## Werk

**Titel:** Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik

**Ort:** Jena

**Jahr:** 1876

**PURL:** https://resolver.sub.uni-goettingen.de/purl?345616359_0027|log29

## Kontakt/Contact

Digizeitschriften e.V.
SUB Göttingen
Platz der Göttinger Sieben 1
37073 Göttingen

info@digizeitschriften.de

# JAHRBÜCHER

FÜR

# NATIONALÖKONOMIE UND STATISTIK.

HERAUSGEGEBEN

VON

BRUNO HILDEBRAND UND JOHANNES CONRAD,

PROFESSOREN DER STAATSWISSENSCHAFTEN ZU JENA UND HALLE.

VIERZEHNTER JAHRGANG IN ZWÖLF HEFTEN.

**II. BAND.**

**VIERTES HEFT.**

JENA,

VERLAG VON HERMANN DUFFT.

1876.

III.

# Das Geschlechtsverhältniss der Geborenen und die Wahrscheinlichkeitsrechnung.

Von

**Dr. W. Lexis.**

1. Die eigenthümliche Regelmässigkeit des Knabenüberschusses bei den Geburten hat den Mathematikern schon mehrfach Gelegenheit geboten, die allgemeinen Formeln der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf eine konkrete Erscheinung anzuwenden. Aber bei diesen Untersuchungen überwog das mathematische Interesse ganz entschieden das statistische, und die physiologische Frage wurde gewissermassen nur als Vorwand genommen, um allgemeine analytische Entwicklungen auszuführen, für welche aus den Zahlenverhältnissen der Knaben- und Mädchengeburten hinterher einige Anwendungsbeispiele gegeben wurden. In diesem Sinne ist namentlich die grosse Abhandlung von Poisson über die vorliegende Frage gehalten[1]): sie ist für die Ausbildung der Wahrscheinlichkeitsrechnung von grosser Bedeutung, aber die Anwendung der aufgestellten Formeln auf das Geschlechtsverhältniss der Geborenen erscheint nur als Nebensache unter Benutzung von sehr geringfügigem Material.

Was die Resultate Poisson's betrifft, so beschränken sie sich auf das, was ich hier die „statistische“ Form der Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf das Problem nennen will. Es ist gegeben das empirische Verhältniss der Knabengeburten zu der Gesammtzahl der Geburten eines Landes, und es wird bestimmt, innerhalb welcher Grenzen die der Massenerscheinung zu Grunde liegende, objektive Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt mit einer der Gewissheit nahe kommenden Wahrscheinlichkeit liegen wird — wie wenn man das wirklich vorhandene Verhältniss der schwarzen Kugeln zu der

1) Mém. de l'Acad. des sciences, t. IX. p. 240 Paris 1830.

Gesammtzahl schwarzer und weisser Kugeln in einer Urne mit Hülfe der Zahl der schwarzen Kugeln annähernd bestimmen will, die bei einer grossen Anzahl von Versuchen — wobei die gezogene Kugel jedesmal wieder in die Urne zu legen ist — gezogen worden sind. Ferner untersucht dann Poisson, ob der objektiven Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt in zwei gegebenen Beobachtungsreihen verschiedene Werthe zukommen und welches die Wahrscheinlichkeit sei, dass der eine Werth den andern um eine gegebene Grösse überschreite.

2. Das Charakteristische dieser Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung ist dies, dass man von statistischen Verhältnisszahlen ausgeht, die direkt als empirische Wahrscheinlichkeiten aufgefasst werden. Es giebt aber noch eine andere Art, die Wahrscheinlichkeitsrechnung auf die Erscheinungen anzuwenden, die ich hier die „physikalische" nennen will, weil sie vorzugsweise bei astronomischen und physikalischen Beobachtungen üblich ist. Jede statistische Zahl, gleichviel ob sie als eine Wahrscheinlichkeit aufgefasst werden kann oder nicht, lässt sich als eine Grösse betrachten, die durch irgend ein Ursachensystem bestimmt ist. Hat nun dieses Ursachensystem eine gewisse Konstanz, obwohl es andererseits durch zufällige, eben so leicht in dem einen wie in dem entgegengesetzten Sinne wirkende Störungen beeinflusst wird, so ist die wiederholte Feststellung jener Zahl aus mehreren Reihen von Massenbeobachtungen ganz analog der wiederholten Messung einer und derselben Grösse mit astronomischen oder physikalischen Instrumenten. Es handle sich z. B. um das Verhältniss der Zahl der Knabengeburten zur Zahl der Mädchengeburten in einem gegebenen Lande und im Laufe eines Jahres — ein Verhältniss, das nicht als eine Wahrscheinlichkeit betrachtet werden kann — so wird jedes Kalenderjahr einen Werth desselben ergeben, der sich von den übrigen um mehr oder weniger unterscheidet. Wenn nun diese Einzelwerthe als zufällige Modifikationen eines in allen Jahren gleichbleibenden Normalwerthes angesehen werden dürfen, so ist der wahrscheinlichste Werth dieses Normalverhältnisses das arithmetische Mittel aus den Einzelbestimmungen und man kann den wahrscheinlichen Fehler der letzteren sowohl wie des Mittelwerthes, oder auch die äussersten Fehlergrenzen, die mit einer der Gewissheit nahekommenden Wahrscheinlichkeit nicht überschritten werden, nach der Methode der kleinsten Quadrate berechnen, eben derjenigen, die wir hier der Kürze wegen als die „physikalische" bezeichnen.

3. Poisson weist am Schlusse seiner Abhandlung auch auf diesen Weg hin, aber er hält ihn nicht für praktisch, weil die Zahl der Ein-

zelbestimmungen — von denen jede wieder das Ergebniss einer Massenbeobachtung ist — sehr gross sein müsse. Gleichwohl sind manchmal die wahrscheinlichsten Werthe und die wahrscheinlichen Fehler statistischer Verhältnisszahlen nach dieser Methode bestimmt worden — so z. B. von Heym und Fischer für die Sterblichkeitsverhältnisse. Aber wenn es sich nur um die Feststellung der wahrscheinlichsten Werthe und der wahrscheinlichsten Fehler handelt, so ist die „statistische Methode", wie sie von Poisson angewandt wird, falls sie überhaupt zulässig ist, entschieden besser und zweckmässiger.

Dagegen eröffnet sich hier ein weiteres Feld der Untersuchung, das meines Wissens noch nicht betreten worden: man kann erstens beide Methoden auf dasselbe statistische Material anwenden und zusehen, ob die Resultate in der Weise übereinstimmen, wie es nach der Theorie zu erwarten ist; und man kann zweitens untersuchen, ob sich bei hinlänglich zahlreichen Beobachtungen desselben Zahlenverhältnisses die Abweichungen vom wahrscheinlichsten Werthe so gruppiren, wie es das analytische Gesetz der Vertheilung zufälliger Fehler verlangt.

In diesem letztern Falle handelt es sich also um die Vergleichung der empirischen mit den theoretischen Gruppen von Fehlern oder Abweichungen, wie sie in Bezug auf astronomische Beobachtungen zuerst von Bessel angestellt wurde. Quételet hat dieses Verfahren in einer elementaren, freilich nicht ganz genauen Gestalt auf die Messungen menschlicher Körperdimensionen angewendet. Aber nichts hindert, dasselbe auch auf statistische Verhältnisszahlen auszudehnen, vorausgesetzt, dass die Verschiedenheit der „Präzision" der Einzelbestimmungen berücksichtigt wird und die Anzahl dieser Einzelbestimmungen mindestens einige hundert beträgt. Man wird also die statistischen Verhältnisszahlen nach dieser Rücksicht in zwei Kategorien theilen können, je nachdem sich nämlich die Einzelwerthe um typische Normalwerthe der Theorie gemäss gruppiren oder nicht.

4. Zu der ersten Klasse gehört nun, wie im Folgenden gezeigt werden soll, die empirische Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt, oder auch, was aus derselben abgeleitet werden kann, das Zahlenverhältniss der Knaben- und Mädchengeburten. Es könnte allerdings scheinen, als ob dieser Nachweis an dem Mangel hinlänglich zahlreicher Einzelbestimmungen jenes Verhältnisses für ein gegebenes Land scheitern müsse. In Wirklichkeit aber ist mehr als ausreichendes Material vorhanden. Denn es ist gar nicht nöthig, die einzelnen Werthe des Verhältnisses aus den Beobachtungen für das ganze Land und ein

ganzes Jahr abzuleiten; jede Provinz oder jeder Bezirk des Landes liefert für jeden Monat einen Werth, den man, zunächst hypothetisch, als mehr oder weniger ungenaue Bestimmung eines für das ganze Land gültigen Normalwerthes ansehen kann.

Preussen also mit seinen 35 Regierungsbezirken (abgesehen von Hohenzollern) liefert uns jedes Jahr 420 Bestimmungen des Sexualverhältnisses der Geborenen, und diese Zahl genügt schon, um Theorie und Erfahrung zu vergleichen.

Den zwölf monatlichen Werthen, welche jeder Regierungsbezirk ergiebt, darf man unbedenklich gleiches Gewicht oder gleiche Präzision zuschreiben; die Bestimmungen aus den einzelnen Bezirken aber, deren durchschnittliche monatliche Geburtenzahl beträchtlich verschieden ist, haben eben deswegen verschiedene Genauigkeitsgrade und dieser Umstand darf bei der theoretischen Feststellung der Fehlergruppen natürlich nicht ausser Acht gelassen werden.

5. Wie aber ist die „Präzision" der verschiedenen Beobachtungsgruppen auszudrücken? Die Beantwortung dieser Frage schliesst zugleich die erste der oben angeführten Untersuchungen ein, nämlich die Vergleichung der Ergebnisse der „statistischen" und der „physikalischen" Methode.

Das in der Wahrscheinlichkeitstheorie gebrauchte „Mass der Präzision" ist umgekehrt proportional dem wahrscheinlichen Fehler der auf eine bestimmte Art vollzogenen Beobachtungen. Je grösser der wahrscheinliche Fehler einer Einzelbestimmung, desto kleiner die Präzision der Beobachtungsart, und umgekehrt — das ist ein Satz, der auch dem Nichtmathematiker einleuchtet.

Es ist also zunächst der wahrscheinliche Fehler, d. h. der Fehler, dessen Wahrscheinlichkeit gleich $\frac{1}{2}$ ist, der also ebenso leicht nicht erreicht, wie überschritten werden kann — nach beiden Methoden für die gegebenen Beobachtungen zu berechnen [1]).

Die beobachtete monatliche Geburtenzahl eines Regierungsbezirks sei $g$, die der Knabengeburten $k$, so ist das Verhältniss $\frac{k}{g} = v$ die empirische Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt, und es besteht die Wahrscheinlichkeit $\frac{1}{2}$ dafür, dass die wirkliche objektive Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt $w$, zwischen den Grenzen

1) Man übersehe nicht, dass wenn im Folgenden von dem „Fehler" einer Einzelbestimmung des Sexualverhältnisses die Rede ist, nie an Fehler der statistischen Aufnahme, sondern nur an die Abweichungen des aus der Beobachtung einer Partialmasse resultirenden Werthes von dem Normalwerthe gedacht wird.

$v \pm \frac{\varrho \sqrt{2v(1-v)}}{\sqrt{g}}$ liege, wenn durch $\varrho$ die Konstante 0,4769 bezeichnet wird.

Es ist also hier die Grösse $w$ zu vergleichen mit dem wirklich vorhandenen Verhältniss der schwarzen Kugeln zu der Gesammtzahl von schwarzen und weissen Kugeln in einer Urne, $g$ entspricht der Zahl der Züge (mit jedesmaligem Zurücklegen der gezogenen Kugel), $v$ ist ein aus dem Ergebniss der Züge bestimmter Näherungswerth von $w$, und der (absolut genommene) wahrscheinliche Fehler $r$ dieses Näherungswerthes ist nach der obigen Formel $= \frac{\varrho \sqrt{2v(1-v)}}{\sqrt{g}}$.

Der theoretische Ausdruck für die Präzision aber ist $h = \frac{\varrho}{r}$, also nach Einsetzung des Werthes von $r$ ist $h = \frac{\sqrt{g}}{\sqrt{2v(1-v)}}$.

In diesen Ausdrücken von $r$ und $h$ müsste statt $v$ unter dem einen Wurzelzeichen eigentlich der genaue Werth $w$ stehen. Die hier begangene Ungenauigkeit darf indess bei hinlänglich grossem $g$ vernachlässigt werden. Immerhin aber wird man, wenn mehrere, dasselbe $w$ betreffende Beobachtungsreihen vorliegen, statt der verschiedenen $v$ der Einzelreihen den aus der Gesammtheit der Beobachtungen abgeleiteten genauesten Näherungswerth von $w$ substituiren.

6. Die Präzisionen der verschiedenen Bestimmungen von $w$ sind demnach proportional den Quadratwurzeln aus den monatlichen Geburtenzahlen der einzelnen Regierungsbezirke — vorausgesetzt, dass wirklich in allen Bezirken und in allen Monaten unverändert dieselbe objektive Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt vorhanden ist. Die Versuche werden in diesem Falle gleichsam immer mit derselben Anzahl schwarzer und weisser Kugeln gemacht, und die Unterschiede der Genauigkeit der gefundenen Einzelverhältnisse hängen nur von der grösseren oder geringeren Zahl der Versuche in den verschiedenen Reihen ab.

Anders aber würde sich die Sache verhalten, wenn die objektive Wahrscheinlichkeit $w$ selbst sich von Bezirk zu Bezirk und von Monat zu Monat änderte. Angenommen, diese Veränderungen seien nach Raum wie nach Zeit in gleicher Weise zufällig, so dass sich alle wie zufällige Beobachtungsfehler um einen Normalwerth $W$ gruppiren, so sind die empirischen Verhältnisse $v$ mit Ziehungsresultaten aus Urnen zu vergleichen, welche schwarze und weisse Kugeln nicht in völlig

gleichem Verhältnisse enthalten, sondern bei deren Füllung zwar ein bestimmtes Verhältniss $W$ herzustellen beabsichtigt war, aber nicht mit voller Genauigkeit zu Werke gegangen worden, so dass zufällige Fehler entstanden sind. Die wahrscheinliche Abweichung eines empirischen Verhältnisses $v$ von dem $w$ der betreffenden Einzelreihe bleibt dieselbe, wie oben; aber die wahrscheinliche Abweichung dieses $v$ von dem allgemeinen Normalwerthe $W$ ist offenbar grösser, indem zur Erzeugung derselben zwei Fehlerursachen znsammenwirken, von denen man die eine die statistische und die andere die physiologische nennen könnte.

7. Bei der zweiten Methode der Bestimmung des wahrscheinlichen Fehlers und der Präzision ergibt sich für jeden Bezirk direkt die wahrscheinliche Totalabweichung der einzelnen Monatswerthe $v$ von dem Normalwerthe $w$ dieses Bezirkes. Ist das $w$ für alle Monate gleich geblieben, so erhält man wieder den reinen „statistischen" Fehler und beide Methoden müssen nahezu dasselbe Resultat liefern. Ist dagegen das objektive Wahrscheinlichkeitsverhältniss von Monat zu Monat zufälligen Störungen unterworfen, so muss die physikalische Methode einen grösseren wahrscheinlichen Fehler ergeben, als die statistische.

Bei Anwendung dieser zweiten Methode werden ganz andere Elemente als gegeben angenommen als bei der ersten. Es sind in $n$ Versuchsreihen mit unbekannter aber gleicher Anzahl von Ziehungen die $n$ empirischen Verhältnisse $v_1, v_2, v_3 \ldots v_n$ bestimmt worden, (während das Verhältniss der schwarzen und weissen Kugeln in der Urne möglicher Weise von einer Serie zur anderen zufällige Aenderungen erfahren hat) — und es wird gefragt nach der wahrscheinlichen Abweichung eines solchen, unter den vorliegenden Bedingungen bestimmten Verhältnisses von der objektiven Wahrscheinlichkeit des Ziehens einer schwarzen Kugel.

Es wird hier der sogenannte mittlere Fehler zu Hülfe genommen, der eine allgemein plausible Bedeutung hat. Eine der wesentlichsten Eigenschaften der zufälligen Fehler ist die, dass positive und negative Fehler von gleicher Grösse gleich wahrscheinlich sein müssen. Die Fehler müssen daher ohne Rücksicht auf ihr Vorzeichen behandelt werden, und es liegt somit nahe, das Mittel aus den Quadraten derselben zu benutzen, weil dieses eben eine mit der absoluten Grösse der Fehler wachsende, aber von dem Vorzeichen der einzelnen unabhängige Grösse ist. Die Wurzel aus dem mittleren Fehlerquadrat wird nun der „mittlere Fehler" genannt, der sich von dem wahrscheinlichen Fehler nur durch einen konstanten Faktor unterscheidet.

Ist also $w$ der wahre Werth der normalen Wahrscheinlichkeit

einer Knabengeburt in einem gegebenen Bezirke, und sind $v_1$, $v_2$, $v_3 \ldots v_{24}$ die beobachteten Werthe derselben in 24 auf einander folgenden Monaten, setzt man ferner $v_1 - w = \delta_1$, $v_2 - w = \delta_2 \ldots$ $v_{24} - w = \delta_{24}$, so ist der mittlere Fehler eines $v$ gleich $\sqrt{\frac{\delta_1^2 + \delta_2^2 + \ldots \delta_{24}^2}{24}}$, oder mit abgekürzter Bezeichnung der Quadratsumme: $\sqrt{\frac{[\delta^2]}{24}}$.

Der wahrscheinliche Fehler aber ist, wie die Theorie zeigt, gleich dem mittleren multiplizirt mit $\varrho\sqrt{2}$, wo $\varrho$ wieder die oben angegebene Konstante bedeutet, und es ist demnach bei $n$ mit gleicher Präzision bestimmten Werthen $v$ der wahrscheinliche Fehler des Einzelwerthes $r = \varrho\sqrt{\frac{2[\delta^2]}{n}}$ und die Präzision der Einzelbestimmung $h = \frac{\varrho}{r} = \sqrt{\frac{n}{2[\delta^2]}}$.

Diese Werthe von $r$ und $h$ müssten also den nach der ersten Methode bestimmten gleich sein, wenn die Einzelbestimmungen $v$ nur mit dem statistischen und nicht auch mit einem physiologischen Fehler behaftet sind. Ist aber dieses Letztere der Fall, so wird die zweite Methode ein grösseres $r$ und ein kleineres $h$ ergeben.

Jedoch ist noch Folgendes zu bemerken:

In dem Ausdruck für den mittleren Fehler kommen die Quadrate der Abweichungen der Einzelbestimmungen von dem wahren Werthe vor. Die Bildung der Differenzen $\delta$ würde also die Kenntniss dieses wahren Werthes voraussetzen, die wir aber nicht besitzen. Es bleibt nichts übrig als statt dieses unbekannten wahren Werthes $w$ den wahrscheinlichsten zu benutzen, welcher durch das arithmetische Mittel $V$ der $n$ Einzelbestimmungen von gleicher Präzision dargestellt wird. Durch diese Substitution von $V$ für $w$ wird aber der Ausdruck des mittleren Fehlers ungenau, und die Theorie lehrt nun, dass man dem wirklichen Werth desselben möglichst nahe kommt, wenn man die Summe der Quadrate der Abweichungen von $V$ statt durch $n$ durch $n-1$ dividirt.

Der wahrscheinliche Fehler wird also, wenn die Differenzen $\delta$ sich auf das arithmetische Mittel $V$ beziehen, $r = \varrho\sqrt{\frac{2[\delta^2]}{n-1}}$ und die Präzision $h = \sqrt{\frac{n-1}{2[\delta^2]}}$.

Aber auch die so korrigirten Werthe von $r$ und $h$ sind nur Wahrscheinlichkeitsbestimmungen, deren Genauigkeit um so geringer ist, je kleiner die Zahl $n$ der Einzelwerthe ist. So ist der wahrscheinliche Fehler eines auf diese Art bestimmten $h$ gleich $\frac{\varrho\, h}{\sqrt{n}}$, also, wenn z. B. $n = 24$, gleich $0{,}097\, h$, nahezu 10 Prozent des Werthes von $h$ (in positiver und negativer Richtung).

Für $n = 24$ darf man also sehr hohe Erwartungen hinsichtlich der Uebereinstimmung der nach der statistischen oder direkten Methode einerseits und nach der physikalischen andererseits bestimmten Werthe von $h$ nicht hegen.

8. Im Folgenden stellen wir nun eine Vergleichung der Werthbestimmungen von $h$ nach beiden Methoden an, wobei jedoch als Beobachtungsobjekt nicht, wie bisher, die Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt, sondern die Zahl $z$ der Knaben genommen wird, die auf 1000 Mädchen geboren werden. Die physikalische Methode ist auf diese Beobachtungsgrösse unmittelbar anwendbar, die statistische aber nur nach einer besonderen Vorbereitung.

In den Formeln dieser letzteren stellt nämlich die Grösse $v$ wesentlich eine Wahrscheinlichkeit dar. Die Zahl $z$ dagegen ist keine Wahrscheinlichkeit, wohl aber lässt sie sich als Funktion von $v$ ausdrücken. Ist $p$ das Verhältniss der Knabengeburten zu den Mädchengeburten, so ist $z = 1000\, p$ (mit Vernachlässigung der Bruchstellen); andererseits aber hat man zwischen $v$ und $p$ die Beziehung:

$$p = \frac{v}{1 - v}.$$

Ist nun $r_1$ der wahrscheinliche Fehler von $v$ und darf derselbe als verhältnissmässig klein angenommen werden, so lässt sich zeigen, dass der wahrscheinliche Fehler von $p$ sehr nahe gleich $\frac{r_1}{(1-v)^2}$ ist.

Hieraus folgt als wahrscheinlicher Fehler von $z$ den wir jetzt mit $r$ bezeichnen:

$$r = \frac{1000\, \varrho\, \sqrt{2v\,(1-v)}}{(1-v)^2\, \sqrt{g}}$$

und als Präzision der Einzelbestimmung von $z$:

$$h = \frac{(1-v)^2}{1000\, \sqrt{2v\,(1-v)}}\, \sqrt{g}.$$

Dieser Werth von $h$ muss mit dem nach der zweiten Methode bestimmten innerhalb gewisser Fehlergrenzen übereinstimmen, wenn

die Ungleichheiten der Einzelwerthe von $z$ nur aus der statistischen Fehlerquelle entspringen — vorausgesetzt natürlich, dass unsere Grundanschauung von der Zufälligkeit der Fehler berechtigt ist.

Da wir für jeden Regierungsbezirk 24 Einzelwerthe von $z$ benutzen, so würden streng genommen für jeden auch 24 verschiedene Werthe von $h$ zu berechnen sein, entsprechend den Verschiedenheiten der Geburtenzahlen $g$ in den einzelnen Monaten. Der Einfachheit wegen nehmen wir jedoch, was ohne Bedenken für unseren Zweck gestattet ist, für $g$ in jedem Bezirk die mittlere monatliche Geburtenzahl in den beiden betrachteten Jahrgängen 1868 und 1869, indem wir die Totalsumme der männlichen und weiblichen Geborenen (einschliessl. der Todtgeborenen) jedes Bezirkes in den beiden Jahren durch 24 dividiren.

Für $v$ aber nehmen wir durchweg den möglichst genauen Werth der Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt in Preussen, nämlich die Zahl sämmtlicher Knabengeburten in dem ganzen Staatsgebiet (mit Ausschluss jedoch von Hohenzollern, des Jadegebiets und des Militärs im Auslande) während der beiden Jahre 1868 und 1869, dividirt durch die entsprechende Gesammtzahl der Knaben- und Mädchengeburten. Demnach ist $v = 0{,}515$ und $1 - v = 0{,}485$, und der Bruch, mit dem $\sqrt{g}$ in dem obigen Ausdruck für $h$ multiplizirt ist, behält für alle Regierungsbezirke denselben Werth, nämlich $b = 0{,}0003328$, dessen Logarithmus $= 0{,}52219 - 4$.

Die Bestimmung der Präzision nach der statistischen Methode ist also sehr einfach.

Für den Regierungsbezirk Königsberg und die Jahre 1868 und 1869 z. B. hat man die mittlere Geburtenzahl (incl. Todtgeb.) $g = 3426$, also

$$\begin{aligned} \log \sqrt{g} &= 1.76740 \\ \log b \quad & 0{,}52219 - 4 \\ \log h &= 0{,}28959 - 2, \text{ oder } h = 0{,}0195. \end{aligned}$$

10. Fügen wir nun die vollständige Berechnung von $h$ nach der physikalischen Methode bei.

Die zwölf Monate von 1868 ergeben für Königsberg folgende Einzelbestimmungen von $z$:

1067 — 1111 — 1068 — 1041 — 1024 — 1055
1007 — 1037 — 1059 — 992 — 1001 — 1073

und für 1869 hat man die Monatswerthe:

1044 — 1053 — 1098 — 985 — 1069 — 1085
1089 — 1009 — 1059 — 1058 — 1043 — 1089

Es sind dieses 24 Beobachtungswerthe derselben Grösse, denen wir gleiche Präzision beilegen dürfen [1]). Der wahrscheinlichste Werth von $z$ würde also nach dieser Beobachtungsreihe gleich dem arithmetischen Mittel aus jenen 24 Werthen sein, also $= 1051$.

