozialwissenschaft, N. F. (1912) S. 879.

— Die -, ihre Ursachen und Bekämpfung. Denkschrift, bearb. in der Medizinalabteilung des (*preussischen*) Ministeriums der geistlichen, Unterrichts- und Medizinalangelegenheiten. Als Manuskript gedruckt, Berlin 1905.

— Die - und das Verhältnis der Knaben - zu den Mädchengeburten im *preussischen* Staate alten Umfangs 1816-1911 = Preussische Statistik, Heft 233: Geburten, Eheschliessungen und Sterbefälle im Jahre 1911. Berlin 1912, Anhang III (Nur Tabellen).

— Material zum Studium der - im Gouvernement *Saratow* 1899 bis 1901. Veröffentlichung der Semstwo-Verwaltung. Saratow 1904 (Russisch.).

— in den süddeutsche Grossstädten Karlsruhe, Mannheim, München, Nürnberg, Strassburg und Stuttgart 1891-1909 = Verwaltung und Statistik 2 (1911) S. 58/9.

— im Jahrzehnt 1896-1905 für die einzelnen Gemeinden *Württembergs* = Mitteilungen des Statist. Landesamtes (Beilage des Staatsanzeigers f. *Württemberg*) 1910 S. 119-121 (Vorläufige Mitteilung aus d. neuen Auflage der württemb. Gemeindestatistik).

Sager, H. C. Dödeligheden blandt nyfödde. 1877.

Saleeby, C. W. The nurture of the race = Report of the Proceedings of a national conference on Infant Mortality, Liverpool 1914. London 1914.

- Salomon, Alice.** Mutterschutz und Mutterschaftsversicherung = Schriften des Deutschen Vereins f. Armenpflege und Wohltätigkeit. 84 (1908).
- Saltet, R. H. und Falkenburg, Ph.** Kindersterblichkeit besonders in den Niederlanden = Statist. Mitteil. veröffentl. v. Statist. Amt. d. Stadt Amsterdam. 19 (1907) 98 S.
- Salvestroni, G.** Cause principali della mortalità infantile e principali mezzi per combatterla = Rivista med. 13 (1905).
- Salvioni, r. B.:**
s. *Mayr, G.* (1886).
- Sander, F.** Handbuch der öffentlichen Gesundheitspflege. 2. Aufl. Leipzig 1885 Seite 116.
- Sangro y Ros de Olano, Pedro.** Statistik der Säuglingssterblichkeit (in Spanien) = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz. I. B. I. Hälfte 1912 S. 826/8.
- Sanitätsverwaltung,** Generalbericht über die - im Königreich *Bayern*. Hrsg. vom Staatsministerium des Innern (Jährlich).
- Sanitätswesen, Das - des preussischen Staates.** Bearb. von der Medizinalabteilung d. Ministeriums d. geistl., Unterrichts- und Medizinalangelegenheiten (Dreijährig, zuletzt für 1898/1900, Berlin 1903 Später u. d. T. Das *Gesundheitswesen* d. preuss. Staates).
- Sanitary State of the people of England, Papers relating to the - 1858** (Darin über Berufsarbeit der Frau und Kindersterblichkeit von *Greenhow* und *John Simons*).
- Sarabia y rardo, Jesús.** Données statistiques de la mortalité infantile en Espagne = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports. Bruxelles 1907. 8 S.
- Saratow, Gouvernement:**
s. *Säuglingssterblichkeit* (1904).
- Saul, Rudolf.** Säuglingssterblichkeit im Grossherz. Mecklenburg - Schwerin. Diss. med. Rostock 1910 (erschieden 1909) 39 S.
- Savorgnan, Franco.** La natimortalità negli anni di guerra = *Metron* 1 (1920 Heft 1) S. 48-67.
— La mortalità infantile alle varie età durante il primo anno di vita = Studi Economico - Giuridici pubblicati per cura della Facoltà di Giurisprudenza di Cagliari, X, 1918. 36 S.
- Schabad, Toroba.** Die Ursachen der Kindersterblichkeit im ersten Lebensjahre, gestützt auf die Sektionsbefunde des Zürcher Kinderspitals 1884 bis 1908. Diss. med. Zürich 1909 28 S.
- Schärer, Ernst.** Statistik der Todesfälle in Bern 1871-1875 = Zeitschr. f. Schweizer. Statistik. 19 (1883) S. 217 - 257 (Mit vielen Tabellen und Diagrammen. Vgl.: dieselbe Zeitschr. 27, für 1881/5, W. *Ost*; und 43 II, für 1891/5, G. *Schärer*).
- Schärer, Gustav.** Statistik der Todesfälle in der Gemeinde Bern 1891-1895 = Zeitschr. f. Schweizer. Statistik. 43 (1907) II S. 317-393 (Vgl. dies. Zeitschr. 19, für 1871/5, E. *Schärer*; und 27, für 1881/5, W. *Ost*).
- Schallmayer, W.** Vererbung und Auslese. Jena 1910 (u. a. S. 215 ff.: auslesende Wirkung der Kindersterblichkeit).
— Sozialhygiene und Eugenik = Zeitschr. f. Sozialwissensch. N. F. 5 (1914) (über Kindersterblichkeit S. 335/8).
- Scheef.** Die Kindersterblichkeit in Folge von Verdauungskrankheiten im Bezirke Rottenburg 1901-1905 = Württemb. ärztl. Korrespondenzblatt. 76 (1906) Nr. 29.
- Schelle, H.** Ueber die Notwendigkeit der Kombination der offenen Säuglingsfürsorge mit der geschlossenen = Bericht über den 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 546-559 (Einfluss der ärztlichen Kontrolle auf die Sterblichkeit der Armensäuglinge in Freiburg i. B.).
- Schenck:**
s. *Kampffmeyer*.
- Schiavi, A.** La mortalità infantile in Milano = Pubblicazioni dell' Ufficio del lavoro della Società Umanitaria:
s. *Mortalità infantile* (1908).

- Schiefferdecker, W.** Ueber den Einfluss der akuten Hautausschläge auf die Kindersterblichkeit. Festschrift. Königsberg 1869.
- Schiller, Beitrag** zur Statistik der Vitalität der Neugeborenen im Reg. Bez. Breslau während der Jahre 1876-1885 = Breslauer ärztl. Zeitschr. 1887.
- Schiller, Arnold.** Zur Statistik der Erfolge der offenen Säuglingsfürsorge = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 135 - 141.
- Schimmer, G. A.** Mortalität und Vitalität der in Reiche vertretenen Königreiche und Länder der österreichisch-ungarischen Monarchie = Mitteil. aus dem Gebiete der Statistik. 14 (Wien 1868).
— Die Ergebnisse der Bevölkerungsbewegung in Niederösterreich, Tirol und Vorarlberg nach der Höhenlage der Wohnorte im Jahre 1885. Mit 1 Diagramm = Statist. Monatsschr. 13 (Wien 1887) S. 321-367.
- Schinzler, Karl.** Parallelismus zwischen Geburtlichkeit und Säuglingssterblichkeit. Diss. Göttingen. 1919.
- Schlegental.** Säuglingssterblichkeit und ihre Bekämpfung = Centralbl. f. allgem. Gesundheitspfll. 24 (1905) S. 147.
- Schleissner, F.** Die Säuglingssterblichkeit in Böhmen = Prager med. Wochenschrift 34 (1909) S. 706/8.
- Schlesinger, E.** Einwirkung der Sommerhitze auf Säuglinge und ältere Kinder = Deutsche med. Wochenschr. 38 (1912) S. 558.
- Schlesinger, Moderne** Säuglingsfürsorge. Strassburg 1909.
- Schlokow, J.** Ueber die Gesundheits- und Sterblichkeitsverhältnisse im Kreise Beuthen mit besond. Berücksichtigung der Kindersterblichkeit = *Eulenburg's Vierteljahrsschr. f. gerichtl. Med. N. F.* 22 (1875) 2. Heft.
— Der oberschlesische Industriebezirk mit besond. Rücksicht auf seine Kultur und Gesundheitsverhältnisse. Breslau 1876.
- Schlossmann, Arthur.** Studien über die Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. Hygiene 24 (1897) S. 93 - 1 88.
— Statistik und Säuglingsfürsorge = München. med. Wochenschr. 54 (1907) Nr. 1) I S. 8-12.
— Probleme der Säuglingsfürsorge. Vortrag i. d. Gesellschaft f. soz. Medizin, Hygiene und Medizinalstatistik im Berlin, März 1907 = Medizinische. Reform 1907. Auch = Zeitschr. f. soz. Med. 3 (Leipzig 1908) S. 275 - 282.
— Die Kindersterblichkeit in den deutschen Fürstenhäusern im 19. Jahrhundert und ihre Beeinflussung durch die Fortschritte der Hygiene = Jahrb. f. Nationalökonomie nr Statistik 105 (3. F. 50; 1915) S. 237 - 245.
— Ein Vorschlag zur Abänderung des statist. Ausdrucks für die Säuglingssterblichkeit: «Die bevölkerungspolitische Grundziffer» = Jahrb. f. Nationalökonomie u. Statistik 3. F. 52 ((1916) S. 668-671 (Hierzu: J. Rahts = Deutsch. statist. Zentralbl. 8 (1916) S. 311).
— Entgegnung auf die Bemerkungen von Zimmermann und Guradze zur «Bevölkerungspolitischen Grundziffer» = Jahrbücher f. Nationalökonomie u. Statist. 3. F. 53 (1917) S. 107/8.
- Schmelzle, Hans.** Methodisches zur Berechnung der Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. d. Bayer. Statist. Landesamtea 45 (1913) S. 686/8. Vgl. auch *Burgdörfer*, daselbst, Jahrgang 51 (1919) S. 150.
- Schmid :**
s. *Bibliographie*.
- Schnapper-Arndt, Gottlieb.** Sozialstatistik. Leipzig 1908. S. 171 - 187.
- Schnetzler, André.** L'influence du logement sur la mortalité infantile à I. au-
sanne = Atti del 4. Congresso internaz. d'assistenza pubblica e privata, Milano 1906. Vol 4, Milano 1908. S. 277-282.
- Schöneberg :**
s. *Kuczynski* (1906 und 1911).
s. *Silbergleit* (1906).
s. *Verwaltungsbericht* (1899-1903).
- Schottland.** Vital statistics 1891 - 1900 = Anhang zum Annual Report of the Registrar General of births, deaths and marriages Nr. 48.
— Third volume of Report on the Twelfth Census of Scotland. 1913. Vgl.

