

Aus dem Zentralinstitut für das Blutspendewesen
der Freien und Hansestadt Hamburg (Leitender Arzt: Dr. med. A. LAUER)

Die Feststellung der Vaterschaft auf Grund blutgruppenserologischer Reaktionen

Von

V. SACHS und H.-H. HOPPE

(Eingegangen am 19. November 1959)

I. Vorbemerkungen

Die zuverlässige Bestimmung monomerer Merkmale im forensischen Blutgruppengutachten führt im Ausschlußfall zu einer eindeutigen Feststellung. Um so unbefriedigender ist es für den Untersucher, sich gerade in den Fällen mit einem vagen „nicht offenbar unmöglich“ der Vaterschaft zufriedengeben zu müssen, in welchen es sich dem Unvoreingenommenen aufdrängt, die Erzeugerschaft anzunehmen. Wir denken dabei an jene Fälle, in welchen blutgruppenserologisch nachweisbare Merkmale, die das Kind von seinem Erzeuger geerbt haben muß, auch bei dem Präsumptivvater feststellbar sind.

In diesem Zusammenhang wäre das Verfahren von HIRSZFIELD, MILGROM und AMY zu nennen, das von HURON kritisch beleuchtet wurde. Er schlug seinerseits vor, aus der Wahrscheinlichkeit, mit der ein tatsächlicher Vater das Blutmuster des Präsumptivvaters besitzt, Rückschlüsse auf die Erzeugerschaft zu ziehen. Die Methode ist etwas umständlich und erfordert Tabellen, wenn man sich im Einzelfall schnell orientieren will. Von erbiologischer Seite haben ESEN-MÖLLER und QUENSEL eine Formel entwickelt, in welcher die Häufigkeit polygener Merkmale in der Bevölkerung mit der unter „wahren“ Vätern verglichen wird. Sie läßt sich auch auf blutgruppenserologische Ergebnisse anwenden, ist aber in der Deutung der Maßzahlen recht schwierig und macht im Grunde für jeden Einzelfall eine gesonderte Berechnung der Irrtumswahrscheinlichkeit notwendig. Sind mehrere Präsumptivväter vorhanden, so leistet die Methode jedoch Hervorragendes (ELBEL und SELLIER, HOPPE, HUMMEL). Darüber werden wir aber an anderer Stelle berichten.

Im folgenden werden wir eine Methode darstellen, die es durch einfache Multiplikation bekannter Häufigkeiten erlaubt, die Vaterschaft auf Grund blutgruppenserologischer Reaktionen festzustellen. Wir haben uns in Abschnitt III bemüht, die Richtigkeit unserer Methode mathematisch so einfach wie möglich zu begründen. Für den Fall, daß ein mathematisch weniger interessierter Leser sich nicht mit Einzelheiten der Beweisführung belasten will, dürfen wir ihn auf den letzten Absatz der vorliegenden Arbeit verweisen (Abschnitt IV: „Praktische Anwendung“). Wir hoffen, daß wir mit diesem denkbar einfachen Verfahren den praktischen Bedürfnissen des Blutgruppensachverständigen entgegenkommen.

Eine in die Richtung unserer Untersuchungen zielende Anregung wurde von MAYSER und seinen Mitarbeitern gegeben. Sie schlugen vor, die Häufigkeiten seltener Genkombinationen, die ein Kind von seinem Erzeuger geerbt haben mußte und die bei Kind und Präsumptivvater vorhanden waren, zu quadrieren und, wenn das Quadrat unter einer bestimmten Grenze blieb, etwa unter 0,003 bzw. 0,3%, darin den Ausdruck der praktischen Unmöglichkeit eines zufälligen Zusammentreffens der Merkmale und den Beweis einer Abstammung zu erblicken. Daß diese auf den ersten Blick bestechende Schlußweise unzuverlässig ist und zu irrtümlichen Feststellungen führen kann, wird unter Abschnitt III bei der Besprechung des Beweises unseres Verfahrens, den VAN DER WAERDEN¹ entwickelt hat, noch zu erörtern sein.

II. Prinzip der Methode

Ausgehend von jenen eingangs erwähnten Fällen, in welchen sich die Vermutung der biologischen Vaterschaft aufdrängt, soll folgendes konkrete Beispiel betrachtet werden:

Kind:	A ₁	M	C ^{Wc}	D	ee	K+	P+
Mutter:	O	MN	cc	D	ee	K—	P+
Beklagter:	A ₁	M	C ^{Wc}	D	ee	K+	P+

Unter Berücksichtigung des Blutmusters der Kindesmutter, muß das Kind die Gruppe von Merkmalen

$$A_1 \quad M \quad C^W \quad e \quad K+$$

von seinem Vater geerbt haben.

