Zeitschrift: Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 14 (1919)

Artikel: Untersuchungen über die Bewegung der Krebsmortalität in der Schweiz in den Jahren 1880-1915

Autor: Aebly, J.

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-550737

Untersuchungen über die Bewegung der Krebsmortalität in der Schweiz in den Jahren 1880—1915.

Von Dr. med. **J. Aebly**, Zürich.

Unter den Todesursachen nimmt ausser der Tuberkulose und den Infektionskrankheiten die Krebskrankheit, respektive die bösartigen Gewülste überhaupt, die hervorragendste Stellung ein. Sie interessieren deshalb nicht nur den Arzt, sondern auch den Statistiker. Vor allem wird die Frage lebhaft diskutiert, ob die bösartigen Geschwülste, besonders der Krebs im Zunehmen begriffen sei oder nicht.

Diese Frage ist für die verschiedenen Länder, für die Statistiken publiziert werden, entschieden mit Ja zu beantworten, sowohl, was die absoluten Zahlen, als auch die auf die jeweiligen Bevölkerung oder die Todesfälle der betreffenden Jahre bezogenen Relativzahlen betrifft. Diese Zunahme ist um so deutlicher, je weiter auseinanderliegende Jahre man miteinander vergleicht.

Man sieht sich nun vor die Frage gestellt, ob diese Zunahme wirklich oder nur fiktiv ist. Diese Unterscheidung drängt sich um so gebieterischer auf, als die Zunahme der Krebssterblichkeit vielerorts geradezu beängstigend ist.

Um diese Frage zu beantworten, müssen die absoluten Zahlen reduziert werden, indem nicht nur auf die Zunahme der Bevölkerung Rücksicht genommen wird, sondern auch die Verschiebung im Altersaufbau der betreffenden Bevölkerung in Rechnung gesetzt wird. Da der Krebs vorwiegend eine Krankheit des höhern Alters ist, so ist klar, dass eine Verschiebung im Altersaufbau zugunsten der höhern Altersklassen, wie sie sich in den meisten Kulturstaaten im Laufe der letzten Dezennien vollzogen hat, bei gleicher Wahrscheinlichkeit an Krebs zu erkranken, nicht nur eine absolut grössere Zahl von Todesfällen an Krebs, sondern auch eine relativ grössere Zahl hervorbringen muss, wenn wir von einer therapeutischen Beeinflussbarkeit der Erkrankung absehen. Für wenig auseinanderliegende Jahre ist diese Verschiebung allerdings unbedeutend; für die Jahre 1900—1915 so gering, dass man sie in erster Annäherung vernachlässigen kann.

Um die Verschiedenheit des Altersaufbaues zu berücksichtigen, stehen uns nun zwei Wege offen, die im Prinzip gleichwertig sind. Wir können nämlich entweder die Krebstodesfälle auf eine beliebig gewählte Standardbevölkerung reduzieren oder aber angeben, wieviele Krebstodesfälle in einer bestimmten Altersklasse auf je eine bestimmte Anzahl Lebender (z. B. 10 000) kommen. Die erste Methode hat in der Annahme eines bestimmten Standards etwas willkürliches und gibt mit der einzigen Zahl für alle Todesfälle nur einen ungenügenden Einblick in die tatsächlichen Verhältnisse, da ja dieselbe Zahl auf ganz verschiedene Weise zustande kommen kann wie jeder Durchschnitt. Für viele Zwecke ist nun allerdings diese Durchschnittszahl genügend, namentlich wenn es sich um Vergleiche in demselben Lande handelt und man weiss, dass keine bedeutenden Verschiebungen im Aufbau der Bevölkerung stattgefunden haben. Für eingehendere Untersuchungen ist es aber unbedingt nötig, die zweite

Art der Darstellung zu benützen, die entsprechend ihrer grössern Detaillierung auch mehr Einblick in die Verhältnisse gestattet.

Für unser spezielles Problem ist die Berücksichtigung des verschiedenen Altersaufbaues einer Bevölkerung zu verschiedenen Zeiten, respektive verschiedener Teile derselben Bevölkerung im selben Zeitpunkte besonders wichtig, da viele Differenzen in der Mortalität verschiedener Berufe, sowie z. B. Unterschiede von Kantonen mit vorwiegend ländlicher Bevölkerung und solchen mit grössern Städten erst dann als wirklich gelten können, wenn diese Differenzen berücksichtigt worden sind, was namentlich von medizinischer Seite durchaus nicht genügend gewürdigt wird. Als Beispiel mögen die Sterblichkeiten der Geistlichen und der Eisenbahnbeamten in England angeführt werden. Die Gesamtsterblichkeit der Geistlichen betrug nämlich in einer bestimmten Epoche 19 ‰, die der Eisenbahner nur 17 ‰. Berücksichtigt man aber die Verschiedenheit des Altersaufbaues, so kommt man zu dem Resultat, dass die Sterblichkeit unter den Geistlichen tatsächlich geringer ist als unter den Eisenbahnern, was man ja auch von vorneherein annehmen würde. *Blaschke* (1) findet nämlich für die Eisenbahnbeamten, wenn er für sie die gleiche Altersverteilung wählt wie für die Geistlichen, eine Gesamtmortalität von 31 ‰.

Aus demselben Grunde darf auch die Krebsmortalität der einzelnen Kantone nicht ohne weiteres miteinander verglichen werden, da man sonst zu ganz schiefen Auffassungen käme. *M. B. Jossel* hat z. B. in einer Arbeit über den Krebs in der Schweiz (2) zwar gewisse Korrekturen an den rohen Zahlen vorgenommen, die erwähnte Verschiedenheit im Altersaufbau der

Bevölkerung der einzelnen Kantone jedoch nicht berücksichtigt. Seine Seite 16 gegebenen Zahlen über die Krebssterblichkeit in den Städten, respektive städtischen Gemeinden, und in der ganzen Schweiz (Tab. VII) und die Zahlen der Tabelle VIII betreffend Krebssterblichkeit zu Stadt und Land sind aus diesem Grunde nicht ohne weiteres vergleichbar.

Zeigen schon diese Überlegungen, wie vorsichtig man im Vergleich von Zahlen, die aus verschiedenem Beobachtungsmaterial stammen, sein muss, so werden die weitern Untersuchungen uns in dieser Ansicht noch bestärken.

Haben wir nämlich bis jetzt angenommen, dass die Zahlen, die uns die statistischen Ämter liefern, richtig seien und nur einer geeigneten Reduktion bedürfen, um vergleichbar zu sein, so haben wir nunmehr die noch wichtigere Frage nach der Zuverlässigkeit der Zahlen zu prüfen. Diese Frage hätte eigentlich zuerst beantwortet werden müssen, da von ihrer Beantwortung das weitere Schicksal der ganzen Untersuchung abhängt. Ich bringe sie indes hier erst an zweiter Stelle, weil ich es für angebracht hielt, zuerst die systematischen Fehler auszuschalten und dann erst an die Beurteilung der zufälligen Fehler heranzutreten.

Unter den „zufälligen" Fehlern müssen wir an erster Stelle die durch die Diagnose bedingten Fehler erwähnen. Es ist interessant zu konstatieren, dass die von ärztlicher Seite publizierten Arbeiten über Krebsmortalität fast ausnahmslos darin übereinstimmen, dass sie in der gegenüber früheren Zeiten vervollkommneten Diagnose die Ursache der Zunahme der Krebsmortalität sehen, soweit sie sich nicht aus einer Zunahme der Bevölkerung und der Verschiebung im Altersaufbau erklären lässt, also über die sozusagen „normale" Zunahme hinausgeht.

Eine Ausnahme machen von den mir bekannten Arbeiten auf diesem Gebiete nur zwei, nämlich eine von *G. D. Maynard*, Pretoria (3), und *John Shaw*, Neuchâtel (4). Die Untersuchung von *Maynard* beschäftigt sich mit der Krebsmortalität in den Vereinigten Staaten von Nordamerika und soll später noch kurz Erwähnung finden. Hier sei nur erwähnt, dass nach seiner Ansicht die von ihm gefundene Zunahme der Krebsmortalität in den Vereinigten Staaten wirklich ist und nicht nur scheinbar durch die bessere Diagnose bedingt ist. So schreibt er: „There does not seem therefore sufficient ground for believing that the increase in the rates is in any great part due to improved medical knowledge, or that this will account for the growth in the cancer and diabetes death-rates“ (l. c. S. 277). Ferner in den Conclusions: „That recorded differences in the cancer and diabetes death-rates, as applying to different districts and cities of the U. S. A., as well as the increased rates observed in recent years, do indicate real differences in the prevalence of the disease“ (l. c. S. 294).

Übersetzt lauten diese Sätze: „Es scheint demnach nicht genügend Grund vorhanden für die Annahme, dass die Zunahme der Krebs- und Diabetesmortalität in nennenswerter Weise durch grössere medizinische Kenntnisse bedingt sei, oder dass diese die Zunahme der Krebs- und Diabetesmortalität erklären könnte.“

„Dass die für die verschiedenen Distrikte und Städte der U. S. A. angegebene, sowie die in den letzten Jahren beobachtete Steigerung der Krebs- und Diabetesmortalität wirkliche Unterschiede im Vorkommen der betreffenden Krankheit anzeigen.“

Die Gründe, die er für seine Ansicht anführt, sind sehr plausibel, wenn auch nicht absolut zwingend. Ich werde sie bei der Untersuchung der Frage anführen, wo ich zugleich auf Grund ganz anderer Überlegungen die Richtigkeit dieser Anschauungen auch für die Schweiz dartun werde.

Auch *Shaw* ist der Ansicht, dass — für eine bestimmte Kategorie von bösartigen Geschwülsten zum mindesten — die Zunahme nicht nur durch die verbesserte Diagnose erklärt werden könne. Seine Argumente sind entschieden originell, entbehren aber ebenfalls der völligen Strenge.

Neben der Untersuchung, ob die Krebsmortalität in der Schweiz zu- oder abnimmt, wollen wir aber die wichtigere Frage nach der Abhängigkeit derselben von bestimmten Einflüssen erörtern. Die Alternative: „Zunahme oder Abnahme?“ (eventuell stationärer Zustand?) ist ja doch nur ein ganz roher Massstab für die Beurteilung einer Erscheinung, deren wesentliches Merkmal Schwankungen in der Häufigkeit sind, und sie kann nur solange als Ziel der Forschung gelten, als man nicht in der Lage ist, die Abhängigkeit der betrachteten Erscheinung von andern Erscheinungen festzustellen. Dass bei einer Erscheinung, wie sie die Krebsmortalität darstellt, die Abhängigkeitsbeziehungen äusserst vielseitig sind, liegt auf der Hand. Es kann daher keine Rede davon sein, sie auch nur einigermassen vollständig zu erfassen. Man muss sich mit der Untersuchung solcher Abhängigkeiten begnügen, die einesteils praktisch von Wichtigkeit sind, anderenteils auf Grund der vorhandenen statistischen Angaben rechnerisch erfasst werden können. Wie das zu geschehen hat, das sollen die folgenden Untersuchungen zeigen.

Bevor ich aber darauf eingehe, will ich noch einige Untersuchungen von medizinischer Seite, die aus den letzten Jahren datieren, einer kurzen Kritik unterziehen. Es zeigt sich nämlich, dass selbst eine so einfache Frage wie die, ob die Krebsmortalität während eines bestimmten Zeitraumes zu- oder abgenommen hat, mittels der von den Autoren angewandten Methoden nicht in einwandfreier Weise beantwortet werden kann.

Um für die Untersuchungen die nötigen Unterlagen zu haben, will ich zuerst eine Tabelle über die Krebsmortalität in der Schweiz für die Jahre 1881—1915 geben (Tab. I).

Die Tabelle ist entnommen für die Jahre 1881 bis 1900 dem Werke: „Ehe, Geburt und Tod in der schweizerischen Bevölkerung während der zehn Jahre 1891—1900.“ Schweizerische Statistik, 200. Lieferung. Für die Jahre 1900—1915 dem statistischen Jahrbuch der Schweiz. In dem erstgenannten Werke finden sich in dem Artikel 8 über Krebs und Sarkome, Seite 51 ff., die Angaben sowohl der absoluten, als auch der relativen Zahlen der Krebs- und Sarkomtodesfälle für jedes Jahr. Die Verteilung auf die verschiedenen Altersklassen ist indes nicht für jedes Jahr, sondern nur für die beiden Jahrzehnte 1881—1890 und 1891—1900 in einer besondern Tabelle zusammengestellt. Für die Jahre 1901 bis 1915 standen mir nur die absoluten Zahlen zur Verfügung, aus denen ich dann die Relativzahlen berechnet habe. Diese Berechnung war schon seit längerer Zeit gemacht, als dann im Bulletin des schweizerischen Gesundheitsamtes vom 27. April 1918 eine gleiche Zusammenstellung erschien (S. 181). Der Vergleich der beiden Zahlen ergab Übereinstimmung mit Ausnahme des Jahres 1911, wo die Angabe des Bulletins 12,3 statt der richtigen abgerundeten Zahl 12,4 gibt.

Tab. 1. Todesfälle an Krebs und Sarkomen in der Schweiz in den Jahren 1877—1915.

Jahr	Absolut	Auf je 10 000 Personen der Bevölkerung	Auf je 1000 Todesfälle
1877	2210	7,9	33,8
1878	2328	8,3	35,7
1879	2472	8,8	38,8
1880	2606	9,2	41,8
1881	2866	10,0	44,8
1882	2874	10,0	45,8
1883	2941	10,2	50,0
1884	3042	10,5	52,1
1885	3134	10,8	51,0
1886	3294	11,3	54,9
1887	3276	11,2	55,7
1888	3389	11,6	58,2
1889	3354	11,4	56,1
1890	3405	11,5	55,1
1891	3528	11,9	57,6
1892	3706	12,3	64,8
1893	3653	12,0	59,9
1894	3702	12,0	60,0
1895	3923	12,6	65,7
1896	3916	12,4	69,7
1897	4088	12,8	72,5
1898	4125	12,8	70,1
1899	4130	12,7	71,7
1900	4285	13,0	67,3
1901	4271	12,8	71,2
1902	4258	12,6	73,8
1903	4447	12,9	74,6
1904	4463	12,9	73,4
1905	4555	12,9	73,6
1906	4593	12,9	77,6
1907	4413	12,3	74,6
1908	4669	12,8	80,9
1909	4676	12,7	78,9
1910	4612	12,4	81,6
1911	4673	12,4	78,4
1912	4875	12,7	90,1
1913	4913	12,7	88,7
1914	4987	12,8	93,1
1915	4888	12,6	95,0
Durchschnitt.			
1877/80	2404	8,5	37,6
1881/85	2971	10,3	48,7
1886/90	3344	11,4	55,9
1891/95	3702	12,2	61,5
1896/00	4109	12,7	70,2
1901/05	4399	12,8	73,3
1906/10	4593	12,6	78,6
1911/15	4867	12,65	88,8
1881/90	3157	10,9	52,3
1891/00	3906	12,5	65,8
1900/10	4496	12,7	75,9

