

法医学者による血液型に基づく証明方法 に対する批判と提案 (下)

浜上 則雄
加賀山 茂

一 はじめに
二 刑事事件における血液型による証明方法に対する批判(以上六五一号)

三 親子鑑定に関するエッセン
・メラウ方式および小松方式
の欠陥とベイズの定理に基づ
く新しい一般方式の提案

(一) 法医学者による血液型に基づく親
子鑑定の現状

嫡出の否認(民法七七四条以下)、認
知(民法七七九条以下)、親子関係存否
確認(家審法二二三条二項参照)、子の取
り違えが疑われる場合などにおいては、
生物学的な親子関係の存否が問題とな
る。そして、この点が争われる場合に
は、法医学者による親子鑑定が必要とな
る。親子鑑定の方法としては、産科学的

考察(妊娠期間・受胎日からの判定)や
人類学的検査(身体の形態的特徴の類似
度)、皮膚紋理(指紋・掌紋・足蹠紋)、
耳垢型、P・T・C(Phenylthiocarba-
diol)に対する味覚能力、血液型(血清
型、酵素型を含む)による判定が用いら
れている(1)。この中で最も進歩してい
るのは血液型の検査に基づく方法であ
り、血液型および耳垢型は環境などの条
件に関係なく遺伝子だけによって決定さ
れるので、親子鑑定に用いるのに最も優
れた形質であるとされている(2)。しか
も、最近の血液型研究のめざましい発展
によって、親子関係を否定しうる確率
(父性否定の確率)は約九五%にまで達
している(3)。つまり、ある集団から一
〇〇人の男性が任意に選ばれて、その人
達がある子の父であると疑われた場合、
そのうち九五五人までは、血液型の検査だ
けで父でないということを絶対的に確定

できるといふことになる。しかし、この
ことは、裏を返せば、残りの五名は、血
液型の検査によっては父でないことを証
明することができないことを意味する。
実際問題としては、父であると疑われる
男性が真の父である場合が多いので、父
性否定の確率が九五%もある方法を用い
ても、実際の鑑定例では、父として訴えら
れた男性のうち、父性を否定される例は
全体の一九%から二九%前後しかなく、
残りの七一%から八一%は血液型の検査
だけでは父性を否定されずに残ることに
なるであろうと推定されている(4)。そ
こで血液型の検査からは父でないとは断定
できない場合、このような男性はどのく
らいの確からしさで父であるといえるの
かが次に問題となる。父性肯定の確率は
この問題を統計学的に取り扱おうとする
ものに外ならない。

ある子供の父であると疑われた男が血
液型の検査によっても父であることが否
定できない場合、法医学者はエッセン・
メラウ方式(5)や小松方式(6)にしたがっ
てその男の父性肯定の確率を計算するの
が通例であり(7)、その確率を根拠とし
て父子関係の存在を認定する判決例が増
加している(8)。エッセン・メラウ方式
や小松方式に基づく父性肯定の確率に関
しては、小松勇作博士や岡島道夫教授ら
によって、「Essen-Möllerの式……は、
疑問の男が真の父である可能性と、他人
である可能性が、あらかじめ五〇%づつ
であると仮定しうる場合にのみ用いるべ
き性質のものである。もし、疑問の男が
真の父である可能性と、そうでない可能
性が等しくないかと仮定される場合に
は、この式をそのまま使用することは適
切ではない。(9)とが、「この種の計算を
行うには、通常母親が被告を含めた二人
の男のみと関係しており、従ってその二
人の中に必ず実父が存在するという仮定
に立っている。したがって例えば母親が
多数の男と関係を結んだと推定される場
合は、計算は男の数によって修正されね
ばならぬ性質のものである。」(10)という
ことが指摘されている。しかし、実際の
鑑定例においては必ずしもこのような考
慮はなされていないようであり(11)、エ
ッセン・メラウ方式や小松方式を具体的
にどのように修正すべきであるのかにつ
いては、岡島教授も「わが国ではEssen-

Moller の式を計算しても、現在のところでは……修正を行うことができないという意味で、ある程度の不備はまぬがない。(12)と述べるのみであって、解答を示していない。

このような疑問が残されたままでは、裁判官としても、血液型の鑑定によって計算された父性肯定の確率を、個々の事件において、どのように評価すべきか躊躇せざるを得ないであろう。エッセン・メラウ方式や小松方式に基づく父性肯定の確率を評価する上で、さらに不可解なことは、法医学者の多くが「特に注意する必要があるのは、このような計算で得られたWの値を、普通に使われている確率と同じように意味づけたいけない」ということである。……その値が極端に0または1に近いときだけ意味があり、その間の多くの区域では、積極的に肯定あるいは否定する資料としない方がよい。(13)とか「確率の値が高くないと父性を肯定的に判定することが危険である(たとえば九五%、九八%というような値以上になって始めて父らしさが相当に濃いといえる。しかし父であると断定することはできない)。(14)と述べていることである。ところが、実際には九五%以下の値である八六・九%、九四・八%などの父性肯定の確率が父性を肯定すべき資料として鑑定人により裁判官に示されている(15)。しかも、法医学者の中には、

血液型に基づく父性肯定の確率が八三・一%の場合に「親子関係が存在すること」を指示している(16)とし、八八・五%の場合に「親子関係が存在する可能性が極めて大である(17)と述べている者もあり、法医学者の間でも、父性肯定の確率の数値の評価については見解が分かれているのである。

このように考えると、法医学者は一方で「現在では多くの血液型が発見されて、いよいよ精細な検討が加えられるようになってきているので、血液型検査の結果からは、確かに親子関係の存否を決めるようになった(18)として、父性肯定の確率に関するエッセン・メラウ方式や小松方式を安易に評価し、しかもそれを「確率論における事後確率の定理(Bayesの定理)を応用したものである(19)と述べて数学的な権威づけを行っているが、他方で、このエッセン・メラウ方式によって計算された数値の評価については、反対に「普通に使われている確率と同じように意味づけたいけない(20)として、極めて消極的な評価しか与えていない。これは、あたかも、エッセン・メラウ方式は数学的に正しいが、出て来た答えは数学的な意味を持たない」といっているようなものである。法医学者は、何故にエッセン・メラウ方式によって導かれた父性肯定の確率に数学的な確率としての意味を持たせようとしないのであるか。

それは、エッセン・メラウ方式や小松方式が実は確率論的に完全に誤ったものであり、エッセン・メラウ方式や小松方式から導かれた数値は、分散が非常に小さい(通常1に近い場合)という特定の状況においては、ベイズの定理に基づく期待値とほぼ一致するが、その場合を除いて、その数値に確率論的な価値を認めることができないという事に起因しているのである。このことを明らかにするためには、まず、エッセン・メラウ方式や小松方式が、確率に関する基本的な定理であるベイズの定理と、どのような関係にあるのかを知る必要がある。

- (1) 松本秀雄「血液型の知識へ新臨床医学文献」(昭五二)一〇八頁。
- (2) 松本(注1)一〇八一―一〇九頁。
- (3) 三木敏行「親子鑑別の方法」親と子(東京大学公開講座17)(昭四八)二〇四頁、上田政雄「生物学的父子関係認定法の原理とその実際」現代の親子問題(昭五〇)四七頁、松本(注1)一四頁。
- (4) 上田(注3)四八―四九頁。
- (5)
$$W = \frac{X}{X+Y} = \frac{1}{1+\frac{Y}{X}}$$
- X: 母と子の血液型の組合せが与えられたとき、父と疑われた男の血液型と同一の血液型を持つ男が真の父である確率
- Y: 父と疑われた男の血液型が一般に出現する確率(前述ジュリスト六五〇号(昭五二)九六頁注(7)参照)。
- (6)
$$\frac{r_1}{r_1+r_2} = \frac{1}{1+\frac{r_2}{r_1}}$$

r1: 母と、父と疑われている男の血液型の組合せから、問題の子と同じ血液型を持った子が生まれる確率
r2: 母と不特定の男の組合せから問題の子と同じ血液型の子が生まれる確率
(母子結合の確率を母の血液型の出現率で割って得られる値)(前述ジュリスト六五〇号九六頁注(8)参照)。