- auch den einführenden Bericht über diese Zählung von J. C. Dunlop = *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 77. Part 3 (Febr. 1914) S. 282. Kurzer Auszug bei W. Feld = *Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge* 1914; ferner bei F. Burgdörfer = *Allgem. Stat. Archiv*. 9 (1915) S. 554/7.
- Schrader**, Joh. Die Todesfälle der Säuglinge nach der Stocklage der Sterbewohnung in Halle a. S. 1909-1911 = *Hygienische Rundschau* 23 (1913) S. 57-63.
- Schreiber**, C. Beiträge zur Aetiologie und Statistik der Säuglingssterblichkeit in der Rheinprovinz Bonn. 1882.
- Schrenck**, C. Beiträge zur Statistik der Stadt Riga und ihrer Verwaltung 2. Bd.: Rigas natürliche Bevölkerungsbewegung in den Jahren 1881-1911 Riga 1913. 670 S. Gleichzeitig in russischer Ausgabe erschienen. (S. 414-660: Die Säuglingssterblichkeit, besonders Sommersteigerung der Säuglingssterblichkeit, 78 S.: Säuglingsfürsorge 71 S. Mit ausführlicher Verwertung der deutschen und russischen Literatur).
- Schrevens**. Etude sur la mortalité infantile en Belgique = *Bull. de l'Académie Royale de médecine de Belgique*. 4. Sér. 5 (1891) S. 151-197.
- Schübler**. Ueber die Gesetze der Bevölkerung und Sterblichkeit der Einwohner Württembergs = *Württemberg. Jahrb.* 1826 S. 338.
- Schultze**, B. S. Tod des Kindes während der Geburt = *Handbuch der Geburtshilfe* von F. v. Wicikel, Wiesbaden 1905, Kap. 4.
- Schultze**, E. Die Kindersterblichkeit auf den Philippinen = *Soziale Medizin und Hygiene*. 4 (1909) S. 628.
- Schulze-Gävernitz**, Gerhart v. Britischer Imperialismus und englischer Freihandel zu Beginn des 20. Jahrhunderts. Leipzig 1906 (S. 192: Die Divergenz von Geburtenziffer und Säuglingssterblichkeit in Australien).
- Schumann**, M. Die Totgeborenen und das Alter der Eltern = *Statist. Monatschr.* 10 (Wien 1884) S. 167 - 182.
- Schwabe**, H. Der wöchentliche Tribut des Lebens an den Tod in den verschiedenen Altersklassen. Diagramm = Berlin und seine Entwicklung. Städtisches Jahrbuch f. Volkswirtsch. u. Statist. Berlin, hrsg. v. Statist. Bureau d. Stadt. 5 (1871) Titelblatt.
- Schwanebach**, Chr. v. Die Kindersterblichkeit in Russland = *Keller - Klumker, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz* I. Bd. I. Hälfte. 1912 S. 714 - 719.
- Schwartz**. Generalbericht über das öffentliche Gesundheitswesen im Reg. Bez. Köln. 1881. (U. a. Säuglingssterblichkeit nach dem Einkommen der Eltern Zitiert v. *Uffelmann*, *Hdb. d. Hyg. d. Kindes.* S. 93).
- Schweden:**
- Belfolkningsrörelsen. Översikt för åren 1901-1910 av Kungl. Statistiska Centralbyråen — Sveriges officiella Statistik, folkmängden och dess förändringar. Stockholm 1917 (S. 72 Sterbeziffer pro mille der Lebendgeborenen für das 1., 2. u. 3.; 3. u. 4. Lebensjahr in Stadt und Land für Knaben und Mädchen. S. 149 bzw. 180 gestorbene Säuglinge nach Sterbealter in Monaten u. Tagen, bzw. nach Kalendermonaten).
 - Dödligheds- och livslängdstabeller för artiondet 1901-1910 = Sveriges officiella Statistik (wie oben).
 - s. *Berg* (1878).
 - s. *Sundbärg* (1907).
- Schweig**. Ueber den Einfluss der Grösse der Geburtenziffer auf die Grösse der Sterblichkeit = *Beiträge zur Medizinalstatistik* 1 (Stuttgart 1878).
- Ueber vergrösserte Kindersterblichkeit in einem abgegrenzten Teil des Grossherzogtums Baden = *Beiträge zur Medizinalstatistik* 3 (Stuttgart 1878) S. 74.
- Schweiz:**
- Regelmässige Veröffentlichungen über die Bevölkerungsbewegung, hrsg. v. Eidgenössischen Statist. Bureau = Schweizer. Statistik Zuerst in Lieferung 12 für 1867. Ausführliche Besprechung der Kindersterblichkeit u. a. = Lieferung 35 (1878) S. XVIII. Erstes Kartogramm der Kindersterblichkeit 1876-1880 = Lieferung 55 (1883); Kartogramm 1876-1885 = Lief. 66 (1887) Behandlung grösserer Zeit-

- abschnitte in = Lief. 22 für die Jahre 1867-1871; Lief. 128 u. 137 für 1871- 1890; Lief. 193 für 1891-1900.
- Schweizer. Bibliographie über Säuglingsfürsorge = Schweizer. Jahrb. f. Jugendfürsorge auf 1913 (Anhang zum Jahrb. d. Schweizer. Gesellschaft f. Schulgesundheitspflege) Zürich 1913.
- Schweizer, R.** Ueber die Säuglingssterblichkeit in den Fabriken in Abhängigkeit von der benutzten Ernährungsweise = Medizinische Obersonne 1912 (Vgl. München. med. Wochenschr. 1913. S. 1286).
- Scarfield, H.** The causes of infant mortality = Public Health. 19 (1907) S. 435.
- Seibert, H.** Cholera infantum and the weather = Medical News. New York 1888 (Erfahrungen auf Grund 10 jähriger Beobachtungen in der Kinderabteilung des German Dispensary in New York).
- Seiffert, G.** Neuere Zahlen zur Bewegung der bayerischen Bevölkerung = Blätter für Säuglingsfürsorge (Bayern) 7 (1916) S. 233-245.
- Seiffert, Max.** Säuglingssterblichkeit, Volkskonstitution und Nationalvermögen = Klinisches Jahrbuch. 14 (1905) S. 65-94. Auch als Sonderabdruck (Jena 1905).
- Die staatswirtschaftliche Bedeutung einer hohen Säuglingssterblichkeit = Jugendfürsorge 1906 S. 654-663.
- Staatswirtschaftl. Bedeutung der Säuglingssterblichkeit = Katalog der Ausstellung f. Säuglingspflege. Berlin 1906.
- Ueber die kulturelle und soziale Bedeutung der Kindersterblichkeit = A. v. Lindheim's Saluti juventutis. 2. Aufl. Leipzig und Wien 1908. S. 73 - 175.
- Die Säuglingssterblichkeit in den Reg. - Bezirken der Provinz Sachsen und die Ursachen ihrer Verschiedenheit = Veröffentlichungen der Hauptstelle f. Säuglingsschutz in der Provinz Sachsen, 3. Heft Vgl. auch = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 3 (1911) S. 181-185 (Vortrag in der Versammlung der Hauptstelle für Säuglingsschutz in der Provinz Sachsen, Erfurt 1911).
- Selter.** Die Notwendigkeit der Mutterbrust für die Ernährung der Säuglinge = Centralbl. f. allgem. Gesundheitspflege 21 (1902) S. 377 (Bericht i. d. Generalversammlung d. Niederrhein. Vereins f. öffentl. Gesundheitspflege. Düsseldorf 1902. - Mit 2 Kartogrammen über die Sterblichkeit d. ehel. und unehelichen Säuglinge in Rheinland-Westfalen 1880/90 und zwei Diagrammen).
- s. Kruse und Selter (1914).
- Die Ursachen der Säuglingssterblichkeit unter besonderer Berücksichtigung der Jahreszeit und der sozialen Lage = Zeitschr. f. Hygiene und Infektionskrankheiten 88 (1919) S. 234-250.
- Sendler.** Kindersterblichkeit in Magdeburg 1867-1874 = Verhandlungen d. Vereins f. öffentl. Gesundheitspflege in Magdeburg. 4 (1876).
- Sergent, Henri.** Sur la loi Roussel en France = Bericht über den 3. internationalen Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 1091 - 1103.
- Seutemann, Karl.** Kindersterblichkeit sozialer Bevölkerungsgruppen, insbes. im preussischen Staate und seinen Provinzen (Fr. J. Neumann's Beiträge zur Geschichte d. Bevölkerung in Deutschland, 5) Tübingen 1894. 167 S. (Ausser reichem Originalmateriale eingehende Verwertung der Literatur). Vgl. Besprechung v. Mayr = Statist. Archiv. 4 (1896) S. 328.
- s. Kriege (1906).
- Öffentliche Säuglingsfürsorge und Sterblichkeitsstatistik = Jahrb. f. Nationalök. u. Statist. 3. F. 37 (1909) S. 87 und 38 (1909) S. 85.
- Stillhäufigkeit und soziale Verhältnisse = Jahrb. f. Nationalök. u. Statist. 3. F. 40 (1910) S. 98-105 (Kritik von Groth und Baum).
- s. Säuglingsfürsorge in Hannover (1913).
- Shadwell** Arthur, Industrial efficiency. A comparative study of industrial life in England, America and Germany. 1906 (1. Bd. Seite 157 - 242: Unterschiede der Kindersterblichkeit in verschiedenen Industrien).
- Sheffield,** Special Committee as to Infantile Mortality: Report of Committee to City Council and Reports submitted to and Summary of Evidence given before the Committee. 1907.

- Sick**, v. Kindersterblichkeit in Württemberg 1846-1856. Mit einer Karte = Med. Correspondenzblatt d. Würtemb. ärztl. Vereins. 28 (1858).
- Siegert**, Säuglingsfürsorge und Wohnungsfrage = Jahrbuch der Bodenreform 7 (1911) (Referat auf dem 21. Bundestage deutscher Bodenreformer, Dresden 1911).
- Sieveking**, G. Hermann, Einige Bemerkungen über die Säuglingssterblichkeit Hamburgs = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 7 (1913) S. 99-102 Vgl. hierzu Erwiderung von *Hanssen* = daselbst S. 178-183.
- Silbergleit**, Heinrich. Ueber den gegenwärtigen Stand der Kindersterblichkeit, ihre Erscheinung und ihre Entwicklung in den europäischen Grosstädten = Hygienische Rundschau 5 (1895) S. 216-252 (Verhandlungen d. Deutsch. Gesellsch. f. öffentl. Gesundheitspfl. Berlin. Mit Diskussion).
- Kindersterblichkeit in europäischen Grosstädten = 8. Congrès internat. d'hygiène et de démographie. Budapest 1894. Comptes - rendus et mémoires. 7. Bd. (Budapest 1896) S. 443 - 458. Auch als Sonderabdruck.
 - s. *Verwaltungsbericht* Schöneberg 1899 - 1903.
 - Die Säuglingssterblichkeit in den westlichen, in den übrigen Vororten Berlins, sowie in Berlin selbst nach Kalendermonaten 1903-1905 = Statist. Monatsberichte d. Stadt Schöneberg. 4 (1906) April S. 13-19.
 - Methode der Säuglingssterblichkeitsstatistik = Bericht über den 14. internat. Kongress für Hygiene und Demographie. Berlin 1907 3. Bd. 2. Teil (Berlin 1908) S. 1107 - 1112. Vgl. auch = Statist. Jahrbuch d. Stadt Berlin 31, auf 1906 und 1907 (Berlin 1909) S. 37* (Sterbetafeln für die einzelnen Kalendermonate, die Monate a) als Geburtsmonate, b) als Sterbemonate betrachtet).
 - Säuglings- und Säuglingssterblichkeitsstatistik = Die Statistik in Deutschland. Ehrengabe für Georg. v. *Mayr*, hrsg. v. *Zahn*, München 1911 S. 434-455.
 - Entwicklung der Säuglingssterblichkeit in Berlin von 1870 bis 1919 = Statistische Monatsberichte von Gross - Berlin 5. Jahr.
- Simon**, John. (Ueber Berufsarbeit der Frau und Kindersterblichkeit) in dem Sammelwerk: «Papers relating to the sanitary state of the people of England». 1858.
- Simonini**, R. Sulle cause di morbidità e mortalità nei bambini delle lavoratrici di tabacco = La Pediatria. 1909.
- Sing**, K. Ueber die Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahr und deren Ursachen. Diss. med. Würzburg 1892. 32 S.
- Jahresbericht für die Kreishauptstadt Ulm pro 1906 mit besonderer Berücksichtigung des Kostkinderwesens, des Prostitutionswesens und der Kindersterblichkeit 1902 - 1906 = Vierteljahrschr. f. öffentl. Gesundheitspfl. 39 (1907) S. 761 - 778.
- Singer**, Karl. Die Abminderung der Sterblichkeitsziffer Münchens = Mitteil. d. Statist. Amts d. Stadt München. 14 (1895) Beilage. 52 S. Erweiterter Abdruck aus = Aerztl. Rundschau 1894.
- Die Abminderung der Säuglingssterblichkeit in München = Bayer. Gemeindezeitung 1907. S. 602.
 - Geburten und Sterbefälle in deutschen Gross- und Mittelstädten 1891 (1893) - 1906 = Mitteil. d. Statist. Amtes d. Stadt München. 21 I (1909) S. 3 - 18.
- Sköllin**, H. s. *Hamburg* (Bevölkerungswechsel 1904-1908).
- Smidwowitzsch**, Marie. Ueber die Beziehungen der Sommertemperaturen zur Säuglingssterblichkeit in der Stadt Zürich. Diss. med. Zürich 1904. 18 S.
- Smith**, Edw. Ueber die zyklischen Veränderungen des Organismus unter dem Einflusse der Jahreszeiten = Medical chirurgical Transactions. 42 (ca. 1860) S. 91 - 100; auch = Med. Times and Gazette 1859.
- Smits** s. *Quelelet*.
- Snow**, E. C. The intensity of natural selection in man = Drapers' Company Research memoirs, London 1911.
- Società Umanitaria** di Milano: s. *Mortalità* infantile (1908).
- Société** royale de médecine publique et de topographie du royaume de Belgique: s. *Corps médical belge* (1910).