Die Beziehung der Zahl der Krebstodesfälle auf die Gesamtzahl der Todesfälle statt auf die lebende Bevölkerung hat ebenfalls ein gewisses Interesse. Diese Relativzahlen sind zwar grössern und unregelmässigern Schwankungen unterworfen, da der Nenner nicht wie bei den früher angeführten Relativzahlen eine verhältnismässig konstante Zahl ist. Es sind namentlich die durch die verschiedenen Epidemien bewirkten Schwankungen in der Zahl der Todesfälle, die diese grössern Schwankungen vor allem bedingen, wenn man von der Säuglingssterblichkeit absieht. Anderseits zeigt aber die Beziehung der Krebstodesfälle auf die Gesamtheit der Todesfälle sehr deutlich, wie ungünstig gerade die Krebsmortalität sich verhält. Denn während die Gesamtmortalität nicht nur relativ, sondern teilweise auch absolut immer mehr zurückgegangen ist, nimmt die Krebsmortalität nicht nur absolut, sondern auch relativ bis zum Anfang des 20. Jahrhunderts zu, um dann einen schwankenden Charakter anzunehmen. Die Folge davon ist, dass die relative Häufigkeit der Krebstodesfälle, bezogen auf die Gesamtheit der Todesfälle, immer grösser wird, wie aus der Tabelle mit grösster Deutlichkeit hervorgeht. Es muss noch hervorgehoben werden, dass die Tabelle nicht nur die Krebstodesfälle, sondern auch die übrigen bösartigen Geschwülste umfasst, also besonders die Sarkome. Das rührt daher, dass die schweizerische Statistik bis zum Jahre 1901 die beiden Kategorien nicht gesondert anführt. Will man aber vergleichbare Werte haben, so muss man zu den im statistischen Jahrbuch für die Jahre 1901—1915 angegebenen Krebstodesfällen noch die Sarkomtodesfälle zählen. Das kann nun weder vom medizinischen noch vom statistischen Standpunkt als ein prinzipieller Fehler angesprochen werden. Denn wenn auch zwischen beiden Arten von Geschwülsten ausser den pathologisch-anatomisch wohl charakterisierten Differenzen noch klinische Unterschiede im Verlauf u. a. m. bestehen, so sind doch anderseits die Übereinstimmungen so zahlreich, dass man sie für bestimmte Zwecke ruhig in eine Gruppe vereinigen kann, um so mehr als wir über die Ursachen der Krebse soviel oder besser gesagt so wenig wissen, wie über die Ursachen der Sarkome. Anderseits ist ja auch die genetische Einheit der Krebse, wie sie sich bei der mikroskopischen Untersuchung zeigt, noch lange kein genügender Grund anzunehmen, dass sie nun auch eine ätiologische Einheit bilden, d. h. gleichen Ursachen ihre Entstehung verdanken. Es ist also durchaus nicht ohne weiteres von der Hand zu weisen, dass vielleicht in verschiedener Hinsicht zwischen verschiedenen Krebsen grössere Unterschiede bestehen, als zwischen gewissen Krebsen einerseits und gewissen Sarkomen anderseits. Wir dürfen uns nicht zu sehr von dem lokalen Befund und der mikroskopischen Untersuchung blenden lassen, so wichtig beide ohne Zweifel auch sind. Der ganze Ablauf der Erkrankung ist ein äusserst komplizierter Vorgang, worin die Geschwulst nur einen Teil — und vielleicht nicht einmal den wichtigsten darstellt. Der übrige Körper oder das, was wir gewöhnlich als Konstitution zu bezeichnen pflegen, spielt sicher eine viel bedeutendere Rolle als man gemeiniglich annimmt.

Die Homogenität unseres Materials ist also sicher nicht sehr gross. Dies möchte ich *Maynard* gegenüber nachdrücklich hervorheben. Dieser schliesst nämlich aus dem „passen“ eines speziellen Pearsonschen Kurventypus auf die Altersverteilung der männlichen Krebstodesfälle in seinem Untersuchungsmaterial, auf eine ziemliche Homogenität der „als Krebs“ zusammengefassten Todesfälle (l. c. S. 277). Schlüsse dieser Art sind aber schon für einfache biologische Verhältnisse ganz unzutreffend, wie bereits *Johannsen* nachgewiesen hat. Noch viel weniger ist es erlaubt, sie auf die äusserst komplizierten Verhältnisse der menschlichen Pathologie zu übertragen. Übrigens muss auch *Maynard* für seine weiblichen Krebstodesfälle konstatieren, dass es nicht möglich ist, eine Pearsonsche Kurve in vollständig befriedigender Weise anzupassen. Dass dieses schlechtere „passen“ möglicherweise auf die grössere Schwierigkeit zurückzuführen sei, für Frauen die richtige Altersangabe zu erhalten, wird wohl niemand recht glauben. Diese Ansicht ist ja bekanntlich ein, wenn auch bereits abgedroschenes, so doch immer noch beliebtes Witzblattthema. Für wissenschaftliche Untersuchungen dürfte es indes besser sein, auf so gewagte Annahmen zu verzichten. Es sei denn, dass in Amerika die Verhältnisse anders liegen als bei uns.

Selbst für den Fall, dass die Hinzufügung der Sarkome die Homogenität des Materials beeinträchtigen würde, wäre diese Störung insofern für vergleichende Betrachtungen nicht so sehr von Belang, da der Prozentsatz der Sarkome ziemlich konstant ist.

Man könnte auch noch beanstanden, dass ich die beiden Geschlechter nicht getrennt behandelt habe. Das ist vor allem deswegen nicht geschehen, weil mir für die Hauptuntersuchung keine nach Geschlechtern unterschiedene Angaben zur Verfügung standen. Es handelt sich ja nicht etwa um Feststellungen, die mit den im Versicherungswesen üblichen punkto Präzision irgendwie verglichen werden könnten. Mein Ziel war vielmehr, gewisse Abhängigkeitsbeziehungen zwischen der Zahl der Krebstodesfälle und einer bestimmten Behandlungsmethode, nämlich der heute fast allein geübten operativen Therapie festzustellen, um einen Gesamteindruck über deren Leistungen zu erhalten.

Wenn die Verhältnisse es erlauben, so sollte diese Untersuchung fortgesetzt werden und dann auch womöglich mehr ins Einzelne gehen, d. h. man müsste die grosse Gruppe soweit als möglich auflösen, wobei dann natürlich auch eine gesonderte Betrachtung der Geschlechter einzutreten hätte. Das Material ist aber aus den statistischen Aufzeichnungen nicht zu entnehmen, sondern müsste direkt von den Quellen bezogen werden. Dem dürften sich aus verschiedenen Gründen Hinderdernisse in den Weg stellen und es ist sehr fraglich, ob die Untersuchungen je soweit vordringen können, wie es eine genaue Feststellung erfordert. Vielleicht bieten aber doch die Resultate meiner Untersuchung den Anlass, die Sache an die Hand zu nehmen; dann ist ihr Zweck erfüllt.

Nach dieser Abschweifung wollen wir nunmehr das Studium unserer Tabelle I wieder aufnehmen. Bezeichnen wir die auf die lebende Bevölkerung bezogenen Relativzahlen der Todesfälle mit Q_1, die auf die Gesamtheit der Todesfälle bezogenen mit Q_2.

Fragen wir uns nun, ob die Krebsmortalität während der Beobachtungsperiode zu- oder abgenommen hat oder stationär geblieben ist, so müssen wir uns zuerst dafür entscheiden, welche Reihe wir unserer Untersuchung zugrunde legen wollen. Gewöhnlich wird die Frage ohne weiteres in dem Sinne erledigt, dass man die Reihe der Q_1 betrachtet in Ermangelung der mit Rücksicht auf die Altersverteilung korrigierten Reihe, die ja nicht zugänglich ist, sondern höchstens durch Interpolation gewonnen werden kann, was aber für unsere Zwecke nicht in Betracht kommen kann. Man nimmt dann an, dass eine im selben Masse wie die Bevölkerung wachsende Krebsmortalität „normal“ sei. Damit ist aber auch gesagt, dass man nicht in der Lage ist, diesen Gang zu beeinflussen. Die allgemeine Mortalität drückt sich ja auch nicht durch ein konstantes Verhältnis der Todesfälle zu den Lebenden aus, sondern dieses Verhältnis hat infolge der bessern Gesundheitsverhältnisse und wohl auch durch die Fortschritte der Medizin in den Kulturstaaten stetig abgenommen, was sich namentlich in bezug auf gewisse Todesursachen zeigt, wie z. B. Pocken, Kindbettfieber u. a. m. Man würde dann als normalen Verlauf irgendeiner speziellen Mortalität denjenigen ansehen, der gleichsinnig verläuft wie die allgemeine Mortalität, d. h. wo also die Reihe der Q_2 konstant ist. Darin würde sich auch ausdrücken, bis zu welchem Grade eine gewisse Krankheit entweder infolge Kenntnis ihrer Entstehungsweise verhütet werden kann (z. B. Kindbettfieber) oder aber, wie weit die Medizin imstande ist, die einmal ausgebrochene Krankheit zu heilen oder doch wenigstens deren Dauer vom Beginn bis zum Tode gerechnet, zu verlängern, wenn eine Heilung nicht mehr möglich ist.

Ich will nunmehr an zwei Beispielen aus der neuern medizinischen Krebsliteratur der Schweiz zeigen, wie wichtig es ist, dass man sich zur Feststellung einer scheinbar einfachen Tatsache wie die der Zu- respektive Abnahme der Krebsmortalität während einer bestimmten Epoche einer einwandfreien Methode bedient, die dem subjektiven Ermessen einen möglichst geringen Spielraum gewährt.

Das erste Beispiel entnehme ich einem populären Vortrage von Prof. *Arnd,* Bern (5), worin sich der Autor einleitend mit der Frage nach der Zunahme, respektive Abnahme der Krebstodesfälle beschäftigt.

Er äussert sich dabei folgendermassen: „Ein kleines Tröstlein findet sich für uns ferner in der Tatsache, dass diese grosse Krebsmortalität doch etwas im Abnehmen begriffen ist. 1900 betrug sie noch 130 auf 100 000, 1910 125, 1912 120.“

Arnd greift also drei Zahlen aus einer ganzen Reihe von Zahlen heraus und will damit beweisen, dass die Krebsmortalität in der Schweiz abgenommen habe. Ist ein solches Verfahren zulässig? Ich will noch ganz davon absehen, dass *Arnd* als dritten Wert einen Wert anführt, der mit den frühern nicht verglichen werden darf. In den ersten beiden Zahlen sind nämlich noch die Sarkome inbegriffen, während der dritte Wert sich nur auf die Krebse allein bezieht. Will man vergleichbare Werte haben, so muss man natürlich auch für die beiden ersten Werte nur die Krebsmortalität nehmen, was aber für 1900 aus Mangel an einer diesbezüglichen Trennung nicht möglich ist; oder man muss für den dritten Wert die Sarkome ebenfalls einbeziehen, wodurch man dann statt 120 127 erhält, also einen höhern Wert als für 1910.

Man *kann* aber tatsächlich drei Werte aus den 15 herausgreifen, die die *Arndsche* Behauptung zu stützen scheinen, indem sie eine abnehmende Reihe bilden. Man kann aber mit derselben Berechtigung drei Werte herausgreifen, die eine steigende Reihe bilden und damit beweisen (?), dass die Krebsmortalität zugenommen hat (1902, 1909, 1914 mit den Zahlen 126, 127, 128). Ja, man kann sogar beweisen, dass die Krebsmortalität sich nicht verändert hat, indem man drei andere Werte herausgreift, nämlich 1901, 1908 und 1914, wo die Mortalität infolge Krebs immer 128 war.

Prof. *de Quervain,* ebenfalls Chirurg, äussert sich in einem für Ärzte bestimmten Artikel (6): „Für unsere schweizerischen Verhältnisse lässt sich folgendes sagen: Die Gesamtmortalität an Krebs ist in der Schweiz bis 1906 gestiegen, um von 1907 weg leicht abzunehmen."

Entspricht diese Auffassung den Tatsachen? Mir scheint nicht. Denn für 1907 beträgt die Mortalität 12.3, während alle Werte der folgenden Jahre höher sind, wenn auch nicht so hoch, wie die der Jahre 1903—1906.

Aus diesen Beispielen, die sich aus der Literatur anderer Länder noch vermehren liessen, geht nun zur Evidenz hervor, dass die angewandten Methoden versagen, sobald es sich um Reihen mit grössern Schwankungen nach beiden Richtungen hin handelt. Jeder liest das heraus, was ihm gerade passt und hat auch keine Mühe seine Behauptung durch ein paar nicht zufällig, sondern systematisch ausgewählte Werte zu stützen.

Es ist deshalb ein grosses Verdienst von *F. G. Lipps,* dass er ein Verfahren ausgearbeitet hat (7), das in sehr weitgehendem Masse von Willkürlichkeiten frei ist und bei richtiger Anwendung auch in solchen Fällen ein Urteil über den Charakter einer Reihe erlaubt, wo die blosse Inspektion, das Urteil nach dem Augenmass, ungenügend ist und verschiedene Beurteiler dadurch zu verschiedenen Resultaten kommen.

Diese Methode kann auf die verschiedensten Gebiete angewandt werden und hat auch schon auf medizinische Probleme Anwendung gefunden durch *de Montet* u. a.

Das Prinzip der Methode ist sehr einfach und leuchtet ohne weiteres ein. Es besteht darin, dass zur Beurteilung des Verlaufes nicht mehr bloss einige mehr oder weniger willkürlich herausgegriffene Werte, wozu natürlich auch der Anfangs- und Endwert gehören, herausgegriffen werden, sondern dass *jeder Wert mit allen folgenden verglichen wird.* Man erhält also bei einer Reihe von n Werten $n\,(n-1):2$ Übergänge, d. h. die Zahl der Kombinationen von n Elementen zur zweiten Klasse ohne Wiederholungen. Handelt es sich um eine Reihe, deren Charakter weder ausgesprochen steigend noch fallend ist, so halten sich die Zunahmen und Abnahmen ungefähr die Wage. Im idealen Falle hätte man also die Hälfte Zunahmen und die Hälfte Abnahmen, d. h. von jedem $n\,(n-1):4$. Praktisch wird man natürlich auch noch diejenigen Reihen als stationär ansehen, die innerhalb eines bestimmten Vielfachen des mittlern Fehlers sind. Der mittlere Fehler berechnet sich nach *Lipps* zu

$$\frac{1}{12}\sqrt{2\,n\,(n-1)\,(2\,n+5)}.$$

Der Methode haften allerdings gewisse Beschränkungen an, die aber bei richtiger Anwendung nicht stark ins Gewicht fallen. Da sie die Schwankungen nur zählt und nicht misst, ist es klar, dass die Schlüsse nur dann zuverlässig sind, wenn die Schwankungen ungefähr von gleicher Grösse sind und nicht z. B. eine Schwankung in der einen Richtung so gross ist wie mehrere zusammen nach der andern Richtung. Auch macht es namentlich bei kleinern Reihen etwas aus, wo man die Reihe beginnen lässt. Ist der erste Wert zufälligerweise ziemlich grösser als die folgenden, so verschiebt das das Resultat etwas zugunsten der Minusübergänge. Das Umgekehrte findet statt, wenn der erste Wert ziemlich kleiner ist als die folgenden. Das sind aber Klippen, die ein vorsichtiger Beobachter leicht vermeiden kann und die die Bedeutung der Methode nicht schmälern können.

Ich will nun mittels der *Lippsschen* „Plus-Minus-Methode“ das Verhalten der Krebsmortalität vom Jahre 1901—1915 prüfen. Ich beschränke mich auf dieses Jahrhundert, um möglichst gleichartige Verhältnisse zu haben. Man kann annehmen, dass sich die Diagnostik punkto Erkennung des Krebses in den 15 Jahren nicht so sehr geändert hat, während dieser Schluss nicht richtig ist, wenn man z. B. noch die zwei oder drei letzten Jahrzehnte des verflossenen Jahrhunderts dazu nehmen würde. Immerhin lässt sich dort eine so deutliche und stetige Zunahme feststellen, dass sie unmöglich nur auf die verfeinerte Diagnose allein zurückgeführt werden kann. Schwieriger sind indes die Verhältnisse für die Jahre seit 1900 zu beurteilen, da die Schwankungen einen viel unregelmässigern Charakter haben. Es sollen untersucht werden:

1. die absoluten Todeszahlen an Krebs;
2. die Krebstodesfälle auf 10 000 Personen der lebenden Bevölkerung berechnet;
3. die Krebstodesfälle auf je 1000 Todesfälle bezogen.

