

Berechnung der Vaterschaftsplaussibilität mittels der Binomialformel

WILHELM ZIMMERMANN und KARL KAISER

Institut für Hygiene und Mikrobiologie der Universität des Saarlandes in Homburg/Saar
und Institut für Konstruktiven Ingenieurbau, Arbeitsgruppe Angewandte Informatik der
Ruhruniversität in Bochum (BRD)

Eingegangen am 10. Januar 1972

Calculation of the Probability of Paternity by Use of the Binomial-formula

Summary. In paternity advices the "essential paternal gene complex" may be derived from the given mother-child situation of blood groups; its rate in the population may be calculated. Hence the probability of paternity for a man, who cannot be excluded from paternity, may be calculated by means of the binomial formula. This is based on the assumption that the number of men involved as possible fathers is 1 plus those named in the records of the court. The proposed confidential limits are 1 and 2%.

Zusammenfassung. In Vaterschaftsgutachten lassen sich aus der gegebenen Mutter-Kind-Konstellation die „unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaften“ und deren Vorkommenshäufigkeit in der Bevölkerung ermitteln. Die Vaterschaftsplaussibilität für einen nichtausgeschlossenen Mann läßt sich hieraus mit Hilfe der Binomialformel berechnen, wobei man voraussetzt, daß die Zahl der als Väter in Frage kommenden Männer um 1 höher liegt als die in der Gerichtsakte angegebene. Als höchst zulässige Fehlergrenze werden 1 bzw. 2% vorgeschlagen.

Key words: Blutgruppen — Vaterschaftsplaussibilität, Berechnung mittels Binomialformel.

Im Jahre 1960 wurde von Stutz u. Zimmermann in zwei Mitteilungen angegeben, wie man die Vaterschaftsplaussibilität eines Mannes mittels der Binomialformel berechnen könne. In der Folge wurde auf Tagungen bzw. in einer Dissertation (Jung) über die Anwendung des Verfahrens sowie über die im wesentlichen mit nach Essen-Möller bzw. Fiedler u. a. gewonnenen Werten übereinstimmenden Ergebnisse berichtet. Da im Verlaufe der Diskussionen manche Kritik geäußert wurde (Fiedler, 1969), der durch einige Modifikationen Rechnung zu tragen versucht wurde, soll über den jetzigen Stand des modifizierten Verfahrens berichtet werden.

Voraussetzung der Anwendbarkeit ist das Vorhandensein einer seltenen Erbeigenschaft bzw. eines Komplexes von blutgruppenserologischen und gegebenenfalls auch anderen Erbmerkmalen, die nicht von der Kindesmutter (KM), sondern nur vom Erzeuger stammen können. Stutz u. Zimmermann (1960) nannten einen solchen Komplex die „unerläßliche väterliche Erbeigenschaft“ (uvE). Durch den Vergleich von Fakten, nämlich den experimentell gefundenen Blutgruppenformeln von Kind (Kd) und Kindesmutter erhält man so einen von Theorien und a priori-Wahrscheinlichkeiten völlig unbelasteten Ausgangspunkt für Überlegungen und Berechnungen.

Problemstellung. Wenn bei der Anwendung in der gerichtlichen Gutachterpraxis ein Mann gefunden wird, bei dem auch nur einer der Faktoren dieses Erbkomplexes fehlt, dann ist jeder dieser Männer von der Vaterschaft auszuschließen. Wird dagegen die uvE bei einem oder mehreren Männern komplett gefunden, dann sind diese Männer nicht von der Vaterschaft auszuschließen. Ist diese uvE dabei relativ häufig in der Bevölkerung vorhanden, dann kann ihr Vorkommen bei einem Probanden ein Zufall sein und gibt noch keinen positiven Hinweis. Ist die uvE dagegen selten, dann ist zwar der Verdacht groß, daß der Mann, bei dem sie gefunden wurde, auch der wirkliche Erzeuger sein könnte; aber man wird auch hierbei den Einwand machen müssen, man habe nur zufällig einen Mann mit dem gleichen seltenen Erbkomplex gefunden. Dies wird allerdings um so unwahrscheinlicher, je seltener das Ereignis des Vorhandenseins eines bestimmten Erbkomplexes bei einem Manne ist.

