

Aus dem Institut für gerichtliche Medizin der Universität Bonn  
(Direktor: Prof. Dr. ELBEL).

## **Zur Anwendung von Rechenverfahren im Vaterschaftsgutachten.**

Von

**DIETRICH WICHMANN und KARL TUPPA.**

In dieser Zeitschrift befaßten sich LUDWIG und WARTMANN kritisch mit der Vaterschaftsbegutachtung, wobei sie besonders auf die von ESSEN-MÖLLER vorgeschlagene Formel, die auf der BAYESSchen Rückschlußformel beruht, eingingen. Grundsätzlich sind verschiedene Verfahren möglich, außer der ESSEN-MÖLLER-Formel (EMF) hat KEITER die „Korrelationsstatistische Abstammungsdiagnostik“ und den „Vaterschaftslogarithmus“ entwickelt, LUDWIG verweist auf die Diskriminanzanalyse. Der eine von uns (W.) verwendet neben der EMF eine weitere, noch nicht veröffentlichte Methode, die den auf K. PEARSON zurückgehenden  $\chi^2$ -Test benutzt. Eine Diskussion über derartige Verfahren ist zu begrüßen.

Von diesen Methoden wird wohl nur die EMF von verschiedenen Gutachtern angewandt. M. WENINGER wendet sich dagegen, daß die Wahrscheinlichkeit eines Ausgangskollektivs auf einen Einzelfall übertragen wird. Dieser Schluß ist aber seit BACON die Grundlage aller Naturwissenschaft. Auch die Medizin kann nicht anders vorgehen. Hat ein Arzt einen bestimmten Kranken vor sich, so wird er das Medikament verwenden, das sich in gleichartigen Fällen bewährt hat, d. h. er handelt so, als ob der Einzelfall eine Stichprobe aus dem bekannten Kollektiv analoger Fälle wäre. Übrigens wird in der EMF nicht der *Einzelfall* nach dem Kollektiv beurteilt, sondern das *Einzelmerkmal*. Die Einzelmerkmale werden für einen individuellen Fall zusammengefügt, wodurch die Individualisierung des Falles noch weiter getrieben wird. Mit der Verwechslung von Fall und Merkmal hängt es zusammen, wenn M. WENINGER bemängelt, daß sich in ESSEN-MÖLLERS Ansatz die Zahl der  $V^+$  und  $V^-$  von Merkmal zu Merkmal ändere. Zur Gewinnung der „kritischen Werte“ wird eben nicht der Fall, sondern das Merkmal verwendet. Selbstverständlich ändert sich im Kollektiv mit dem Merkmal die Anzahl der Merkmalsträger unter den Kindern. Auch daß in dem von M. WENINGER herangezogenen Beispiel unter den 34 Merkmalsbehafteten von 1000 Männern 5 wahre 29 falschen Vätern gegenüberstehen, ist nicht verwunderlich, wenn man beachtet, daß unter diesen 1000 Männern 32mal mehr falsche als wahre Väter vorhanden sind.

LUDWIG argumentiert, daß der nach der EMF errechnete Wert keine echte Wahrscheinlichkeit (probability) sei und schlägt dafür den Ausdruck Plausibilität vor. Man könnte dann das Ergebnis als Wert der Mutmaßlichkeit darstellen, mit der ein Eventualvater vom Gutachter „der Gruppe der wahren Väter zugeordnet werden kann“ (ESSEN-MÖLLER, KOLLER), er betrifft also die Sicherheit der Feststellung (LENZ).

Die Ansicht von LUDWIG, daß über die Erblichkeit der benützten Merkmale keine Information vorzuliegen braucht, ist nicht neu. Schon ESSEN-MÖLLER hat darauf hingewiesen; sie spielt aber in der Praxis keine Rolle. Es wird keinem Gutachter einfallen, Merkmale zu verwenden, deren Erblichkeit nicht auf anderem Wege (Zwillingsforschung, Familienforschung) geklärt werden konnte. Für die monomeren Merkmale (Blutgruppen), deren „kritische Werte“ aus den Gen-Häufigkeiten berechnet werden, ist das von vornherein selbstverständlich, bei anderen führt die dabei notwendige Analyse eines größeren Familienmaterials (GEYER) den biologisch geschulten Beobachter automatisch auf polymere Merkmale.