- Society**, Statistical, London: s. *Committee*, Special (1912).
- Soerensen**, Th. Børnedødeligheden i forskjellige Samfundslag i Danmark. Kjøbenhavn 1883 (Auszug in *Westergaards Lehre v. d. Mortalität*. 2. Aufl. S. 395).
- Solbrig**, Geburtenrückgang und Säuglingssterblichkeit in Deutschland, mit besonderer Berücksichtigung der Provinz Ostpreussen und der Jahre 1901 - 1916 = Veröffentl. a. d. Gebiete der Medizinalverwaltung hrsg. v. d. Medizinalabt. d. preussisch. Ministeriums des Innern 7. Bd. 6. Heft (Berlin 1917) 42 S. 18 Tafeln (Vgl. R. Kuczynski = *Annalen f. Sozialpolitik* 5 (1917) S. 606).
- Soltmann**, Otto. Die Säuglingssterblichkeit im Krankenhaus = München. med. Wochenschr. 54 (1907 N. 1 u. 2) I S. 5/8 und 80/3.
- Sommerdurchfall**. Der, der Kinder = *Blätter für Gesundheitspflege* 2 (Zürich 1873) S. 236/237.
- Sonderegger**. Sanitätsrätliche Rückblicke in die vergangene Zeit des Kantons St. Gallen = *Correspondenzbl. f. Schweiz. Aerzte*, 7 (1887) S. 129-133. 167-171 (S. 170/1: Kindersterblichkeit 1806-1823).
- Sormani**, Giuseppe. Sulla mortalità dei bambini in Italia = *Giornale della R. Soc. Italiana d'igiene*. Milano 1881.
- La mortalità dei neonati (bzw. dei bambini nel 1 e 2 anno di vita) nelle varie provincie d'Italia = *Rendiconti del R. Istituto Lombardo*, Milano 2. Ser. 16 (1883 S. 581 - 590 und 655 - 666).
- Spanier**, Julius. Kritisches zu der Abhandlung über den Einfluss der Hitze auf die Sterblichkeit der Säuglinge = *Mediz. Klinik* 8 (1912) II. S. 1199/1200 (gegen *Liefmann* u. *Lindemann* = *Mediz. Klinik* 7 (1911)).
- Spann**, Othmar.
- s. *Klumker*, Chr. J. (1905).
- Untersuchungen über die uneheliche Bevölkerung in Frankfurt a. M. = *Klumker's Probleme der Fürsorge* 2, Dresden 1905. 2. Aufl 1912 (S. 33: Die Dezimierung der Unehelichen).
- Die Verpflegungsverhältnisse der unehelichen Kinder, bes. in ihrer Bedeutung für die Sterblichkeit betrachtet = *Archiv f. Sozialwissenschaft. u. Sozialpolitik*. 27 (1908) S. 686 - 729.
- Die unehelichen Mündel des Vormundschaftsgerichts in Frankfurt a. Main = *Klumker's Probleme der Fürsorge*. 5, Dresden 1909 (S. 91-100: Zusammenhang von Verpflegungsart und Sterblichkeit).
- Die Lage und das Schicksal der unehelichen Kinder = *Vorträge der Gehe-Stiftung zu Dresden*. 1 (1909) S. 157 - 199.
- Die Legitimation der unehelichen Kinder in Oosterreich unter Berücksichtigung der Sterblichkeit nach Gebieten = *Statist. Monatschr.* N. F. 14 (Wien 1909) S. 129.
- Speich**, Th. Rud. Die unehelichen Geburten der Stadt Zürich. Staatsw Diss. 1914 (S. 94-104: Säuglingssterblichkeit der unehelich Geborenen).
- Spiegel**, Säuglingssterblichkeit in Kiel = *Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge*. 2 (1908) S. 322 - 330.
- Spreti**, Anna. Die Säuglingssterblichkeit in den altbayrischen Landesteilen. München (Caritasverband) 1916. 32 Seiten.
- Staedtestatistiker**, Verband Deutscher - Tabellenentwürfe für eine einheitliche Statistik d. städtischen Mütterberatungs- und Säuglingsfürsorgestellen (Zählkarten f. Säuglingsfürsorge) = *Zeitschr. f. Säuglingsschutz* 6 (1904) S. 74.
- Stalman**, Karl. Untersuchung der Stabilität der Sterbewahrscheinlichkeiten der ersten Altersjahre auf Grund der preussischen Statistik. Göttingen 1914 71 Seiten.
- Stand** und Bewegung der Bevölkerung des Deutschen Reichs und fremder Staaten 1841 bis 1886 = *Statistik d. Deutschen Reichs*. N. F. 44 Berlin 1892 (S. 70 u. ö. Mit graphischen Darstellungen).
- Stark**, (Titel?).
- = *Archiv f. öffentl. Gesundheitspflege in Elsass-Lothringen*. 1880 (Einfluss der Trunksucht bei 44 beobachteten Trinkern auf die Fruchtbarkeit der Ehen und die Kindersterblichkeit. Zitiert von *Uffelmann*, *Hdb. d. Hyg. d. Kindes* S. 95).

- Statistique** de la mortalité des enfants assistés. Melun. Impr. administr. (Jährlich).
- du service de la protection des enfants du premier âge (Jährlich ab 1897).
 - de la mortalité infantile de la Mutualité maternelle (Jährlich).
- Statistique Démographique** des grandes villes du monde pendant 1880-1909. I. partie: Europe; 2. partie: autres parties du monde et annexe générale = Communications statistiques publiées par le Bureau municipal de Statistique d'Amsterdam. 33 (1911) und 40 (1912). (I Teil S. 140/161 u. II Teil S. 44/9: Tabelle über Säuglingssterblichkeit nach einzelnen Jahren 1880 - 1909 für 95 Städte; S. 162/164: Observations concernant l'inscription des naissances dans les différents pays).
- Statistique internationale** du mouvement de la population d'après les registres d'état civil. Résumé rétrospectif depuis l'origine des statistiques de l'état civil jusqu'en 1905. Hrsg. von der Statistique générale de la France. Paris 1907. Fortsetzung für 1901-1910 in Band II, Paris 1913 (Bearbeitet von M. Huber Sehr wertvoll!).
- Statistique sanitaire** en Egypte. Rapport annuel 1888 (Hrsg. von *Engel Bey*) Caire 1890.
- des villes de l'Egypte. Résumé de la période quinquennale de 1886 - 1890. 3. partie: Mortalité des villes de la Basse-Egypte (Hrsg. v. *Engel Bey*) Caire 1899.
- Statistisches** über Kindersterblichkeit = Verhandlungen der Appenzellischen gemeinnützigen Gesellschaft 1840. S. 35.
- Steele, Glenn.** Infant mortality in Pittsburg. An analysis of records for 1920 with 6 charts = Inf. mortality series N. 12. Child Bureau Publication N. 86. Washington 1921.
- Stein, W. s. Brüning** (1913).
- Steiermark:** s. *Wittschieben, O.* (1907).
- Stephan.** Sterblichkeit und Krankheit bei Juden und Nicht-Juden = Ned. Tijdschrift voor Geneeskunde. 1904; II.
- Stephany, Heinrich.** Der Einfluss des Berufes und der Sozialstellung auf die Bevölkerungsbewegung der Grossstädte (nachgewiesen an Königsberg Pr. Diss. phil. Königsberg = Königsberger Statistik 13 (1912) 56 S. (Kindersterblichkeit S. 47 ff).
- Sterblichkeit** der unehelichen Kinder in *Mannheim* = Mitteil. aus der Armen und Waisenpflege d. Stadt Mannheim. 1908 S. 113/4.
- der Kinder während des 1. Lebensjahres im Grossherzogt. *Mecklenburg-Schwerin* = Beiträge z. Statist. Mecklenburgs. 10 III (1886) S. 18.
 - der Kinder im Königreich *Sachsen* im ersten Lebensmonat bzw. -jahr. ab 1875/79, bzw. ab 1836/40 = Statist. Jahrb. f. d. Kgr. Sachsen auf 1896 (Dresden 1895) S. 32 bis 37. Vgl. auch dass. auf 1894 (Nur Tabellen).
- Sterblichkeitstafel.** Eine - für Kinder (*Andrae*) = Masius' Rundschau. Blätter für Versicherungswissenschaft. N. F. 16 (1904, Heft 8) S. 264.
- Sterfte** van Kinderen beneden het jaar in elke gemeente van Nederland, in elke provincie en in de 9 groepen van gemeenten van elke provincie, in de perioden 1880-1884 en 1904-1908. Herausgegeben vom Centraal Bureau voor de Statistiek. Haag 1910.
- Sterfte** in verband met voedingswijze en sociale omstandigheden, onder de Kinderen beneden het jaar in 1908 geboren te 's Gravenhage en Scheveningen. Haag 1912 ff.
- Sterneberg, Herman.** Zuigelingsvoeding en Zuigelingssterfte te Nymegen en de middelen ter verbetering. Diss. med. Nymegen. Amsterdam 1907. 72 S. (Ergebnisse einer Erhebung über die Ernährungsweise der 1905/6 gestorbenen und der am 30. Sept. 1906 lebenden (insgesamt 1566) Säuglinge in der Stadt Nymegen).
- Stettin.** Die Geburtenhäufigkeit in Stettin = Statist. Vierteljahrsberichte der Stadt. 3 (1913) N. 1 (S. 52/54: Geburtenhäufigkeit unter Berücksichtigung der Säuglingssterblichkeit).
- Still-Birth** interments.
= Return to House of Commons (July 1891) N. 321.