Gesetzt den Fall, der betreffende uvE-Träger sei nicht der Erzeuger und nur ein „Zufallsmann“, dann muß aber der wirkliche Vater auch im Umkreis der KM vorhanden sein. Folglich ist die Frage zu stellen, „Wie oft kann es vorkommen, daß ein seltenes Ereignis bei einem umschriebenen Personenkreis von n Eventualvätern gleichzeitig zwei- oder mehrmals auftritt?“ Ist dieses mehrfache Vorkommen der uvE bei n Eventualvätern so selten, daß man es vernachlässigen kann, dann ist dies ein Hinweis auf die tatsächliche Erzeugereigenschaft des uvE-Trägers.

Methodik

Allgemeiner Teil. Die klassische Antwort auf die gestellte Frage, wie oft ein seltenes Ereignis eintritt, gibt die Binomialformel; denn man kann mit ihrer Hilfe berechnen, wie oft bei einer unter gleichen Bedingungen durchgeführten Untersuchungsreihe von z. B. 1000 Serien zu je n Personen ein Ereignis keinmal, einmal oder mehrmals eintritt. Ist p die Wahrscheinlichkeit dafür, daß das Ereignis stattfindet, und q die Wahrscheinlichkeit dafür, daß dies nicht der Fall ist, dann ist $p + q = 1$, und es gilt bei n Versuchen = Bestimmungen der Blutgruppenformeln bei n Eventualvätern $(p + q)^n$.

Beispiel. Die Häufigkeit der unerläßlichen väterlichen Erbeigenschaft p_{uvE} sei 0,04, die Zahl der in die Berechnung einzubeziehenden Eventualväter $n = 3$. W_x bedeutet die Wahrscheinlichkeit dafür, daß p x -mal vorkommt:

$$\begin{aligned} (p + q)^3 &= p^3 + 3 p^2q + 3 pq^2 + q^3 \\ W_3 &= 0,04^3 &= 0,000064 \\ W_2 &= 3 \cdot 0,04^2 \cdot 0,96 &= 0,004608 \\ W_1 &= 3 \cdot 0,04 \cdot 0,96^2 &= 0,110592 \\ W_0 &= 0,96^3 &= 0,884736 \\ && \hline && 1,000000 \end{aligned}$$

Mit Hilfe von elektronischen Rechenmaschinen sind für jedes p_{uvE} von 0,001 bis 0,360 und für n von 2 bis $n = 6$ Tabellen aufgestellt worden, denen man die Werte für W_1 bis W_6 bis auf ausreichende Genauigkeit, d. h. 3 Dezimalstellen entnehmen kann (Tabelle 3).

Kommt die uvE in einer Gruppe von Eventualvätern zweimal vor (schon dreimaliges oder noch häufigeres Vorkommen könnte man bei dem in der Praxis zu

berücksichtigenden Bereich als rechnerisch nicht mehr ins Gewicht fallend außer acht lassen), dann beträgt die Chance, bei einem uvE-Träger den richtigen Mann als Erzeuger zu bezeichnen, $1/2 W_2$, die Möglichkeit, dabei einen Fehler zu begehen, ebenfalls $1/2 W_2$; und zwar könnte man sowohl einen wahren Vater fälschlich in die Gruppe der Nichtväter einordnen (Fehler 1. Art), als auch von einem falschen Mann behaupten, daß er der Vater sei (Fehler 2. Art nach Neyman u. Pearson.)

Es ist also

die Wahrscheinlichkeit eines richtigen Ergebnisses = $W_1 + 1/2 W_2 \dots + 1/n W_n$

der Fehler 1. Art = $1/2 W_2 \dots + 1/n W_n$

der Fehler 2. Art = $1/2 W_2 \dots + (n-1)/n W_n$

Die Nullhypothese lautet: Ein Eventualvater, bei dem ich die seltene uvE gefunden habe, ist der Erzeuger — die Alternativhypothese: Er ist nicht der Erzeuger. Aus dem Verhältnis von

$(W_1 + 1/2 W_2 + 1/3 W_3 \dots + 1/n W_n) \cdot 100 : (W_1 + W_2 + W_3 \dots + W_n)$ kann man dann die Wahrscheinlichkeit eines richtigen Urteils errechnen und entsprechend den angegebenen Formeln auch die Wahrscheinlichkeit für die Häufigkeit von Fehlern 1. und 2. Art (vgl. Tabelle 3).