- (7) 三木(注3)二〇八一―二〇九頁。
- (8) 東京高判昭二五・八・八 高民集三巻三三九頁(五五・六%)、仙台高秋田支判昭二八・六・一八 民集九巻三三三九頁(七〇%)、千葉地判昭三三・八・一〇 判時二七四号二頁(八六・九八%)、大阪高判昭四三・七・三〇 判時五三三三五頁、民集三巻六号一〇二七頁(九五・九四・八%)、東京高判昭五〇・一一・二六 判時八〇九号五三頁(九六%)、東京高判昭五一・六・三三 判時八二九号五八頁(九三・九四%)または九六%、大阪高判昭五一・九・二一 判時八四七号六一頁(九六・五%)などにおいては、カッコ内のような父性肯定の確率が計算され、いずれも父子関係が認められている。
- (9) 岡島道夫「父権肯定の確率とRb血液型への応用」日法医誌九巻四号(昭三〇)四一九頁。なお、小松勇作「血液型による父権の判定に就いて」犯罪誌一三巻(昭一四)四八六頁参照。 Cf. Koumaru (Y), *Probability-theoretic Investigations on Inheritance XII. Probability of Paternity*, 28 Proc. Jap. Acad. (1952) 360.
- (10) 岡島道夫「シンポジウム『親子鑑定』親子鑑定における数学的処理について」日法医誌一八巻三号(昭三九)一七五頁。
- (11) 石井敏政・長谷部尚・関俊之・上竹正躬・横山三男・飯田武男・橋中正彦。

村尾忠甫「親子鑑定例について」お茶の水
 医誌二巻四号(昭二九)三四〇、三四三頁
 松永英「遺伝学から見た父子鑑定の基本原
 理について」(付)鑑定の一例「日法医誌一
 八巻四号(昭三九)二七四、二八五頁、三
 木(注3)二〇八一、二〇、二二〇頁参
 照。

- (12) 岡島(注9)四一九頁。
- (13) 三木(注3)二〇八頁。
- (14) 上野正吉・新法医学(第八版)昭
 四七)二二八頁。
- (15) (注8)参照。
- (16) 石井ほか(注11)三四〇頁。
- (17) 石井ほか(注11)三四三頁。
- (18) 古畑種基・血液型学(第二版)昭
 四一)四四三頁。ただし消極的な評価とし
 て、古畑種基・牧野総一郎「親子鑑別法の
 進歩」綜合医学二巻二号(昭三〇)三、
 一―二頁参照。
- (19) 上野(注14)二二八頁、三木(注
 3)二〇七頁。
- (20) 三木(注3)二〇八頁。

(I) ハイズの定理に基づく父性肯定の
 確率と期待値を求める一般方式の提
 案

エッセン・メラ方式或小松方式は、
 ハイズの定理を特殊な場合に適用したも
 のであるといわれている(1)。そこで、
 まず、ハイズの定理そのものを使った場
 合、父性肯定の確率ほどのように導くこ
 とができるかを考察し、次に、ハイズの
 定理の観点から見ると、エッセン・メラ
 方式或小松方式はいかなる点で誤った
 ものであるかを明らかにすることにしよう。

既に述べたように、ハイズの定理
 は、可能な原因 (C_1, \dots, C_n) の事前確
 率 (H_1, \dots, H_n) とそれぞれの原因から
 結果 (E) の起こる条件付確率 $(L_1, \dots,$
 $L_n)$ とを知って、その結果 (E) が特定
 の原因、例えば C_1 に基因する確率 (W_1)
 を求めるものである。

血液型に基づく父子鑑定の場合、種々
 の血液型の両親の組合せから、ある血液
 型の子が生まれる条件付確率 $(L_1, \dots,$
 $L_n)$ は遺伝学上明らかになっている。し
 たがって、特定の血液型の母からある血
 液型の子が生まれたという結果 (E) が
 生じた場合、父の可能性のある男 $(C_1, \dots,$
 $C_n)$ のうち、特定の男 (C_i) がその
 子の父である確率 (W_i) は、父の可能性
 のある男 (C_1, \dots, C_n) の事前確率 $(H_1,$
 $\dots, H_n)$ を知ることにより (C_1, \dots, C_n)
 の事前確率は、父の可能性のある男 $(C_1,$
 $\dots, C_n)$ と母とが関係した時期、回数、避
 妊措置の有無などの具体的な事情に基づ
 いて決定すべきであるが、そのような事
 情が不明の時は、事前確率を平等と考
 えて出発することができる(2)。ハイズの定
 理に基づいて計算することができる。

父子鑑定が問題となる最も複雑な場合
 というのは、父として訴えられた男 (C_1)
 がおり、その他に、母の懐胎可能期間中
 に母と関係した男 (C_2, \dots, C_n) が存在
 し、その中に、血液型の特定できる男

(C_2, \dots, C_n) が一人、血液型の特定
 できない男 (C_{n+1}, \dots, C_m) が n 人い
 るという場合である。この場合に、父と
 して訴えられた男 (C_1) の父性肯定の確
 率 (W_1) を求める一般方式を導くことが
 できれば、その男 (C_1) 以外に父と疑わ
 れている男がもう一人だけいる場合と
 か、二人か三人いる場合などのように、
 比較的単純な場合の父性肯定の確率も、
 すべて一般方式の特別な場合に過ぎない
 ことになる。

右に述べたような最も複雑な場合に、
 ハイズの定理を使って父性肯定の確率を
 求める一般方式は、次のように表わすこ
 とができる。

$$W_i = \frac{H_i P(C_i)}{H_1 P(C_1) + \dots + H_n P(C_n) + H_{n+1} P(C_{n+1}) + \dots + H_m P(C_m)}$$

$$W_i = \frac{H_i L_i}{H_1 L_1 + H_2 L_2 + \dots + H_n L_n + H_{n+1} L_{n+1} + \dots + H_m L_m} \quad (5)$$

ところで、ハイズの定理に基づいて、
 父性肯定の確率を求める一般方式である
 (5)式のうち $H_{n+1} L_{n+1} + \dots + H_m L_m$
 の部分は、 C_{n+1}, \dots, C_m が血液型不明の
 男であるため、原因から結果の生じる条

件付確率 (L_{n+1}, \dots, L_m) も不明であ
 り、その値を直接求めることはできな
 い。したがって、父と疑われている男の
 中に血液型の特定できない男が存在して
 いる場合に、訴えられている男 (C_1) の
 父性肯定の確率 (W_1) を求めようとすれ
 ば、 $H_{n+1} L_{n+1} + \dots + H_m L_m$ の値を何
 らかの形で推定することが必要となる。
 $H_{n+1} L_{n+1} + \dots + H_m L_m$ の値を推定
 して、訴えられている男 (C_1) の父性肯定
 の確率 (W_1) の期待値を求める方法とし
 ては、次の二つの方法が考えられる。