Demnach ergeben sich folgende Abweichungen vom wahrscheinlichsten Werthe:

$$+16, +60, +17, -10, -27, +4, -44, -14$$
$$+8, -59, -50, +22,$$
$$-7, +2, +47, -66, +18, +34, +38, -42$$
$$+8, +7, -8, +38.$$

Die Summe der Quadrate dieser Abweichungen, also $[\delta^2]$ ist $= 26578$. Um die Ungenauigkeit des arithmetischen Mittels möglichst unschädlich zu machen, nimmt man bei der Bestimmung des mittleren Fehlerquadrats nicht 24 sondern 23 als Divisor, und somit findet man als Ausdruck der Präzision:

$$h = \sqrt{\frac{23}{2.26578}} = 0{,}0208.$$

Dieser Werth stimmt mit dem nach der ersten Methode berechneten so gut überein, wie man nur irgend erwarten kann, wenn man bedenkt, dass die zweite Methode bei Zuziehung von nur 24 Beobachtungswerthen einen wahrscheinlichen Fehler von nahezu $^1/_{10}$ des gefundenen Werthes zulässt — der ebenso leicht überschritten, als nicht erreicht wird. So sind also die oben zusammengestellten Abweichungen, eben weil sie zufällige sind, doch durch ein gewisses gemeinschaftliches Band gleichsam gezügelt; ihre Grösse ist bedingt durch die in der zweiten Formel für $h$ gar nicht vorkommende mittlere Geburtenzahl des Bezirks, dergestalt, dass man diese letztere Zahl mit Hülfe des eben gefundenen Werthes von $h$ und des allgemeinen Ausdrucks der Präzision nach der ersten Methode annähernd bestimmen kann.

Man hat nämlich, wenn $b$ den oben angegebenen Bruch bezeichnet:

$$0{,}0208 = b\sqrt{g}$$

und hieraus $g = 3907$, welche Zahl von der wirklich erhobenen 3426 nicht übermässig abweicht, wenn man die oben erwähnte Unsicherheit des angewandten Werthes von $h$ in Betracht zieht.

11. Im Folgenden sind nun nach dem Material von 1868 und 1869 die Präzisionen für 34 Bezirke nach den beiden dargelegten Me-

1) Dies heisst natürlich nicht, dass die Einzelwerthe alle gleich richtig sind, sondern dass alle unter gleichen Genauigkeitsbedingungen, speziell aus annähernd gleichen Geburtenzahlen abgeleitet sind.

thoden berechnet und zur Vergleichung zusammengestellt. Die Resultate der statistischen Methode stehen unter $S$, die der physikalischen unter $Q$. Die Landdrosteien Aurich und Osnabrück sind wegen der gar zu kleinen monatlichen Geburtenzahl der ersteren zu einem Bezirk zusammengefasst, Hohenzollern, das Jadegebiet und das Militär im Auslande aber ganz weggelassen.

| Bezirk | $g$ | $S$ | $Q$ |
|---|---|---|---|
| Königsberg . . . | 3426 | 0,0195 | 0,0208 |
| Gumbinnen . . . | 2275 | 0159 | 0144 |
| Danzig . . . . . | 1830 | 0142 | 0151 |
| Marienwerder . . | 2918 | 0180 | 0249 |
| Berlin . . . . . | 2448 | 0165 | 0158 |
| Potsdam . . . . | 3028 | 0183 | 0176 |
| Frankfurt . . . . | 3211 | 0189 | 0185 |
| Stettin . . . . . | 2167 | 0155 | 0166 |
| Cöslin . . . . . | 1844 | 0143 | 0119 |
| Stralsund . . . . | 639 | 0086 | 0096 |
| Posen . . . . . | 3738 | 0203 | 0205 |
| Bromberg . . . . | 2133 | 0154 | 0145 |
| Breslau . . . . | 4766 | 0230 | 0205 |
| Liegnitz . . . . | 2975 | 0182 | 0163 |
| Oppeln . . . . . | 4855 | 0232 | 0214 |
| Magdeburg . . . | 3650 | 0201 | 0174 |
| Merseburg . . . | 2899 | 0179 | 0146 |
| Erfurt . . . . . | 1235 | 0117 | 0142 |
| Schleswig . . . . | 2715 | 0173 | 0118 |
| Hannover . . . . | 1142 | 0112 | 0130 |
| Hildesheim . . . | 1200 | 0115 | 0114 |
| Lüneburg . . . . | 975 | 0104 | 0094 |
| Stade . . . . . | 879 | 0099 | 0093 |
| Aurich-Osnabrück . | 1220 | 0116 | 0122 |
| Münster . . . . | 1118 | 0111 | 0092 |
| Minden . . . . . | 1464 | 0127 | 0141 |
| Arnsberg . . . . | 2918 | 0180 | 0177 |
| Cassel . . . . . | 2441 | 0164 | 0189 |
| Wiesbaden . . . | 1837 | 0143 | 0108 |
| Coblenz . . . . | 1700 | 0137 | 0131 |
| Trier . . . . . | 1901 | 0145 | 0148 |
| Köln . . . . . | 1936 | 0146 | 0149 |
| Düsseldorf . . . | 4305 | 0218 | 0247 |
| Aachen . . . . . | 1485 | 0128 | 0151 |

12. Die Uebereinstimmung der Ergebnisse beider Methoden ist völlig befriedigend, denn eigentlich tritt nur ein einziges Mal, nämlich bei Marienwerder eine Differenz auf, welche den wahrscheinlichen Fehler der zweiten Methode in auffallender Weise überschreitet. Das heisst also, es sind im Bezirk Marienwerder bei 24 Einzelbestimmungen von $z$ ausnahmsweise die Abweichungen von Mittel im Ganzen erheblich kleiner gewesen, als man es nach der Präzision dieser Bestimmungen und dem Spielraum, den die mittlere Geburtenzahl in diesem Bezirke gestattet, erwarten sollte.

In allen Fällen, in denen die Ziffer unter $Q$ kleiner ist, als die unter $S$, ist man streng genommen gar nicht genöthigt, sich auf den wahrscheinlichen Fehler der zweiten Bestimmung zu berufen. Man könnte annehmen, dass neben dem statistischen Fehler der Einzelbestimmungen von $z$ auch noch ein physiologischer mit im Spiele sei, indem der Normalwerth von Monat zu Monat in jedem Bezirke zufälligen Schwankungen unterworfen sei. Dann muss, wie bereits oben bemerkt wurde, die zweite Methode nothwendig eine geringere Präzision ergeben.

Nun ist allerdings 19mal der Werth unter $Q$ kleiner als der unter $S$, während das Umgekehrte nur 15mal vorkommt; auch ist das Mittel der Werthe unter $Q$ gleich 0,0154, während das Mittel der nach der ersten Methode berechneten $h$ etwas grösser ist, nämlich 0,0156. Gleichwohl scheint es nicht zutreffend einen physiologischen Fehler zur Erklärung der Differenzen in den 19 Fällen ersterer Art anzunehmen, da die 15 anderen Fälle doch nur durch die Unsicherheit der zweiten Methode erklärt werden können, und vermöge eben dieser Ungenauigkeit auch recht wohl die 19 Differenzen nach der anderen Richtung auftreten können.

Somit ist also die Annahme berechtigt, dass der Normalwerth von $z$ in den 24 Monaten ungeändert bleibe.

13. Die vorstehende Doppelbestimmung der Präzisionen hat schon an sich ein unbestreitbares Interesse, da sie zwischen scheinbar von einander unabhängigen Grössen einen der Wahrscheinlichkeitstheorie entsprechenden Zusammenhang nachweist. Ausserdem jedoch ist sie uns ein Mittel zur Feststellung der theoretisch zu erwartenden Gruppirung der Einzelbestimmungen um den wahrscheinlichsten Werth, die wir mit der beobachteten Gruppirung zu vergleichen wünschen.

Die hier anzuwendende Formel ist folgende: wird der Abstand einer Einzelbestimmung von dem wahren Werthe mit $x$ (positiv oder negativ), und die Differenz $x' - x$ zweier nahe auf einanderfolgender Werthe von $x$ mit $\Delta x$ bezeichnet, so ist die theoretische Wahrschein-

lichkeit, dass bei Bestimmungen, die mit einer gegebenen Präzision angestellt werden, ein Einzelwerth in die Strecke $x' - x$ fallen werde, gleich

$$\frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2x^2} h\Delta x$$

wenn $\pi$, wie gewöhnlich, die Ludolph'sche Zahl, $e$ die Basis des natürlichen Logarithmensystems, also 2,71828, und $h$ die Präzision bezeichnet.

Die obige Formel gilt ganz allgemein für alle möglichen Arten von Bestimmungen feststehender Grössen, die nur mit zufälligen Fehlern behaftet zur Beobachtung gelangen; die Spezialisirung derselben für die besonderen Fälle der Anwendung erfolgt lediglich durch die einzige Grösse $h$, den quantitativen Ausdruck der Präzision. Wir können diese Wahrscheinlichkeit daher zweckmässiger Weise darstellen durch das Funktionssymbol $\varphi(x,h)\Delta x$, in dem neben der Veränderlichen $x$ die spezifische Konstante $h$ angegeben ist.

Setzt man nun in diesen Wahrscheinlichkeitsausdruck, immer um dieselbe kleine Strecke $\Delta x$ fortschreitend, nach einander alle Werthe von $x = 0$ bis $x = X$ ein und summirt die Resultate, so ergibt sich die Wahrscheinlichkeit, dass der Fehler einer Einzelbestimmung zwischen 0 und dem beliebigen Werthe $X$ falle, und das Doppelte dieser Summe stellte, da die positiven und negativen zufälligen Fehler von gleicher absoluter Grösse gleich wahrscheinlich sind, die Wahrscheinlichkeit eines zwischen $-X$ und $+X$ fallenden Fehlers dar.

Eine allgemeine brauchbare Tabelle über diese Wahrscheinlichkeiten bei regelmässig fortschreitenden $X$ könnte man indess auf diese Weise nicht herstellen, weil diese Wahrscheinlichkeiten nur für ein bestimmtes $h$ gelten würden. Um diese Schwierigkeit zu beseitigen setze man $hx = t$, und beachte dass $h\Delta x = hx' - hx = t' - t$ also gleich der konstanten Differenz $\Delta t$ zweier aufeinanderfolgender (d. h. je zweien um $\Delta x$ von einander abstehenden Werthen von $x$ entsprechender) Werthe von $t$. Der obige Exponentialausdruck verwandelt sich alsdann in

$$\frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-t^2} \Delta t,$$

worin keine spezifische Konstante vorkommt und wofür wir das Symbol $\psi(t)\Delta t$ setzen wollen. Wenn man nun in diesen Ausdruck, nach der konstanten kleinen Differenz $\Delta t$ fortschreitend, für $t$ alle Werthe von 0 bis zu der beliebigen Grösse $u$ einsetzt, und die Resultate addirt, so erhält man eine Summe, die wir ausdrücken durch das Symbol

$$\sum_0^u \psi(t)\Delta t,$$

Diese Summe stellt die Wahrscheinlichkeit dar, dass der Fehler eines Einzelwerthes der Beobachtungsgrösse zwischen den Grenzen $x$ liegt, welche den Grenzwerthen von $t$, also 0 und $u$ entsprechen, also abzuleiten sind aus den Gleichungen: $o = hx$ und $u = hx$, d. h. zwischen den Grenzen $x = 0$ und $x = \frac{u}{h}$.

Verdoppelt man die obige Summe und setzt man

$$2 \sum_{o}^{u} \psi(t) \Delta t = F_u$$

so ist $F_u$ gleich der Wahrscheinlichkeit, dass der Fehler der Einzelbeachtung zwischen den Grenzen $-\frac{u}{h}$ und $+\frac{u}{h}$ liegt.

Ferner ist leicht zu sehen dass $F_U - F_u$ die Wahrscheinlichkeit ausdrückt, dass der Fehler in den beiden Strecken $+\frac{u}{h}$ bis $+\frac{U}{h}$ einerseits und $-\frac{u}{h}$ bis $-\frac{U}{h}$ andererseits liege.

14. Nun wird aber der Ausdruck $F_u$, wenn $\Delta t$ unendlich klein genommen wird, zu einem bestimmten Integral, und es lässt sich daher ohne Schwierigkeit eine Tabelle berechnen, in welcher für eine Reihe von Werthen von $u$ der zugehörige Werth der Summe $F_u$ angegeben ist. Diese Tabelle ist ganz unabhängig von der besonderen Art der Beobachtungen, die man vor sich hat; sie ist allgemein anwendbar, weil, wie bereits bemerkt wurde, in dem Ausdruck $\psi(t)\Delta t$ keine spezifische Konstante enthalten ist.

Nachstehend mögen zur Erleichterung des Verständnisses des Folgenden aus einer solchen Tabelle einige Bruchstücke abgekürzt angeführt werden [1]).

| $u$ | $F_u$ | $u$ | $F_u$ | $u$ | $F_u$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 0,30 | 0,329 | 0,60 | 0,604 | 0,90 | 0,797 |
| 0,31 | 0,339 | 0,61 | 0,612 | 0,91 | 0,802 |
| 0,32 | 0,349 | 0,62 | 0,619 | 0,92 | 0,807 |
| 0,33 | 0,359 | 0,63 | 0,627 | 0,93 | 0,812 |
| 0,34 | 0,369 | 0,64 | 0,635 | 0,94 | 0,816 |
| 0,35 | 0,379 | 0,65 | 0,642 | 0,95 | 0,821 |
| .... | .... | .... | .... | .... | .... |

1) Eine vollständige Tabelle bis $u = 2$ findet sich im Berliner Astronomischen Jahrbuch für 1834 S. 305, bis $u = 3$ in Cournots Wahrscheinlichkeitsrechnung (Deutsch v. Schnuse) S. 221, in Quételet's „Lettres sur la théorie des probabilités, p. 389, und anderwärts.

Hat man also für irgend eine Beobachtungsart die Präzision $h$, so ist z. B. 0,329 die Wahrscheinlichkeit, dass der Fehler einer Einzelbestimmung zwischen $-\frac{0{,}30}{h}$ und $+\frac{0{,}30}{h}$ falle.

Es ist ferner 0,604 — 0,329 oder 0,275 die Wahrscheinlichkeit, dass die Abweichung zwischen $+\frac{0{,}30}{h}$ und $+\frac{0{,}60}{h}$ auf der einen und $-\frac{0{,}30}{h}$ und $-\frac{0{,}60}{h}$ auf der anderen Seite falle.

Wenn nun die Zahl der Einzelbestimmungen eine sehr grosse ist, so werden die Abweichungen sich annähernd ihrer abstrakten Wahrscheinlichkeit gemäss gruppiren, d. h. es werden von 1000 Beobachtungen annähernd 329 Fehler ergeben, welche zwischen $-\frac{0{,}30}{h}$ und $+\frac{0{,}30}{h}$ fallen, und ungefähr 275 Fehler vorkommen, die in der oben angegebenen Doppelstrecke liegen, und zwar so, dass auf die positive und die negative Strecke annähernd gleich viele kommen.

Um aber auf diese Weise die Erfahrung mit der Theorie vergleichen zu können, hat man selbstverständlich für alle Einzelbeobachtungen dieselbe Präzision vorauszusetzen.

Bei der uns vorliegenden Untersuchung aber haben wir zwar im Ganzen 816 Einzelbestimmungen von $z$, aber getheilt in 34 Gruppen zu 24 mit mehr oder weniger verschiedenen Präzisionen.

Es seien allgemein $n$ gleich grosse Gruppen von Einzelwerthen mit den Präzisionen $h_1, h_2, h_3 \ldots h_n$ vorhanden, so ist leicht zu zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zwischen $x$ und $x + \Delta x$ (wo $\Delta x$ eine kleine Strecke) gleich ist dem Mittelwerthe:

$$\frac{\varphi(x,h_1) + \varphi(x,h_2) + \ldots \varphi(x,h_n)}{n} \Delta x.$$

Andererseits aber lässt sich ohne Schwierigkeit darthun, dass annähernd

$$\frac{\varphi(x,h_1) + \varphi(x,h_2) + \ldots \varphi(x,h_n)}{n} = \varphi(x,H)$$

wo

$$H = \frac{h_1 + h_2 + \ldots h_n}{n}$$

unter der Bedingung dass die Grössen $h_1, h_2, \ldots h_n$ von diesem Mittelwerthe nicht weit abweichen und der Werth von $Hx$ in gewissen Grenzen bleibe.

Demnach wird unter gewissen Voraussetzungen die theoretische Vertheilung der Fehler der Beobachtungsgrösse annähernd dieselbe sein, als wenn alle Beobachtungen dieselbe Präzision, nämlich $H$, besessen hätten.

Nun berechnet sich in unserem Beispiele diese mittlere Präzision, wie bereits angeführt wurde, aus der Kolonne $S$ zu 0,0156, aus der Kolonne $Q$ aber zu 0,0154.

Im Allgemeinen wird man die Regel aufstellen dürfen, dass die mittlere Präzision aus den Ergebnissen der physikalischen Methode zu entnehmen ist, wenn diese letzteren durchweg oder ganz überwiegend merklich kleinere Werthe haben, als die nach der statistischen Methode bestimmten $h$. Anderenfalls aber, und somit auch in unserem Beispiele, wird man dem aus den letzteren abgeleiteten Mittel den Vorzug geben.

15. Da die Präzision der Einzelbestimmungen aus den 34 Bezirken annähernd der Wurzel aus den mittleren Geburtenzahlen proportional ist, so ist nach unserem Material der wahrscheinlichste Werth der normalen, für das ganze Gebiet gleichen $z$ derjenige, welcher sich aus der Gesammtzahl aller Knaben- und aller Mädchengeburten des ganzen Gebietes in den beiden Jahren 1868 und 1869 berechnet, nämlich 1063. Diesen wahrscheinlichsten Werth nehmen wir als den wahren an und bilden nun folgende Rubriken, die durch Ausstrichelung mit den beobachteten 816 Einzelwerthen auszufüllen sind: 1063, 1064 bis 1072, 1073 bis 1082 u. s. w. bis zur vorletzten „1153 bis 1162“ und der letzten „1163 und mehr“; und auf der negativen Seite: 1054 bis 1062, 1044 bis 1053 u. s. w. bis zur letzten „963 und weniger“.

Die mittlere Rubrik 1063 kann angesehen werden als die Abweichungen zwischen $-\frac{1}{2}$ und $+\frac{1}{2}$ umfassend, auf die Rubrik 1064 bis 1072 kommen die Fehler zwischen $+\frac{1}{2}$ und $+9\frac{1}{2}$, auf die Rubrik 1073 bis 1082 diejenigen von $+9\frac{1}{2}$ bis $+19\frac{1}{2}$ u. s. w. Aehnlich entspricht die erste Rubrik auf der negativen Seite den Abweichungen von $-\frac{1}{2}$ bis $-9\frac{1}{2}$, die folgende den Fehlern zwischen $-9\frac{1}{2}$ und $-19\frac{1}{2}$ u. s. w.

Die so erhaltenen Fehlergruppen vergleichen wir indess nicht unmittelbar mit der theoretischen Vertheilung, sondern wir fassen sie zu je zweien zusammen und theilen überdies die (10) Fälle der Rubrik 1063 zur Hälfte der positiven und zur Hälfte der negativen Seite zu.

So erhält man folgende Tabelle:

| Fehler (+) | | Beobachtete Fälle (+) | (—) | Theorie (+) | (+) |
|---|---|---|---|---|---|
| 0 bis | $19\frac{1}{2}$ | 152 | 130 | 282 | 272 |
| $19\frac{1}{2}$ „ | $39\frac{1}{2}$ | 96 | 118 | 214 | 231 |
| $39\frac{1}{2}$ „ | $59\frac{1}{2}$ | 74 | 61 | 135 | 159 |
| $59\frac{1}{2}$ „ | $79\frac{1}{2}$ | 46 | 48 | 94 | 90 |
| $79\frac{1}{2}$ „ | $99\frac{1}{2}$ | 25 | 22 | 47 | 42 |
| Ueber | $99\frac{1}{2}$ | 29 | 15 | 44 | 23 |

Die theoretischen Zahlen sind auf folgende Art berechnet.

Als mittlere Präzision $H$ haben wir den oben nach der statistischen Methode bestimmten Werth 0,0156. Allerdings trifft die Bedingung, dass die Einzelpräzisionen von diesem Mittel nicht erheblich abweichen dürfen, für mehrere derselben nicht zu, und man darf daher eine sehr genaue Uebereinstimmung zwischen den berechneten und beobachteten Zahlen nicht erwarten.

Die erste Fehlergrenze ist nun $\pm 19\frac{1}{2}$, und das derselben entsprechende Tabellenargument $u$ ist also $= 0{,}0156 \,.\, 19\frac{1}{2} = 0{,}304$.

Für diesen Werth von $u$ gibt die Tabelle der $F_u$ (s. das Bruchstück S. 222) 0,333 als die Wahrscheinlichkeit, dass die Abweichungen der Einzelbestimmungen in die Doppelstrecke 0 bis $\pm 19\frac{1}{2}$ fallen.

Wenn nun schon bei 816 Beobachtungen die Vertheilung der Abweichungen nach ihrer abstrakten Wahrscheinlichkeit genau hervorträte — was indess nur näherungsweise zu erwarten ist —, so würden auf die erste Fehlergruppe 272 Fälle kommen. Die Beobachtung ergibt 282, und diese Uebereinstimmung ist trotz der nicht ganz gleichmässigen Vertheilung der Fälle auf die positive und die negative Seite, sehr befriedigend.

Nehmen wir nun die Fehlergrenze auf der positiven wie auf der negativen Seite gleich $39\frac{1}{2}$, so ist das Tabellenargument $u = 0{,}0156 \,.\, 39\frac{1}{2} = 0{,}616$, demnach $F_u$ oder die Wahrscheinlichkeit, dass der Fehler zwischen $-39\frac{1}{2}$ und $+39\frac{1}{2}$ falle, zufällig ebenfalls 0,616, und die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zwischen $\pm 19\frac{1}{2}$ und $\pm 39\frac{1}{2}$ gleich $0{,}616 - 0{,}333$ oder 0,283, so dass, wenn die Vertheilung nach der theoretischen Wahrscheinlichkeit erfolgte, bei 816 Beobachtungen 231 Abweichungen in die zuletzt bezeichnete Doppelstrecke fallen würden. Die beobachtete Zahl ist 214.

In ähnlicher Weise findet man für die Fehlergrenze $\pm 59\frac{1}{2}$ das Argument $u = 0{,}928$ (dasselbe wächst für eine Zunahme der Fehlergrenze von 20 immer um 0,312); die Tabelle ergibt für die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers in diesen Grenzen 0,811, für die Wahr-

scheinlichkeit eines Fehlers innerhalb der Doppelstrecke $\pm 39\frac{1}{2}$ bis $\pm 59\frac{1}{2}$ aber 0,811 — 0,616 = 0,195, wonach bei 816 Beobachtungen am wahrscheinlichsten 159 Fehler in diesen Grenzen zu erwarten wären. Und in derselben Weise wird die Rechnung weiter geführt.

Dass die theoretischen Zahlen zusammen 817 statt 816 ausmachen, erklärt sich aus den Abrundungen der letzten Stellen.

16. Die verhältnissmässig stärkste Differenz zwischen Theorie und Beobachtung zeigt sich in der letzten Fehlergruppe. Dieselbe findet jedoch darin ihre Erklärung, dass einige Beobachtungsreihen (wie die für Stralsund, Stade, Lüneburg mit $h = 0{,}009$ bis 0,010) verhältnissmässig sehr kleine Präzisionen haben, so dass also auch beträchtlich mehr Einzelbestimmungen über die Grenze 1163 einerseits und 963 andererseits hinausfallen werden, als man es bei der Annahme einer gleichmässigen Mittelpräzision (0,0156) erwarten darf.

Man findet im Bezirk Stralsund (1868, Oktober und November) die extremen Werthe 919 und 1240, im Bezirk Stade (1868, Januar und November) 977 und 1265.

