

## **„Nutzen“ der Ausschlußwahrscheinlichkeit im Blutgruppengutachten?**

**K. Hummel**

Institut für Blutgruppenserologie im Zentrum für Hygiene, Hermann-Herder-Str. 11,  
D-7800 Freiburg, Bundesrepublik Deutschland

### **“Advantages” of Exclusion Probability in the Biostatistics of Blood Group Evaluations?**

**Summary.** There is no apparent advantage in using exclusion probability  $A$  (or  $W_A$ ) in cases where parentage is disputed in either normal or special cases. Furthermore,  $W_A$  provides no more information than  $W_{EM}$ . However, the converse is true:  $W_A$  does not take the serotype of the putative father into account. Moreover, it is neither easier to understand nor easier to work with and, like  $W_{EM}$ , it also requires a prior probability.  $W_A$  is also not helpful in interpreting  $W_{EM}$ ; for this, one has to use mean  $W_{EM}$  values for fathers and non-fathers. There is no reason to expect  $W_A$  and  $W_{EM}$  to converge at the upper end of the scale.  $W_A$  is unsuitable for establishing the borderline where decisions may no longer be valid, as the error quota in individual cases can be greater than that allowed within the limits.  $100 - W_{EM} \%$  is the probability or error in categorical decisions in 100 cases with similar combinations. In contrast,  $100 - W_A \%$  cannot provide a reliable probability of error in individual cases because  $W_A$  does not take full account of the phenotype of the putative father.

**Key words:** Exclusion probability – Paternity probability – Blood group opinions

**Zusammenfassung.** Auf die Frage nach einem Nutzen von  $A$  (oder  $W_A$ ) bzw. der *Nichtausschließbarkeit* eines Mannes bei strittiger Abstammung ist zu sagen: *Ein solcher ist weder bei üblichen noch bei speziellen Begutachtungsfällen zu erkennen.* Und weiter:  $W_A$  bringt keine über  $W_{EM}$  hinausgehende Information, sondern ist im Gegenteil wegen Nichtberücksichtigung des Serotyps des Putativvaters informationsdefizient.  $W_A$  ist überdies nicht anschaulicher und nicht leichter zu ermitteln als  $W_{EM}$ ; es benötigt wie dieses eine A-priori-Wahrscheinlichkeit. –  $W_A$  eignet sich auch nicht zur Interpretation von  $W_{EM}$ ; hierzu kommen nur mittlere  $W_{EM}$ -Werte für Väter bzw. für Nichtväter in Frage.

In höheren Bereichen ist eine Konvergenz von  $W_A$  und  $W_{EM}$  nicht zu erwarten.

Zur Festlegung einer Bewertungsgrenze ist  $W_A$  ungeeignet, da die Fehlerquote des Einzelfalls größer sein kann als nach der Bewertungsgrenze zulässig.

$100 - W_{EM}\%$  bedeutet die Irrtumserwartung bei kategorischer Entscheidung von 100 gleichgelagerten Fällen; demgegenüber stellt  $100 - W_A\%$  wegen des nur unvollständig berücksichtigten Phänotyps des PV keine verlässliche Irrtumserwartung im Einzelfall dar.

**Schlüsselwörter:** Ausschußwahrscheinlichkeit – Vaterschaftswahrscheinlichkeit – Blutgruppengutachten

Schon immer oblag dem als Vater vermuteten Mann (= PV), die von ihm behauptete *Nicht*-Vaterschaft zu beweisen. Gelang ihm dies nicht, so wurde er – solange § 1717 BGB a.F. galt – im Weg der gesetzlichen Vermutung als juristischer „Gilt-Vater“ des betr. Kindes festgestellt und zur Zahlung der Alimente verurteilt (= „Zahlvater“). Seit spätestens den 60er Jahren bemühte man sich, neben dem negativen Beweis (= Ausschuß) auch *positive* Hinweise auf leibliche Vaterschaft aus den Blutgruppenbefunden zu entnehmen.