Man kann nun von vornherein festlegen, daß der Fehler nicht größer als 0,01 bzw. 0,02 sein dürfe — biologischen Versuchen entsprechend höchstens 0,05 (d. s. 1, 2, 5%) — und aus Tabelle 3 für verschiedene p_{uvE} und verschiedene n ablesen, bei welcher Häufigkeit der p_{uvE} in Abhängigkeit vom gewählten n dieses Fehlerlimit überschritten wird (Tabelle 2).

Tabelle 1. Berechnung der Wahrscheinlichkeit eines richtigen Ergebnisses sowie der Fehler für das Beispiel $p_{uvE} = 0,04$ und $n = 3$

Vorkommen der uvE	Häufigkeit des Findens des wirkl. Erzeugers	Häufigkeit des Auffindens von Nichtvätern, aber Trägern der uvE (Fehler 2. Art)	
		1.	2.
$W_0 = 0,88474$	0		
$W_1 = 0,11059$	0,11059		
$W_2 = 0,00460$	0,00230	0,00230	
$W_3 = 0,00006$	0,00002	0,00002	0,00002
$Sa = 0,11525$	0,11291 = 98,0%	0,00232 = 2%	0,00002 = 0%
$W_1 - W_n$	$W_1 + 1/2 W_2 + 1/3 W_3$	$1/2 W_2 + 2/3 W_3 + (n-1)/n W_n$	

Tabelle 2. Fehlerlimit und Häufigkeit der p_{uvE}

n	Die Fehlergrenze von		
	0,01	0,02	0,05
	wird überschritten bei einem p_{uvE} von		
2	0,040	0,077	0,182
3	0,020	0,040	0,096
4	0,013	0,026	0,065
5	0,010	0,020	0,049
6	0,008	0,016	0,040

Tabelle 3. *Richtiges Urteil in Prozent (Vaterschaftsplaussibilität) und 1. und 2. Fehler in Prozent für $n=2$ bis $n=4$ und p_{uvE} von 0,001 bis 0,060 (Auszug aus vorliegenden Tabellen)*

	p_{uvE}	Richtiges Urteil in Prozent	1. Fehler in Prozent	2. Fehler in Prozent
$n = 2$	0,001	99,97	0,03	0,03
	0,010	99,75	0,25	0,25
	0,020	99,49	0,51	0,51
	0,030	99,24	0,76	0,76
	0,040	98,98	1,02	1,02
	0,050	98,72	1,28	1,28
	0,060	98,45	1,55	1,55
$n = 3$	0,001	99,95	0,05	0,05
	0,010	99,50	0,50	0,50
	0,020	98,99	1,01	1,01
	0,030	98,48	1,52	1,52
	0,040	97,96	2,04	2,04
	0,050	97,44	2,56	2,56
	0,060	96,92	3,08	3,08
$n = 4$	0,001	99,92	0,08	0,08
	0,010	99,25	0,75	0,75
	0,020	98,49	1,51	1,51
	0,030	97,72	2,28	2,28
	0,040	96,95	3,05	3,05
	0,050	96,18	3,82	3,82
	0,060	95,40	4,60	4,60

Spezieller Teil. Bei einem gegebenen Gutachten mit den in den „Richtlinien“ vorgeschriebenen Bestimmungen der verschiedenen Blutkörperchenmerkmale, Erythrocytenenzyme und Serumeigenschaften werden die Formeln von Kind und Kindesmutter gegenübergestellt, z. B.:

Kd: A_1 —MMSs—ccdde—K ϕ —Fy(a+)—Hp(2—1)—Gc(2—1)—Gm(1+,2—)
—Inv(1—)—SEP(BB)

KM: O—MNss—ceD.Ee—K ϕ —Fy(a+)—Hp(2—1)—Gc(1—1)—Gm(1—,2—)
—Inv(1—)—SEP(BB)