Auf den ersten Blick erscheint die Unsymmetrie der sich entsprechenden Gruppen auf der positiven und negativen Seite nicht unerheblich. Aber es findet eine befriedigende Ausgleichung zwischen den aneinander stossenden Gruppen statt. Wenn man die berechneten Zahlen halbirt, um die nach der Theorie auf jede Seite kommenden Fälle zu erhalten, so ergiebt die Vergleichung grösserer Gruppen folgendes:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Theorie (+ u. −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis $39\frac{1}{2}$ | 248 | 248 | $251\frac{1}{2}$ |
| $39\frac{1}{2}$ „ $79\frac{1}{2}$ | 120 | 109 | $124\frac{1}{2}$ |
| $79\frac{1}{2}$ „ $99\frac{1}{2}$ | 25 | 22 | $21\frac{1}{2}$ |

Wenn überhaupt auf die negative Seite 394, auf die positive aber 422 Fehler kommen, so ist die Differenz hauptsächlich durch die Unregelmässigkeit der extremen Abweichungen über $\pm 99\frac{1}{2}$ entstanden.

17. Um der Bedingung, dass die Einzelpräzisionen von der Mittelpräzision nicht weit abweichen dürfen, besser zu genügen, als in dem obigen Beispiele, theilen wir die 34 Bezirke nach ihrer mittleren monatlichen Geburtenzahl in zwei Abtheilungen von je 17. Die erste umfasst die Bezirke Königsberg, Gumbinnen, Marienwerder, Berlin, Potsdam, Frankfurt, Stettin, Posen, Breslau, Liegnitz, Oppeln, Magdeburg, Merseburg, Schleswig, Arnsberg, Düsseldorf, Kassel, mit Geburtenzahlen von 2167 (Stettin) bis 4855 (Oppeln).

Zu der zweiten gehören: Danzig, Bromberg, Köslin, Stralsund, Erfurt, Hannover, Hildesheim, Lüneburg, Stade, Aurich-Osnabrück, Münster, Minden, Wiesbaden, Koblenz, Trier, Köln, Aachen, mit Geburtenzahlen von 639 (Stralsund) bis 2133 (Bromberg).

Das Minimum und Maximum der Präzision (nach der statistischen Methode) ist in der ersten Abtheilung 0,0155 und 0,0231, der Mittelwerth $H = 0{,}0188$.

In der zweiten Abtheilung sind die entsprechenden Zahlen 0,0086 und 0,0154 und das Mittel 0,0125.

Wir stellen nun für die erste Abtheilung die beobachtete Gruppirung der Abweichungen der 408 Einzelbestimmungen von dem Werthe 1063, den wir durchweg als den wahren ansehen, mit der auf Grund der Mittelpräzision 0,0188 berechneten theoretischen Vertheilung der Fehler zusammen:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | (±) | Theorie (±) |
|---|---|---|---|---|
| 0 bis 19½ | 83½ | 73½ | 157 | 162 |
| 19½ „ 39½ | 56 | 65 | 121 | 126 |
| 39½ „ 59½ | 48 | 33 | 81 | 74 |
| 59½ „ 79½ | 17 | 11 | 28 | 32 |
| 79½ „ 99½ | 7 | 8 | 15 | 11 |
| Ueber 99½ | 3 | 3 | 6 | 3 |

Die Uebereinstimmung der beiden letzten Kolonnen ist sehr befriedigend; denn dass die sehr grossen Fehler etwas zahlreicher vorkommen, als die Theorie angibt, war wegen der in der ersten Abtheilung enthaltenen Beobachtungsreihen mit verhältnissmässig geringer Präzision von vornherein zu erwarten.

Auf die positive Seite kommen im Ganzen 214½, auf die negative 193½ Abweichungen.

Beim Zusammenfassen grösserer Gruppen erscheint die Vertheilung genügend symmetrisch:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Theorie (+ *u.* −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis 39½ | 139½ | 138½ | 144 |
| 39½ „ 99½ | 72 | 52 | 58½ |

Möglicherweise entsteht übrigens die Asymmetrie in diesem und in anderen Fällen durch die Ungenauigkeit des Mittelwerthes 1063, der nur als der wahrscheinlichste aus den Beobachtungen des ganzen Gebietes abgeleitet ist.

Nimmt man statt desselben 1066, das arithmetische Mittel aus den 408 Einzelwerthen der grösseren Bezirke, so erhält man folgende Vertheilung:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Theorie (+ u. −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis 19½ | 78 | 77 | 81 |
| 19½ „ 39½ | 57 | 65 | 63 |
| 39½ „ 59½ | 41 | 43 | 37 |
| 59½ „ 79½ | 16 | 9 | 16 |
| 79½ „ 99½ | 5 | 9 | 5½ |
| Ueber 99½ | 3 | 5 | 1½ |

Die Gesammtzahl der positiven Fehler ist jetzt 200, die der negativen 208, und auch in den verhältnissmässig kleinen Abstufungen gruppiren sich die Fehler auf beiden Seiten um den Ausgangswerth 1066 im Ganzen wohl besser, als um 1063.

18. Eine genauere Erörterung über die Wahl des Ausgangswerthes würde indess hier zu weit führen, und wir nehmen daher auch im Folgenden 1063 als den wahren Werth von $z$ an.

Für die 17 kleineren Bezirke ergibt sich dann unter Annahme der Mittelpräzision $= 0{,}0125$ die folgende Vergleichung:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | (±) | Theorie (±) |
|---|---|---|---|---|
| 0 bis 19½ | 68½ | 56½ | 125 | 110 |
| 19½ „ 39½ | 40 | 53 | 93 | 100 |
| 39½ „ 59½ | 26 | 28 | 54 | 78 |
| 59½ „ 79½ | 29 | 37 | 66 | 54 |
| 79½ „ 99½ | 18 | 14 | 32 | 33 |
| Ueber 99½ | 26 | 12 | 38 | 32 |

Die Uebereinstimmung zwischen Theorie und Beobachtung ist nicht so mangelhaft, wie man auf den ersten Blick glauben könnte. Wegen der geringen mittleren Präzision verbreiten sich die Fehler nach beiden Seiten hin über verhältnissmässig grosse Strecken. Die Wahrscheinlichkeitskurve, die im vorigen Falle rechts und links vom Maximum rasch abfiel, hat jetzt eine langgestreckte Form angenommen. Auf die einzelnen Fehlerstrecken kommen verhältnissmässig kleine Gruppen, und es ist kein Wunder, wenn in diesen die objektive Vertheilungswahrscheinlichkeit noch nicht klar zum Ausdruck gelangt.

Fasst man aber einige dieser Strecken zusammen, so findet man:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Theorie (+ u. −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis 39½ | 108½ | 109½ | 105 |
| 39½ „ 79½ | 55 | 65 | 66 |
| 79½ „ 99½ | 18 | 14 | 16½ |
| Ueber 99½ | 26 | 12 | 16 |

Mit diesem Ergebniss darf man zufrieden sein. Es sei noch bemerkt, dass die Gesammtzahl der positiven Fehler 207½, die der negativen 200½ ausmacht.

19. Denkt man sich die korrespondirenden theoretischen Fehlergruppen der beiden Kategorien von Bezirken gleichsam zusammengelegt, so ergibt sich eine theoretische Vertheilung der sämmtlichen 816 Beobachtungsfehler, die korrekter ist, als die oben mit Hülfe einer einzigen Mittelpräzision abgeleitete. Zur Vergleichung stellen wir die beobachteten Abweichungen (positive und negative vereinigt) und die oben nach der ungenaueren Methode bestimmten (*a*) mit den auf dem so eben angegebenen Wege berechneten Gruppen (*b*) zusammen:

| Fehler (±) | Beobachtet (±) | Berechnet (*a*) | (*b*) |
|---|---|---|---|
| 0 bis 19½ | 282 | 272 | 272 |
| 19½ „ 39½ | 214 | 231 | 226 |
| 39½ „ 59½ | 135 | 159 | 152 |
| 59½ „ 79½ | 94 | 90 | 86 |
| 79½ „ 99½ | 47 | 42 | 44 |
| Ueber 99½ | 44 | 23 | 35 |

Die korrektere Rechnungsmethode weist also auch eine bessere Uebereinstimmung mit den Beobachtungen auf. Ein noch besseres theoretisches Resultat würde man erhalten, wenn man die Bezirke in drei oder noch mehr Abtheilungen zerlegte, für jede Abtheilung eine mittlere Präzision und mit deren Hülfe die theoretische Vertheilung der Fehler berechnete, und endlich die entsprechenden Fehlergruppen zusammenlegte.

20. Anstatt indess diesen Weg hier weiter zu verfolgen, wollen wir die allzu kleinen Präzisionen dadurch beseitigen, dass wir eine Anzahl Bezirke paarweise zusammenfassen.

Ausser den oben angeführten Bezirken der ersten Abtheilung lassen wir Danzig, Bromberg und Wiesbaden als selbständige Beobachtungsgebiete bestehen. Die übrigen 14 aber werden vereinigt, wie es die folgende Uebersicht angibt, welche zugleich die mittleren monatlichen

Geburtenzahlen der vereinigten Gebiete und die aus derselben (also nach der statistischen Methode) berechneten Präzisionen enthält:

| Gebiete | $g$ | $h$ |
|---|---|---|
| Köslin-Stralsund . . . | 2484 | 0,0166 |
| Erfurt-Hannover . . . | 2377 | 0,0162 |
| Hildesheim-Lüneburg . . | 2175 | 0,0155 |
| Stade-Osnabrück-Aurich | 2099 | 0,0152 |
| Münster-Minden . . . | 2582 | 0,0169 |
| Koblenz-Trier . . . . | 3601 | 0,0200 |
| Köln-Aachen . . . . . | 3421 | 0,0195 |

Man hat also nunmehr 27 Beobachtungsgebiete, für welche sich eine mittlere Präzision von 0,0174 ergibt, während die Zahl der Einzelbestimmungen 648 beträgt. Als Ausgangswerth behalten wir 1063 bei, und so gelangen wir zu folgender Vergleichung zwischen Theorie und Beobachtung:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | (±) | Theorie (±) |
|---|---|---|---|---|
| 0 bis $19\frac{1}{2}$ | $116\frac{1}{2}$ | $119\frac{1}{2}$ | 236 | 239 |
| $19\frac{1}{2}$ „ $39\frac{1}{2}$ | 82 | 106 | 188 | 194 |
| $39\frac{1}{2}$ „ $59\frac{1}{2}$ | 76 | 49 | 125 | 121 |
| $59\frac{1}{2}$ „ $79\frac{1}{2}$ | 34 | 27 | 61 | 61 |
| $79\frac{1}{2}$ „ $99\frac{1}{2}$ | 12 | 14 | 26 | 23 |
| Ueber $99\frac{1}{2}$ | 7 | 5 | 12 | 9 |

Die beiden letzten Reihen stimmen sehr gut zusammen. Auch die Reihen der positiven und negativen Fehler für sich sind nicht unbefriedigend. Die Zahl der ersteren beträgt $327\frac{1}{2}$, die der letzteren $320\frac{1}{2}$, und die Unebenheiten der mittleren Fehlergruppen gleichen sich aus, wenn man sie paarweise zusammenfasst:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Theorie (+ u. −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis $19\frac{1}{2}$ | $116\frac{1}{2}$ | $119\frac{1}{2}$ | $119\frac{1}{2}$ |
| $19\frac{1}{2}$ „ $59\frac{1}{2}$ | 158 | 155 | $157\frac{1}{2}$ |
| $59\frac{1}{2}$ „ $99\frac{1}{2}$ | 46 | 41 | 42 |

21. Das bisher angewandte Rechnungsverfahren ist ziemlich zeitraubend in Folge der vorher nöthigen Bestimmung der mittleren Präzision, selbst wenn man diese nach der bequemeren (und in vielen Fällen auch sichereren) statistischen Methode ausführt. Will man sich aber möglichst schnell versichern, ob sich eine gegebene Masse von Beobachtungsresultaten ungefähr der Theorie gemäss um ihr Mittel gruppirt, so kann man ein mehr summarisches, allerdings auch unge-

naueres Verfahren einschlagen. Man nimmt nämlich an, dass das beobachtete Verhältniss der Fehler innerhalb gewisser gleicher positiver und negativer Strecken vom Ausgangswerthe ab zu der Gesammtzahl der Fehler identisch sei mit der theoretischen Wahrscheinlichkeit eines Fehlers innerhalb dieser Doppelstrecke, und hieraus lässt sich dann sowohl die mittlere Präzision als auch die theoretische Vertheilung der Fehler auf die übrigen Strecken bestimmen.

So haben wir in dem letzten Beispiel als empirische Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zwischen $-19\frac{1}{2}$ und $+19\frac{1}{2}$ den Bruch $\frac{236}{648}$ $= 0{,}364$.

Nimmt man diesen Werth als $F_u$, so ergibt die Tabelle als zugehöriges $u$ den Werth 0,335, und man hat nun zur Bestimmung der Präzision $H$ die Gleichung: $0{,}335 = H \,.\, 19\frac{1}{2}$ und hieraus $H = 0{,}0172$ (statt des oben berechneten 0,0174). Mit Hülfe dieses Werthes rechnet man nun weiter: das $u$ der nächsten Stufe ist $0{,}0172 \,.\, 39\frac{1}{2} = 0{,}679$, die zugehörige Wahrscheinlichkeit $F_u = 0{,}663$, so dass auf 648 Fälle am wahrscheinlichsten 430 zwischen $-39\frac{1}{2}$ und $+39\frac{1}{2}$, also 194 zwischen den Grenzen $\pm 19\frac{1}{2}$ bis $\pm 39\frac{1}{2}$ zu erwarten wären. Und ähnlich findet man für die Strecken

$\pm 39\frac{1}{2}$ bis $\pm 59\frac{1}{2}$ : 122; $\pm 39\frac{1}{2}$ bis $\pm 79\frac{1}{2}$ : 62; $\pm 79\frac{1}{2}$ bis $\pm 99\frac{1}{2}$ : 24;
über $99\frac{1}{2}$ : 10.

Diese Ergebnisse weichen von den oben berechneten sowohl wie von den beobachteten nur wenig ab. Jedoch ist nicht zu vergessen, dass die ausführliche Theorie alle Fehlergruppen selbständig bestimmt, während das summarische Verfahren gerade für die wichtigste Fehlerstrecke das Zusammenstimmen der empirischen und der theoretischen Wahrscheinlichkeit hypothetisch annimmt.

21. Ein Beispiel von etwas anderer Art wollen wir mit dem Material der englischen Statistik durchführen. Die Beobachtungsgrösse ist wieder die Zahl $z$ der Knabengeburten auf 1000 Mädchengeburten, jedoch mit Ausschluss der Todtgeburten. Als Einzelbestimmungen aber nehmen wir diejenigen Werthe von $z$, welche sich aus den jährlichen Geburtenzahlen in den einzelnen Registrirungsbezirken in den 13 Jahren 1859 bis 1871 ergeben.

Wir verfügen also, da die Zahl der „Registration-Counties“ 45 beträgt, über 585 Einzelwerthe von $z$, von denen wir wieder annehmen, dass sie sämmtlich durch zufällige Modifikationen eines bestimmten Normalwerthes entstanden seien. Die Präzision der Einzelbestimmungen ist sehr verschieden, zunächst wegen der grossen Ver-

schiedenheit der mittleren jährlichen Geburtenzahl in den einzelnen Bezirken, ausserdem aber auch vielleicht wegen der physiologischen Fehlerursachen, welche in den verschiedenen Bezirken in verschiedenem Grade zufällige Ablenkungen des Normalwerthes von Jahr zu Jahr erzeugen könnten.

Wir berechnen nun wieder die Präzision für jede Grafschaft sowohl nach der statistischen Methode (Kolonne $S$) als auch nach der physikalischen (Kol. $Q$). Bei der ersteren gehen wir aus von dem aus der Gesammtmasse der Beobachtungen bestimmten wahrscheinlichsten Werth $z = 1042$, und der Logarithmus des konstanten Faktors, mit dem die Wurzel aus den durchschnittlichen Geburtenzahlen multiplizirt wird, ist $= 0{,}53081 - 4$. Als mittlere jährliche Geburtenzahl ($g$) aber nehmen wir für jede Grafschaft das Jahresmittel ihrer Geburten aus der zehnjährigen Periode 1859 bis 1868.

Was die physikalische Methode betrifft, so darf man nicht vergessen, dass zur Bestimmung der Präzision $h$ für jede Grafschaft nur 13 Beobachtungen gegeben sind; der wahrscheinliche Fehler ist daher $\frac{h\varrho}{\sqrt{13}}$, und man muss sich auf grössere Differenzen zwischen den Präzisionsbestimmungen nach den beiden Methoden gefasst machen, als die in dem früheren Beispiele vorgekommenen.

22. Wir stellen nun die Resultate der Rechnung zusammen.

| Bezirk | $g$ | $S$ | $Q$ |
|---|---|---|---|
| London . . . . | 102808 | 0,1089 | 0,0796 |
| Lancashire . . | 97220 | 0,1058 | 0,1195 |
| York, West R. . | 61593 | 0,0843 | 0,1231 |
| Staffordshire . . | 32957 | 0,0616 | 0,0596 |
| Süd-Wales . . | 25836 | 0,0546 | 0,0517 |
| Durham . . . | 24974 | 0,0536 | 0,0593 |
| Warwick . . . | 21338 | 0,0496 | 0,0529 |
| Kent . . . . | 19101 | 0,0480 | 0,0354 |
| Devonshire . . | 18551 | 0,0462 | 0,0616 |
| Cheshire . . . | 17377 | 0,0447 | 0,0400 |
| Hampshire . . | 15144 | 0,0418 | 0,0410 |
| Gloucester. . . | 14625 | 0,0411 | 0,0526 |
| Sommerset . . | 14442 | 0,0408 | 0,0332 |
| Norfolk. . . . | 13842 | 0,0399 | 0,0432 |
| Lincoln. . . . | 13629 | 0,0396 | 0,0482 |
| Nord-Wales . . | 13275 | 0,0391 | 0,0460 |
| Essex . . . . | 13071 | 0,0388 | 0,0410 |

| Bezirke | $g$ | $S$ | $Q$ |
|---|---|---|---|
| Northumberland | 13017 | 0,0387 | 0,0525 |
| Cornwall . . . | 12520 | 0,0380 | 0,0387 |
| Sussex . . . . | 11772 | 0,0368 | 0,0524 |
| Nottingham . . | 11536 | 0,0365 | 0,0466 |
| Suffolk . . . . | 11079 | 0,0357 | 0,0354 |
| Derbyshire . . | 10874 | 0,0354 | 0,0296 |
| Worcester . . . | 10678 | 0,0351 | 0,0529 |
| York, East R. . | 9795 | 0,0336 | 0,0287 |
| Surrey . . . . | 9356 | 0,0328 | 0,0339 |
| Leicester . . . | 8986 | 0,0322 | 0,0308 |
| Shropshire . . | 8546 | 0,0314 | 0,0279 |
| Northampton . . | 8387 | 0,0311 | 0,0268 |
| Wiltshire . . . | 7574 | 0,0295 | 0,0443 |
| Monmuth . . . | 7453 | 0,0293 | 0,0279 |
| York, North R. . | 7391 | 0,0292 | 0,0233 |
| Cumberland . . | 7160 | 0,0287 | 0,0189 |
| Berkshire . . . | 6734 | 0,0279 | 0,0265 |
| Middlesex . . . | 6569 | 0,0275 | 0,0227 |
| Cambridge . . | 6084 | 0,0265 | 0,0199 |
| Dorsetshire . . | 5900 | 0,0261 | 0,0291 |
| Hertford . . . | 5831 | 0,0259 | 0,0230 |
| Oxford . . . . | 5748 | 0,0257 | 0,0256 |
| Buckingham . . | 5079 | 0,0242 | 0,0267 |
| Bedford . . . | 5082 | 0,0242 | 0,0445 |
| Hereford . . . | 3243 | 0,0193 | 0,0269 |
| Huntingdon . . | 1984 | 0,0151 | 0,0127 |
| Westmoreland . | 1889 | 0,0148 | 0,0223 |
| Rutland . . . | 730 | 0,0092 | 0,0082 |

Im Grossen und Ganzen ist die Uebereinstimmung der beiden letzten Kolonnen so gross, als man bei der Unsicherheit der aus so wenigen Beobachtungsdaten abgeleiteten Werthe unter $Q$ erwarten darf. In den Fällen, in denen die Kolonne $Q$ kleinere Zahlen aufweist, als Kol. $S$, könnte man wieder die Erklärung in dem Einfluss physiologischer Fehlerquellen suchen, da aber die Resultate der zweiten Methode die der ersten nahezu ebenso oft überschreiten, wie nicht erreichen, so sind auch die Differenzen der letzteren sehr wahrscheinlich auf die Unsicherheit der Zahlen der letzten Kolonne zurückzuführen.

22. Die mittlere Präzision berechnet sich aus Kol. $S$ zu 0,0386, aus Kol. $Q$ zu 0,0410; für unsere weitere Rechnung verdient der erstere Werth jedenfalls den Vorzug. Uebrigens ist in Folge der sehr grossen

Verschiedenheit der Einzelpräzisionen eine leidliche Uebereinstimmung der beobachteten Fehlervertheilung mit der auf Grund einer einzigen Mittelpräzision berechneten nur für eine kleine Fehlerstrecke zu erwarten. — Mit dem Ausgangswerth 1042 erhält man folgende Gruppen:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | (−) | Fälle (±) | Theorie (±) |
|---|---|---|---|---|
| 0 bis 9½ | 117 | 122 | 239 | 232 |
| 9½ „ 19½ | 72 | 72 | 144 | 185 |
| 19½ „ 29½ | 46 | 40 | 86 | 104 |
| 29½ „ 39½ | 32 | 25 | 57 | 46 |
| 39½ „ 49½ | 12 | 17 | 29 | 14 |
| Ueber 49½ | 19 | 11 | 30 | 4 |

Die bedeutenden Differenzen der beiden letzten Reihen entstehen also hier durch die Ungenauigkeit der theoretischen Rechnung, indem die Bedingung, dass die Einzelpräzisionen von der Mittelpräzision nicht sehr verschieden sein dürfen, in diesem Falle nicht erfüllt ist. Wir theilen daher die Bezirke in mehrere Gruppen, bilden für jede eine Mittelpräzision, berechnen hiernach die zugehörige Fehlervertheilung und addiren schliesslich die korrespondirenden Fehlerzahlen der sämmtlichen Gruppen.

23. Als erste Gruppe nehmen wir die Bezirke in der oben aufgestellten Reihe von London bis incl. Durham; man findet eine Mittelpräzision von 0,0781, und hiernach ist also die Vertheilung von 78 Fehlern zu berechnen. (Eine weitere Zerlegung dieser Gruppe in die drei grösseren und die drei kleineren Bezirke mit den Präzisionen 0,0997 und 0,0566 gibt ein von dem ersteren nur unerheblich abweichendes Gesammtresultat.)

Die zweite Gruppe bestehe aus den 10 Bezirken Warwick bis Nord-Wales inkl.; Mittelpräzision 0,0431, womit also die Vertheilung von 130 Fehlern zu berechnen.

Dritte Gruppe: die 13 Bezirke Essex bis inkl. Northampton; Mittelpräzision 0,0351, anzuwenden auf 169 Fälle.

Vierte Gruppe: die 13 Bezirke Wiltshire bis einschl. Hereford; Mittelpräzision 0,0265, anzuwenden auf 169 Fälle.

Fünfte Gruppe: die drei kleinen Bezirke Huntingdon, Westmoreland, Rutland; 39 Fälle mit der Mittelpräzision 0,0130. Diese kleinen Grafschaften wären besser mit benachbarten zu grösseren Beobachtungsgebieten zu verschmelzen.

Auf diesem Wege erhalten wir nun die in der folgenden Uebersicht unter b aufgestellte Fehlervertheilung, während unter a zur Ver-

gleichung die oben angeführten ungenauen Zahlen nochmals beigefügt sind:

| Fehler (±) | Beobachtung (±) | Theorie a | Theorie b |
|---|---|---|---|
| 0 bis $9\frac{1}{2}$ | 239 | 232 | 223 |
| $9\frac{1}{2}$ „ $19\frac{1}{2}$ | 144 | 185 | 166 |
| $19\frac{1}{2}$ „ $29\frac{1}{2}$ | 86 | 104 | 93 |
| $29\frac{1}{2}$ „ $39\frac{1}{2}$ | 57 | 46 | 50 |
| $39\frac{1}{2}$ „ $49\frac{1}{2}$ | 29 | 14 | 25 |
| Ueber $49\frac{1}{2}$ | 30 | 4 | 27 |

Die Beobachtungen und die Resultate der korrekteren Theorie unter b stimmen jetzt befriedigend zusammen. Man beachte, dass die einzelnen Fehlerstrecken hier nur halb so gross sind, wie in dem der preussischen Statistik entnommenen Beispiele. Die mittlere Präzision der hier vorliegenden Beobachtungsgrössen ist wegen der grösseren Geburtszahlen bedeutend grösser, als in dem vorigen Falle, und die Fehler drängen sich daher viel enger um den Ausgangswerth zusammen.