Da bislang der *Ausschuß* im Vordergrund der Expertise stand, lag es nahe, die *Nicht-Ausschließbarkeit* eines Mannes als positiven Hinweis zu werten. Man war *vertraut* mit der (kombinierten) Ausschußchance für Nichtväter bei gegebener Mutter-Kind-Konstellation (Jancik und Speiser 1952) und konnte z. B. wie folgt argumentieren: ‚Der als Erzeuger vermutete Mann ließ sich trotz hoher Ausschußerwartung für Nichtväter von der Vaterschaft zu dem betr. Kind nicht ausschließen. Somit ist für ihn leibliche Vaterschaft weit wahrscheinlicher als Nichtvaterschaft.‘ Die Höhe der Ausschußerwartung (=  $A$ ) wurde in der Regel mit der Höhe des positiven Hinweises gleichgesetzt.

Auch noch heute verfahren manche Gutachter in dieser Weise<sup>1</sup>; einige verwenden  $A$  sogar *direkt* als „Vaterschaftswahrscheinlichkeit“ bzw.  $x = 1 - A$  als *Irrtumserwartung* im Falle der Annahme von Vaterschaft (Sachs und Hoppe 1960).

Fiedler et al. (1968) sahen  $A$  bzw.  $x$  – im Hinblick auf den Serotyp des PV – als nicht ausreichend informativ an und schlugen vor, auch *verdeckterbig* (rezessive) Eigenschaften beim PV zu berücksichtigen (mit der Kenngröße  $Z$  = Zufallswahrscheinlichkeit). Doch ist auch damit noch nicht die gesamte Information erfaßt, z.B. nicht, ob beim PV eine vom Erzeuger benötigte Eigenschaft des Kindes *rein-* oder *mischerbig* vorliegt. Auf den informationsdefizienten Charakter von  $Z$  wies vor einiger Zeit auch W. Martin hin; er führte vor dem KG Berlin aus: „ $Z$  werde im allgemeinen nicht mehr angewendet, ... weil sich herausgestellt habe, daß ihr Informationsgehalt zu gering sei“ (DAVorm 1980/204, 206ff.). Damit ist aus dem Bundesgesundheitsamt selbst (durch Dr. Martin) schon wenige Jahre nach Herauskommen der Richtlinien der defiziente Cha-

<sup>1</sup> und können sich dabei sogar auf die „Methodengruppe 1“ der *Richtlinien* des Bundesgesundheitsamtes von 1977 berufen.

akter der auf der Ausschlußerwartung gegründeten „Methodengruppe 1“ konzediert worden. Auf deren Informationsdefizienz hatte Verf. zuvor und hernach immer wieder hingewiesen (DAVorm 1974/597, 598f.; DAVorm 1975/93; NJW 1978/576; 45).

Wird mit der Ausschlußchance  $A$  die Vaterschaft eines nichtausschließbaren Mannes beurteilt, so sind in diesem Kriterium nur diejenigen Eigenschaften des PV berücksichtigt, die den Ausschluß verhindert haben; die anderen, welche z.T. ebenfalls „Ähnlichkeiten“ zum Kind bedeuten, z.T. Unähnlichkeiten, bleiben unbeachtet. Nun hat der Gutachter aber die Pflicht, alles aus seinem Beurteilungsbereich Erfaste dem Gericht mitzuteilen; er würde sich andernfalls „unzulänglicher Tatsachenfeststellung“ schuldig machen (vgl. BGH-Urteil vom 12.6.1963, IV MDR 830). Das Gutachten wäre „mangelhaft“ und entspräche nicht dem „neuesten Stand der Wissenschaft“ (BGH-Urteil vom 12.6.1963). Eine in einer Abstammungssache beteiligte Person könnte i.S. § 372a ZPO die Blutentnahme verweigern, wenn zu befürchten ist, daß sich das zu erwartende Gutachten *nicht* „nach den anerkannten Grundsätzen der Wissenschaft“ richtet.