Nun behaupten wir: „Dieser Mann ist offenbar der Vater; die Wahrscheinlichkeit, diese Feststellung irrtümlich zu treffen, ist nicht größer als die Häufigkeit, mit welcher diese Gruppe von Merkmalen in der Bevölkerung serologisch nachweisbar ist.“

Es sind also 2 Voraussetzungen zu erfüllen. Einmal müssen die im konkreten Fall betrachteten Merkmale bzw. Merkmalsgruppen *serologisch* nachgewiesen worden sein, zum anderen muß ersichtlich sein, daß das Kind jedes Merkmal der Gruppe von seinem Vater geerbt haben muß.

Wir haben als Häufigkeit diejenige der serologischen Nachweisbarkeit, also die Häufigkeit der auf dem Objektträger ablesbaren Reaktion gewählt. Einmal ist unsere Methode in erster Linie als Erweiterung der Erkenntnismöglichkeiten für den Serologen bestimmt und soll den tatsächlich erhobenen Befunden und deren Häufigkeiten Rechnung tragen, zum anderen sind die Häufigkeiten der serologischen Nachweisbarkeit bestimmter Merkmale ganz klare, eindeutige Zahlen, die keine anderweitigen Schätzungen erforderlich machen.

¹ Dem Direktor des Mathematischen Instituts der Universität Zürich, Herrn Prof. Dr. B. L. VAN DER WAERDEN, sind wir für die Ableitung des Beweises unseres Verfahrens zu größtem Dank verpflichtet.

Man könnte sich wohl auch auf den Standpunkt stellen, Genotypenhäufigkeiten in den Ansatz eingehen zu lassen, jedoch würden damit neue Schwierigkeiten und im einzelnen kaum abschätzbare Unsicherheiten auftreten. Im ABO-System sind die Genotypen meist nicht erkennbar. Im Rh-System müßte man sich mit reinen Schätzungen behelfen, es sei denn, man griffe auf die Allelhäufigkeiten zurück, was aber inkonsistent wäre und den tatsächlichen Verhältnissen nicht gerecht würde. Daß die Verwendung von Genhäufigkeiten bei jeder auf dem hier dargelegten Prinzip beruhenden Methode falsch ist, braucht nicht weiter erörtert zu werden. Es handelt sich doch um Merkmale, die bei einem Individuum festgestellt werden, und da treten die Gene eben nicht isoliert, sondern stets in Verbindung mit ihrem Allel als Genotyp auf. Das hat auf ihre Häufigkeit als *feststellbares* Merkmal beträchtlichen Einfluß.

Auf die Unzuverlässigkeit der Maßzahl, die man durch Quadrieren von Merkmalshäufigkeiten erhält, haben wir bereits weiter vorn hingewiesen. Man kann sich das dadurch deutlich machen, daß man den folgerichtigen Ablauf der Untersuchung ins Auge faßt:

Ein Kind muß bestimmte Merkmale, z. B. X_1 , X_2 und X_3 , von seinem Erzeuger geerbt haben, weil sie bei der Mutter nicht nachweisbar sind, obwohl sie es sein müßten, wenn sie vorhanden wären oder weil sie das Kind homozygot besitzt. Demzufolge muß man die kindlichen Merkmale als gegeben annehmen, denn sie schaffen ja erst die Voraussetzung für die weitere Fragestellung. Diese lautet: Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein mit dem Kinde nicht verwandter Mann auch die Merkmale X_1 , X_2 und X_3 besitzt? Diese Wahrscheinlichkeit entspricht genau der Häufigkeit, mit welcher die Gruppe von Merkmalen in der Bevölkerung vorkommt. Beträgt sie z. B. 0,3%, so ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein solcher Mann wegen der Übereinstimmung zu Unrecht als Vater bezeichnet wird $x = 0,3\%$ und nicht $x^2 = 0,0009\%$.

III. Beweis der Methode

Bemerkungen zum Begriff der Wahrscheinlichkeit.

