

Zur Theorie des Vaterschaftsnachweises auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden.

Von

Dr. Erik Essen-Möller, und Dr. C.-E. Quensel,

Dozent für med. Erblehre.

Dozent für Statistik.

Universität Lund (Schweden).

Mit 3 Textabbildungen.

Auf dem Gebiete des biologischen Vaterschaftsnachweises waren in den letzten Jahren große Fortschritte zu verzeichnen. Die Bedeutung der Blutuntersuchung ist heute allgemein anerkannt. Aber auch die anthropologische Untersuchung hat an Bedeutung gewonnen, seitdem die Beobachtungstechnik, insbesondere durch die Arbeit der Anthropologischen Institute in Wien (Prof. *Weninger*) und in Berlin-Dahlem (Prof. *Fischer*), wesentlich vervollkommen werden konnte.

Jedoch hat man bis vor kurzem über keine geeignete Methode verfügt, um die registrierten Ähnlichkeiten und Unterschiede, soweit sie keinen reinen Anschluß der Vaterschaft ergaben, in bezug auf ihre Beweiskraft objektiv abzuschätzen. Man ist deswegen zu einer gewissen, sachlich wohl nicht immer notwendigen, Zurückhaltung in der Formulierung der Gutachten gezwungen worden.

Auf Anregung des Herrn Dozenten Dr. *Geyer* vom Anthropologischen Institut der Universität Wien hat sich kürzlich der eine von uns mit der Aufgabe befaßt, die erwähnte Lücke zu füllen. Der zweite von uns war dabei für gewisse Spezialfragen als Mathematiker zu Rate herangezogen. — Als Ergebnis wurde eine Formel vorgeschlagen, durch die es möglich war, nach beendeter Untersuchung eine Zahl anzugeben, die als Ausdruck der Wahrscheinlichkeit des Präsumptivvaters, wahrer Vater des Kindes zu sein, betrachtet werden konnte. Die Methode wird in aller Kürze im ersten Abschnitt vorliegender Arbeit besprochen.

Die Formel zielte bisher nur auf solche Vaterschaftssachen ab, in welchen überhaupt nichts über die Präsumptivväter im voraus bekannt war. *Geyer* hat nun brieflich auf die Notwendigkeit hingewiesen, noch für einen bestimmten, praktisch recht häufigen Sonderfall eine Formel zu finden: für den Fall nämlich, daß sich der wahre Vater mit Sicherheit unter den gemeldeten Präsumptivvätern befindet. Denn die Entscheidung werde voraussichtlich erleichtert sein, wenn im voraus bekannt ist, daß einer der gemeldeten Präsumptivväter in Wirklichkeit der Vater sein muß. Eine Lösung dieses Problems soll im zweiten Abschnitt vorgelegt werden.

Der dritte Abschnitt endlich bezweckt, Richtlinien für die Berechnung derjenigen Sicherheit und derjenigen Mindestforderungen anzu-

geben, die erfüllt werden müssen, damit eine Vaterschaft als erwiesen bzw. ausgeschlossen gelten darf. Die hier zu stellenden Forderungen haben nämlich eine einschneidende Bedeutung für die praktische Verwendbarkeit der hier vorgeschlagenen Formeln und des Ähnlichkeitsverfahrens überhaupt.

1. Formel für die Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft eines Präsumptivvaters.

Wir geben hier zunächst den Gang der früher veröffentlichten Überlegungen wieder, um dann auf gewisse kritische Bemerkungen und endlich auf einige praktische Gesichtspunkte einzugehen.

Voraussetzung für die Berechnung ist, daß man für eine Reihe von Merkmalen gewisse Häufigkeitsbeziehungen kennt, und zwar erstens die Häufigkeit des Merkmals in der Bevölkerung, zweitens die Häufigkeit unter wahren Vätern von Kindern, die selbst das Merkmal besitzen. Beträgt z. B. die Häufigkeit des kindlichen Merkmals in der Bevölkerung 3%, so heißt das, daß durchschnittlich unter 100 falsch angegebenen Präsumptivvätern 3 rein zufällig, trotz fehlender Beziehung zu den Kindern, dasselbe Merkmal wie diese aufweisen; die übrigen 97 tun es nicht. Und wenn unter wahren Vätern von behafteten Kindern die Häufigkeit 17% beträgt, so haben unter 100 wahren Vätern von solchen Kindern nur 17 das Merkmal, 83 dagegen nicht (selbstverständlich hat man dabei auch die Beschaffenheit der Mutter zu berücksichtigen, was aber für die Darstellung des Prinzips keine Bedeutung hat). Stellen wir nun *gleich viele*, z. B. der Einfachheit halber 100 wahre und 100 falsche Väter von 200 merkmalbehafteten Kindern zusammen, so sind in dieser Sammlung von Männern im obigen Zahlenbeispiel offenbar $17 + 3 = 20$ mit dem Merkmal ausgestattet, alle übrigen (180) sind davon frei. Die *behafteten* Präsumptivväter sind also ihrerseits aus 2 Gruppen zusammengesetzt, und zwar bestehen sie zu $\frac{17}{20} = 85\%$ aus wahren, zu $\frac{3}{20} = 15\%$ aus falschen Vätern. Greift man einen von ihnen zufallsmäßig heraus, so besteht die Wahrscheinlichkeit von 85%, daß er der Gruppe der wahren Väter angehört.

Wir betrachten nun statt dessen einen einzelnen aus der Sammlung von 100 wahren und 100 falschen Vätern herausgegriffenen Präsumptivvater, von welchem wir im voraus nicht wissen, ob er richtig oder falsch angegeben ist. Zeigt die Untersuchung, daß er mit dem Merkmal behaftet ist, so gehört er zur Gruppe, innerhalb welcher die wahren Väter 85% ausmachen, was dann auch die Wahrscheinlichkeit des betreffenden Präsumptivvaters darstellt, wahrer Vater des Kindes zu sein. Sollte der Präsumptivvater aber mit dem Merkmal des Kindes *nicht* behaftet sein, liegt die Sache anders. Denn unter wahren Vätern kommt eine solche Nichtübereinstimmung in 83%, unter falschen

Vätern in 97% vor; unter den Nichtbehafteten machen also die wahren Väter in unserem Beispiel nur mehr $\frac{83}{83+97} = 46,1\%$ aus. Das ist dann die Wahrscheinlichkeit des *unbehafteten* Präsumptivvaters, der wahre Vater zu sein.

Unter der Voraussetzung, daß auch in Wirklichkeit jeder Präsumptivvater von vornherein, also vor Beginn der Untersuchung, die gleiche Wahrscheinlichkeit für wie gegen sich hat, ist das Gesagte allgemeingültig und die gesuchte Formulierung der Wahrscheinlichkeit einer wahren Vaterschaft auf Grund einer Ähnlichkeit oder Unähnlichkeit gefunden. Auf gewisse Einwände gegen die Gültigkeit dieser Voraussetzung wollen wir später zurückkommen und gehen zunächst weiter.

Wird die Häufigkeit des kindlichen Merkmals unter wahren Vätern mit x , die Häufigkeit seines Fehlens unter wahren Vätern mit $1-x$, ferner seine Häufigkeit in der Bevölkerung mit y und die Häufigkeit seines Fehlens in der Bevölkerung mit $1-y$ bezeichnet, so ist offenbar die Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft eines mit dem Kinde übereinstimmenden Präsumptivvaters $W = \frac{x}{x+y}$, die Wahrscheinlichkeit eines nicht übereinstimmenden Präsumptivvaters hingegen $W = \frac{1-x}{1-x+1-y}$. Da in bezug auf ein und dasselbe Merkmal entweder Übereinstimmung oder Nichtübereinstimmung, nicht aber beides zugleich vorhanden ist, kann für die Häufigkeit der jeweils einschlägigen Konstellation unter wahren Vätern die gemeinsame Bezeichnung X (statt x bzw. $1-x$), unter falschen Vätern die gemeinsame Bezeichnung Y (statt y bzw. $1-y$) gewählt werden. Die Formel bekommt hierdurch das Aussehen $W = \frac{X}{X+Y}$, oder, was sich aus technischen Gründen empfiehlt, $W = \frac{1}{1+\frac{Y}{X}}$. Im Beispiel oben bekommen wir bei Übereinstimmung zwischen Präsumptivvater und Kind $W = \frac{1}{1+\frac{0,03}{0,17}} = 85\%$ bzw. bei Nichtübereinstimmung $W = \frac{1}{1+\frac{0,97}{0,83}} = 46,1\%$, genau wie früher.

In Worten wurde die Formel folgendermaßen ausgedrückt: *Wenn der Präsumptivvater in einem bestimmten Merkmal mit dem Kinde übereinstimmt bzw. nicht übereinstimmt, so kann die Wahrscheinlichkeit seiner wahren Vaterschaft (W) definiert werden als der inverse Wert des um die Zahl 1 vermehrten Verhältnisses zwischen der Häufigkeit einer eben-*

solchen Konstellation (d. h. einer ebensolchen Übereinstimmung bzw. Nichtübereinstimmung) unter falsch angegebenen Vätern einerseits (Y) und unter wahren Vätern andererseits (X); wobei die Häufigkeit unter falsch angegebenen Vätern (Y) der Häufigkeit des Vorkommens bzw. Fehlens des kindlichen Merkmals in der Bevölkerung gleichzusetzen ist.

Sollten mehrere Merkmale des Kindes gleichzeitig Gegenstand der Untersuchung sein, so ließen sich die für jedes Merkmal gefundenen Übereinstimmungen und Nichtübereinstimmungen gleichzeitig in die Formel bringen, indem man den Y/X -Wert durch das Produkt der für die verschiedenen Merkmale errechneten Y/X -Werte ersetzte.

Die Formel bekam hierdurch das Aussehen: $W = \frac{1}{1 + \frac{Y_1}{X_1} \cdot \frac{Y_2}{X_2} \cdot \frac{Y_3}{X_3} \dots}$;

das Verfahren bedeutet also, daß man statt der Häufigkeit X und Y der einfachen Merkmalskonstellation die Häufigkeit der Kombination der Merkmalskonstellationen stellt.

Die durch die Formel errechneten Wahrscheinlichkeiten breiten sich von 0—100% aus. Ist die Häufigkeit des kindlichen Merkmals unter wahren Vätern ebenso groß wie in der Bevölkerung, so wird $Y/X = 1$ und $W = 50\%$. Die Wahrscheinlichkeit, daß der Präsumtivvater wahrer Vater ist, ist dann ebenso groß, als daß er der wahre Vater nicht ist. Wird X größer als Y (z. B. wie oben 17% gegen 3%), so wird der Ausdruck Y/X kleiner als 1, und die Wahrscheinlichkeit bewegt sich von 50% gegen 100% hinauf, d. h. sie nähert sich der Gewißheit. Ist wiederum X kleiner als Y (z. B. 83% gegen 97%), so ist Y/X größer als 1, und die Wahrscheinlichkeit bewegt sich zwischen 50% und 0%.