Die Zahlen in der mit + überschriebenen Kolonne geben an, wie oft auf die neben der betreffenden Zahl stehenden Zahl von Todesfällen eine grösser Zahl folgt; die Zahlen in der — Kolonne, wie oft unter den der betreffenden Zahl folgenden Zahlen sich kleinere finden. Im übrigen ist das Verfahren so einfach, dass weitere Erklärungen nicht nötig sind. Wer sich eingehender über die Methode zu orientieren wünscht, sei auf das Lippssche Buch verwiesen. (Siehe folgende Tabelle.)

Wir finden für den Wert $n\ (n - 1) : 4 = 52{,}5$ mit dem mittlern Fehler $\pm\ 8$, wenn wir auf ganze Zahlen aufrunden.

Jahr	Absolut				Auf 10,000 Lebende bezogen				Auf 1000 Todesfälle bezogen			
		+	—	s		+	—	s		+	—	s
1901	4 271	13	1	14	12,8	5	9	14	71,2	14	—	14
1902	4 258	13	—	13	12,6	9,5	3,5	13	73,8	11	2	13
1903	4 447	11	1	12	12,9	1,5	10,5	12	74,6	9,5	2,5	12
1904	4 463	10	1	11	12,9	1	10	11	73,4	11	—	11
1905	4 555	9	1	10	12,9	0,5	9,5	10	73,6	10	—	10
1906	4 593	8	1	9	12,9	.	9	9	77,6	8	1	9
1907	4 413	8	—	8	12,3	8	—	8	74,6	8	—	8
1908	4 669	6	1	7	12,8	0,5	6,5	7	80,9	5	2	7
1909	4 676	4	2	6	12,7	2	4	6	78,9	5	1	6
1910	4 612	5	—	5	12,4	4,5	0,5	5	81,6	4	1	5
1911	4 673	4	—	4	12,4	4	—	4	78,4	4	—	4
1912	4 875	3	—	3	12,7	1,5	1,5	3	90,1	2	1	3
1913	4 913	1	1	2	12,7	1	1	2	88,7	2	—	2
1914	4 987	.	1	1	12,8	.	1	1	93,1	1	—	1
1915	4 888	.	.	.	12,6	.	.	.	95,0	.	.	.
1901/15	Total	95	10	105		39	66	105		94,5	10,5	105
1907/15						21,5	14,5	36				
1911/15						6,5	3,5	10				

Die Tabellen sind nun sehr lehrreich und geben die Verhältnisse sehr klar wieder. Einzig die zweite bedarf einer etwas eingehenderen Betrachtung.

Die Zunahme der absoluten Zahl der Todesfälle ist sehr deutlich ausgesprochen, denn 95 Zunahmen stehen nur 10 Abnahmen gegenüber. Dasselbe gilt für die Todesfälle bezogen auf die Gesamtheit der Todesfälle.

Untersucht man das Verhalten der relativen Häufigkeit der Krebstodesfälle, indem man nicht nur dieses Jahrhundert allein betrachtet, so findet man eine deutliche Zunahme bis zum Anfang des Jahrhunderts, die sich, wenn auch weniger ausgesprochen, noch bis in die letzten berücksichtigten Jahre hineinzieht. Nimmt man aber nur dieses Jahrhundert für die Untersuchung, so ist das Verhalten ganz unentschieden. Wir haben zwar 66 Abnahmen gegenüber 39 Zunahmen, allein diese Zahlen gehen nur wenig über den mittleren Fehler hinaus, können also, so lange nicht triftige Gründe dafür sprechen, nicht als für eine Abnahme bedeutsam angesehen werden. Wendet man nämlich das Verfahren noch an, indem man als Ausgangspunkte die Jahre 1907 und 1911 nimmt, also für die Intervalle 1907/15 und 1911/15, so finden wir für den ersten Fall 21,5 Zunahmen gegenüber 14,5 Abnahmen und im zweiten Fall 6,5 Zunahmen gegenüber 3,5 Abnahmen, also eine totale Umkehrung des vorigen Resultats. Natürlich sind diese letztern Zahlen zu klein, um einen sichern Schluss zu ziehen. Fasst man aber alles zusammen, so muss man das Verhalten in den 15 Jahren dieses Jahrhunderts als unentschieden bezeichnen.

Hier haben wir klar einige der eingangs erwähnten Schwierigkeiten der Methode. Ich wäre auch gar nicht darauf eingetreten, wenn nicht gerade von medizinischer Seite das Verhalten der relativen Krebsmortalität gerade in diesem Jahrhundert als besonders günstig hervorgehoben worden wäre, wobei auf Grund ganz unzulänglicher Methoden weitgehende Schlüsse gezogen werden, besonders in therapeutischer Hinsicht.

Haben wir nunmehr festgestellt, dass eine stetige Zunahme der Zahl der Krebstodesfälle in der Schweiz besteht, soweit wir die Aufzeichnungen mit einer gewissen Sicherheit zurückverfolgen können, so müssen wir uns nunmehr fragen, ob diese Zunahme wirklich oder nur fiktiv ist. Fiktiv könnte sie in verschiedener Hinsicht sein.

1. Durch die Verschiebung im Altersaufbau, d. h. stärkere Besetzung der höhern Altersklassen, für welche die Wahrscheinlichkeit, an Krebs zu erkranken, grösser ist. In diesem Falle müsste keine Vermehrung zu konstatieren sein bei Reduktion in der früher erwähnten Weise;

2. braucht auch eine über dieses „normale" Mass hinausgehende Zunahme noch nicht unbedingt eine wirkliche Zunahme der Krebstodesfälle zu bedeuten, sondern könnte durch Änderung in der Registratur bedingt sein. Vor allem kommt hier die verfeinerte Diagnose in Betracht, durch die mancher Fall, der früher unter irgend einer andern Diagnose rubriziert wurde, nun als Krebstodesfall figuriert. Dass diese Fehlerquelle sicher eine nicht unbedeutende Rolle spielt, ist über jeden Zweifel erhaben. Immerhin geht es aber doch nicht an, ein eventuelles Plus nun ohne weitere Untersuchung auf diese Fehlerquelle zu beziehen. Die Krankenhaussektionsstatistiken können diesen Beweis durchaus nicht in zwingender Weise erbringen.

Es kommen ja nicht alle Personen in Betracht, die an Krebs gelitten haben, sondern nur diejenigen, wo der Krebs mit einer gewissen Berechtigung als die eigentliche Todesursache zu betrachten ist. Die Fälle, wo zufällig bei der Sektion eines an einer andern Krankheit Verstorbenen Krebs gefunden wird, bleiben nach wie vor ohne Einfluss auf die Statistik des Krebses als Todesursache. Sie werden allerdings seit 1911 gesondert angeführt, indem sie den Krebs als konkomittierende Todesursache erwähnen. So haben wir z. B. für die Jahre 1911/15 folgende Zahlen:

	1911	1912	1913	1914	1915
Männlich .	127	124	140	134	124
Weiblich .	128	158	124	161	134

Das sind zirka 6 % der registrierten Todesfälle mit Krebs als eigentlicher Todesursache.

Ob die Registrierung in andern Ländern ebenso gehandhabt wird wie bei uns, ist mir nicht bekannt. Für die Vereinigten Staaten von Nordamerika schreibt z. B. Maynard über die Registrierung: „In classifying causes of death it is the rule to select the diseases ordinarily known as constitutional in preference to those known as local disease.“ „. . . thus Cancer should be selected in preference to Pneumonia, and Diabetes in preference to Heart—disease.“ (l. c., S. 287—288.)

Wir würden im Gegenteil, wenn ein Patient eine akute Lungenentzündung bekommt und dann stirbt, diese als die Todesursache angeben, unter der der Tod registriert wird und die Krebskrankheit als begleitende Affektion bezeichnen, es sei denn, dass der Krebs an sich schon so weit vorgeschritten ist, dass auch er den Tod binnen kurzem verursacht hätte und man die

Lungenentzündung gewissermassen nur noch als Beschleunigung des Todes auffassen müsste.

Im übrigen zeigen gerade solche Betrachtungen, wie relativ die Bezeichnung einer „eigentlichen“ Todesursache ist, wo es sich um eine Reihe von Vorgängen handelt, die in ihrem Zusammenwirken das Resultat zustandegebracht, und wo man zwar bei der Sektion die einzelnen Organaffektionen leicht konstatieren kann, während die erstgenannte Frage in vielen Fällen eigentlich gar nicht mit Sicherheit beantwortet werden kann. Man vergleiche dazu den berühmten Berliner Methylalkoholprozess, wo von den Gutachtern der Begriff der „Hülfsursache“ konstruiert wurde. Bei einem Alkoholiker, der nach Genuss vom Methylalkohol starb, soll nämlich dieser nicht die „eigentliche“ Ursache des Todes gewesen sein, obschon der Tod im Anschluss an den Genuss des „Giftes“ erfolgte. Er soll nur als „Hülfsursache“ gewirkt haben, während die „eigentliche“ Todesursache eine Arteriosklerose gewesen sein soll, die bei der Sektion gefunden wurde. Der Genuss des Methylalkohols allein, so hiess es, hätte den Tod nicht herbeigeführt, wenn der Mann keine Arteriosklerose gehabt hätte. Anderseits aber hätte die Arteriosklerose dazumal auch den Tod nicht allein herbeiführen können. Durch die verfehlte Fragestellung nach der „eigentlichen Todesursache“ kam dann die ganze schiefe Auffassung hervor, deren Widersinnigkeit wohl nicht lange erörtert werden muss.

Um wieder auf den Einfluss der Diagnose als Fehlerquelle der registrierten Krebstodesfälle zurückzukommen, muss bemerkt werden, dass die Diagnose anderseits auch vermindernd auf die Zahl der Krebstodesfälle wirken kann, indem infolge der genauern Diagnose mancher Fall, der früher als Krebs angesehen worden wäre, nun als nicht krebsig erkannt und damit unter einer andern Kategorie rubriziert wird. Immerhin dürfte der positive Einfluss diesen negativen überwiegen.

Es soll nun anhand von Tabellen über die Altersverteilung der Krebstodesfälle untersucht werden, ob die Annahme der verfeinerten Diagnose eine genügende Erklärung für die Zunahme der Krebstodesfälle ist, oder ob wir uns nach andern Ursachen umsehen müssen.

Die nötigen Zahlen habe ich in der folgenden Tabelle, enthaltend die Altersverteilung der Krebstodesfälle für die Jahrzehnte 1880—1910, zusammengestellt. Die ersten beiden Jahrzehnte sind (8) entnommen. Für die Jahre 1901 - 1910 habe ich sie aus den Originalzahlen berechnet, die mir vom Chef des eidgenössischen statistischen Bureaus, Herrn Dr. *M. Ney,* in zuvorkommenster Weise zur Verfügung gestellt wurden, wofür ich ihm hiermit meinen besten Dank ausspreche. Mein lieber Freund, Herr *A. Kupper,* hat sich der Mühe unterzogen, die Zahlen aus den Originaltabellen zusammenzustellen, wofür ich ihm ebenfalls zu Dank verpflichtet bin.

Wir finden folgendes, wenn wir die einzelnen Jahrzehnte miteinander vergleichen:

Bis zum 49. Jahr zeigt sich kein deutlicher Unterschied in der Häufigkeit der Krebstodesfälle der beiden spätern Jahrzehnte gegenüber dem von 1881 - 1890. Selbst von 50—59 Jahren ist er nur unbedeutend. Von 60 Jahren an wird er hingegen sehr ausgesprochen und zwar auch noch im Jahrzehnt 1901—1910.

Ist ein solcher Unterschied im Aufbau nun mit der Annahme vereinbar, dass es lediglich die bessere Diagnose sei, die die vermehrte Anzahl der Krebstodesfälle gegenüber dem frühern Jahrzehnt bedinge? Mir scheint diese Annahme unhaltbar. Es ist nämlich

Die Krebstodesfälle nach Geschlecht und Alter der Gestorbenen; 1881—1890, 1891—1900 und 1901—1910.

Tab. 2.

Altersklasse	Von je 10 000 Lebenden einer Altersklasse starben an Krebs					
	Männlich			Weiblich		
	1881 bis 1890	1891 bis 1900	1901 bis 1910	1881 bis 1890	1891 bis 1900	1901 bis 1910
Alle Alter zusammen	11,0	13,0	12,9	10,8	12,0	12,6
Weniger als 1	0,2	0,4	0,2	0,1	0,1	0,2
1—4	0,2	0,2	0,4	0,2	0,2	0,3
5—14	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2
15—19	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
20—29	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7
30—39	2,7	2,6	2,2	4,0	3,8	3,6
40—49	11,5	11,8	12,0	14,4	14,4	14,3
50—59	32,6	39,7	39,2	31,7	34,3	32,8
60—69	63,8	77,2	87,0	52,7	58,5	65,5
70—79	88,6	112,6	115,6	68,1	85,9	94,8
80	60,8	92,1	100,0	55,1	66,7	104,7

sowohl vom mathematischen als auch vom medizinisch-psychologischen Standpunkt aus ganz unbegreiflich, weshalb früher die Diagnose in den Altersklassen bis 60 richtig gestellt worden sein soll, dagegen vom 60. Jahr an nur selten. Mathematisch müssten wir erwarten, dass, wenn die Diagnose der Grund der erhöhten Krebsmortalität wäre, diese Vermehrung sich regellos über alle Altersklassen verteilen würde, wie es bei zufälligen Abweichungen der Fall zu sein pflegt. Ja man müsste eigentlich erwarten, dass sich die Vermehrung gerade in den niedern Altersklassen stärker bemerkbar machte als in den höhern, da wir es dort mit geringern absoluten Zahlen zu tun haben und eine Erhöhung dieser absoluten Zahlen sich in den Relativzahlen viel stärker bemerkbar machen müsste, als bei den grössern absoluten Zahlen der höhern Altersklassen; es wäre denn, dass die jüngern Altersklassen sich ganz bedeutend vergrössert hätten, was nicht der Fall ist. Die tatsächlichen Verhältnisse sind aber gerade das Gegenteil von denen, die man erwarten müsste, wenn die erwähnte Hypothese zu Recht bestände. Dass dem so ist, sehen wir an einem andern Beispiel, nämlich der Tuberkulose. Es hat nämlich die Tuberkulosesterblichkeit im ganzen abgenommen von 1880—1900. Diese Abnahme betrifft aber, wie (8*) hervorgehoben wird, nur die Lungentuberkulose, während die Tuberkulosen der andern Organe zugenommen haben, selbst dann, wenn man die Altersverteilung berücksichtigt. Betreffs dieser Zunahme wird von dem Autor des betreffenden Abschnittes angenommen, dass die Zunahme durch die bessere Diagnose bedingt sei, eine Annahme, der man auch vom medizinischen Standpunkt aus durchaus beipflichten kann. Vergleicht man nun aber die beiden Jahrzehnte 1881—1890 und

1891—1900, so sieht man sofort, dass von einer elektiven Vergrösserung der Relativzahlen keine Rede ist. Die Zunahmen finden sich vielmehr ganz regellos über alle Altersstufen verteilt, wie man es erwarten müsste, wenn die verbesserte Diagnose der Grund der Vermehrung der (rubrizierten) Todesfälle ist. Immerhin ist auch damit noch nicht gesagt, dass nicht doch auch noch andere Ursachen mit im Spiele sein können. Auch die Tabelle bei *Prinzing* (9, S. 401), die den Aufbau der Krebstodesfälle für Stuttgart angibt, weist kein so ausgesprochenes Überwiegen der höhern Altersklassen auf, wie die Tabellen für die Schweiz, obschon auch für Stuttgart die höhern Alter den jüngern gegenüber sehr stark überwiegen. Gerade diese Tabelle zeigt uns auch, dass man zur Beurteilung der Krebsmortalität verschiedene Länder nicht ohne weiteres vergleichen kann, denn sie weist sonst noch beträchtliche Unterschiede gegenüber der Tabelle für die Schweiz auf. Auch *de Quervain* hebt ja hervor (l. c. S. 193), dass man verschiedene Länder nicht ohne weiteres vergleichen könne. Dennoch will er aus der Tatsache, dass in ganz Preussen die relative Häufigkeit der Krebstodesfälle von 2,6 auf 3,9 % gestiegen ist, während die relative Häufigkeit der Krebsautopsien (= Sektionen von an Krebs Verstorbenen) in zwei grossen Berliner Krankenhäusern gleich blieb, auch für Schweizerverhältnisse schliessen, dass die ganz zweifellos vermehrte Krebsmortalität nur durch die häufigere Krebsdiagnose bedingt sei.