Wenn es gewiß ist, daß die Ausschlußwahrscheinlichkeit im Rahmen einer Abstammungsentscheidung informationsdefizient ist, so ist ebenso gewiß, daß die Vaterschaftswahrscheinlichkeit  $W_{EM}$  i.S. Essen-Möllers die *volle* Information aus den zur Verfügung stehenden serologischen Befunden enthält. Trotzdem besteht bei manchen Gutachtern die Neigung, neben oder gar *statt*  $W_{EM}$  die Kenngröße  $A$  zu verwenden. So wurde z.B. vorgeschlagen, sich in *höheren* Hinweisbereichen auf die Ausschlußchance als positives Kriterium zu beschränken und  $W_{EM}$  nur anzugeben, wenn  $A$  *unter* 99.73% zu liegen kommt (Martin et al. 1983). Begründet wird dies durch den empirischen Nachweis, daß in aller Regel bei  $A \geq 99.73\%$  auch  $W_{EM} \geq 99.73\%$  ist und damit im Bereich der Prädikats „Vaterschaft praktisch erwiesen“ liegt; in diesem hohen Hinweisbereich komme das Informationsdefizit von  $A$  nicht zum Tragen. — Offensichtlich liegt einigen Sachverständigen die Kenngröße  $A$  *näher* als die Kenngröße  $W_{EM}$ . Die „Gründe“ hierfür könnten sein:

1.  $A$  ist anschaulicher.
2.  $A$  enthält keine A-priori-Wahrscheinlichkeit.
3.  $A$  bringt bei der Anwendung auf den Einzelfall weniger Verständnisprobleme.
4.  $A$  ist leichter zu errechnen als  $W_{EM}$ .
5. In  $A$  ist eine Information enthalten, die durch  $W_{EM}$  nicht gegeben wird.

Um diese „Gründe“ auf ihre Stichhaltigkeit zu untersuchen, soll das  $A$ - $W_{EM}$ -Problem im folgenden des Näheren behandelt werden.

### *Die Ausschlußchance $A$ bei strittiger Abstammung*

$A$  bedeutet (bei normalen Terzetten, sowie bei Kind-PV-Fällen) nichts anderes als die Erwartung für *Nicht-Väter*, von der Vaterschaft zu einem bestimmten Kind ausgeschlossen zu werden. Entsprechend gibt es auch eine Ausschlußerwartung für *Nicht-Mütter* bzw. *Nicht-Eltern*. — In Großelternfällen kann man

die Chance ausrechnen, daß deren eventuelle *Nicht-Verwandtschaft* im Blutgruppengutachten durch Ausschluß aufgedeckt wird. Wenn nur *ein* „Großelter“ verfügbar ist, beträgt  $A$  stets 0. – Mit einer 2stufigen Rechnung läßt sich in *Inzestfällen* die Ausschlußerwartung für einen *Nicht-Vater* unter möglichen Brüdern bzw. unter Vätern der Kindesmutter ausrechnen; ebenfalls 2stufig ist die Berechnung der Ausschlußerwartung eines vom Serotyp her unbekannten *Bruders* zum PV (Hummel 1984, nicht publ.). Analoges gilt für *Vater-Sohn-Fälle*.

Indem  $A$  für wahre *Väter, Mütter, Eltern* oder *Großeltern* die Größe 0 besitzt (in Wirklichkeit ist  $A \neq 0$ , weil es *Fehl-Ausschlüsse* gibt) und sich nur auf *Nicht-Väter, Nicht-Mütter, Nicht-Eltern* und *Nicht-Großeltern* bezieht, ist ihm kein „a-priori“ zuzuordnen.

### „Nutzen“ der Information $A$ in Fällen strittiger Abstammung

Bei strittiger *Abstammung* haben wir es mit wenigstens 2 Hypothesen zu tun: Verwandtschaft – keine Verwandtschaft.

In Fällen strittiger *Vaterschaft* erfaßt man durch *Ausschluß* nicht *alle* Nichtväter. Daher ist es notwendig, für einen nichtausschließbaren Mann eine Plausibilität für bzw. gegen *Vaterschaft* zu ermitteln. Will man die Tatsache der *Nichtausschließbarkeit* als Information benutzen, so gilt als Kenngröße  $1 - A$  (= Nichtausschlußerwartung für Nichtväter). Sie stellt die Häufigkeit für die Gegenhypothese  $Y$  dar:

$$f(Y) = 1 - A$$

Die Häufigkeit der Nullhypothese  $X$  ist:

$$f(X) = 1$$

(dies bedeutet: 100% Nichtausschluß der PV bei wahren Terzetten).