第一の方法は、父と疑われている血液
 型不明の男 (C_{n+1}, \dots, C_m) n 人を実
 際に一般集団から選び出してみたとき、
 それらの男が、どのような血液型の組合
 せをとりうるかを考え(例えば父と疑わ
 れている男が三人いるとして、ABO式
 血液型についていえば、その三人の血液
 型の組合せは三人ともA型であるか、二
 人がA型で一人はB型であるか(3)……
 一人がA型で、一人はB型で、もう一人
 はAB型であるか(4)……三人ともO型
 であるかである)。その組合せの一つ一
 つについてハイズの定理によって C_1 の父
 性肯定の確率 (W_i) を計算し、その後
 に W_i の値にそれぞれの血液型の組合
 せの出現率(例えば、先の三人の例で、
 一人がA型一人がB型もう一人がA
 B型である場合の出現率は $\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3}$ 、
 $(p^2 + 2pq)(q^2 + 2qp) \cdot 2pq$ である(4)。

q, r は, A, B, O 型のそれぞれの遺伝子の出現頻度() を掛けて, W₁ の期待値 E(W₁) を求める方法である。

この方法は、血液型不明の男 n₁ 人がとりうる血液型の組合せを T₁₁, ..., T_{1m} で表わし、それぞれの場合の C₁ の父性肯定の確率を W₁₁, ..., W_{1m} で表現すると次の式で示すことができる。

$$E(W_1) = P(T_{11}) \cdot W_{11} + P(T_{12}) \cdot W_{12} + \dots + P(T_{1m}) \cdot W_{1m} \quad (6)$$

これが、父の可能性のある血液型不明の男が存在する場合に C₁ の父性肯定の確率の期待値を求める一般方式である。

右の一般方式による方法は、父の可能性のある血液型不明の男の数が多いたまきは血液型の組合せの数が増加して計算が複雑となる。しかし、この場合には、乱数表を使って、血液型の出現率に一致するように任意の男 n₁ 人を選び出し、その都度、ベイズの定理によって C₁ の父性肯定の確率を求めるという作業を十分多数回繰り返して、C₁ の父性肯定の確率の期待値(平均値)を推定することができる。これは、統計学上、モンテカルロ法(Monte Carlo Method)(6)と呼ばれている方法を利用したものである。

父の可能性のある血液型不明の男が存在する場合に、C₁ の父性肯定の確率の近似値を求める第二の方法は、父と疑われている血液型不明の男(C₂₁, ..., C_{2n})は一般集団における血液型の分布にしたが

って存在していると推定し、それぞれの血液型に属する男と特定の血液型の母との組合せから、問題の子と同じ血液型の子が生まれるという条件付確率の期待値 E(D₁*L₁*) (いわゆる母子結合の確率を母の血液型の出現率で割った値)を求め、一度に C₁ の父性肯定の確率の近似値(W₁) を求めようとする方法である。

つまりこの方法は、ベイズの定理(5)式における D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}* の値の代わりに、事前確率が一定のときのその期待値 E(D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}*) = (n-1)E(D_{1k1}*) (6) を使って、父性肯定の確率の近似値(W₁)を次の式によって求めるものである。

$$W_1 \approx \frac{L_1}{L_1 + L_2 + \dots + L_n + (n-1) \cdot \frac{E(D_{1k1}^*)}{E(L_{1k1}^*)}} \quad (7)$$

(7)式によるこの方法は、ベイズの定理(5)式における D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}* の値の代わりに、いわゆる母子結合の確率を使って C₁ の父性肯定の確率の近似値を求めようとするものであるから、血液型不明の男の数(n-1)が、日本人の一般集団における血液型分布を反映するのに十分である数に達している場合にのみ利用できるにすぎない。したがって、そうでないとき、正確に言えば、大数の法則(7)から考えてその数が十分に大きいといえないときには、実際の父性肯定の

確率の期待値に比べて大きな誤差を伴う場合が必然的に生じる。

父の可能性のある血液型不明の男の数(n-1)が一般集団における血液型分布を反映するほど十分に大きいという事は、実際の父子鑑定の場合にはほとんど起こりえないので、(7)式は、父性肯定の確率が極めて1に近い場合、すなわち分散が非常に小さい場合と、後に述べる(8)多数関係者の抗弁(不貞の抗弁)が問題となりその関係者の数が大数の法則から考えてきわめて大きい場合にのみ、その問題を理論的に処理するために利用できるだけで、実際に利用できる場合は殆どないといえる。

- (1) 松永英「遺伝学から見た父子鑑定の基本原理」(5)「日法医誌一八巻四号(昭三九)二七三頁、上野正吉・新法医学(第八版)(昭四七)二二八頁、三木敏行「親子鑑別の方法」親と子へ東京大学公開講座17(昭四八)二〇七頁。
- (2) 前述ジュリスト六五〇号九八頁参照。
- (3) この組合せの数は 3! = 6通りである。森田優三「統計教理入門(昭四三)一五一―六頁参照。
- (4) この組合せの数は 3! = 6通りである。
- (5) 杉山博「確率統計要論(昭四八)二五九頁以下参照。
- (6) E(D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}*) = E(D_{1k1}*L_{1k1}*) + ... + E(D_{1kn}*L_{1kn}*) となり、D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}* の期待値は (n-1)E(D_{1k1}*) となる。

右辺それぞれの期待値はすべて同じであるので、これを E(D_{1k1}*) とおくと、E(D_{1k1}*L_{1k1}* + ... + D_{1kn}*L_{1kn}*) = (n-1)E(D_{1k1}*) となる。E(D_{1k1}*) は一般集団における男のある血液型(T₁)の出現率 P(T₁)に、特定の血液型の母と右の血液型の男との結合から問題の子と同じ血液型の子が生まれる確率 P(E₁T₁) を掛けた値の総和 Σ P(T₁)P(E₁T₁) であり、いわゆる母子結合の確率を母の血液型の出現率で割った値に等しい。

- (7) 杉山(注5)九一〇頁、四五頁参照。
- (8) 後述二二五―二二七頁参照。

(2) エッセン・メラウ方式および小松方式の統計学上の誤り

(1) 述べたように、父の可能性のある血液型不明の男が存在する場合に、C₁ の父性肯定の確率(W₁)の近似値を求めるには二つの方法がある。第一の方法は(6)式によって W₁ の期待値 E(W₁) を求めるもので非常に有用であるが、第二の方法は、いわゆる母子結合の確率を使って(7)式により W₁ の近似値を求めようとするものであって、血液型不明の男の数(n-1)が、一般集団における血液型分布を反映できるほど十分に大きくないときは、分散が非常に小さい場合を除いて利用できないことは既に述べた通りである。ところが、父の可能性のある血液型不明の男が一人の場合に、血液型の不明の男が多数でなければ使えない母子結合の

確率を用いて父性肯定の確率を求めようとする大きな欠陥のある方式が小松方式である。すなわち、(7)式において、 $n_1 = n_2 = n$ 、 $n_1 = n_2 = 1$ とおくと、次の式が得られる。

$$W_1' = \frac{L_1}{L_1 + E(ZwL^*)} \tag{8}$$

これは小松方式(9)そのものであり、エッセン・メラウ方式(1)(10)もこれと全く同値である(11)。つまり、エッセン・メラウ方式(1)は、その分母が頻度と頻度を加えたものに過ぎず、全体集合となっていないため、そもそも、確率の基本原理に反したものであり、小松方式も、大数の法則からみて、誤った方法であり、いずれも、実際の父性肯定の確率の期待値に一致する保証は全くないのである。次にこのことを、具体的な例に即して証明することにする。