Die folgenden Ausführungen hängen mit unserem Thema nur locker zusammen. Sie scheinen uns aber um der wissenschaftlichen Sauberkeit und Verständlichkeit diesbezüglicher Aussagen willen notwendig zu sein. Wir haben bisher (und werden es auch weiter tun) Formulierungen wie „Vaterschaftswahrscheinlichkeit“, „Wahrscheinlichkeit der wahren Vaterschaft“ usw. vermieden, weil wir sie zwar nicht für ausgesprochen falsch, aber doch für irreführend halten. Wir sind der Ansicht, daß man den Begriff Wahrscheinlichkeit nur im Sinne der mathematischen Wahrscheinlichkeitslehre, also auf Ereignisse, die nicht kausal bedingt, sondern vom Zufall abhängig sind, anwenden sollte. Da eine biologische Vaterschaft zu einem Kinde (im Gegensatz zur juristischen Gilt-Vaterschaft) stets ein kausales Ereignis ist, kann es keine Wahrscheinlichkeit besitzen. Ein Mann ist der Vater eines Kindes, oder er ist es nicht; er ist es aber nicht zu 60%, 70% oder 95%. Man kann zweifellos auf Grund irgendwelcher Beobachtungen zu der Feststellung gelangen, daß dieser oder jener Mann der Vater dieses oder jenes Kindes ist. Wenn die Kausalität nicht lückenlos beweisbar ist, so kann man sich dabei irren, dann ist die Feststellung falsch; hat man sich nicht geirrt, so ist sie wahr. Insofern liegt es doch nahe und

ist allein logisch zu vertreten, daß man nicht die Wahrscheinlichkeit der kausalen Beziehung, sondern die des vom Zufall abhängigen Irrtums ermittelt und angibt. Deshalb kann eine solche Aussage nur lauten: „Es wird behauptet, daß dieser Mann der Vater dieses Kindes ist. Wenn das behauptet wird, irrt man sich unter so und so viel Fällen durchschnittlich so und so oft mal.“

Natürlich kann und wird man dagegen einwenden, daß der Begriff der Wahrscheinlichkeit keine „Erfindung“ und somit auch keine Domäne der Mathematik sei, sondern schon existiert habe, bevor ihn die Mathematik in das exakte System der Wahrscheinlichkeitsrechnung einbezog. Das ist zweifellos richtig und wird von uns auch gar nicht bestritten. Dann aber ist Wahrscheinlichkeit das, was nur wahr zu sein scheint oder besser das Kennzeichen einer Beziehung, die zwar unzweifelhaft möglich, aber nicht unzweifelhaft gewiß ist. Genau das drückt der Sprachgebrauch in dem Satz: „Ich werde wahrscheinlich kommen“ aus. Nennt man eine Beziehung in diesem Sinne wahrscheinlich, dann muß man aber auch hinzufügen, daß man über den Grad der Ungewißheit keine zuverlässigen Aussagen machen kann. Die Entscheidung, wie weit die Beziehung wahr ist oder nicht, bleibt völlig offen.

Unzulässig — und fast möchte man sagen unaufrichtig, weil eine mathematische Genauigkeit nur vorgetäuscht wird — ist es jedoch, unter Verwendung von Elementen und Methoden der Wahrscheinlichkeitsrechnung eine Zahl auszurechnen und sie als Wahrscheinlichkeit einer kausalen Beziehung zu interpretieren. Wir haben dabei ganz konkrete Fälle im Auge; z. B. wird gelegentlich durchaus korrekt die Wahrscheinlichkeit des zufälligen Zusammentreffens zweier Ereignisse mit bekannten Häufigkeiten errechnet und dann — darin liegt die Irreführung — der Komplementärwert zu 1 als Wahrscheinlichkeit des „Nichtzufalles“ angegeben, um damit den Grad der „Gewißheit“ der behaupteten kausalen Beziehung auszudrücken. Ein solches Vorgehen wird auch nicht dadurch vertretbarer, daß, wenn man auf die Unlogik und Unrichtigkeit hinweist, eingeschränkt wird, es handele sich hier ja gar nicht um eine mathematische Wahrscheinlichkeit, sondern um eine Feststellung, die im ursprünglichen Sinne des Wortes mit einer Gewißheit von so und so viel Prozent „wahr“ scheint. Wenn man schon Wahrscheinlichkeit in zweierlei Sinn gebrauchen will, dann muß man die Trennung auch konsequent durchführen.

Es ist immerhin bemerkenswert und bestärkt uns in unserer Meinung, daß auch in der Erkenntnistheorie (siehe z. B. v. HARTMANN) der Begriff der Wahrscheinlichkeit nur auf Ereignisse, deren Kausalität nicht erkennbar ist, die also für den Beobachter zufällig sind, angewandt werden darf und die Ermittlung einer Wahrscheinlichkeit nach den Grundsätzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung gefordert wird.