Die Kritik von M. WENINGER und LUDWIG richtet sich in erster Linie gegen die Annahme ESSEN-MÖLLERS, daß  $V^+$  und  $V^-$  in gleicher Häufigkeit zur Untersuchung kämen. Dieser Einwand hat etwas für sich, praktisch kommt ihm jedoch keine entscheidende Bedeutung zu, wie TUPPA zeigte. Auch ESSEN-MÖLLER und GEYER waren sich dieser Problematik bewußt. In einer späteren Arbeit, in der sich ESSEN-MÖLLER mit der Anwendung seiner Formel für die Zwillingsdiagnose befaßt, führt er einen Quotienten in die Formel ein, der das empirische Verhältnis der gleichgeschlechtlichen ZZ zu den EZ, wie sie aus der Bevölkerung zur Untersuchung kommen, darstellt. Die so ergänzte Formel wird von LUDWIG ausdrücklich als korrekt anerkannt. Wir sind uns mit LUDWIG darüber einig, daß für die erbbiologische Begutachtung alle nichtbiologischen Daten unberücksichtigt bleiben müssen. Das gilt dann aber auch für die prozeßrechtliche Stellung der Eventualväter, daher darf in einer biostatistischen Formel der Begriff Beklagter nicht enthalten sein, was bei LUDWIG der Fall ist und worin der entscheidende Fehlschluß seiner Kritik liegt. Denn der Gutachter hat nicht nur Beklagte, sondern auch Zeugen unter den Eventualvätern, bei Anfechtungssachen ist ein Eventualvater Kläger und das Kind Beklagter, bei Meineidssachen dagegen ist meist die Mutter beklagt. Außerdem ist der Korrekturfaktor nicht nur von der Glaubwürdigkeit der Mutter abhängig, die den Beklagten nennt, sondern auch von der Praxis der Gerichte. Holen diese nur bei erwiesenem Mehrverkehr der Kindsmutter Gutachten ein (Mehr-Mann-Fälle), dann ist der Anteil der falschen Väter relativ höher. Dagegen ist der Anteil der tatsächlichen Erzeuger größer, wenn die Gerichte häufig auch bei

nicht nachgewiesenem Mehrverkehr Gutachten beantragen, wobei die Geschicklichkeit des Anwaltes des Beklagten eine gewisse Rolle spielt.

Diese Schwierigkeiten vermeidet man, wenn man nicht den kaum bestimmbaren Anteil der von der Mutter nominierten  $V^+$  in Ansatz bringt, sondern nach TUPPAS Vorschlag aus einem bekannten größeren Gutachtenmaterial den Anteil der tatsächlichen Erzeuger und der falsch bezichtigten Männer unabhängig von ihrer prozeßrechtlichen Stellung berechnet. Wegen der starken Durchmischung der Bevölkerung halten wir es auch für günstiger, den Quotienten nicht nach einzelnen Gegenden getrennt, sondern aus einem zusammengefaßten Kollektiv zu berechnen, weil die Probanden auch oft innerhalb der einzelnen Rechtssache verschiedener Herkunft sind. Da unser eigenes Material nicht groß genug erschien, sind wir den Leitern der Anthropologischen Institute Tübingen und Köln (Doz. Dr. EHRHARDT und Prof. Dr. BAUERMEISTER) wie Frau Dr. KAHLICH dankbar, daß sie entsprechende Angaben zur Verfügung stellten. Insgesamt liegen Untersuchungen an 4377 Eventualvätern vor; von denen 2088 mit positivem Wahrscheinlichkeitsgrad als Erzeuger bezeichnet wurden. Also beträgt  $w = 0,4770$  und liegt damit nahe bei dem von ESSEN-MÖLLER angenommenen Wert 0,5000. Innerhalb des Materials besteht insofern ein Unterschied, als in Bonn, Tübingen und Wien etwas mehr wahre Väter zur Untersuchung vorgestellt wurden ( $w = 0,5617$  bzw.  $0,5182$ ) als in Köln ( $w = 0,4558$ ). Wie die folgende Tabelle zeigt, sind die Abweichungen vom ursprünglichen Ansatz ESSEN-MÖLLERS praktisch unbedeutend. Als „kritische Werte“ ( $\pi$ ) wurden die gleichen Werte wie bei LUDWIG eingesetzt, als  $Q$  die aus den obigen  $w$ -Werten errechenbaren.