- (9) 前述一一九頁注(6) 参照。
- (10) 前述一一九頁注(5) 参照。後に述べる Zwiemannall に於ける エッセン・メラウ方式(11) すなわち、

$$W_1 = \frac{\left(\frac{X}{X}\right)_{II}}{\left(\frac{X}{X}\right)_{II} + \left(\frac{X}{X}\right)_{I}}$$

と区別するため、

$$W_1' = \frac{X}{X+Y} = \frac{1}{1+\frac{Y}{X}}$$

の方をエッセ

ン・メラウ方式(1)と等しくすることにする。(11) エッセン・メラウ方式(1)が小松方式と同値であることの証明(1)の血液型を T_1 とし、特定の血液型の母からある血液型の子が生まれることを E で表わす

と、エッセン・メラウ方式(1)における X (子の真の父が T_1 の血液型を有する確率)、 Y (一般集団の中で T_1 の血液型の男が出現する確率) は、それぞれ、 $X = P(T_1|E)$ 、 $Y = P(T_1)$ と書き表わすことができる。ところで小松方式における n_1 (T_1 の血液型の男と母との結合から問題の子と同じ血液型の子が生まれる確率) および、 n_2 (特定の血液型の母からある血液型の子が生まれる確率) は、それぞれ、 $n_1 = L_1 = P(E|T_1)$ 、 $n_2 = E(ZwL^*) = P(E)$ であるから、 $n_1 : n_2 = L_1 : E(ZwL^*)$

$$W_1' = \frac{L_1}{L_1 + E(ZwL^*)} = \frac{n_1}{n_1 + n_2} = \frac{X}{X+Y}$$

したがって、

ところで、エッセン・メラウ方式における X は、右に示したように $P(T_1|E)$ であり、 T_1 についての事後確率に他ならない。父性肯定の確率という C_1 の事後確率を求める前に T_1 の事後確率を求めるといふことは完全な二重手間であり、無意味なことである。つまり、導かれる結果は右で示したように同じであっても、この点にエッセン・メラウ方式と、事前確率と原因から結果の生じる条件付確率だけを使って事後確率を求めようとする小松方式との本質的な相違がある。このことから、エッセン・メラウ方式が、ヘイスの定理とは全く異なるものであることが明らかである。

- (3) エッセン・メラウ方式および小松方式が持つ欠陥の具体的証明
- 母の血液型が A 型で子の血液型が AB

型である場合に、 A B 型の男 (C_1) が父であるとして認知を請求されているとする。 A B O 式血液型で A 、 B 、 O 型の各遺伝子の出現頻度を松本教授にしたがって(3) $p = 0.2764$ 、 $q = 0.1714$ 、 $r = 0.5526$ とした場合、ヘイスの定理に基づいて C_1 の父性肯定の確率およびその期待値を求める統計学的に正しい方法と、統計学上、重大な欠陥を持ったものであるエッセン・メラウ方式(1)および小松方式とが、いかに異なった数値を導くかをここで示すことにする。

- (12) 松本秀雄・血液型の知識(新臨床医学文庫(四五))一一〇頁、表41参照。

(4) 父の可能性のある血液型不明の男の取扱

(1) 血液型不明の男が一人の場合

母の血液型が A 型で、子の血液型が AB 型であり、父として訴えられている男 (C_1) の血液型が AB 型の場合には、エッセン・メラウ方式(1)および小松方式によれば、 C_1 の父性肯定の確率は次のようにして求められること。

$$W_1' = \frac{X}{X+Y} = \frac{p}{p+2pq} = \frac{1}{1+2q}$$

$$\phi_1 \sim \phi_2$$

$$W_1' = \frac{p+r}{2(p+2r)} = \frac{p+r}{2(p+2r)}$$

$$W_1' = \frac{p+r}{2(p+2r)} + \frac{q(p+r)}{p+2r}$$

$$= \frac{1}{1+2q} \tag{14}$$

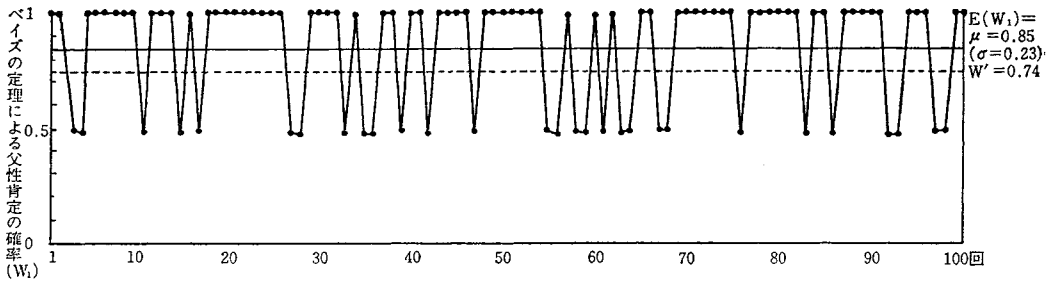
であり、いずれにしても

$W_1 = 0.74$ となる。

この値は、 C_1 以外に父の可能性のある血液型不明の男 (C_2) が一人だけ存在しており、しかも C_2 は一般集団における血液型の分布に従って A 、 B 、 A B 、 O 型の血液型を持っているという仮定の下に計算されたものである。しかし、実際にはこのようなことは起こり得ない。父の可能性のある血液型不明の男 (C_2) の血液型は、実際は A 型か B 型か AB 型か O 型かのいずれかであり、それぞれの場合の C_1 の父性肯定の確率は、ヘイスの定理(5)により次のように計算される。(5)式において、 $n = 2$ 、 $k = 2$ 、 $n_1 = n_2$ 、 $H_1 = H_2$ (事前確率一定) とする。

- (9) $W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2}$
- ① C_2 が A 型の場合 $L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$ 、 $L_2 = 0$ であるから、
- $W_1(A) = \frac{\frac{p+r}{2(p+2r)}}{\frac{p+r}{2(p+2r)} + 0} = 1$
- ② C_2 が B 型の場合 $L_2 = \frac{(p+r)(q+r)}{(p+2r)(q+2r)}$ 、 $L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$ であるから、
- $W_1(B) = \frac{\frac{p+r}{2(p+2r)}}{\frac{p+r}{2(p+2r)} + \frac{(p+r)(q+r)}{(p+2r)(q+2r)}} = 0.4891$
- ③ C_2 が AB 型の場合 $L_2 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$ 、 $L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$ であるから、

図3 C₁の父性肯定の確率の値(W₁)がC₂の血液型(ABO式)如何によって変化する様子を100回のモンテカルロ実験によって示した図(C₁の父性肯定の確率の期待値E(W₁)=μはエッセン・メラ方式による父性肯定の確率の値と異なる)



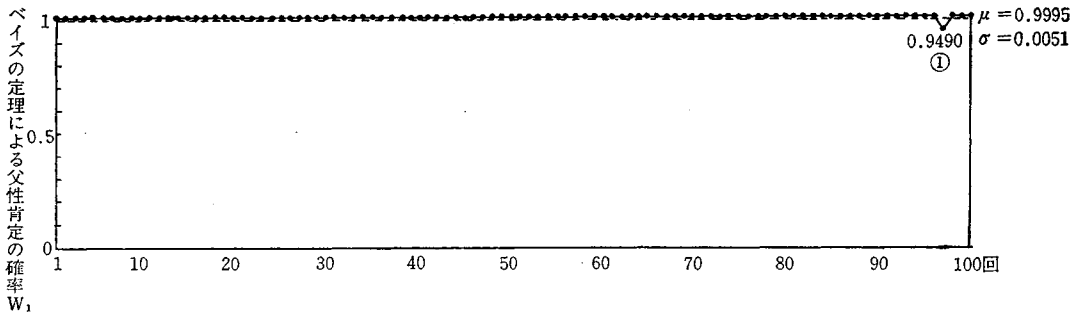
モンテカルロ実験による試行回数 ——— 平均μ=0.85(σ=0.23) ----- エッセン・メラ方式による父性肯定の確率W₁⁰=0.74 母の血液型A型 子の血液型AB型 父として訴えられている男の血液型AB型

$$W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2}, \quad L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}, \quad L_2^0 = L_2^0 = 0, \quad L_2^0 = \frac{(p+r)(q+r)}{(p+2r)(q+2r)}, \quad L_2^{(AB)} = L_1$$

$$E(W_1) = \mu = (p^2 + 2pr)W_1^{(A)} + (q^2 + 2qr)W_1^{(B)} + 2pq \cdot W_1^{(AB)} + r^2 \cdot W_1^0 = 0.84$$

$$W_1^0 = \frac{X}{X+Y} = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} = \frac{L_1}{L_1 + E(L^*L^*)}, \quad E(L^*L^*) = \frac{q(p+r)}{p+2r} = 0.74$$