- Still-Births** in England and other countries.
= Return to House of Commons (June 1893) N. 279.
- Stille**, Gustav. Zur Kindersterblichkeit = Memorabilien. Zeitschr. f. ration. prakt. Aerzte 1877 S. 536; 1878 N. 3.
- Ueber die Sterblichkeit der Kinder in grossen Städten im 1. Lebensjahre = Memorabilien. Zeitschr. f. ration. prakt. Aerzte. Hrsg. v. F. Betz. 1880 N. 6 und 7.
- Stillfürsorge**, Einfluss der Entbindungsheime und der :
s. *Einfluss* (1910).
- Stowell**, Will. L. Infant mortality: comparison of the past and present = Med. Record. 75 (1909) S. 333 und 883.
- Strauss**, Paul. L'enfance malheureuse. Paris 1896. 298 S.
- La mortalité infantile = La grande Revue. 1912 (25. Okt.).
- Stricker**. Zur Frage über die Kindersterblichkeit. 1868.
- Stuart**, James. An inquiry into the principles of political economy I. S. 100.
- Studien** und Vorschläge zur Förderung des Selbststillens in Oesterreich.
s. *Förderung d. Selbststillens* (1906).
- Stüber**, Lorenz. Die Sterblichkeitsverhältnisse im Königreich Bayern für das Jahrzehnt 1901 bis 1910, auf Grund offiziellen Materials bearbeitet. München 1913. 96 S. (Darin 2. Teil: Säuglingssterblichkeit. Vgl. Besprechung von P. Kollmann im Deutschen Statist. Zentralblatt 6 (1914) Sp. 61).
- Stuttgart**. Aerztliche Statistik über Säuglingssterblichkeit in den verschiedenen Wohnvierteln 1910. Kurzer Bericht = Neue Generation 8 (1912) S. 563.
- Süssmilch**, Johann Peter. Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts. 1. Aufl. Berlin 1740. 4. Aufl. hrsg. v. L. J. Baumann, Berlin 1775/6.
- Sullivan**, W. C. (Alkoholismus der Mutter und Degeneration der Nachkommenschaft) = Journ. of Mental Science. 45 (1899) S. 489-503 (Auszug bei *Newman*, Infant mortality. S. 72/4).
- Sundbärg**, Gustav. Grunddragen af Befolkningsl. Stockholm 1894 (S. 34).
— Bevölkerungsstatistik Schwedens 1750-1900. Stockholm 1907 (S. 61/2 und S. 131).
- Sundt**, Eilert. Om dødeligheden i Norge. Christiania 1855.
- Suner**, Enrique. Beitrag zum Studium der Aetiologie und Prophylaxe der Sommerdiarrhoen bei kleinen Kindern in Spanien = Bericht über den 3. intern. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912. S. 446/52.
- Sutton**, J. Infant mortality in England. London 1876.
- Sykes**, Special report on infantile mortality. 1904.
- Symons**, W. H. Infantile mortality and the mortality of children = British med. Journ. 1901 S. 1639.
- Szalárdy**. Oeffentliches Waisenhaus Budapest 1879.
- Szana**, Alexander. Die Resultate der staatlichen Fürsorge für verlassene Säuglinge in Ungarn = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 5 (1911) S. 317-328, 387-398; 6 (1912) S. 84-104.
- Tägtmeyer**, Fr. Zur Methode der Berechnung der Säuglingssterblichkeit = Statist. Zentralblatt 6 (1914) Sp. 249/50.
- Talbot**. Die Säuglingssterblichkeit in Aachen in den Jahren 1913 bis 1915 = Zeitschrift für Bevölkerungspolitik und Säuglingsfürsorge 9 (1916).
- Tatham**, John. Infantile mortality in England = 13. Congrès internat. d'hygiène et de démographie, Bruxelles 1903. Compté rendu Bd. Bruxelles 1903. 7 S.
- Report of the Interdepartmental Committee on Physical Deterioration. 1904. 1. Bd. S. 133.
- s. auch in den Reports of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages.
- Taube**. Das Fürsorgewesen f. Säuglinge = Bericht über den 14. intern. Kongress für Hygiene und Demographie, Berlin 1907. Bd. 2 (Berlin 1908) S. 428-438 (Darin einige statistische Berechnungen für Leipzig).
- Tauffer**: s. Wiederaufbau (1918).
- Teleky**, Ludwig. Vorlesungen über soziale Medizin. Jena 1914.
- Temme**, Gustav. Die sozialen Ursachen der Säuglingssterblichkeit. Berlin -Schöneberg 1908. 95 S.

- Templeman.** Child mortality in Dundee 1898.
- Thiele, A.** Die Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit in Halle = Kommunale Praxis. 9 (1909) S. 1429-1432.
- Thiemich.** Ueber die Säuglingssterblichkeit in kinderreichen Familien = Archiv f. Rechts- und Wirtschaftsphilosophie. 4 (1911) S. 308/15.
 — Ueber die Säuglingssterblichkeit in kinderreichen Familien = Zeitschr. f. Säuglingsschutz. 2 (1910) S. 308-315.
- Thomann, Heinr.** Säuglingssterblichkeit = *Thomann, H. und Brüsche-weiler, C.*, Bevölkerungs- und Wohnverhältnisse in der Stadt Zürich. Erweit. Sonderabdr. aus «Die Gesundheits- und Wohlfahrtspflege der Stadt Zürich». Festschr. z. 34 Versamml. d. Deutschen Vereins f. öffentl. Gesundheitspfll. 1919. Zürich 1909 S. 21-29.
 — und Feld, Wilhelm. Die Familienstatistik der Stadt Zürich = Statistik der Stadt Zürich 12 (1912). Sonderabdruck aus = Bull. de l'Institut internat. de Statistique 19 I (1912) S. 217-258 (zur Methodik der familienweisen Statistik der Säuglingssterblichkeit).
 — Kein Sommergipfel der Säuglingssterblichkeit mehr in Zürich und Basel! = Zeitschr. f. schweizer. Statistik. 51 (1915) S. 464/6. (Vgl. *Roesle* = Archiv f. soziale Hygiene und Demographie 11 (1916) S. 453)
 — Die Bevölkerungsbewegung in den schweizerischen Städten mit über 10.000 Einwohnern in den Jahren 1891-1920 = Zeitschrift f. Schweizer. Statistik und Volkswirtschaft 56 (1920) S. 218-234 und 58 (1922) S. 53 - 70.
- Thomescu, N. und Graçoski, S.** Sur la mortalité infantile et l'état de la puériculture en Roumanie, 1911.
 — und — —. Sur la mortalité infantile et l'état de la puériculture en Roumanie = Bericht über d. 3. internat. Kongress. f. Säuglingsschutz. Berlin 1912 S. 1143-1151.
 — und — —. Statistik. Ursachen der Säuglingssterblichkeit (in Rumänien) = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz I. Bd. I. Hälfte 1912 S. 655-669.
- Thon, J.** Die jüdische Bevölkerung in Krakau = Zeitschr. für Demographie und Statistik der Juden. 1 (u. a. Säuglingssterblichkeit ab 1887).
- Thrallkill, J. W.** An essay on the causes of infant mortality (under five years of age) St. Louis 1869.
- Thüringen:**
 — s. *Kindersterblichkeit* in Sachsen-Weimar (1879).
- Tjaden, Dr. med.** Die gesundheitlichen Verhältnisse in Bremen im Jahre 1921. Bremen 1922. 56 S. (S. 13-21 über Säuglings- und Kleinkindersterblichkeit seit 1902/05).
- Todesfälle, Die - der Säuglinge nach der Stocklage der Sterbewohnung in Halle a. S. 1909 - 1911** = Beiträge z. Statist. d. Stadt Halle a. S. Heft 20 (1912) S. 81-86.
- Toennies, Ferd.:**
 — s. *Deutsches Reich*, Bewegung der Bevölkerung i. J. 1907.
- Trap, Cordt.** Børneantal og Børnedødelighed i Københavnske Aegteskaber udgivet ved Københavns Kommunalbestyrelses Foranstaltning. København. 1905. 63 S.
 — Nombre et mortalité des enfants de familles ouvrières de Copenhague par rapport au nombre de pièces de leurs appartements = Journ. de la Soc. de statistique de Paris. 47 (1906) S. 17-23.
- Travaux de la Ligue contre la mortalité infantile.**
- Treichler, Wilfried.** Statistische Untersuchungen über den Einfluss des Altersverhältnisses der Geburten und der Geburtenfolge auf die Häufigkeit der Totgeburten inklusive Tot - Frühgeburten im Kanton Zürich 1886-1890 = Zeitschr. f. schweiz. Statistik, 31 (1895) S. 737-745.
- Tresling, Haakma.** Kindersterfte in Holland = Weekblad voor Geneeskunde 1906 N. 11.
- Trevisan.** Sulle cagioni della mortalità dei bambini = Annali universali di medicina. 35 (vor 1829) S. 356.
- Trouette, Jean.** Les mutualités maternelles. Leur action sur la mortalité infantile. Diss. med. Paris 1905/06 N. 253. 124 S.

- Tschuprow**, Al. A. Zur Frage des sinkenden Knabenüberschusses unter den ehelich Geborenen. Zugleich ein Beitrag zur Statistik der Fehl- und Totgeburten. = Bulletin de l'Institut internat. de Statistique. Band 20, 2. Lieferung (1915) S. 378-492. Diskussion daselbst 1. Lieferung S. 62.
- Tucumán**: s. *Marquina* (1913).
- Tugendreich**, Gustav. Ueber die Bewertung der die Säuglingssterblichkeit bedingenden Ursachen = Archiv f. Hinderheilk. 48 (1908) S. 390-401 (Vortrag in der Berliner med. Gesellsch. Juni 1908).
- Die «Gesundheitskarte» Sammelreferat = Berliner Klinische Wochenschrift 45 (1908. N. 23) S. 1101/2.
 - Die Mutter- und Säuglingsfürsorge. Stuttgart 1910.
 - Statistik der Erfolge von Fürsorgemassnahmen = Bericht üb. d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912. S. 1163 - 1175 (Mit Diskussion).
 - s. *Mosse* (1912).
 - Der Einfluss der sozialen Lage auf Krankheit und Sterblichkeit des Kindes = «Krankheit und soziale Lage», hrsg. v. Mosse u. *Tugendreich*, 2. Lieferung München 1912. S. 266 - 307.
 - Kritische Bemerkungen zu der Arbeit von Dr. *Hillenber* über den Einfluss der natürlichen und künstlichen Ernährung usw. = Zeitschr. f. Säuglingsfürsorge 6 (1912) S. 303 - 308.
- Tussenbroek**, C. v. Kraambedsterfte in Nederland = Overdr. Tijdschr. Verloskunde en Gynaecologie.
- Tuxford**, A. W. The mortality of the first five years of life: an analysis of some registered deaths = Public Health. 23 (1909) S. 4.
- Uffelmann**, Julius. Zur Aetiologie der Cholera infantum, mit besonderer Berücksichtigung des Ergebnisses der Johnstonschen Untersuchungen in der Stadt Leicester = Deutsche med. Wochenschr. 6 (1880 N. 10-13) S. 113; 125, 137, 151.
- Handbuch der privaten und öffentlichen Hygiene des Kindes. Leipzig 1881 (S. 78 bis 107: Geburts- und Sterblichkeitsverhältnisse des Kindes).
 - Ueber die in fremder Pflege untergebrachten Kinder vom Standpunkt der öffentlichen Gesundheitspflege = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspflege. 15 (1883) S. 1-36.
- Ullersperger** J. B. Päditrophie, Pädipathien und Pädiatrik im allgemeinen und in ihrem richtigen Verhältnisse zur Morbilität und Mortalität der Neugeborenen = Journ. f. Kinderkrankh. 49 (1866) S. 1. Auch besonders: Erlangen 1866. 133 S.
- Die Kinder morbilität und Mortalität in Bayern = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt. 16 (1869) S. 560.
- Ulveling**, Aug. Données statistiques de la mortalité infantile dans le Grand-Duché de Luxembourg = 2e Congrès intern. des Gouttes de Lait Rapports. Bruxelles 1907. 9 S.
- Statistik der Kindersterblichkeit (in Luxemburg) = *Keller-Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz. 1. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 517/9.
- Ungarn**. Bewegung der Bevölkerung in den Jahren 1906, 1907 und 1908 = Ungarisch. Statist. Mitteilungen Neue Serie 32 (1910). (Mit Text von Al. *Kovacs* S. 52* Im Anhang auf Karte III: zwei Kartogramme über Kindersterblichkeit. Uebersetzung der ungarischen Legende im Inhaltsverzeichnis S. XIV).
- Vacher**. L. De la mortalité des enfants dans les principaux pays de l'Europe = Gazette médicale de Paris. 1860.
- Etude médicale et statistique sur la mortalité à Paris, à Londres, à Vienne et à New-York, en 1865, d'après les documents officiels, avec une carte météorologique et mortuaire. 1867.
 - La mortalité des nourissons. Etude statistique des causes de décès chez les enfants de 0 à 1 an en divers pays de l'Europe. Paris 1869.
 - De la mortalité des enfants dans ses rapports avec l'impaludisme et avec le développement de l'industrie = Journ. de la Soc. de Statistique de Paris. 17 (1876) S. 204-212; 18 (1877) S. 34-47.