Ich glaube, im vorhergehenden den Nachweis geleistet zu haben, dass diese Annahme allein nicht imstande ist, die ganze Erscheinung widerspruchslos zu erklären, sondern dass uns nur die Annahme einer wirklichen Vergrösserung der Krebsmortalität übrigbleibt. Ich betone aber ausdrücklich, dass es eventuell in andern Ländern ganz anders sein kann und dass die für die Schweiz gefundenen Verhältnisse nicht ohne weitere Untersuchung auf andere Länder übertragen werden können.

Aber auch rein medizinisch-psychologisch lässt sich sagen, dass, wenn Krebse übersehen, d. h. nicht als solche diagnostoziert werden, sondern ein anderes Leiden als Todesursache angenommen wird, das viel eher bei jüngern als bei ältern Patienten vorkommt, und eine Verbesserung der Diagnose müsste sich vor allem in der Vermehrung der Krebstodesfälle in den jüngern Jahren äussern, haben uns doch gerade die neuern Erfahrungen der letzten Dezennien gelehrt, dass der Krebs viel häufiger in den jüngern Jahren vorkommt als man früher anzunehmen geneigt war. In unserer Tabelle müsste sich also die Zunahme erst recht in den jüngern Jahresklassen zeigen, was wie gesagt durchaus nicht der Fall ist.

Man könnte ja noch einwenden, dass die Diagnose heute früher gestellt werde als früher. Dass damit auch die Möglichkeit einer frühzeitigen Operation und damit einer Heilung der Krankheit gegeben sei, so dass dann die Kranken nicht am Krebs, sondern an einer andern Krankheit sterben. Diese Erscheinung müsste sich dann besonders in den jüngern Jahren stärker zeigen als in den ältern. So plausibel diese Annahme namentlich für den Uneingeweihten auf den ersten Blick scheinen möchte, so wenig ist sie haltbar. Die Erfahrung hat nämlich gelehrt, dass der Krebs um so bösartiger ist, je jünger das Individuum ist, bei dem er auftritt. Es wären dann also gerade die bösartigsten Krebse am leichtesten zu beeinflussen, was der Erfahrung total widerspricht. Aber noch eine weitere

Annahme steckt in dieser Argumentation, die ebenfalls unrichtig ist, nämlich dass die heutige operative Therapie wirklich in generellem Sinne ein Heilmittel gegen den Krebs sei. Diese Ansicht wird zwar namentlich von den Chirurgen mit Nachdruck vertreten und Ärzten und Laien immer und immer wieder doziert. Sie ist aber dennoch in dieser Allgemeinheit unbedingt falsch, wie namentlich die nachfolgenden Untersuchungen über die Abhängigkeit der Krebstodesfälle von den Behandlungen zeigen werden.

Die Annahme, dass für die Schweiz ausser der durch die Vermehrung der Bevölkerung, sowie durch die Verschiebung im Altersaufbau und die verfeinerte Diagnose bedingte Vergrösserung der Krebsmortalität noch eine nicht aus diesen Ursachen zu erklärende Komponente in Betracht komme, dürfte damit gesichert sein, womit wir uns in Übereinstimmung mit *Maynard* befinden und im Gegensatz zu den meisten medizinischen Autoren. Es ist nun aber durchaus unstatthaft, aus einer Vermehrung der Krebsmortalität auch ohne weiteres auf eine Erhöhung der Krebsmorbidität zu schliessen, wie dies beispielsweise *Maynard* in seiner sonst sehr gründlichen und mit grosser Sachkenntnis geschriebenen Arbeit tut. Gewiss wird eine vergrösserte Krebsmorbidität auch eine grössere Krebsmortalität zur Folge haben, sofern man nicht imstande ist, die Krankheit zu heilen. Anderseits aber kann — bei einer wachsenden Bevölkerung — schon eine Verkürzung der mittlern Krankheitsdauer, d. h. der Zeit von Beginn der Erkrankung bis zum Tode, eine Vermehrung der Krebstodesfälle bewirken. Da ja die tatsächliche Vergrösserung der Krebsmortalität, wenn man alle Korrekturen in Betracht zieht, nicht sehr bedeutend ist, so würde schon eine relativ kleine Verminderung der mittlern Krankheitsdauer eine wahrnehmbare Erhöhung der Mortalität bewirken.

Dass dem so ist, geht leicht aus der folgenden Überlegung hervor: Da die die Krebskranken liefernde Bevölkerung zunimmt, so entstehen jedes Jahr eine grössere Anzahl von Krebsfällen; mithin, wenn wir von der Möglichkeit einer Heilung absehen, auch jedes Jahr eine grössere Anzahl von Todesfällen. Ist nun z. B. die mittlere Krankheitsdauer für eine bestimmte Art von Krebskranken beispielsweise drei Jahre, so stammen die Gestorbenen aus der Bevölkerung vor drei Jahren. Setzen wir dagegen die mittlere Lebensdauer z. B. auf zwei Jahre herab, so stammen sie aus einer grössern Bevölkerung, und wir haben daher bei gleicher Morbidität eine grössere Anzahl von Todesfällen.

Der Hauptgrund ist indes der, dass bei einer Verminderung der Krankheitsdauer die Wahrscheinlichkeit, an einer andern (interkurrenten) Krankheit zu sterben, kleiner wird. Je länger die Krankheitsdauer, um so grösser ist die Wahrscheinlichkeit, dass irgendeine andere Krankheit und nicht der Krebs zur eigentlichen Todesursache wird. Die Verhältnisse werden besonders klar, wenn wir die Krankkeitsdauer den Wert Null einerseits und einen sehr grossen Wert (praktisch $= \infty$) annehmen lassen. Ist die Krankheitsdauer gleich Null, so sterben die Kranken sobald der Krebs entstanden ist, und wir haben in jedem Jahr so viel Todesfälle an Krebs als wir Erkrankungen haben, d. h. die Mortalität ist gleich der Morbidität. Es ist keine Möglichkeit vorhanden, an einer andern Krankeit zu sterben. Lassen wir anderseits die Krankheitsdauer bezüglich des Krebses den Wert ∞ annehmen, so haben wir ein Leiden vor uns, das überhaupt nicht den Tod herbeizuführen vermag; dieser tritt entweder an irgendeiner andern Krankheit oder eventuell auch an Altersschwäche ein, d. h. wir haben also eine Mortalität von Null bei einem bestimmten endlichen Wert der Morbidität. Da es sich der ganzen Natur der Sache nach um eine stetige Funktion der mittlern Krankheitsdauer handeln muss, die sich in der Mortalität wiederspiegelt, so wird offenbar auch einer bestimmten Änderung der mittlern Krankheitsdauer eine bestimmte Änderung der Mortalität entsprechen und zwar einer Vergrösserung der mittlern Krankheitsdauer eine Verminderung der Mortalität und einer Verminderung der mittlern Krankheitsdauer eine Vergrösserung der Mortalität. Die Mortalität wird also in erster Annäherung wohl umgekehrt proportional der mittlern Krankheitsdauer gesetzt werden können. Eine Bestimmung der Art des funktionellen Zusammenhangs sowie der Konstanten kommt für unsere Zwecke gar nicht in Frage, da die andern noch in Betracht kommenden Einflüsse sich ja der Bestimmung vollkommen entziehen und somit auch nicht ausgeschaltet werden können. Es handelt sich nur darum, die Art des Einflusses einer Veränderung der mittlern Krankheitsdauer festzustellen und zu zeigen, dass sie an sich schon einen Einfluss auf die Mortalität haben kann.

Mit dieser Tatsache ist bis jetzt von den medizinischen Autoren nicht genügend gerechnet worden, nicht einmal dann, wenn sie sich geradezu aufdrängte. So schreibt z. B. *de Quervain* (l. c. S. 195) in der Kritik der *Shawschen* Behauptungen: „Die zweite Beobachtung — rascheres Auftreten von Metastasen [1]) nach Operationen — entspricht ebenfalls einzelnen besonders beim

[1]) Metastasen = Ausbreitung des Krebses im Körper.

Brustkrebs gemachten Beobachtungen, deren wissenschaftliche Erklärung zwar auf experimentellem Wege gesucht (athreptische Immunität nach *Ehrlich*), aber noch nicht in befriedigender Weise gefunden worden ist. *Die Zahl der Krebsfälle wird durch solche Vorkommnisse in der Tat nicht vermehrt, sondern bloss die Lebensdauer einzelner Fälle verkürzt* (von mir hervorgehoben, Ref.). Sie kommen statistisch für die Erklärung der Zunahme der Krebsmorbidität nur insofern in Betracht, als der eine oder der andere Fall, wenn er länger gelebt hätte, vielleicht einer interkurrenten Krankheit erlegen und deshalb nicht unter die Krebsfälle eingeteilt worden wäre.“

Wenn *de Quervain* meint, dass die Zahl der „Krebsfälle“ durch eine Verkürzung der Lebensdauer der einzelnen Fälle nicht vermehrt werde, so kann diese Behauptung richtig oder falsch sein. Meint er mit „Krebsfällen“ die Erkrankungen an Krebs, d. h. die Krebsmorbidität, so hat er recht. Meint er aber mit dem Ausdruck „Krebsfälle“ die Krebstodesfälle, so ist seine Behauptung falsch, wie aus den frühern Ausführungen über den Einfluss der Verkürzung der Krankheitsdauer auf die Mortalität hervorgeht. *De Quervain* spricht zwar von Krebs*morbidität,* wo es sich der ganzen Sachlage nur um die Krebs*mortalität* handeln kann. Was uns die statistischen Zusammenstellungen bieten, ist nur die Krebsmortalität, die selbstverständlich von der Krebsmorbidität abhängt, aber durchaus nicht mit ihr identisch ist, ja nicht einmal in so einfacher Weise von ihr abhängt, dass man aus einer Veränderung der einen ohne weiteres auf eine gleichsinnige Veränderung in der andern schliessen kann, so lange man über das Verhalten der übrigen Komponenten nicht orientiert ist.

Wir werden nun im Folgenden festzustellen versuchen, ob sich eine Abhängigkeit der Krebsmortalität von der Behandlung feststellen lässt und welcher Art diese Abhängigkeit ist. Dass diese Feststellung von allergrösstem Interesse ist, braucht wohl nicht besonders betont zu werden. Für diese Untersuchung eignet sich nun das statistische Material seit dem Anfang dieses Jahrhunderts sehr gut. Das Material ist verhältnismässig homogen. Änderungen im Altersaufbau sind während der in Betracht kommenden Zeit keine bedeutenden vorhanden; es liegt auch kein Grund vor anzunehmen, dass sich der Einfluss der Diagnose merklich geändert hat, da während dieser Zeit keine diagnostischen Neuerungen gemacht wurden, die als wesentliche Vervollkommnungen bezeichnet werden könnten. Die Therapie ist ebenfalls, von ganz geringen Ausnahmen abgesehen, in allen Fällen, die einer Therapie überhaupt noch zugänglich waren, operativer Natur gewesen. Es wird sich also nun darum handeln, die nötigen Unterlagen für eine objektive Beurteilung der Sachlage zu finden. Die Abhängigkeit der Krebsmortalität von der Therapie ist ja von chirurgischer Seite schon öfters untersucht worden. Die Untersuchungen sind aber meist, sei es infolge mangelnder Technik der statistischen Untersuchung, sei es infolge bestimmter vorgefasster Meinung nicht einwandfrei gewesen.

Da ist es nun von Wichtigkeit, eine Methode zu haben, die zwar durchaus nicht den Anspruch erhebt, eine Präzisionsmethode zu sein, wohl aber mit Recht behaupten kann, nicht von vorgefassten Meinungen auszugehen, sondern das tatsächliche Abhängigkeitsverhältnis darzustellen.

Die Methode, die ich im Auge habe, ist die *Bestimmung der Korrelationen.* Wir können sie kurz als

Korrelationsmethode bezeichnen. Die Theorie ist ganz allgemein dargestellt bei *Lipps* (10). Der Begründer ist ein Biologe und Mathematiker, *Francis Galton*. Sie ist dann später namentlich von dem englischen Mathematiker *Pearson*, dem gegenwärtigen Haupt der „biometrischen Schule", sowie seinen Mitarbeitern ausgebaut worden. *Lipps* hat sie in organischem Zusammenhang mit der Theorie der Kollektivgegenstände entwickelt, in Übereinstimmung mit der Theorie für eine Variable und hat damit den allgemeinen Weg zu einer weitern Entwicklung gegeben. Während *Pearson* von bestimmten mathematisch definierten Abhängigkeiten ausgeht, sieht *Lipps* von jeder speziellen funktionellen Abhängigkeit ab.

Seit ihrem Bestehen ist die Korrelationsmethode namentlich von den Biologen mit grossem Erfolg angewandt worden. Aber auch in der Statistik hat sie schon Verwendung gefunden, besonders durch englische und amerikanische Statistiker, während sie auf dem Kontinent für diese Zwecke meines Wissens noch nicht häufig gebraucht worden ist. Vgl. z. B. *Hœmig* (11).

Ich will kurz die für das Verständnis wichtigsten Punkte hervorheben, ohne auf eine weitergehende Begründung der Theorie einzugehen, die ich lieber Fachleuten überlassen möchte.

Galton definierte die Korrelation folgendermassen: „Zwei veränderliche Organe stehen in Korrelation, wenn eine Veränderung des einen im Durchschnitt von einer kleinern oder grössern Veränderung in derselben Richtung des andern Organs begleitet ist". Diese Definition ist zu eng, denn sie umfasst nur die positive Korrelation, d. h. die gleichsinnige Veränderung zweier voneinander abhängigen Grössen. *Pearson* hat daher eine umfassende Definition wie folgt gegeben: „Zwei

Organe in demselben Individuum oder in einem in Beziehung stehenden Paar von Individuen (connected pair of individuals) stehen in Korrelation, wenn für eine Serie des ersten Organs von einer bestimmten Grösse das Mittel der Grössen des zweiten Organs eine Funktion der Grösse des ausgesuchten ersten Organs ist. Wenn das Mittel unabhängig von der Grösse des ersten Organs ist, so sind die Organe nicht in Korrelation. Die Korrelation ist daher mathematisch definiert durch irgendeine Konstante oder eine Serie von Konstanten, die die obengenannte Funktion bestimmen."

Der Begriff der Korrelation ist aber nach und nach weit über diesen immer noch zu engen Rahmen der Korrelation zwischen Organen ausgedehnt und als allgemeine Abhängigkeitsbeziehung zwischen Erscheinungen erkannt worden, die die Kausalbeziehung als speziellen Fall in sich fasst.

So definiert z. B. *Lipps* (7) die Abhängigkeit zwischen einem objektiven Zustand oder Vorgang und einem Bewusstseinszustand folgendermassen:

„Zwischen einem objektiven Zustand oder Vorgange *a* einerseits und einem Bewusstseinsinhalte *b* anderseits besteht eine vollkommene Abhängigkeit, wenn das Auftreten des einen das Auftreten des andern ausnahmslos einschliesst oder ausschliesst. Es ist ferner eine gewisse Abhängigkeit anzuerkennen, wenn wenigstens in der Regel *a* und *b* aneinander geknüpft sind oder einander ausschliessen."