Aus den genetischen Informationen, die das Kind nicht von der Mutter geerbt haben kann, weil entweder einzelne dieser Merkmale bei der Kindesmutter gar nicht mehr nachweisbar sind oder weil andere beim Kind reinerbig, also paarig vorhanden sind und dann ein Allel des Genpaares von der KM, das andere vom Erzeuger stammen muß, ergibt sich die „unerläßliche väterliche Erbeigenschaft“ (uvE), in diesem Beispiel:

$$uvE = A_1 \text{—} (MS) \text{—} (cde) \text{—} Gc^2 \text{—} Gm^1 \text{—} SEP^B$$

$$\left. \begin{aligned} a: 0,375 \times 0,407 \times 0,642 \times 0,407 \times 0,386 \times 0,802 &= 0,012 \\ b: 0,384 \times 0,433 \times 0,651 \times 0,485 \times 0,406 \times 0,844 &= 0,018 \\ c: 0,394 \times 0,459 \times 0,660 \times 0,531 \times 0,426 \times 0,886 &= 0,024 \end{aligned} \right\} \begin{array}{l} \text{Häufigkeit} \\ \text{des} \\ \text{Genkomplexes} \end{array}$$

(a = untere Vertrauensgrenze, b = Mittelwert, c = obere Vertrauensgrenze, s. unten.)

Es ist festzustellen, daß es nicht darauf ankommt, daß in dieser uvE besondere seltene Gene wie z. B. K, C^w, (Cde) oder ähnliche enthalten sind, sondern wie häufig bzw. wie selten der Gesamtkomplex in der Bevölkerung vorkommt.

Als Maß für die Wahrscheinlichkeit des Auftretens des Genkomplexes uvE in der Population dient die empirisch bekannte relative Häufigkeit der einzelnen Allele. Daraus wird in üblicher Weise das Produkt der Einzelwahrscheinlichkeiten gebildet, sofern diese unabhängig voneinander vererbt werden. Auch unvollstän-

Tabelle 4. Obere und untere Vertrauensgrenzen der Häufigkeit von Allelen

Allel	N	Grenze links	Erwartungs- wert	Grenze rechts
O	10000	0,8490	0,8560	0,8628
A ₁	10000	0,3745	0,3840	0,3936
A ₂	10000	0,1333	0,1400	0,1470
B	10000	0,1676	0,1750	0,1826
M	10000	0,7839	0,7920	0,7999
N	10000	0,6960	0,7050	0,7139
MS	1419	0,4067	0,4330	0,4590
Ms	1419	0,4599	0,4860	0,5126
NS	1419	0,1359	0,1540	0,1742
Ns	1419	0,6014	0,6270	0,6524
S	1419	0,5205	0,5470	0,5730
s	1419	0,8749	0,8920	0,9078
K	10000	0,0718	0,0770	0,0824
k	10000	0,9982	0,9990	0,9995
P	10000	0,7941	0,8020	0,8098
Fy ^a	1035	0,6301	0,6600	0,6888
Fy ^b	1035	0,8026	0,8270	0,8496
cde	10000	0,6416	0,6510	0,6603
CDe	10000	0,6536	0,6630	0,6723
cDE	10000	0,2455	0,2540	0,2627
Cde	10000	0,0211	0,0240	0,0272
cDe	10000	0,0315	0,0350	0,0388
cdE	10000	0,0072	0,0090	0,0111
CDE	10000	0,0012	0,0020	0,0031
c.e	10000	0,6617	0,6710	0,6802
C.e	10000	0,6677	0,6770	0,6862
c.E	10000	0,2534	0,2620	0,2707
C..	10000	0,6476	0,6570	0,6663
C ^w ..	10000	0,0334	0,0370	0,0409
c..	10000	0,8052	0,8130	0,8206
.D.	10000	0,8113	0,8190	0,8265
..E	10000	0,2554	0,2640	0,2728
..e	10000	0,9771	0,9800	0,9827
Hp ¹	1568	0,6063	0,6310	0,6547
Hp ²	1568	0,8275	0,8460	0,8638
Gc ¹	1625	0,871	0,921	0,960 (Caspari)
Gc ²	1625	0,360	0,481	0,591 (Caspari)

Für die Berechnung der Vertrauensgrenzen danken wir den Herren Dipl.-Phys. Martin und H. Mannebach, Rechenzentrum der Universität Saarbrücken. Zur besseren Vergleichbarkeit sind in der Regel die von Hummel 1961 angegebenen Frequenzen zugrunde gelegt.

dige Komplexe (z. B. C.e) können verwendet werden, wenn ihre relative Häufigkeit bekannt ist¹.