- Yaerting, M.** Die rassenhygienischen Gefahren des Frauenüberschusses und Wege zur erhöhten Vermehrung des männlichen Geschlechts = Zeitschr. f. Sexualwissenschaft 1916. (u. a.: angeborene Verschlechterung der Nachkommenschaft bewirkt bei den Knaben eine stärkere Vermehrung des Frühtores als bei den Mädchen).
- Valette, J.** Application de la loi Roussel dans le Calvados, ses résultats. Paris 1884.
- Variot, G.** Rapport de la mortalité des enfants de 1 à 4 ans en France, présenté à la commission de la dépopulation. Melun 1903.
— Causes de la faible mortalité infantile dans la ville industrielle du Creusot (Saône-et-Loire) = Ann. d'hygiène publ. 4. Sér. 30 (1905) S. 367 (Vgl. auch Referat = Bull. de l'académie de med. Paris. 54 (1905) S. 121).
- Varrentrapp, G.** Statistische Angaben über die Kindersterblichkeit in Frankfurt a. M. 1851-1866 = Beiträge zur Statist. d. Stadt Frankfurt a. M. 2. III.
- Velde, Th. H. van de.** Wochenfürsorge und Säuglingsschutz = Bericht über d. 3. internat. Kongress f. Säuglingsschutz. Berlin 1912. S. 563 - 571 (Mit Zahlen aus Holland, speziell Haarlem).
- Velden, Fr. von den.** Konstitution und Vererbung. München 1909.
— Allerlei Fragen der menschlichen Fortpflanzungshygiene, Einfluss von Geburtenzwischenraum, Unehelichkeit und Späterzeugung auf die Konstitutionskraft der Kinder = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie. 7 (1910) S. 57-64.
- Verband** deutscher Städtestatistiker. Statistik der Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge. Referat von *Mendelson* und Diskussion = Protokoll über die 25. Konferenz, Dresden 1911 (als Manuskript gedruckt) S. 14, 21 u. 48. (Mit Tabellenentwürfen für eine einheitliche Statistik der städtischen Mutterberatungs- u. Säuglingsfürsorgestellen. Vgl. auch die kurzen Beratungen auf der 23. u. 24. Konferenz 1909 zu Frankfurt, 1910 zu Posen).
- Verband** tuschen welstand, nataliteit en kindersterfte, uitkomsten van een onderzoek naar het - (*Verryn-Stuart*) = Maandcyfers, betreffende Nederland. 10 u. Neue Folge. 2, 4. s' Gravenhage 1897 ff.
- Verdonck, R.** Onderzoekingen naar de levensomstandigheden der in 1911 en 1912 te Amsterdam buiten echt geboren kinderen en hunne moeders = Geschriften van den Armenraad te Amsterdam 7 (1923). 69 Seiten (über uneheliche Kinder).
- Verein** für Säuglingsfürsorge im Regierungsbezirk Düsseldorf: Das Schicksal der unehelichen Kinder während der zwei ersten Lebensjahre, dargestellt an einem Stadt- u. einem Landkreise des Reg. Bezirks Düsseldorf = Bericht über das 6. Geschäftsjahr (1912/13) S. 89 - 118. Vergl. auch andere Jahresberichte!
- Verlauf;** der wöchentliche - der Geburtenhäufigkeit und Säuglingssterblichkeit in den Grossstädten des Deutschen Reiches mit mehr als 200.000 Einwohnern während der Zeit vom 4. April bis 31. Juli 1915 = Veröffentlich. des Kais. Gesundheitsamtes 1915. 40 (Einfluss des Krieges).
- Verryn-Stuart, Coenraad Alexander.** Untersuchungen über die Beziehung zwischen Wohlstand, Natalität und Kindersterblichkeit in den Niederlanden = Zeitschr. f. Sozialwissensch. 4 (1901) S. 649-662. Ausführlicher = Maandcyfers belr. Nederland 10 u. N. F. 2, 4.
— Natalité, mortalité et mortalité infantile selon le degré d'aisance dans quelques villes et un nombre de communes rurales dans les Pays-Bas = Bull. de l'Institut international de statistique. 13 II (1902) S. 357-368.
— Inleiding tot de beoefening der statistiek. Deel I S. 307-315. Haarlem 1911.
- Verwaltungsbericht,** Zweiter - des Magistrats der Stadt Schöneberg 1899-1903. S. 184 bis 191 (Mit Diagramm der Säuglingssterblichkeit nach d. Kalendermonaten f. d. einzelnen Jahre 1899-1903).
- Vidal, E.** Statistiques de la mortalité des enfants-en bas-âge dans le département du Var. 1894.
-- Quelques statistiques sur la mortalité des enfants protégés par la loi

- Roussel et sur les causes de cette mortalité, dans le canton d'Hyères (Var) = Bull. de l'Académie de médecine, Paris 3. Série. 58 (1907)
- Vidalin**, Gustave. Etude sur la mortalité et sur les conditions d'hygiène des nourissons dans le département de la Corrèze. Diss. med. Paris 1903/04 N. 548. 73 S.
- Villermé**, L. R. Mémoire sur la mortalité en France dans la classe aisée et dans la classe indigente = Mémoires de l'Académie de médecine de Paris, 1 (1828) S. 51 - 99.
- et Edwards, Milne. De l'influence de la température sur la mortalité des enfants nouveau-nés (Mémoire présenté à l'Académie des sciences le 2 février 1829) = Mémoires de la soc. d'histoire naturelle de Paris. 5 (1834) S. 61 - 76. Kürzer in = Ann. d'hygiène publ. 2 (1829) S. 291 - 307.
 - De la mortalité des enfants trouvés = Ann. d'hygiène publ. 19 (1838) S. 47 - 60.
 - Tableau de l'état physique et moral des ouvriers. 2. Bd. 1840 S. 265. (Kindersterblichkeit landwirtschaft. und gewerbl. Gebiete Englands).
 - Rapport sur l'état physique et moral des ouvriers employés dans les fabriques de soie, de laine et de coton = Journ. des économistes. 1853
- Vinsonneau**, Marie. Etude statistique sur la mortalité infantile à Montpellier de 1892 à 1901. Diss. med. Montpellier 1901/02 Nr. 87 118 S.
- Violl**, J. B. Oeffentliche Wohlfahrtspflege in der Türkei = *Keller - Klumker*, Säuglingsfürsorge und Kinderschutz, 1. Bd. 1. Hälfte 1912 S. 842 ff. (Darin verschiedene unveröffentlichte statistische Nachweise über Kindersterblichkeit).
- Virchow**, Rudolf. Ueber die Sterblichkeitsverhältnisse Berlins = Berlin. klin. Wochenschr. 1872 Nr. 50. Wieder abgedruckt = *Virchow*, Gesammelte Abhandlungen aus dem Gebiete der öffentlichen Medizin. I (1879) S. 561 - 575.
- Generalbericht über die Arbeiten der städtischen gemischten Deputation für die Untersuchung der auf die Kanalisation und Abfuhr bezüglichen Fragen. Berlin 1874. Wieder abgedruckt in = *Virchow*, Gesammelte Abhandlungen aus dem Gebiete der öffentlichen Medizin. 2 (1879) Darin Säuglingssterblichkeit S. 331 ff. (Vgl. dagegen: *Baginsky*, Jahrb. f. Kinderheilk. N. F. 8 (1875) S. 310).
- Vischer**, Hans Wolfgang. Geburten - und Sterblichkeitsverhältnisse der Stadt Mannheim unter besonderer Berücksichtigung der Zeit seit der Jahrhundertwende. Heidelberg 1913 (Nach amtlichen Materialien. 3. Teil: Die Säuglingssterblichkeit. S. 79 - 125 mit Tabellenanhang).
- Vitrey**, Albert. Contribution à l'étude de la mortalité infantile en rapport avec le mode d'allaitement (par la mère ou par une nourrice mercenaire) Diss. med. Lyon 1906/7 Nr. 92. 47 S.
- Vogel**. Zur Kindersterblichkeitsfrage = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt 1874 Nr. 40/1 (Einfluss der intrauterinalen Ernährung des Kindes bzw. des Verhaltens der Frau während d. Schwangerschaft auf die Widerstandsfähigkeit des Neugeborenen).
- Vogl**, Anton v. Die wehrpflichtige Jugend Bayerns. München 1905.
- Die Sterblichkeit der Säuglinge in ihrem territorialen Verhalten in Württemberg, Bayern und Oesterreich und die Wehrfähigkeit der Jugend. München 1909. 74 S. (Enthält nur einige allgemeine Bemerkungen über die Säuglingssterblichkeit).
 - Der örtliche Stand der Säuglingssterblichkeit in Bayern. Mit 4 Kartogrammen. Bearbeitet für den Internat. Hygienekongress Dresden 1911. München 1911 15 S.
- Vogt**, F. A. Die unehelichen Geburten und die Kindersterblichkeit in Bayern im Verhältnisse zur Gewerbefrage = Bayer. ärztl. Intelligenzblatt 1861.
- Vogt** *Adolf*. Ein Rückblick auf die Sterblichkeitsverhältnisse in der Schweiz 1876 - 1900 = Zeitschr. f. schweiz. Statistik. 40 (1904) II (S. 1: Berechnung der Kindersterblichkeit; S. 14 - 19: Kindersterblichkeit u. a. nach der Höhenlage).
- Einige kritische Bemerkungen und Vorschläge betreffend die schweizerischen Volkszählungen und die Berechnung der Säuglingssterblichkeit = Zeitschr. f. schweiz. Statistik. 43 (1907) I. S. 254/6.