Der Likelihood„quotient“ mit der Information  $A$  ist dann

$$f\left(\frac{Y}{X}\right) = \frac{1 - A}{1} = 1 - A.$$

Eingesetzt in die Essen-Möller-Formel erhält man eine „Vaterschaftswahrscheinlichkeit  $W_A$ “ (Hummel 1969), in welcher als einzige Information die Ausschlußerwartung enthalten ist (dazu noch ein neutrales „a priori“).

$$W_A = \frac{1}{1 + (1 - A)} = \frac{1}{2 - A}.$$

$W_A\%$  besagt, wie viele von 100 nichtausschließbaren Männern zu einer gegebenen Mutter-Kind-Konstellations die *wahren* Väter sind;  $100 - W_A\%$  gibt den Anteil nichtausschließbarer *Nicht-Väter* an. Dabei ist vorausgesetzt, daß im Aktenmaterial (z. B. von Einmannsachen) *ebenso viele* Väter wie Nicht-Väter genannt sind bzw. daß sich ebenso viele Fälle mit wie ohne Verwandtschaft finden.

Indem  $A$  keine negativen Werte annehmen kann, kommt  $W_A$  nie unter 50% zu liegen. Mit der Information  $A$  lassen sich somit keine *gegen* Vaterschaft sprechenden  $W_A$ -Werte gewinnen (dies im Gegensatz zu  $W_{EM}$ ).

Nur in der Formel  $W_A = \frac{1}{2 - A}$  läßt sich die Information  $A$  zur Entscheidung zwischen den Hypothesen  $X$  und  $Y$  verwenden. Der „Vorteil“ größerer Anschaulichkeit von  $A$  wird aber mit dieser „Anpassung“ an das Essen-Möller-Prinzip zunichtegemacht. Damit zeigt sich: Die „größere Anschaulichkeit“ von  $A$  liegt nur in dessen einfacher Definition. „Unanschaulich“ wird  $A$  mit dem Schritt hin zu einer Vaterschaftswahrscheinlichkeit. Nicht allein, daß damit das Problem der Übertragung eines massenstatistischen Verhaltens auf den Einzelfall auftritt, auch das Problem des „a priori“ tritt in Erscheinung. Es sind *dieselben* Probleme, die im Zusammenhang mit dem  $W$ -Wert Essen-Möllers zu bewältigen sind.

#### Verhalten von $W_A$ zu $W_{EM}$

Indem  $W_{EM}$  nichts anderes als ein durch den *individuellen* Serotyp des PV „korrigierter“  $W_A$ -Wert ist – wobei der Beitrag des Vaters zur Blutformel des Kindes im wesentlichen von der Kind-Mutter-Ähnlichkeit abhängt – differieren beide Kenngrößen von Fall zu Fall in unsystematischer Weise: Im *einen* Fall ist  $W_A$  kleiner als  $W_{EM}$ , im *anderen* größer – und dies in unterschiedlichem Ausmaß.

Mittelt man alle  $W_{EM}$ -Werte von Vätern und Nicht-Vätern zu einer gegebenen Mutter-Kind-Konstellation, dann ergibt sich – bei einer A-priori-Wahrscheinlichkeit von 0,5 – die Größe  $W_A$ . Die Differenzen zwischen  $W_A$  und  $W_{EM}$  können sehr erheblich sein. So fand sich z. B. in 14 Fällen bei biostatistischer Auswertung von HLA-A, B-Befunden ein deutlich *über* 50% liegender Wert für  $A$ , für  $W_{EM}$  jedoch ein sehr niedriger (Hummel und Conradt 1978):

**Table 1.**

| lfd. Nr. | $A\%$ | $W_{EM}\%$ | lfd. Nr. | $A\%$ | $W_{EM}\%$ |
|----------|-------|------------|----------|-------|------------|
| 1        | 68    | 40         | 8        | 89    | 4,5        |
| 2        | 80    | 8,3        | 9        | 91    | 30         |
| 3        | 81    | 9,2        | 10       | 91    | 41         |
| 4        | 85    | 24         | 11       | 95    | 15         |
| 5        | 85    | 31         | 12       | 95    | 41         |
| 6        | 88    | 4,4        | 13       | 95    | 44         |
| 7        | 88    | 42         | 14       | 96    | 42         |