Es ist klar, dass diese Definition nicht auf die erwähnten Kategorien beschränkt werden muss, sondern viel allgemeiner gefasst werden kann. Wir können z. B. definieren, dass zwischen zwei Ereignissen Korrelation besteht, wenn das Eintreten des einen auf das Eintreten bzw. Ausbleiben des andern einen Einfluss hat. *Lipps* führt dann den Gedanken weiter aus (l. c. S. 115):

„Soll aber der tatsächlich vorhandene Grad festgestellt werden, so ist durch eine hinreichend grosse Anzahl von Beobachtungen, die unter vergleichbaren Umständen anzustellen sind, die relative Häufigkeit oder Wahrscheinlichkeit des vereinten und gesonderten Auftretens von *a* und *b* zu ermitteln."

Wir kennen ja bereits einen Satz aus der Wahrscheinlichkeitsrechnung der besagt, dass die Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses, das aus dem Zusammentreffen mehrerer Ereignisse entsteht, gleich ist dem Produkt der Wahrscheinlichkeiten, die den einzelnen Ereignissen zukommen, wenn die Ereignisse voneinander unabhängig sind.

Jetzt haben wir das umgekehrte Problem vor uns. Wir wissen nicht ob zwei, respektive mehrere Ereignisse voneinander unabhängig sind, sollen dies vielmehr erst feststellen. Da ist nun der nächstliegende Weg offenbar der, dass man, um ein Mass der Abhängigkeit zu haben, die empirisch gefundene relative Häufigkeit des gemeinsamen Vorkommens vergleicht mit der unter der Annahme der Unabhängigkeit gefundenen zusammengesetzten Wahrscheinlichkeit, die wir auf Grund der relativen Häufigkeiten der einzelnen Ergebnisse berechnen können. Im Falle der Gleichheit der beiden Werte schliesst man auf Unabhängigkeit, im Falle des Verschiedenseins auf Abhängigkeit von zwei Erscheinungen.

Dieser Vergleich von empirisch festgestellter relativer Häufigkeit und einer theoretisch erwarteten Wahrscheinlichkeit oder auch von empirischen Ereigniszahlen und den unter der Annahme der Unabhängigkeit der Ereignisse berechneten mathematischen Erwartung ist das Fundament aller der verschiedenen Methoden, die dazu dienen, die Abhängigkeit respektive Unabhängigkeit von Ereignissen festzustellen.

Haben wir den Fall zweier Variabeln vor uns, die jede innerhalb eines gewissen Bereiches verschiedene Werte annehmen können, so stellen wir sie in einer Tafel mit zwei Eingängen zusammen, wobei jedes Feld die empirisch festgestellte Häufigkeit des vereinigten Vorkommens der sich in jenem Felde kreuzenden Werte der beiden Variabeln angibt. Ich folge nunmehr der Darstellung von *Lipps* (10) (l. c. S. 168 ff.).

Die Tafel hat dann folgende Gestalt, wenn wir uns vorerst auf *diskontinuierliche* Variablen beschränken [1]:

$$\begin{array}{c|cccccc}
 & a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & \dots & a_n \\
\hline
b_1 & p_{11} & p_{21} & p_{31} & p_{41} & \dots & p_{n1} \\
b_2 & p_{12} & p_{22} & p_{32} & p_{42} & \dots & p_{n2} \\
b_3 & & & & & & \\
b_4 & & & & & & \\
\vdots & & & & & & \\
b_m & p_{1m} & p_{2m} & \dots & & & p_{nm}.
\end{array} \qquad \text{(I)}$$

Ordnet man nur je mit Rücksicht auf eine Variable und ist u_k die relative Häufigkeit von a_k und v_l die relative Häufigkeit von b_l, so haben wir anderseits folgende Schemata, wenn wir unter jeden Wert von a bzw. b die relative Häufigkeit seines Vorkommens setzen:

$$\frac{a_1 \; a_2 \; a_3 \; \dots \; a_k \; \dots \; a_u}{u_1 \; u_2 \; u_3 \; \dots \; u_k \; \dots \; u_n} \qquad \frac{b_1 \; b_2 \; b_3 \; \dots \; b_l \; \dots \; b_m}{v_1 \; v_2 \; v_3 \; \dots \; v_l \; \dots \; v_m}.$$

[1]) Für kontinuierliche Veränderliche gelten die Überlegungen mit ganz geringfügigen unwesentlichen Änderungen.

Es ist hier

$$u_k = p_{k1} + p_{k2} + \ldots p_{km} = \sum_{1}^{m} {}_i\, p_{ki}$$

$$v_l = p_{1l} + p_{2l} + \ldots p_{nl} = \sum_{1}^{n} {}_i\, p_{il}$$

$$1 = \sum u_k = \sum v_l = \sum p_{kl}\,.$$

a und b sind nun voneinander unabhängig, wenn die Beziehung besteht:

$$p_{kl} = u_k \cdot v_l,$$

für alle Werte von k und l. Ist diese Gleichung nicht erfüllt, so besteht eine Korrelation zwischen a und b.

Da nun aber die Wahrscheinlichkeitswerte im allgemeinen nur innerhalb gewisser Grenzen zuverlässig bestimmt werden können, so empfiehlt es sich, an ihrer Stelle *Mittelwerte* zu benutzen, die aus der Verteilungstafel berechnet werden.

Rechnet man die Werte der Variabeln a und b von ihren bezüglichen Mitteln M_a und M_b aus, so definieren wir die Mittelwerte

$$\varepsilon_{\varrho,\sigma}^{\varrho+\sigma} = \sum_{kl} p_{kl}\,(a_k - M_a)^{\varrho} \cdot (b_l - M_b)^{\sigma}$$

$\varrho = 1, 2, \ldots n-1;\ \sigma = 1, 2, \ldots m-1.$

Besteht keine Korrelation, so ist

$$\varepsilon_{\varrho,\sigma}^{\varrho+\sigma} = \sum_{k} u_k\,(a_k - M_a)^{\varrho} \cdot \sum_{l} v_l\,(b_l - M_b)^{\sigma}\,.$$

Nach früherem ist aber der Bedeutung von u_k und v_l zufolge

$$\varepsilon^{\varrho}_{\varrho,0} = \sum_k u_k (a_k - M_a)^{\varrho}$$

$$\varepsilon^{\sigma}_{0,\sigma} = \sum_l v_l (b_l - M_b)^{\sigma}, \text{ folglich}$$

$$\varepsilon^{\varrho+\sigma}_{\varrho,\sigma} = \varepsilon^{\varrho}_{\varrho,0} \cdot \varepsilon^{\sigma}_{0,\sigma}.$$

Umgekehrt schliesst man aus dem Bestehen dieser Gleichungen wieder auf

$$p_{kl} = u_k \cdot v_l.$$

Gelten also die obigen Gleichungen für alle Werte von ϱ (1, 2 ... n—1) und σ (1, 2 ... m—1), so sind a und b voneinander unabhängig. Sind sie nur teilweise erfüllt, so besteht Korrelation.

Man hat in der Grösse der Differenz

$$\varepsilon^{\varrho+\sigma}_{\varrho,\sigma} - \varepsilon^{\varrho}_{\varrho,0} \cdot \varepsilon^{\sigma}_{0,\sigma} = \Delta_{\varrho,\sigma}$$

ein gewisses Mass für die Korrelation.

Die Korrelation zwischen den Merkmalen a und b des durch die Verteilungstafel (I) dargestellten Kollektivgegenstandes wird also durch die $(n-1)\ (m-1)$-Werte

$$\Delta_{\varrho,\sigma} = \varepsilon^{\varrho+\sigma}_{\varrho,\sigma} - \varepsilon^{\varrho}_{\varrho,0} \cdot \varepsilon^{\sigma}_{0,\sigma}$$

für $\varrho = 1,2 \ldots n-1$; $\sigma = 1,2 \ldots m-1$ vollständig bestimmt und kann so vielgestaltig sein wie die Reihe dieser Werte.

Für praktische Zwecke wird man sich allerdings meist mit den Mittelwerten niedrigerer Ordnung begnügen, also mit ε_{10}, ε_{01}, ε_{11}, ε_{20}, ε_{02}, ε_{21}, ε_{12}, ε_{22}, respektive mit

$$\varepsilon_{11}^{2} - \varepsilon_{10} \cdot \varepsilon_{01} = \Delta_{11},$$

$$\varepsilon_{21}^{3} - \varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{01} = \Delta_{21},$$

$$\varepsilon_{12}^{3} - \varepsilon_{10} \cdot \varepsilon_{02}^{2} = \Delta_{12},$$

$$\varepsilon_{22}^{4} - \varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}^{2} = \Delta_{22}.$$

Für viele Zwecke genügt es schon, den von *Galton* und *Pearson* eingeführten „Korrelationskoeffizienten“ zu berechnen, der durch die Gleichung

$$r = \frac{\varepsilon_{11}^{2} - \varepsilon_{10} \cdot \varepsilon_{01}}{\varepsilon_{20} \cdot \varepsilon_{02} - \varepsilon_{10} \cdot \varepsilon_{01}} = \frac{\varepsilon_{11}^{2}}{\varepsilon_{20} \cdot \varepsilon_{02}}$$

definiert ist, da $\varepsilon_{10} = \varepsilon_{01} = 0$, wenn die ε auf die betreffenden arithmetischen Mittel bezogen werden, wie wir dies vorausgesetzt haben.

Der Korrelationskoeffizient schwankt zwischen $+1$ und -1. Ist er $= 0$, so heisst das nicht, dass überhaupt keine Korrelation vorhanden ist, sondern nur keine Korrelation von der *einfachen Form*, dass sie durch den Korrelationskoeffizienten schon ziemlich genügend charakterisiert ist. Die *Pearsonsche* Schule wendet allerdings den Begriff „Korrelation“ in viel engerem Sinne an als wir es hier in Anlehnung an *Lipps* tun. Für *Pearson* ist eben der Korrelationskoeffizient *der* Massstab für das, was er als „Korrelation“ bezeichnet, während für uns Korrelation schlechthin Abhängigkeit bedeutet. Ist also der Korrelationskoffizient $= 0$, so besteht nach *Pearson* keine Korrelation; die eventuell doch bestehende Abhängigkeit wird dann unter einen weitern Begriff subsumiert und *Pearson* hat auch Wege angegeben, wie man in diesen Fällen vorzugehen hat. Im Sinne der *Lippsschen* Auffassung bedeutet ein Korrelationskoeffizient vom Werte 0 nur, dass diese besondere Art der Korrelation nicht besteht; die bestehende Abhängigkeit wird durch die höhern Δ-Werte zum Ausdruck gebracht.

Die *Lippssche* Auffassung scheint mir den Vorteil grösserer Allgemeinheit zu haben als die *Pearsonsche.*

Die Schwierigkeit der ganzen Materie liegt indes viel weniger auf dem Gebiet der Theorie der Korrelation, als in der Interpretation der gefundenen Werte, die oft gar nicht leicht ist, besonders was die höhern Δ-Werte betrifft.

Sehr oft, namentlich bei Untersuchnungen im Gebiete der Statistik, möchte man vor allem wissen, ob zwei Erscheinungen so voneinander abhängen, dass sie sich gleich- oder gegensinnig verändern oder unabhängig sind, und im Falle der Abhängigkeit ein gewisses Mass für die Intimität der Relation haben.

Für solche Zwecke eignet sich nun gerade der Korrelationskoeffizient sehr gut. Voraussetzung ist allerdings, dass die Veränderungen der in Betracht kommenden Grössen einander einigermassen proportional sind (= lineare Regression). Nur dann kann man aus einem absolut grössern, respektive kleinern Wert des Koeffizienten auf eine mehr oder weniger enge Abhängigkeit schliessen. Stehen die beiden Grössen nicht in linearer Abhängigkeit zueinander, so ist der Korrelationskoeffizient kein sehr zweckmässiges Mittel zur Entscheidung der Frage der grössern oder geringern Abhängigkeit. Er versagt um so mehr, je mehr sich die Abhängigkeit von der Proportionalität entfernt und kann selbst bei vollkommener Abhängigkeit, d. h. also, wenn die eine Grösse durch die andere vollkommen und nicht nur mit einer grössern oder geringern Wahrscheinlichkeit, d. h. innerhalb gewisser Grenzen, bestimmt ist, gleich Null sein, wenn z. B. die „Regressionskurve“ zu einer oder zu beiden Koordinatenachsen symmetrisch ist.

Man muss sich aber hüten, aus dem Bestehen einer selbst hohen Korrelation ohne weiteres auf eine kausale Abhängigkeit zwischen den beiden betrachteten Erscheinungen zu schliessen. Wir finden in der Tat häufig positive Korrelation zwischen Erscheinungen, die unmöglich in kausaler Beziehung im gewöhnlichen Sinne stehen können. Oft liegen den beiden so verbundenen Erscheinungen gewisse gemeinsame „Ursachen“ zugrunde; oft aber handelt es sich auch nur um eine künstlich herbeigeführte Korrelation, „*spurions correlation*“ *Pearsons*.

Hier begegnen wir in der Tat den allergrössten Schwierigkeiten in der Interpretation, und es ist durchaus nichts Unmögliches, dass eine Korrelation, die man von allen „falschen“ Korrelationen befreit hat, bei Betrachtung unter andern Gesichtspunkten sich doch noch als „falsch“ erweist. Beispiele dafür bietet die Literatur in genügendem Masse.

Es ist nun das Bestreben *Pearsons* und seiner Mitarbeiter gewesen, Methoden zu finden, um die „falsche“ Korrelation auszuschalten und dieses Ziel ist, wenn auch noch nicht für jeden Fall vollständig erreicht, so doch schon bedeutend näher gerückt. Die verschiedenen Methoden erfordern allerdings zum Teil nicht unbedeutenden Aufwand an Rechenarbeit, was ihrer Popularisierung hindernd im Wege stehen dürfte. Auch sind die verschiedenen Publikationen ziemlich zerstreut und nicht überall leicht aufzutreiben, was ein weiteres Hindernis für die allgemeine Verbreitung ist.

Eine zusammenfassende Darstellung des ganzen Gebietes ist bis jetzt meines Wissens noch nicht erfolgt, dürfte wohl auch noch kaum möglich sein, da viele Fragen noch lange nicht abgeschlossen und sehr wichtige Theorien erst in den letzten Jahren entwickelt worden sind. Eines aber dürfte jetzt schon feststehen, nämlich dass man in den Korrelationsbestimmungen ein Mittel von universeller Anwendbarkeit hat, wo es sich um die Aufdeckung der Zusammenhänge kompliziert bedingter Erscheinungen handelt, wie sie ja im Gebiete des Lebendigen die Regel sind. Für die im Vergleich zu diesen relativ einfachen Zusammenhänge in den anorganischen Naturwissenschaften kommt sie dagegen nicht in Betracht.

Was nun für den Korrelationskoeffizienten erwähnt wurde, gilt natürlich in noch viel höherem Masse für die höhern Δ-Werte, da diese ja eine viel kompliziertere Struktur besitzen. Liegen über den verhältnismässig einfachen Korrelationskoeffizienten schon ziemlich eingehende Untersuchungen vor, so sind meines Wissens die Verhältnisse für die höhern Δ-Werte überhaupt noch nicht untersucht worden.

Es wird die Aufgabe der nächsten Jahre sein, an einem möglichst reichhaltigen Material die Methoden zur Anwendung zu bringen, damit man sich ein Urteil über die praktische Brauchbarkeit bilden kann. In diesem Sinne mögen die nachfolgenden Untersuchungen als ein bescheidener Beitrag zu dieser Arbeit aufgefasst werden.