Das Prinzip unserer Methode ist mit der Frage der Prüfung von Hypothesen durch Tests identisch, die insbesondere NEYMAN und PEARSON unter allgemeinen Gesichtspunkten untersucht haben.

Die Grundgedanken sind etwa folgende: Die möglichen Ergebnisse eines Experiments (einer Beobachtung usw.), welches der Prüfung einer bestimmten Hypothese H dient, seien durch Punkte eines Raumes dargestellt. Unter der Hypothese H sei für jeden meßbaren Bereich des Raumes eine gewisse Wahrscheinlichkeit gegeben, die durch Summation der Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Punkte des Bereichs oder durch Integration einer Wahrscheinlichkeitsdichte über dem Bereich ermittelt wird. Die Hypothese H wird dann verworfen, wenn ein Beobachtungspunkt in einen kritischen Bereich fällt. Dieser Verwerfungsbereich muß nun so festgelegt werden, daß seine Wahrscheinlichkeit gering ist, wenn die Hypothese H

tatsächlich zutrifft. Je größer der Verwerfungsbereich bei gleich geringer oder noch geringerer Wahrscheinlichkeit ist, desto „mächtiger“ ist der Test in bezug auf die Hypothese H. Die Wahrscheinlichkeit des kritischen Bereiches (Irrtumswahrscheinlichkeit) kann beliebig etwa bei 1% oder 0,1% gewählt werden, je nachdem, wie oft man die irrtümliche Verwerfung der Hypothese H in Kauf nehmen will.

Die Hypothese, die wir bei Anwendung unserer Methode prüfen und gern verwerfen wollen, heißt: Die Übereinstimmung von Kind und Präsumptivvater in bestimmten Merkmalen, die das Kind vom Erzeuger geerbt haben muß, ist nur zufällig. Um den Beweis etwas einfacher zu gestalten, stellen wir uns vor, daß wir alle möglichen Merkmale und Merkmalsgruppen, die diese Bedingungen erfüllen, nach steigender Häufigkeit geordnet zusammenstellen. Die Gruppen wollen wir mit $X_1, X_2, X_3 \dots X_w$ bezeichnen. Ihre Häufigkeiten in der Bevölkerung seien $x_1, x_2, x_3 \dots x_w$.

Nun vereinbaren wir, daß wir die Zufälligkeitshypothese dann verwerfen wollen, wenn die Häufigkeit der betrachteten Gruppe gering, etwa nur 1% (0,01) oder kleiner ist, und sondern die Gruppen, deren Häufigkeit höchstens 0,01 beträgt, aus. Also $X_1, X_2, X_3 \dots X_k$. Ihre Häufigkeiten sind dann wieder $x_1, x_2, x_3 \dots x_k$.

Hätten wir uns geirrt, weil es sich tatsächlich nur um eine zufällige Übereinstimmung gehandelt hat, so wären die Wahrscheinlichkeiten jedesmal $x_1^2, x_2^2, x_3^2 \dots x_k^2$ ¹ und ihre Summe $W = x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \dots + x_k^2$ dürfte unserer Vereinbarung gemäß nicht größer als 0,01 sein. Das ist sie auch nicht, denn die Häufigkeiten $x_1, x_2, x_3 \dots x_k$ waren einzeln ja höchstens 0,01. Demnach können wir den Ausdruck auch so schreiben

$$\begin{aligned} W &= x_1 \cdot 0,01 + x_2 \cdot 0,01 + x_3 \cdot 0,01 + \dots + x_k \cdot 0,01 \\ &= (x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_k) \cdot 0,01. \end{aligned}$$

Da weiterhin die Summe aller Häufigkeiten der sich ja gegenseitig ausschließenden Merkmalsgruppen $x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_w$ höchstens 1 sein kann, wird auch die Wahrscheinlichkeit des Irrtums $W \leq 1 \cdot 0,01$, was zu beweisen war.