図4 ベイズの定理による父性肯定の確率の期待値とエッセン・メラ方式による父性肯定の確率の値がほぼ一致する例 (三木鑑定:三木(注1) 216-220頁参照)



モンテカルロ実験による試行回数 -----平均μ=0.9995(σ=0.0051),エッセン・メラ方式による父性肯定の確率W₁⁰=0.9995

母の血液型 A · MsNs · CCDDe · Q · K-k+ · Fy(a+b-) · Jk(a+) · Xg(a+) · se · Hp 1-1 · Gc 1-1 · ab³st · Inv(a-b+) · PGM1 · AcP(B) · ePGD(A) · ADA 1

子の血液型 AB · NsNs · CcDEe · Q · K-k+ · Fy(a+b-) · Jk(a-) · Xg(a+) · Se · Hp 2-1 · Gc 2-1 · axgb³st · Inv(a-b+) · PGM 2-1 · AcP(B) · ePGD(A) · ADA 1

訴えられている男(C₁)の血液型 AB · NsNs · CcDEe · q · K-k+ · Fy(a+b-) · Jk(a-) · Xg(a+) · Se · Hp 2-2 · Gc 2-1 · axg · Inv(a-b+) · PGM 2-1 · AcP(B) · ePGD(A) · ADA 1

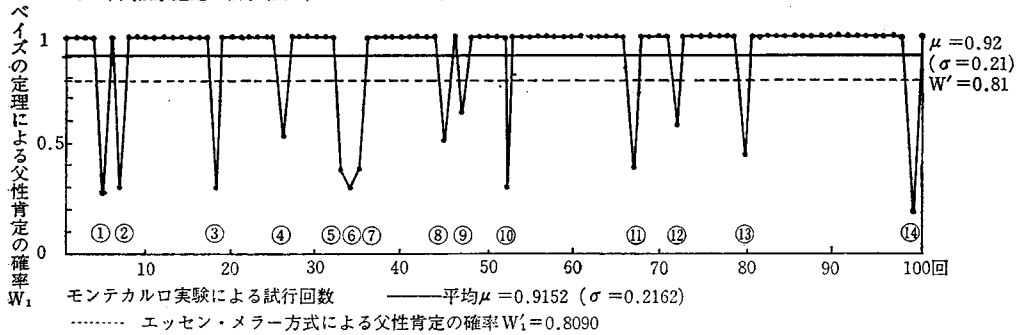
①の男(C₂)の血液型 AB · MsNs · CcDEe · Q · K-k+ · Fy(a+b-) · Jk(a+) · Xg(a+) · Se · Hp 2-2 · Gc 2-1 · axgfb¹b² · Inv(a+b+) · PGM 2-1 · AcP(BA) · ePGD(A) · ADA 1

多数の種類血液型を総合して、ベイズの定理によって父性肯定の確率を求めるためには、各種の血液型の形質が遺伝的に独立であることが必要である。図4の16種類の血液型はそれぞれ独立となるように考慮されているので、男①(C₂)がC₁の他に父として疑われている場合には、C₁の父性肯定の確率W₁⁰は次のようにして求めることができる。

$$C_1 \text{と} C_2 \text{の血液型の異なる部分のみに注目して, } \frac{L_2}{L_1} = \frac{0.5 \times 0.80 \times 0.12 \times 0.5 \times 0.5 \times 0.5}{1 \times 0.55 \times 0.35 \times 0.58 \times 1 \times 1}$$

$$W_1^0 = \frac{L_1}{L_1 + L_2} = \frac{1}{1 + \frac{L_2}{L_1}} = 0.95$$

図5 ベイズの定理による父性肯定の確率の期待値 $E(W_1) = \mu$ とエッセン・メラ方式による父性肯定の確率の値がかなり異なる例(松永鑑定: 松永(注1) 282-285頁参照, 遺伝子の出現頻度の値は 276頁の表4によった)



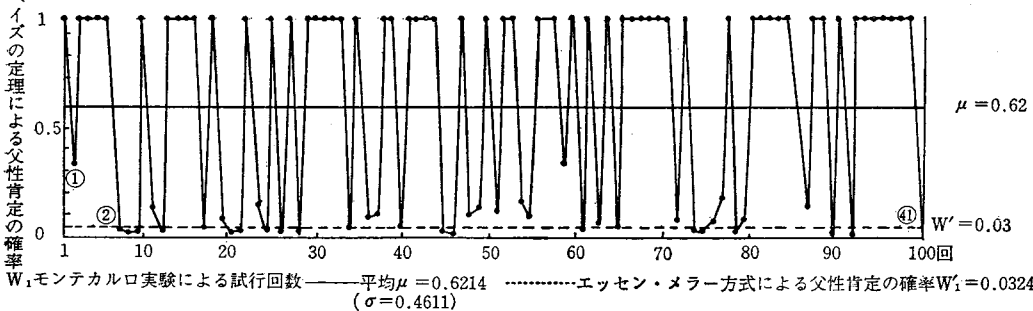
母の血液型 B·MN·Q·Se·Rh(ee)·Hp 2-2 耳垢型 w PTC味覚能力 有味
 子の血液型 A·MN·Q·Se·Rh(Ee)·Hp 2-2 ♀ w ♀ 有味
 訴えられている男(C₁)の血液型 A·N·q·se·Rh(Ee)·Hp 2-2 ♀ w ♀ 味盲
 ①の男(C₁)の血液型 AB·M·q·Se·Rh(EE)·Hp 2-2 耳垢型 w PTC味覚能力 有味
 ②の男(C₂)の血液型 A·MN·Q·Se·Rh(Ee)·Hp 2-2 ♀ w ♀ 有味
 ⋮ ⋮ ⋮
 ⑬の男(C₁₃)の血液型 A·MN·q·Se·Rh(EE)·Hp 2-2 ♀ w ♀ 有味

$$W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2} \cdot L_1 = 0.01833, L_2 = 0.04983, L_3 = 0.04351, \dots, L_{13} = 0.09585$$

$$E(W_1) = 0.9152$$

$$W_1' = \frac{X}{X+Y} = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} = \frac{L_1}{L_1 + E(II^*L^*)} \cdot E(II^*L^*) = 0.004326 = 0.8090$$