Es handelte sich mir darum, festzustellen, welcher Art die Abhängigkeit der Krebsmortalität von der herrschenden Therapie ist. Dabei kommt fast ausschliesslich die operative Therapie in Betracht, da andere Verfahren (z. B. Röntgen- und Radiumtherapie) erst in den allerletzten Jahren und nur in bescheidenem Umfange eingeführt worden sind. Es fragt sich nun, was man in Korrelation setzen soll; denn je nachdem werden die Resultate etwas verschieden ausfallen. Man könnte also z. B. die Zahl der Operationen in einem bestimmten Jahre und die Zahl der Krebstodesfälle einige Jahre später vergleichen. Aber wie viele Jahre später? Das ist eine Frage, die nicht so leicht zu beantworten ist. Hat die Operation einen günstigen Einfluss auf die Krankheit, sei es dass es gelingt, einen gewissen Prozentsatz von Krebskranken wirklich zu heilen oder wenigstens länger leben zu lassen, so muss man eine negative Korrelation zwischen der Zahl der Operationen und der Zahl der Krebstodesfälle während der folgenden Jahre finden. Man könnte nun die Korrelation für um je ein Jahr wachsende Intervalle bestimmen und dann die maximale Korrelation nehmen. Diese würde offenbar auf dasjenige Intervall fallen, nach dessen Ablauf die „normale", d. h. nicht durch den operativen Eingriff beeinflusste Sterblichkeit am grössten ist. Abgesehen davon, dass unter dem Begriff Krebs ein punkto Lebens- respektive Krankheitsdauer sehr heterogenes Material zusammengefasst wird, würde diese Methode einen sehr grossen Rechenaufwand erfordern und würde sich deshalb kaum lohnen.

Es war mir nun nicht möglich, die Zahl der Operationen per Jahr zu eruieren. Ich habe deshalb eine Zahl genommen, die mit der Zahl der Operationen in sehr enger Beziehung steht, nämlich die Zahl der pro Jahr in die grössern Krankenhäuser der Schweiz aufgenommenen Krebskranken. Diese Zahl wird für jede Woche des Jahres im sanitarisch-demographischen Wochenbulletin der Schweiz angegeben und daraus kann die Zahl für das betreffende ganze Jahr leicht durch einfache Addition der Zahlen der wöchentlichen Aufnahmen gewonnen werden. Es sind hier allerdings

Tab. 3. Jahr	Bevölkerung in 1000	$Ca + Sa$ Todesfälle	Behandlungen (Aufnahmen in Krankenhäuser)
1900	3300	4285	1316
1901	3341	4271	1371
1902	3385	4258	1470
1903	3429	4447	1528
1904	3472	4463	1498
1905	3516	4455	1687
1906	3560	4593	1637
1907	3604	4413	1633
1908	3647	4669	1851
1909	3691	4676	1828
1910	3735	4612	1840
1911	3781	4673	2072
1912	3831	4875	2171
1913	3877	4913	2160
1914	3886	4987	?
1915	3880	4888	2360

Krebs und Sarkome nicht getrennt aufgeführt und auch Männer und Frauen nicht; das ist der Grund, weshalb ich in den vorausgehenden Betrachtungen diese Differenzierung nicht durchgeführt habe. Es entspricht nun durchaus der Erfahrung anzunehmen, dass einer vermehrten Zahl von Aufnahmen auch eine entsprechend vermehrte Zahl von Behandlungen, speziell also Operationen entspreche. Selbstverständlich herrscht keine strenge Proportionalität, aber die Annahme, dass die Änderungen nicht gleichsinnig oder sogar gegensinnig seien, wäre doch offenbar sehr gesucht. Es werden ja auch in erster Linie Kranke aufgenommen, wo „noch etwas zu machen ist", d. h. wo eine Operation noch Aussicht auf Erfolg gibt; Fälle, die im inoperabeln Stadium sind, werden schon aus Rücksicht auf die verfügbaren Plätze seltener aufgenommen. Natürlich ist eine solche Voraussetzung im Sinne der Rechnung nicht ideal zu nennen; als Übersichtswert dürfte aber doch nichts dagegen einzuwenden sein.

Ich bin auch von der üblichen Methode der Korrelationsbestimmung etwas abgewichen, indem ich nicht die absoluten Zahlen der Krebsmortalität oder Relativzahlen derselben mit den entsprechenden Zahlen der Behandlung auf Korrelation untersucht habe. Ich habe versucht, die am Anfang dieser Arbeit dargestellte *Lippssche* Plus-Minusmethode in dem Sinne zu erweitern, dass ich an Stelle der etwas rohen Begriffe Zunahme — respektive Abnahme, die *Grösse* der korrespondierenden Änderungen festgestellt und in einer Korrelationstabelle zusammengestellt habe. Es entstanden auf diese Weise für die 15 Jahre $15 \cdot 14 : 2 = 105$ Übergänge. Man erhält dann ein gewisses Mass für die Korrelation, indem man diese Tabelle nach Art der gewöhnlichen Korrelationstabellen behandelt. Ich habe den entstandenen Koeffizienten als „Korrelationskoeffizienten“ bezeichnet. Ob er wirklich seiner Struktur nach einem Korrelationskoeffizienten ohne weiteres gleichgesetzt werden darf, kann ich nicht sagen, da ich nicht in der Lage war, die allgemeine Theorie dieser Art von Korrelationsbestimmung aufzustellen. Auch ob die Gleichbewertung aller Übergänge vom mathematischen Standpunkt aus erlaubt ist, kann ich nicht bestimmt sagen.

Von dem Prinzip, nicht die absoluten Zahlen, sondern die „Fluktuationen“ in bezug auf Korrelation zu untersuchen, ist schon früher Gebrauch gemacht worden (c. f. *Yule* (12) S. 197 ff.). Es ist aber dort so vorgegangen, dass jeweils das Mittel aus einer Anzahl von Jahren genommen wurde und dann die Abweichungen von diesen Mitteln in den beiden untersuchten Reihen verglichen wurden. Eine eingehende mathematische Theorie dieses Verfahrens ist auch dort nicht gegeben, sondern es sind lediglich Erwägungen allgemeiner Natur, die als Grundlage dienen.

Die oben dargestellte Modifikation des *Lippsschen* Plus-Minusverfahrens schien mir den Zweck besser zu erfüllen, weshalb ich sie anwandte.

Mit Rücksicht auf die später vorzunehmenden partiellen Korrelationsbestimmungen wurden drei Korrelationstabellen angelegt und zwar für die Korrelation zwischen Zunahme der Behandlungen und Zunahme der Krebstodesfälle (Tab. 4), für Zunahme der Krebstodesfälle und Zunahme der Bevölkerung (Tab. 5), und für Zunahme der Behandlungen und Zunahme der Bevölkerung (Tab. 6).

Die Einrichtung der Tabellen bedarf keiner grossen Erläuterungen. Die letzte mit „Mittel" bezeichnete Kolonne enthält je den Mittelwert einer Zeile, und man sieht schon aus dieser Übersicht, wie sich das Mittel der Todesfälle verändert, wenn die Bevölkerung wächst und wenn die Zahl der Behandlungen wächst.

Fällt eine Zahl auf die Grenze zweier Intervalle, so müsste sie jedem der beiden Intervalle zur Hälfte zugeteilt werden, wodurch bei ungeraden Zahlen Brüche entstehen. Um die Brüche zu vermeiden bin ich so vorgegangen, dass für die Bevölkerungszunahmen die tatsächliche Zugehörigkeit der betreffenden Zahl zu dem betreffenden Intervall durch weitergehende Rechnung festgestellt wurde. Für die Kategorien, wo dieses Vorgehen nicht angewendet werden konnte, habe ich die betreffende Zahl demjenigen Intervall zugeteilt, wo die grössere Anhäufung bestand, d. h. wo eine grössere Wahrscheinlichkeit dafür bestand, dass sie hingehöre. Der auf diese Weise entstandene Fehler

Korrelation zwischen Zunahme der Behandlungen und Zunahme der *Ca* + *Sa* Todesfälle 1900—1915.

Tab. 4.

Zunahme der Todesfälle.

Zunahme der Behandlungen	—250 bis —150	—150 bis —50	—50 bis +50	+50 bis +150	150 bis 250	250 bis 350	350 bis 450	450 bis 550	550 bis 650	650 bis 750	Total	Mittel
— 150 bis — 50 . .	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1	0
— 50 bis + 50 . .	1	2	3	1	1	—	—	—	—	—	8	— 12,5
50— 150	—	—	4	2	5	—	—	—	—	—	11	109,1
150— 250	—	—	8	3	8	3	—	—	—	—	22	127,3
250— 350	—	—	—	3	10	4	—	—	—	—	17	205,9
350— 450	—	—	—	1	3	1	3	—	—	—	8	275
450— 550	—	—	—	—	3	5	5	3	—	—	16	350
550— 650	—	—	—	—	1	—	2	1	—	—	4	375
650— 750	—	—	—	—	—	1	3	2	1	1	8	475
750— 850	—	—	—	—	—	—	2	—	3	—	5	520
850— 950	—	—	—	—	—	—	1	—	2	—	3	533,3
950—1050	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	2	600
Total	1	2	16	10	31	14	16	6	8	1	105	

Korrelation zwischen Zunahme der Bevölkerung und Zunahme der *Ca* + *Sa* Todesfälle 1900—1915.

Tab. 5.

Zunahme der Todesfälle.

Zunahme der Bevölkerung (in Tausendern)	— 250 bis — 150	— 150 bis — 50	— 50 bis + 50	+ 50 bis + 150	150 bis 250	250 bis 350	350 bis 450	450 bis 550	550 bis 650	650 bis 750	Total	Mittel
— 25 bis + 25	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1	0
+ 25 bis + 75	1	1	7	2	2	1	—	—	—	—	14	42,9
75—125	—	1	4	2	4	2	—	—	—	—	13	107,7
125—175	—	—	2	2	7	2	—	—	—	—	13	169,2
175—225	—	—	2	1	11	3	—	—	—	—	17	188,3
225—275	—	—	—	2	4	2	1	2	—	—	11	272,7
275—325	—	—	—	1	2	2	3	1	—	—	9	288,9
325—375	—	—	—	—	1	—	5	1	—	—	7	385,7
375—425	—	—	—	—	—	1	4	1	—	—	6	400
425—475	—	—	—	—	—	1	2	1	1	—	5	440
475—525	—	—	—	—	—	—	1	—	2	1	4	575
525—575	—	—	—	—	—	—	—	—	3	—	3	600
575—625	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	2	600
Total	1	2	16	10	31	14	16	6	8	1	105	

Korrelation zwischen Zunahme der Bevölkerung und Zunahme der Behandlungen 1900—1915.

Tab. 6.

Zunahme der Behandlungen.

Zunahme der Bevölkerung (in Tausendern)	— 150 bis — 50	— 50 bis + 50	50 bis 150	150 bis 250	250 bis 350	350 bis 450	450 bis 550	550 bis 650	650 bis 750	750 bis 850	850 bis 950	950 bis 1050	Total
— 25 bis + 25 . .	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 25 bis + 75 . .	—	6	4	4	—	—	—	—	—	—	—	—	14
75—125	1	2	2	6	2	—	—	—	—	—	—	—	13
125—175	—	—	3	7	2	—	1	—	—	—	—	—	13
175—225	—	—	2	4	6	4	1	—	—	—	—	—	17
225—275	—	—	—	—	5	2	4	—	—	—	—	—	11
275—325	—	—	—	—	2	1	3	1	2	—	—	—	9
325—375	—	—	—	—	—	1	4	—	2	—	—	—	7
375—425	—	—	—	—	—	—	2	2	1	—	1	—	6
425—475	—	—	—	—	—	—	1	1	2	1	—	—	5
475—525	—	—	—	—	—	—	—	—	1	2	1	—	4
525—575	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	1	3
575—625	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	1	2
Total	1	8	11	22	17	8	16	4	8	5	3	2	105

ist ganz unbedeutend und erreicht jedenfalls an Grösse die aus andern Quellen stammenden Fehler nicht. Ferner habe ich, anstatt die Intervallgrenzen so zu legen, dass der Nullpunkt auf die Grenze zweier Intervalle kommt, d. h. also dass Zu- und Abnahmen ganz geschieden waren, den Nullpunkt als Mitte eines Intervalles angenommen. Es schien mir dies rätlicher, da eine Schwankung von $\pm$ 50 in den Aufnahmen (Behandlungen) doch nicht unbedingt einer äquivalenten und gleichsinnigen Schwankung in der Zahl der Operationen entsprechen musste, während für grössere Schwankungen eine gleichsinnige Änderung von Behandlungen und Operationen die wahrscheinlichste Annahme ist.

Auf alle Fälle hätte aber auch eine Verschiebung der Intervallgrenzen nur einen ganz kleinen Einfluss auf die die Korrelation darstellenden $\varDelta$-Werte.

Was die Fehlerberechnungen betrifft, so habe ich nur die mittlern Fehler für die Korrelationskoeffizienten berechnet und zwar nach der Formel von *Pearson* und *Filon* (*Yule* S. 352). Dieser Wert gilt allerdings streng genommen nur für den Fall, dass die Korrelationsfläche eine *Gausssche* Fläche, d. h. das räumliche Analogon zu der *Gaussschen* Fehlerkurve ist. Der Wert dürfte aber doch immerhin einen gewissen Anhaltspunkt über die Grössenordnung des mittlern Fehlers auch für unsern Fall ergeben.

Auf die Berechnung der Fehler der höhern Mittelwerte habe ich verzichtet. Die Berechnung ist sehr mühsam, und es steht der zu erwartende Nutzen in keinem richtigen Verhältnis zu der aufgewandten Mühe. Die Formeln für die Berechnung der Fehler finden sich bei *Lipps* (l. c. S. 105).

Die Berechnung der Mittelwerte wird nun praktisch so vorgenommen, dass man nicht direkt die Abweichungen von den Mitteln der beiden Veränderlichen berechnet, sondern die Abweichungen auf einen beliebigen — am besten möglichst nahe dem betreffenden Mittel gelegenen — Wert bezieht und die auf diese Weise bestimmten Werte nachher korrigiert. *Lipps* hat für die Berechnung dieser Werte ein Verfahren angegeben, das bei grossen Tafeln die Arbeit wesentlich abkürzen kann; bei kleinen Tafeln führt indes die direkte Berechnung entschieden rascher zum Ziel.

Es würde viel zu weit führen, die Rechnungen hier ausführlicher darzustellen. Ich will mich damit begnügen, die Resultate zu bringen und muss im übrigen auf *Lipps, Pearson, Yule* usw. verweisen, wo sowohl die Theorie entwickelt ist, als auch numerische Beispiele gegeben sind.