In Defizienzfällen kann  $A$  Null sein ( $W_A$  beträgt dann 50%). Trotzdem können sich hohe  $W_{EM}$ -Werte einstellen, ebenso *niedere*, die *gegen* eine Verwandtschaft sprechen. Ein „natürliches“ Verhältnis zwischen  $W_A$  und  $W_{EM}$  gibt es also nicht. Statistisch läßt sich jedoch feststellen, daß in einzelnen Gruppen (z. B. innerhalb von Kind-Mutter-PV-Terzetten) mit steigendem  $A$  auch das Niveau der  $W_{EM}$ -Werte ansteigt; dies ergibt sich zwangsläufig aus der Beziehung  $W_A = W_{EM} (v, nv)$ . Die Relation gilt aber nur statistisch; für den Einzelfall hat sie keine Relevanz.

Von manchen Befürwortern der Ausschlußchance wird behauptet,  $A$  *nähere* sich in hohen Bereichen dem erhaltenen  $W_{EM}$ -Wert; anders ausgedrückt: in

höheren Bereichen näherte sich die Schar der zu einem bestimmten  $W_A$ -Wert gehörenden individuellen  $W_{EM}$ -Werte diesem immer mehr, bis sie alle im Unendlichen zusammentreffen; und: je niedriger ein  $W_A$ -Wert ist, desto größer sei die Streuung der ihm zugehörenden  $W_{EM}$ -Wert. Hierzu ist folgendes zu sagen: Die Streuung der  $W_{EM}$ -Werte von Vätern und Nichtvätern – bei gegebener Mutter-Kind-Konstellation – ist vor allem durch den homozygoten bzw. heterozygoten Status der PV verursacht, indem der homozygote höhere  $W_{EM}$ -Werte bringt als der heterozygote. Die Streuung ist gleichermaßen bei niedriger wie bei hoher Ausschlußchance zu erwarten. Somit ist zu bezweifeln, ob sich tatsächlich  $W_A$  mit den individuellen  $W_{EM}$ -Werten im Unendlichen trifft.

*Niedere W-Werte* ergeben sich vor allem dann, wenn nur wenige Erbsysteme zur Begutachtung herangezogen werden. Hier mögen sich tatsächlich weit „unsystematischere“ Abweichungen zwischen  $A$  (in der Form von  $W_A$ ) und den  $W_{EM}$ -Werten ergeben, als bei höheren.

Von der Information her ist  $W_{EM}$  stets gegenüber  $W_A$  überlegen; in den meisten Sonderfällen ist überhaupt nur  $W_{EM}$  brauchbar. *Beide* enthalten eine A-priori-Wahrscheinlichkeit. Es könnten höchstens noch rechenökonomische Gründe eine Rolle spielen. Doch existieren Tabellen sowohl zur Errechnung von  $W_{EM}$  als auch von  $A$ ; in *Sonderfällen* lassen sich beide Größen per Computer gleichermaßen errechnen; bei Verwandtschaft zwischen Mutter und PV sowie zwischen dem Beklagten und dem Zeugen ist  $A$  sogar schwieriger zu ermitteln als  $W_{EM}$ .

#### *Zur Frage von $A = 99.73\%$ als Bewertungsgrenze*

Wenn empfohlen wird,  $A = 99.73\%$  als Bewertungsgrenze zugunsten Vaterschaft in üblichen Terzettfällen zu verwenden, so interessiert die damit verbundene *Irrtumserwartung*, d. h. die Zahl an *Nicht-* Vätern mit  $A \geq 99.73\%$ . Die Fehlerquote entspricht  $\alpha$ , d. h. dem Fehler erster Art im Modell von Neyman und Pearson.