図6 ベイズの定理による父性肯定の確率の期待値 $E(W_1)$ とエッセン・メラ方式による父性肯定の確率の値 (W_1') が極端に異なる例



母の血液型 A·MsNs·CCDee·Q·Fy(a+b-)·Jk(a+b+)·Xg(a+)·Se·Hp2-1·Gc2-1·agb³st·Inv(a+b+)·PcM1·AcP(B)·ePGD(A)·ADA1
 子の血液型 A·MsNs·CCDee·q·Fy(a+b-)·Jk(a-b+)·Xg(a+)·se·Hp2-2·Gc1-1·agb³st·Inv(a-b+)·PGM1·AcP(B)·ePGD(A)·ADA1
 父として訴えられた男(C₁)の血液型 B·NsNs·CcDee·q·Fy(a+b+)·Jk(a+b+)·Xg(a+)·Se·Hp2-1·Gc2-1·agb³st·Inv(a+b+)·PGM2-1·AcP(BA)·ePGD(A)·ADA1

①の男(C₁)の血液型 B·MsNs·CcDee·Q·Fy(a+b+)·Jk(a+b+)·Xg(a+)·Se·Hp2-2·Gc1-1·ab³st·Inv(a+b+)·PGM1·AcP(BA)·ePGM(AC)·ADA1
 ②の男(C₂)の血液型 B·MsNs·CcDee·q·Fy(a+b-)·Jk(a+b+)·Xg(a+)·se·Hp2-1·Gc1-1·axgb³st·Inv(a-b+)·PGM1·AcP(B)·ePGM(A)·ADA1
 ⋮
 ⑭の男(C₁₄)の血液型 AB·MSMs·CcDEe·q·Fy(a+b-)·Jk(a+b+)·Xg(a+)·Se·Hp2-1·Gc1-1·ag·Inv(a-b+)·PGM1·AcP(B)·ePGM(AC)·ADA1

$$W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2} \quad L_1 = 7.62 \times 10^{-7}, L_2 = 1.52 \times 10^{-6}, L_3 = 3.71 \times 10^{-5}, \dots, L_{14} = 1.17 \times 10^{-5}$$

$$E(W_1) = 0.62$$

$$W_1' = \frac{X}{X+Y} = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} = \frac{L_1}{L_1 + E(II^*L^*)} \cdot E(II^*L^*) = 2.28 \times 10^{-5} = 0.03$$

$$W_{1(AB)} = \frac{\frac{p+r}{2(p+2r)}}{\frac{p+r}{2(p+2r)} + \frac{p+r}{2(p+2r)}} = 0.5$$

④ C₂がO型の場合、L₂=0であるから、

$$W_{1(O)} = \frac{\frac{p+r}{2(p+2r)}}{\frac{p+r}{2(p+2r)} + 0} = 1$$

また、C₂がA型、B型、AB型、O型である確率はそれぞれ $p^2+2pr, q^2+2qr, 2pq, r^2$ であるから、C₁の父性肯定の確率 (W₁) の期待値は(6)式により次のように示される。

$$E(W_1) = (p^2+2pr)W_{1(A)} + (q^2+2qr)W_{1(B)} + 2pq \cdot W_{1(AB)} + r^2 \cdot W_{1(O)} = 0.84$$

(分散 $\sigma^2 = (0.24)^2$)

このように、エッセン・メラ方式 (I) および小松方式によって求めた父性肯定の確率の値 (W₁=0.74) と、メイズの定理によって求めた父性肯定の確率の期待値 (E(W₁)=0.84) とは一致しない。この期待値は、父の可能性のある血液型不明の男の数 $N_{\text{エッセン}}$ としたときの C₁ の父性肯定の確率の理論上の平均値であるので、 $N_{\text{エッセン}}$ を固定した上で、いかに多くの人について計算を行ってもこの値は変りがない。したがって、このことは、エッセン・メラ方式および小松方式が、父の可能性のある血液型の不明の男の数が少ないときには父性肯定の

確率の近似値としても一般に利用できないことを示している。

エッセン・メラ方式 (I) および小松方式によって求めた父性肯定のいわゆる確率 (W₁) の値と、メイズの定理によって求めた父性肯定の確率 (W₁) およびその期待値 E(W₁) との相違を明らかにするため、乱数表を応用して血液型の出現率にはほぼ一致するように男 (C₂) の任意抽出を行い、その都度、父として訴えられている男 (C₁) の父性肯定の確率 (W₁) がどのように変化するかを 100 回のモンテカルロ実験によって示すと図 3 のようになる。図 3 は、C₁ の父性肯定の確率 (W₁) は、C₂ の血液型如何によつて、0.49 と 1.00 の間を変化し、その期待値 (平均値 μ) は 0.85 であることと、エッセン・メラ方式や小松方式によるいわゆる父性肯定の確率 (W₁) が近似値もしくは期待値としての意味すら持っていないことをはっきりと示している。

メイズの定理に基づく父性肯定の確率の期待値とエッセン・メラ方式 (I) および小松方式による父性肯定のいわゆる確率は、次の図 4 の三木鑑定 (15) に見られるように、父性肯定の確率が非常に高く (エッセン・メラ方式で 0.99 九五) 分散も非常に小さいときには、両者はほぼ一致する。しかし、図 5 の松永鑑定 (16) のように、父性肯定の確率が

なり高くても (エッセン・メラ方式で 0.8090) 分散がかなりある場合には両者の値には 1% の差が生じており、図 6 のように確率の値が低く (エッセン・メラ方式で 0.03) 分散が大きいときは両者は極端に異なる。

図 6 の場合、L₁ (小松方式でいう n_1) = 7.620×10^{-7} 、E(L₁*) (小松方式でいう n_2) = 2.277×10^{-5} であるから、エッセン・メラ方式および小松方式によれば、訴えられた男の父性肯定のいわゆる確率は W₁=0.03 ということになる。

この値は、法医学者の評価によれば「非常に父らしくない (17)」ということの意味するはずである。しかし、この場合も、100 回のモンテカルロ実験によって父性肯定の確率とその期待値を求めると、父性肯定の確率 (W₁) は 0.03 となり、E(W₁) = 0.62 (σ = 0.46) となる。したがって、この期待値のみでは、C₁ を父と断定することはできないが、エッセン・メラ方式とは反対に、C₁ の父性を肯定する一つの有利な (50% 以上) の証拠とすることができる。それ故、このような場合にも、血液型鑑定以外の父性を肯定する多くの状況証拠の積み重ねによって、C₁ が父であると判決によって認定されるということも可能である。この例からも分かるように、血液型鑑定が進歩した今日においても、親子鑑定において

は、血液型に基づく証明以外の証拠方法 (例えば産科学的鑑定や人類学的鑑定など) が重要な意味を持っていることを裁判官は再認識しなければならない。

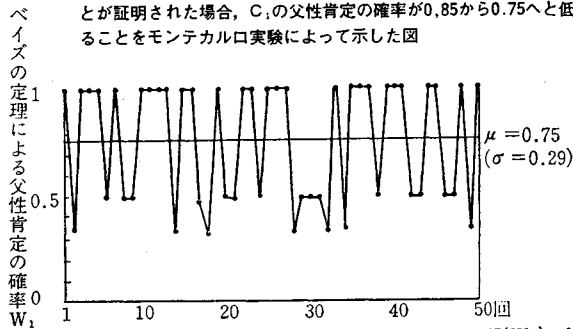
図 6 のような場合に、エッセン・メラ方式や小松方式が、非常に低い値となった理由は、これらの方式が、血液型の否定確率を十分に考慮できないことに基づいている。C₁ の条件付確率 L₁ が、特定の血液型の母における母子結合の確率 E(L₁*) よりもかなり低いときでも、血液型の否定確率が高い場合には、C₂ が排除されて C₁ の父性肯定の確率が 1 となることが多く、父性否定の確率を考慮せずに L₁ と母子結合の確率とを対比するだけでは、父性肯定の確率の期待値を得ることはできないのである。

