

Aus dem Zoologischen Institut Heidelberg (Vorstand: Prof. Dr. W. LUDWIG).

Kritische Betrachtungen zum erbbiologischen Vaterschaftstest.

Von

WILHELM LUDWIG und ROLF WARTMANN*.

Mit 1 Textabbildung.

Beim *Vaterschaftsnachweis* handelt es sich um den Entscheid, ob ein von der Mutter als „möglicher Vater“ (V) nominierter Mann der „wahre Vater“ (V^+) ihres Kindes (K) sein kann oder nicht. Diese Frage bedarf allerdings noch einer schärferen Fassung. Hingegen verschiebt sich das Problem nur wenig, wenn aus mehreren vorgegebenen V der plausibelste V^+ ermittelt werden soll. Beschränken wir uns zunächst auf den Fall nur eines V , so sind von vornherein 2 Verfahren möglich, negative und positive.

Die *negativen* oder *Ausschlußverfahren* zielen auf die Feststellung ab, daß aus Erbgründen der nominierte V nicht der V^+ sein kann. Besitzen z. B. Kind und Mutter die Blutgruppe 0, so darf der V^+ nicht AB aufweisen. Ein solcher V wäre als V^+ auszuschließen, und diese Aussage ist höchstens mit einer ganz geringen Unsicherheit, dem „Testfehler“, behaftet, hier sicher $< \frac{1}{2}\%$, der der durchschnittlichen Häufigkeit von Irrtümern, Fehlreaktionen usw. Rechnung trägt. Sind nun diese Ausschlußverfahren im Einzelfall ähnlich sicher wie ein gutes juristisches Alibi, so gestatten sie andererseits nur in einem noch ganz unbefriedigenden Teil der Fälle einen Entscheid. Haben z. B. Mutter und Kind Blutgruppe A, so sind Männer aller 4 Blutgruppen als V^+ möglich. Allerdings könnte man noch weitere Merkmale mit relativ gut erforschtem Erbgang beiziehen und so die Ausschlußhäufigkeit ganz erheblich steigern, z. B. durch die Blutgruppenteste auf (A_1A_2B0), (MN, Ss), (Pp), „Rh“ (Cc^w, Dd, Ee), (Lu^aLu^b), (Le^aLe^b), (Kk), ferner die Geschmacksblindheit gegen Phenylthiocarbamid usw. SANGER und RACE (1950) haben 250 Engländer auf die genannten Blutgruppen untersucht, die, auch nach Ausschaltung der ganz seltenen Allele, 1263 600 Geno- und 31 104 Phänotypen hätten unterscheiden lassen. Infolge Fehlens einiger Seren verminderte sich letztere Zahl auf 10368. In der Tat

* Infolge der Zeitverhältnisse hat sich die Drucklegung dieser Arbeit verzögert. Inzwischen habe ich mich (L.) weiter mit diesen Fragen beschäftigt und bin zu Resultaten gelangt, die die E.-M.-Formel oder ihr Prinzip noch stärker diskreditieren. Sie wurden im Juni 1952 in Heidelberg vorgetragen und werden in den Verhandlungen des Internationalen Anthropologen-Kongresses (Wien 1952) erscheinen. Mein Mitarbeiter (W.) zeichnet für diesen Nachtrag noch nicht verantwortlich.

zeigten die 250 Probanden 178 verschiedene Phänotypen, und nur in total 18 Fällen war derselbe Phänotyp 3—5mal vertreten. Scheint sich so also hier für die Ausschlußverfahren ein erfolgreicher Weg zu öffnen, so muß doch andererseits bedacht werden, daß noch auf weite Sicht die erforderlichen Sera selten und teuer, die Testmethoden schwierig und zeitraubend sind, und somit das Ganze für die Praxis noch nicht reif ist. Immerhin sei ergänzend angefügt: Würde z. B. ein V sowohl auf Grund ($A_1A_2B_0$) wie des PTC-Tests als V^+ ausgeschlossen, und betrüge der Testfehler im 1. Falle 3%, im 2. 6%, so ist der V mit $1 - (0,03 \cdot 0,06) = 99,8\%$ als V^+ ausgeschlossen.