Für Väter *und* Nichtväter lassen sich eigene  $W_{EM}$ -Werte ermitteln. Somit ist es möglich, den Fehler erster Art bei einer Entscheidungsgrenze von  $W_{EM} = 99.73\%$  unter bestimmten Voraussetzungen (Zahl und Art der Systeme; festgelegte Frequenzen für Mutter, PV und Mehrverkehrter; festgelegte A-priori-Wahrscheinlichkeit) zu schätzen.

Die *Nichtausschließbarkeit* betrifft Väter plus Nichtväter. Damit ist es *nicht* möglich, Vätern resp. Nichtvätern *eigene* Werte für  $A$  (bzw.  $W_A$ ) mitzuteilen. Anhand der Information  $A$  gelingt es also nicht, die Irrtumserwartung bei festgelegter Bewertungsgrenze i. S. Neyman-Pearsons zu ermitteln. Nur für den *Einzelfall* läßt sich anhand von  $W_A$  die Zutreffens- bzw. Irrtumserwartung (i. S. Essen-Möllers) errechnen, und auch diese nur *unscharf*, d. h. wenig auf die Eigenheiten des aktuellen Falles fokussiert, weil der Phänotyp des PV nur partiell berücksichtigt ist.

$W_A$  gibt die mittlere Zutreffenserwartung für Vaterschaft an, wenn man alle bei einer gegebenen Mutter-Kind-Konstellation nichtausschließbaren Männer kategorisch als Erzeuger ansieht. Setzt man mit  $W_A = 99.73\%$  eine Entscheidungsgrenze, dann besagt der Grenzwert, daß die statistische Erwartung, einen

*Nicht-Vater* (mit  $W_A \geq 99.73\%$ ) fälschlich als Erzeuger zu bezeichnen, unter allen Fällen *im Mittel kleiner* ist als  $100 - W_A (\%) = 0.27\%$ . Unter hundert wie der Einzelfall gelagerten Fällen kann der Fehler freilich bei dem einen oder anderen Fall *größer* sein. Setzt man die Grenze bei  $W_{EM} = 99.73\%$ , so ist der Fehler in *keinem* Fall größer als  $0.27\%$ . Vom Einzelfall her gesehen ist somit  $W_A = 99.73\%$  eine *trügerische* Entscheidungsgrenze, nicht aber  $W_{EM} = 99.73\%$ .

### *Zur Frage eines tatsächlichen Nutzens von A in der Abstammungsbiostatistik*

In seinem Gutachten „Die verschiedenen Verfahren zur biostatistischen Begutachtung“ vom 6.12.1979 für das Stadtjugendamt G. (DAVorm 1981, 438ff.) schreibt Klinkhardt: „Zu weit geht Hummel aber wohl, wenn er sagt, die Ausschlußwahrscheinlichkeit sage über die Vaterschaft eines bestimmten Mannes *nichts* aus bzw. trage zur Vaterschaftsfeststellung *nichts Verwertbares* bei“ . . .

Meine Ansicht zum Nutzen der Ausschlußwahrscheinlichkeit bei Abstammungsgutachten gibt Klinkhardt damit richtig wieder. Er führt aber nicht aus, in welchen Fällen und bei welcher Gelegenheit nach seiner Ansicht die Nichtausschließbarkeit von *Nutzen* sein kann. In der Tat fällt es schwer, einen Nutzen von *A* zu erkennen; dies mag aus den nachfolgenden Ausführungen hervorgehen.

*Zweierlei* ist zu unterscheiden:

- a) Der Nutzen der Ausschlußerwartung bei nichtausschließbarem PV;
- b) der Nutzen einer solchen bei nicht greifbarem PV.

*ad a)* Die Information *A* ist voll in  $W_{EM}$  enthalten;  $W_{EM}$  als Information geht ihrerseits stets *über A* (bzw.  $W_A$ ) hinaus. Es kann und darf also nicht heißen:  $W_{EM}$  oder  $W_A$  resp.  $W_A$  statt  $W_{EM}$ ; man würde sonst – bei Benutzung von  $W_A$  statt  $W_{EM}$  – nicht nur Informationsvernichtung betreiben – sondern nähme auch *unsystematische* Verzerrungen in Kauf (zu schwache oder zu starke Hinweise auf Vaterschaft).