(ii) 血液型不明の男が複数いる場合 父として訴えられた男 (C₁) 以外に父の可能性のある男が多く存在すればするほど、たとえそれらの男たちの血液型が不明であっても、それらの男の事前確率を等分と仮定するならば、C₁ の父性肯定の確率が低下していくであろうことは、 $N_{\text{メイズ}}$ の値が大きいときに父性肯定の確率の近似値を示す (7) 式およびそれを変形した次の (7') 式 (18) によっても明らかである。

$$k=1 \text{ のとき}$$

$$W_1' = \frac{L_1}{L_1 + (n-1) \cdot E(L_1^*)} \quad (7')$$

図7 図3の例において母と関係した血液型不明の男が二人(C₂, C₃)いることが証明された場合、C₁の父性肯定の確率が0.85から0.75へと低下することをモンテカルロ実験によって示した図



モンテカルロ実験による試行回数 $\mu = 0.75$, $E(W_1) = 0.71$
母の血液型A型、子の血液型AB型、父として訴えられている男(C₁)の血液型AB型

$$W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2 + L_3}, \quad C_2, C_3 \text{の血液型の組合せに従って,}$$

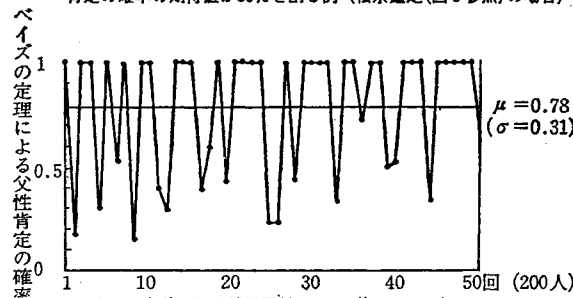
$$W_1^{(A,A)} = 1, \quad W_1^{(A,B)} = 0.49, \quad W_1^{(A,AB)} = 0.5 \quad W_1^{(A,O)} = 1$$

$$W_1^{(B,B)} = 0.32, \quad W_1^{(B,AB)} = 0.33, \quad W_1^{(B,O)} = 0.49$$

$$W_1^{(AB,AB)} = 0.33, \quad W_1^{(AB,O)} = 0.5, \quad W_1^{(O,O)} = 1 \text{ となる}$$

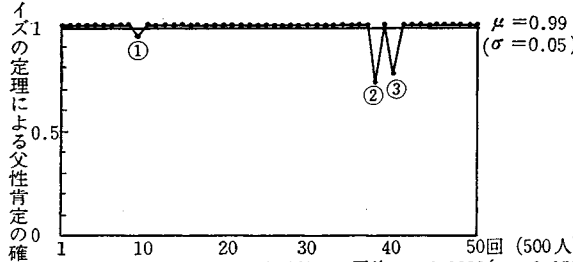
$\therefore E(W_1) = 0.71$

図8 母と関係した血液型不明の男が4人(C₂, C₃, C₄, C₅)の場合にC₁の父性肯定の確率の期待値が80%を割る例(松永鑑定(図5参照)の場合)



モンテカルロ実験による試行回数 — 平均 $\mu = 0.7842$ ($\sigma = 0.3057$)

図9 母と関係した血液型不明の男が10人の場合にもC₁の父性肯定の確率の期待値が約99%を維持する例(三木鑑定(図4参照)の場合)



モンテカルロ法による実験回数 — 平均 $\mu = 0.9888$ ($\sigma = 0.0507$)

①のグループに含まれる男の血液型 AB · MsNs · CcDEe · Q · K + k - · Fy(a+b-) · Jk(a+) · Xg(a+) · Se · Hp 2-2 · Gc 2-1 · axg fb³ · In v (a + b+) · PGM 2-1 · AcP(BA) · sPGD(A) · ADA 1

②のグループに含まれる男の血液型 B · MsNs · CcDEe · Q · K + k - Fy(a+b-) · Jk(a-) · Xg(a+) · Se · Hp 2-1 · Gc 2-1 · axg · Inv(a-b+) · PGM 2-1 · AcP(B) · sPGD(A) · ADA 1

③のグループに含まれる男の血液型 AB · MsNs · ccDEE · Q · K + k - · Fy(a + b-) · Jk(a+) · Xg(a+) · Se · Hp 2-1 · Gc 2-2 · axg b³st · Inv(a-b+) · PGM 2-1 · AcP(B) · sPGD(A) · ADA 1

しかも、このことは、血液型の不明の男が少数である場合にも当てはまること
が、(6)式の計算およびモンテカルロ実験によって明らかとなる。
例えば図3に示したA B O式血液型の例では、C₁の父性肯定の確率の期待値は○・八五であったが、血液型不明の父の可能性のある男がさらに一人増えて二人になると、C₁の父性肯定の確率の期待値は○・七一となって八〇%を割り、血液型不明の男が三人になるとC₁の父性肯定の確率の期待値は○・六二に、四人にな

ると、C₁の父性肯定の確率の期待値は○・五四に低下することが明らかである。
(iii) 多数関係者の抗弁の統計学上の意味
たとえ血液型は不明であるとしても、父の可能性のある男の人数が増えれば、父として訴えられている男(C₁)の父性肯定の確率が低下するということは、不貞の抗弁もしくは多数関係者の抗弁⁽¹⁹⁾という法律上の概念が、統計学上も意味
ただし、訴えられた男の方から多数関

係者の抗弁、すなわち、母は被告以外の男とも関係していたといういわゆる抗弁(正確には反証)がなされても、訴えられている男の父性が否定されるかどうかは、多数関係者の血液型(この点は後に述べる)、血液型が不明の場合は多数関係者の人数、C₁の父性肯定の確率の高さとに左右されるものであることに注意しなければならない。
例えば、図3のA B O式の例では、図7で示したように、父として訴えられている男(C₁)が、問題となっている子の

母は、子の懐胎可能期間中にC₁以外に二人の男と関係していたという事実を証明すれば、二人の血液型が不明である場合、父性肯定の確率の期待値は八五%から七五%へ低下する。
ところが、図5の松永鑑定の例では、図8に示すように、子の懐胎可能期間中に母がC₁以外の四人以上の男と関係していたことを証明しない限り、C₁の父性肯定の確率の期待値が七八%とならない。
さらに、図4の三木鑑定の場合には、図9に示すように、母が子の懐胎可能期間

中にC₁以外に一〇人の男と関係があったとしてもC₁の父性肯定の確率の期待値は約九九%であり、多数関係者の抗弁によつてC₁の父性を否定することはまず不可能であることを示している(20)。この場合には、子の懐胎可能期間中に母と関係した男が血液型に背馳のない男(例えば図9の②、③の男)であることが証明されない限り、C₁の父性を覆えず反証は成功しないことにならう。

このように、いわゆる不貞の抗弁もしくは多数関係者の抗弁は、血液型鑑定が発達した今日でも、父性肯定の確率の期待値を低下させる機能を果たしてはいない。しかし、その関係は、いわゆる間接反証理論がいうように、多数関係者の存在を確実に証明すると、必然的に父として訴えられている男(C₁)の父性が否定されるというような単純なものでは決してない。父性が否定されるかどうかは、C₁の父性肯定の確率の期待値の高さ、多数関係者の人数、および多数関係者の血液型が特定できる場合には、後の(16)(ii)で述べるように、その血液型の種類とによつて決まるのである。例えば、父性肯定の確率の期待値が九九%を越えようと、C₁以外に子の懐胎可能期間中に母と関係した父の可能性のある男の血液型が不明である場合には、そのような多数関係者が一二人以上ない限り、C₁の父性肯定の確率の期待値を九〇%未満に下げることとはできない(21)。したがって、この場合には、血液型の背馳しない父の可能性のある男が発見されない限り、多数関係者の抗弁だけでC₁の父性を否定することは、ほとんど不可能である。したがって、不貞の抗弁もしくは多数関係者の抗弁を、それが完全に証明されると父と訴えられている男の父性が否定されるという意味で間接反証事実と考えることは実に非科学的な誤った理論である。つまり、間接反証理論は、親子関係訴訟においても誤ったものであることが統計学上、明確に証明できる(22)。

(21) E. Essen-Möller, Die Beweiskraft der Ähnlichkeit im Vaterschaftsnachweis: Theoretische Grundlagen, Mitteilungen der Anthropologischen Gesellschaft in Wien, Bd. 68 (1938) S. 32.