Dabei sollte berücksichtigt werden, daß die Genfrequenzen in verschiedenen Teilen Deutschlands bzw. Mitteleuropas wenn auch nicht viel, so doch etwas abweichend sein können, daß aber der Gutachter Probanden aus allen Gegenden, u. U. auch aus dem Ausland zu untersuchen hat. Diese vorhandenen Schwankungen der Genfrequenzen innerhalb von Mitteleuropa kann man durch Berechnung der oberen und unteren Vertrauensgrenzen berücksichtigen. Wenn diese mindestens 95% der in Mitteleuropa vorkommenden Frequenzen erfassen, dann kann jeder Gutachter bei Probanden aus Nord-, West- oder Süddeutschland die gleichen Zahlen benutzen. Nur so sind Vergleiche möglich. Eine vorläufige Tabelle (Tabelle 4) wird im Anhang gegeben. An Hand einer solchen Tabelle muß dann die Häufigkeit der uvE zweimal berechnet werden, und zwar jeweils mit den oberen bzw. den unteren Frequenzen, so daß man zwei Zahlen für die relative Häufigkeit der uvE erhält, zwischen denen mit größter Wahrscheinlichkeit die Häufigkeit des Eintretens des Ereignisses p_{uvE} liegt.

Bis hierhin ist das Verfahren unabhängig von dem auf Grund der jeweiligen Aktenlage gegebenem Eventualvater.

Im folgenden Schritt ist festzustellen, ob einer oder mehrere der im Aktenfall gegebenen Männer die komplette uvE besitzen bzw. ob die uvE auch unter Berücksichtigung rezessiver Gene vorhanden sein könnte. Ist dies der Fall — mit weniger als 2% Ausnahmen findet man eine seltene uvE nicht mehr als einmal² —, dann kann man an Hand der Tabelle 2 feststellen, wie groß höchstens der Fehler sein kann, wenn man diesen Mann als Erzeuger bezeichnet. Dies ist abhängig erstens von der Häufigkeit bzw. Seltenheit der uvE, zweitens von der Zahl der in die Untersuchung einbezogenen Männer. Sie ist erfahrungsgemäß nicht gleich der Anzahl der vom Gericht angegebenen Männer zu wählen, da es recht häufig vorkommt, daß alle benannten Männer von der Vaterschaft ausgeschlossen werden können, da sie nicht den geforderten Erbkomplex komplett besitzen. In diesen Fällen hat die Kindesmutter den wirklichen Vater, aus welchen Gründen auch immer, nicht angegeben. Man muß demnach damit rechnen, daß eine dritte, ungenannte Person, der „große Unbekannte“, der wirkliche Erzeuger ist und demnach den Umfang der zu untersuchenden Probe $n = (m + 1)$ wählen ($m =$ Zahl der vom Gericht benannten Männer). Es ist dabei noch zu betonen, daß die KM den Eventualvater in bezug auf seine Blutgruppe zufällig angibt (Wigand u. Horbach), da sie ja

1 *Anmerkung.* Da es nicht mehr um die Vererbungswahrscheinlichkeit, sondern um die Wahrscheinlichkeit des Auftretens, d. h. die Häufigkeit eines Genkomplexes geht, werden weder die Frequenzen der Gene noch der Genotypen, sondern diejenigen der Allele der Berechnung zugrunde gelegt; so ergibt sich aus den Frequenzen der Genotypen, die M enthalten, bei Genfrequenzen für M von 0,544 und N von 0,456 eine Häufigkeit in der Population von M von $(M^2 + 2 MN) = 0,792$ und von N von $(2 MN + N^2) = 0,704$. Auf diese Weise können im Gegensatz zu früher auch rezessive Gene erfaßt und in die Berechnung eingezogen werden, so kann z. B. bei einem Kind mit der Blutgruppe 0 die Häufigkeit des rezessiven Allels 0 in der Population bei der Berechnung der Häufigkeit des entsprechenden uvE mitberücksichtigt werden.