Von mancher Seite wird *A* als Maß für die „Mächtigkeit“ des Essen-Möller-Verfahrens im Einzelfall angesehen. Nun beschreibt zwar *A* die „Beweislage“ des PV; es sagt aber über die Beweislage des *Kindes* nichts aus. In  $W_{EM}$  hingegen ist sowohl der Beweisbeitrag des PV enthalten als auch der des Kindes. Entsprechend kann *A* in keiner direkten Beziehung zu  $W_{EM}$  stehen und damit auch nicht in Verbindung mit der „Mächtigkeit“ des Essen-Möller-Tests (was auch immer damit gemeint sei).

Nun wäre daran zu denken, *A* als „interpretatorische“ Größe zu  $W_{EM}$  zu benutzen, z. B. zur Interpretation *niederer*  $W_{EM}$ -Werte<sup>2</sup>. Hierzu ist folgendes zu sagen: Mit *hohen*  $W_{EM}$ -Werten befindet man sich *weit* auf der Seite des Arguments „Vaterschaft“. Eine spezielle Interpretation von  $W_{EM}$  ist damit nicht nötig. Nur bei *mittelhohen*  $W_{EM}$ -Werten (85–90–95–99% in üblichen Terzett-fällen) sieht man sich vor die Frage gestellt, ob ein Mann des betr. *W*-Werts nicht doch *Nichtvater* ist (wiewohl er *nicht* ausgeschlossen ist und einen überwiegend *zugunsten* Vaterschaft sprechenden *W*-Wert zeigt).

<sup>2</sup> Ich selbst schlug vor 14 Jahren dies vor (Hummel et al. 1971), kam aber in der Zwischenzeit wieder davon ab.

Die Irrtumserwartung  $1 - W$  läßt sich durch *keine* Interpretation verändern. Was „interpretatorisch“ gezeigt werden kann, ist lediglich die durch die Mutter-Kind-Konstellation gegebene spezielle „Beweislage“ des Falles. Wenn diese *keine* höheren  $W_{EM}$ -Werte für wahre Väter zuläßt, ist der gefundene  $W_{EM}$ -Wert für leibliche Vaterschaft nicht untypisch; sind hingegen wesentlich *höhere*  $W_{EM}$ -Werte möglich, hat der gefundene für einen wahren Vater als *untypisch* zu gelten.

Für eine solche „Interpretation“ ist die Ausschlußerwartung nicht geeignet. Sie besagt zwar, daß sich das Kind und der PV *soweit* ähneln, daß es zu keinem Ausschluß kommt; der *Grad* der Ähnlichkeit geht aber aus  $A$  nicht hervor. Selbst bei einer Ausschlußerwartung von Null (etwa in Fällen mit nur *einem* Putativ-Großelter) können sich *hohe*  $W_{EM}$ -Werte einstellen und von großer serologischer „Ähnlichkeit“ zwischen dem Kind und z. B. seiner Putativ-Großmutter zeugen – dies unabhängig von der Ausschlußerwartung. Stellt sich in solchen Fällen ein *niederer*  $W_{EM}$ -Wert ein (z. B. unter 50% oder gar unter 10%) – und dies bei  $A = 0$  – so ist für den betr. PV *Nichtvaterschaft* wahrscheinlicher als Vaterschaft. Daß er im Fall von Nichtvaterschaft *nicht* ausgeschlossen wurde, liegt an  $A = 0$ .

*ad b)* Gelegentlich zieht ein Gericht den Beweiswert von  $W_{EM}$  in Zweifel, dann nämlich, wenn ein Mehrverkehrter (MV) *namentlich* genannt, aber nicht greifbar ist. Die Zweifel sind aber unberechtigt:  $W_{EM}$  gilt für den PV,  $1 - W_{EM}$  für den MV, unabhängig davon, ob letzterer namentlich bekannt ist oder nur angenommen, ob es um nur *einen* MV oder um *mehrere* handelt, ob Mehrverkehr von der Mutter zugegeben wurde oder nicht, ob Mehrverkehr konkretisiert wurde oder nicht.