Auch die für sich betrachtete Vertheilung auf der positiven und negativen Seite harmonirt zur Genüge mit der Theorie, wenn man etwas grössere Fehlergruppen vergleicht:

| Fehler (±) | Beobachtete Fälle (+) | Beobachtete Fälle (−) | Theorie (+ u. −) |
|---|---|---|---|
| 0 bis $19\frac{1}{2}$ | 189 | 194 | $194\frac{1}{2}$ |
| $19\frac{1}{2}$ „ $39\frac{1}{2}$ | 78 | 65 | $71\frac{1}{2}$ |
| Ueber $39\frac{1}{2}$ | 31 | 28 | 26 |

Die Gesammtzahl der positiven Fehler ist 298, die der negativen 287.

24. Wir betrachten nun auch ein Beispiel aus der französischen Statistik. Die 5 Jahre 1861—65 liefern uns für jedes Departement 5 Bestimmungen der Zahl $z$ (wir schliessen auch in diesem Falle die Todtgeborenen aus), im Ganzen also 445 Einzelwerthe. Als wahrscheinlichsten Werth nehmen wir das Mittel der Beobachtungen für ganz Frankreich in der angegebenen Periode, nämlich 1051. Die Einzelpräzisionen konnten in diesem Falle nach der physikalischen Methode nicht berechnet werden, weil für jedes Departement nur 5 Bestimmungen von $z$ vorliegen. Die Berechnung nach der statistischen Methode aber bietet keine Schwierigkeit; wir wenden sie jedoch nicht an, sondern bleiben bei dem oben angedeuteten summarischen Verfahren stehen.

Bildet man die Gruppen der positiven und negativen Abweichungen, so kommen auf die Strecke $-19\frac{1}{2}$ bis $+19\frac{1}{2}$ 243; die empirische Wahrscheinlichkeit eines Fehlers in diesen Grenzen ist also $\frac{243}{445} = 0{,}546$, und wenn wir diese der objektiven Wahrscheinlichkeit gleichsetzen, also als einen Werth von $F_u$ behandeln, so ist das entsprechende $u = 0{,}531$; man setzt also $0{,}531 = 19\frac{1}{2} \cdot H$, wenn $H$ die Mittelpräzision darstellt, und erhält demnach $H = 0{,}0272$. Mit Hülfe dieses Werthes berechnen sich nun die Fehlergruppen, wie folgt:

| Fehler | Beobachtete Fälle | | | Theorie |
|---|---|---|---|---|
| (±) | (+) | (—) | (+) | (±) |
| 0 bis $9\frac{1}{2}$ | 64 | 58 | 122 | 127 |
| $9\frac{1}{2}$ „ $19\frac{1}{2}$ | 60 | 61 | 121 | 116 |
| $19\frac{1}{2}$ „ $29\frac{1}{2}$ | 50 | 43 | 93 | 95 |
| $29\frac{1}{2}$ „ $39\frac{1}{2}$ | 25 | 21 | 46 | 57 |
| $39\frac{1}{2}$ „ $49\frac{1}{2}$ | 20 | 15 | 35 | 32 |
| Ueber $49\frac{1}{2}$ | 18 | 10 | 28 | 25 |

Die beiden letzten Kolonnen zeigen eine grössere Uebereinstimmung, als man in Anbetracht der sehr grossen Präzisionsverschiedenheiten der Einzelwerthe von $z$ erwarten möchte. Es ist jedoch hier zu beachten, dass die Anzahl der Beobachtungsbezirke verhältnissmässig gross ist, von jedem einzelnen aber nur 5 Werthe geliefert werden. Man könnte daher z. B. die 5 extremen Departements (Seine und Nord einerseits, Hautes-Alpes, Basses-Alpes und Lozère andererseits ganz weglassen, ohne dass durch die Beseitigung der 25 entsprechenden Beobachtungswerthe die verhältnissmässige Gruppirung der übrigen 420 Abweichungen und die aus derselben summarisch abgeleitete empirische Mittelpräzision sich merklich ändern würde.

25. Interessant ist auch, dass man bei Zerlegung der Departements in zwei Abtheilungen mit verschiedener Mittelpräzision (ebenfalls nach dem summarischen Verfahren bestimmt) sehr nahe dieselben Resultate erhält, wie oben.

Nimmt man in die erste Gruppe die 44 Departements, welche nach den Ergebnissen des Jahres 1861 die grössten Geburtenzahlen aufweisen (220 Einzelwerthe), in die zweite die 45 übrigen (225 Werthe), so findet man, indem man wieder die empirische Wahrscheinlichkeit einer Abweichung zwischen $-19\frac{1}{2}$ und $+19\frac{1}{2}$ der theoretischen gleich annimmt (in beiden Fällen bleibt der Ausgangswerth 1051), als empirische Mittelpräzisionen resp. 0,0320 und 0,0227.

Hieraus folgt die Vertheilung der Abweichungen auf die oben angegebenen Fehlerstufen bei der ersten Gruppe

Theorie (+): 73 — 64 — 43 — 24 — 11 — 5
Beob. (+): 70 — 67 — 45 — 16 — 13 — 9

bei der zweiten Gruppe:

Theorie (+): 54 — 52 — 42 — 31 — 21 — 25
Beob. (+): 52 — 54 — 48 — 30 — 22 — 19

Die Summen der korrespondirenden theoretischen Gruppen betragen also: 127 — 116 — 85 — 55 — 32 — 30.

Diese Zahlen weichen von den oben unmittelbar gefundenen wenig ab und im Ganzen stimmen diese letzteren eben so gut mit den Beobachtungen, wie die mit Hülfe zweier Mittelpräzisionen berechneten.

26. Aus den obigen Erörterungen und Beispielen ist nun ersichtlich, wie man entscheiden kann, ob eine gegebene Anzahl von Beobachtungen derselben Grösse, die gleiche oder verschiedene Präzision besitzen, den Beweis liefert, dass die betreffende Grösse einen normalen oder typischen Werth besitzt, der in dem Einzelfalle nur durch zufällige Störungen modifizirt ist. Dabei ist aber angenommen worden, dass wir wenigstens einige Hundert Einzelwerthe zur Verfügung haben.

Obwohl nun aber gezeigt worden, dass man sich die genügende Anzahl von Einzelwerthen leichter verschaffen kann, als es auf den ersten Blick möglich scheint, so bleibt es doch in vielen Fällen wünschenswerth, sich auch in Bezug auf kleinere Beobachtungsreihen, z. B. von 25—30 Einzelwerthen von gleicher Präzision, ein Urtheil darüber zu verschaffen, ob sie mit der Voraussetzung eines zufällig gestörten Normalwerthes in Einklang stehen.

Zur Beantwortung dieser Frage gibt es verschiedene Kriterien.

Kann die beobachtete Grösse als eine empirische Wahrscheinlichkeit oder als Funktion einer solchen aufgefasst werden, so untersuche man auf die oben angegebene Weise, ob die nach der statistischen Methode berechnete Präzision mit der nach der physikalischen Methode bestimmten annähernd zusammentrifft. Ist dies der Fall, so darf man schliessen, dass die Vertheilung der Einzelwerthe einigermaassen derjenigen entspricht, welche durch die oben angegebene Exponentialfunktion gegeben wird und die der Annahme zufälliger Störungen eines Normalwerthes entspricht.

Statt der beiden Präzisionsbestimmungen kann man natürlich auch die wahrscheinlichen Fehler, die sich nach den beiden Methoden ergeben, mit einander vergleichen, da der wahrscheinliche Fehler $r$,

wie bereits mehrfach erwähnt wurde, mit der Präzision $h$ durch die Gleichung $r = \frac{0{,}4769}{h}$ verbunden ist.

Ist die nach der physikalischen Methode bestimmte Präzision beträchtlich kleiner, als die von der statistischen Methode gelieferte (in welchem Falle neben der „statistischen" Fehlerquelle noch andere mitwirken), oder kann die Beobachtungsgrösse nicht als eine Wahrscheinlichkeit behandelt werden, so berechne man den wahrscheinlichen Fehler nach der physikalischen Methode (Methode der kleinsten Quadrate) und sehe zu, ob die positiven und negativen Abweichungen vom Mittelwerthe wirklich innerhalb der gefundenen Grenzen annähernd ebenso zahlreich sind, wie ausserhalb derselben. Allzu gering darf natürlich die gegebene Zahl von Beobachtungen nicht sein.

Findet nun eine leidliche Uebereinstimmung des berechneten wahrscheinlichen Fehlers mit der beobachteten Fehlervertheilung statt und ist ausserdem die Gesammtzahl der positiven Fehler von derjenigen der negativen nicht sehr verschieden, so ist wieder der Schluss, wenn auch nicht sicher, so doch genügend gerechtfertigt, dass nur der Zufall die Abweichungen der Einzelwerthe von einem typischen Normalwerthe erzeugt habe.

27. Endlich sei noch ein anderes Kriterium erwähnt. Wenn wirklich nur zufällige Abweichungen von einem Normalwerth vorliegen, d. h. wenn die Exponentialfunktion maassgebend ist für die Vertheilung der Abweichungen, so bestehen zwischen den Summen der verschiedenen Potenzen der ihrem absoluten Werthe nach genommenen Abweichungen gewisse Beziehungen [1]), von denen wir hier die einfachste zur Anwendung bringen wollen. Ist wie oben $n$ die Zahl der Beobachtungen, $[\delta^2]$ die Summe der Fehlerquadrate und $[\delta]$ die Summe der einfachen sämmtlich positiv genommenen Abweichungen, so hat man (mit gewissen Vernachlässigungen) die Gleichung:

$$\pi \frac{[\delta]^2}{n^2} = \frac{2[\delta^2]}{n}, \text{ oder } \pi = \frac{2n[\delta^2]}{[\delta]^2},$$

wo $\pi$ die Ludolph'sche Zahl bedeutet. Man kann somit aus den zufälligen Beobachtungsfehlern die Zahl $\pi$ berechnen, wie Fechner dies mit Hülfe seiner psychophysischen Beobachtungen gethan hat.

Nicht sowohl als Kuriosum, sondern als Kriterium für die Richtigkeit unserer Voraussetzungen wollen wir diese Formel auf das oben behandelte preussische Material anwenden, indem wir $\pi$ aus den 24

1) Der Beweis findet sich im Berliner astronomischen Jahrbuch von 1834, S. 289 ff.

monatlichen Beobachtungswerthen für jeden Regierungsbezirk berechnen. Um jedoch die Unsicherheit, welche aus der geringen Zahl der Beobachtungen entsteht, so weit wie möglich zu beschränken, wenden wir eine nach Fechner[1]) abgeleitete Korrektion jener Formel an. In derselben sind nämlich unter den $\delta$ die Abweichungen der Einzelbeobachtungen vom wahren Werthe verstanden; statt dieser (unbekannten) Abweichungen aber nehmen wir die Abweichungen der 24 Einzelwerthe von ihrem arithmetischen Mittel. Haben aber die $\delta$ diese modifizirte Bedeutung, so ist der Ausdruck $\frac{2n[\delta^2]}{[\delta]^2}$, damit er wahrscheinlicherweise dem Werthe $\pi$ möglichst nahe komme, mit dem Korrektionsfaktor $\frac{(\pi n - 1)^2}{n(n-1)\pi^2}$, also für $n = 24$ mit 1,015 zu multipliziren.

Nehmen wir wieder als Beispiel die oben bereits verwendeten Daten für Königsberg. Das Mittel der 24 Monatswerthe von $z$ ist 1051, die Summe der Quadrate der Abweichungen 26578, die einfache Summe der Abweichungen ohne Rücksicht auf das Vorzeichen 646 und es soll also der Ausdruck $\frac{2 \cdot 24 \cdot 26578}{(646)^2} \cdot 1{,}015$ der Zahl $\pi$(3,14..) nahe kommen. Die Ausführung der Rechnung ergibt in der That 3,103, was mit Rücksicht auf die geringe Zahl der zu Grunde gelegten Beobachtungen eine sehr gute Bestätigung unserer theoretischen Voraussetzung bildet. —

28. In ähnlicher Weise findet man aus den Beobachtungen der übrigen Bezirke folgende Annäherungen an $\pi$:

| | | |
|---|---|---|
| Königsberg . 3,103 | Bromberg . . 2,913 | Stade . . . . 2,920 |
| Gumbinnen . 2,937 | Breslau . . . 2,987 | Osnabr.-Aur. 3,402 |
| Danzig . . . . 2,639 | Liegnitz . . . 3,359 | Münster . . . 2,512 |
| Marienwerder 3,366 | Oppeln . . . . 2,882 | Minden . . . 3,566 |
| Berlin . . . . 2,982 | Magdeburg . 2,823 | Arnsberg . . 3,562 |
| Potsdam . . . 3,333 | Merseburg . . 3,509 | Kassel . . . . 2,767 |
| Frankfurt . . 3,751 | Erfurt . . . . 3,350 | Wiesbaden . 3,389 |
| Stettin . . . . 3,423 | Schleswig . . 2,735 | Koblenz . . . 3,468 |
| Köslin . . . . 2,898 | Hannover . . 3,497 | Düsseldorf . . 2,893 |
| Stralsund . . 3,373 | Hildesheim . 2,585 | Trier . . . . . 3,264 |
| Posen . . . . 2,996 | Lüneburg . . 3,010 | Aachen . . . . 3,380 |

Das Mittel aus den 11 Werthen der ersten Reihe ist 3,164, das Mittel aus der zweiten Kolonne 3,059, das Mittel aus der dritten

1) Psychophysik II. Th. S. 371.

3,193, das Mittel aus den sämmtlichen 33 Werthen endlich 3,139 oder rund 3,14, kommt also dem Werthe von $\pi$ auf zwei Dezimalstellen gleich.

Auch die Annäherungen der Einzelwerthe an $\pi$ sind so befriedigend, als man es bei Anwendung von nur je 24 Beobachtungsfehlern verlangen kann.

Nur in einem einzigen Bezirke, nämlich Köln, das in die obige Zusammenstellung nicht mit aufgenommen worden, kommt eine ganz abnorme Zahl heraus, nämlich 4,344. Als Grund dieser Anomalie erkennt man die ganz ungewöhnliche Vertheilung der Werthe von $z$, indem einerseits die kleinen Abweichungen vom Mittel verhältnissmässig zahlreich sind, andererseits aber der ganz extreme und a priori nach der monatlichen Geburtenzahl höchst unwahrscheinliche Werth 1225 (November 1868) auftritt.

Zieht man bei der Bildung des allgemeinen Mittels dieses anomale Resultat mit hinzu, so erhält man 3,171, eine Zahl, die immer noch nicht allzuweit von $\pi$ abweicht, und wahrscheinlich würde schon das Hinzutreten einiger weiteren Einzelbestimmungen genügen, um die hier entstandene Unebenheit auszugleichen. Aus den 24 monatlichen Beobachtungsresultaten von 1869 und 1870 ergibt die Formel auch für Köln den genügend stimmenden Werth 3,413.

29. Sieht man die oben berechneten Werthe als zufällige Modifikationen einer Grösse an, die den wahren Werth $\pi$ hat, so kann man untersuchen, ob die unter dieser Voraussetzung berechnete wahrscheinliche Abweichung durch die Beobachtung bestätigt wird. Wir runden zu diesem Zwecke die sämmtlichen Zahlen auf zwei Dezimalstellen ab und bilden die Abweichungen von dem wahren Werth 3,14.

Es finden sich, wenn man sämmtliche 34 Beobachtungsgebiete in Betracht zieht, gleich viel positive und negative Abweichungen. Bei der Bestimmung des mittleren Fehlers ist 34 als Divisor zu nehmen, weil der Ausgangswerth der wahre ist. Der wahrscheinliche Fehler berechnet sich alsdann (indem der Werth 4,344 mit berücksichtigt wird) zu 0,254. Nun findet man in der That 18 Abweichungen zwischen $-0{,}25$ und $+0{,}25$ (die Grenzwerthe mit einbegriffen) und 16 ausserhalb dieser Grenzen. Lässt man jenen abnormen Werth bei Seite, so erhält man einen wahrscheinlichen Fehler von 0,216, mit einer wahrscheinlichen Unsicherheit von $\pm 0{,}018$. Nach den Beobachtungen liegen von den 33 Abweichungen 14 in der Strecke $-0{,}23$ bis $+0{,}23$ (die Grenzwerthe einbegriffen) und 19 ausserhalb derselben. Dieser kleinere Werth des wahrscheinlichen Fehlers stimmt also weniger gut mit den Beobachtungen.

Es ist in dem Vorstehenden angenommen worden, dass die Präzision aller dieser Näherungsbestimmungen von $\pi$ dieselbe sei, und diese Annahme ist berechtigt, weil jeder Einzelbestimmung die gleiche Anzahl von (24) Werthen von $z$ zu Grunde liegt.

30. Als Resultat unserer Untersuchung ergibt sich also Folgendes:

Die Zahl $z$ (oder auch die empirische Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt) gehört in ihren Einzelbestimmungen zu denjenigen statistischen Grössen, welche (wenigstens innerhalb einer gewissen Zeitperiode und eines gewissen geographischen Gebietes) als zufällige Modifikationen eines typischen Normalwerths anzusehen sind.

Diese Eigenthümlichkeit aber ist nicht in dem gewöhnlichen, vagen Sinne, sondern in ihrer mathematischen Strenge aufzufassen: der typische Normalwerth ist ein eigentlicher Mittelwerth im Sinne der Wahrscheinlichkeitsrechnung d. h. die Wahrscheinlichkeit einer gegebenen Abweichung von demselben ist durch die oben angeführte Exponentialfunktion bestimmt.

Mit anderen Worten, die Veränderlichkeit in dem Geschlechtsverhältniss lässt sich zurückführen auf das Schema der Wahrscheinlichkeitsrechnung. Annähernd dieselben 816 Zahlen, welche wir oben für $z$ als Resultate von 24 monatlichen Bestimmungen in 34 preussischen Bezirken gefunden haben, würden sich in annähernd derselben Vertheilung ergeben, wenn man aus einer Urne, die schwarze und weisse Kugeln im Verhältniss von 1063 zu 1000 enthielte, je 24 Mal so viele Züge thäte (mit jedesmaliger Zurücklegung der gezogenen Kugel), als die durchschnittliche monatliche Geburtenzahl der einzelnen Bezirke beträgt, und wenn man alsdann die Zahl der in jeder Versuchsreihe gezogenen schwarzen Kugeln durch die zugehörige Zahl der weissen dividirte und den Bruch mit 1000 multiplizirte.

31. Wie soll man sich aber die physiologische Ursache dieser Erscheinung denken? Nach der Arbeit von Dr. W. Stieda über das Sexualverhältniss der Geborenen (Strassburg 1875) ist gar kein Grund mehr vorhanden, die Hofacker-Sadler-Hypothese festzuhalten. Auch ist eigentlich nie Grund vorhanden gewesen, sie anzunehmen, denn die Zahlen, auf die sie sich stützte, waren viel zu klein, um irgend welche Schlüsse zu gestatten. Bei einer Versuchsreihe von 3200 Zügen aus der oben erwähnten Urne besteht noch immer die Wahrscheinlichkeit 0,113, dass man statt der richtigen Zahl $z = 1063$ einen Werth erhält, der unter 1004 oder über 1122 liegt. Man kann also

auch ungefähr noch 1 gegen 9 wetten, dass bei einer Gruppe von 3200 Geburten die Grösse $z$ unter resp. über diese Grenzen fallen werde, trotzdem der Normalwerth gleich 1063 wäre. Hieraus ist zu ersehen, wie vorsichtig man zu Werke gehen muss, wenn man zur Erklärung der Verschiedenheiten der Grösse $z$ in verschiedenen Gruppen von Geborenen, selbst wenn jede einige Tausend Köpfe zählt, statt zufälliger Ursachen spezifische und konstante annehmen will.

Unmöglich ist es nicht, dass jene Hypothese, die ursprünglich auf Sand gebaut worden, in Zukunft einmal auf dem festen Boden genügenden Materials begründet werde. Für jetzt aber brauchen wir uns durch sie nicht abhalten zu lassen, zur formalen Erklärung der Beobachtungen über das Sexualverhältniss der Geborenen die einfachste und bequemste Vorstellung zu benutzen. Diese Vorstellung ist die, dass schon die sehr zahlreichen unbefruchteten Keime in den weiblichen Ovarien für das eine oder das andere Geschlecht prädestinirt seien[1]), und zwar dass bei allen weiblichen Individuen — um zunächst eine streng schematische Annahme zu machen — die männlichen Keime die weiblichen in demselben Verhältnisse überwiegen. Die Analogie mit der Urne ist dann einleuchtend: jede Befruchtung ist zu vergleichen mit dem Zuge einer schwarzen oder weissen Kugel aus derselben Urne.

Das bei allen weiblichen Individuen gleiche Verhältniss der Keime würde nun mehr oder weniger scharf zum Ausdruck kommen in dem aus einigen hunderttausend oder Millionen Fällen abgeleiteten Verhältniss nicht der Knabengeburten zu den Mädchengeburten, sondern der Befruchtungen männlicher Keime zu den Befruchtungen weiblicher Keime. Dieses letztere Verhältniss aber kennen wir nicht. Wie gross ist die Zahl nicht nur der Fehlgeburten in den ersten Monaten nach Beginn der Schwangerschaft, sondern auch derjenigen Keime, die in den ersten Wochen nach der Befruchtung abortiren, vielleicht ohne dass die Mutter darum weiss! Wenn in Paris in den vier Monaten März bis Juni 1868 24 Embryonen von 1—3 und 156 Embryonen von 3—5 Monaten registrirt wurden, so ist anzunehmen, dass die Gesammtzahl solcher Frühgeburten eine sehr beträchtliche

1) Dass der Embryo anfangs zweigeschlechtlich erscheint, steht dieser Anschauung nicht im Wege, denn man kann annehmen, dass die schliesslich überwiegende geschlechtliche Entwicklung in dem werdenden Organismus vorangelegt vorhanden sei. So müssen ja auch alle Aehnlichkeiten mit dem Vater, in Farbe des Haares, der Augen u. s. w. vom Augenblick der Befruchtung an in der Anlage vorhanden sein. Uebrigens hat van Beneden in neuerer Zeit gezeigt, dass bei niederen Thieren die Geschlechtsanlage bis in den Beginn der Entwicklung hinaufreicht.

ist und die Zahl der registrirten Todtgeburten im gewöhnlichen Sinne vielleicht übersteigt.

32. Aber wie die Todtgeburten eines Landes zu der Gesammtzahl der Geburten des einen und des anderen Geschlechtes in einem annähernd konstanten Verhältniss stehen, so darf man annehmen, dass die nicht registrirten und nicht bemerkten Frühgeburten und Aborten zu den beobachteten Geburtenzahlen beider Geschlechter ebenfalls in einem konstanten oder nur zufällig veränderlichen Verhältniss bleiben. Diese Voraussetzung genügt, damit die Konstanz des Verhältnisses der männlichen und weiblichen Keime auch für das Geschlechtsverhältniss der beobachteten Geburten einen Normalwerth mit der Wahrscheinlichkeitstheorie entsprechenden Abweichungen erzeuge. In ähnlicher Weise haben wir oben gesehen, dass dieselbe Vertheilungstheorie sowohl auf die Gesammtheit der Geborenen — wie in dem Beispiele aus der preussischen Statistik — als auch auf die Lebendgeborenen allein — wie in den Beispielen von England und Frankreich — anwendbar ist.

Uebrigens ist die der grösseren Einfachheit wegen angenommene Hypothese von dem konstanten Verhältnisse der Keime bei allen weiblichen Individuen nicht nöthig. Es dürfen grosse individuelle Verschiedenheiten vorhanden sein, wenn nur das mittlere Verhältniss für die der Befruchtung ausgesetzten Individuen von einem Beobachtungsbezirke zum anderen (wenigstens für eine gewisse Periode) annähernd konstant bleibt. Schwankungen dieses Mittelverhältnisses eines Bezirks von Monat zu Monat oder von Jahr zu Jahr dürfen vorkommen, wenn sie nur den Charakter der Zufälligkeit tragen.

Indess ist nicht zu leugnen, dass in Wirklichkeit verschiedene spezifische Einwirkungen wenigstens die Beziehungen dieses Mittelverhältnisses zu den beobachteten Werthen von $z$ in den einzelnen Bezirken auf verschiedene Art modifiziren. Grossstädtische Bevölkerungen pflegen durchweg kleinere Werthe von $z$ aufzuweisen, als ländliche; ebenso ergeben die unehelichen Geburten im Ganzen kleinere Zahlen für $z$, als die ehelichen. Das Verhältniss der Stadt- zur Landbevölkerung, der ehelichen Fruchtbarkeit zur unehelichen wird also auf das beobachtete Geschlechtsverhältniss der Geborenen eines Bezirks von Einfluss sein, ohne dass es jedoch unumgänglich nöthig ist, dieser Einwirkungen wegen eine Verschiedenheit des Mittelverhältnisses der männlichen und weiblichen Keime anzunehmen.