Auch bei wahrer Vaterschaft kommen regelrecht etliche Nichtübereinstimmungen vor, d. h. unter den Y/X -Werten finden sich auch solche, die größer als 1 ausfallen, und bei falscher Vaterschaft umgekehrt. Jedoch gleichen sich bei einer genügenden Anzahl von Merkmalen die Gesamtbefunde sinnvoll aus. Gegebenenfalls kann bei sehr seltenen Merkmalen eine einzige Übereinstimmung zur Entscheidung führen; dennoch bleiben solche Merkmale eben wegen ihrer großen Seltenheit von geringem praktischem Wert. Umgekehrt haben Merkmale, die bei fast jedem Kinde zu beobachten sind, gerade wegen ihrer großen Häufigkeit den Nachteil eines bloß geringen Beweiswertes. Über die hier waltenden Beziehungen liegen Berechnungen vor.

Bezüglich eines bestimmten Punktes in der Ableitung der Formel wurden von verschiedenen Seiten brieflich oder gesprächsweise Einwände erhoben. Es wurde die Ansicht vertreten, daß die Mütter erfahrungsgemäß in gewissen Gegenden wahre, in anderen falsche Väter häufiger melden und daß man diese empirischen Proportionen von vornherein in der Formel berücksichtigen müsse. Würden die Mütter

erfahrungsgemäß etwa 65% wahre Väter melden, so sei die Wahrscheinlichkeit jedes zu begutachtenden Präsumptivvaters von vornherein, ehe wir ihn noch untersucht hätten, mit 65% zu veranschlagen. Es sei daher nicht richtig, wie oben, gleich viele wahre und falsche Väter zusammenzustellen, sondern es müßten 65 wahre zu 35 falschen sein.

Die Formel müsste also lauten $\frac{0,65 X}{0,65 X + 0,35 Y}$ oder $\frac{1}{1 + \frac{0,35 Y}{0,65 X}}$.

Dies würde aber unseres Erachtens bedeuten, daß ein tatsächlich falsch angegebener Präsumptivvater zu Unrecht beurteilt würde. Die schlichte Tatsache, daß er angegeben wurde, darf doch nicht ohne jegliche Untersuchung für die Vaterschaft sprechen; sondern die Angabe soll eben eine unvoreingenommene Untersuchung veranlassen. Die völlige Unvoreingenommenheit aber dürfte nur damit vereinbar sein, daß man X und Y zu gleichen Teilen wiegt. Denn gesetzt, daß Mütter etwa häufiger wahre Väter anzugeben pflegen, so ist das seinerseits nur durch Vaterschaftsuntersuchungen festzustellen, also eben durch dieselben Methoden, die dann erneut an dem jeweils vorliegenden Falle zu verwenden sind. Es kann nicht richtig sein, dieselbe Methode gleichsam zweimal zu verwerten. Entweder man sieht von der individuellen Untersuchung ab, oder man läßt die beiden Urteile von vornherein gleiche Aussichten haben. (Vgl. ferner Ende des folgenden Kapitels.)

Wir geben zu, daß dieser Standpunkt mehr eine logische Gefühlsache als mathematisch beweisbar ist. Auch sei darauf hingewiesen, daß bei der Diagnose der Eiigkeit von Zwillingen, die ebenfalls mit derselben Formel durchgeführt werden kann (s. Lit.), der andere Standpunkt vertreten wurde, daß also zweieiige Zwillinge von vornherein als wahrscheinlicher gewertet wurden, weil sie an sich zahlreicher als eineiige sind. Der Unterschied liegt unseres Erachtens darin, daß im Zwillingssfalle ein tieferer Sinn, gleichsam ein Naturgesetz, hinter der empirischen Proportion von Zweieiigen zu Eineiigen steckt. Bei den Präsumptivvätern dagegen fehlt jeder tiefere gesetzmäßige Grund, der die Proportion von wahren zu falschen Vätern steuern würde.

Wir sind also aus theoretischen Gründen immer noch der Ansicht, daß die empirische Proportion von wahren Vätern und falschen Vätern bei der Begutachtung *nicht* berücksichtigt werden soll (praktisch dürfte die Sache ziemlich gleichgültig sein). Etwas anderes ist, daß es unter solchen Umständen möglicherweise nicht völlig korrekt war, den Ausdruck „Wahrscheinlichkeit“ in dem Sinne zu verwenden, wie es in den früheren Arbeiten getan wurde.

Gewiß ist es sehr wohl möglich, das Verfahren so zu gestalten, daß der Begutachter zu der ganzen hier besprochenen Frage keine Stellung

zu nehmen braucht. Man kann nämlich einfach darauf verzichten, das Endergebnis in eine Prozentzahl, in die in den früheren Arbeiten sogenannte „Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft“ umzuwandeln, und kann statt dessen bei dem errechneten Quotienten Y/X als Ergebnis bleiben. Y/X besagt ja nur, wieviel häufiger die bei dem Präsumptivvater beobachtete Merkmalskombination bei einer beliebigen, aus der Bevölkerung herausgegriffenen Person als bei dem wahren Vater eines bestimmt beschaffenen Kindes auftritt. Ein Y/X -Wert von z. B. $1/50 = 0,02$ besagt also, daß die bei dem Präsumptivvater gefundene Merkmalskombination unter falsch angegebenen Vätern 50 mal seltener als unter wahren Vätern ist. Über die primären Häufigkeiten wahrer und falscher Väter an sich und über die Relation zwischen beiden ist hier nichts ausgesagt worden.

Es ist aus der Formel ersichtlich, daß der Quotient Y/X zur früher definierten „Wahrscheinlichkeit“ in einfacher und eindeutiger Beziehung steht. Aus diesem Gesichtspunkt ist es daher einerlei, ob der eine oder der andere der beiden Ausdrücke zur Verwendung kommt.

Immerhin mag der Ausweg, bei dem Quotienten zu bleiben, dem Begutachter gangbar sein und formal unangreifbar erscheinen. Es wäre aber verfehlt, zu meinen, daß die Frage nach der Bedeutung der empirischen Häufigkeiten wahrer und falscher Väter dadurch gelöst sei. Denn es wird jetzt Sache des Gerichtes sein müssen, zur Bedeutung der Häufigkeiten Stellung zu nehmen und zu entscheiden, ob sie berücksichtigt werden sollen oder nicht. Dieses Problem wird durch den beschriebenen „Ausweg“ nur umgangen. Für das Urteil muß es gleichgültig sein, ob die Stellungnahme bereits bei dem Begutachter oder erst bei dem Richter erfolgt.

Die praktische Arbeit kann folgendermaßen gehandhabt werden. Zunächst müssen durch vorbereitende Erhebungen für eine Reihe geeigneter Merkmale die beiden Häufigkeiten x und y festgestellt werden. Das erfordert teils eine Untersuchung von Familien, in welchen über die Vaterschaft kein Zweifel besteht, teils eine allgemeine Bevölkerungsuntersuchung in der betreffenden Gegend. Wie Geyer hervorgehoben hat, müssen dabei gewisse störende Einflüsse, wie Alterslabilität der Merkmale, Geschlechtsunterschiede, Paarungssiebung usw., statistisch berücksichtigt werden.

Für jedes Merkmal vermerkt man sich dann die Y/X -Werte der möglichen Konstellationen, also Vorhandensein des Merkmals bei Kind, Mutter und wahren Vater bzw. Nichtvorhandensein bei einer oder mehreren dieser drei Personen. Neben den Y/X -Werten vermerkt man deren Logarithmen. Zweckmäßig ist jedes Merkmal auf je eine Karte zu schreiben.

Verfügt man nun über eine größere Anzahl solcher Karten, kann man an die Untersuchung eines vorgelegten Falles schreiten. Für jedes Merkmal, das beim Kinde gefunden wird, kommt die entsprechende Karte heraus, und der Logarithmus für die betreffende Konstellation wird verzeichnet. Sodann werden die verzeichneten, aus verschiedenen Karten stammenden Logarithmen addiert, was mit der Multiplikation der verschiedenen Y/X -Werte, also mit der Kombination der verschiedenen Merkmalskonstellationen, gleichbedeutend ist. Für die Summe der Logarithmen wird der entsprechende Numerus aus einer Tabelle geholt; er stellt den endgültigen Y/X -Wert dar und besagt, wieviel häufiger die beobachtete Merkmalskombination unter falschen als unter wahren Vätern zu erwarten ist. Will man diese Zahl laut der ursprünglichen Formel in die „Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft“ vertauschen, wird sie lediglich um 1 vermehrt, wonach der inverse Wert sogleich einer Tafel entnommen wird. Das Verfahren ist in der Tat sehr einfach.

Geyer hat die Methode an den großen Wiener Materialsammlungen geprüft und brauchbar gefunden. Es sei auf seine diesbezügliche Arbeiten verwiesen.

Besonders sei erwähnt, daß das Verfahren auch dann verwendbar ist, wenn der Erbgang des Merkmals nicht bekannt ist. Andererseits vereinfacht sich das Verfahren bei bekanntem Erbgang insofern, als keine vorbereitenden Familienuntersuchungen notwendig sind; die Häufigkeit unter wahren Vätern läßt sich nämlich in solchen Fällen

| Kind | | Vater | | | |
|--------|---------|-------|----|----|----|
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | O .390 | 62 | 39 | 0 | 43 |
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | A .041 | 62 | 39 | 0 | 43 |
| Kind | | Vater | | | |
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | AB .481 | 0 | 0 | 88 | 89 |
| Kind | | Vater | | | |
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | B .088 | 0 | 66 | 62 | 0 |
| Kind | | Vater | | | |
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | A .481 | 0 | 66 | 62 | 0 |
| Kind | | Vater | | | |
| Mutter | Kind | O | A | AB | B |
| | B .088 | 0 | 0 | 88 | 89 |

Abb. 1. (Nach Essen-Möller 1938.)

direkt aus der Häufigkeit in der Bevölkerung ableiten. Formeln hierfür sind in den früheren Arbeiten zu finden.

Ferner sei darauf hingewiesen, daß durch dieses Verfahren auch Übereinstimmungen in bezug auf *Blutgruppen* zu verwerten sind. Vorstehende Abb. 1 gibt „die Wahrscheinlichkeiten der wahren Vaterschaft“ bei verschiedenen Blutgruppenkonstellationen in einer Bevölkerung mit folgender Blutgruppenverteilung an: $O = 39,0\%$, $A = 48,1\%$ $AB = 4,1\%$, $B = 8,8\%$. Gehört z. B. das Kind der Blutgruppe B, die Mutter der Gruppe A oder O, so hat ein Präsumptivvater der Blutgruppe B die Wahrscheinlichkeit von 89%, wahrer Vater zu sein.