Ins Wanken gerät ein gefundener Wert für  $W_{EM}$  bzw.  $1 - W_{EM}$  nur dann,

1. wenn der nicht serotypisierte MV mit der Mutter oder dem PV *blutsverwandt* ist: Ein auf übliche Weise ermittelter Wert  $1 - W_{EM}$  gilt nur für unausgelesene Männer der Durchschnittsbevölkerung (der auch der PV angehört);
2. wenn der nicht typisierte MV einer *andersrassigen* Population angehört als der PV.

Durch Anwendung eines Verwandten- bzw. Fremdstämmigenprogramms läßt sich in Fällen dieser Art per Computer ein *adäquater* Wert für  $W_{EM}$  (bzw. für  $1 - W_{EM}$ ) errechnen.

Wiewohl  $W_{EM}$  bzw.  $1 - W_{EM}$  in Fällen mit bekanntem, aber nicht greifbarem MV eine *erschöpfende* biostatistische Auskunft geben, greifen manche Gutachter und Richter zusätzlich zur *Ausschlußerwartung* und argumentieren z. B. wie folgt: ‚Würde der MV in die Begutachtung mit einbezogen, so bestünde eine Wahrscheinlichkeit von (z. B.)  $A = 99\%$ , daß er von der Vaterschaft ausgeschlossen wird. Seine Nichtvaterschaft würde sich daher mit großer Erwartungssicherheit herausstellen.‘ Diese Art Schlußfolgerung setzt voraus, daß der MV tatsächlich *nicht* der Vater ist (als Vater wäre er *nicht* auszuschließen). Korrekt wäre in einem Fall wie diesem folgende Argumentation: ‚Sieht man den Beklagten (z. B. mit  $W_{EM} = 99,75\%$ ) als leiblichen Vater des Kindes an, dann ist mit einer Wahrscheinlichkeit von (z. B.)  $A = 99\%$  ein Ausschluß des unbekannten MV zu erwarten.‘



## Literatur

- Essen-Möller E (1938) Die Beweiskraft der Ähnlichkeit im Vaterschaftsnachweis. Theoretische Grundlagen. Mitt Anthropol Ges (Wien) 68:9–53
- Fiedler H, Hoppe HH, Pettenkofer HJ (1968) Ein neuer Weg zum „positiven Vaterschaftsnachweis“ über die statistische Auswertung serologischer Befunde. Bundesgesundhbl 129–135
- Hummel K (1969) Zum biostatistischen Vaterschaftsbeweis aufgrund von Blutgruppenbefunden. Eine allgemeine Betrachtung, zugleich eine Stellungnahme zur Methode von Sachs und Hoppe, sowie von Fiedler, Hoppe und Pettenkofer. Bundesgesundhbl 379–383
- Hummel K, Ihm P, Schmidt V (1971) Biostatistical opinion of parentage – Biostatistische Abstammungsbegutachtung. Table part 1 – Tabellenband 1. Fischer, Stuttgart
- Hummel K (1983) Sonderfälle strittiger Abstammung aus den letzten 8 Jahren, deren Blutgruppenbefunde im Freiburger Blutgruppeninstitut biostatistisch per Computer ausgewertet wurden. Referateband Tagg Ges forens Blutgrkde München, S 295–310
- Hummel K, Conrad J (1978) Differenzen zwischen Vaterschafts- und Ausschlußwahrscheinlichkeit aus HLA-Befunden. Z Rechtsmed 81:217–222
- Jancik WE, Speiser P (1952) Zahlenwerte über die Wahrscheinlichkeit von Vaterschaftsausschlüssen. Springer, Wien
- Martin W, Hoppe HH, Sachs V, Weise W (1983) Zur Vereinfachung und Vereinheitlichung der statistischen Auswertung von Blutgruppenbefunden in der Abstammungsbegutachtung. Referateband Tagg Ges forens Blutgrkde München, S 317–321; Ärztl Lab 9:281–287
- Sachs V, Hoppe HH (1960) Feststellung der Vaterschaft aufgrund blutgruppenserologischer Reaktionen. Dtsch Z Ges Gerichtl Med 50:9

Eingegangen am 3. Juni 1985