- Volland.** Ueber die geringe Sterblichkeit in Davos und ihre Gründe = Jahrb. f. Kinderheilk. 22 (1884) S. 118.
- Vorträge** über Säuglingspflege und Säuglingsernährung, gehalten in der Ausstellung für Säuglingspflege in Berlin im März 1906 von A. Baginsky, B. Bendix, J. Cassel, L. Langstein, H. Neumann, B. Salge, F. Selter, F. Siegerl, J. Trumpp. Herausgegeben vom Arbeitsausschuss der Ausstellung. 1907.
- Wachenheim,** F. L. Notes on the death-rate of infants in the summer months = New-York and Philad. med. Journal. 82 (1905) 11.
- Wackers,** R. s. Würtz (1911).
- Waffenbrüderliche Vereinigung** siehe Wiedenaufbau (1918).
- Wagner,** Adolf. Lehr- und Handbuch der politischen Oekonomie. I (3. Aufl. I. Teil 2. Halbbd. Leipzig 1893. S. 499 - 506.
- Wallich,** Mortalité infantile pendant le premier mois de la vie = Revue prat. d'Obstét. 1913 S. 257.
- Wallichs.** Ueber die Aufstellung der zu erhebenden einzelnen Momente, um zu einer befriedigenden Statistik der Kindersterblichkeit zu gelangen = Deutsche med. Wochenschr. 2 (1876) S. 563, 577.
- Walser,** E. Ueber die Ursachen der grossen Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahr = Archiv der Heilkunde, hrsg. v. E. Wagner. 1 (1860) S. 508-546 (betrifft d. württembergischen Bezirk Leutkirch. U. A.: Zusammenhang der Kindersterblichkeit mit der Fruchtbarkeit der Bevölkerung, der Sterblichkeit der übrigen Altersklassen, den Vermögensverhältnissen und dem moralischen Zustande der Bevölkerung, mit den klimatischen Verschiedenheiten; Einfluss der Jahreszeiten).
- Walther,** Anna. Ueber das weitere Schicksal der aus der Strassburger Säuglingsheilstätte in den Jahren 1901-1908 entlassenen Kinder. Beitrag zur Wertung der Krankenhausbehandlung von Säuglingen = Zeitschr. f. Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge in Württemberg. 5 (1911) S. 300-312, 334-350, 376-385.
- Walz.** Stilltätigkeit, Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge in Württemberg = Med. Correspondenzblatt d. Würtemb. ärztl. Landesvereins. 80 (1910) S. 241, 265, 285 (Allgemeinere Ausführungen).
- Wandtafeln,** Graphische - für Volkswohlfahrt. A. Säuglingsfürsorge Vervielfältigt im Auftrage der Zentrale f. Säuglingsfürsorge in Bayern, München (Hub. Köhler) 1905-1910 (Diagramme nach Groth, Fuerst, Hoerner, Hahn, Roeste, Demme).
- Wappaeus,** J. E. Allgemeine Bevölkerungsstatistik. 2 Bde. Leipzig 1859 und 1861.
- Wargentin,** Peter. Anmerkungen vom Nutzen der jährlichen Verzeichnung der Geborenen und Verstorbenen in einem Lande = Abhandlungen der Schwedischen Akademie der Wissenschaften auf das Jahr 1754 und 1755. Deutsche Uebersetzung von Abraham Gotthelf Kästener, 16. und 17. Band Hamburg u. Leipzig 1756 u. 1757.
- Die Sterblichkeit in Schweden, nach dem Tabellenwerke = daselbst. auf das Jahr 1766. Deutsche Uebersetzung 28. Band. Leipzig 1768.
- Wasserfuhr,** H. Untersuchungen ueber die Kindersterblichkeit in Stettin vom Standpunkte der öffentlichen Medizin. Stettin 1867.
- Ueber die Sterblichkeit der Neugeborenen und Säuglinge in Deutschland = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspf. 1 (1869) S. 533 - 552 (Bericht an die 43. Naturforscherversammlung Innsbruck 1869).
- Watteville,** Ad. de. Statistique des enfants trouvés et abandonnés = Journ. des économistes. 25 (1850) (Vgl. auch daselbst 2. Sér. 11 (1856).
- Wehrheim,** G. Zur Berechnung von Sterblichkeitsmassen für offene Bevölkerungen. Diss. Giessen 1919.
- Weinberg,** Wilhelm. Die Sterblichkeit der Kinder der Tuberkulösen, insbesondere nach der Geburtszeit = Archiv f. soziale Hygiene 6 (1911) S. 165 - 194.
- Beitrag in = Tugendreich, Mutter- und Säuglingsfürsorge. Stuttgart 1910.
- Die Kinder der Tuberkulösen. Mit einem Begleitwort von M. v. Gruber. 160 S. Leipzig 1913.

- Auslesewirkungen der Sterblichkeit = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie II (1915/16) S. 425 - 433.
- Zur Korrektur des Einflusses der Lebensdauer und Todesauslese auf die Ergebnisse bestimmter Kreuzungen = Archiv f. Rassen- u. Gesellschaftsbiologie II (1915/16) S. 343 - 444.
- Zur Technik familienstatistischer Untersuchungen über sozialbiologische Probleme = Allgem. statist. Archiv 9 (1915) S. 501-528 (Enthält auch eine Bibliographie der Weinbergischen Arbeiten).
- Weir.** (Kindersterblichkeit in Leicester 1851 - 1878) = Sanitary Record. 1879 S. 194.
- Weiss,** Siegfried. Säuglingssterblichkeit u. Säuglingsernährung «Studien und Vorschläge zur Förderung des Selbststillens im Oesterreich». Wien 1906.
- Weleminsky,** Friedr. Ueber Akklimatisation in Grosstädten = Archiv f. Hygiene. 36 (1899) S. 66 - 126 (S. 66 - 90: Berechnung d. Säuglingsmortalität).
- Wells,** Spencer. National Health = British med. Journ. 1890, 4. Okt. (Rückgang d. Kindersterblichkeit in Folge der Public-Health Acts 1871 und 1875).
- Wely.** D. L. van. Die Organisation der Untersuchung nach den Ursachen der Säuglingssterblichkeit unter Berücksichtigung der Ernährungsweise und der sozialen Verhältnisse der im Jahre 1908 im Haag und in Scheveningen geborenen Kinder = Zeitschr. für Säuglingsfürsorge. 5 (1911) S. 235-253. Vgl. auch = Jahrbuch f. Kinderheilk. 74 (3. F. 24, 1911) S. 579/80 (Vortrag in d. gemeinschaftl. Sitzung d. Nederlandsche Vereeniging voor Paediatric mit den Vereinigungen niederrheinisch-westfälischer und südwestdeutscher Kinderärzte, Amsterdam 1911).
- Wernicke,** E. Die Wohnungen in ihrem Einfluss auf Krankheit und Sterblichkeit = Krankheit und soziale Lage hrsg. v. Mosse und Tugendreich. München 1912 (Darin S. 98-109: Die Sommersterblichkeit der Säuglinge als Wohnungskrankheit).
- Wesener,** F. Säuglingssterblichkeit und Säuglingsfürsorge mit besonderer Berücksichtigung Aachens. Aachen 1904. 40 S.
- Westminster.** Annual Report of the City of Westminster Health Society for the year ended 30th June, 1908, from records of infants visited during the year. (Teilweise abgedruckt in = Journ. statist. soc. London. 71, 1908. S.: Drake).
- Westergaard,** Harald. Die Grundzüge der Theorie der Statistik. Jena 1890
 - s. Rubin (1890).
 - Zur Statistik der Mehrgeburten = Allg. statist. Archiv. 2 II (1892) (auch Sterblichkeit der Mehrgeburten).
 - Ueber den Einfluss der Vererbung auf die Sterblichkeit = Assekuranz-Jahrbuch. 16 (1895) (Auszug in Westergaards Lehre v. d. Mortalität. 2. Aufl. S. 334 und 369).
 - Einige Bemerkungen ueber Kindersterblichkeit = Assekuranz - Jahrbuch 22 (1900).
 - Die Lehre von der Mortalität und Morbilität 1. Aufl. Jena 1881. S. 147.
 - Dasselbe. 2. Aufl. Jena 1901. S. 354 - 408.
- Westerlund,** F. M. Om dödeligheden bland barn under et ar i Finland 1872-1886 = Finska Läkarsällskapets Handlingar. Bd. 31 H. 8. Helsingfors 1889.
- White,** Alfred T. (Ueber den Einfluss des Seeaufenthalts auf die Säuglingssterblichkeit) = Veröffentlichung der Brooklyn Children's Aid Society 1877.
 - A life-saving quest on the sea of infant mortality statistics = The Survey (früher Charities) 23 (1910) S. 877 - 884 (Sterblichkeit der Säuglinge in den verschiedenen Kalendermonaten).
- Whitley,** William, F. J.: Criminal abortion and abortifacients, with special reference to illegitimacy = National Conference on Infant Welfare, held at Kingsway Hall, London 1919. Report of the proceedings. London 1919 S. 176 - 183.
- Whitney,** Jessamine S. Infant mortality. Results of a field study in New-

- Bedford, Mass. Based on births in one year = Infant mortality Series No. 10 Childrens' Bureau Publication No. 68 Washington 1920.
- Wibmer**, Beiträge zur medizinischen Statistik der Stadt München = Bayr. ärztl. Intelligenzblatt. 17 (1870) Nr. 19 u. 20.
- Wiederaufbau**, Der - der Volkskraft nach dem Kriege. Sitzungsbericht über die gemeinsame Tagung der ärztlichen Abteilungen der *Waffenbrüderlichen Vereinigungen* Oesterreichs, Ungarns und Deutschlands in Berlin 23. - 26. Januar 1918. Herausgegeben vom Vorstand der ärztlichen Abteilung der Reichsdeutschen Waffenbrüderlichen Vereinigung, in dessen Auftrag redigiert von Prof. Dr. Kirchner, Ministerialdirektor, und Prof. Dr. Adam. Jena 1918. 525 S. (Hierin *Taufer* und *Langstein* über Säuglingssterblichkeit; *Czerny*: «Was ist bei Kindern angeboren, was erworben?» Hiergegen vgl. *Prinzig* = Archiv für Soziale Hygiene 15 (1922) S. 83/84).
- Wien**. Sterblichkeit der Kinder im ersten Lebensjahre 1883 = Monatsberichte des Statistischen Departements des Wiener Magistrats I (1884) Augustheft.
— s.: *Gold* (1917).
- Wiens**. Säuglingsernährung und Säuglingssterblichkeit bei den Chinesen = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie 4 (1907) S. 224.
- Wilbert**, P. Ueber den Einfluss der Ernährungsweise auf die Kindersterblichkeit. Diss. Bonn 1891.
- Wilbur**, Cressy L. Still-births in relation to infantile mortality = Journal Statist. Society 76 (1912) S. 544/6 (Erwiderung auf *Dadfield*).
- Willim**. Ueber die Beziehungen zwischen Säuglingssterblichkeit und Sommertemperatur. Diss. med. Breslau 1909. Auch = Zeitschr. f. Hygiene. 62 (1909) S. 95 - 130.
- Wilmart**, J. Exposé critique de la statistique des mort-nés dans les différents pays = 13. Congrès internat. d'hygiène et de démographie. Bruxelles 1903. Compte-rendu Bd. 9 (Bruxelles 1903) 38 S. (Internat. Zusammenstellung der gesetzlichen Bestimmungen über die Registrierung der Geburten. Mit ausführl. tabellarischem Anhang über die Säuglingssterblichkeit verschiedener Länder).
- Wirtz**, August und Wackers R. Erfahrungen der Säuglingsfürsorgestelle I der Stadt Köln = Zeitschr. f. Säuglingsschutz. 3 (1911) S. 142 - 152, 186 - 192, 193 - 200.
- Wittenberg**, Die Ernährungs- und Sterblichkeitsverhältnisse im Kreise Springe = Zeitschr. für Säuglingsfürsorge. 2 (1909) S. 384.
- Wittschleben**, Otto. Das Findelwesen in Steiermark = Statist. Mitteilungen über Steiermark, hrsg. v. Statist. Landesamte: 17 (1907) (Sterblichkeit S. 39 - 52).
- Wohnungselend** und Kindersterblichkeit = Neue Generation 8 (1912) S. 563 (Kurzer Bericht über ärztliche Statistik in verschiedenen Wohnvierteln Stuttgart).
- Wohnungsfrage** und Säuglingsfürsorge. Konferenzbericht (Von Fr. *Nauemann*, W. *Prausnitz*, *Luppe*) = Veröffentlichungen des Vereins für Säuglingsfürsorge m. Reg. - Bez. Düsseldorf, hrsg. von *Schlossmann* und *Baum*. Heft 4. Berlin 1909.
- Wolf**, Julius. Der Geburtenrückgang. Die Rationalisierung des Sexuallebens in unserer Zeit. Jena 1912. (Anhang I: Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit).
— Angebliche Bedeutungslosigkeit des Geburtenrückgangs = Archiv f. Rassen- und Gesellschaftsbiologie 11 (1915) S. 327 - 334.
- Wolff**, A. Untersuchungen über die Kindersterblichkeit. Medizinal-statistischer Beitrag zur öffentl. Gesundheitspflege unter Berücksichtigung der Verhältnisse in Erfurt. Erfurt 1874.
- Württemberg**. (Titel?) = Med. Correspondenzblatt d. württemb. ärztl. Vereins 1838 (Darin über den vorwiegenden Einfluss des Stillens auf die Verteilung der Kindersterblichkeit (Erwähnt v. *Ploss*)).
— Der Rückgang der Säuglingssterblichkeit in Württemberg im Jahre 1912 = Mittel d. (Württemb.) Statist. Landesamts. 1913 S. 102.
— Der statistische Ausdruck für die Säuglingssterblichkeit = Mittel. d. (Württemb.) Statist. Landesamts. 1916.
— s. *Säuglingssterblichkeit* (1910).