Auf der letzten Tagung der Deutschen Anthropologen (Pfungsten 1952) ergaben sich keine Veränderungen. Ausschluß sei im Mittel in 15 bis 35% möglich; andererseits ist die LÖNSSCHE Methode, die ja den wahren Vater eindeutig eruieren will, für die Praxis noch nicht sicher genug.

Die andere Sorte, die der *positiven Verfahren*, beruht auf überdurchschnittlicher Übereinstimmung in irgendwelchen Merkmalen zwischen V^+ und K , gegenüber beliebigem Mann (V) und K . Hier kann entweder der Gutachter nach sorgfältigster Betrachtung des Einzelfalles unter Berücksichtigung der oft zahlreichen, quantitativ nicht erfaßbaren „Impponderabilien“, ein *individuelles autoritatives Urteil* abgeben und die „Vaterschaftswahrscheinlichkeit“ kurz durch Worte umschreiben, oder man kann versuchen, nach einem einmalig aufgestellten Rezept (Formel) eine Zahl zu ermitteln, z. B. 96%, die die Vaterschaftswahrscheinlichkeit „exakt“ anzeigen und dem Richter als Unterlage dienen soll. (Im übrigen ist das Ausschlußverfahren nur ein Spezialfall des folgenden, mit dem Übereinstimmungsgrad Null zwischen Beklagtem und Kind.)

Diese letztere Methode, von ESSEN-MÖLLER (1937, 1938f.) inauguriert, hat in Skandinavien, Deutschland und Österreich eine recht große Verbreitung gefunden. Zwar sind Einwände gegen sie erhoben worden, aber teils unrichtiger oder unerheblicher Art, teils richtige, aber unexakt begründet, andere schließlich noch nicht. ESSER-MÖLLER schließt: Ich betrachte ein Merkmal M (z. B. Haarfarbe) mit den Erscheinungsformen M (dunkel) und m (hell); im Bruchteil y der Fälle stimme ein Kind mit einem beliebigen Mann bez. M überein, d. h. beide sind dunkel; im Bruchteil x der Fälle, der (unter gewissen Voraussetzungen, z. B. keine X -gebundene Vererbung) meist $> y$ sein wird, stimmt ein Kind mit seinem V^+ überein, beide sind dunkel. Es sei $x = 17\%$, $y = 3\%$. Dann folgert ESSER-MÖLLER weiter: Ist ein Mann als V nominiert, so muß es ein unbefangener Gutachter als *gleichwahrscheinlich* erachten, daß er der V^+ ist oder nicht. Stimmt dieser in M mit dem Kind überein, so wäre also die Wahrscheinlichkeit, daß er der V^+ ist

$$W = x : (x + y) = 1 : \left(1 + \frac{y}{x}\right) = \frac{17}{20} = 85\%. \quad (1)$$

Bei Nichtübereinstimmung in M ist in (1) x durch $1-x$ und y durch $1-y$ zu ersetzen, also $W' = (100-17):(100-17+100-3) = 47\%$. Werden mehrere Merkmale ($M_1 \dots M_n$) gleichzeitig betrachtet, so sei in (1) der Quotient y/x durch das Quotientenprodukt

$$II = \frac{y_1}{x_1} \cdot \frac{y_2}{x_2} \dots \frac{y_n}{x_n} \quad (2)$$

zu ersetzen.

In Zusammenfassung aller bisher erhobenen oder nicht erhobenen Einwände gegen die Formel (1, 2) kann unter Verweis auf ausführlichere Darstellungen (LUDWIG, WARTMANN) gesagt werden:

1. Die in (1) errechnete Größe W , die sich auf eine Einzelperson bezieht, ist keine echte Wahrscheinlichkeit (probability), sondern eine dieser proportionale (oder gleiche) Plausibilität (likelihood), ein Unterschied, der für die Praxis nur in dem Sinne wichtig ist, als man den Aussagecharakter einer Plausibilität berücksichtigen muß.

2. Es ist für Formel (1, 2) unerheblich, ob über die Erblichkeit oder den Erbgang irgend eines benutzten Merkmals Informationen vorliegen oder nicht. Das Ergebnis ist ebenso korrekt wie jede Korrelationsrechnung. Hat das Kind Blutgruppe A, so kann man auch die Alternative A/non-A in das Produkt II einbeziehen.