2 *Anmerkung.* In den wenigen Fällen, in denen man eine seltene uvE bei zwei Männern findet, kann man entweder auf Grund der Rein- bzw. Spalterbigkeit die größere Vererbungswahrscheinlichkeit berechnen, oder man muß den Fall als unentscheidbar bezeichnen und ein anthropologisches Gutachten empfehlen.

normalerweise keine Kenntnis von seiner komplexen Blutformel haben kann und etwaige Eintragungen in einen Blutspendepaß oder eine Unfallschutzkarte bei weitem nicht ausreichen. Wenn sich der wahre Vater unter den untersuchten Probanden nicht befindet, ist die Ausschlußwahrscheinlichkeit für diese Männer sehr groß; sie ist um so größer, je kleiner p_{uVE} ist, da $p + q = 1$.

Diskussion

Für die Berechnung der Vaterschaftsplaussibilität mittels biostatistischer Verfahren müssen vor allem zwei Voraussetzungen gegeben sein:

1. Panmixie, d. h. Gültigkeit des Hardy-Weinbergschen Gesetzes innerhalb eines umschriebenen Raumes, z. B. Mitteleuropa,

2. genaue Kenntnis der Vererbungsverhältnisse und der Genfrequenzen in diesem Raum sowie der Streuungen, mit denen man rechnen muß.

Zu 1. Die Voraussetzung der Panmixie gilt für jedes biostatistische Verfahren, für die Essen-Möller-Methode ebenso wie für die vorliegende. Diese Panmixie ist z. T. angezweifelt worden (Baitsch u. Liebrich; Scholl), man kann sie aber nach Vogel für die Blutgruppen dennoch voraussetzen. Jedenfalls haben die starken Bevölkerungsverschiebungen nach dem Zweiten Weltkrieg zu einer starken Durchmischung der Bevölkerung geführt.

Zu 2. Die Voraussetzung, daß für alle Gutachter in Mitteleuropa anwendbare Mittelwerte für Genfrequenzen und ein Vertrauensbereich bekannt ist, der mindestens 95% der örtlich etwas verschiedenen Frequenzen erfaßt, ist z. Z. noch nicht gegeben. Die von Hummel 1961 dem Tabellenwerk für die Berechnung nach Essen-Möller zugrundegelegten Zahlen sind mehreren Publikationen entnommen. Die 1971 von Hummel benutzten Genfrequenzen sind z. T. davon verschieden, und sie beziehen sich nur auf den süddeutschen Raum; sie sind also nicht ohne weiteres zu verallgemeinern, der Streubereich ist in keinem Falle angegeben. In der Anlage ist der Versuch gemacht worden, auf Grund vorliegender Literatur und der dabei angegebenen Untersuchungszahlen auf iterativem Wege die oberen und unteren Vertrauensgrenzen zu ermitteln (Tabelle 4). Dies soll jedoch nur die Anregung geben, nun durch entsprechende Materialsammlung zu einem Zahlenwerk zu kommen, das für ganz Mitteleuropa gültige mittlere Frequenzen mit ihrem Vertrauensbereich angibt.

Das Verfahren der Berechnung der Vaterschaftsplaussibilität mittels der Binomialformel wird hier, wenn auch mehrfach modifiziert und ergänzt, seit über 10 Jahren angewendet. Da alle benutzten Unterlagen experimentell ermittelt sind, ist im Gegensatz zu der Anwendung des Bayesschen Theorems bei dem Verfahren von Essen-Möller nicht die Hilfhypothese nötig, ein Verhältnis von Vätern zu Nichtvätern von 1:1 vor auszusetzen³. Zugunsten des Essen-Möller-Verfahrens ist angeführt worden, daß die Verwendung von Terzetten Kd-KM-EV eine voll-

³ *Anmerkung.* Auf der Sitzung der Gesellschaft für forensische Blutgruppenkunde in Freiburg 1970 wurde von Zimmermann in der Diskussion Zahlenmaterial vorgelegt, aus dem hervorgeht, daß diese Hypothese annähernd zwar für das Gesamtmaterial von Männern zutreffen mag; aber nicht mehr, wenn man nach Beklagten und Klägern bzw. nach Mehrverkehrszeugen in Vaterschaftssachen bzw. Ehelichkeitsanfechtungen differenziert.