In der Tat liegt durch die alleinige Verwertung der Ausschlußmöglichkeiten, die ja lediglich einen Spezialfall darstellen, ein wesentlicher Teil der Blutgruppenbefunde brach. Abb. 2 zeigt, wie häufig verschiedene Wahrscheinlichkeiten auf Grund von Blutgruppenbefunden in Wirklichkeit sind, und zwar getrennt auf 100 wahre und auf 100 falsche Väter berechnet. Bisher sind es nur die ganz links in der Abbildung aufgeführten Ausschlußfälle, im A-B-O-System nur 14% der falschen Väter, die als Beweis herangezogen wurden. Alle übrigen Fälle taugen aber als Indizien!

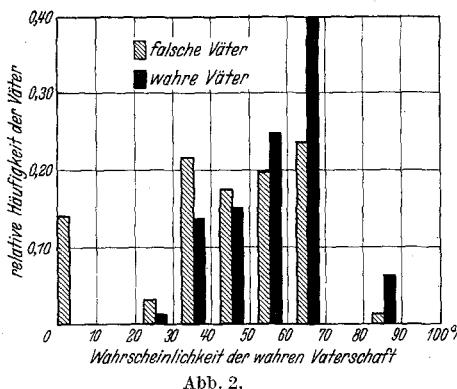


Abb. 2.

2. Der wahre Vater befindet sich mit Sicherheit unter den Präsumptivvätern.

Das Verfahren, wie es bisher dargestellt wurde, bezieht sich auf den Fall, daß über den Präsumptivvater überhaupt nichts bekannt ist. Er ist einfach ein Unbekannter aus der Bevölkerung, und man will durch die Formel seine Wahrscheinlichkeit, wahrer Vater des Kindes zu sein, ausdrücken. Das gleiche Vorgehen ist angebracht, wenn eine beliebige Anzahl von Präsumptivvätern gemeldet werden, über welche man ebensowenig weiß — es wird für jeden von ihnen notwendig sein, die Wahrscheinlichkeit seiner wahren Vaterschaft zu ermitteln.

Anders gelagert wird das Problem, sobald man mit Sicherheit weiß, daß der wahre Vater unter den gemeldeten Präsumptivvätern vorhanden sein muß. Daß hierdurch eine andere Sachlage geschaffen wird, geht aus folgender einfachen Überlegung hervor. Es handle sich in einem bestimmten Falle um nur zwei mögliche Väter: es ist in diesem

Falle möglich, den wahren Vater dadurch zu erkennen, daß einer der beiden Präsumptivväter ausgeschlossen wird. Auch wenn der wahre Vater keine hinreichende Wahrscheinlichkeit für sich allein erreicht haben sollte, wird seine Wahrscheinlichkeit durch Ausschluß des anderen Präsumptivvaters zur Gewißheit. Entsprechend muß es möglich sein, auch bei Nichtausschluß des einen Präsumptivvaters dennoch seine tatsächliche Wahrscheinlichkeit zugunsten oder zuungunsten des anderen Präsumptivvaters irgendwie in Rechnung zu stellen. Man kann von vornherein vermuten, daß z. B. eine Wahrscheinlichkeit von 70%, die für sich allein keine Entscheidung herbeiführen kann, durch die Tatsache, daß der sonst allein in Frage kommende Präsumptivvater eine Wahrscheinlichkeit von nur 20% besitzt, nicht unbeträchtlich erhöht wird. Und umgekehrt: wenn der zweite ebenfalls gegen 70% Wahrscheinlichkeit erreichen sollte, so muß dieser Befund die Tragweite des ersten Befundes beträchtlich schwächen.

Das Problem kann in folgender Weise in Angriff genommen werden. Nehmen wir an, es seien bei dem Kinde 10 Merkmale vorhanden, deren Häufigkeiten x und y der Einfachheit halber alle gleich sein mögen; jedes Merkmal möge in der Bevölkerung mit der Häufigkeit von 10% und unter wahren Vätern von merkmaltragenden Kindern mit der Häufigkeit von 40% vorkommen. Bei dem einen der beiden möglichen Präsumptivväter seien 4, bei dem zweiten 2 dieser Merkmale gefunden, in den übrigen 6 bzw. 8 Merkmalen stimmen die beiden Präsumptivväter aber mit dem Kinde nicht überein.

Natürlich denkt man in erster Linie daran, daß der Präsumptivvater mit den meisten Übereinstimmungen, also derjenige mit 4 positiven und 6 negativen Befunden, der wahre Vater, derjenige mit nur 2 positiven und 8 negativen Befunden aber der falsche angegebene Präsumptivvater ist. Dies ist aber nur die erste Möglichkeit. Die zweite Möglichkeit ist, daß der wahre Vater nur 2, der falsche hingegen 4 Übereinstimmungen aufweist; auch diese Möglichkeit muß selbstverständlich mitunter verwirklicht sein. Worum es sich hier handelt, ist offenbar zunächst die Ermittlung der erwartungsmäßigen Häufigkeiten dieser beiden Möglichkeiten; die Häufigkeiten sind dann zueinander in Beziehung zu stellen.

Erste Möglichkeit. Wie häufig der wahre Vater 4 positive und 6 negative Befunde aufweisen wird, läßt sich nach der Binomialformel unschwer berechnen: die Häufigkeit beträgt $210 \cdot 0,40^4 \cdot 0,60^6 = 0,25082$ oder rund 25% der wahren Väter. Daß der falsch angegebene Präsumptivvater 2 positive und 8 negative Befunde aufweist, hat die Häufigkeit $45 \cdot 0,10^2 \cdot 0,90^8 = 0,19371$. Und daß schließlich beides zugleich zutrifft (was eben die erste Möglichkeit darstellt), hat die Häufigkeit von $0,25082 \cdot 0,19371 = 0,0486 = 4,86\%$ der Fälle.

Zweite Möglichkeit. Daß der wahre Vater 2 positive und 8 negative Befunde aufweist, hat die Häufigkeit von $45 \cdot 0,40^2 \cdot 0,60^8 = 0,12093$. Der falsch angegebene Vater hat 4 positive und 6 negative Befunde in $210 \cdot 0,10^4 \cdot 0,90^6 = 0,01116$. Daß beides zugleich zutrifft (eben die zweite Möglichkeit), hat die Häufigkeit von $0,12093 \cdot 0,01116 = 0,00135 = 0,135\%$ der Fälle.

In unserem Beispiel sind nur die beiden erwähnten Möglichkeiten vorhanden, welche von ihnen, wissen wir nicht. Offenbar beträgt die Wahrscheinlichkeit, daß wir von den beiden Möglichkeiten die erste vor uns haben, $W = \frac{0,0486}{0,0486 + 0,00135} = 97,3\%$. Dies ist dann auch die Wahrscheinlichkeit, daß von den beiden Präsumptivvätern derjenige mit den meisten (4) positiven Befunden der wahre Vater ist. Die Wahrscheinlichkeit, daß es der andere ist, beträgt 2,7%.

Vergleichen wir nun damit die Wahrscheinlichkeit, die für denselben Präsumptivvater gefunden worden wäre, falls er dem zweiten nicht gegenübergestellt gewesen wäre. Seine Wahrscheinlichkeit würde dann

$$\text{nach der Formel } W = \frac{1}{1 + \left(\frac{0,10}{0,40}\right)^4 \cdot \left(\frac{0,90}{0,60}\right)^6} = \frac{1}{1 + 0,04449} = 95,8\%$$

betrugen. Entsprechend würde die Wahrscheinlichkeit des zweiten Präsumptivvaters für sich allein $W = \frac{1}{1 + \left(\frac{0,10}{0,40}\right)^2 \cdot \left(\frac{0,90}{0,60}\right)^8} = \frac{1}{1 + 1,602} = 38,4\%$ sein. Durch die Gegenüberstellung der beiden Präsumptivväter ist also eine nicht unbedeutend gesteigerte Wahrscheinlichkeit des ersten Präsumptivvaters, eine gesenkte des zweiten erreicht worden. Außerdem sind sie nunmehr zueinander komplementär.

Bei genauerer Betrachtung fällt weiter auf, daß das Verhältnis der beiden einander gegenüber gestellten Häufigkeiten 0,0486 und 0,00135 zueinander genau dasselbe wie das Verhältnis der beiden Y/X -Werte 1,602 und 0,04449 ist. In der Tat ist das kein Zufall; man kann von vornherein die beiden Y/X -Werte, die ja für die beiden Präsumptivväter getrennt errechnet zu sein pflegen, einander gegenüberstellen, um die Wahrscheinlichkeit zu erhalten. Das geht am klarsten bei Verwendung der Binomialformeln hervor.

N sei die gesamte Anzahl beobachteter Merkmale des Kindes (im Beispiel 10), n_1 und n_2 die Zahl der positiven Befunde der beiden Präsumptivväter (hier 4 bzw. 2), somit $N - n_1$ und $N - n_2$ die Zahl der negativen Befunde (6 bzw. 8). x und y seien wie früher die Häufigkeiten der kindlichen Merkmale unter wahren bzw. unter falschen Vätern (0,40 bzw. 0,10), $1 - x$ und $1 - y$ die Häufigkeit ihres Fehlens

(0,60 bzw. 0,90). Alle Merkmale hatten im Beispiel die gleichen Häufigkeiten! Die Binomialformel lautet nun:

Erste Möglichkeit.

Relative Häufigkeit *wahrer* Väter mit der beobachteten Anzahl Merkmale unter allen wahren Vätern:

$$\frac{N!}{n_1! (N - n_1)!} \cdot x^{n_1} \cdot (1 - x)^{N - n_1};$$

entsprechende Häufigkeit *falscher* Väter:

$$\frac{N!}{n_2! (N - n_2)!} \cdot y^{n_2} \cdot (1 - y)^{N - n_2};$$

und für das Zusammentreffen eines wahren Vaters mit n_1 und eines falschen mit n_2 positiven Befunden ist die Häufigkeit gleich dem Produkt beider obigen Häufigkeiten.

Zweite Möglichkeit.

Häufigkeit wahrer Väter

$$\frac{N!}{n_2! (N - n_2)!} \cdot x^{n_2} \cdot (1 - x)^{N - n_2};$$

Häufigkeit falscher Väter

$$\frac{N!}{n_1! (N - n_1)!} \cdot y^{n_1} \cdot (1 - y)^{N - n_1};$$

und für das Zusammentreffen eines wahren Vaters mit n_2 und eines falschen mit n_1 positiven Befunden ist die Häufigkeit gleich dem Produkt dieser beiden Häufigkeiten.