3. ESSEN-MÖLLERS Prämisse, ein unbefangener Gutachter müsse voraussetzen, daß ein nommierter Mann mit gleicher Wahrscheinlichkeit der V^+ sein könne oder nicht, ist falsch. Man hat vielmehr für den Einzelfall die (innerhalb des Bezirks bzw. Personenkreises) durchschnittliche Häufigkeit (w) zu berücksichtigen, mit der eine Mutter als Vater den V^+ nommiert, und diese Häufigkeit dürfte wohl mindestens in *Städten* erheblich über 50% liegen. (Bei der mündlichen Diskussion auf der Mainzer Anthropologentagung 1950 herrschte darüber Einigkeit, doch wurden für w -Werte zwischen 60% und über 90% genannt.) Dann aber ist die aus (1,2) kombinierte Formel $W = 1:(1+II)$ zu ersetzen durch

$$W = 1:(1+Q \cdot II), \quad (3)$$

in der $Q = (1-w):w$ ist, und w die eben genannte Häufigkeit bedeutet. In jedem praktischen Einzelfall ist die Festsetzung von w , das hauptsächlich auf der „Glaubwürdigkeit der Mutter“, daneben auf den äußeren Umständen und dem „Leumund“ des Beklagten basiert, und daher auch das Q , Angelegenheit *des Richters*. Der Gutachter sollte sich im Einzelfall hierzu nicht äußern, ihm sollten alle nicht morphologischen Daten über Mutter, Kind und Beklagtem eigentlich unbekannt sein, doch dürfte er wohl dem Richter das durchschnittliche Q mitteilen. Denn nehmen wir z. B. an, in einem Bezirk nominiere eine Mutter durchschnittlich in 75% den V^+ und betrachten wir nur 1 *nicht*erbliches Merkmal, das also keinerlei Information liefert ($x=y$), so würde

Tabelle 1. Abhängigkeit der Vaterschafts-,wahrscheinlichkeit“ W von der mittleren Häufigkeit w , mit der die Mütter den wahren Vater als Beklagten nominieren, für verschiedene Übereinstimmungsgrade (Π) zwischen Beklagtem und Kind.

w	Q	$\Pi =$						
		0,015228	0,030928	0,111111	0,428571	1,000000	2,333333	9,000000
1,0	0,000000	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
0,9	0,111111	99,8	99,6	98,7	95,4	90,0	79,4	50,0
0,7	0,428571	99,3	98,6	95,4	84,4	70,0	50,0	20,5
0,5	1,000000	98,5	97,0	90,0	70,0	50,0	30,0	10,0
0,3	2,333333	96,5	93,2	79,4	50,0	30,0	15,5	4,8
0,1	9,000000	87,9	78,2	50,0	20,5	10,0	4,8	1,2
0,0	∞	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Die Mittelzeile mit $w=0,5$ bzw. $Q=1$ entspricht der ursprünglichen ESSEN-MÖLLERSchen Formel (1). Rechts von der hervorgehobenen Spalte ist $\Pi > 1$, also $x < y$, was zwar bei Übereinstimmung kaum vorkommt; indes gilt Tabelle 1 auch für Folgerungen aus Nichtübereinstimmung, z. B. $x:y=9:1$, also $\Pi=(1-y):(1-x)=9:1=9$. — Angemerkt sei, daß in der für die Zwillingsdiagnose EZ/ZZ modifizierten ESSEN-MÖLLERSchen Formel der Quotient Q in Erscheinung tritt, basierend auf dem empirischen Häufigkeitsverhältnis zwischen gleichgeschlechtlichen ZZ und EZ innerhalb der Bevölkerung ($Q \approx 1,42$).

aus (1) die Vaterschafts-,wahrscheinlichkeit“ 50% folgen, während (3) wegen $Q=(100-75):75=\frac{1}{3}$ den voraussetzungsgemäß richtigen Wert 75% ergibt. Die Folgen der Nichtberücksichtigung von Q zeigt Tabelle 1.