33. Man kann sich die Sache vielmehr so denken: $A$ sei die Zahl der männlichen, $B$ die der weiblichen Keime, die in einem Be-

zirke im Laufe einer gegebenen Zeit befruchtet worden und in den Entwicklungsprozess eingetreten sind; $\alpha$ aber sei der Bruchtheil von $A$, $\beta$ der Bruchtheil von $B$, welcher in dem früheren embryonalen Stadium, bevor der Foetus als Todtgeburt registrirt wird, in Abgang gekommen ist. So hat man also für das der Beobachtung zugängliche Verhältniss der Knaben- und Mädchengeburten (incl. Todtgeburten)

$$\frac{K}{M} = \frac{A - \alpha A}{B - \beta B} = \frac{A}{B} \cdot \frac{(1-\alpha)}{(1-\beta)}.$$

Das Verhältniss $\frac{A}{B}$ kann also im Mittel konstant bleiben, wenn auch das Verhältniss $\frac{K}{M}$ für verschiedene Gruppen verschiedene Mittelwerthe erhält: es kommt eben nur auf den Bruch $\frac{1-\alpha}{1-\beta} = \gamma$ an, der für uneheliche Geburten kleiner ist als für eheliche, für grossstädtische kleiner als für ländliche. Eine solche Veränderlichkeit von $\gamma$, die auf der Veränderlichkeit von $\alpha$ und $\beta$ beim Uebergang von einer Gruppe zur anderen beruht, scheint sehr annehmbar. Der Prozentsatz der Todtgeborenen ist bei den unehelichen Geburten grösser als bei den ehelichen; und mit Rücksicht hierauf, wie auch aus anderen Erwägungen, ist es sehr wahrscheinlich, dass auch der Prozentsatz der frühen Fehlgeburten und der in der ersten Entwicklungsphase erstickten Keime bei der ersteren Kategorie grösser sei, als bei der zweiten. Wenn andererseits schon bei den ehelichen Geburten wohl glaublich ist, dass $\alpha > \beta$, also $\gamma$ ein echter Bruch, so genügt schon, dass für die unehelichen $\alpha$ und $\beta$ um gleich viel wachsen, um ein kleineres $\gamma$ und somit auch ein kleineres $\frac{K}{M}$ für diese Kategorie hervorzubringen. Wenn aber die Gefahr einer unehelichen Frühgburt für einen männlichen Foetus stärker zunimmt, als für einen weiblichen — wie es sich hinsichtlich der unehelichen Todtgeburten aus vielen Beobachtungen herausstellt —, so wird das $\gamma$ für die unehelichen Geburten im Vergleich mit dem für die ehelichen sich noch mehr verkleinern.

Auch in Bezug auf die grossstädtischen Geburten scheint es nicht allzu kühn, einen vergrösserten Prozentsatz von Frühgeburten — also Vergrösserung der Brüche $\alpha$ und $\beta$ — mit stärkerer Benachtheiligung des männlichen Geschlechts anzunehmen, und es würden sich überhaupt alle konstanten Minderwerthe von $\frac{K}{M}$ in gewissen Gruppen auf diesem Wege erklären lassen.

Uebrigens soll in diesen Erörterungen nicht etwa eine physiologische Hypothese zur Erklärung des Ueberschusses der Knabengeburten aufgestellt sein, sondern es war, wie bereits bemerkt wurde, nur die Entwicklung einer Anschauungsweise beabsichtigt, vermöge welcher man die früher dargelegten Regelmässigkeiten in den Erscheinungen am leichtesten und bequemsten begreift. Man könnte auch von anderen Vorstellungen ausgehen, wie z. B. von denen, welche der Sadler-Hofacker'schen Hypothese zu Grunde liegen, aber für jetzt sind wir durch nichts genöthigt, diesen verwickelteren Ansichten den Vorrang einzuräumen.

34. Zum Schluss sei noch hervorgehoben, dass die Annahme eines in allen Beobachtungsgebieten gleichen Normalwerthes von $z$ nicht genau ist, schon deswegen, weil die unehelichen und die städtischen Geburten in den verschiedenen Bezirken einen verschiedenen Einfluss auf das Verhältniss $\frac{K}{M}$ ausüben würden, selbst wenn das Verhältniss $\frac{A}{B}$ in allen Bezirken konstant wäre. In einem grösseren Lande gibt es also wahrscheinlich mehrere lokal und geographisch bestimmte Normalwerthe von $z$. Auch mögen diese Normalwerthe langsamen Aenderungen im Laufe der Zeit unterworfen sein, so dass man wohl daran thun wird, die Perioden, deren Beobachtungen man gruppiren will, nicht zu lang zu nehmen. Trotz jener wahrscheinlichen lokalen Verschiedenheit der Normalwerthe aber haben wir doch im Obigen eine befriedigende Uebereinstimmung zwischen Theorie und Beobachtung erhalten unter der Annahme, dass wir es nur mit zufälligen Modifikationen eines einzigen Normalwerthes zu thun hätten. Dadurch wird bewiesen, dass die Mehrzahl der Beobachtungen auf Normalwerthe zu beziehen ist, die nicht oder nur wenig von einander verschieden sind; einzelne Beobachtungsgruppen aber können immerhin zu weiter abseits liegenden Mittelwerthen gehören, und indem diese ebenfalls auf den allgemeinen Mittelwerth bezogen wurden, sind wahrscheinlich manche der Störungen entstanden, die sich, wenn auch nicht in bedenklicher Weise, oben in der Harmonie zwischen Theorie und Beobachtung herausgestellt haben. Bei der weiteren Fortführung dieser Untersuchungen, wie ich sie beabsichtige, wird also auch die Frage zu beantworten sein, ob sich die Gesammtmasse der in einem gegebenen Lande bestimmten Einzelwerthe von $z$ nicht in mehrere geographisch unterschiedene Partialmassen zerlegen lasse, von denen jede sich der Theorie gemäss um einen besonderen Normalwerth gruppirt.

# Nationalökonomische Gesetzgebung.

## I.

## Die Steuerreform im Grossherzogthum Baden.

### Vorbemerkung.

Im Jahre 1873 bestanden im Grossherzogthum Baden für die Regelung des direkten Steuerwesens folgende Gesetze:

1. Die Besteuerung des Grund und Bodens beruhte auf der Grundsteuerordnung vom 20. Juli 1810, die Besteuerung der Häuser auf der Häusersteuerordnung vom 18. September 1810.

2. Der Kapitalwerth des Zinsen- und Rentenbezugs, soweit er nicht unmittelbar der Grund-, Häuser-, Gewerbe- oder Klassensteuer unterworfen war, wurde nach dem Gesetz vom 7. April 1860 und der Novelle vom 14. März 1872 besteuert.

3. Für die Besteuerung der Gewerbe war das Gesetz vom 23. März 1854 maassgebend.

4. Das Einkommen aus einem Staats-, Hof-Staates oder grundherrlichen Dienste, aus einem Dienste bei Gemeinden und öffentlichen Anstalten, an Pensionen aus solchem Dienstverhältniss, aus schriftstellerischem Erwerb oder künstlerischem Beruf, das Einkommen derer, welche mit der Erziehung der Jugend und Ertheilung von Unterricht, mit der Ausübung der Heilkunde oder mit der Besorgung von Rechtsgeschäften sich befassen, endlich auch das Einkommen von Mitgliedern der Regentenfamilie aus Wittum und Apanagen, wurde nach dem Klassensteuergesetz vom 10. Juli 1837, beziehungsweise der Verordnung vom 31. Oktober 1820, s. auch Vollzugsverordnung vom 8. April 1837 besteuert. —

Mit dem Jahre 1873 beginnen die gesetzgeberischen Reformversuche. Bevor wir auf besonderen Wunsch der Herren Herausgeber der Jahrbücher über diese Reformversuche ein Referat geben, sei hier noch bemerkt, dass, was die Grund- und Häusersteuer betrifft, die Katastrirung alles landwirthschaftlichen Geländes auf Grund des Gesetzes vom 7. Mai 1858 und die Katastrirung der Gebäude auf Grund des Gesetzes vom 26. Mai 1866 derzeit beendigt ist. Die neuen Einschätzungen treten mit dem nächsten Jahre in Kraft. Im Zusammenhang hiermit steht das Gesetz die Anwendung des neuen Grund- und Häusersteuerkatasters auf Gemeinde-

und Kreisumlagen betreffend vom 25. Juli 1876. Dieses Gesetz verliert mit dem 31. Dezember 1877 seine Wirksamkeit, weil man hofft, dass bis dorthin ein neues Gemeindesteuergesetz vereinbart sein wird.

### 1. Das Kapitalrentensteuergesetz.

An die Stelle des Kapitalsteuergesetzes ist das Gesetz über die Kapitalrentensteuer vom 24. Juni 1874 getreten. Bisher hatte man „doch mehr die Kapitalwerthe des Zinsen- und Rentenbezugs als letzteren selbst zum Gegenstand der Besteuerung gemacht." Das seitherige Gesetz trug „in vielfacher Beziehung gar zu wenig den Charakter eines Gesetzes über eine Rentensteuer" und nachdem die sogenannte Kapitalsteuer doch eine Zins- und Rentensteuer sein sollte, bemühte man sich das Prinzip dieser direkten Steuer schärfer zum Ausdruck zu bringen. Die Kritik des Entwurfs eine Kapitalrentensteuer betreffend und die Geschichte der badischen Kapitalsteuer ist an anderer Stelle bereits gegeben worden [1]). Die gegenüber dem Entwurfe geltend gemachten kritischen Bemerkungen sind auch gegenüber dem Gesetz aufrecht zu erhalten. Uebrigens enthält das Gesetz, was wir keineswegs verkennen, gegenüber dem früheren Kapitalsteuergesetz wesentliche Verbesserungen. Man hat sich aber gegen die Annahme des Gesetzes ausgesprochen, vorzugsweise, weil es auf dem Prinzip der Ertragbesteuerung ruht und weil es nicht zweckmässig erschien, dass man stückweise die einzelnen Steuergesetze unter Beibehaltung des Prinzips der Ertragbesteuerung verändere.

Unter Verweisung auf den Text des Gesetzes heben wir folgende Einzelheiten hervor:

Während nach dem seitherigen Gesetze die Zinsen, Renten und Dividenden aus Aktien von der badischen Gewerbesteuer unterliegenden industriellen oder Handelsunternehmungen auf Aktien von der Kapitalsteuer befreit waren, greift diese Befreiung nach dem neuen Gesetze nicht Platz [2]). — Reichsausländer, welche im Grossherzogthum wohnen, sind mit ihrem Zinsen- und Rentenbezug insoweit steuerpflichtig, als die Kapitalien im deutschen Reichsgebiete angelegt sind oder die Bezüge aus letzterem herkommen. Art. 4. — Ist ein Steuerpflichtiger mit Faust- oder unterpfändlich versicherten Kapitalschulden, oder ist er mit Ablösungskapitalien von Zehnten, Zinsen und Gülten belastet, oder sind seinem steuerbaren Zinsen- und Rentenbezuge privatrechtliche Lasten, welche nicht schon kraft Gesetzes damit verbunden sein würden, durch besondere Titel auferlegt, so kann er verlangen, dass der Geldbetrag von Schuldzinsen und Lasten von seinem Einkommen an Zinsen und Renten abgezogen und nur der alsdann noch übrige Rest der letzteren, der Kapitalrentensteuer unterworfen wird. Art. 8. Zu dieser Bestimmung bemerken nachträglich die Motive des unten zu erwähnenden Entwurfs einer Erwerbsteuer vom 19. November 1875, S. 19: „dass bei der Kapitalrentensteuer der Abzug

1) Dr. Hecht, Das badische Steuersystem und die Gesetzentwürfe eine Kapitalrentensteuer und eine allgemeine Einkommensteuer betr. Mannheim 1874 (Verl. Schneider).

2) Ueber die Besteuerung der Aktiengesellschaften. S. meine (als Manuskript gedruckte) Denkschrift: Die Besteuerung der Aktiengesellschaften von Seiten des Staates und der Gemeinden. Mannheim 1874.

von Schuldzinsen am rentensteuerpflichtigen Erträgniss für zulässig erklärt ist, muss als eine Ausnahmebestimmung angesehen werden, welcher eine irgend erhebliche finanzielle Bedeutung nicht beizumessen ist. Denn die Fälle, in welchen ein Besitzer in nicht blos vorübergehender Weise mit Schulden belastet ist, sind denn doch selten." — Durch Art. 15 ist eine selbständige Steuerpflicht der Erbmassen geschaffen. — Der Bezug zur Kapitalrentensteuer erfolgt auf Grund von Fassionen; die Fassionen unterliegen der Prüfung des Schatzungsraths. Die Befugnisse des Schatzungsraths sind bezüglich der Konstatirung der Kapitalrentensteuer erweitert worden. — Man deklarirt nicht die steuerpflichtige Rente, sondern den auf Grund der Rente gefundenen Kapitalwerth der Rente; man bestimmt auch den Steuerfuss für die Kapitalrentensteuer nicht in Prozenten des Zins- und Renteneinkommens, sondern man setzt den Steuerfuss nach dem Steuerkapital fest. Es beruht dies auf einer in Baden bestehenden Uebung, wonach die Kapitalien und nicht die Rente als Ausgangspunkt der Besteuerung gelten. Die für die Beibehaltung dieser Uebung vorgebrachten Gründe sind nicht überzeugend. Die Motive des Gesetzes, die Kommissionsberichte und die Protokolle über die Berathungen enthalten nichts von allgemeinem Interesse. Was übrigens die Protokolle der zweiten Kammer betrifft, so sind dieselben von einer Dürftigkeit, welche mir über die Grenzen des Wünschenswerthen hinauszugehen scheint. Sie enthalten für das Kapitalrentensteuergesetz, wie auch für den Entwurf der Einkommensteuer im Wesentlichen nur die Rednerliste und den Wortlaut der Amendements, diese letzteren aber nicht einmal vollständig [1]).

### 2. Der Entwurf, eine allgemeine Einkommensteuer betreffend.

Gemäss dem vom 30. Oktober 1873 datirten Entwurf einer allgemeinen Einkommensteuer sollte diese als Zusatzsteuer zu den bestehenden Steuern ins Leben treten. „Eine solche Einkommensteuer würde, da sie nur das sogenannte reine Einkommen träfe, während bei den Ertragsteuern der Natur der Sache nach ein Abzug von Schuldzinsen nicht stattfindet, eine ausgleichende Wirkung äussern und so eine erwünschte Ergänzung unseres Steuersystems bilden. Sie würde zunächst dazu bestimmt sein, die von Regierung und Ständen schon so oft erstrebte und in erster Reihe in Aussicht genommene Aufhebung oder wenigstens Herabsetzung der Liegenschaftsaccise zu ermöglichen, sie würde bei voraussichtlich wachsendem Ertrag es gestatten, weitere Reformen namentlich auf dem Gebiete der privativen indirekten Steuern, wie auch auf jenem der Justiz- und Polizeigefälle anzubahnen und in Ausführung zu bringen. Sie wäre ferner in Anbetracht ihrer grösseren Fähigkeit, sich nach den wechselnden Bedürfnissen des Staates zu richten, dazu bestimmt, bei einem künftigen durch Steuererhöhung zu deckenden Mehrbedarf ausschliesslich oder wenigstens vorzugsweise die Mittel zu liefern. Endlich

1) S. für das Gesetz über die Kapitalrentensteuer die Protokolle der 2. Kammer S. 131, 132, der 1. Kammer S. 173, 174, die Kommissionsber. der 2. Kammer im 4. Beilagenh. zu den Verh. der letzteren S. 479—484, den Kommissionsber. der 1. Kammer, Beilagenh. S. 322—325.

würde sie auch eine geeignete Grundlage für die Reform des Gemeindesteuerwesens schaffen.“ Motive S. 16, 17 (Verhandl. der bad. Ständevers. 1873/74, 4. Beilagenheft). In diesen Worten der Motive ist keine prinzipielle Begründung der Einkommensteuer als Zusatzsteuer gegeben, sondern lediglich angedeutet, wozu man die erzielten Steuersummen verwenden könne. Eine prinzipielle Begründung der Einkommensteuer als Zusatzsteuer zu einem Ertragsteuersystem ist in den Motiven überhaupt nicht gegeben worden. „Die Finanzen des Staates müssen auf solider Grundlage beruhen und die Grossherzogliche Regierung hält dafür, dass es Aufgabe einer vorsichtigen Steuergesetzgebung sein müsse, eine Reform des Steuerwesens nicht in radikaler Weise durch einen Umsturz des Bestehenden herbeizuführen, sondern die nothwendigen Verbesserungen anknüpfend an das Bestehende, geschichtlich Hergebrachte vorzunehmen. Darum muss sich die Grossherzogliche Regierung von vornherein entschieden gegen die Ausführbarkeit der Idee einer Einkommensteuer als Ersatz aller übrigen Steuern aussprechen und es schlechterdings für unthunlich erklären, den Steuerbedarf einzig und allein durch eine Steuer decken zu wollen, deren gerechte Durchführung, wie nun einmal die Dinge liegen, geradezu unmöglich wäre.“ Jeder Fachmann wird zugeben, dass in diesen Worten eine Begründung der Einkommensteuer als Zusatzsteuer nicht zu finden ist. Auch die Anhänger der Einkommensteuer wollen, dass die Finanzen des Staates auf soliden Grundlagen ruhen, auch sie wissen, dass die Reform des Steuerwesens nicht in radikaler Weise durch einen Umsturz des Bestehenden sich vollziehen darf. Aus diesen Prämissen folgt nichts für das Prinzip, welches einer Reform des Steuerwesens zu Grunde zu legen ist, es folgt aus diesen Sätzen weder, dass das Prinzip der Ertragbesteuerung beibehalten, noch dass das Prinzip der Einkommensteuer lediglich als Zusatzsteuer berechtigt ist. Der zweite Satz steht sonach zu dem ersten in keinem logischen Zusammenhang. Aus den Erwägungen des ersten Satzes ergibt sich nun, dass an die Stelle bestehender Steuergesetze nicht ohne jede Ueberlegung und Vorbereitung neue Steuergesetze treten können, und namentlich dann nicht, wenn den neuen Gesetzen auch neue zwar in anderen Staaten bewährte, aber in dem betreffenden Staate seither noch nicht anerkannte Prinzipien zu Grunde gelegt sind. Für alle Zweige des Staatshaushalts und nicht nur auf dem Gebiete des Steuerwesens sind jähe Uebergänge möglichst zu vermeiden, weil jähe Uebergänge leicht zu akuten Krankheiten führen. Aus der Erkenntniss dieser Thatsache, welcher sich die Anhänger der Einkommensteuer keineswegs verschliessen, folgt aber nichts weder gegen das Prinzip der Einkommensteuer noch für das Prinzip der Ertragsteuern. Es folgt daraus nur, dass für ein Land, welches die Ertragteuern verlassen will, um zu einem System der Einkommenbesteuerung überzugehen, eine gesetzgeberische Brücke geschlagen werden muss. Diese Brücke wird dadurch hergestellt, dass die gesetzgeberischen Faktoren ein Einkommensteuerkatastergesetz vereinbaren, wodurch die Regierung ermächtigt ist gemäss näher vereinbarten Prnzipien einen Einkommensteuerkataster für das ganze Land aufzustellen. Es sei hierbei nicht ausgeschlossen, dass die (mit einer Vermögenssteuer kombinirte) Einkommensteuer zunächst nur in dem Umfang in Aussicht

genommen wird, wie dies neuerdings Neumann in seiner Schrift „Ertragssteuern oder persönliche Steuern vom Einkommen und Vermögen?“ S. 82 ff. vorschlägt. Wenn ein Einkommensteuerkataster aufgestellt ist, und wenn sich aus demselben ergibt, dass die Einnahmen des Staates durch die Einführung desselben bei einem dem seitherigen entsprechenden Steuerfuss sich nicht verringern wird, so fragen wir, ob dann in radikaler Weise ein Umsturz des Bestehenden durch die thatsächliche Einführung der Einkommensteuer eintreten würde?

Die Herstellung eines solchen Einkommensteuerkatasters ist freilich von der Voraussetzung bedingt, dass man die ernstliche Absicht einer umfassenden Steuerreform und die nöthige Fähigkeit zu ihrer Verwirklichung hat. Das Einkommensteuerkatastergesetz ist mit grosser Sorgfalt auszuarbeiten, bei der Abfassung wird man alle Fragen der Einkommensteuer bereits mit voller Klarheit übersehen und über das System der künftigen Einkommensteuer zum mindesten seitens der Regierung prinzipiell schlüssig sein müssen. Und wenn auch das Gesetz selbst noch so vortrefflich wäre, die mit der Aufstellung des Katasters aber beauftragten Organe nicht die gehörige Umsicht und Energie, aber auch die nöthige Rücksicht bei der Aufstellung der Kataster zur Geltung zu bringen wissen, so kann das Reformwerk auch hieran schliesslich scheitern. Diese letztere Bemerkung ist zwar selbstverständlich aber doch nicht überflüssig, denn in solchen Ländern, in welchen die Ertragbesteuerung besteht, wirft man den Anhängern der Einkommensteuer gern vor, dass sie die mit einer Reform verbundenen Schwierigkeiten übersehen. Aber alle gesetzgeberischen Reformen sind mit grossen Schwierigkeiten verknüpft. Wer diese Schwierigkeiten nicht zu würdigen weiss, ist auch nicht berufen Reformvorschläge zu machen; wie hinwiederum derjenige, welcher vor Schwierigkeiten zurückschreckt, nicht berufen ist, Reformen durchzuführen.