Sie ist in Wirklichkeit fast immer kleiner als 0,01, denn einmal sind ja die Häufigkeiten $x_1, x_2, x_3 \dots$ bis auf die Grenzhäufigkeit x_k immer

¹ In Wirklichkeit ist die Wahrscheinlichkeit nicht x^2 , sondern etwas kleiner $x \cdot x'$, da sich unsere Häufigkeiten stets auf endliche, begrenzte Bevölkerungsgruppen beziehen. Das kann man etwa so einsehen: Eine bestimmte Merkmalsgruppe X komme in einer Population, die den Umfang N hat, r-mal vor. Ihre Häufigkeit wäre dann $x = r/N$. Hat man nun bei einer Person, die aus der weiteren Untersuchung ausscheidet, das Merkmal X festgestellt, so ist die Häufigkeit in der verbleibenden Population nicht mehr x, sondern $x' = \frac{r-1}{N-1}$. Ist der Umfang N groß genug, so ist der Unterschied zwischen x und x' so gering, daß man ihn praktisch vernachlässigen kann.

kleiner als 0,01, zum anderen enthält die Summe $x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_k$ keineswegs alle möglichen Merkmalsgruppen $x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_k + \dots + x_w$. Sie ist also stets kleiner als 1.

Der Vollständigkeit halber soll hier noch abgeleitet werden, daß die Summe $x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_w$ höchstens 1 sein kann. Betrachten wir zu diesem Zweck ein vereinfachtes Beispiel, in welchem die Verhältnisse übersichtlicher dargestellt werden können. Nehmen wir an, es seien in einer Population nur 3 Merkmale X_1 , X_2 und X_3 zuverlässig nachweisbar. Ihre Häufigkeiten seien x_1 , x_2 und x_3 . Die Häufigkeiten ihres Nichtauftretens sind dann \tilde{x}_1 (lies: nicht x_1) = $1 - x_1$, \tilde{x}_2 = $1 - x_2$ und \tilde{x}_3 = $1 - x_3$. Die Häufigkeiten aller möglichen Fälle von Gruppenbildung lassen sich dann durch den Ausdruck $(x_1 + \tilde{x}_1) \cdot (x_2 + \tilde{x}_2) \cdot (x_3 + \tilde{x}_3)$ darstellen.

Es resultieren 8 Gruppen mit den Häufigkeiten $x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 + x_1 \cdot x_2 \cdot \tilde{x}_3 + x_1 \cdot \tilde{x}_2 \cdot x_3 + \tilde{x}_1 \cdot x_2 \cdot x_3 + x_1 \cdot x_2 \cdot \tilde{x}_3 + x_2 \cdot x_3 \cdot \tilde{x}_1 + x_1 \cdot \tilde{x}_2 \cdot \tilde{x}_3 + \tilde{x}_1 \cdot \tilde{x}_2 \cdot x_3$. Ihre Summe ist 1, wie man sich durch Einsetzen der Nennwerte von \tilde{x}_1 , \tilde{x}_2 und \tilde{x}_3 in den Ausgangsansatz leicht überzeugen kann:

$$(x_1 + 1 - x_1) \cdot (x_2 + 1 - x_2) \cdot (x_3 + 1 - x_3) = 1.$$

Wir möchten an dieser Stelle bereits darauf hinweisen, daß man den Test auf dem gleichen Niveau, also mit gleicher Irrtumswahrscheinlichkeit, noch „mächtiger“, d. h. mit einem größeren Verwerfungsbereich, formulieren kann, jedoch bereitet dabei die Ermittlung der Schranke gewisse Schwierigkeiten. Die Anwendung vorbereiteter Tafeln wäre unerlässlich, und gerade das wollten wir ja vermeiden. Für den Interessierten werden wir darüber jedoch zu einem späteren Zeitpunkt erneut berichten.

Zunächst wollen wir uns noch einmal mit der Frage befassen, warum die Quadrierung der einfachen Häufigkeiten der Merkmalsgruppen keine zuverlässige Aussage darstellt. Nennen wir unsere möglichen Merkmalsgruppen, welche die weiter vorn geschilderten Bedingungen erfüllen, wiederum X_1 , X_2 , $X_3 \dots X_w$. Nun scheiden wir diejenigen Gruppen aus, deren Häufigkeit größer als etwa 10% ist, weil bei derart „großen“ Häufigkeiten eine Übereinstimmung nichts besagen würde. Die verbleibenden Merkmalsgruppen seien X_1 , X_2 , $X_3 \dots X_s$ und ihre Häufigkeiten x_1 , x_2 , $x_3 \dots x_s$.

Wendet man jetzt die Quadriermethode an, so würde man so schließen müssen: Die Wahrscheinlichkeit, daß ein beliebiges Kind und ein beliebiger Mann beide der Merkmalsgruppe X_1 angehören, ist x_1^2 , also höchstens 1%. Bezeichnet man den Mann auf Grund dessen als Vater des Kindes, so ist die Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner als 1% oder höchstens so groß.