Schließlich soll nun das eine Produkt in Beziehung zur Summe beider Produkte gestellt werden. Dabei fällt überall der Koeffizient fort, und es bleibt nach Verkürzung

$$\frac{\frac{y^{n_2} \cdot (1 - y)^{N - n_2}}{x^{n_2} \cdot (1 - x)^{N - n_2}}}{\frac{y^{n_2} \cdot (1 - y)^{N - n_2}}{x^{n_2} \cdot (1 - x)^{N - n_2}} + \frac{y^{n_1} \cdot (1 - y)^{N - n_1}}{x^{n_1} \cdot (1 - x)^{N - n_1}}} = \frac{\left(\frac{Y}{X}\right)_{II}}{\left(\frac{Y}{X}\right)_{II} + \left(\frac{Y}{X}\right)_{I}}.$$

Also: Wenn zwei Präsumptivväter gleichzeitig angegeben werden und der wahre Vater mit Sicherheit einer von ihnen ist, erhält man die Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft desjenigen Präsumptivvaters (I), der die meisten Übereinstimmungen mit dem Kinde aufweist, dadurch, daß der Y/X -Wert des zweiten Präsumptivvaters (II) durch die Summe der Y/X -Werte beider Präsumptivväter dividiert wird.

Über die zahlenmäßigen Beziehungen orientiert Tab. 1. Betragen die beiden getrennt errechneten Wahrscheinlichkeiten z. B. 70% und 20%, so bekommt man durch die Gegenüberstellung 90,3% und

9,7%¹. Aus der Tabelle geht ferner hervor, daß die Wirkung der Gegenüberstellung sinngemäß aufhört, wenn der andere Präsumptivvater eine Wahrscheinlichkeit von 50% besitzt. Umgekehrt wird die neue Wahrscheinlichkeit = 50%, wenn beide Präsumptivväter von vornherein dieselbe Wahrscheinlichkeit haben.

Tabelle 1. Veränderung selbständig ermittelter Wahrscheinlichkeiten durch Gegenüberstellung zweier Präsumptivväter (s. Text).

| Selbständig ermittelte Wahrscheinlichkeit des einen Präsumptivvaters | | | | | | | | | | | | |
|--|--|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| | | 95 % | 90 % | 80 % | 70 % | 60 % | 50 % | 40 % | 30 % | 20 % | 10 % | 5 % |
| Selbständig ermittelte Wahrscheinlichkeit des anderen Präsumptivvaters | | 95 % | 90 % | 80 % | 70 % | 60 % | 50 % | 40 % | 30 % | 20 % | 10 % | 5 % |
| 95 % | | 50,0 | 32,1 | 17,3 | 10,9 | 7,3 | 5,0 | 3,4 | 2,2 | 1,3 | 0,6 | 0,3 |
| 90 % | | 67,9 | 50,0 | 30,8 | 20,6 | 14,3 | 10,0 | 6,9 | 4,5 | 2,7 | 1,2 | |
| 80 % | | 82,7 | 69,2 | 50,0 | 36,8 | 27,3 | 20,0 | 14,3 | 9,7 | 5,9 | | |
| 70 % | | 89,1 | 79,4 | 63,2 | 50,0 | 39,1 | 30,0 | 22,2 | 15,5 | | | |
| 60 % | | 92,7 | 85,7 | 72,7 | 60,9 | 50,0 | 40,0 | 30,8 | | | | |
| 50 % | | 95,0 | 90,0 | 80,0 | 70,0 | 60,0 | 50,0 | | | | | |
| 40 % | | 96,6 | 93,1 | 85,7 | 77,8 | 69,2 | | | | | | |
| 30 % | | 97,8 | 95,5 | 90,3 | 84,5 | | | | | | | |
| 20 % | | 98,7 | 97,3 | 94,1 | | | | | | | | |
| 10 % | | 99,4 | 98,8 | | | | | | | | | |
| 5 % | | 99,7 | | | | | | | | | | |

Selbstverständlich kann man auch hier von der Wahrscheinlichkeit absehen und bei dem Verhältnis Y/X als Ergebnis bleiben. Bei zwei einander gegenübergestellten Präsumptivvätern ist das Y/X desjenigen Präsumptivvaters, der die meisten Übereinstimmungen mit dem Kinde aufweist, gleich dem Verhältnis zwischen dem Y/X -Wert dieses Präsumptivvaters und den Y/X -Wert des zweiten Präsumptiv-

vaters. Also $\frac{Y}{X} = \frac{\left(\frac{Y}{X}\right)_I}{\left(\frac{Y}{X}\right)_{II}}$. Die Beziehung zur Wahrscheinlichkeit ist

auch hier eindeutig.

Grundsätzlich nach derselben Methode wäre nun auch die Berechnung fortzuführen, wenn gleichzeitig mehr als zwei Präsumptivväter in Frage kämen, und der wahre Vater mit Sicherheit unter ihnen zu

¹ Nur die Hälfte der spiegelbildlich gebauten Tabelle wurde gedruckt. Die Gegenüberstellung von 70% und 20% ergibt dasselbe wie die Gegenüberstellung der komplementären 30% und 80%!

finden ist. Bei einer sehr großen Anzahl von möglichen Präsumptivvätern nähern wir uns dabei wieder dem Ausgangsfall, daß ein einziger Präsumptivvater aus der ganzen Bevölkerung herausgegriffen wurde. *Der Fall mit zwei möglichen Präsumptivvätern stellt also, sowohl begrifflich wie in bezug auf das Ergebnis, einen Grenzfall dar; der andere Grenzfall ist derjenige mit nur einem Präsumptivvater.* Alle übrigen Fälle sind zwischen diesen beiden Grenzfällen zu denken.

Folgendes wäre noch zu betonen. Im Falle zweier Präsumptivväter, von welchen einer der wahre Vater sein muß, ist die Wahrscheinlichkeit eines jeden von ihnen von vornherein gleich groß. In diesem Falle zweier alternativ möglicher Präsumptivväter kann eine Voreingenommenheit des Begutachters durch frühere Erfahrungen bezüglich der Häufigkeit wahrer und falscher Angaben nicht einmal vorgestellt werden: der eine ist eben der wahre Vater, der andere nicht; welcher, wissen wir nicht. Aber auch wenn die Präsumptivväter zehn oder gar eine Million an der Zahl wären, nur daß sich der wahre Vater mit Sicherheit unter ihnen befindet, auch dann müssen sie vor Beginn der Untersuchung alle als gleich berechtigt angesehen werden. Zwar würde ein jeder von ihnen eine Wahrscheinlichkeit von nur $1/10$ bzw. $1/1000000$ besitzen, und dennoch wäre keiner von ihnen bloß deswegen außer Betracht zu lassen; einer von ihnen muß ja der Vater sein. Es kommt eben nicht auf die absolute Größe oder Kleinheit der individuellen Wahrscheinlichkeit vor Beginn der Untersuchung an. Wesentlich ist nur, daß alle als gleichberechtigt angesehen werden. Der Fall mit einem einzigen Präsumptivvater unterscheidet sich unseres Erachtens hiervon in keiner Weise.

3. Über Sicherheit und Anzahl der Entscheidungen.

In einer früheren Arbeit wurde vorgeschlagen, für eine Entscheidung vorläufig dieselbe „Wahrscheinlichkeit“ (in oben angegebenem Sinne) zu fordern, wie sie in der Fehlertheorie üblich ist, um „Gewißheit“ zu ersetzen; das wäre eine Wahrscheinlichkeit von 99,73%, demjenigen Anteil einer normalen Verteilung entsprechend, welche innerhalb des dreifachen mittleren Fehlers zu beiden Seiten des Mittelwertes fällt. Es wurden damals auch Berechnungen angestellt, um zu ermitteln, wie viele Merkmale durchschnittlich beobachtet werden mußten, um solche Wahrscheinlichkeiten zu erreichen; selbstverständlich war die Anzahl verschieden, je nachdem es sich um Merkmale handelte, die in der Bevölkerung und unter wahren Vätern verschiedene empirische Häufigkeiten hatten.

Es wurde dabei auch hervorgehoben, daß die Anforderungen, die für die Sicherheit einer Entscheidung aufgestellt werden, naturgemäß mit der Proportion der unentschiedenen Prozesse in Zusammenhang

stehen. Das ist wichtig. Die Forderungen mögen an und für sich beliebig hoch gestellt werden; je höher aber, um so seltener werden sie erfüllt, und um so häufiger muß von einer Entscheidung Abstand genommen werden. Die Sicherheit und die Verwendbarkeit des Verfahrens wirken einander also gewissermaßen entgegen.

Die hiermit zusammenhängenden Probleme sollen jetzt eingehender in Angriff genommen werden. Und zwar betrachten wir zunächst den Fall eines einzigen Präsumptivvaters.

a) *Ein Präsumptivvater.*

Wir wollen sogleich mit einem Beispiel beginnen. Beträgt die Häufigkeit eines jeden Merkmals in der Bevölkerung $y = 0,10$, so ist bei 10 Merkmalen *durchschnittlich* deren 1 bei einem falsch angegebenen Präsumptivvater zu erwarten. Jedoch werden sich die tatsächlich zur Beobachtung kommenden, falsch angegebenen Präsumptivväter um diesen Durchschnitt herum verteilen, so daß etliche 0, andere 1, weitere 2, bzw. 3, 4 . . . 10 Merkmale gleichzeitig besitzen, während die restlichen 10, 9, 8 . . . 0 Merkmale bei ihnen fehlen. Die relativen Häufigkeiten solcher Präsumptivväter lassen sich aus der Binomialformel $(0,10 + 0,90)^{10}$ bzw. $(y + [1 - y])^N$ berechnen.

Für eine Sammlung wahrer Väter läßt sich Entsprechendes sagen. Hat bei ihnen jedes Merkmal die Häufigkeit $x = 0,50$, so beträgt bei 10 Merkmalen die durchschnittliche Anzahl 5. Aber auch unter den wahren Vätern finden sich welche, die 0, 1, 2 . . . 10 Merkmale gleichzeitig tragen und die übrigen 10, 9, 8 . . . Merkmale nicht aufweisen; wie häufig, berechnet sich aus dem Ansatz $(0,50 + 0,50)^{10}$ oder allgemeiner $(x + [1 - x])^N$.

In den beiden erwähnten Beispielen bekommen die Verteilungen das Aussehen, wie es in der folgenden kleinen Tabelle sowie in Abb. 3, obere Hälfte, dargestellt wird.

| Anzahl der Merkmale | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|---------------|-------|
| Falsche Väter | 34,87 | 38,74 | 19,37 | 5,74 | 1,12 | 0,15 |
| Wahre Väter | 0,10 | 0,98 | 4,39 | 11,72 | 20,51 | 24,60 |
| Anzahl der Merkmale | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | |
| Falsche Väter | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 = 100,00 | |
| Wahre Väter | 20,51 | 11,72 | 4,39 | 0,98 | 0,10 = 100,00 | |

Es ist zu bemerken, daß beide Verteilungen, sowohl die der falschen wie die der wahren Väter, theoretisch das ganze Gebiet von 0 bis N überbrücken, obwohl sich das nicht im Diagramm darstellen läßt, bzw. durch die verwendeten Dezimalstellen nicht zum Ausdruck kommt. Denn die extremen Ereignisse, d. h. Personen mit sehr wenigen oder

sehr vielen Merkmalen, mögen noch so selten und praktisch zu vernachlässigen sein; bei einem genügend großen Beobachtungsmaterial werden sie doch mitunter auftreten.