In den Ländern der Ertragbesteuerung lieben es die Vertheidiger dieses Systems sich als die erfahrenen Praktiker zu geriren, welche durch die Beibehaltung eines bestehenden Systems gegenüber den Thesen derjenigen, die sie als Theoretiker bezeichnen, das Wohl des Vaterlandes zu schützen wähnen. In der That ist zum mindesten leicht begreiflich, weshalb die Vertheidiger des Ertragsteuersystems sich vorzugsweise in den Reihen der Praktiker finden. Zunächst kann niemand, der die Resultate der modernen Forschungen auf dem Gebiete des Steuerwesens unbefangen in sich aufgenommen hat, die prinzipielle Berechtigung des Einkommensteuersystems also auch die prinzipielle Verwerflichkeit des Ertragsteuersystems von sich abweisen. Es können sonach die Anhänger der Ertragbesteuerung, wie dies denn auch der Fall ist, sich nicht leicht in den Reihen der Theoretiker finden, weil diese berufsmässig eine jede Einrichtung nach der Seite ihrer prinzipiellen Berechtigung hin prüfen und bei dieser Prüfung zu dem obigen Resultate hingedrängt werden. Der Praktiker aber d. h. derjenige, welcher als Ressortbeamter in höherer oder niederer Stellung in die Praxis der Ertragbesteuerung sich eingelebt hat — auf die anderen s. g. Praktiker haben wir nicht zu achten — tritt der reformatorischen theoretischen Erkenntniss mit dem Vorurtheil entgegen, von welchem die Gewöhnung an das Bestehende und damit im Zusammen-

hang der Zweifel an der Richtigkeit des Neuen leicht beherrscht wird. Es ist dasselbe Vorurtheil, welches zuweilen den Beamten der Justiz gegenüber neuen gerichtsorganisatorischen oder materiellrechtlichen Bestimmungen misstrauisch macht, und welches auch auf vielen anderen Gebieten in eigenthümlicher Gestaltung uns entgegen tritt. Der Kampf zwischen der einen und anderen Richtung wird dadurch geschärft, dass sich gemeinhin an demselben neben den berufenen Fachmännern unberufene Dilettanten betheiligen. Zu diesen letzteren gehört der grössere Theil der Tagespresse. Die Tagespresse ist aber auch der Tummelplatz derjenigen, welche geleitet von der Vertheidigung ihrer selbstsüchtigen Interessen für das eine oder das andere System Partei nehmen. Diese letzteren schaden um so mehr, als eine gewisse Parteitaktik die verwerflichen Argumente selbstsüchtiger Interessenten gern mit den sachverständigen Ausführungen Anderer zusammenwirft, welche aus den Kreisen der eventuell durch das Gesetz zunächst Betroffenen und Beschädigten berechtigtermassen laut werden. Es ist selbstverständlich, dass ein Gesetz der Kritik zunächst von den Kreisen unterzogen wird, auf welche das Gesetz berechnet ist. Aus diesen Kreisen heraus kann sich eine aus selbstsüchtigen Interessen eingegebene Opposition entspinnen, und wir haben zahlreiche Beispiele einer solchen verwerflichen Opposition, aber aus diesen Kreisen heraus erhebt sich auch die sachverständige mit der ersteren gewiss nicht zu identifizirende Kritik. Das Sachverständniss und folgeweise die sachverständige Kritik eines Gesetzes herrscht präsumtiv denn doch vorzugsweise bei denjenigen, welche sich berufsmässig mit den Gegenständen der gesetzlichen Regelung befassen. Wenn also beispielsweise ein Gesetz über die Besteuerung des Handels und der Gewerbe oder des Grundbesitzes oder der Beamtengehalte gegeben wird, so ist doch zu vermuthen, dass in den Kreisen der Gewerbe- und Handeltreibenden, der Grundbesitzer und der Beamten neben einer Anzahl Solcher, welche einen einseitigen Interessenstandpunkt vertreten, eine grössere Mehrzahl sich befindet, welche sich ihrer Pflichten gegen die Gesammtheit bewusst ist, aber auch im vollen Umfange alle die Momente sich vergegenwärtigt, deren Vergegenwärtigung für eine gerechte Besteuerung nothwendig ist. Die Urtheile dieser so gearteten Interessenten sind es, für welche wir eine Berechtigung in Anspruch nehmen müssen. In den Zeiten der ungesundesten Klassengegensätze, des tiefsten sozialen Zwiespaltes und der sittlichen Korruption betrachtet man kurzweg alle Ausführungen aus solchen Kreisen, auf welche ein Steuergesetz berechnet ist, als Parteischriften zur Verfolgung egoistischer Zwecke, man stellte die praesumtio malae fidei für alle Erörterungen auf, welche aus diesen Kreisen kommen, die dann doch schliesslich die besten Sachverständigen sind. Wer aber seinen Mitbürgern gegenüber eine solche Präsumtion aufzustellen geneigt ist, der ist meist nicht frei von der Parteitaktik, die er bei seinem Gegner vermuthet. Die Folge solcher Zustände ist, dass man dann eher auf das Gerede der Sachunverständigen aus anderen Kreisen hört, welche von dem Gesetze nicht unmittelbar betroffen sind als auf die beachtenswerthesten Argumente der eventuell von einem Gesetze zunächst Betroffenen: und das nennt man dann unparteiische Prüfung und unabhängigen Sinn. Vielleicht hat die grosse Anzahl der sachunverständigen Mitstreiter

auf der einen und auf der anderen Seite nicht unwesentlich dazu beigetragen, dass der Gegensatz zwischen dem Prinzip der Einkommensteuer und dem Prinzip der Ertragsteuer noch grösser erscheint als er ist und dass folgeweise der Uebergang aus dem einen zu dem andern System noch schwieriger erachtet wird, als er sein mag. Verfolgt man die geschichtliche Entwicklung beider Systeme, so drängt sich die Ueberzeugung auf, dass die Einkommensteuer weniger als Gegensatz, denn als die logisch unabweisbare Fortentwicklung der Ertragsteuern gedacht werden muss. Von einer solchen Auffassung sind namentlich viele Anhänger der Ertragsteuern unendlich weit entfernt, nach ihren Ausführungen sollte man meinen, es handle sich bei dem Uebergang zu der Einkommensteuer um einen Sprung aus dem Paradies in die Hölle und doch sind die Steuerzustände in den Ländern der Ertragbesteuerung nicht paradiesisch. Ich habe die Gelegenheit gehabt, einzelne Ertragsteuerkataster auf ihre Richtigkeit hin zu prüfen und ich erinnere mich nicht ein grösseres Konglomerat von Lügen — wissentlich falsche Fassionen sind doch Lügen — irgendwo sonst gelesen zu haben, Diese Lügen geschehen nun allerdings vielerorts im Einverständniss mit den Steuerbehörden; die Fassionen und s. g. Einschätzungen nehmen an diesen Orten den Charakter von Verträgen der Steuerpflichtigen mit den Steuerbehörden an; es werden die unwürdigsten Kompromisse geschlossen. Zu solchen Verträgen aber werden die Steuerpflichtigen und die unteren Steuerbehörden durch die falschen Grundlagen der Gesetze veranlasst. Die falschen Grundlagen der Gesetze werden durch die gesetzwidrigen Besteuerungen korrigirt. Seltsamerweise erklären manche Vertheidiger der Ertragbesteuerung, dass sie prinzipiell die Einkommensteuer als die richtige Steuer betrachten, dass aber bei der Aufstellung der Einkommensteuerkataster zahlreiche Defraudationen sich einschleichen, sie sind daher „als Praktiker" gegen diese Besteuerung; aber ein Blick in einzelne Ertragsteuerkataster, eine einzige Stunde der kritischen Prüfung kann jeden Anhänger der Ertragbesteuerung belehren, dass die Defraudationen bei Einführung der Einkommensteuer gewiss nicht grösser als derzeit sein werden. Die Ertragbesteuerung beruht auf falschen Grundlagen und die Ertragsteuerkataster enthalten falsche Angaben; die Einkommensteuer ruht auf prinzipiell richtigen Grundlagen, aber die Einkommensteuerkataster werden auch zahlreiche falsche Angaben enthalten; bei der Einkommensteuer ist aber die Gesetzgebung frei von dem Vorwurf, dass sie die Massenlüge befördert, die Massenlüge selbst wird sie in der ersten Zeit nach Einführung der Einkommensteuer nicht beseitigen. Die Anhänger der Ertragbesteuerung mögen sich in dieser Hinsicht doch vergegenwärtigen, dass unter der Herrschaft der Ertragbesteuerung die Gewöhnung an falsche Fassionen und Einschätzungen entstanden ist und dass mit der Einführung eines anderen Systems nicht auch eine bessere Generation von Menschen sofort entsteht, dass diese vielmehr unter dem Einfluss besserer Gesetze erst herangezogen werden muss.

„Letzteres ist nicht durch Zufall entstanden" — sagen einzelne Anhänger der Ertragsteuern mit den Motiven des badischen Entwurfs einer allg. Einkommensteuer — „sondern seiner Zeit . . nach reiflicher Prüfung gewählt und seitdem mannigfach verbessert und vervollständigt worden."

Was beweist das für die Beibehaltung? Durch Zufall entsteht gar nichts; durch die Abschaffung des absichtlich Entstandenen beabsichtigen wir nicht der Vergangenheit einen Vorwurf zu dekretiren, sondern nur einem berechtigten Postulat der Gegenwart zu entsprechen. — Man behauptet weiter: „Im Grossen und Ganzen hat sich diese Einrichtung (incl. die Ertragbesteuerung) nach vieljähriger Erfahrung als zweckmässig bewährt und sie wird daher auch in ihren Grundlagen beizubehalten sein". Motive S. 15. Wenn die Einrichtung sich nach vieljähriger Erfahrung wirklich als zweckmässig bewährt hat, ist die Folgerung gewiss richtig, vorausgesetzt nur, dass die Einrichtung „nach vieljähriger Erfahrung" nicht nur der Regierung, sondern auch der Steuerpflichtigen als „zweckmässig" nicht nur für die Regierung, sondern gleichmässig für die Steuerpflichtigen sich erwiesen hat. Wir sind nicht in der Lage seitens der Steuerpflichtigen den optimistischen Anschauungen der Motive zuzustimmen. Eine tiefgehende Unzufriedenheit herrschte zur Zeit als der Entwurf erschien und herrscht auch heute noch in den steuerpflichtigen patriotisch gesinnten Klassen des badischen Landes, weil die Steuern ungerecht vertheilt sind. — Seltsamerweise findet sich das Lob der Ertragbesteuerung in einem Entwurf, welcher die Einkommensteuer in das System der direkten Steuern aufnehmen will. Man sollte denken, wenn die Grundlagen der Ertragbesteuerung nach vieljähriger Erfahrung einer Regierung als zweckmässig für die Regierung sich erwiesen hat, dass die Regierung diese Grundlagen durchweg beibehält, und nicht eine Steuer als Zusatzsteuer einführt, welche auf ganz anderen Grundlagen ruht. Entweder sind prinzipiell die Grundlagen der Ertragbesteuerung zweckmässig und gerecht, oder es sind prinzipiell die Grundlagen der Einkommensteuer zweckmässig und gerecht.

Nachdem die Motive des badischen Entwurfs behauptet haben, dass das System der Ertragsteuern nach vieljähriger Erfahrung als zweckmässig sich bewährt habe, erklären sie sofort „eine Einkommensteuer würde, da sie nur das sogenannte reine Einkommen träfe, während bei den Ertragsteuern der Natur der Sache nach ein Abzug der Schuldzinsen nicht stattfindet, eine ausgleichende Wirkung äussern und so eine erwünschte Ergänzung unseres Steuersystems bilden". Wir meinen, entweder ist das System, welches einen Schuldenabzug gestattet, ein gerechtes Steuersystem oder dasjenige, welches den Schuldenabzug nicht gestattet, entweder ist das System empfehlenswerth, welches die Besteuerung aller wirthschaftlichen Objekte verfolgt, oder dasjenige, welches die Besteuerung der wirthschaftlichen Subjekte bezweckt, entweder ist das System zeitgemäss, welches in unserer Epoche der Kreditwirthschaft zur Ausbildung gelangte, oder das System, welches in der Uebergangsepoche aus der Kapitalwirthschaft in die Kreditwirthschaft entstanden ist. Dass beide Systeme gleichzeitig gerecht sein können, ist nicht ersichtlich, am Allerwenigsten in den Motiven des badischen Entwurfs bewiesen. Diejenige Einrichtung, welche ungerecht ist, wird nicht dadurch gerecht, dass die andere zu ihr hinzutritt. Dass die Ungerechtigkeiten der Ertragbesteuerung ausgeglichen werden, wenn die Ertragbesteuerung als prinzipielles System bestehen bleibt und die Einkommensteuer als zusätzliches System hinzutritt, ist unerwiesen und unabweisbar. Sind somit die vorgebrachten inneren Gründe

für die Einführung der Einkommensteuer als Zusatzsteuer zu einem Ertragsteuersystem hinfällig, so bleibt noch die Prüfung des einzigen im badischen Entwurf angeführten äusseren Grundes, dass nämlich die Durchführung den Schwierigkeiten, welche in Bezug auf eine einzige Einkommensteuer Platz greifen, nicht unterliegt, „da es sich nur um eine mässige Zusatzsteuer handelt, bei welcher der Reiz zur Einkommensverheimlichung viel geringer ist und darum auch von der Einführung strengerer und drückenderer Kontrolen abgesehen werden kann". Motive S. 16. „Sie soll in milder Form eingeführt und es soll darum die Feststellung des steuerbaren Einkommens jedes Steuerpflichtigen so sehr als möglich erleichtert und vereinfacht werden." Mot. S. 17. Aber diesem äusseren Grunde gegenüber haben wir oben bereits ausgeführt, dass die Defraudation bei dem System der Einkommensteuer, wenn es den Mittelpunkt des direkten Steuersystems bildet, nicht grösser sein wird als die derzeitige Defraudation unter der Herrschaft der Ertragbesteuerung, „der Reiz zu Einkommensverheimlichungen" ist an sich nicht grösser als der Reiz zu Ertragsverheimlichungen; seltsamerweise meinen die Anhänger der Ertragbesteuerung, dass der Reiz zu Einkommensverheimlichungen grösser sein müsse; sie treten an die Beurtheilung der Einkommensteuer mit allen den Urtheilen heran, welche bei ihnen aus der Beobachtung der Ertragbesteuerung entstanden sind; sie geriren sich als Männer von praktischer Einsicht in das System der Einkommensteuer und sind meist nur Praktiker für das System der Ertragbesteuerung.

Wenn in einem Staate die Einführung einer neuen Steuer den Ständen vorgeschlagen wird, ohne dass ein Defizit zu decken ist oder eine Mehrausgabe unmittelbar bevorsteht, so sollte man erwarten, dass in den Gesetzentwurf eine bindende Bestimmung über die Verwendung der durch die neue Steuer erzielten Mehreinnahmen aufgenommen wird. Der badische Entwurf aber enthält eine derartige Bestimmung nicht, die Motive des Entwurfs geben nur Andeutungen über die möglichen Verwendungen. Sie sagen „die Einkommensteuer würde zunächst dazu bestimmt sein, die von Regierung und Ständen schon so oft erstrebte und in erster Reihe in Aussicht genommene Aufhebung oder wenigstens Herabsetzung der Liegenschaftsaccise zu ermöglichen." Wenn man zu dem System der Einkommensteuer übergehen muss, um eine Aufhebung oder Herabsetzung der Liegenschaftsaccise zu ermöglichen, um also eine verhältnissmässig sehr bescheidene Reform zu bewirken, so passt dies schlecht zu der kurz vorher gegebenen Erklärung, dass die Ertragbesteuerung sich als zweckmässig bewährt habe. Ein System, welches so unbeweglich, so wenig dehnbar ist, dass in seinen Grenzen die Liegenschaftsaccise nicht beseitigt werden kann, verdient nicht in seinen Grundlagen beibehalten zu werden. Es wird in den Motiven ferner darauf hingewiesen, dass auch weitere Reformen namentlich auf dem Gebiete der privativen indirekten Steuern wie auch auf jenem der Justiz- und Polizeigefälle in Aussicht genommen werden könnten etc. Das Alles sind Andeutungen, theoretische Betrachtungen, aber keine bindenden Erklärungen. In dem Augenblick, in welchem eine neue Steuer dekretirt wird, muss präzis bekannt sein, wozu

diese Steuer dienen soll; der gesetzlichen Verpflichtung der Steuerpflichtigen muss eine gesetzliche Verpflichtung der Regierung gegenüber stehen.

Der Kommissionsbericht der zweiten Kammer über den Gesetzentwurf, erstattet am 12. Mai 1874, gelangt in seinem auch für weitere Kreise beachtenswerthen ersten Theile zu dem Resultat, dass die Einkommensteuer in Verbindung mit einer Vermögenssteuer (Bericht S. 18) das relativ Beste sei. Man könnte hiernach erwarten, dass der Bericht sich gegen die Annahme eines Entwurfs ausspreche, welche die Kombination der Einkommensteuer mit den vorhandenen Ertragsteuern will. Allein in dem zweiten Theile des Berichts werden aus den trefflichen prinzipiellen Erörterungen des ersten Theils derartige Schlüsse nicht gezogen. Der Bericht erklärt kurzweg, dass er eine „vorübergehende" Kombination der Einkommensteuer mit den Ertragsteuern als unvermeidlich erachte. Wir bestreiten nicht, „dass jede neue Steuer mit Vorsicht eingeführt werden muss", dass jene Vorsicht zu allermeist dann geboten ist, „wenn ein ganz neues Steuersystem zur Einführung gebracht werden soll", dass man „keinen Sprung in's Dunkle oder vielleicht in's Leere" machen darf, allein daraus folgt nicht, dass die richtige Ueberleitung aus dem System der Ertragsteuern in das System der mit einer Vermögenssteuer kombinirten Einkommensteuer durch eine vorübergehende Kombination der Einkommensteuer mit den vorhandenen Ertragssteuern statthaben muss.

Es ist übrigens wohl zu beachten, dass die Regierung nirgends versprochen hatte, die Ertragsteuern zu beseitigen, also nur eine „vorübergehende" Kombination der Einkommensteuer mit den vorhandenen Ertragsteuern eintreten zu lassen, sie hatte für den Fall der Annahme der Einkommensteuer nur einzelne Reformen auf dem Gebiete der indirekten Steuern in Aussicht gestellt. Am 20. Mai 1874 begannen die Verhandlungen der zweiten Kammer. Die wichtigsten prinzipiellen Debatten fanden bei Beginn und bei Schluss der Berathung statt. Neunzehn Abgeordnete stellten nämlich bei Beginn der Berathungen einen Antrag auf motivirte Tagesordnung, welcher lautete:

> „In Erwägung, dass die in dem vorliegenden Gesetzentwurfe vorgeschlagene Einkommensteuer nicht durch finanzielle Bedürfnisse hervorgerufen, sondern zur Aufhebung anderer Steuern beziehungsweise zur Beseitigung mangelhafter Einrichtungen des bestehenden Steuersystems dienen soll; in Erwägung, dass diese neue Steuer zu den übrigen direkten Steuern lediglich hinzutritt, ohne dass sie im Stande ist, deren Mängel zu beseitigen, sofern eine umfassende und ausgleichende Reform nicht gleichzeitig vollzogen wird; in Erwägung, dass die Grundsätze, nach denen eine Einkommensteuer auferlegt werden soll, nur dann ohne Gefahr einer ungerechtfertigten Steuervermehrung und im Geiste einer, die wirklichen Steuerkräfte des Landes billig berücksichtigende Reform festgestellt werden können, wenn die Volksvertretung in die Lage gesetzt ist, die höhere Belastung einerseits gleichzeitig mit der entsprechenden Erleichterung andererseits zu beschliessen"

wird beantragt:

> „von der Berathung der einzelnen Bestimmungen der Vorlage Umgang zu nehmen und zugleich die Grossh. Regierung zu ersuchen, dem näch-

sten Landtage eine durchgreifendere, insbesondere die Grund-, Häuser-, Gewerbe- und Klassensteuer umfassende Steuerreform vorzuschlagen."

Dieser Antrag wurde später zurückgezogen; man berieth das Gesetz bis zum Art. 42 mit grösseren und geringeren Amendements; bei der Berathung dieses Artikels kam folgender Beschluss zu Stande:

Die erstmalige Erhebung der Steuer auf Grund des Gesetzes soll durch ein besonderes Einführungsgesetz angeordnet werden, sie kann erst eintreten, wenn die neue Einschätzung des landwirthschaftlichen Geländes und der Gebäude (Gesetz vom 7. Mai 1858 und 26. Mai 1866) stattgehabt hat und ein neues Klassensteuer- und Gewerbsteuergesetz beschlossen ist. Diesem Einführungsgesetz soll es vorbehalten bleiben auch darüber Bestimmungen zu treffen, inwieweit die Einkommensteuer andere direkte Steuern ersetzen soll, sowie etwaige auf Grund des Ergebnisses der Einkommenseinschätzung nothwendig fallende Aenderungen des gegenwärtigen Gesetzes vorzunehmen. Ferner wurde eine Resolution angenommen, wonach das Ergebniss der Einkommensteuer in erster Reihe zur Ermässigung der Grundsteuer verwendet werden soll. S. Protokoll der ersten Kammer, Beilagenh. Nr. 281. (In den Protokollen der zweiten Kammer hat man die Mittheilung des Obigen wohl vergessen?). — Die zweite Kammer versagte sonach zwar nicht dem Einkommensteuergesetz, wohl aber der Einkommenbesteuerung die sofortige praktische Geltung. —

Aus dem Kommissionsbericht der ersten Kammer (Beilagenh. Nr. 298) ergibt sich, dass in der Kommission eine Uebereinstimmung in Betreff des Entwurfs nicht zu erzielen war. Die Majorität der Kommission beantragte die Annahme des Entwurfs mit den Abänderungsvorschlägen der zweiten Kammer, die Minorität die Ablehnung. Einstimmig war die Kommission der Ansicht, dass eventuell das Ergebniss der Einkommensteuer in erster Linie zur Ermässigung der vom landwirthschaftlichen Gelände zu entrichtenden direkten Steuern verwendet werde. Die Ansicht der Minorität drang durch. Der Entwurf wurde am 22. Juni 1874 in der ersten Kammer mit 9 gegen 7 Stimmen abgelehnt. In Folge dieser Abstimmung zog die Regierung den Entwurf zurück[1]).

### 3. Die Erwerbsteuer.

Durch den unter dem 10. November 1875 vorgelegten Entwurf die Erwerbsteuer betreffend wurde die Vereinigung der Gewerbe- und Klassensteuer zu einer einzigen Steuer und gleichzeitig eine Reform der mass-

---

1) S. auch Dr. Hecht, Das badische Steuersystem und die Gesetzentwürfe eine Kapitalrentensteuer und eine allgemeine Einkommensteuer betr. Mannheim 1874 (Joh. Schneider); Neumann, die progressive Einkommensteuer im Staats- und Gemeindehaushalt, Leipzig 1874 (Duncker & Humblot) S. 22 ff.[1], 127 ff., und die soeben erschienene Schrift desselben Autors „Ertragsteuern oder persönliche Steuern vom Einkommen und Vermögen? Ein Wort zur Steuerreform. Freiburg (Wagner'sche Buchhandlung 1876); auch Vorschläge zur Reform der Bad. Steuergesetzgebung von einem Ständemitglied, Berlin 1876 (Braun'sche Druckerei); Konkordia, Zeitschr. für die Arbeiterfr. Jahrg. 1874, Nr. 1, 3; die Verhandlungen des Vereins für Sozialpolitik, 1875, insbes. S. 27 ff., 41 ff.; dagegen auch Bericht über die Verhandl. des ersten Kongresses österr. Volkswirthe 1875, herausg. von Sax (Manz'sche Buchh.) S. 4 ff.

gebenden Besteuerungsgrundsätze versucht. In meiner im Auftrag des Stadtrathes und der Handelskammer Mannheim verfassten und in Hirth's Annalen des deutschen Reiches (Jahrgang 1876, S. 400 ff.) publizirten Denkschrift ist die Kritik des Entwurfs gegeben worden. Den in der Denkschrift niedergelegten Anschauungen schlossen sich die Delegirten aller grösseren badischen Handelskammern namentlich der von ihnen vertretenen Korporationen nach mündlichem Vortrag an, indem sie die gleichfalls in Hirth's Annalen am Schluss der Denkschrift mitgetheilten Resolutionen fassten. Ein anscheinend offiziöser Artikel der Karlsruher Zeitung wendete sich gegen den Inhalt der Resolutionen, worauf die Mannheimer Handelskammer als Vorort der badischen Handelskammern in einem offenen Sendschreiben erwiderte. Der Zeitungsartikel wurde auf Wunsch des badischen Finanzministeriums in Hirth's Annalen aufgenommen und ebendaselbst dann auch das Sendschreiben als Erwiderung auf den Zeitungsartikel zum Abdruck gebracht. Während, beziehungsweise kurz nachdem die Verhandlungen über den Erwerbsteuergesetzentwurf in der zweiten Kammer stattfanden, erschien ferner die Schrift von Neumann, Ertragsteuern oder persönliche Steuern vom Einkommen und Vermögen? Ein Wort zur Steuerreform. Freiburg i. Br. (Wagner'sche Buchh.) 1876. Neumann kam in seiner an höchst wichtigen Untersuchungen reichen Schrift zu denselben Resultaten, zu denen auch die Denkschrift und die Handelskammern gelangt waren: dass nämlich so wie die Dinge lagen unter Ablehnung des Entwurfs die Ernennung einer Kommission behufs Prüfung der einschlägigen Fragen zu empfehlen sei. Trotz alledem wurde der Entwurf mit einigen wesentlichen und anderen unwesentlichen Amendements mit erheblichen Majoritäten in den Kammern angenommen. Seine Publikation als Gesetz steht bevor. Ein eingehendes Referat erscheint unter Hinweis auf die über den Entwurf bereits erschienene, leicht zugängliche Literatur überflüssig. Die deutschen Steuergesetzgebungen erhalten durch das demnächst zu erwartende Gesetz eine nicht erfreuliche Bereicherung.

### 4. Das Gemeindesteuergesetz.

Unter dem 20. November 1873, also fast gleichzeitig mit der Vorlage des Entwurfs einer allgemeinen Einkommensteuer, war ein Gesetzentwurf, besondere Bestimmungen über die Verfassung und Verwaltung der Stadtgemeinden betreffend, der zweiten Kammer vorgelegt worden. In diesem Entwurf waren auch neue Bestimmungen über die Gemeindesteuer vorgesehen. Die bis dahin geltenden Bestimmungen sind am Besten ersichtlich aus Wielandt, Handbuch des bad. Gemeinderechts, 1. Thl., 1. B., I Gesetz über die Verfassung und Verwaltung der Gemeinden, §. 68 ff. Die bestehende direkte Gemeindebesteuerungsgesetzgebung legte die Kommunallasten vorzugsweise auf die Grund-, Häuser- und Gewerbesteuerkapitalien. Die Motive, 4. Beilagenh., S. 122, 123 bemerken hierüber: „Immer allgemeiner wird auch von der Theorie als richtig anerkannt, dass die Kommunalsteuer in erster Reihe von dem Grundbesitz und dem Gewerbe zu tragen ist. Das Verweilen an einem bestimmten Orte, woraus das Gemeindebürgerrecht hervorgeht, ergreift entfernt nicht in dem Maasse

die ganze Persönlichkeit, wie das Zugehören zu einem bestimmten Staat. Das Zusammenleben der Gemeindebürger begründet vorherrschend eine örtliche Interessengemeinschaft, welche zahllose ausserhalb des Orts wurzelnde Interessen des Einzelnen nicht berührt. Die örtlichen Interessen spiegeln sich aber ganz unmittelbar im Steigen und Fallen der Grund-, Häuser- und Gewerbsteuerkapitalien. Geht auch die Ansicht, dass alle Vortheile des gemeindlichen Zusammenwohnens und gemeinschaftlichen Wirthschaftens im Grundeigenthum allein sich krystallisiren und konsolidiren, zu weit, so lässt sich doch nicht verkennen, dass der Gemeindeverband dem Grundbesitz und dem Gewerbe neben den Vortheilen, welche alle Einwohner als solche geniessen, noch sehr grosse ganz besondere Vortheile gewährt.