Tabelle 5. *Vergleich der Ergebnisse bei der Berechnung der Vaterschaftsplaussibilität mittels der Binomialformel und der Essen-Möller-Formel*

uvE <i>p</i>	Vaterschaftsplaussibilität			Blgr. Akt.Z.
	für $n = 2$	für $n = 3$	nach Essen- Möller	
0,001	99,97	99,95	99,9	110/71
0,001	99,97	99,95	99,7	148/71
0,002	99,95	99,95	99,3	175/70
0,003	99,9	99,85	99,8	108/71
0,003	99,9	99,85	99,5	15/71
0,004	99,9	99,8	99,9	25/71
0,005	99,9	99,8	96,0	66/71
0,007	99,8	99,7	99,8	153/71
0,011	99,7	99,5	96,5	99/71
0,018	99,6	99,1	99,7	170/70
0,018	99,6	99,1	99,0	9/71
0,026	99,3	98,7	98,0	33/71
0,028	99,3	98,6	99,0	111/71
0,033	99,2	98,3	94,5	135/71
0,046	98,8	97,7	99,6	16/72
0,048	98,8	97,6	99,5	54/71
0,048	98,8	97,6	97,5	135/71
0,056	98,6	96,9	80,0	21/70
0,057	98,5	97,1	85,0	138/71
0,061	98,4	96,9	97,8	168/71
0,062	98,4	96,8	97,5	126/70
0,069	98,2	96,5	97,5	77/71
0,070	98,2	96,4	91,0	24/71
0,070	98,2	96,4	91,5	159/70
0,071	98,2	96,3	73,0	130/71
0,089	97,7	95,4	92,0	53/71
0,090	97,6	95,3	94,5	103/70
0,150	96,0	92,0	96,5	37/71
0,172	95,3	90,7	91,5	183/71
0,175	95,2	90,5	88,0	36/71
0,203	94,4	88,9	90,5	164/70

In diese Tabelle 5 sind absichtlich auch Werte für die uvE aufgenommen worden, die nicht mehr „selten“ im oben definierten Sinne sind, um einen Vergleich der Zahlenwerte zu ermöglichen. In denjenigen Fällen, in denen das vorgegebene Fehlerlimit überschritten wird, kann auf Grund der Binomialformel kein positiver Hinweis gegeben werden.

ständigere Information gibt, als wenn man die uvE zugrunde legt. Das ist im Prinzip richtig, de facto aber stimmen bei Vergleichen mit anderen Verfahren zur Berechnung der Vaterschaftsplaussibilität die Ergebnisse weitgehend überein (Zimmermann, 1969). Wenn man zudem die zulässige Fehlergrenze bei dem Binomialverfahren auf 1 bzw. 2% festlegt, kommt man der gültigen Rechtsprechung entgegen, wonach bei einer Wahrscheinlichkeit von mehr als 99% die verbleibende Zufallswahrscheinlichkeit von weniger als 1% so gering ist, daß aus der festgestellten Vaterschaftswahrscheinlichkeit mit einem für die Erfordernisse des

praktischen Lebens ausreichenden Grad der Gewißheit auf die Abstammung geschlossen werden kann (OLG Köln). Dieser Beschluß bezog sich zwar auf erbiologische Gutachten, er wäre aber auf Blutgruppengutachten übertragbar.

Wenn Fiedler u. a. als Fehlergröße die mit p_{uvE} identische Zufallswahrscheinlichkeit angeben, so ist dem entgegenzuhalten, daß sich unter den „zufällig“ gefundenen uvE-Trägern Väter und Nichtväter befinden, und zwar bei einem umschriebenen Personenkreis um so häufiger wahre Väter, je seltener die uvE ist.

Wenn man wie hier von der Wahrscheinlichkeit, bei zahlreichen (z. B. 1000), fortgesetzten, gedachten Stichproben aus der gesamten Bevölkerung den wahren Vater zu finden, auf den Einzelfall rückschließen will, dann erhält man nur eine mehr oder minder große Wahrscheinlichkeit dafür, daß das Ereignis eintritt, einen uvE-Träger zu finden, der zugleich wahrer Vater ist. Zur Vermeidung von Mißverständnissen erscheint es darum besser, nicht von der „Vaterschaftsplaussibilität“ im Gutachten zu sprechen, sondern von der Wahrscheinlichkeit, mit seiner Aussage unter einer vorher festgelegten Fehlergrenze zu bleiben. Wir pflegen darum zu formulieren, daß bei einer Häufigkeit der uvE in der Bevölkerung von z. B. 1,9% und 3 in die Untersuchung einbezogenen Männern (davon 2 in den Akten benannt, 1 unbenannt) die Vaterschaft des gefundenen uvE-Trägers sehr wahrscheinlich sei (die Tabellen ergeben eine Vaterschaftsplaussibilität von 99,04%), daß man aber damit rechnen müsse, daß von 100 auf gleicher Basis gegebenen positiven Hinweisen einer falsch sein könne.