Jede Anzahl Merkmale, die nun tatsächlich bei einem Präsumptivvater gefunden wird, *kann* also theoretisch sowohl unter falschen wie unter wahren Vätern möglich sein (wir sehen hier von kategorischen Blutgruppenausschüssen usw. ab). Links vom Schnittpunkt der beiden Kurven fallen die niedrigeren Merkmalszahlen, die unter falschen Vätern häufiger als unter wahren vorkommen, die also eher gegen die wahre Vaterschaft des Betreffenden sprechen. Rechts vom Schnittpunkt fallen die

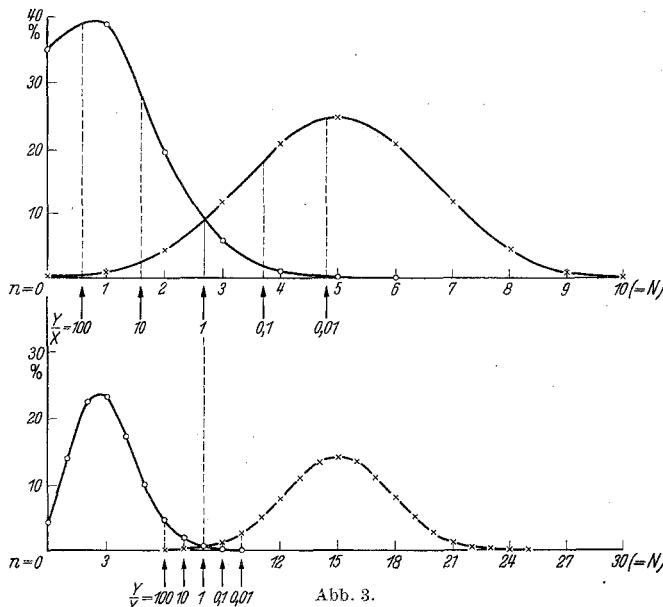


Abb. 3.

höheren Merkmalszahlen, die unter falschen Vätern seltener als unter wahren sind. Im Schnittpunkt der beiden Verteilungen endlich befindet sich diejenige Merkmalszahl, welche unter falschen und unter wahren Vätern dieselbe Häufigkeit hat, so daß der Befund keinen Hinweis liefert.

Strenghalten sind die beiden Kurven natürlich diskontinuiert, da die Anzahl Merkmale ja stets nur eine volle Zahl sein kann. Es ist deshalb nicht immer zu erwarten, daß sich die Kurven gerade bei einer vollen Merkmalszahl schneiden. Sondern die Sache muß so gefaßt werden: Bei einer gewissen Merkmalszahl ist die eine Verteilung noch die höhere, bei der darauffolgenden Merkmalszahl bereits die andere. Der Einfachheit halber rechnen wir weiter so als ob die Verteilungen kontinuierlich wären.

Es ist zu bemerken, daß sich die zusammengehörigen Höhen der beiden Kurven immer wie Y/X verhalten; der links vom Schnittpunkt

gelegene Teil des Diagramms entspricht Y/X -Werten > 1 , der rechts gelegene Teil Y/X -Werten < 1 , und im Schnittpunkt ist $Y/X = 1$.

Wir fragen nunmehr: Wie weit nach links muß der Fall liegen, wie gering muß die Merkmalszahl sein, wieviel häufiger muß sie unter falschen als unter wahren Vätern sein, damit der Präsumptivvater als *falscher* Vater entschieden werden kann? Es kommt darauf an, ein bestimmtes Höhenverhältnis der beiden Kurven, einen bestimmten Y/X -Wert, als Kriterium festzustellen. Wir wollen das Kriterium so wählen, daß wir uns dazu entschließen können, jeden links von ihm liegenden Fall als falsch angegeben zu entscheiden — obwohl dabei selbstverständlich auch einige extreme merkmalarme wahre Väter zufällig mitkommen. Entsprechend ist im rechten Teil des Diagrammes ein Höhenverhältnis Y/X zu bestimmen, rechts von welchem wir alle Fälle als *wahre* Väter beurteilen wollen, möge auch zufällig einmal ein selten merkmalsreicher falsch angegebener Präsumptivvater dabei mitkommen. Was zwischen dem linken und dem rechten Kriterium fällt, wäre dann als *unentschieden* zu beurteilen.

Jede der beiden Verteilungen wird also durch die beiden aufzustellenden Kriterien in 3 Teile zerlegt, einen linken, mittleren, rechten. Bei den falschen Vätern bezeichnet der linke Teil richtige, der rechte irrtümliche Urteile; bei den wahren Vätern ist es umgekehrt. Für beide Gruppen aber bezeichnet der mittlere Teil die unentschiedenen Fälle. (Selbstverständlich kann man diesen mittleren Teil wieder zerlegen.)

Läßt man die beiden Kriterien sehr weit auseinanderrücken, werden die irrtümlichen Urteile so außerordentlich selten, daß mit ihnen praktisch nicht gerechnet zu werden braucht. Ein solches Unterdrücken der Fehlurteile wäre natürlich an und für sich erstrebenswert. Aber leider werden durch das Auseinanderrücken auch die richtigen Urteile an Zahl zurückgehen, denn die größten Teile beider Verteilungen werden dann dem mittleren, nicht zu entscheidenden Gebiete angehören. Und umgekehrt: will man keine unentschiedenen Fälle, dann läßt man die beiden Kriterien so weit aneinanderrücken, bis sie im Schnittpunkt der Kurven zusammenfallen. Dann allerdings verschwindet das zwischen ihnen eingeschlossene Gebiet vollkommen; gleichzeitig wir aber ein vielleicht gar zu großer Teil der wahren Väter als falsche, und ein gar zu großer Teil der falschen Väter als wahre beurteilt.

Unser Diagramm ist also geeignet, das Problem zu veranschaulichen: es gilt, einen mittleren Weg zu finden. Wir wollen uns jetzt einigen Berechnungen zuwenden.

Der Ausdruck Y/X setzt sich, wie früher erwähnt, folgendermaßen zusammen:
$$\frac{Y}{X} = \frac{y^n}{x^n} \cdot \frac{(1-y)^{N-n}}{(1-x)^{N-n}}$$
, d. h. aus der Kombination (dem Produkt) der Y/X -Werte der verschiedenen gleichsinnigen und wider-

streitenden Befunde. Man kann den Ausdruck auch als das Verhältnis der durch die Binomialformel gewonnenen Häufigkeiten der in Frage kommenden Merkmalszahl bei falsch angegebenen (Zähler) und wahren Vätern (Nenner) auffassen, wobei die Koeffizienten gestrichen werden konnten, da sie für Zähler und Nenner gleich waren. Man erhält nun durch Logarithmieren

$$n = N \cdot \frac{\log(1-y) - \log(1-x)}{\log x - \log y + \log(1-y) - \log(1-x)} - \log \frac{Y}{X} \cdot \frac{1}{\log x - \log y + \log(1-y) - \log(1-x)}$$

oder, wenn wir für die beiden Brüche die Bezeichnungen a und b wählen, $n = a \cdot N - b \cdot \log Y/X$. Die beiden Größen a und b sind für verschiedene y und x zu berechnen. Tab. 2 ist das Ergebnis einer solchen Berechnung.

Tabelle 2. Die Zahlen a (jeweils oben) und b (jeweils unten) für verschiedene Merkmalshäufigkeiten unter wahren Vätern und in der Bevölkerung.

Merkmalshäufigkeit in der Bevölkerung (y).

| $y = 0,01$ | 0,05 | 0,10 | 0,20 | 0,30 | 0,40 | 0,50 |
|---|-----------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Merkmalshäufigkeit unter wahren Vätern behafteter Kinder (x). | $x = 0,05$ 0,025 1,39 | | | | | |
| | 0,10 0,040 0,96 | 0,072 3,08 | | | | |
| | 0,20 0,066 0,72 | 0,110 1,48 | 0,145 2,84 | | | |
| | 0,30 0,092 0,61 | 0,146 1,10 | 0,186 1,71 | 0,248 4,27 | | |
| | 0,40 0,119 0,55 | 0,181 0,91 | 0,226 1,29 | 0,293 2,35 | 0,349 5,21 | |
| | 0,50 0,149 0,50 | 0,218 0,78 | 0,268 1,05 | 0,339 1,66 | 0,397 2,72 | 0,450 5,68 |
| | 0,60 0,181 0,46 | 0,259 0,69 | 0,312 0,89 | 0,387 1,29 | 0,447 1,84 | 0,500 2,84 |
| | 0,70 0,219 0,42 | 0,304 0,61 | 0,361 0,76 | 0,439 1,03 | 0,500 1,36 | 0,553 1,84 |
| | 0,80 0,267 0,38 | 0,360 0,53 | 0,420 0,64 | 0,500 0,83 | 0,561 1,03 | 0,613 1,29 |
| | 0,90 0,338 0,34 | 0,438 0,45 | 0,500 0,52 | 0,581 0,64 | 0,638 0,76 | 0,689 0,89 |

Wir wollen nun zunächst die Anzahl Merkmale n aufsuchen, welche durch den *Schnittpunkt* der beiden Verteilungen bezeichnet wird. Die

beiden Verteilungen sollen also hier gleich hoch sein, d. h. $Y/X = 1$. Daher ist $\log Y/X = 0$, und der ganze zweite Ausdruck fällt weg. Also bleibt $n = a \cdot N$. Wenn z. B. $x = 0,50$; $y = 0,10$, so ist laut der Tabelle $a = 0,268$. Ist nun die Gesamtzahl der Merkmale beim Kinde $N = 10$, so ist $n = a \cdot N = 2,68$ oder $2,7$. Das ist die gesuchte Anzahl Merkmale, bei der sich die beiden Verteilungen schneiden. (Oder richtiger, da wir es lediglich mit vollen Zahlen zu tun haben: für $n = 2$ ist $Y/X > 1$, für $n = 3$ ist $Y/X < 1$). Die *mittlere Anzahl Merkmale* ist ja in diesem Beispiel für die falschen Väter = 1 (weil $N = 10$ und $y = 0,10$) und bei wahren Vätern = 5 (weil $N = 10$ und $x = 0,50$). Um diese beiden Mittel herum verteilen sich die beiden Kurven, und bei 2–3 Merkmalen schneiden sie sich. — Hätte man wiederum statt 10 beispielsweise 30 Merkmale beim Kinde registriert (vgl. Abb. 3, untere Hälfte!), so würde die mittlere Anzahl unter falschen Vätern $30 \cdot 0,10 = 3$, bei wahren $30 \cdot 0,50 = 15$ Merkmale betragen. Um diese Mittel herum würden sich die Verteilungen ausbreiten, und der Schnittpunkt würde bei $0,268 \cdot 30 = 8,04$ Merkmalen liegen. Ein Präsumptivvater, welcher 8 der 30 bei dem Kinde beobachteten Merkmale aufweist, kann daher ebenso gut wahrer als falscher Vater sein; mit weniger Merkmalen wird er eher als falscher, mit mehr eher als wahrer Vater zu beurteilen sein. Bei 100 Merkmalen des Kindes würde der Schnittpunkt bei $a \cdot N = 26,8$ Merkmale liegen.