Ist hiernach das Heranziehen der Grund-, Häuser- und Gewerbesteuerkapitalien, und zwar in erster Linie zu den Kommunallasten an sich gerechtfertigt, so ist es doch ein Mangel der bestehenden Gesetzgebung, dass sie die allgemeineren Steuerarten der Gemeinde ganz verschliesst. Die Doppelnatur der Gemeinde als organischer Bestandtheil des Staates und als selbstständige wirthschaftliche Korporation bringt es mit sich, dass, da sie bei vielen Staatsaufgaben direkt oder indirekt in Thätigkeit tritt, ihre Wirksamkeit nicht ausschliesslich in der Pflege örtlicher Interessen aufgeht. Findet die vorwiegende Richtung der Gemeinde auf örtliche Interessen in ökonomischer Beziehung ihren Ausdruck darin, dass der Gemeindeaufwand in erster Reihe vom Grundbesitz und Gewerbe aufzubringen ist, so entspricht es anderseits der Beziehung der Gemeinde zu der im Staat verkörperten Allgemeinheit, ihr auch eine allgemeine Steuer, diese aber erst in zweiter Reihe, zu gewähren. Im Anschluss an die in Angriff genommene Reform des Staatssteuersystems schlägt der Entwurf daher vor, das Besteuerungsrecht der der Städteordnung unterstehenden Städte auch auf das Einkommen in der Weise auszudehnen, dass ein Viertheil des Gemeindeaufwands durch Umlagen auf das Einkommen gedeckt werden darf, sofern der Umlagesatz einen Zuschlag von 50 % zu der Staatseinkommensteuer nicht übersteigt.“ Demgemäss lautete sub V der §. 71 des Entwurfs folgendermaassen: Der durch die Gemeindeeinkünfte nicht gedeckte Gemeindeaufwand, den Aufwand für die öffentliche Armenpflege eingeschlossen, wird nach dem Staatssteuerkataster der Stadt auf das Häuser-, Güter-, Gefäll- und Gewerbesteuerkapital und auf das Einkommen nach Ausscheidung der nach §. 84 befreiten Steuerkapitalien in der Weise umgelegt, dass:

1. durch Umlagen auf das Einkommen höchstens ein Viertheil des ganzen Umlagebedarfs aufgebracht und
2. der Umlagefuss für das Einkommen die Hälfte der Steuersätze der Staatseinkommensteuer (Art. . . des Gesetzes vom . . . . . die Einführung einer allgemeinen Einkommmensteuer betr.) nicht übersteigen darf.

Am 20. Januar 1874 wurde vom Geh. Rath Bluntschli der Kommissionsbericht über den Entwurf erstattet. Die Kommission konnte die Steuerfrage nur vorläufig behandeln, weil die in dem Gesetzentwurf vorausgesetzte Einkommensteuer noch nicht feststand. Sie kam daher zu dem An-

trag, die Revision der betreffenden Bestimmungen einstweilen auszusetzen und einer künftigen Festsetzung vorzubehalten, bis über die Staatssteuerreform entschieden sei. Die Berichterstattung beschränkte sich deshalb darauf, „einige Erwägungen zur Sprache zu bringen, welche vorläufig in der Kommission von einzelnen Mitgliedern angeregt worden sind." Wir ersehen, dass die Meinung geäussert worden war, man solle es den Städten selber überlassen, ihr Steuerwesen, freilich mit Regierungsgenehmigung, durch Ortsstatut nach eigenem Ermessen zu ordnen. Hiergegen wurde bemerkt, die Steuerpflicht dürfe nur durch Gesetz geordnet werden, weil mit derselben eine Belastung des Privatvermögens und ein eingreifender Rechtszwang verbunden sei; der Gesetzgeber werde überdem vielseitiger und unbefangener die Grundsätze der Besteuerung würdigen, als eine einzelne Gemeinde. Allgemein wurde anerkannt, dass aus Gründen der Zweckmässigkeit und zur Ersparniss der Kosten eines besonderen Gemeindesteuerkatasters die städtische Steuer mit der Staatssteuer in Verbindung gebracht werden und der Staatssteuerkataster der Gemeindebesteuerung als Grundlage dienen solle. Aber es wurde zugleich hervorgehoben, dass es nicht gerechtfertigt sei, die Einwohner der Stadt je nach Verhältniss ihres ganzen (vielleicht auswärts gelegenen) Vermögens zu besteuern. „Einverstanden war man darüber, dass die Grund- und Häusersteuer und die Gewerbesteuer den Hauptbestandtheil der städtischen Besteuerung auch ferner bilden sollen, aber auch darüber, dass das Bedürfniss der Städte und die Gerechtigkeit in einem gewissen Maasse den Beizug des beweglichen Kapitalvermögens ohne Gewerbe erfordern." Es komme jedoch darauf an und sei gerecht, die Besteuerung dieser Klasse mässig zu halten. Eine mässige Besteuerung auch der Beamten und Angestellten wurde nicht beanstandet. „Ebenso wurde darauf aufmerksam gemacht, dass eine besondere Bestimmung nöthig werde, theils um das auswärts liegende und steuerbare Vermögen eines Städters von der örtlichen Steuerpflicht in der Stadt zu befreien, theils um zu verhüten, dass nicht Körperschaften, Stiftungen, Banken und ähnliche Wirthschaftsgenossenschaften, welche bei den Genüssen der städtischen Anstalten sehr wenig betheiligt sind, und weder die Armen- noch die Schulausgaben der Stadt in Anspruch nehmen, dagegen in der Stadt ein grosses Vermögen verwalten, dessen Bedeutung keineswegs örtlich ist, im Uebermaass belastet werden. Eine mässige Besteuerung auch dieses Vermögens wird dadurch gerechtfertigt, dass diese Anstalten doch davon einigen Vortheil haben, dass die Stadt ein grosses Centrum des Verkehrs und ein Hauptsitz der Bildung und des Vermögens ist. Eine Besteuerung dagegen nach demselben Verhältniss wie das Vermögen oder Einkommen leibhafter Einwohner und ihrer Haushaltungen besteuert wird, wäre übertrieben und ungerecht und nicht durchführbar, weil diese juristischen Personen ihren Wohnsitz unschwer in eine andere Gemeinde verlegen können, wo sie nicht belästigt werden."

Nachdem die Einführung einer Einkommensteuer in der zweiten Kammer beschlossen war, legte die Regierung unter dem 7. Juni 1874 einen neuen Gesetzentwurf, besondere Bestimmungen über die Aufbringung des Gemeindeaufwandes in den Städten betreffend, vor, dessen hierher gehörige Bestimmungen lauten (Verh. der 2. Kammer, 4. Beilagenh. S. 582, 583):

Der durch die Gemeindeeinkünfte nicht gedeckte Gemeindeaufwand, den Aufwand für die öffentliche Armenpflege eingeschlossen, wird nach dem Staatssteuerkataster der Stadt auf das gesammte Häuser-, Güter-, Gefäll- und Gewerbsteuerkapital und auf das Einkommen nach Ausscheidung der nach §. 84 befreiten Steuerkapitalien umgelegt.

Bezüglich der Umlage auf das Einkommen wird bestimmt:

1. Durch Umlage auf das Einkommen darf höchstens ein Viertheil des ganzen Umlagebedarfs aufgebracht werden;
2. der nicht zu überschreitende Normalsatz der Umlage auf das Einkommen (Art. 10 des Gesetzes vom . . . . . die Einführung einer allgemeinen Einkommensteuer betr.) besteht in zwei Prozent des veranlagten Einkommens;
3. von der städtischen Einkommensteuer ausgenommen ist das Einkommen des Grossherzogs und der Mitglieder der Grossherzoglichen Familie, sowie das Einkommen der Stadtgemeinde selbst;
4. nur solches Einkommen aus Grundbesitz oder gewerblichen Anlagen, welches aus Grundeigenthum innerhalb der Gemarkung oder aus stehenden Gewerben fliesst, welche innerhalb der Gemarkung betrieben werden, unterliegt der Gemeindebesteuerung; dieses Einkommen aber auch dann, wenn der Grundbesitzer oder Gewerbetreibende seinen Wohnsitz nicht in der Gemeinde hat;
5. Aktiengesellschaften und Kommanditgesellschaften auf Aktien nur unter der Voraussetzung, dass sie, und an dem Orte wo sie eine Fabrik, ein Bergwerk oder eine ähnliche gewerbliche Anlage betreiben, mit dem hieraus fliessenden Einkommen zur Gemeindeumlage auf das Einkommen beitragspflichtig sind. Wenn eine Vereinbarung über den Beitrag nicht zu Stande kommt, entscheiden die Verwaltungsgerichte. Den Gemeinden bleibt vorbehalten, nähere Bestimmungen über die Besteuerung innerhalb der gesetzlichen Schranken durch Ortsstatut zu treffen."

Auch der neue Entwurf empfahl also in Uebereinstimmung mit den früheren Vorschlägen die Einführung einer städtischen Einkommensteuer, er weicht aber von dem früheren Entwurf darin ab, dass der in den Städten zulässige höchste Umlagefuss für die Einkommensteuer in dem Gesetz direkt nicht wie in dem früheren Entwurf durch Beziehung auf die Staatseinkommensteuern festgesetzt werden soll. Der neue Entwurf enthält ferner „im Vergleich mit dem früheren einige genaue Bestimmungen über die Veranlagung der städtischen Einkommensteuer, namentlich die durch die lokale Natur der Gemeindeumlagen gebotene Vorschrift, dass das Einkommen aus Grundbesitz oder Gewerbebetrieb innerhalb des Stadtbezirks, auch wenn der Eigenthümer auswärts wohnt, der städtischen Besteuerung unterworfen sein soll, und ferner die Bestimmung, dass Aktiengesellschaften nur an solchen Orten Einkommensteuer bezahlen sollen, an welchen sie eine Fabrik etc. betreiben und nur aus dem daraus fliessenden Einkommen, da sie nur unter dieser Voraussetzung in so naher Beziehung zur Gemeinde stehen, dass die Besteuerung ihres Einkommens gerechtfertigt erscheint." 4. Beilagenheft, Motive S. 585. Wir ersehen aus dem der zweiten Kammer über diesen Entwurf erstatteten Kommissions-

bericht vom 15. Juni 1874, dass der Vorschlag einer Feststellung der Besteuerungsart durch die Gemeinden in der Kommission abgelehnt und der gesetzlichen Normirung der Besteuerungsart durch Bezeichnung der hierbei maassgebenden Grundsätze der Vorzug gegeben wurde. Die Resultate der Kommissionsberathung sind aus der von dem Entwurf abweichenden Formulirung des §. 71 enthalten, welche wir folgen lassen (s. 4. Beilagenheft, S. 642, 643):

Der durch die Gemeindeeinkünfte nicht gedeckte Gemeindeaufwand, den Aufwand für die öffentliche Armenpflege eingeschlossen, wird nach dem Staatssteuerkataster der Stadt auf das gesammte Häuser-, Güter-, Gefäll- und Gewerbesteuerkapital nach Ausscheidung der nach §. 84 befreiten Steuerkapitalien und auf das Einkommen umgelegt.

Bezüglich der Umlage auf das Einkommen sind die Vorschriften des Gesetzes, die Einführung einer allgemeinen Einkommensteuer betreffend, maassgebend, soweit dieselben nicht durch nachfolgende Bestimmungen eine Abänderung erleiden.

1. Durch Umlage auf das Einkommen darf höchstens ein Dritttheil des ganzen Umlagebedarfs aufgebracht werden.
2. Der Normalsatz der Umlage auf das Einkommen darf zwei Prozent des verlangten Einkommens nicht übersteigen. Stadtbürger, welche auf Grund vorstehender Bestimmungen keine Gemeindesteuer zu entrichten haben, können mit einer der Hälfte des Minimalsatzes der jeweiligen Gemeindeeinkommensteuer gleichkommenden Gemeindesteuer belegt werden.

Ziffer 4. Nur solches Einkommen, welches aus Grundeigenthum (einschliesslich von Gebäuden) innerhalb der Gemarkung oder aus Gewerben fliesst, welche etc.

Ziffer 5. Aktiengesellschaften und Kommanditgesellschaften auf Aktien sind nur etc. bis „beitragspflichtig".

Wenn eine Vereinbarung über den Beitrag nicht zu Stande kommt, entscheiden die Verwaltungsgerichte."

Am 19. Juni 1874 nahm die zweite Kammer die Kommissionsanträge an. Am 22. Juni lehnte die erste Kammer den Staatseinkommensteuerentwurf ab. Nachdem in Folge hiervon der letztere Entwurf von der Regierung zurückgezogen worden war, legte die Regierung unter gleichzeitiger Zurückziehung der früheren Vorlage über die Gemeindebesteuerung am 23. Juni 1874 einen Gesetzentwurf vor, dessen hierher gehörige Bestimmungen — s. 4. Beilagenheft S. 694, 695 so lauten:

Der durch die Gemeindeeinkünfte nicht gedeckte Gemeindeaufwand, der Aufwand für die öffentliche Armenpflege eingeschlossen, wird nach dem Staatssteuerkataster der Stadt auf das gesammte Grund-, Gefäll-, Häuser- und Gewerbesteuerkapital nach Ausscheidung der nach §. 84 befreiten Steuerkapitalien, sowie auf das Klassen- und Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapital, und zwar zu fünf Sechsteln auf das Grund-, Gefäll-, Häuser- und Gewerbesteuerkapital und zu einem Sechstel auf das Klassen- und Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapital umgelegt.

Bezüglich der Umlage auf das Klassen- und Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapital wird weiter bestimmt:

1. Der höchste Betrag, in welchem von dem Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapital, eine Umlage erhoben werden darf, beträgt 3 kr. von 100 fl. Steuerkapital (5 Pfennig von 100 Mark).
2. Die Klassensteuerkapitalien werden zu der Umlage in der Art herangezogen, dass als Steuerkapital der zweifache Betrag des klassensteuerpflichtigen Jahreseinkommens zu Grunde gelegt wird. Von 100 fl. Steuerkapital dürfen höchstens 9 kr. als Gemeindeumlage erhoben werden (15 Pfennig von 100 Mark).
3. Ist zur Aufbringung des sechsten Theils des Umlagebedarfs die Erhebung des Höchstbetrags der Umlage nicht erforderlich, so ist die Umlage auf das Klassen- und auf das Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapital verhältnissmässig zu mindern.
4. Von dem Gemeindekataster sind die Klassen- und Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapitalien des Grossherzogs und der Mitglieder der Grossherzoglichen Familie, sowie diejenigen der Stiftungen und der Stadtgemeinde selbst ausgeschlossen.
5. Kann durch Umlage auf die Klassen- und Kapital- bezw. Kapitalrentensteuerkapitalien in dem gesetzlich zülässigen höchsten Betrag nicht ein Sechstel des durch Umlagen zu deckenden Gemeindeaufwands aufgebracht werden, so fällt der Rest auf das Grund-, Gefäll-, Häuser- und Gewerbesteuerkapital."

In der Begründung des Entwurfs ist ausdrücklich erklärt „das Gesetz soll und kann nur einen provisorischen Charakter haben und es ist deshalb bestimmt, dass es mit dem 31. Dezember 1877 seine Wirksamkeit verliert. Bis dahin wird die Reform der Staatssteuern auf zwei in der Mitte liegenden Landtagen jedenfalls so weit vorgeschritten sein, dass eine definitive Regelung auch der Gemeindesteuern möglich sein wird." In diesem Sinne wurde die Vorlage zum Gesetz erhoben. Wir unterlassen es, ein solches lediglich provisorisches Gesetz einer eingehenden Kritik zu unterziehen. Nur darauf sei der Vollständigkeit wegen hingewiesen, dass die grösseren Gemeinden keineswegs damit einverstanden sind, wenn die Gemeindebesteuerungsart durch die gesetzgebenden Faktoren ein für allemal festgesetzt wird. Schon unter dem 26. März 1870 richtete die Gemeinde Mannheim eine Petition an das Staatsministerium mit dem Petitum: Grossh. Regierung wolle dem gegenwärtig versammelten Landtage den Entwurf eines Gesetzes vorlegen, welches die Voraussetzungen enthält, unter denen die einzelnen Gemeinden, mindestens aber die grösseren Städte ermächtigt werden, ihren Bedürfnissen entsprechend neben oder statt den bisher gesetzlichen Steuern andere im einzelnen Falle geeignete von den Gemeinden zu beschliessende Steuern von sämmtlichen Ortseinwohnern zu erheben." In einer späteren Petition wird seitens der Gemeinde Mannheim die Bitte ausgesprochen: die Grossh. Regierung möge

1. die Einführung einer allgemeinen Einkommensteuer an Stelle der bestehenden in Erwägung ziehen und darnach dem kommenden Landtage die entsprechenden Vorlagen, soweit nöthig, unterbreiten, mindestens aber
2. dem kommenden Landtag einen Gesetzentwurf vorlegen, wonach es den Gemeinden beziehungsweise den grösseren Städten gestattet wird,

nach Maassgabe besonderer gesetzlicher Feststellungen ihre Bedürfnisse mittelst einer von sämmtlichen Einwohnern zu erhebenden, nach Klassen eingetheilten, mässig progressiven Einkommensteuer an Stelle der bisherigen Besteuerungsart aufzubringen.

Sehr bemerkenswerth und nicht genügend aufgeklärt ist noch folgende Thatsache: In den Motiven zu den vom Grossh. Finanzministerium vorgelegten Entwurf einer allgemeinen Einkommensteuer vom 30. Oktober 1873 war bemerkt worden, dass durch die Einführung der allgemeinen Einkommensteuer auch eine geeignete Grundlage für die Reform des Gemeindesteuerwesens geschaffen werde. Inzwischen scheint das Finanzministerium zu anderen Anschauungen gekommen zu sein: In einem auf Ersuchen des Grossherzoglichen Finanzministeriums in Hirth's Annalen (Jahrg. 1876, S. 695 ff.) übergegangenen Zeitungsartikel wird „einer vielfach verbreiteten" Ansicht entgegengetreten, dass eine staatliche Einkommensteuer bezw. ein Staatseinkommensteuerkataster eine bessere Grundlage für die Gemeindeumlagen, als die dermaligen Ertragssteuern bilden würde.

# Literatur.

VII.

**Oesterreich's Wiedergeburt aus den Nachwehen der Krisis.** Von **Max Wirth.** Wien, Manz, 1875. VIII und 522 S. 8°.

**Die Handelskrisis in Deutschland.** Von Dr. F. Stöpel. Frankfurt a. M. Expedition des „Merkur". 1875. 61 S. 8°.

**Freihandel und Schutzzoll.** Mit besonderer Rücksicht auf Deutschland. Von dems. Ebendas. 1876. VIII und 134 S.

Die enge Verbindung, welche zwischen Oesterreich und Deutschland in wirthschaftlicher Hinsicht besteht, wird es rechtfertigen, dass die oben bezeichneten drei Schriften, die trotz der verschiedenen Titel doch im Grunde genommen nur einen und denselben Gegenstand behandeln, hier zusammengestellt werden.

Was nun die erste und weitaus bedeutendste dieser Publikationen, die von Max Wirth betrifft, so ist zunächst hervorzuheben, dass eigentlich der Titel: „Vorschläge zu wirthschaftlichen Verbesserungen in Oesterreich" weit passender wäre, als der vom Verfasser gewählte, denn nur in solchen Vorschlägen besteht der Inhalt des Buches. Nun könnte man allerdings sagen, dass ja die Heilung der Folgen der Krisis eben in wirthschaftlichen Verbesserungen bestehe und dass daher der Titel: „Oesterreich's Wiedergeburt etc." ganz entsprechend sei. So begründet diese Entgegnung aber auch auf den ersten Blick scheint, so genügt sie doch nicht, um die von Herrn Wirth für sein Buch gewählte Bezeichnung zu rechtfertigen. Dieselbe ruft im Leser — namentlich wenn er nicht fachmännisch gebildet ist — unwillkürlich die Erwartung wach, in dem Buche ein oder mehrere ausserordentliche und unfehlbare Mittel zur raschen und vollständigen Heilung der dem Wohlstande Oesterreich's durch die Krisis geschlagenen Wunden zu finden. Wer nun das Buch in dieser Erwartung zur Hand nimmt, der wird sich gründlich getäuscht sehen. Es ist auch gar nicht einmal der Versuch gemacht, irgend eine Panacee gegen die Krise zu entdecken. Damit soll Herrn Wirth kein Vorwurf gemacht sein, im Gegentheil, unseres Bedünkens liegt eben hierin kein geringer Vorzug seines Werkes. Ein solches schnell und sicher wirkendes Radikalmittel gegen die Folgen der Krisis gehört nun einmal in das Gebiet der Utopieen, und es kann nicht oft genug wiederholt werden, dass nur in fleissiger

und längere Zeit hindurch fortgesetzter Reformarbeit auf allen Gebieten des wirthschaftlichen Lebens das Mittel liegt, die durch die Krisis geschlagenen Wunden allmälig vernarben zu machen. Dieser Standpunkt ist nun in dem Wirth'schen Buche dadurch, dass der Verfasser sich darauf beschränkt, Andeutungen darüber zu geben, in welcher Richtung sich die Reformarbeit bewegen soll, sich aber von allen Illusionen über den voraussichtlichen Erfolg der Durchführung seiner Ideen ferne hält, strenge festgehalten, und desshalb allein schon ist seiner Schrift eine grössere Verbreitung zu wünschen. Es ist nur zu bedauern, dass Wirth diesen seinen Standpunkt nicht schärfer betont hat. Ein Fachmann wird denselben allerdings auch ohne diese nachdrückliche Accentuirung immer herausfinden, nicht so aber ein Nichtfachmann. Und doch muss aus der leicht fasslichen, nahezu populären Schreibweise und manchen Stellen des Buches geschlossen werden, dass Herr Wirth eine die Fachkreise überschreitende Verbreitung seines Buches wünscht, und gerade aus diesem Grunde wäre es nützlich gewesen, wenn der Verfasser jene Anschauung energisch hervorgehoben hätte, denn gerade in den weiteren Kreisen namentlich des österreichischen Publikums findet sich nur zu häufig die Ansicht, dass die Krisis durch irgend ein Wundermittel geheilt werden könnte und längst beseitigt wäre, „wenn nur die Regierung etwas thäte". Es ist sehr lobenswerth von Herrn Wirth, dass er vielfach hervorhebt, dass die österreichische Regierung wirklich „etwas gethan hat" und noch thut und die Lektüre seines Buches würde wohl manchen der in Oesterreich leider so zahlreichen Raisonneure auf den Gedanken bringen, dass der Vorwurf, „die Regierung thue nichts", nicht ganz gerechtfertigt und dass es jetzt hauptsächlich Sache der Privaten wäre, das Weitere zu thun, indem sie sich zu energischer Thätigkeit aufraffen. Wünschenswerth wäre es auch noch gewesen, wenn Herr Wirth sich der Mühe unterzogen hätte, einen Ueberschlag zu machen, was wohl die Einführung aller der von ihm vorgeschlagenen und theilweise urgirten Verbesserungen kosten würde. Er würde ein hübsches Sümmchen herausbekommen und dadurch allen Jenen, die fortwährend nach der Staatshilfe rufen, vor Augen geführt haben, dass sie eine zweischneidige Waffe gebrauchen, da ein derartig umfassendes Vorgehen des Staates, wie es nöthig wäre, um allen berechtigten Wünschen nachzukommen unmöglich ohne eine sehr bedeutende Steuererhöhung durchgeführt werden könnte. Herr Wirth scheint auch hieran gedacht zu haben, denn anders ist es kaum zu erklären, dass diejenigen seiner Vorschläge, deren Realisirung erhebliche Kosten verursachen würde, sich nahezu durchgängig als blosse Wünsche präsentiren, während er für diejenigen, die durch blosse legislatorische oder administrative Maassregeln in's Leben gerufen werden könnten, meist auch einen fertigen Ausführungsentwurf bei der Hand hat. Ref. sagt absichtlich: „scheint", denn ausgesprochen ist dieser Gedanke nirgends, nicht einmal angedeutet, vielleicht eben aus Rücksicht auf die weniger fachmännisch gebildeten Leser, welche, wenn ihnen eine derartige Erklärung in dem Buche aufstiesse, möglicher Weise geneigt sein würden, die Vorschläge des Herrn Wirth als ganz unpraktisch zu verwerfen, ohne zu bedenken, dass sie demselben damit sehr Unrecht thun würden. Gerade mit Rücksicht auf diese Kate-

gorie von Lesern wäre es aber nothwendig gewesen, mit der Wahrheit nicht hinter dem Berge zu halten. Volkswirthschaftlich Gebildete werden immer von selbst auf diesen Gedanken kommen, bei denjenigen aber, denen eine solche Bildung abgeht, liegt die Gefahr nur zu nahe, dass sie nun ohne weiteres von der Regierung die Durchführung all' dieser schönen Vorschläge verlangen, ohne zu bedenken, welch' gewaltige Mittel dazu aufgewendet werden müssten und woher dieselben genommen werden sollten.