Wir erhalten für die Korrelation zwischen der Zunahme der Behandlungen und der Zunahme der Krebstodesfälle die folgenden Werte:

$$\left.\begin{aligned} \Delta_{11} &= \varepsilon_{11}^{2} = 100^{2} \cdot 3{,}636 \\ \Delta_{21} &= \varepsilon_{21}^{3} = 100^{3} \cdot 3{,}158 \\ \Delta_{12} &= \varepsilon_{12}^{3} = 100^{3} \cdot 5{,}616 \\ \Delta_{22} &= \varepsilon_{22}^{4} - \varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}^{2} = 100^{4} \cdot 27{,}665 \end{aligned}\right\} \quad \text{(Tab. 4)}$$

$$r = 0{,}902 \pm 0{,}018.$$

Die Werte für die Korrelation zwischen Zunahme der Bevölkerung und Zunahme der Krebstodesfälle sind:

$$\Delta_{11} = \varepsilon_{11}^2 \qquad\qquad = 5 \cdot 10^5 \cdot 4{,}552$$

$$\Delta_{21} = \varepsilon_{21}^3 \qquad\qquad = 5 \cdot 10^7 \cdot 4{,}023$$

$$\Delta_{12} = \varepsilon_{12}^3 \qquad\qquad = 5^2 \cdot 10^8 \cdot 8{,}587 \qquad \text{(Tab. 5)}$$

$$\Delta_{22} = \varepsilon_{22}^4 - \varepsilon_{20}^2 \cdot \varepsilon_{02}^2 = 5 \cdot 10^{10} \cdot 29{,}510$$

$$r = 0{,}805 \pm 0{,}034.$$

Das Resultat betreffs der Korrelation zwischen Zunahme der Behandlungen und Zunahme der Krebstodesfälle ist gewiss sehr überraschend. Wir konstatieren eine ausgesprochene Parallelität zwischen den Tabellen 4 und 5. Ja wir finden sogar, dass die Krebsmortalität, respektive deren Schwankungen in dem betrachteten Zeitraume viel inniger mit der Zahl der Behandlungen, respektive deren Schwankungen zusammenhängt, als mit den Schwankungen in der Zahl der Bevölkerung. Dies zeigt sich am ausgesprochensten bei den Korrelationskoeffizienten, von denen der erste grösser ist als der zweite.

Aber auch die höhern Mittelwerte weisen eine grosse Übereinstimmung auf, besonders dann wenn wir nicht die absoluten Zahlen nehmen, sondern — in Analogie zu der Bildung des Korrelationskoeffizienten — die Mittelwerte auf die betreffenden Streuungen beziehen.

Der Korrelationskoeffizient ist ja definiert durch die Gleichung:

$$r = \frac{\varepsilon_{11}^2}{\varepsilon_{20} \cdot \varepsilon_{02}}.$$

Da die Streuungen gewissermassen als natürliche Masse für die betreffenden Variabeln gelten können lag es nahe, statt der Werte ε_{21}^{3}, ε_{12}^{3}, $\varepsilon_{22}^{4} - \varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}^{2}$ etc. die Quotienten:

$$\frac{\varepsilon_{21}^{3}}{\varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}}, \quad \frac{\varepsilon_{12}^{3}}{\varepsilon_{20} \cdot \varepsilon_{02}^{2}}, \quad \frac{\varepsilon_{22}^{4} - \varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}^{2}}{\varepsilon_{20}^{2} \cdot \varepsilon_{02}^{2}}$$

zu bilden.

Das kommt auch noch in anderer Weise zum Ausdruck, nämlich wenn wir die Häufigkeit des gemeinsamen Vorkommens von bestimmten Werten x und y als Funktion dieser Werte auffassen. Handelt es sich um kontinuierliche Veränderliche x und y, so stellt die Funktion

$$z = f(x, y)$$

eine Fläche dar, die man als „Verteilungsfläche" bezeichnen kann.

Für zwei Variable hat man eine „Verteilungskurve". Nimmt man z. B. als Abszisse die Körperlänge eines Jahrgangs Rekruten und als Ordinate die Zahl der Rekruten, die die betreffende Länge haben, so erhält man eine Verteilungskurve, die mit grosser Annäherung durch die bekannte „Fehlerkurve", auch *Gausssche* Kurve genannt, dargestellt werden kann, falls die gemessenen Individuen nicht verschiedenen „Rassen" angehören.

Der belgische Anthropologe *Quetelet* glaubte nun, dass das immer so sein müsse, d. h. dass jede Verteilungskurve eines biologischen Materials notwendigerweise eine Fehlerkurve sein müsse. Ja selbst später noch wurde diese äusserliche Übereinstimmung der

Fehler-(verteilungs)kurve mit biologischen Verteilungskurven als Ausdruck einer weitgehenden Wesensgleichheit von Fehlern, d. h. Abweichungen vom „wahren" Wert bei Messungen und Abweichungen von einem supponiertem „Normaltypus" (z. B. der Körperlänge der erwachsenen männlichen Bevölkerung einer bestimmten Region) angesehen. Der „Normalmensch" ist ein Begriff, der sehr schwer aus vielen Köpfen, selbst von medizinischen Fachleuten — auszutreiben ist. *J. Bertrand* hat in seiner Wahrscheinlichkeitsrechnung den „mittlern Menschen" *Quetelets* in seiner humorvollen Weise ziemlich bös zerzaust. Wenn auch die Kritik zum Teil zu weit geht, ist sie doch herzerfrischend zu lesen, wie jeder bestätigen wird.

Auch der eigentliche Begründer der Kollektivmasslehre, *G. Th. Fechner*, war anfänglich noch der Ansicht, dass die Verteilungskurven in jedem Falle mit genügender Annäherung durch Fehlerkurven dargestellt werden können. Weitergehende Erfahrung belehrte ihn aber, dass dies nicht immer möglich ist, da einzelne Kollektivgegenstände vor allem eine oft nicht unbedeutende *Asymmetrie* aufweisen. Diesen suchte er dann so beizukommen, dass er die Kurve in der Maximalordinate in zwei Teile trennte und jeden Teil als eine halbe Fehlerkurve auffasste, die dann im Werte des Präzisionsmasses differierten (*Fechners* „zweispaltiges *Gausssches* Gesetz").

Pearson hat dann, von andern Gesichtspunkten ausgehend, die mathematische Theorie der Verteilungsfunktionen studiert und hat an Stelle des einfachen, respektive zweiteiligen *Gaussschen* Gesetzes fünf Kurventypen gesetzt, deren Parameter aus den Werten der Verteilungstafel berechnet werden.

Endlich hat *Bruns* auf einen geschlossenen Ausdruck ganz verzichtet und die Verteilungsfunktionen [1]) durch eine unendliche Reihe dargestellt, die im allgemeinen, d. h. bei nicht sehr ausgesprochener Asymmetrie genügend konvergiert, so dass man sich mit den drei ersten Gliedern begnügen kann. Beschränkt man sich auf das erste Glied, so erhält man das *Gausssche* Exponentialgesetz, das demnach als erste — und in vielen Fällen genügende — Annäherung an die tatsächliche Verteilungsfunktion aufgefasst werden kann.

Als Koeffizienten der einzelnen Glieder treten nun die verschiedenen Mittelwerte, respektive Funktionen derselben auf und zwar immer auf den mittlern Fehler bezogen (13) (S. 406).

Es lag nun nahe anzunehmen, dass bei der Darstellung der Verteilungsfläche analoge Verhältnisse sich zeigen werden, was ich auch bei der Entwicklung gefunden habe. Damit dürfte die Legitimität der angegebenen Quotienten vorläufig dargetan sein.

Man hat nämlich für die beiden Tabellen 4 und 5, wenn wir die Werte mit Q und den entsprechenden Indices bezeichnen:

$$(4)\quad \begin{aligned} Q_{11} &= 0{,}902 = r \\ Q_{21} &= 0{,}493 \\ Q_{12} &= 0{,}549 \\ Q_{22} &= 1{,}71 \end{aligned} \qquad \begin{aligned} Q_{11} &= 0{,}805 = r \\ Q_{21} &= 0{,}364 \\ Q_{12} &= 0{,}510 \\ Q_{22} &= 2{,}68. \end{aligned} \quad (5)$$

Die Übereinstimmung tritt in der Tat viel deutlicher hervor als bei den Δ-Werten. Man erkennt deutlich,

[1]) Eigentlich ist es bei *Bruns* nicht die Verteilungsfunktion, die in eine Reihe entwickelt wird, sondern die durch sukzessive Summierung entstandene „Summenfunktion“. Die beiden lassen sich aber ohne Schwierigkeiten ineinander überführen und das, worauf es hier ankommt, gilt für beide.

wie der Zusammenhang zwischen Zunahme der Behandlungen und Zunahme der Krebstodesfälle ganz gleichartig ist wie der zwischen Zunahme der Bevölkerung und Zunahme der Krebstodesfälle. Auffallend ist nur, dass der Einfluss der Zahl der Behandlungen auf die Zahl der Todesfälle noch grösser ist als der Einfluss der Vermehrung der Bevölkerung. Dass diese letztere — bei gleichbleibender Wahrscheinlichkeit an Krebs zu erkranken — die Zahl der Krebstodesfälle vermehrt, wenn keine hemmenden Ursachen dazwischen treten, bedarf keiner weitern Erläuterung. Merkwürdig und einer nähern Untersuchung bedürftig ist aber der Zusammenhang zwischen Zahl der Behandlungen und Zahl der Todesfälle, da er gerade das Gegenteil von dem darstellt, was man erwarten sollte.

Um aber diese Frage beantworten zu können, müssen wir kurz die Theorie der „partiellen Korrelation“ streifen.

In den oben bestimmten Korrelationen zwischen Zunahme der Behandlungen und der Zunahme der Krebstodesfälle steckt noch der Einfluss der Bevölkerungszunahme und umgekehrt in den Korrelationen zwischen Zunahme der Bevölkerung und Zunahme der Krebstodesfälle der Einfluss der Zunahme der Behandlungen. Es handelt sich also darum, den Einfluss der Zunahme der Behandlungen auf die Zunahme der Krebstodesfälle von dem Einfluss der Bevölkerungszunahme zu befreien. Die Theorie darüber findet sich bei *Yule* S. 229 ff. Hier sollen nur kurz die Hauptpunkte hervorgehoben werden.

Sei X_1 die Zunahme der Krebstodesfälle für eine bestimmte Periode; X_2 die Zunahme der Behandlungen für die gleiche Periode; X_3 die Zunahme der Bevölkerung für diese Periode. Man kann nun in sehr vielen Fällen mit genügender Annäherung die Beziehung der drei Variabeln durch eine lineare Gleichung von der Form

$$X_1 = a + b_2 X_2 + b_3 X_3$$

darstellen. Die Konstanten a, b_2, b_3 werden so bestimmt, dass die Summe der Quadrate der Abweichungen der berechneten von den beobachteten Werten ein Minimum wird. Die Koeffizienten b_2 und b_3 sind die *partiellen Regressionen* von X_2, respektive X_3 in bezug auf X_1. Sie lassen sich leicht aus den partiellen Korrelationskoeffizienten berechnen, die ihrerseits wieder aus den früher gefundenen totalen Korrelationskoeffizienten abgeleitet werden. Das absolute Glied a ist gleich Null, wenn die Werte der Variabeln von ihren arithmetischen Mitteln aus gerechnet werden.

Statt b_2 wollen wir schreiben $b_{12 \cdot 3}$ und drücken damit aus, dass wir die Regression von X_1 auf X_2 *bei konstant gehaltenem* X_3 meinen. Diese Regression ist für alle Werte von X_3 gleich, wie leicht aus einer geometrischen Interpretation der Gleichung hervorgeht, wenn wir an Stelle von X_1, X_2 und X_3 bzw. z, x und y setzen. Die Gleichung

$$z = b_{12 \cdot 3}\, x + b_{13 \cdot 2}\, y$$

stellt dann eine Ebene durch den Ursprung des Koordinatensystems dar und die Regressionslinien von z auf x sind die Schnittgeraden dieser Ebene mit Ebenen parallel zur $z\,x$-Ebene; sie haben alle denselben Richtungskoeffizienten, sind also parallel.

Bezeichnen wir ferner die Streuungen (mittlern Fehler) der Veränderlichen X_1, X_2, X_3 mit σ_1, σ_2, σ_3; die *totalen* Korrelationskoeffizienten, die wir früher berechnet haben, mit r_{12}, r_{13}, r_{23} und führen noch die Bezeichnung ein

$$\sigma^2_{1\,.\,n} = \sigma^2_1 \left(1 - r^2_{1n}\right) \qquad n = 1, 2, 3,$$

so haben wir

$$b_{12\,.\,3} = r_{12\,.\,3} \cdot \frac{\sigma_{1\,.\,3}}{\sigma_{1\,.\,2}},$$

wobei

$$r_{12\,.\,3} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{\left(1 - r^2_{13}\right)\left(1 - r^2_{23}\right)}}.$$

r_{23} wird aus Tabelle 6 berechnet und zu 0,892 gefunden. Die höhern Mittelwerte habe ich nicht berechnet, da sie für die partielle Korrelationsbestimmung nicht in Betracht kommen und ziemlich mühsam zu berechnen sind.

Wir finden für

$$r_{12\,.\,3} = 0{,}687$$
$$r_{13\,.\,2} = 0{,}000.$$

Daraus ergibt sich:

$$X_1 = 0{,}564\ X_2.$$

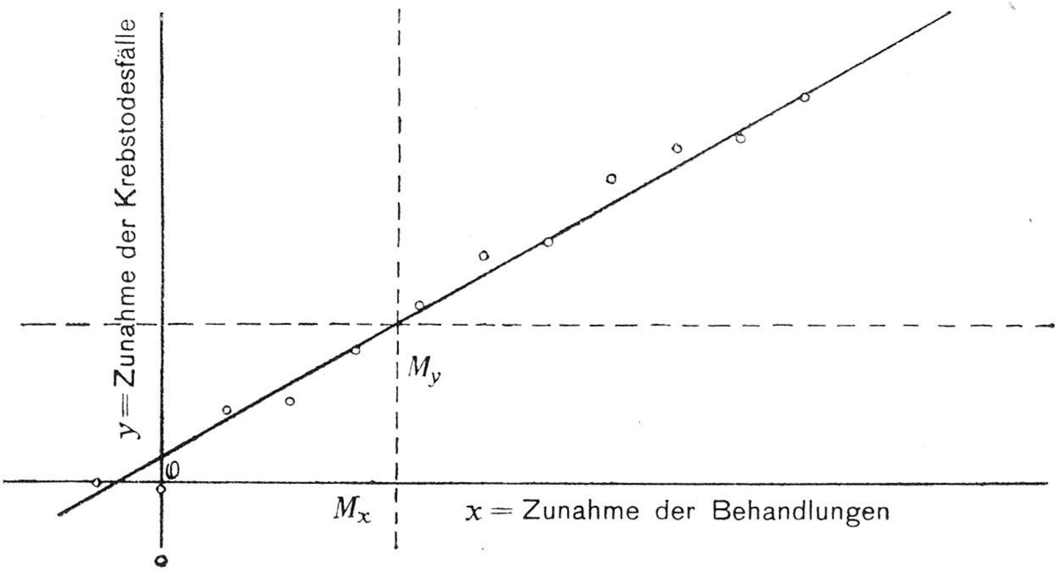
Setzen wir nunmehr für X_1 (Zunahme der Todesfälle) y und für X_2 (Zunahme der Behandlungen) x, wobei aber diese Veränderlichen nicht mehr auf die bezüglichen Mittel bezogen, sondern absolut genommen werden[1]), so erhalten wir die „*Regressionsgleichung*“:

$$y = 0{,}56\ x + 0{,}40.$$

Die folgende Figur stellt die Verhältnisse graphisch dar. Die ausgezogene Gerade ist die Regressionslinie;

[1]) Geometrisch entspricht das einer Parallelverschiebung des Koordinatensystems in dem Sinne, dass die Koordinaten des frühern Nullpunktes nunmehr gleich den arithmetischen Mitteln M_x und M_y von x und y sind.

der Massstab für die Abszissen und die Ordinaten ist derselbe; es entspricht*) je 1 cm einer Zunahme von 100 Behandlungen, respektive 100 Todesfällen. Die Nullen sind die beobachteten Mittel der Zunahme der Todesfälle wie sie einer gegebenen Zunahme von Behandlungen entsprechen und in der letzten Kolonne der Tabelle 4 zusammengestellt sind. Sie schmiegen sich der theoretischen Kurve, d. h. der Regressionslinie sehr gut an, wie aus der Figur ersichtlich ist, und zwar weichen sie bald in positivem, bald in negativem Sinne von der Regressionslinie ab. Es dürfte schwierig sein, aus dem Gebiete der Statistik ein Beispiel zu finden, wo eine bessere Übereinstimmung zwischen Beobachtung und Berechnung zu konstatieren ist.