Die Zahl a gibt also, mit der gesamten Anzahl Merkmale (N) multipliziert, immer den Schnittpunkt der Verteilungen an, den Punkt, wo Y/X den Wert 1 annimmt.

Wo findet sich nun aber der Punkt, wo $Y/X = 10$? Welche ist die Anzahl Merkmale, von welcher gesagt werden kann, daß sie sich *10mal häufiger unter falschen als unter wahren Vätern* findet? In diesem Falle ist $\log Y/X$ nicht mehr = 0, sondern = 1, und die Formel bekommt somit das Aussehen $n = a \cdot N - b \cdot 1$. Von der oben gefundenen Anzahl beim Schnittpunkt muß jetzt die Zahl b abgezogen werden; sie beträgt in unserem Beispiel (also für $x = 0,50$; $y = 0,10$) nach der Tabelle $b = 1,05$. Also liegt das gesuchte Kriterium bei $2,68 - 1,05 = 1,6$ Merkmalen, wenn $N = 10$; bei $8,04 - 1,05 = 7,0$ Merkmalen, wenn $N = 30$; und bei $26,8 - 1,05 = 25,7$ Merkmalen, wenn $N = 100$. Finden wir einen Präsumptivvater mit genau dieser Anzahl Merkmale, so wissen wir, daß eine solche Kombination *10mal häufiger unter falschen als unter wahren Vätern* vorkommt.

Nach der rechten Seite vom Schnittpunkt ist ganz entsprechend vorzugehen. Wir fragen, in welchem Punkt der Ausdruck Y/X die Größe 0,1 annimmt. Der Logarithmus von Y/X ist dann = -1; wir haben somit dieselbe Zahl b , die wir oben von $a \cdot N$ abgezogen haben, hier zu addieren. Der gesuchte Punkt liegt bei $2,68 + 1,05 = 3,7$ Merk-

malen, falls $N = 10$; bei $8,04 + 1,05 = 9,1$ Merkmalen, falls $N = 30$; und bei $26,8 + 1,05 = 27,9$ Merkmalen, falls $N = 100$. Von dieser Anzahl Merkmale wissen wir, daß sie *10 mal seltener unter falschen als unter wahren Vätern vorkommt*.

In ganz entsprechender Weise ist ferner vorzugehen, je nachdem die verschiedensten Ansprüche bezüglich des Verhältnisses Y/X gestellt werden. Jeweils hat man nur den (positiven oder negativen) Logarithmus dieses Wertes mit der Zahl b zu vervielfachen und von der Zahl $a \cdot N$ zu subtrahieren. Sollte man (wie in der früheren Arbeit vorgeschlagen) $Y/X = 369$ bzw. $\frac{1}{369}$ wünschen, so wäre mit $\pm 2,57 \cdot b$ zu arbeiten. Besonders bequem wird das Verfahren, wenn Y/X solche Werte wie 10 oder 0,1, wie 100 oder 0,01, wie 1000 oder 0,001 annehmen soll: die Logarithmen sind ja dann ganz einfach $= \pm 1, \pm 2, \pm 3$ usw.

Nachdem so die Berechnungsweise der Kriterien dargelegt wurde, kommt nun wieder die Hauptfrage: In welche Proportionen werden die Verteilungen durch die Kriterien zerlegt? Wir greifen als Beispiel auf die früher angeführten Verteilungen ($x = 0,50$; $y = 0,10$; $N = 10$) zurück und nehmen die für $Y/X = 10$ bzw. 0,1 errechneten Kriterien von 1,6 bzw. 3,7 Merkmalen an (vgl. obere Hälfte des Diagrammes).

Links des Kriteriums 1,6 fallen in beiden Verteilungen die Merkmalszahlen 0 und 1; zwischen beiden Kriterien finden sich die Merkmalszahlen 2 und 3; rechts des Kriteriums 3,7 haben wir die Merkmalszahlen 4—10. In der linken Gruppe befinden sich nun von den falschen Vätern $34,87 + 38,74 = 73,61\%$ und von den wahren $0,10 + 0,98 = 1,08\%$; in die mittlere Gruppe fallen von den falschen Vätern $19,37 + 5,74 = 25,11\%$ und von den wahren $4,39 + 11,72 = 16,11\%$; in die rechte Gruppe fallen von den falschen Vätern $1,12 + 0,15 + 0,01 = 1,28\%$ und von den wahren Vätern $20,51 + 24,60 + 20,51 + 11,72 + 4,39 + 0,98 + 0,10 = 82,81\%$. Also werden von den falschen Vätern etwa 74% richtig, 25% nicht, und 1% irrtümlich beurteilt. Von den wahren Vätern werden rund 83% richtig, 16% nicht und 1% irrtümlich entschieden. Wir sehen, daß die irrtümlich beurteilten Fälle unter falschen wie unter wahren Vätern ungefähr dieselbe Häufigkeit haben.

Bei anderen Kriterien fallen die Proportionen anders aus. Ebenso werden sie für verschiedene N , also bei verschiedener Anzahl unter Beobachtung stehender Merkmale, verschieden. Das geht recht deutlich aus dem Vergleich der beiden Hälften der Abbildung 3 hervor, in welchem bei gleichbleibenden x und y die Merkmalszahl von $N = 10$ zu $N = 30$ verändert wird; je größer die Anzahl, um so mehr werden sich die beiden Verteilungen, relativ gesehen, um ihre Durchschnittswerte zentrieren, und um so weniger werden sie sich überschneiden. Die Kriterien 10 bzw. 0,1 rücken einander verhältnismäßig näher. Bei

den folgenden Ausführungen sind wir vorläufig bei der geringen Merkmalszahl von $N = 10$ geblieben, um die Berechnungen zunächst für einen recht ungünstigen Fall durchführen zu können. Später soll dann wieder auf die Einwirkung des Heranziehens mehrerer Merkmale eingegangen werden.

Das Beispiel bezog sich auf die Häufigkeiten $x = 0,50$, $y = 0,10$. Bei anderen Werten von x und y werden ebenfalls andere Unterteilungen der Kurven gezeigt. Es leuchtet ohne weiteres ein, daß die Kurven bei weit auseinander liegenden x und y voneinander mehr frei werden, während sie sich bei näherliegenden x und y weitgehend überdecken. Ein und dasselbe Kriterium, z. B. $Y/X = 10$ bzw. 0,1, hat daher bei verschiedenen Kombinationen von x und y eine ganz verschiedene Lage.

Wir haben derartige Berechnungen für ein ausgedehntes Kombinationsfeld von x und y angestellt, und zwar für die Kombination der x -Werte 0,05; 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8; 0,9 mit den y -Werten 0,01; 0,05; 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5. (Bei höheren Werten von y nimmt man besser das Fehlen der betreffenden Eigenschaft als „Merkmals“ an.) Für jede solche Kombination von x und y , bei $N = 10$, haben wir untersucht, wie die Verteilung falscher und wahrer Väter von verschiedenen Kriterien unterteilt werden, und zwar von den Kriterien $Y/X = 1$; 10 und 0,10; 100 und 0,01; 1000 und 0,001. Natürlich kann man zwischen diesen Y/X -Werten beliebige weitere einschalten. Als Beispiel sei für $x = 0,60$; $y = 0,20$, $N = 10$ folgendes Ergebnis mitgeteilt:

| Bei dem Y/X -Wert von | werden beurteilt | | | | | |
|-------------------------|-------------------------|----------------|----------|-----------------------|----------------|-----------|
| | von den falschen Vätern | | | von den wahren Vätern | | |
| | richtig % | unentschied. % | falsch % | falsch % | unentschied. % | richtig % |
| 1 | 87,91 | 0 | 12,09 | 5,48 | 0 | 94,52 |
| 10 bzw. 0,1 | 67,78 | 31,58 | 0,64 | 1,23 | 35,46 | 63,31 |
| 100 „ 0,01 | 37,58 | 62,33 | 0,09 | 0,16 | 61,61 | 38,23 |
| 1000 „ 0,001 | 10,74 | 89,25 | 0,01 | 0,01 | 83,26 | 16,73 |

Es wurde nun die Forderung aufgestellt, daß die Zahl der irrtümlichen Beurteilungen sowohl unter falschen wie unter wahren Vätern einer Größenordnung von $1-2/1000$ (also 0,1—0,2%) sein sollten. Diese Forderung erscheint genügend streng: ein Urteil, das in nur einem bis zwei Fällen von tausend irrt, mag als gerecht angesehen werden. Man vergleiche damit die bisherige Lage eines falsch angegebenen Präsumptivvaters — bloß in 30% der Fälle bestehen Aussichten, daß er durch Blutgruppenbestimmungen als falsch angegeben erkannt wird; in 70% der Fälle wird er bei entsprechender Gesetzgebung ver-

urteilt, ohne der wahre Vater zu sein. Ein Fehlergehalt von 0,1—0,2% erscheint demgegenüber als sehr strenge Forderung. Man könnte sogar bedacht sein, 1% zuzugeben.

Andererseits muß gefordert werden, daß der Fehlergehalt nicht wie bisher auf die gesamten Fälle, sondern *nur auf die entschiedenen Fälle bezogen* wird. Die nicht entschiedenen Fälle können gelegentlich recht häufig sein und sollen später vielleicht einer nochmaligen Begutachtung unter Heranziehung weiterer Merkmale unterzogen werden. Selbstverständlich werden dann etliche ursprünglich nicht entschiedenen Fälle zur Entscheidung gelangen, einige darunter wieder falsch. Die Zahl der ursprünglich falsch beurteilten Fälle ist also nicht endgültig, sondern ist um einige der ursprünglich nicht entschiedenen Fälle zu vermehren, um wie viele, ist wiederum schwer zu berechnen. Dagegen wird die ganze Berechnung sofort klar und eindeutig, wenn der Fehlergehalt lediglich auf die entschiedenen Fälle bezogen wird. Ein so errechneter Fehlergehalt bedeutet aber eine strengere Anforderung, als wenn auf die gesamte Masse der falschen bzw. wahren Vätern bezogen.