4. Ferner ist das Produkt (2) nur gültig, wenn die verschiedenen Merkmale $M_1 \dots M_n$ nicht untereinander korreliert sind. Zwar war dies wohl bekannt, doch hat man die Folgen der Ignorierung bisher noch nicht abgeschätzt. Tabelle 2, aus einer umfangreicheren Tabelle WARTMANN'S⁷ ausgezogen, bringt 2 Beispiele. (Das Korrelationsmaß $\rho = \pm 1$ bzw. $\pm 0,5$ entspricht aus rechentechnischen Gründen nicht genau dem üblichen Korrelationskoeffizienten r .) Betrachtet werden die Merkmale A (mit den Erscheinungsformen A und a) und B (mit den Erscheinungsformen B bzw. b , wobei die Schreibweise A/a und B/b mit Dominanz nichts zu tun hat). Es sei etwa (als Schema) A Augen blau,

Tabelle 2. Die Vaterschaftsplausibilitäten W auf Grund zweier Merkmale bei verschiedener Korrelation (ρ) derselben unter den Voraussetzungen $Q=1$ und gleichem x bzw. y für beide Merkmale. Zwei verschiedene x - y -Wertepaare, 3 Typen der Übereinstimmung Kind—Vater ($K-V$).

ρ	$x = 17\%, y = 3\%$			$x = 80\%, y = 20\%$		
	$K-V$ $AB-AB$	$K-V$ $AB-ab$	$K-V$ $Ab-Ab$	$K-V$ $AB-AB$	$K-V$ $AB-ab$	$K-V$ $Ab-Ab$
-1,0	(100)	12,7	85,0	(100)	0,0	80,0
-0,5	98,3	30,4	85,2	96,9	3,1	81,3
0	97,0	42,3	85,3	94,1	5,9	82,6
0,5	86,6	44,3	86,9	85,7	14,3	89,5
1,0	85,0	46,1	(100)	80,0	23,0	(100)

a nicht blau, B Haare blond, b nicht blond (dunkler), und der Einfachheit halber seien die x - und y -Werte beider Merkmale dieselben.

Bei positiver Korrelation und $K-V$ -Typ 2 und 3 jeder Tabellenhälfte wirkt also Vernachlässigung der Korrelation gleichsinnig wie Vernachlässigung von $Q > 1$, vergrößert also diesen Fehler (errechnete V -Plausibilität zu niedrig), beim häufigeren Typ 1 wirken beide Fehlerquellen gegeneinander. Bei negativer Korrelation (empirisch häufig, z. B. Schädel-, Nasenmaße usw.) gilt das Umgekehrte: \pm Kompensation bei Typ (Spalte) 2 und 3, Verstärkung des Fehlers bei 1.

Die Zeile $q=0$ entspricht fehlender Korrelation zwischen A und B . — Bei den Typen

$$K(AB) - V(Ab) \text{ und } K(Ab) - V(AB)$$

besitzt eine etwaige Korrelation beliebigen Ausmaßes praktisch keinen Einfluß (Berechnungen). Die restlichen in Tabelle 2 fehlenden Kombinationen ergeben wenig Neues, da sie fast alle nach Vertauschung $A \leftrightarrow B$ und $a \leftrightarrow b$ bzw. $A \leftrightarrow a$ und $B \leftrightarrow b$ mit den obigen Fällen identisch sind.

Über das Ausmaß, in dem sich mehrere gleichzeitig betrachtete irgendwie untereinander korrelierte Merkmale auf die Höhe der V -Wahrscheinlichkeit auswirken, ist eine praktische Aussage kaum möglich.

Tabelle 3.

Kind	Vater				Σ
	AB	Ab	aB	ab	
AB	Σ
Ab	Σ
aB	Σ
ab	Σ
Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	$\Sigma\Sigma$

Schon im Falle zweier Merkmale (mit verschiedenen x und y) wären die 16 Zellen der Tabelle 3 auszufüllen und hierzu $16 - 3 = 13$ Erfahrungswerte nötig. Eine entsprechende Tabelle für n Merkmale scheiterte an der untragbaren Rechenarbeit.