Einer Verbreitung in weitere Kreise dürfte übrigens der Umfang des Werkes sehr hinderlich sein. 522 Seiten durchzulesen, dazu entschliesst sich wohl nicht leicht Jemand anders als ein Fachmann. Dass auch manches nicht eigentlich in den Rahmen des Werkes Gehörige in demselben besprochen ist, wird bei dieser Ausdehnung desselben Niemanden in Verwunderung setzen. Doch ist dabei wohl etwas zu weit gegangen. Findet sich doch in dem Buche sogar ein Exkurs über die praktische Eintheilung der Schulferien und ein anderer über die — Uchatiuskanone!

Den besten Begriff von der Mannigfaltigkeit des Gebotenen wird eine kurze Darstellung des Inhaltes des Buches verschaffen.

Dasselbe beginnt mit einer Auseinandersetzung der Ursachen der Krise. Auch hier ist wieder die universelle Auffassung des Verfassers hervorzuheben. Weit entfernt von der leider so häufig — so auch in den beiden Schriften von Stöpel — hervortretenden Einseitigkeit, nur eine einzige Ursache der Krisis anzuerkennen, zeigt er vielmehr, dass die verschiedensten Umstände zusammenwirkten, um dieselbe heraufzubeschwören und so furchtbar zu machen. Doch fehlt auch hier wieder die scharfe Betonung des Grundgedankens. Man muss denselben mehr errathen. Ausserdem wäre hier wohl eine kurze historisch-statistische Darstellung des Ausbruches und Verlaufes der Krise am Platze gewesen. Der Mangel einer solchen fällt bei dem sonstigen Reichthume des Buches an statistischem Material umsomehr auf, und doch wäre eine solche historische Skizze nützlicher und dem Titel und Zwecke des Buches mehr entsprechend gewesen, als manche lange theoretische Ausführung, deren sich verschiedene in dem Werke finden, ohne gerade immer durch den sonstigen Inhalt desselben geboten zu sein.

Unter den statistischen Angaben dieses Abschnittes ist besonders hervorzuheben eine von Herrn Hönig gelieferte Tabelle über die Rentabilität der Banken in Oesterreich, welche in der That staunenswerthe Daten enthält. So wird u. A. angeführt, dass eine Bank im Jahre 1872 sogar eine Dividende von 80 %, sage achtzig Prozent des eingezahlten Aktien-Kapitals gewährte! Dann ist noch erwähnenswerth eine Polemik gegen das Konzessionswesen bei den Aktienunternehmungen. Ohne dieses vertheidigen zu wollen, möchten wir doch der Ansicht des Verfassers, dass dasselbe positiv schade, indem es im Publikum die Meinung verbreite, die Regierung habe die Solidität des betreffenden Unternehmens geprüft, und jenes dadurch veranlasse, nun seinerseits weniger vorsichtig bei der Prüfung der Reellität derartiger konzessionirter Unternehmungen und bei der Anlage seiner Kapitalien in solchen vorzugehen, als es diess sonst thun würde, das Treiben der s. g. Börsen-Komptoirs in Wien entgegenhalten, die in der Schwindelperiode dutzendweise entstanden. Das waren

Unternehmungen von Privaten, hauptsächlich zu dem Zwecke gegründet, um auch den unerfahrenen „kleinen Leuten" und sonstigen Kapitalbesitzern, die gerade nicht Börsianer werden wollten, die Theilnahme an der Börsenspekulation zu ermöglichen. Die Betreffenden hatten nichts zu thun, als Einlagen zu machen und periodenweise den Gewinn einzustreichen. Der Inhaber des Börsen-Komptoirs spekulirte für sie und zahlte ihnen ihren Gewinnantheil aus. Diese Unternehmungen waren natürlich ebensowenig konzessionirt, als das erste und beste Spezereigeschäft, und doch fanden sie eben so grossen Zulauf, wie die Aktiengesellschaften und trugen so recht dazu bei, der Börsenspekulation bis in die untersten Schichten der Bevölkerung Eingang zu verschaffen. Es fiel keinem Einleger ein, die Solidität des Unternehmens zu prüfen (die meisten wären dazu auch gar nicht fähig gewesen), denn die 20 und 30 $^0/_0$ige Verzinsung des eingelegten Kapitals übte eben einen unwiderstehlichen Zauber aus. Ueberdiess konnte damals, wo ein Misslingen selbst der gewagtesten Spekulationen zu den grössten Seltenheiten gehörte, fast jedes Unternehmen sich mit Leichtigkeit den Schein einer gewissen Solidität verschaffen, die es in der That nicht besass. Besonders eklatant trat diess hervor beim Falle Placht's, der das bedeutendste jener Börsen-Komptoirs besass und so weit ging, den Einlegern monatlich Rechenschaft über sein Gebahren abzulegen und doch, als der „Krach" und damit sein Bankerott mit einem Defizit von nahe an 3000000 fl. kam, nicht einmal so viel besass, um die Kosten des Konkurses zu decken! Auch die Vorgänge in Deutschland, wo doch in den letzten Jahren kein Konzessionswesen bestand, deuten nicht gerade darauf hin, dass die Existenz oder Nichtexistenz desselben irgend einen Einfluss auf die Entwickelung des Schwindels auszuüben vermöchte. Nach dieser Richtung kann dasselbe also keinen, wenigstens keinen erheblichen Schaden anrichten. Aber schon der Schade allein, den das Konzessionswesen dadurch anstiftet, dass es dem Publikum, wenn ein Unternehmen zusammenbricht, die Möglichkeit gibt, die Regierung mit einem gewissen Scheine von Recht für seine Verluste verantwortlich zu machen, ist, da es auch, wie die Erfahrung zeigt, gar nichts nützt, gross genug, um es verwerflich und seine gänzliche Beseitigung wünschenswerth zu machen.

Auf die Ausführung der Ursachen der Krisis folgt ein langer Abschnitt, der sich mit der Bankfrage beschäftigt. Die erste Hälfte ist rein theoretischen Inhalts und selbstverständlich eine vollkommen auf der Höhe der Zeit stehende Arbeit. Hervorzuheben sind die Ausführungen zu Gunsten der Bankeinheit und gegen die Kontingentirung der Noten. Weit interessanter noch und wichtiger, als dieser theoretische Theil, ist aber die zweite, mit Vorschlägen über die zukünftige Gestaltung der österreichischen Nationalbank beginnende und eine Besprechung des ganzen österreichischen Bankwesens enthaltende Hälfte dieses Abschnittes, in welcher namentlich eine ausführliche statistische Darstellung der Bedeutung dieses Institutes es ist, auf die ganz besonders aufmerksam gemacht werden muss.

Das nächste Kapitel bespricht die Valutafrage. Natürlich verlangt Wirth die Regulirung der Valuta und, insofern eine abermalige Begrün-

dung dieser Forderung überhaupt noch nothwendig war, ist auch diese in ausgezeichneter und überzeugender Weise gegeben. Wichtiger, als diese Beweisführung, ist der Plan, den Wirth für die Ausführung dieses grossen Werkes entwirft. Hier tritt er auch aus seiner sonst dem Kostenpunkte gegenüber eingehaltenen Reserve hervor und liefert eine genau begründete Berechnung der Kosten der Valutaregulirung, welche er mit der Einführung der Goldwährung verbunden wissen möchte. Sein Plan dürfte ganz praktisch sein.

Interessant ist ferner der Versuch, den Wirth macht, um aus dem Stande des Agios einen Schluss auf den jeweiligen Geldbedarf zu ziehen. Wird auch der diesem Versuche zu Grunde liegende Gedanke, dass das Agio mit dem grösseren oder geringeren Bedarfe an Verkehrsmitteln falle oder steige, durch die vom Verfasser selbst angeführten statistischen Tabellen nicht ganz bewiesen, so muss diese Idee doch immer als eine eingehender Berücksichtigung würdige anerkannt und zugegeben werden, dass dieselbe bei jedem Versuche, die Gesetze, denen das Agio folgt, zu entwickeln, mit in's Auge gefasst werden muss.

In diesem Kapitel findet sich auch noch eine Auseinandersetzung über die Wirkungen der Valutaschwankungen auf die Preise. So unanfechtbar nun auch die Behauptung Wirth's, dass diese jenen folgen müssen, auf den ersten Blick scheinen mag, so kann Ref. dieselbe doch nicht so ohne weiteres acceptiren. Wie wäre dann, wenn diese Ansicht richtig wäre, die unbestreitbare Thatsache zu erklären, dass die Industrie Oesterreich's durch das Agio in der That gefördert, durch das Wegfallen desselben aber benachtheiligt wurde, das also das Agio in Beziehung auf die Industrie die Wirkung wirklich hatte, die ein Schutzzoll haben soll? Gefolgt sind den Valutaschwankungen in Wahrheit nur jene Gegenstände, welche ganz oder theilweise ausserhalb Oesterreich's ihren Ursprung hatten, während diejenigen, die von allem Anfang an ganz in Oesterreich produzirt wurden, so namentlich die Lebensmittel, sich sehr wenig nach dem Agio richteten. Machen doch die Lebensmittelpreise in der ganzen Monarchie heute in der gebesserten Valuta weit höhere Beträge aus, als vor 8—9 Jahren in der weit schlechteren! Dasselbe gilt auch, trotz der gegenwärtigen ungünstigen Verhältnisse, vom Arbeitslohne. Wenn derselbe in der That, wie Wirth behauptet — und Ref. will, da Herr Wirth die deutschen Verhältnisse jedenfalls genauer kennt, als Schreiber dieses, an dieser Behauptung nicht rütteln — in Oesterreich durchweg höher ist, als in Deutschland, so dürfte es gut sein, statt kurzweg die Valutaschwankungen für diese Erscheinung verantwortlich zu machen, bei Erforschung des Grundes derselben lieber an jene Ausführung Adam Smith's zu denken, derzufolge der Arbeitslohn in jedem Lande desto höher ist, je rascher dasselbe sich entwickelt. Und dass Oesterreich in den letzten Jahren in wirthschaftlicher Hinsicht raschere Fortschritte gemacht hat, als Deutschland, dürfte, wenn es auch dieses noch lange nicht eingeholt hat, kaum zu bezweifeln sein.

So viel über die die Entstehung der Krise, die Bank- und die Valutafrage betreffenden Abschnitte des Wirth'schen Buches. Wenn dieselben auch räumlich nur etwa zwei Fünftel des ganzen Werkes ausmachen,

so bilden sie doch den weitaus wichtigsten und am meisten zum Nachdenken, freilich auch zum Widerspruch anregenden Theil desselben. Ueber die weiteren Abschnitte können wir uns kürzer fassen. Dieselben behandeln der Reihe nach das Eisenbahnwesen (Herr Wirth wünscht die Uebernahme der Eisenbahnen durch den Staat), die See-, Fluss- und Kanalschifffahrt, die Staatsausgaben und -Einnahmen, die volkswirthschaftliche Gesetzgebung; dann kommt ein Plaidoyer für den Freihandel, eine Besprechung der Formen der Industrie, der Verhältnisse der Landwirthschaft und endlich noch ein Kapitel über die Arbeiterfrage. Ueberall ist der gegenwärtige Stand der Theorie so wie die dermalige Lage der Dinge in Oesterreich charakterisirt, worauf die wünschenswerthen Verbesserungen hervorgehoben werden. Die Ausführungen des Verfassers sind durchgehends durch ein reiches statistisches Material, das theilweise ganz neue Daten enthält, unterstützt.

Der Leser ersieht aus dieser Aufzählung, dass in dem Buche Anregungen in Hülle und Fülle geboten sind, aber es ist trotz alledem nicht abzusehen — wir können nicht umhin, noch einmal darauf zurückzukommen —, warum diese Sammlung von Vorschlägen, die überdiess grösstentheils schon in den Zeitungen oft und ausführlich besprochen worden sind, gerade ein Buch über die Krise sein soll. Dass Oesterreich wirthschaftliche Verbesserungen braucht, dass z. B. die Ordnung der Valutaverhältnisse, der Ausbau des Eisenbahnnetzes, die Regulirung der Flüsse, Anlegung von Kanälen u. s. w. sehr nützliche Dinge sind, das hat man auch vor der Krise schon gewusst und es wäre ohne dieselbe ganz gewiss schon manche von diesen Verbesserungen durchgeführt, die bisher eben wegen derselben unterblieben ist und auch nicht früher wird in's Leben gerufen werden, als bis die „Wiedergeburt Oesterreich's" schon erfolgt und der Unternehmungsgeist wieder erwacht sein wird. Die Zeit, in welcher das Buch geschrieben wurde, kann doch allein nicht genügen, um den vom Verfasser gewählten, das Interesse allerdings in hohem Grade erweckenden Titel desselben zu rechtfertigen? Der Zusammenhang zwischen der Krise und dem Buche beruht aber einzig auf dem zeitlichen Zusammentreffen derselben, und es hätte das letztere zu jeder anderen Zeit ebensogut geschrieben werden können und vor der Krise vielleicht mehr genützt, als gegenwärtig, wo die meisten der in demselben enthaltenen Vorschläge leider nur in das Reich der platonischen Wünsche gehören.

Wenn nun aber auch die durch den Titel des Wirth'schen Buches hervorgerufenen Erwartungen in demselben ihre Befriedigung nicht finden, so muss doch immer die ruhige, von jedem Haschen nach einem Universalheilmittel freie Haltung des Verfassers und die Reichhaltigkeit des gebotenen Materials anerkannt werden. Nicht dasselbe können wir von den beiden Schriften Stöpel's sagen, von denen die jüngere wesentlich nur eine Fortsetzung der älteren, oder, wenn man lieber will, die letztere die Einleitung der ersteren bildet. Diese zwei Arbeiten sind durch und durch Parteischriften. Der Verfasser derselben ist Schutzzöllner und damit ist auch eigentlich Alles gesagt, was sich über seine Publikationen überhaupt sagen lässt. Wie alle Schutzzöllner, sieht er die Ursache der Entstehung und Fortdauer der Krise nur im Freihandel und das einzige

und unfehlbare Mittel zur Heilung derselben nur in der Anlegung von Schutzzöllen. Er sieht allerdings ein, dass verschiedene Umstände zusammenwirkten, um die Krise hervorzurufen und zu verschärfen, aber dass diese Umstände eintraten, sei nur eine Folge des Freihandels. Gegen eine solche Einseitigkeit muss denn doch Protest eingelegt werden. Wenn auch allenfalls zugegeben werden kann, dass die im Gefolge des Freihandels auftretende Entfesselung der Kräfte zu rasch erfolgte — vielleicht ist der Umstand, dass in Oesterreich der Anfang einer liberaleren Handelspolitik mit der Befestigung eines liberaleren Regierungssystems zusammenfiel, die Entfesselung der Volkskraft also noch plötzlicher und in weit tiefer eingreifender Weise geschah und dann noch obendrein von einer entschiedeneren Konsolidirung des ganzen Staatswesens begleitet war, mit eine der Ursachen, warum die Krisis in Oesterreich noch schärfer auftrat, als in Deutschland —, so muss doch entschieden die Einseitigkeit zurückgewiesen werden, die darin liegt, dem Freihandel allein die ganze Schuld an der Krisis in die Schuhe zu schieben. Nahezu unbegreiflich aber wird die Argumentation der Schutzzöllner, und so auch die Stöpel's, wenn man bedenkt, dass in dem hochschutzzöllnerischen Nordamerika die Krise mindestens ebenso verheerend auftrat, wie in Deutschland. Die Konsequenz, mit welcher Herr Stöpel fortwährend amerikanische Daten aus den Jahren 1871 und 1872 benützt, um den Deutschen die Nützlichkeit des Schutzzolles zu beweisen und mit der er den aus den Krisenjahren stammenden aus dem Wege geht, ist geradezu erstaunlich. Man möchte wirklich fragen, ob denn die Schutzzöllner blind seien, dass sie nicht sehen, wie der Schutzzoll die nordamerikanische Union nicht vor der Krise zu schützen vermochte?

Sonst ist über die beiden Schriften Stöpel's wenig zu sagen. Sie enthalten im Grossen und Ganzen dasselbe, was man bei allen Schutzzöllnern findet und unterscheiden sich von den älteren Aeusserungen dieser Partei nur durch die beständige Rücksichtnahme auf die durch die Krisis geschaffenen Verhältnisse, und es muss anerkannt werden, dass die Aufgabe, welche sich der Verfasser gestellt hat, so gut gelöst ist, als diess überhaupt möglich. Wen es interessirt, zu erfahren, wie sich die gegenwärtige Lage den Schutzzöllnern darstellt — und die Schutzzollpartei ist ja bedeutend genug, um für ihre Aeusserungen in jedem, der sich mit Volkswirthschaft beschäftigt, Interesse zu erwecken —, dem können diese beiden Brochuren immerhin empfohlen werden. Er wird darin vollständige Belehrung finden.

Dr. Wilhelm Lesigang.

## Eingesendete Schriften.

### Ueber die Statistik der Schweiz.

Zeitschrift für schweizerische Statistik. Organ der schweizerischen statistischen Gesellschaft. Redigirt von A. Chatenalat. 11. Jahrg. Bern 1875.

Inhalt: 1. Quartalheft. Ernährungsbilanz der Schweizerbevölkerung, nach chemisch-physiologischen Grundlagen, als Begründung einer staats- und volkswirthschaftlichen Chemie. Von Dr. Simler. † — Finanzverwaltung des Kantons Oberwalden pro 1873/1874. Von J. Durer. — Die Bewegung der Bevölkerung in Frankreich. Von Dr. Gisi. — Statistik der Löhne in Frankreich 1853 und 1871. Von Dr. Gisi. — Die Oktroigebühr in Frankreich. Von Dr. Gisi. — L'émigration suisse pour les pays d'outre mer. 1868—1872. Par le bureau fédéral de statistique. — Exportation suisse aux Etats-Unis en 1874. Par le même bureau. — Die Subvention schweizerischer Eisenbahnunternehmungen. Von Heinrich Stüssi. — Quelques renseignements statistiques sur les antécédents des détenus des pénitenciers de Berne, Thorberg, Lenzbourg, St. Gall et Neuchâtel. Par le Dr. Guillaume. — Statistique morale ou criminelle du canton de Vaud. Par E. de Muralt. — L'annuaire de statistique (VI—VII) du canton de Berne. Par Mr. le président Bodenheimer. — Ueber Arbeiterwohnungen. — Statistik der kantonalen Centralverwaltungen. — Eingabe der Gesellschaft an die Bundesversammlung betr. Mortalitätsstatistik und Todesursachen (Civil-Ehegesetz). — Rechnung der statistischen Gesellschaft pro 1874. — Miscellen und kleinere Nachrichten. — Literatur. — Eingelangte Schriften. — An die Tit.-Leser der Zeitschrift von der neuen Redaktion. — Beilage: Quelques résultats provisoires sur le traitement des instituteurs en Suisse. — 2. Quartalheft. Statistik der Concurse in juristischer und volkswirthschaftlicher Beziehung, mit spezieller Berücksichtigung der Stimmrechtsfrage. Von A. Chatelanat. — Ueber die Subvention schweizerischer Eisenbahnunternehmungen. Von Heinrich Stüssi (Fortsetzung). — L'annuaire de statistique du Canton de Berne. Par Mr. le président Bodenheimer. (Fin.). — Die Lebensvertheuerung und die Staatsdienerbesoldungen. Ein Beitrag zur Besoldungsfrage. II. Theil: Besoldungsstatistik. Besoldungsverhältnisse im Königreiche Baiern. Von A. Chatelanat. — Auszug aus den Jahresberichten der schweizerischen Zettelbanken, als Material zur Reform des Banknotenwesens. Von Direktor Henzi. — Uebersicht der schweiz. Nationalwahlkreise und der Mitglieder der schweiz. Bundesbehörden in den neun Amtsperioden von 1848 bis 1875. — Miscellen. — Literatur. — 3. Quartalheft. Mortalitätstatistik von Bern. 1871. Mit 10 graphischen Darstellungen. Von Dr. A. Ziegler zu Bern. — Ueber die Subvention schweizerischer Eisenbahnunternehmungen. Von

Heinrich Stüssi (Schluss). — Vergleichende Daten der Bevölkerungsbewegung: a) der Schweizerkantone, b) einiger fremden Staaten. — Handel mit Italien. Nach der bezüglichen Publication des eidg. stat. Bureaus. — Aus der französischen Agrarstatistik. Von Dr. Gisi. — Statistische Notizen über Bergbau in der Schweiz. Vom eidg. stat. Bureau. — Die Ausbildung der Mortalitätsstatistik in ganzen Staaten. Von Dr. Ad. Vogt. — Militärstatistik. A. Militärstatistisches aus Oesterreich. Speciell die Frage über Brustumfang und Körperlänge. (Verhandlungen des internationalen stat. Congresses, Quetelet's Daten von antiken Statuen und Messungen an Lebenden verschiedener Stämme. Resultate der österreichischen Messungen S. 280.) B. Der Plan einer schweizerischen Militärstatistik. Von A. Chatelanat. — Das neue Civilstands- und Ehegesetz und die Statistik. — Miscellen. — 4. Quartalheft. Militärstatistik. Statistische Untersuchung der Thoraxfrage. Von A. Chatelanat. — Referat über schweizerische Gesetzgebung, betr. Lehrlinge. Von Prof. Dr. v. Scheel. — Statistik der cantonalen Centralverwaltungen der Schweiz (Forts.). Von A. Chatelanat. — Lebensvertheuerung und Staatsdienerbesoldungen: Fernere Beiträge zur Besoldung öffentlicher Beamten und Angestellten. Staatsbesoldungen im Königreiche Sachsen. Von A. Chatelanat. — Noch einmal das Civilstandsgesetz und die Statistik. Zählblättchensystem. — Ueber den Unterschied zwischen faktischer und Wohnbevölkerung. Sein Einfluss auf die Mortalität der Stadt Bern, mit Berücksichtigung der städtischen Spitalverhältnisse. Von Dr. Ad. Vogt. — Literatur. — Miscellen. — Als Beilage: Statistische Instruktion nebst Bundesbeschluss betreffend Civilstandsstatistik.

Schweizerische Statistik. Herausgegeben vom statistischen Bureau des eidgenössischen Departement des Innern: Bern, Orell, Füssli in Zürich. 4.

Davon erschienen

a) Geburten, Sterbefälle und Trauungen in der Schweiz im Jahre 1871. Bern 1874.
Dasselbe für die Jahre 1867—1871. Bern 1874.
Dasselbe für 1872. Bern 1875.
Dasselbe für 1873. Bern 1875.
Dasselbe für 1874. Bern 1876.

b) Die Ersparnisskassen der Schweiz (in den Jahren von 1862—1872). Bern 1875. 142 SS.

c) Handel der Schweiz mit dem Königreiche Italien (in der Zeit von 1869 resp. 1860—1873). Bern 1875. 89 SS.

d) Handel Frankreichs mit der Schweiz von 1862—1874. Bern 1876. 305 SS.

e) Eidgenössische Volkszählung vom 1. December 1870. 2ter Band. Bern 1874. Inhalt: Die Bevölkerung nach Alter, Geschlecht und Familienstand. 514 SS.

f) Dasselbe. 3ter Band. Bern 1876. Inhalt: Die Bevölkerung nach den Beschäftigungsarten. 187 SS.

g) Rekrutenprüfung in der Schweiz im Jahre 1875. Mit zwei graphischen Karten. Bern 1876. 15 SS.

# INHALT.


Seite

## I. Abhandlungen.

Lexis, W., Das Geschlechtsverhältniss der Geborenen und die Wahrscheinlichkeitsrechnung . . . . 209

## II. Nationalökonomische Gesetzgebung.

Die Steuerreform im Grossherzogthum Baden. Von Direktor Hecht . 246

## III. Literatur.

Wirth, Max, Oesterreichs Wiedergeburt aus den Nachwehen der Krisis. Wien, März 1875. VIII u. 522 S. . . . . 264

Stöpel, F., Die Handelskrisis in Deutschland. Frankfurt a. M., Expedition des „Merkur". 1875. 61 S. . . . . 264

— — Freihandel und Schutzzoll. Mit besonderer Rücksicht auf Deutschland. Ebendaselbst 1876. VIII u. 134 S. . . . . 264

**Eingesendete Schriften** . . . 271


Druck von Ed. Frommann in Jena.