Welche Werte muß nun Y/X annehmen, damit durchschnittlich nur 0,1—0,2% der entschiedenen Fälle falsch entschieden werden? Aus unseren Berechnungen ergab sich folgendes. Zunächst zeigte sich, daß die Fehlurteile unter den falschen Vätern immer von derselben Größenordnung wie unter den wahren Vätern sind. Betragen sie bis zu 0,1—0,2% der entschiedenen Fälle der einen Gruppe, so ist das gewöhnlich auch in der anderen Gruppe der Fall; der Unterschied beider Gruppen pflegt höchstens 0,1—0,2% zu betragen. Dieses Verhalten ist grundsätzlich wichtig. Denn auch wenn sich die Präsumptivväter recht ungleich auf wahre und falsche Väter verteilen sollten, so bleiben die Fehlurteile dennoch immer von ein und derselben Größenordnung, hier also bei 0,1—0,2% der entschiedenen Fälle. Die theoretische Streitfrage nach der Bedeutung einer verschiedenen empirischen Häufigkeit von wahren und falschen Vätern ist also praktisch ganz belanglos.

In Tab. 3, die einen Ausschnitt der Berechnungen darstellt, konnten deshalb der Einfachheit halber die Fehlerprozente als Durchschnitte der Fehlerprozente für falsche und wahre Väter angegeben werden unter der Annahme, daß diese beiden Kategorien gleich häufig sind.

Wir sehen (Tab. 3), daß bei gleichbleibendem Y/X verschiedene Fehlerprozente erzielt werden, je nachdem der Unterschied zwischen x und y groß oder klein ist. Will man dort, wo sich x nur wenig von y unterscheidet, dieselben niedrigen Fehlerprozente wie sonst bekommen, dann müssen extremere Y/X -Werte gewählt werden.

Es würde somit möglich sein, ein bewegliches System von Anforderungen bezüglich des Y/X -Wertes aufzustellen, je nachdem die x - und y -Werte der in Frage kommenden Merkmale viel oder wenig

Tabelle 3. Irrtümliche Urteile in Prozenten der entschiedenen Fälle¹.
Je nach verschiedenen Werten von Y/X , x und y ; N überall = 10.

| | | $y = 0,01$ | 0,10 | 0,30 | 0,50 |
|------------|-------------|------------|------|------|------|
| | Y/X | | | | |
| $x = 0,05$ | 1 | 35 | | | |
| | 10; 0,1 | 5 | | | |
| | 100; 0,01 | — | | | |
| | 1000; 0,001 | — | | | |
| $0,20$ | 1 | 11 | 32 | | |
| | 10; 0,1 | 0,7 | 5 | | |
| | 100; 0,01 | 0,03 | — | | |
| | 1000; 0,001 | 0,03 | — | | |
| $0,60$ | 1 | 0,3 | 3 | 16 | 37 |
| | 10; 0,1 | 0,1 | 0,7 | 3 | — |
| | 100; 0,01 | 0,01 | 0,2 | 0,3 | — |
| | 1000; 0,001 | 0,01 | 0,02 | — | — |
| $0,90$ | 1 | 0,00 | 0,01 | 1 | 6 |
| | 10; 0,1 | 0,00 | 0,01 | 0,2 | 2 |
| | 100; 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,1 | 0,2 |
| | 1000; 0,001 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,02 |

verschieden sind. Jedoch würde ein solches Vorgehen zu manchen Schwierigkeiten in bezug auf Grenzfälle führen. Weniger gefährlich und zugleich handlicher erachten wir die Festlegung eines einzigen Y/X -Wertes, der so groß (bzw. klein) zu wählen ist, daß er für alle oder doch fast alle vorkommenden Kombinationen von x und y die gewünschte Unterdrückung der Fehler gewährt. *Der gesuchte Y/X -Wert scheint bei ungefähr 100 (bzw. 0,01) zu liegen.* Nur in wenigen Kombinationen der Tab. 3 liegt er etwas extremer, in den allermeisten Fällen dagegen wesentlich weniger extrem. Oder umgekehrt: bei Y/X -Werten von 100 bzw. 0,01 sind die Fehler mitunter 0,1—0,2% der entschiedenen Fälle, meist aber bedeutend seltener. Tab. 3 ist übrigens für eine Merkmalszahl von $N = 10$ berechnet worden; in den meisten Fällen wird ja mit bedeutend mehr Merkmalen gearbeitet, wobei dann die Fehlergehalte weiter sinken. *Der genannte Y/X -Wert von 100 bzw. 0,01, der einer „Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft“ von ungefähr 1% bzw. 99% entspricht, gewährt also eine sehr große Zuverlässigkeit der Entscheidungen, bedeutend größer, als es durch den letzteren Ausdruck scheinen will.*

Seitdem nunmehr derjenige Y/X -Wert festgestellt wurde, der unseren Anforderungen bezüglich der begangenen Fehlurteile genügt, hängt die weitere Verwendbarkeit des Verfahrens eigentlich nur mehr

¹ Die leeren, mit einem Strich bezeichneten Plätze der Tab. 3 besagen, daß die Zahl der entschiedenen Fälle überhaupt zu gering ist, um eine Berechnung des Anteils der irrtümlichen Urteile sinnvoll erscheinen zu lassen.

davon ab, wie viele Fälle denn überhaupt entschieden werden können. Folgende Tab. 4 gibt eine Übersicht über die Proportion der *nicht entschiedenen* Fälle (Mittelwerte von wahren und falschen Vätern) bei $Y/X = 100$ bzw. 0,01, je nach verschiedenen Kombinationen von x und y . Man sieht auch hier, wie die Verwendbarkeit des Verfahrens größer wird, die Zahl der *nicht entschiedenen* Fälle kleiner, je mehr x und y voneinander abweichen. Bei sehr unterschiedlichem x und y werden praktisch sämtliche Fälle entschieden.

Tabelle 4. Nicht entschiedene Fälle in Prozenten bei $Y/X = 100$ bzw. 0,01. Mittelwert von wahren und falschen Vätern, je nach verschiedenen x , y und N .

| | | $y = 0,01$ | 0,10 | 0,30 | 0,50 |
|------------|------|------------|------|------|------|
| | N | | | | |
| $x = 0,05$ | 10 | 100 | | | |
| | 30 | 97 | | | |
| | 50 | 95 | | | |
| | 0,20 | 10 | 84 | 100 | |
| | 30 | 19 | 99 | | |
| | 50 | 6 | 84 | | |
| $0,60$ | 10 | 5 | 20 | 96 | 100 |
| | 30 | 0,0 | 1 | 46 | 100 |
| | 50 | 0,0 | 0,0 | 15 | 99 |
| $0,90$ | 10 | 0,0 | 1 | 11 | 51 |
| | 30 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 6 |
| | 50 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,2 |

Tab. 4 zeigt uns ferner, wie die Proportion der *nicht entschiedenen* Fälle durch das Heranziehen weiterer Merkmale erheblich herabzudrücken ist. Bei 30 oder gar 50 Merkmalen bleiben wesentlich nur diejenigen Fälle unentschieden, die der Diagonale $x = y$ am nächsten liegen. Letztere Kombinationen würden allerdings auch bei noch so vielen Merkmalen unentschieden bleiben, wie es ja dem Sinne des ganzen Verfahrens voll entspricht. Derartige Merkmale, bei welchen die Häufigkeit unter wahren Vätern von behafteten Kindern nur unbedeutend (z. B. mit weniger als 0,10) die Häufigkeit in der Bevölkerung übertrifft, sollten für die Vaterschaftsbegutachtung überhaupt lieber vermieden werden.

In der bisherigen Darstellung haben wir immer nur mit dem vereinfachten Spezialfalle gerechnet, daß die Häufigkeiten x bzw. y für alle N Merkmale die gleichen waren. In Wirklichkeit pflegt das nicht zuzutreffen, sondern die N verschiedenen Merkmale haben sowohl in der Bevölkerung wie unter wahren Vätern von behafteten Kindern Häufigkeiten, die mehr oder weniger voneinander abweichen (z. B. $x_1, x_2, x_3 \dots x_N$ bzw. $y_1, y_2, y_3 \dots y_N$). Für eine jede der 2^N -Kombinationen, die unter falschen Vätern vorkommen können, und für eine jede der 2^N -Kombinationen, die unter falschen Vätern vorkommen

können, lassen sich die relativen Häufigkeitszahlen unschwer berechnen. Diese Häufigkeiten sind die früher verwendeten X und Y , so daß auch der Quotient Y/X für jede der verschiedenen (2^N) Kombinationen berechnet werden kann.

Je nach der Größe des Quotienten Y/X können sämtliche Kombinationen in eine Reihe geordnet und in drei Gruppen unterteilt werden: 1. Quotient = 100 oder mehr; 2. Quotient zwischen 100 und 0,01; 3. Quotient 0,01 oder weniger. Von diesen drei Gruppen soll die erste, laut unseren früheren Ausführungen, grundsätzlich als falsche Väter, die zweite als unentschieden und die dritte als wahre Väter beurteilt werden. Von einer Sammlung wahrer Väter mögen die Proportionen P_1 bzw. P_2 und P_3 , von einer Sammlung falsch angegebener Väter die Proportionen p_1 bzw. p_2 und p_3 in die drei verschiedenen Gruppen fallen, so daß $P_1 + P_2 + P_3 = 1$ und $p_1 + p_2 + p_3 = 1$. Von den wahren Vätern werden somit 100 $P_1\%$ falsch und 100 $P_3\%$ richtig beurteilt, von den falschen 100 $p_1\%$ richtig und 100 $p_3\%$ falsch.

Da nun für alle Fälle der Gruppe III gefordert wird, daß Y/X höchstens 0,01 sein darf, so folgt daraus, daß P_3 mindestens 100 mal größer als p_3 ist. Da nun aber P_3 auf keinen Fall größer als 1 sein kann, so muß p_3 , das sind die irrtümlich entschiedenen falschen Väter, höchstens 0,01 oder 1% betragen. Entsprechend folgt aus der Betrachtung der Gruppe I, daß höchstens 1% der wahren Väter irrtümlich beurteilt werden kann. *Diese Folgerungen sind von der Größe der einzelnen Häufigkeiten x_1, x_2, \dots sowie der einzelnen Häufigkeiten y_1, y_2, \dots völlig unabhängig.*

Die Forderung $Y/X = 100$ bzw. 0,01 bedeutet also immer einen maximalen Fehlergehalt von 1%. Für den speziellen Fall, daß alle x -Werte unter sich und alle y -Werte unter sich gleich sind, haben wir aber gesehen, daß die *tatsächlichen* Fehler von der Größenordnung 0,1—0,2% und noch kleiner sind, wobei zudem nicht auf sämtliche Fälle, sondern nur auf die entschiedenen Fälle bezogen wurde. Es dürfte berechtigt sein, dasselbe auch für den allgemeinen Fall anzunehmen, in welchem die Häufigkeiten x und y für die verschiedenen Merkmale verschieden sind.

b) Zwei Präsumptivväter, von welchen einer der wahre Vater ist.