5. Nach ESSEN-MÖLLER war es üblich, die nach (1) und (2) unter Vernachlässigung von Q und etwaigen Korrelationen errechnete Vaterschaftswahrscheinlichkeit W in die der Fehlerrechnung entnommenen Intervalle

$$P = 1 / 0,9973 / 0,955 / 0,682 / 0,318 / 0,045 / 0,0027 / 0 \quad (4)$$

zu unterteilen, den Intervallen die Wortumschreibungen „Vaterschaft praktisch erwiesen“, „sehr wahrscheinlich“, „wahrscheinlich“ . . . bis „praktisch ausgeschlossen“ zuzuweisen und diese Zahlen bzw. Umschreibungen dem Gericht auszuhändigen. Hier sind schwere *Bedenken* zu erheben. Zunächst handelt es sich bei den W -Werten um Wahrscheinlichkeiten einzelner Kombinationen, die mit den Totalwahrscheinlichkeiten (4) der Fehlerrechnung nichts zu tun haben. Denn diese entsprechen Flächenstücken, sie zeigen an, wie oft Abweichungen eines gewissen *oder noch größeren Ausmaßes* von einem Erwartungswert zufallsmäßig auftreten werden. Berücksichtigen wir weiter die Ungenauigkeit der errechneten W -Werte infolge Vernachlässigung von Q und der

Korrelationen (zweier sich oft addierender Einflüsse), ferner die Kleinheit der äußeren Intervalle von (4), so kommt wohl einer z. B. auf $W = 99,8\%$ basierenden Aussage „Vaterschaft praktisch erwiesen“ keine verantwortbare Präzision zu.

6. Ist es beim Ausschlußverfahren ohne weiteres zulässig, im Einzelfall beliebige und beliebig viel unabhängige Teste zu kombinieren, so begegnet man beim ESSER-MÖLLERSchen Verfahren gelegentlich einem recht üblen, weder statistisch noch juristisch zulässigen Vorgehen: Man versucht, wenn die üblichen Testmerkmale keine hinreichend große Wahrscheinlichkeit ergeben, weitere beizuziehen, bis W einen entsprechend hohen Wert erreicht. Andererseits bescheidet man sich, wenn z. B. auf Grund weniger Merkmale ein $W = 95\%$ erreicht wird, mit diesem, ohne zu bedenken, daß Berücksichtigung zusätzlicher Merkmale dieses W senken könnte. Immer muß daher *dasselbe* Ensemble von Merkmalen gefordert werden, wobei nur die im Einzelfall zufällig nicht prüfbaren ausscheiden dürfen.

Folgendes ist anzufügen bzw. es ergaben sich noch folgende Überlegungen: a) Es ist unwichtig, ob die E.-M.-Formel im Einzelfall tatsächlich angewendet oder ob nur nach ihrem Prinzip verfahren wird. Ersteres ist ja kaum möglich, da für viele Merkmale genaue x - und y -Werte kaum bekannt sind. — b) Insbesondere auch von seltenen Merkmalen muß immer *dasselbe* Ensemble benutzt werden; stimmt ein Beklagter in einem seltenen, anscheinend streng erblichem Merkmal mit dem Kind überein, in einem anderen mit schätzungsweise gleichen Eigenschaften aber nicht, so hat das erste keinerlei Beweiskraft mehr; zeigen weder Kind noch Beklagter *dasselbe* seltene Merkmal, so ist dies für den Vaterschaftstest belanglos (Berechnungen). — c) Betrachten wir ein Kind mit Merkmal M , seine Mutter und den Beklagten. Die Männer der Bevölkerung, gleichgültig ob sie mit dem Kind in M übereinstimmen oder nicht, zerfallen in solche, die erbmäßig überhaupt als Väter in Frage kommen, und solche, für die dieses unmöglich ist: m = Häufigkeit der (erbmäßig) möglichen Väter, $1-m$ = die der unmöglichen; erstere werden mit dem Kind im Bruchteil x übereinstimmen, letztere (z. B. aus Umweltgründen, bei recessivem Erbgang usw.) im Bruchteil z . Die Zahl der übereinstimmenden Männer beträgt also $xm + (1-m)z = y$, die der nicht übereinstimmenden $(1-x)m + (1-z)(1-m)$. Als Summe ergibt sich 1. Die Plausibilität, das ein in Merkmal M übereinstimmender Beklagter möglicher Vater ist, beträgt also $P = mx/y$, eine Formel, die von (1) völlig abweicht, aber zu keinerlei Unstimmigkeiten führt. Nach Gewinnung dieses P hat man zugunsten des Beklagten noch zu ermitteln, wie hoch der Bruchteil *nicht* übereinstimmender *möglicher* Vater ist. Erst dann folgt eine widerspruchsfreie Aussage, die sich noch verschärfen ließe, wenn für Mutter, Kind und Beklagten der Genotyp bekannt wäre. ESSER-MÖLLER hingegen fragt: Abstammung von wahren