- Würtz, Ad.** Die Säuglingssterblichkeit und die Massregeln öffentlich-hygienischer Art, die zum Zwecke ihrer Herabsetzung genommen werden können = Vierteljahrsschr. f. öffentl. Gesundheitspfl. 35 (1903) S. 390-423 (keine Originalstatistik).
- Bevölkerungsproblem und Kinderfürsorge = Zeitschr. f. Säuglingsschutz 5 (1913) S. 339-349.
- Würzburg, Arthur.** Die Säuglingssterblichkeit im Deutschen Reiche während der Jahre 1875-1877. Mit 2 Kartogrammen = *Arbeiten aus dem Kaiserl. Gesundheitsamte* (Beihefte zu den Veröffentlichungen des Kaiserl. Gesundheitsamtes) Bd. 2 (1887) S. 208 - 222; 343-385; Bd. 4 (1888) S. 28-108 (Im 2. Bd.: Sterblichkeit nach d. Abkunft - Ehelichkeit - S. 343; nach Stadt und Land 355; nach Altersmonaten 372. Im 4. Bd.: Ursachen d. Säuglingssterblichkeit mit reicher Verwertung bes. der sanitätsstatist. Literatur. Ergebnis: Für die Wirkung d. Erkrankungsursachen (schlechte Körperbeschaffenheit und bes. Ernährung) sind die klimatischen Verhältnisse von ausschlaggebender Bedeutung).
- Ueber die Bevölkerungsvorgänge in deutschen Orten mit 15000 und mehr Einwohnern i. J. 1890 = Medizinal - statist. *Mitteilungen* aus d. Kaiserl. Gesundheitsamte (Beihefte zu den Veröffentlichungen d. Kaiserl. Gesundheitsamtes) 1 (1893) S. 134-180. (S. 152-172: Tabelle mit Säuglingssterblichkeitsziffer jener Orte für 1881/90, 1896/90 und 1890).
 - Statistik = Katalog d. Ausstellung f. Säuglingspflege. Berlin 1906 S. 57.
- Würzburger, Eugen.** Der Geburtenrückgang und seine Statistik = *Schmollers Jahrbuch* 38 (1914) (S. 1262-1277: Die Abnahme d. Säuglingssterblichkeit und ihr Kausalzusammenhang mit dem Geburtenrückgang).
- Kindersterblichkeit und Aufwuchszahlen = *Zeitschr. d. Sachs. Statist. Landesamtes* 1914 Heft 1 S. 240.
 - Der Geburtenrückgang und seine Statistik = *Schmollers Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft* 38 (1914) S. 1259-1287 (u. a. «Aufwuchsziffern»).
 - Rückblick auf die Literatur des Geburtenrückgangs = *Soziale Praxis* 25 (1915/16) Sp. 481-487 (u. a. «Aufwuchsziffern»).
 - Die Bearbeitung der Statistik der Bevölkerungsbewegung durch die statistischen Aemter im deutschen Reich = *Statistik d. Deutschen Reiches* 276 (1922) S. 1-51 (Neubearbeitung der Zusammenstellung im Allg. Statist. Archiv, Ergänzungsband 1907).
- Wybrandts, W.** Over Zuigelingensterfte, mede naar anleiding van de zuigelingensterfte in den Gelderschen Achterhoek in de jaren 1903 - 1907 en 1911. Diss. Groningen 1914.
- Wydler.** Ueber die Kindersterblichkeit des ersten Jahres im Aargau (aus e. Bericht an die Sanitätskommission des Kanton Aargau) = *Zeitschr. f. Schweiz. Statistik* 2 (1866) S. 9-15.
- Wyss, Oskar.** Die Ursachen der Säuglingssterblichkeit. Zürich 1908.
- Wytttenbach, Alb.** Statistische Tabellen und Tafeln über die Mortalitätsverhältnisse der Stadtgemeinde Bern in der Zeitperiode von 1871 bis 1880. Bern 1885.
- Year-Book, Official - of the Commonwealth of Australia 1901-1910.** Hrsg. G. H. Knibbs. 4 (Melbourne 1911) (S. 188/190: Infantile death rate 1901 - 1909).
- Zahn, Friedrich.** Säuglingsfürsorge in Bayern in den Jahren 1908, 1909 und 1910 = *Zeitschr. d. Bayer. Statist. Landesamts* 1912.
- Zappoll, A.** Saggio di statistica medica nell'interno del brefotrofo romano. 1879.
- Zeemann, J.** (Ueber Kindersterblichkeit) = Internat. Medizin Kongress, Amsterdam 1879.
- Zelénski, Tadée de.** Statistique de la mortalité infantile en Galicie = 2e Congrès internat. des Gouttes de Lait. Rapports Bruxelles 1907. 1 S.
- Zettwach, P. M.** Ueber die fehlerhafte Ernährung der Kinder in Berlin, als eine Hauptursache der ungünstigen Gesundheits- und Sterblichkeitsverhältnisse derselben. Berlin 1845.

- Zimmermann**, K. Schemata und Erläuterungen zur Ableitung der Sterbetafel für das 1. Lebensjahr nach der Methode von Boeckh. Autographiert Köln 1912. 14 S.
- Rundschreiben an die statistischen Aemter deutscher Städte über die Ermittlung der Säuglingssterblichkeit während der einzelnen Monate. Autographiert Köln 1913. 4 S.
- Bemerkungen zur «Bevölkerungspolitischen Grundziffer» des Professor *Schlossmann* = Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 3. F. 53 (1917) S. 105.
- Zizek**, Franz. Statistik und Rassenbiologie = Statist. Monatschrift, N. F. 17 (1912) S. 455 (Unter anderem über die auslesende Wirkung der Säuglingssterblichkeit).
- Grundriss der Statistik 1. Auflage Leipzig 1921; 2. Auflage 1923.
- Zolotareff**, M. La mortalité des nourrissons en Russie = Bull. de l'Institut internat. de statistique. 18, II (1909) S. 494 (Kurze Zahlenangaben).
- Zuber**, A. De la mortalité infantile à Nancy, principalement dans la classe indigente. Diss. med. Nancy 1899.
- Zürich :**
s. *Thomann*.
- Zuigelingensterfte**, Beschamende - Hrsg. v. Ned. Bond tot bescherm. v. zuigelingen 1915.
- Zukunft**, Die - Deutschlands. 24 farbige Tafeln mit Text. Festgabe der hessischen Zentralstelle für die Landesstatistik zu Ehren der Ausstellung «Der Mensch» in Darmstadt 1912. Bearbeitet von L. Knöpfel. Darmstadt 1912. 36 S. (Tafel 15-18, 21 über Säuglingssterblichkeit. Hierzu Text S. 7-10).

† **Marcus Rubin**

Né le 5 mars 1854. A la tête de la Statistique Municipale de Copenhague 1875. Directeur du Bureau statistique de l'État 1895. Directeur Général des Douanes 1902. Directeur dans la Banque Nationale 1913. Mort le 6 mars 1923.

MARCUS RUBIN était économiste, statisticien et historien. Non qu'il faisait du bousillage dans toutes les trois disciplines, ou qu'il doutait lui-même de sa vocation. Au contraire, il lui était tout clair que cette triple base était nécessaire aux fonctions qu'il remplissait - ou plutôt à la manière dont il remplissait ses fonctions.

Dans les lignes que voici, où seulement le *statisticien* RUBIN sera mentionné, il faut donc d'abord souligner qu'il n'oubliait jamais dans ses oeuvres statistiques les points de vue de l'économie politique, et qu'il se fournissait toujours, autant qu'il pouvait, un contrôle sur les résultats en les regardant sous un aspect historique.

En tant que statisticien administratif, MARCUS RUBIN eut deux tâches difficiles à remplir : d'abord créer une statistique municipale à Copenhague, lorsqu'il n'y en avait point, ensuite rétablir la statistique officielle de l'État, dont le développement avait été arrêté par les vicissitudes du temps.

Ces deux missions furent très différentes. La fondation de la statistique municipale devait commencer par les éléments. C'était mettre pierre sur pierre, et il ne serait pas exagéré de dire que chaque pierre portait la signature de RUBIN. L'innovation de la statistique de l'État était une tâche d'ordre organisateur. Il fallait rendre plus grand et beaucoup mieux un vieux bâtiment. RUBIN se distingua comme architecte habile, construisant le nouveau en connexion organique avec la matière existante, ménageant avec soin ce qui valait quelque chose de l'oeuvre ancienne.

Je suis pourtant disposé à croire que les facultés et personnalité de RUBIN allaient le mieux à la première des deux missions. Son intérêt ardent de la statistique était essentiellement d'ordre littéraire, il lui était difficile de s'intéresser à une cause,

avant qu'elle fût sur sa table et qu'il eût la plume à la main. Mais alors il ne lâcha pas prise avant d'avoir accompli le travail à sa pleine satisfaction. Voilà pourquoi les publications de la statistique officielle danoise datant de son régime sont plus personnellement empreintes que jamais avant ou après.

A part les publications officielles, le centre de gravité de la production littéraire de RUBIN, dans le domaine statistique, reste dans deux oeuvres statistiques-sociales qu'il publia de concours avec le professeur HARALD WESTERGAARD. L'un de ces travaux (« *Landbefolkningens Doedelighed* », 1886) traita la mortalité au point de vue social, l'autre (« *Ægteskabsstatistik* », 1890) la fréquence des mariages et la fécondité ; tous les deux étaient initiateurs et d'une grande valeur en matière scientifique et méthodologique. - Sur les confins entre la production statistique et historique de RUBIN se trouvent notamment deux oeuvres volumineuses traitant l'histoire économique et sociale du Danemark dans la première moitié du dix-neuvième siècle (« *1807 - 14* » et « *Frederik VI's Tid* », publiés en 1892 respectivement en 1895). Dans cet ordre d'idées il faut aussi citer une oeuvre sur l'histoire moderne de l'Allemagne (« *Tysklands nyeste Historie* », 1910-1912). D'ailleurs les travaux littéraires de RUBIN se trouvent disseminés dans une foule de revues et de journaux.

Ce n'est qu'une moindre partie des oeuvres littéraires de RUBIN qui sont connues au dehors du cercle des lecteurs danois. Pourtant, beaucoup de ses collègues étrangers, qui l'ont rencontré à des congrès, etc. connaîtront cette même personnalité qui s'est révélée dans sa production littéraire, RUBIN étant un homme extraordinaire, vivace, intéressé, plein d'impulsions, prompt à la réponse. Ce sont là les qualités qui caractérisent ses écrits, et comme on écoutait volontiers ses paroles vives, de même on ne se fatiguait jamais à lire ce qu'il écrivait, quelque lourd que fût le sujet,

Même celui qui n'avait que des relations fugitives avec RUBIN ne l'oubliait pas facilement. Et ceux qui avaient le bonheur d'être liés à lui, garderont l'homme et le statisticien RUBIN en souvenir reconnaissant.

ADOLPH JENSEN

† **Victor Böhmert**

(1829 - 1918)

Um die Bedeutung verständlich zu machen, die der nunmehr verstorbene langjährige Leiter des Sächsischen Statistischen Bureaus BOEHMERT für die Statistik besass, glaube ich eine Vorbemerkung über die Organisation der Statistik im Deutschen Reich vorausschicken zu sollen, die zeigt, dass die Betätigungsmöglichkeiten der Landesstatistiker der Einzelstaaten trotz weitgehender Vereinheitlichung der Statistik im Statistischen Reichsamt nicht gering sind.