Das Resultat unserer bisherigen Betrachtungen ist gewiss sehr überraschend; denn dass die Krebstodesfälle mit der Zahl der Behandlungen zu- und abnehmen, ist offenbar nicht das, was man erwartet hat. Von einer wirksamen Behandlungsmethode erwartet man doch,

*) Im Original.

dass sie die Zahl der durch die „behandelte“ Krankheit verursachten Todesfälle vermindere und nicht vermehre! Man hätte demnach eine mehr oder weniger ausgesprochene negative Korrelation zwischen den betrachteten Grössen zu erwarten gehabt, wenn wir in den Behandlungen ein wirkliches Heilmittel gegen die Krebskrankheit hätten.

Wie lässt sich nun die gefundene sehr deutliche positive Korrelation erklären?

Ich glaube, dass dafür vor allem zwei Quellen in Betracht kommen.

1. Werden sich unter den Aufgenommenen immerhin noch eine gewisse Anzahl von Kranken finden, deren Leiden schon so weit vorgeschritten ist, dass von einer positiven, d. h. günstigen Beeinflussung, nicht mehr die Rede sein kann und die kurze Zeit nach der Aufnahme, also noch im selben Jahr an ihrer Krankheit sterben.

2. Ist die Operationsmortalität besonders für gewisse Kategorien von Krebsen immer noch sehr hoch trotz allen Fortschritten der Technik, namentlich wenn wir in die Operationsmortalität auch noch diejenigen Fälle einbeziehen, die zwar logisch nicht mehr dazu gehören, nämlich diejenigen, wo der Tod zwar nicht mehr oder weniger unmittelbar im Anschluss an die Operation auftrat, sondern erst einige — aber doch kurze — Zeit nachher. Die Zahl dieser Fälle dürfte wohl bedeutend grösser sein, als man gemeiniglich anzunehmen geneigt ist, und ich glaube, dass sie das Hauptkontingent der Fälle stellt, die die positive Korrelation bedingen.

Man könnte einwenden, dass die positiven Resultate der Behandlung sich nicht schon im selben Jahr geltend machen können, sondern erst in den folgenden Jahren, und zwar besonders zu der Zeit, wo die „normale“

Sterblichkeit an Krebs am grössten ist. Für diese Zeit müsste dann eine negative Korrelation erwartet werden, wenn die Rechnung für die betreffende Zeit gemacht würde. Mir scheint aber auch dieser Einwand nicht stichhaltig. Auf alle Fälle muss dieser Einfluss so klein sein, dass er die starke positive Korrelation zwischen der Zahl der Behandlungen des betreffenden Jahres und der Zahl der Todesfälle nicht nur nicht zu beseitigen, geschweige denn ins Gegenteil, d. h. in eine negative Korrelation umzuwandeln vermag.

Da die Zahl der Krebstodesfälle für nur wenige Jahre auseinanderliegende Zeitpunkte nicht sehr bedeutend differiert, so lässt sich wohl vorläufig kein anderer einwandfreier Schluss ziehen als der, *dass die gegenwärtige Behandlungsmethode (d. h. die operative Therapie) der* **Gesamtheit** *der Krebserkrankungen gegenüber versagt, also kein Heilmittel ist, sondern die Zahl der Todesfälle pro Jahr vergrössert.*

Dabei glaube ich nicht wie *Shaw,* dass durch die Operation als solche Krebse *entstehen* können, z. B. aus gutartigen Geschwülsten, obschon dieser Fall vielleicht, wenn auch *sehr* selten, vorkommen kann, wie z. B. auch *de Quervain* zugibt. Schon eher möglich wäre, dass ein verhältnismässig gutartiger Krebs durch die Operation zu rascherem Wachstum angeregt wird und damit das Leben des Patienten verkürzt. Überhaupt liesse sich zusammenfassend sagen, dass die Beobachtung der von uns gefundenen Korrelation sich am zwanglosesten dadurch erklären liesse, dass die Lebenserwartung der Operierten, bei Beginn der Erkrankung gerechnet, kleiner ist als die der Nichtoperierten.

Für gewisse Gebärmutterkrebse hatte auch *Krönig* in der Tat gefunden, dass, vom Beginne der Beschwerden an gerechnet, die Operierten im Durchschnitt weniger lange lebten als die Nichtoperierten. Der Unterschied war allerdings nicht gross, und bei einer spätern Bearbeitung des Materials der Freiburger Klinik zeigte es sich, dass er fast ganz aufgehoben war, d. h. dass Operierte und Nichtoperierte — vom Beginne der Beschwerden an gerechnet — durchschnittlich gleichlange lebten. Die Absterbeordnung der Operierten war allerdings gegenüber der der Nichtoperierten ziemlich verändert, wie dies namentlich bei Berechnung der verschiedenen Mittelwerte deutlich zum Ausdruck kommt (14).

Damit ist natürlich nicht ausgeschlossen, dass die Operation in *einzelnen Fällen* von Nutzen sein kann. Leider sind aber die Kriterien, die diese Unterscheidung der Fälle erlaubten, noch sehr unsicher, und es ist tatsächlich in bezug auf das Endresultat meist reiner Zufall, ob ein Patient durch die Operation gewinnt oder verliert.

Der formale Vergleich mit einer Lotterie liegt nahe und ist auch zurzeit noch wesentlich begründet. Auch bei der Lotterie sind ja entschieden Gewinne möglich, die den Einsatz zum Teil erheblich übersteigen, obschon die mathematische Erwartung für die Lose negativ ist. Der Unterschied gegenüber der Lotterie besteht aber vor allem darin, dass bei dieser der Einsatz bekannt ist, während bei der Operation auch der Einsatz unbekannt bleibt, d. h. die individuelle Lebenserwartung desjenigen, der sich operieren lässt.

Die Behauptung *Krönigs,* die er seinerzeit in einem Vortrag ausgesprochen hat, ist der Grund, der mich bewogen hat, die Verhältnisse für die Schweiz etwas näher zu untersuchen, so gut dies anhand des zugänglichen statistischen Materials möglich ist.

Für den Brustkrebs ist schon seit einiger Zeit eine Untersuchung im Gange durch die schweizerische Gesellschaft für Krebsforschung. Trotz immer häufigerer und früherer Operation hat die Sterblichkeit an Brustkrebs in der Schweiz in den letzten Jahren stark zugenommen, so dass eine Untersuchung der Verhältnisse für nötig befunden wurde, da man bis jetzt noch kein sicheres Urteil über die Wirkung dieser Operationen hat, das sich auf ein grosses Material gründet. Zurzeit sind die Resultate der Untersuchungen meines Wissens noch nicht veröffentlicht; man darf ihnen mit Spannung entgegensehen.

Man könnte einwenden, dass das statistische Material, auf dem meine Arbeit fusst, zu unsicher sei; namentlich dass der Zusammenhang zwischen der Zahl der Aufnahmen in den Krankenhäusern und der Zahl der Operationen nicht so unveränderlich sei.

Das hiesse aber die angewandte Methodik total verkennen. Es handelt sich nicht um eine Präzisionsmethode und noch viel weniger um Feststellung eindeutiger Zusammenhänge, welch letztere in dem komplexen biologischen Geschehen zum vornherein ausgeschlossen sind.

Es wäre sehr wünschenswert, wenn es möglich wäre, von einer grössern Zahl von Jahren, z. B. bis auf 1890 zurück, die Operationszahlen für die verschiedenen Kategorien von Krebsen zu erhalten, zum mindesten für die wichtigern. Natürlich für beide Geschlechter getrennt und womöglich auch die Operationsmortalität. Wünschenswert wären noch Altersaufbau der Kranken, das Verhältnis der Operierbaren zu der Gesamtheit der Fälle (Operabilität) etc.

Auf Grund dieses Materials liessen sich dann entschieden viel sicherere Schlüsse ziehen, die als Beitrag zur Erforschung der Krebskrankheit sicher nicht ohne Wert wären.

Nachtrag.

Eine neue und, wie es scheint sehr wichtige Methode der Korrelationsbestimmung kam mir erst zur Kenntnis, nachdem die Arbeit schon längere Zeit abgeschlossen war. Sie konnte daher nicht mehr berücksichtigt werden. Ich habe immerhin noch wenigstens einige Berechnungen gemacht, die als Kontrolle meiner oben angegebenen Resultate dienen können und sie, wie sich zeigen wird, vollauf bestätigen.

Die Methode findet sich im X. Bande der „Biometrika", woselbst ihr mehrere Artikel gewidmet sind (15, 16, 17). Die Grundzüge sind folgende:

Handelt es sich um zwei Variable x und y, die beide Funktionen der Zeit t sind, so dass man hat

$$x = \varphi(t) + X$$
$$y = f(t) + Y,$$

wo X und Y *unabhängig* von t sind, so findet man für x und y eine „falsche Korrelation", dadurch bedingt, dass beide Funktionen von t sind.

Diese falsche Korrelation kann eliminiert werden, wenn man statt der Variabeln x und y ihre sukzessiven Differenzen korreliert. Bleiben dann die Korrelationskoeffizienten von einer bestimmten Differenz an annähernd konstant, so hat man in diesen Werten eine angenäherte Bestimmung des „wirklichen" Korrelationskoeffizienten der beiden Variabeln und es ist keine Bestimmung von partiellen Korrelationen mehr nötig.

Es müssen dabei allerdings noch eine Reihe von Forderungen erfüllt sein, die hier nicht erwähnt werden können, da es zu weit führen würde.

Ich habe nun, um wenigstens einigermassen einen Anhaltspunkt zu haben, wie es sich in dem uns beschäftigenden Falle verhält, die Korrelation für die

Zahl der Krebstodesfälle und der Aufnahmen von Krebskranken in Krankenhäuser für die erwähnten Jahre für die drei ersten Differenzreihen berechnet und folgende Werte gefunden:

$$r_{\Delta_x \Delta_y} = + 0{,}336$$
$$r_{\Delta_x^2 \Delta_y^2} = + 0{,}342$$
$$r_{\Delta_x^3 \Delta_y^3} = + 0{,}384.$$

Von der ziemlich umständlichen Berechnung der mittlern, respektive wahrscheinlichen Fehler habe ich abgesehen, auch bin ich nicht weiter gegangen als bis zu den dritten Differenzen, da die Zahl der Werte der Variabeln sonst zu klein und die Fehler zu gross würden.

Die Konstanz der Korrelationskoeffizienten ist in Anbetracht der kleinen Zahl von Werten, die zur Berechnung Verwendung finden konnten, bemerkenswert, namentlich wenn man sie mit andern Beispielen aus den erwähnten Arbeiten vergleicht. Der Korrelationskoeffizient wäre demnach kleiner als der von mir nach der früher entwickelten Methode berechnete, aber doch *wesentlich positiv.* Es ist also ganz entschieden eine + Korrelation vorhanden, und die oben entwickelten Schlussfolgerungen bestehen auch auf Grund der neuen Berechnung. Ja, sie haben sogar noch an Sicherheit gewonnen. Denn während früher nur Behandlungen und Todesfälle vom selben Jahre in Betracht kamen, *werden durch die höhern Differenzen jeweils mehrere Jahre umfasst.* Das würde auch gut erklären, warum der so gefundene Korrelationskoeffizient kleiner ist als der früher gefundene, wenn wir von der oben entwickelten Annahme ausgehen, dass es namentlich die entweder im Anschluss an die Operation oder bald darauf eintretenden Todesfälle sind, die die hohe positive Korrelation bedingen. *Werden nämlich mehrere Jahre zusammengefasst, so muss sich auch die für spätere Jahre eventuell durch die Operation verminderte Sterblichkeit geltend machen, was natürlich die + Korrelation vermindert.* Dass aber trotz alledem eine ganz deutliche positive Korrelation besteht, dürfte wohl kaum anders zu interpretieren sein, als dass eben die operative Therapie in ihrer Gesamtheit — soweit unser Material in Betracht kommt — lebenszerstörend, im Sinne einer Herabsetzung der Lebenserwartung der Operierten gegenüber den Nichtoperierten, wirkt.

Maynard hatte in seiner früher erwähnten Arbeit (3) mehrere stark positive Korrelationen zwischen der Krebsmortalität in den Vereinigten Staaten von Nordamerika und andern Erscheinungen (namentlich der Diabetesmortalität) gefunden.

In Band XI der „Biometrika“ hat nun ein anderer Autor das *Maynardsche* Material nach der „Differenzmethode“ vollständig neu bearbeitet, wobei sich herausstellte, dass es sich in fast allen Fällen um fast reine „falsche“ Korrelation handelte, da schon für die ersten Differenzreihen der + Korrelationskoeffizient ganz bedeutend sank und nachher überhaupt ganz unsicher, zum Teil sogar negativ wurde.

Das setzt die Bedeutung der oben gefundenen + Korrelation in um so helleres Licht, und ich glaube, dass bei weitergeführter Berechnung auch die spätern Koeffizienten das Resultat bestätigen würden, falls noch mehr Werte zur Verfügung ständen. Nach dieser Methode sollten nun die verschiedenen Krebskategorien behandelt werden. Die Arbeit wäre zwar *sehr* mühsam, dürfte aber punkto Zuverlässigkeit die landläufigen medizinischen Statistiken weit hinter sich lassen.

Zum Schlusse möchte ich noch Herrn Dr. *M. Ney*, Direktor des eidgenössischen statistischen Bureaus, meinen besten Dank aussprechen für die Liebenswürdigkeit, mit der er mir die für meine Arbeit nötigen statistischen Publikationen zur Verfügung stellte, sowie auch einzelne spezielle Fragen betreffend des Materials beantwortete. Auch dem Vorsteher des städtischen statistischen Amts in Zürich, Herrn Dr. *Thomann*, der mir die Bibliothek des städtischen Amtes zur Verfügung stellte, möchte ich hier noch bestens danken.

Literaturverzeichnis.

1. *Blaschke:* Vorlesungen über mathematische Statistik.
2. *Jossel:* Der Krebs in der Schweiz in den Jahren 1901—1910. Diss. Bern 1916.
3. *G. D. Maynard:* A statistical Study in Cancer-death-rates. Biometrika VII, 1909/10.
4. *J. Shaw:* Le Cancer en Suisse. Neuchâtel 1915.
5. *Arnd:* Krebserkennung und Krebsbehandlung in: Die Krebskrankheit und ihre Bekämpfung. Bern 1918.
6. *De Quervain:* Die neuesten Erfahrungen und Gesichtspunkte auf dem Gebiet der Krebsbehandlung. Sanitarisch-demographisches Wochenbulletin der Schweiz 1916.
7. *G. F. Lipps:* Die psychischen Massmethoden.
8. Ehe, Geburt und Tod in der schweizerischen Bevölkerung während der Jahre 1891—1900. Schweizerische Statistik, 200. Lieferung, S. 54 ff.

8* Ibid., S. 44 ff.

9. *Prinzing:* Handbuch der medizinischen Statistik.
10. *G. F. Lipps:* Die Theorie der Kollektivgegenstände.
11. *E. Haemig:* Systematische Abhängigkeitsbestimmungen. Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker. 12. Heft, 1917.

12. *G. U. Yule:* An Introduction to the Theory of Statistics, 4th Ed. 1917.

13. *E. Czuber:* Wahrscheinlichkeitsrechnung I, 3. Aufl. 1914.

14. *J. Aebly:* Zur Frage der Krebsstatistiken. Korrespondenzblatt für Schweizerärzte 1918, Nr. 25.

15. *„Student“:* The Elimination of Spurious Correlation due to Position in Time or Space. Biometrika X, 1914/15.

16. *O. Anderson:* Nochmals über „The Elimination of Spurious Correlation due to Position in Time or Space“, ibid. X.

17. *M. Cave* und *K. Pearson:* Illustrations of the Variate Difference Correlation Method, ibid. X.