Tabelle 1.

	Q	$\pi$						
		0,015228	0,030928	0,111111	0,428571	1,000000	2,333333	9,000000
ESSEN-MÖLLER	1,000000	98,5	97,0	90,0	70,0	50,0	30,0	10,0
Bo.-Tüb. . . .	0,780193	99,9	99,1	91,5	73,5	54,3	33,8	11,7
Wien . . . .	0,929824	98,6	97,2	90,6	71,5	51,8	31,5	10,7
Köln . . . .	1,193772	98,2	96,4	88,3	66,2	45,6	25,4	8,5
Gesamt . . . .	1,096264	98,4	96,7	89,1	68,0	47,7	28,1	9,2

Nach diesen Ergebnissen dürften also Gutachter, die diesen Quotienten nicht verwenden, zumindest keine gewichtigen Irrtümer in ihren Rückschlüssen auf Grund der EMF begehen. Die Abweichungen sind in der Mitte (50%) größer als an den Enden (98,5 bzw. 10,0%). Bei Fällen, in denen sich ein Wert errechnet, der nahe bei 50 liegt, wird der Gutachter ohnehin zurückhaltend urteilen. Wendet man in 2-Mann-Fällen die Formel von ESSEN-MÖLLER und QUENSEL an, so wird auch

diese leichte Korrektur hinfällig. Auch die entscheidende experimentelle Überprüfung der EMF deutet in die gleiche Richtung, was LUDWIG überhaupt nicht beachtet. GEYER und WICHMANN fanden unabhängig voneinander an verschiedenen Gutachtenserien, die zum größten Teil von anderen Gutachtern stammten, eine recht gute Übereinstimmung zwischen dem rechnerischen Ergebnis und dem „individuellen autoritativen Urteil“. Entsprechendes geht aus der von D. KAHLICH bearbeiteten Reihe hervor. Es sei noch einmal darauf hingewiesen, daß bei Verwendung der  $Y/X$ -Werte allein sich jede Annahme über die Proportion der wahren zu den falschen Vätern erübrigt (TUPPA).

LUDWIG schließt weiterhin, daß, wenn die Mutter in 75% den  $V^+$  nominieren, bei Übereinstimmung mit dem  $V^+$  und Kind in einem nicht erblichen Merkmal das Ergebnis 75% zu lauten habe, wenn der Ansatz richtig sei. Aus der EMF folge aber 50%, weswegen sie kein richtiges Ergebnis liefere. Definiert man das Ergebnis der EMF wie oben angegeben als Mutmaßlichkeit, mit der der Gutachter den Eventualvater der Gruppe der  $V^+$  zuordnet, also nicht unter Verwendung des falschen Ansatzes, mit der die Mutter den Beklagten als  $V^+$  benenne, so ist das Ergebnis 50% = unentscheidbar bei einem nicht erblichen Merkmal durchaus korrekt, weil ein derartiges Merkmal überhaupt kein erbbiologisches Urteil für oder gegen eine Vaterschaft erlaubt.

Wir stimmen mit LUDWIG und M. WENINGER überein, daß keine korrelierten Merkmale nebeneinander verwendet werden sollen, eine Forderung, die bereits ESSEN-MÖLLER ausdrücklich erhoben hat. Diese Prämisse gilt natürlich nicht nur für die EMF, sondern für alle statistischen Vaterschaftsteste und auch für alle Begutachtungen ohne rechnerische Methoden. Eine gelegentliche Korrelation dürfte in einer größeren Merkmalsstichprobe ( $N \geq 30$ ) wenig ausmachen. Wir verwenden jedenfalls in der EMF nur Merkmale, die nach unserer Erfahrung nicht korreliert sind. Wenn auch bereits einiges über Korrelationen morphologischer Merkmale bekannt ist — ABEL, MATTHEÉ, PIEBENGA, ROZPRYM, SALLER, SIEGLE und WICHMANN, so bleibt hier noch vieles zu tun. Durch die weitere Forschung dürfte die Zahl der Merkmale, die in den Richtlinien der Deutschen Gesellschaft für Anthropologie aufgeführt sind, weiter eingeschränkt werden, wenn sie miteinander kombinierbar sein sollen. Hierdurch wird aber die Anwendung statistischer Methoden erst recht erforderlich.