Bei den weittragenden Folgen eines positiven Hinweises auf die Vaterschaft halten wir es für notwendig, grundsätzlich zwei auf verschiedener Basis beruhende Verfahren anzuwenden. Wenn beide zu dem gleichen Ergebnis kommen, ist dies eine zusätzliche Absicherung der Aussage; bei differenten Ergebnissen könnte noch ein anthropologisches Gutachten vorgeschlagen werden.

Literatur

- Baitsch, H., Liebrich, K. G.: Die Haptoglobintypen; Methodik ihrer Bestimmung. Genfrequenzen in einigen Stichproben. Blut 7, 27 (1961).
- Essen-Möller, E.: Die Beweiskraft der Ähnlichkeit im Vaterschaftsnachweis: Theoretische Grundlagen. Mitt. Anthropol. Ges. Wien 68, 368 (1968).
- Essen-Möller, E., Quensel, C. E.: Zur Theorie des Vaterschaftsnachweises auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden. Dtsch. Z. ges. gerichtl. Med. 31, 70 (1939).
- Fiedler, H.: Wahrscheinlichkeitsberechnung im Blutgruppengutachten. Ärztl. Lab. 15, 125 (1969).
- Fiedler, H., Hoppe, H. H., Pettenkofer, H. J.: Ein neuer Weg zum „positiven Vaterschaftsbeweis“ über die statistische Auswertung serologischer Befunde. Bundesgesundheitsblatt 1968, 129.
- Hummel, K.: Die medizinische Vaterschaftsbegutachtung mit biostatistischem Beweis. Stuttgart: Fischer 1961.
- Hummel, K.: Biostatistische Abstammungsbegutachtung. Stuttgart: Fischer 1971.
- Jung, I.: Erfahrungen bei der Auswertung verschiedener biostatistischer Verfahren zum Nachweis oder Ausschluß der Vaterschaft. Med. Dissertation, Saarbrücken-Homburg 1968.
- Neyman, Pearson, E. S.: On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference. Biometrika 20-A, 177, 263 (1928).
- Oberlandesgericht Köln: Beschluß vom 19. 2. 1968, ref. N. J. W. 1958/2120.
- Scholl, C.: Das Eheverbot der Wartezeit. Jur. Dissertation, Bonn 1971.

- Stutz, H. R., Zimmermann, W.: Ein Beitrag zum Problem der Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit bei blutgruppenserologischen Vaterschaftsgutachten. *Z. Immun.-Forsch.* **119**, 479 (1960).
- Stutz, H. R., Zimmermann, W.: Die Anwendung der Binomischen Methode bei der Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit. *Z. Immun.-Forsch.* **120**, 161 (1960).
- Vogel, F.: Lehrbuch der Allgemeinen Humangenetik. Berlin-Göttingen-Heidelberg: Springer 1961.
- Wigand, R., Horbach, L.: Blutgruppen und Partnerwahl. *Dtsch. Z. ges. gerichtl. Med.* **59**, 35 (1967).
- Zimmermann, W.: Berechnung der Vaterschaftswahrscheinlichkeit — vergleichende Untersuchungen. Tagungsbericht der Arbeitsgemeinschaft gerichtl. Blutgruppensachverständiger, Bad Homburg 1966.
- Zimmermann, W.: Diskussionsbemerkung zum Thema: Vaterschaftswahrscheinlichkeit nach den Verfahren von Essen-Möller (Hummel) und nach Fiedler, Hoppe, Pettenkofer bei 100 Gutachtenfällen. Tagungsbericht der Ges. Forensische Blutgruppenkunde, Travemünde 1969.
- Zimmermann, W., Caspari, G.: Die Gc-Gruppenverteilung im Raum Saarpfalz, Vergleich mit anderen Populationen. *Z. Immun.-Forsch.* **138**, 80 (1969).

Professor Dr. Dr. Wilhelm Zimmermann
Institut für Hygiene und Mikrobiologie
der Universität des Saarlandes
D-6650 Homburg/Saar
Deutschland