Wenn aber beide, Kind und Mann, die Merkmalsgruppe X_2 haben, wird man zum gleichen Schluß gelangen, denn auch x_2^2 ist kleiner als 1%. Ebenso würde man bei X_3 , $X_4 \dots X_s$ verfahren. Die gesamte Wahrscheinlichkeit, daß man einen Mann irrtümlich als Vater bezeichnet, ist

$x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \dots + x_s^2$ und diese Summe kann beträchtlich größer als 1 % sein. Wenn man nur weiß, daß $x_1, x_2, x_3 \dots x_s$ höchstens 10 %, also $x_1^2, x_2^2, x_3^2 \dots x_s^2$ einzeln höchstens 1 % betragen, so folgt daraus keineswegs, daß die Quadratsumme $x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \dots + x_s^2$ auch höchstens 1 % beträgt.

Fassen wir den Inhalt der Beweise zusammen, so kommen wir zu folgendem Ergebnis: Will man die Wahrscheinlichkeit, mit welcher man einen Mann deswegen irrtümlich als Vater eines Kindes bezeichnet, weil bei ihm blutgruppenserologisch nachweisbare Merkmale feststellbar sind, die auch das Kind besitzt und die es von seinem Erzeuger geerbt haben muß, durch eine einfache, allgemein verständliche und wissenschaftlich verantwortbare Zahl ausdrücken, so kommt dafür nur die Zahl x in Frage, welche die Häufigkeit der blutgruppenserologischen Nachweisbarkeit eben dieser Merkmale in der Bevölkerung angibt. Die Zahl x^2 ist falsch.

IV. Anwendung des Verfahrens

In praxi wird man so vorgehen: Zunächst werden die Blutgruppen bzw. Merkmale festgestellt, die das Kind von seinem Erzeuger geerbt haben muß und die der Präsumptivvater auch besitzt. Dann werden deren serologische Reaktionshäufigkeiten miteinander multipliziert. Ist das Ergebnis z. B. 0,2 %, wird folgende Aussage getroffen: „Der Präsumptivvater ist offenbar der Erzeuger des Kindes; die Wahrscheinlichkeit, daß diese Feststellung irrtümlich ist, beträgt höchstens 0,2 %.“ Man muß sich hierbei vergewissern, daß der Präsumptivvater keinen zeugungsfähigen männlichen Blutsverwandten hat, der ebenfalls als Erzeuger in Frage kommen könnte. Selbstverständlich ist die Aussage auch bei diesem Sonderfall noch einwandfrei und zutreffend. Sie besitzt jedoch keinen Beweiswert, weil die irrtümliche Feststellung als Ereignis tatsächlich eingetroffen ist. Einer der beiden Blutsverwandten kann nur der Vater sein.

Wo man die oberste Grenze der Irrtumswahrscheinlichkeit ansetzen will, etwa bei 5 %, 1 %, 0,3 % oder 0,1 %, kann dahinstehen. Da man sich in Deutschland an die in der Fehlerrechnung üblichen Grenzen anlehnt, ist es zweckmäßig, sie bei 0,3 % zu setzen und erst dann zu behaupten, daß ein Präsumptivvater der Erzeuger ist, wenn die Häufigkeit der serologischen Nachweisbarkeit der Gruppe übereinstimmender Merkmale höchstens 0,3 % beträgt. In den angelsächsischen Ländern wird die Festlegung der Grenze bei 1,0 % und 0,1 % bevorzugt. Es mag aber dem einzelnen Sachverständigen und wohl letzten Endes dem Gericht überlassen werden, welche Sicherheit sie fordern wollen. Bei Irrtumswahrscheinlichkeiten, die höhere Werte, z. B. 5 %, erreichen, sollte man insbesondere Gerichten gegenüber diese Methode nicht anwenden.

In Fällen, in denen mit zunehmender Häufigkeit der Merkmalskombinationen schließlich mehrere nicht auszuschließende Präsumptivväter (Mehrmannsachen) vorkommen, wären Ähnlichkeitsvergleiche nach ESSEN-MÖLLER unter Umständen angezeigt.