Die von ESSEN-MÖLLER angegebenen, auf der Fehlerrechnung beruhenden Intervalle sind nicht allgemein üblich, sie waren von ESSEN-MÖLLER nur als Vorschlag gedacht, andere Grenzen werden von ihm ausdrücklich als möglich bezeichnet.

Daß immer eine gleichartig zusammengesetzte Merkmalsstichprobe verwendet werden sollte, einerlei, ob statistische Verfahren benutzt

werden oder nicht, ist selbstverständlich. Von den Gutachtern, die laufend mit der EMF arbeiten, ist uns keiner bekannt, der anders verfährt. Bei Gutachtern ohne rechnerische Methoden sind uns allerdings derartige unzulässige Praktiken begegnet. Die Bemerkung LUDWIGS, daß es kaum möglich sei, die EMF anzuwenden, da für viele Merkmale  $x$ - und  $y$ -Werte kaum bekannt seien, ist uns unverständlich, da, wie aus der Literatur hervorgeht, eine Reihe von Sachverständigen laufend mit der EMF arbeitet und dazu natürlich die Unterlagen errechnet hat. Wie sollte sonst auch die von LUDWIG selbst behauptete recht weite Verbreitung möglich sein?

Eine Begutachtung ohne Berechnung kann nicht umhin, die Ähnlichkeiten und Verschiedenheiten und ihr Zusammenspiel gefühlsmäßig, bestenfalls aus dem intuitiv verwendeten Erfahrungsschatz zu bewerten. Uns erscheint es richtiger und weniger gefährlich, die Erfahrung statistisch zu bearbeiten, um auf diesem Wege objektive Kriterien zu gewinnen, die sich mathematisch zusammenfassen lassen.

#### Literatur.

- ABEL, W.: Z. Morph. u. Anthrop. **33** (1935). — ESSEN-MÖLLER, E.: Mitt. anthrop. Ges. Wien **68** (1938). — Verh. dtsch. Ges. Rassenforsch. **9** (1938). — Hereditas (Lund.) **27** (1941). — ESSEN-MÖLLER, E., u. C. E. QUENSEL: Dtsch. Z. gerichtl. Med. **31** (1939). — GEYER, E.: Mitt. anthrop. Ges. Wien **68** (1938). — Verh. dtsch. Ges. Rassenforsch. **9** (1938). — Z. Morph. u. Anthrop. **38** (1940). — KAHLICH, D.: Homo (Stuttgart) **2** (1951). — KEITER, F.: Homo (Stuttgart) **2** (1951). — Hambg. Ärztebl. **1951**. — KOLLER, S.: Anthrop. Anz. **15** (1938). — LENZ, F.: M.schr. dtsch. Recht **1949**. — LUDWIG, W.: Homo (Stuttgart) **2** (1951). — LUDWIG, W., u. R. WARTMANN: Dtsch. Z. gerichtl. Med. **41** (1952). — MATTHEÉ, I.: Z. Morph. u. Anthrop. **37** (1938). — PIEBENGA, H. T.: Z. Morph. u. Anthrop. **40** (1942). — ROZPRÝM, F.: J. R. Anthr. Inst. **64** (1934). — SALLER, K.: Die Fehmaraner. Jena 1930. — SIEGLE, B.: Z. Morph. u. Anthrop. **42** (1951). — TUPPA, K.: Homo (Stuttgart) **2** (1951). — WENINGER, M.: Mitt. anthrop. Ges. Wien **78/79** (1948/49). — WICHMANN, D.: Homo (Stuttgart) **2** (1951). — Z. Morph. u. Anthrop. **44** (1952). — Acta Gen. Med. Gemell. (Rom) **2** (1953).

Dr. DIETRICH WICHMANN, Tübingen, Fürststr. 17.  
Dr. KARL TUPPA, Wien 17, Blumengasse 25.