(= *möglichen*) Vätern oder von beliebigen Männern; da erstere im letzteren enthalten sind, liegt überhaupt keine Alternative vor, und es können sich Irrtümer bis zu 100% ereignen. — d) Setzt man (2) in (1) ein, so steht im Zähler von (1) das Produkt aller x , im Nenner die Summe des Produktes aller x plus dem aller y . ESSEN-MÖLLER betrachtet also nur *eine* Alternative: Entweder stimmt der Beklagte in *allen* Merkmalen *erblich* mit dem Kind überein oder in *allen* Merkmalen nur durchschnittlich (d. h. meist aus nicht erblichen Gründen); daß die Übereinstimmung in einem Merkmal genetisch, in einem anderen durch die Umwelt bedingt sein könnte, was wohl die Regel darstellt, wird überhaupt nicht in Rechnung gezogen. — e) Abschließend folgt: Der Gutachter erschließt eine Vaterschaftsplausibilität P , die, richtig gerechnet, meist *recht niedrig* ausfallen dürfte; der Richter wird, sofern er z. B. eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% auf sich nimmt, einen Beklagten nur verurteilen, wenn 90:10 für seine Vaterschaft spricht; somit folgt — hier grob formuliert — $0,9 = R \cdot P$, d. h. der Richter hat, z. B. bei $P = 10\%$, die Verantwortung $R = 0,9 : 0,1 = 9:1$ zu übernehmen, daß der Beklagte infolge außeranthropologischer Indizien als Vater des klagenden Kindes in Frage kommt, verglichen mit einem beliebigen Mann der Bevölkerung.

Gehen wir jetzt von der Kritik zu *positiven Vorschlägen* über, so verbleiben, wenn ein hinreichend sicherer *Ausschluß* nicht möglich ist, entweder *sorgfältige Einzelgutachten* (s. oben), die keine (falsche Exaktheit vortäuschenden) Zahlwerte enthalten, vielmehr Plausibilitätsaussagen darstellen, für die der Gutachter einstehen muß (vgl. ⁴) — oder aber die schon *vor* der ESSEN-MÖLLERSchen Formel existierende *Methode der Unterscheidungsfunktionen* (Diskriminanzanalyse), die R. A. FISHER, fußend auf Vorarbeiten, 1936 inauguriert hat⁸. Sie entspricht dem auf Ähnlichkeit basierenden Vaterschaftstest genau und ist von allen bisherigen Bedenken frei. Daß sie zu diesem noch nicht herangezogen wurde, liegt wohl daran, daß es in jenen Ländern (England, Indien, USA.), die das Verfahren ausbauten, einen Vaterschaftsnachweis in unserem Sinne nicht gibt.

Ein einfaches Beispiel diene der Erläuterung (nach SMITH 1947). An je 25 fachärztlich als normal bzw. psychotisch deklarierten Personen wird ein Test probiert, der einen leichten Entscheid normal/psychotisch

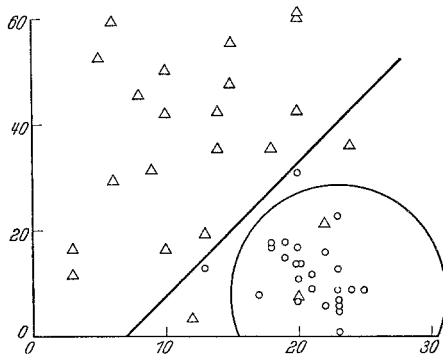


Abb. 1. Abszisse: x -Wert, Ordinate: y -Wert. \circ Normale, Δ Psychotische. Eingezeichnet die lineare und eine (etwas informationsstärkere) quadratische Unterscheidungslinie.