Tabelle. Serologische Reaktionshäufigkeiten

Blutgruppen-system	Allele	Merkm-al	Antikörper	Reaktions-häufigkeit	
				bezo-gen auf 1	%
AB0	A ₁ -A ₂ -B-0	A ₁	Anti-A ₁	0,3838	38,38
		B	Anti-B	0,1753	17,53
		A ₂) ₁ 0			
MNSS	M-N	M	Anti-M	0,7917	79,17
		N	Anti-N	0,7045	70,45
	S-s	S	Anti-S	0,5476	54,76
CDE	C-c-Cw	s	Anti-s	0,8928	89,28
		C	Anti-C	0,6573	65,73
		c	Anti-c	0,8131	81,31
Kell	D- ? E-e	Cw	Anti-Cw	0,0371	3,71
		D	Anti-D	0,8190	81,90
		E	Anti-E	0,2637	26,37
P	K-k	e	Anti-e	0,9798	97,98
		K	Anti-K	0,0770	7,70
		k	Anti-k (Cellano)	0,9985	99,85
Duffy	P- ? Fya-Fyb	P	Anti-P	0,8016	80,16
		Fya	Anti-Fya	0,6570	65,70
		Fyb	Anti-Fyb	0,8283	82,83

¹ Die Merkmale A₂ und 0 erfüllen nicht die Voraussetzungen für das Verfahren, weil sie nicht immer serologisch nachweisbar sind. Trotzdem könnte man die Verwendung von A₂ und 0 dann konzidieren, wenn diese Merkmale sowohl beim Kind als auch beim Präsumptivvater serologisch (wenn auch indirekt mangels eines spezifischen „Anti-A₂“ bzw. „Anti-0“) nachweisbar sind. Als Häufigkeit, die man natürlich nicht als „Reaktionshäufigkeit“ bezeichnen kann, verwendet man die Summe der Phänotypen, die das Vorliegen von A₂ bzw. 0 erkennen lassen.

	Bezo-gen auf 1	%
A ₂	0,1089	10,89
0	0,3849	38,49

Genotyp MN 49,62 %), während Anti-N in 70,45 % aller Fälle positiv reagiert (Genotyp NN 20,83 %, Genotyp MN 49,62 %).

In der Tabelle werden die Reaktionshäufigkeiten, bezogen auf 1, angegeben. Die dem Untersucher geläufigen auf 100 bezogenen (Prozent) Häufigkeiten sind in der nächsten Spalte aufgeführt. In den Ansatz

Für die vorliegende Methode kommen praktisch alle forensisch verwendbaren Blutgruppensysteme in Betracht. Lediglich im AB0-System müßte streng genommen auf die serologisch nicht in jedem Fall nachweisbaren („rezessiven“) Blutgruppen A₂ und 0 verzichtet werden. (Dazu s. Anmerkung unter der Tabelle.)

Da es nur darauf ankommt, das vom Erzeuger stammende Merkmal beim Präsumptivvater nachgewiesen zu haben, muß für das einzelne Merkmal die Summe der homo- und heterozygoten Genotypen in die Berechnung eingesetzt werden: Man verwendet also die Reaktionshäufigkeit des jeweiligen Antikörpers. So reagiert z. B. Anti-M in 79,17 % aller Fälle positiv (Genotyp MM 29,55 %,

dürfen nur die auf 1 bezogenen Zahlen eingehen. Das Ergebnis wird durch Multiplikation mit 100 wieder in Prozenten ausgedrückt. Die Zahlen für das Duffy- und Ss-System wurden dem Buch von RACE und SANGER entnommen. Die Zahlen der übrigen Systeme wurden nach HOPPE berechnet. Die Zahlen der Allelengruppe C—c—C^W wurden auf der Grundlage von 10000 Untersuchungen mit 2 Anti-C^W-Testseren eigener Herstellung neu berechnet (bisher unveröffentlicht). Bei der Anwendung der Methode müssen anthropologische Frequenzverschiebungen berücksichtigt werden.

Beispiele:

1. Kind:	B	MN	Cc	D	Ee	K+	P+
Mutter:	0	MN	cc	D	ee	K—	P+
Beklagter:	B	MN	Cc	D	Ee	K+	P+

Folgende Merkmale, die das Kind vom Erzeuger geerbt haben muß, sind beim Beklagten nachweisbar:

B C E K+.

Nach der Tabelle muß der Ansatz lauten:

$$0,1753 \cdot 0,6573 \cdot 0,2637 \cdot 0,077 = 0,002 \text{ bzw. } 0,2\%^1.$$

Daraus folgt der Schluß: Der Beklagte ist offenbar der Vater; die Wahrscheinlichkeit, diese Feststellung irrtümlich zu treffen, beträgt 0,2%. Sie ist so gering, daß ein Irrtum praktisch nicht mehr in Betracht gezogen zu werden braucht.