Wenn es nunmehr gilt, die Häufigkeitsbeziehungen für den Fall zweier alternativ möglichen Präsumptivväter darzustellen, erinnern wir zunächst an die Sachlage: Es liegen zwei Möglichkeiten vor. *Entweder* ist der Präsumptivvater mit den meisten Übereinstimmungen der wahre Vater und der mit der geringeren Anzahl der falsch angegebene, oder es verhält sich umgekehrt. Diesen Sachverhalt können wir zweckmäßig durch ein rechteckiges Feld veranschaulichen. Das Kind habe 10 Merkmale, welche in der Bevölkerung die Häufig-

keit $y = 0,10$ und unter wahren Vätern die Häufigkeit $x = 0,50$ besitzen. Läßt man die Abszisse die Anzahl von 0—10 Merkmalen unter *wahren* Vätern bezeichnen, so wäre auf der Grundlinie eine Häufigkeitskurve im Sinne von Diagramm 3 aufzurichten, welche die relativen Häufigkeiten von *wahren* Vätern mit 0, 1, 2 . . . 10 Merkmalen bezeichnete. Auf der Ordinate wäre entsprechend eine Kurve der *falsch* angegebenen Väter zu denken, aus welcher die Häufigkeit von *falschen* Vätern mit 0, 1, 2 . . . 10 Merkmalen ersichtlich wäre. Durch Multiplikation der jeweiligen Ordinaten- und Abszissenwerte erhält man im Felde eine vollständige Übersicht von sämtlichen Kombinationsmöglichkeiten von Merkmalszahlen und deren relativen Häufigkeiten. Ist z. B. die Häufigkeit von *falschen* Vätern mit 2 Merkmalen = 19,4% aller *falschen* Väter, und ist die Häufigkeit von *wahren* Vätern mit 5 Merkmalen beispielsweise = 24,6% aller *wahren* Väter, so ist die kombinierte Häufigkeit, daß der wahre Vater 5 und der falsch angegebene gleichzeitig 2 Merkmale trägt, = 4,77%. Umgekehrt kann man aus den einschlägigen Häufigkeiten noch berechnen, wie häufig die umgekehrte Kombination, also 5 Merkmale des *falschen* und 2 Merkmale des *wahren* Vaters, ist (0,0066%). Wir nehmen an, daß für das ganze Feld eine solche Berechnung, einer bestimmten Kombination von x und y entsprechend, bereits vorliegt, und daß die verschiedenen Häufigkeiten im Felde verzeichnet sind.

Längs der Diagonale befinden sich dann alle Fälle, in welchen die Merkmalszahl des *wahren* und die des *falschen* Vaters gleich groß ist. Durch Addition aller Zahlen der Diagonale ist die Häufigkeit aller solcher Fälle gegeben. Der Diagonale parallel lassen sich nun einerseits weitere Linien ziehen, von welchen jede solche Fälle zusammenfassen, in welchen der wahre Vater 1, bzw. 2, bzw. 3 . . . Merkmale *mehr* als der falsche Vater besitzt. Zur anderen Seite der Diagonale bezeichnen diese Linien Fälle, in welchen der wahre Vater 1, 2, 3 . . . Merkmale *weniger* als der falsche Vater hat. Durch Addition der auf jede Linie fallenden Kombinationsfelder, oder vielmehr ihrer Häufigkeiten, bekommt man daher einen vollständigen Überblick über die Häufigkeit von den erwähnten Fällen.

Im erwähnten Beispiel hat die Serie der Summen der Diagonalen folgendes Aussehen:

| | | | | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|-------|-------|-------|
| Unterschied der Merkmalszahl wahrer — falscher . . . | -3 | -2 | -1 | 0 | +1 | +2 | +3 | +4 |
| Relative Häufigkeit in % . . | 0,03 | 0,15 | 0,64 | 2,15 | 5,90 | 11,69 | 18,12 | 21,36 |

| | | | | | | | |
|---|-------|-------|------|------|------|------|----------|
| Unterschied der Merkmalszahl wahrer — falscher . . . | +5 | +6 | +7 | +8 | +9 | +10 | |
| Relative Häufigkeit in % . . | 19,05 | 12,59 | 5,98 | 1,93 | 0,38 | 0,03 | = 100,0% |

Unsere Bestrebung muß nun sein, wie früher eine *Grenze* zu beiden Seiten des 0-Wertes festzustellen, außerhalb welcher alle Fälle entschieden werden sollen.

Ganz allgemein gelten jetzt folgende Beziehungen: Wie sich durch Umrechnung der Formel für zwei Präsumptivväter ergibt, beträgt der Unterschied $n_1 - n_2$ zwischen der Merkmalszahl des wahren und der des falschen Präsumptivvaters $n_1 - n_2 = b \cdot \log Y/X$, wobei b derselbe Koeffizient wie in Tab. 2 ist und Y/X auf der für den Fall zweier Präsumptivväter beschriebenen Weise (also durch Division der beiden selbständigen Y/X -Werte) zu errechnen ist. Wünscht man z. B. einen Y/X -Wert von 100 bzw. 0,01, so ist $\log Y/X = \pm 2$ und daher die gesuchte Differenz der Merkmalszahl $= \pm 2b$. Da b für die Kombination $y = 0,10, x = 0,50$, laut Tab. 2, $b = 1,05$ beträgt, so geht die gesuchte Grenze bei $\pm 2,1$ Merkmalen. Das heißt, wenn der eine Präsumptivvater 3 oder mehr Merkmale *mehr als der andere* hat, so ist jener als wahrer, dieser als falscher Vater zu beurteilen. Ist der Merkmalsunterschied aber nur 2 oder 1 oder 0, so wird der geforderte Y/X -Wert nicht erreicht, und der Fall darf nicht entschieden werden.

In unserem Beispiel würden teils 0,03%, teils aber auch 18,12 + 21,36 + 19,05 + 12,59 + 5,98 + 1,93 + 0,38 + 0,03 = 79,44% der Fälle entschieden und insgesamt 0,15 + 0,64 + 2,15 + 5,90 + 11,69 = 20,53% der Fälle unentschieden bleiben. Von den entschiedenen wiederum würden $0,03/79,47 = 0,04$ irrtümlich entschieden sein.

Wünscht man einen Y/X -Wert von nur 10 bzw. 0,1, so ist $b \cdot \log Y/X = 1,05$ und die Grenze geht bei $\pm 1,1$ Merkmalen. Fälle, die sich mit 2 Merkmalen unterscheiden (das sind $0,15 + 11,69 = 11,84\%$ sämtlicher Fälle), können jetzt außer den früher erwähnten noch entschieden werden; und von den entschiedenen Fällen werden dann $0,18/91,81 = 0,20\%$ falsch entschieden sein. In dieser Weise läßt sich die Häufigkeit der Fehlurteile feststellen und die geeigneten Grenzen ausprobieren.

Wir kamen zu dem Ergebnis, daß bei ein und demselben Y/X -Wert die Fehlurteile von einigermaßen derselben Größenordnung als bei nur einem Präsumptivvater sind. Wir verzichten deshalb auf die Wiedergabe der Berechnungen. In der Tat kann man sich mit den früher für den Fall eines einzigen Präsumptivvaters aufgestellten Forderungen begnügen. Die Zahl der nicht entschiedenen Fälle untersteigen dabei sogar den dort berechneten Häufigkeiten.

Zusammenfassung.

In Fortsetzung früherer Arbeiten desselben Ursprunges wird die Theorie der Vaterschaftsbestimmung auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden weiter ausgebaut.

Im ersten Abschnitt wird eine früher veröffentlichte Formel besprochen, die es ermöglichte, nach beendeter anthropologischer Untersuchung eine Zahl anzugeben, die als Ausdruck der Wahrscheinlichkeit des Präsumptivvaters, wahrer Vater des Kindes zu sein, betrachtet werden konnte. Wesentlich für die Formel ist das Verhältnis Y/X ; hier bedeutet Y die relative Häufigkeit einer solchen Merkmalskonstellation, wie sie beim Präsumptivvater des Kindes beobachtet wurde, in der männlichen Bevölkerung, und X die relative Häufigkeit derselben Merkmalskonstellation unter wahren Vätern von solchen Kindern wie das zu begutachtende. Ist das Verhältnis $Y/X = 1$, so kann in bezug auf die Vaterschaft des Präsumptivvaters nichts geschlossen werden; ist $Y/X < 1$, so spricht das für, ist $Y/X > 1$, so spricht das gegen die Vaterschaft.

Im zweiten Abschnitt wird nachgewiesen, daß für den Fall, daß sich der wahre Vater mit Sicherheit unter den angegebenen Präsumptivvätern befindet, das Urteil verschärft werden kann. Sind die möglichen Präsumptivväter nur zwei, so ist der Y/X -Wert desjenigen Präsumptivvaters, der die meisten Übereinstimmungen mit dem Kinde aufweist, durch Division des für ihn selbstständig ermittelten Y/X -Wertes mit dem Y/X -Wert des zweiten Präsumptivvaters zu erhalten.

Im dritten Abschnitt wird errechnet, daß eine genügende Sicherheit des Urteils erreicht wird, wenn Y/X -Werte von über 100 bzw. unter 0,01 für eine Entscheidung gefordert werden. Die irrtümlich verurteilten bzw. irrtümlich freigesprochenen Präsumptivväter machen dann lediglich 0,1—0,2% sämtlicher entschiedenen Fälle aus. Dabei können sehr viele Fälle bereits mit Hilfe von 10 Merkmalen des Kindes entschieden werden, wenigstens wenn die gewählten Merkmale unter wahren Vätern von behafteten Kindern bedeutend häufiger als in der Bevölkerung sind. Durch Vermehrung der beobachteten Merkmale auf 30 oder gar 50 lassen sich überhaupt die meisten Fälle entscheiden.

Literaturverzeichnis.

Essen-Möller, Erik, Verh. dtsch. Ges. phys. Anthr. Tübingen 1937 — Mitt. anthr. Ges. Wien 68, 9 (1938) — Nord. med. Tidskr. 15, 161 (1938) — Arch. Rassenbiol. 32, 1 (1938). — *Geyer, Eberhard*, Mitt. anthr. Ges. Wien 64, 295 (1934) — Verh. dtsch. Ges. phys. Anthr. Tübingen 1937 — Mitt. anthr. Ges. Wien 68, 54 (1938) — Verh. internat. Kongr. Anthr. Kopenhagen 1938.