erhoffen läßt. Er liefert je Person 2 Werte, x und y , die streuen und deutlich korreliert sind (Abb. 1). Wie sich nun eine Ausgleichskurve einem empirischen Punktestreifen so gut als möglich „anschmiegt“, soll hier eine Linie gefunden werden, die sich zwischen den Punktescharen der Normalen und Psychotischen so „hindurchwindet“, daß sie beide möglichst trennt. Aus Rechengründen beschränkt man sich meist auf Gerade, seltener auf Kurven zweiten Grades. Für unser Beispiel erhält man die lineare Funktion $z = 5x - 2y - 36$. Für die auf der Geraden liegenden Punkte ist $z = 0$, für diesseits < 0 , für jenseits > 0 , und zwar um so stärker von 0 abweichend, je weiter die Punkte abliegen. Liefert nun ein neuer Proband die Werte x_1 und y_1 , so setzt man diese in die z -Formel ein, und erhält sofort die Antwort (\pm), in welche Gruppe er am ehesten einzuordnen ist, zugleich eine Irrtumswahrscheinlichkeit, z. B. meßbar am Abstand des Punktes (x_1, y_1) von der Unterscheidungslinie. *Diese Formel ist von allen Bedenken gegen die ESSEN-MÖLLERSche Formel frei.* Es würde genügen, an etwa 100—200 sicheren Paaren Kind V^- und Kind V^+ von z. B. 10 Merkmalen die Übereinstimmung bzw. den Übereinstimmungsgrad (etwa abgestuft zwischen 0 und 1) zu ermitteln und dann einmalig eine Unterscheidungsfunktion aufzustellen, die laufend verbessert werden könnte. Ob dieses Verfahren rentabel ist, hängt allerdings von der regionalen Variabilität der x/y -Werte ab. Wollte man, weil die negativen Verfahren noch nicht hinreichen und autoritative Einzelgutachten nicht allerorten möglich sind, die ESSEN-MÖLLERSche Methode „moralisch“ damit rechtfertigen, daß ein Mann, dessen Lebensführung den Verdacht einer gerichtlich zu entscheidenden unehelichen Vaterschaft aufkommen läßt, damit das Risiko eines eventuellen Fehlurteils in Kauf nehmen muß, so ist dies keine Angelegenheit des Gutachters, sondern allein des Gerichts.

Literatur.

- ¹ ESSEN-MÖLLER, E.: Verh. Ges. phys. Anthrop. 1937. — Mitt. anthrop. Ges. Wien 68 (1938). — Nord. med. Tidskr. 15 (1938). — Arch. Rassenbiol. 32 (1938). — ² FISHER, R. A.: Ann. Eugenics (Lond.) 7 (1936). — ³ LUDWIG, W.: Homo (Mainz) 2 (1951). — ⁴ Richtlinien der Dtsch. Ges. für Anthropologie für die Erstattung anthrop.-erbbiol. Abstammungsgutachten in gerichtlichen Verfahren. (Ohne Verf. u. Jahr [P. KRAMP].) — ⁵ SANGER, R., and R. R. RACE: Ann. Eugenics (Lond.) 15 (1950). — ⁶ SMITH, C. A. B.: Ann. Eugenics (Lond.) 13 (1947). — ⁷ WARTMANN, R.: Unveröffentlicht. — ⁸ WARTMANN, R.: Bedeutung und praktische Anwendung der Diskriminanzanalyse. Vervielf. Manuskript (40. S.) gegen DM 2,50 (Unkosten) von Zool. Inst. Heidelberg beziehbar. Hier alles Schrifttum über Diskriminanzanalyse.

Prof. Dr. W. LUDWIG, (17a) Heidelberg, Sofienstraße 6,
Zoologisches Institut,

Dipl.-Math. R. WARTMANN, jetzt Inst. f. prak. Mathematik
der Technischen Hochschule Darmstadt.