2. Kind:	A ₁	M	C ^W c	D	Ee	K+	P+
Mutter:	0	MN	cc	D—	Ee	K+	P+
Beklagter:	A ₁	MN	C ^W c	D	Ee	K—	P+

Den Voraussetzungen entsprechen folgende Merkmale:

A₁ M C^W D.

Das ergibt nach der Tabelle den Ansatz:

$$0,3838 \cdot 0,7917 \cdot 0,0371 \cdot 0,819 = 0,009 \text{ bzw. } 0,9\%.$$

Bei der Behauptung, der Beklagte ist der Vater, wird man sich in 100 Fällen durchschnittlich etwa einmal (0,9%) irren. Die Irrtumswahrscheinlichkeit ist also zwar klein, sie kann jedoch nicht außer Betracht bleiben. Die Feststellung allein ist kein Beweis der Vaterschaft, sie ist aber unter Umständen ein bedeutsamer Hinweis.

3. Kind:	A ₂	M	Cc	D	Ee	K—	P+
Mutter:	A ₂	MN	CC	D	ee	K—	P+
Beklagter:	0	MN	Cc	D	Ee	K—	P+

¹ Um die Multiplikationen zu erleichtern, könnte man unbedenklich nach Multiplikation zweier vierstelliger Zahlen das achtstellige Produkt auf 4 Stellen abrunden.

Die Häufigkeiten folgender Merkmale

M c E

gehen in den Ansatz nach der Tabelle ein:

$$0,7917 \cdot 0,8131 \cdot 0,2637 = 0,17 \text{ bzw. } 17\%.$$

Die Behauptung, der Beklagte ist der Vater, wird in 100 Fällen durchschnittlich 17mal falsch sein. Die Irrtumswahrscheinlichkeit ist so groß, daß es keinen Sinn hat, die Behauptung aufzustellen.

Zusammenfassung

Es werden Prinzip, Beweis und Anwendung einer Methode dargelegt, die es auf Grund der Häufigkeiten blutgruppenserologisch nachweisbarer Merkmale erlaubt, die maximale Irrtumswahrscheinlichkeit, mit welcher die Behauptung einer Erzeugerschaft belastet ist, durch eine einfache, allgemein verständliche und wissenschaftlich vertretbare Zahl auszudrücken.

Literatur

- ELBEL, H., u. K. SELLIER: Beitrag zum „positiven“ Vaterschaftsnachweis mit den bekannten Blutgruppensystemen. Dtsch. Z. ges. gerichtl. Med. **44**, 196 (1955). — ESEN-MÖLLER, E., u. C. E. QUENSEL: Zur Theorie des Vaterschaftsnachweises auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden. Dtsch. Z. ges. gerichtl. Med. **31**, 70 (1939). — HARTMANN, E. v.: Kategorienlehre II, 2. Aufl., S. 142 u. 193. Leipzig: Felix Meiner 1923. — HIRSZFIELD, L., et F. MILGROM: Sur l'application des examens de groupes sanguins dans les recherches de paternité. Rev. Hématol. **4**, 7 (1949). — HOPPE, H.-H.: Die Häufigkeitsverteilung der Blutgruppensysteme AB0, MN, Rh, P und K in Hamburg. Blut **3**, 1 (1957). — Zum Wert der Blutgruppenuntersuchung für den Vaterschaftsprozeß. Blut **3**, 195 (1957). — HUMMEL, K.: Einbeziehung des Rh-Systems in die Essen-Möller-Formel für die Vaterschaftsbegutachtung. Z. Immun.-Forsch. **117**, 341 (1959). — HURON, R.: Une méthode nouvelle d'interprétation mathématique des groupages sanguins dans les procés de filiation. Ann. Méd. lég. **36**, 24 (1956). — MAYSER, H.: Neue Schlüsse aus gerichtlichen Blutuntersuchungen eines Sachverständigen in den Jahren 1945—1948. Dtsch. Z. ges. gerichtl. Med. **40**, 326 (1951). — NEYMAN, J., and E. S. PEARSON: On the problem of the most efficient tests of statistical hypothesis. Phil. Trans. A **231**, 289 (1932). — RACE, R. R., u. RUTH SANGER: Die Blutgruppen des Menschen (Übersetzung von O. PROKOP). Stuttgart: Georg Thieme 1958. — WAERDEN, B. L. VAN DER: Mathematische Statistik. Berlin-Göttingen-Heidelberg: Springer 1957; Persönliche Mitteilung.

Dr. V. SACHS und Dr. H.-H. HOPPE,
Zentralinstitut für das Blutspendewesen der Freien und Hansestadt Hamburg,
Gesundheitsbehörde