Die Entwicklungsbedingungen für die amtliche Statistik eines Staates hängen von der Stellung ab, die ihr innerhalb der Verwaltung zugewiesen ist, und von den Persönlichkeiten, die an den für die Pflege der Statistik unmittelbar bedeutsamen Posten stehen. Es ist klar, dass in beiden Richtungen solche politische Einrichtungen, die eine Vervielfachung der statistischen Bedürfnisse und der zu ihrer Befriedigung dienenden Stellen bedingen, besonders günstig wirken müssen. Im Deutschen Reich mit seiner bundesstaatlichen Verfassung waren diese günstigen Bedingungen von Anfang an gegeben. Der Bau der amtlichen Statistik ruht hier auf der Dreiteilung in erstens die zentrale, vom Reich direkt angeordnete, erhobene und bearbeitete; zweitens die föderierte, die ebenfalls einheitliche Ziele für das ganze Reich verfolgt, aber von den Landesregierungen erhoben und bearbeitet wird, und bei der den einzelnen Ländern die Möglichkeit der Ausdehnung der Erhebungsgegenstände wie auch der Auszählungen in Richtungen, die für die Reichszwecke nicht in Betracht kommen, gewahrt bleibt; und drittens die partikulare, nur von einzelnen Ländern (oder auch Provinzen oder Städten) für ihre Zwecke angeordnete und durchgeführte. Es ist allerdings nicht leicht, die demnach sich ergebenden Gesamtleistungen der amtlichen Statistik auch nur für die einzelnen Erhebungen vollständig zu überblicken, weil es keine Stelle für ihre vereinte Veröffentlichung gibt; denn die

Publikationen des Statistischen Reichsamtes bringen in der Regel, ausser den Ergebnissen der zentralen, nur diejenigen der förderierten Statistik, die auf Reichsanordnungen beruhen, also nicht die sie ergänzenden Erhebungen der Länder usw.¹⁾ So kommt es in Deutschland selbst nicht selten vor, das die Leistungen der Landesstatistik übersehen und ihre Verdienste nicht gewürdigt werden. Insbesondere gilt dies von der statistischen Tätigkeit BOEHMERT's, der sie selbst so wenig als möglich in den Vordergrund stellte.

BOEHMERT war 1829 in der Nähe von Leipzig geboren. Nach Vollendung seiner Vorbereitung für die juristische Laufbahn übernahm er die Redaktion einer wirtschaftspolitischen Zeitschrift, in welcher er den Anstoss zur Begründung der Deutschen Volkswirtschaftlichen Kongresse gab; sodann war er Syndikus der Bremer Handelskammer und seit 1866 Professor an der Universität und dem Polytechnikum in Zürich für Nationalökonomie und Statistik, bis er 1875 für die nämlichen Fächer an die Technische Hochschule in Dresden und gleichzeitig zur Leitung des Sächsischen Statistischen Bureaus berufen wurde. Letzteres Amt legte er 1895, ersteres 1903 nieder. Am 12. Februar 1918 erlag der noch sehr rüstige 89 Jährige den Folgen eines auf der Strasse erlittenen Unfalls.

Zur Lebensaufgabe hat sich BOEHMERT schon in jungen Jahren die Verbesserung der Lage der unteren Volksklassen auf friedlichem Wege und die Verbreitung von Verständnis hiefür in der Allgemeinheit gemacht. Diesen Bestrebungen dienten zunächst die von ihm herausgegebenen Zeitschriften « Arbeiterfreund », Organ des Zentralvereins für das Wohl der arbeitenden Klassen, und « Sozialkorrespondenz ». Bald nach seiner Uebersiedelung nach Dresden begann er in dieser Richtung auch praktisch zu wirken, insbesondere durch Gründung von Vereinen, die Jahrzehnte lange segensreich wirkten, bis die Vernichtung des grössten Teils des deutschen Kapitals durch die Folgen des Weltkriegs auch sie hinwegfegte. Namentlich hat sich B. durch die Begründung des Vereins « Volkswohl », durch den zuerst

¹⁾ Nur in bezug auf das Gebiet der Bevölkerungsbewegungsstatistik ist eine Uebersicht über die Erhebungsgegenstände (nicht der Ergebnisse) aller drei Kategorien in einem Ergänzungsheft zum « Allgemeinen Statistischen Archiv » 7. Band und später in Band 276 der « Statistik des Deutschen Reich » erschienen.

in Deutschland die Einrichtung von « Volksunterhaltungsabenden » eingeführt wurde, ein bleibendes Denkmal gesetzt.

Durch die gemeinnützige Richtung seines Wesens wurde nun auch die besondere Art bestimmt, wie er sein statistisches Verwaltungsamt auffasste und ausübte. Die soziale Statistik wurde damals in Deutschland wie anderwärts noch wenig gepflegt. BOEHMERT darf als eigentlicher Begründer der amtlichen Sozialstatistik in Deutschland bezeichnet werden, die er sowohl unter Ausgestaltung « föderierter » als auch in der Form « partikularer » sächsischer Erhebungen pflegte, ohne dass seine auf diesem Gebiet liegenden besonderen Leistungen in den recht zahlreichen Schriften, die sein Lebenswerk schildern, übersichtlich dargestellt wären. Das Hauptsächlichste daraus ist der « Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Bureaus » zu entnehmen, nachdem bereits während B. 's Tätigkeit in Zürich die « Zeitschrift für schweizerische Statistik » (1874) in einem Aufsatz *Ueber die Methoden der sozialstatistischen Untersuchungen mit besonderer Rücksicht auf die Statistik der Löhne und Preise* ein Programm für die Statistik nicht nur dieser, sondern auch der Wohnungen, der Ernährung, der Haushaltungen, der Arbeitszeit, der Frauen- und Kinderarbeit, der Genossenschaften, der Streiks, der Arbeitsverträge und Arbeitsvermittlung usw. gebracht hatte. Weitere programmatische Darlegungen auf sozialstatistischem Gebiete enthält eine Gelegenheitsrede von 1880 *Aufgaben der Volkswirtschaftslehre und Statistik*.

Im Einzelnen verteilen sich die Arbeiten, durch die BOEHMERT der sozialstatistischen Forschung neue Bahnen eröffnet oder schon früher betretene in origineller Weise ausgebaut hat, auf die drei Gruppen der Lohn-, der allgemeinen Einkommen- und der Armenstatistik. Aehnliche Verdienste hat er sich aber durch die als mustergiltig anerkannte sächsische Ausgestaltung der Reichserhebungen zur Statistik der Eheschließungen, Geburten und Sterbefälle erworben, die allerdings schon vor seinem Amtsantritt als Direktor der sächsischen Landesstatistik in die Wege geleitet worden war; Näheres hierüber ist aus den oben in Anmerkung 1 genannten Veröffentlichungen ersichtlich.

Die Lohnstatistik insbesondere bildet den Gegenstand methodologischer Darlegungen BOEHMERT's in der genannten « Zeitschrift » 1875 und 1892, während die Ergebnisse der auf seine Anregung vorgenommenen Lohnerhebungen in Staatsbetrieben, in denen ja die Materialbeschaffung am sichersten und leicht-

testen var, - sich vielfach in der Zeitschrift finden; sie betreffen die Eisenbahnwerkstätten, die Bergwerke, die Porzellanmanufaktur in Meissen usw. Die sächsische Statistik der Einkommensteuer war die erste und lange Zeit einzige, die sich auf Individualkarten für jeden Steuerpflichtigen gründete und daher ganz anders in die damit zusammenhängenden Fragen der Einkommensverteilung und des Wohlstands der Bevölkerung eindringen konnte, als es auf Grund der sonst üblichen unmittelbaren Auszählungen aus den Steuerkalastern möglich ist. Die beiden zuletzt genannten Statistiken waren sächsisch-partikulare. Zur Ausbildung der Armenstatistik hat BOEHMERT durch Anregungen für die reichsstatistischen Erhebungen von 1880 und 1885, die er als Mitglied der dafür eingesetzten Kommission gab, und durch verfeinerte Auszählungen für Sachsen beigetragen, deren Ergebnisse in der Zeitschrift 1882 und 1885 niedergelegt sind.

Auch von der Tätigkeit BOEHMERT's als Dozent der Statistik legen manche nach seiner Anleitung von seinen Schülern, - aus deren Reihen eine Anzahl späterer Hilfskräfte des Sächsischen Statistischen Bureaus hervorging, - ausgeführte und bearbeitete statistische Erhebungen Zeugnis ab. Einen allgemeinen Ueberblick über diese Seite seines Schaffens gibt ein in der Zeitschrift 1892 erschienener Bericht über das von ihm begründete statistische Seminar an der Technischen Hochschule in Dresden.

E. WÜRZBURGER

METRON is published four times a year, the four numbers making 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 reviews or discussions of results obtained by statistical method in various field 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, Dept. of Statistics, University of Padova (Italy)*, or to the member of the Editorial Committee who represents the writers's 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 this year's subscriptions and of those following, are to be made payable to *Casa Editrice Taddei 45, Via dei Romei, Ferrara, Italy*.

The subscription rate for Vol. IV is **20 sh.** (draft) in Europe and **5 dollars** (draft) in others parts of the world, post paid; singles copies **6 sh.** and respectively **1½ dollars.** each post-paid. For Italy and countries with more unfavorable exchange, the subscription rate for Vol. IV is **54 It. lire** and for single copies **16 it. lire**, each post paid.

METRON erscheint jährlich in 4 Heften 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 sie 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, Gabinetto di Statistica, R. Università di Padova (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 Schriftleitung 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 Abonnamentes des laufenden und der folgenden Jahrgänge sind an *Casa Editrice Taddei, Via dei Romei 45, Ferrara (Italien)* zu richten.

Der postfreie Bezugspreis für den Band IV ist **20 sh.** (chèque) in europäischen Ländern und **5 Dollars** (chèque) in extra-europäischen Ländern, für das einzelne Heft **6 sh.** beziehungsweise **1½ Dollars.** Für Italien und die Länder mit schwächerer Valuta, **54 it. lire** für den Band IV, und **16 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 lires pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable 5 Frs. suisses pour les autres pays

SERIE B — Memorie scientifiche - Mémoires scientifiques
Wissenschaftliche Arbeiten

SERIES B — Scientific Memoirs

1. - E. SCHINDLER - *Das Volksvermögen Voralbergs*

25 lires pour l'Italie 70.000 couronnes pour l'Autriche

8 Frs. suisses pour la Suisse et les autres pays

2. - E. SAVORGNAN - *La scelta matrimoniale. - Studi statistici.*

12 lires pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable

6 Frs. suisses pour les autres pays

3. - E. v. FELLNER - *Die Verteilung des Volksvermögens und Volkseinkommens der Länder der Ungarischen Heiligen Krone zwischen dem heutigen Ungarn und den Successions-Staaten*

10 lires pour l'Italie et les pays ayant un change plus défavorable

5 Frs. suisses pour les autres pays

Gli abbonati del *Metron* che domandano *direttamente* alla Casa Editrice 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 aux Éditeurs 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 Publishers 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 *Bibliothek Metron* veröffentlichen Werke daselbst beziehen, kommt ein Bonus von 30% des angeschlagenen Preises zugute.

Maisons représentantes pour la vente et réception des abonnements

REVUE POLITIQUE ET PARLEMENTAIRE, 10, Rue Auber, Paris. 8.^e

P. S. KING AND SON LTD — Orchard House, Westminster S. W. 1 — Londres. Prix d'abonnement: 20 sh. par an franc de port.

WILLIAMS AND WILKINS COMPANY — Mount Royal and Guilford Avenue — Baltimore (U. S. A.) — pour les Etats Unis, le Japon, la Chine, l'Australie, la Nouvelle Zélande, l'Amérique du Sud, le Mexique, Cuba, le Canada.