(14) 小松勇作「血液型による父権の判定に就いて」犯罪誌一三巻(昭一四)四八八頁参照。

(15) 三木(注一)二一六一二〇頁。

(16) 松永(注一)二八二一八五頁。

(17) 三木(注一)二〇九頁参照。

(18) この式はQ₁によつて修正されたヘンセン・メラウ方式(Ⅰ) $W = \frac{1}{1+Q_1 \cdot X}$ に相当する。しかし、法医学者が、Q₁を事件ごとに異なる父の可能性のある血液型不明の男の数(Q₁)と結びつけて考えていないため、Q₁の正しい値を導くことに失敗している。この点については、昭和三十九年度第四次日本法医学検会のシンポジウム

での上野教授と松永教授の議論(日法医誌一八巻三号(昭三九)一七四一七五頁)および、松永(注一)二七四頁参照。

(19) 中川善之助「不貞の抗弁」民商一卷二号(昭一〇)四二頁以下、我妻榮「不貞の抗弁」シヤリスト三九号(昭二八)一八一—九頁、明孝一「認知の訴と不貞の抗弁」ケース研究七号(昭三七)一頁以下、石川登判例における父子関係認定の論理」成蹊法学創刊号(昭四三)三〇一—三〇八、三三六—三四〇頁、利谷信義・注釈民法の〇一三三三頁参照。

(20) 前述二二五頁の(2)式によつて、 $W_1 = \frac{L_1}{L_1 + (n-1) \cdot E(T_1^*)} < 0.9$ において、血液型不明の多数関係者が何人以上になるか、三木鑑定の場合でもC₁の父性肯定の確率が九〇%より低くなるかを計算すると、 $\frac{E(T_1^*)}{L_1} = 5.376 \times 10^{-4}$ であるから、 $n-1 > 206.7$ となる。理論上は血液型不明の多数関係者が二〇七人以上なければ、C₁の父性肯定の確率は九〇%未満にならないこととなる。同様にして、血液型不明の多数関係者が四六六人以上になると、C₁の父性肯定の確率は八〇%未満になる。(21) (2)式によつて

(19) 中川善之助「不貞の抗弁」民商一卷二号(昭一〇)四二頁以下、我妻榮「不貞の抗弁」シヤリスト三九号(昭二八)一八一—九頁、明孝一「認知の訴と不貞の抗弁」ケース研究七号(昭三七)一頁以下、石川登判例における父子関係認定の論理」成蹊法学創刊号(昭四三)三〇一—三〇八、三三六—三四〇頁、利谷信義・注釈民法の〇一三三三頁参照。

(20) 前述二二五頁の(2)式によつて、 $W_1 = \frac{L_1}{L_1 + (n-1) \cdot E(T_1^*)} < 0.9$ において、血液型不明の多数関係者が何人以上になるか、三木鑑定の場合でもC₁の父性肯定の確率が九〇%より低くなるかを計算すると、 $\frac{E(T_1^*)}{L_1} = 5.376 \times 10^{-4}$ であるから、 $n-1 > 206.7$ となる。理論上は血液型不明の多数関係者が二〇七人以上なければ、C₁の父性肯定の確率は九〇%未満にならないこととなる。同様にして、血液型不明の多数関係者が四六六人以上になると、C₁の父性肯定の確率は八〇%未満になる。(21) (2)式によつて

(19) 中川善之助「不貞の抗弁」民商一卷二号(昭一〇)四二頁以下、我妻榮「不貞の抗弁」シヤリスト三九号(昭二八)一八一—九頁、明孝一「認知の訴と不貞の抗弁」ケース研究七号(昭三七)一頁以下、石川登判例における父子関係認定の論理」成蹊法学創刊号(昭四三)三〇一—三〇八、三三六—三四〇頁、利谷信義・注釈民法の〇一三三三頁参照。

(20) 前述二二五頁の(2)式によつて、 $W_1 = \frac{L_1}{L_1 + (n-1) \cdot E(T_1^*)} < 0.9$ において、血液型不明の多数関係者が何人以上になるか、三木鑑定の場合でもC₁の父性肯定の確率が九〇%より低くなるかを計算すると、 $\frac{E(T_1^*)}{L_1} = 5.376 \times 10^{-4}$ であるから、 $n-1 > 206.7$ となる。理論上は血液型不明の多数関係者が二〇七人以上なければ、C₁の父性肯定の確率は九〇%未満にならないこととなる。同様にして、血液型不明の多数関係者が四六六人以上になると、C₁の父性肯定の確率は八〇%未満になる。(21) (2)式によつて

$$W_1 = \frac{\left(\frac{Y}{X}\right) \cdot \Pi}{\left(\frac{Y}{X}\right) \cdot \Pi + \frac{Y_1 + Y_2}{X_1 + X_2}}$$

$X_1, X_2 : C_1$ である C_1 の血液型 (I, I₂) を持つ男が、真の父である確率 $(X_1 = P(T_1|E), X_2 = P(T_2|E))$

$Y_1, Y_2 : C_1$ 以外の C_1 の血液型の出現率 $(Y_1 = P(T_1), Y_2 = P(T_2))$

このヘンセン・メラウ方式(Ⅱ)は、ヘイズの定理(5)式で $n=2, k=2, I_1=I_2$ とおいた(9)式(2)と同値である(23)。したがって、親子鑑定に用いるヘンセン・メラウ方式で、統計学的な誤りを犯していないのはこの式だけである。しかし、ヘンセン・メラウ方式(Ⅱ)は(9)式に比べて変数を二倍も使っている上、 X_1, X_2 の値を求めるために事後確率を求めなければならない。計算が煩雑である。したがって、ヘイズの定理が確立している今日では、このような式を使わなければならない

(19) 中川善之助「不貞の抗弁」民商一卷二号(昭一〇)四二頁以下、我妻榮「不貞の抗弁」シヤリスト三九号(昭二八)一八一—九頁、明孝一「認知の訴と不貞の抗弁」ケース研究七号(昭三七)一頁以下、石川登判例における父子関係認定の論理」成蹊法学創刊号(昭四三)三〇一—三〇八、三三六—三四〇頁、利谷信義・注釈民法の〇一三三三頁参照。

(20) 前述二二五頁の(2)式によつて、 $W_1 = \frac{L_1}{L_1 + (n-1) \cdot E(T_1^*)} < 0.9$ において、血液型不明の多数関係者が何人以上になるか、三木鑑定の場合でもC₁の父性肯定の確率が九〇%より低くなるかを計算すると、 $\frac{E(T_1^*)}{L_1} = 5.376 \times 10^{-4}$ であるから、 $n-1 > 206.7$ となる。理論上は血液型不明の多数関係者が二〇七人以上なければ、C₁の父性肯定の確率は九〇%未満にならないこととなる。同様にして、血液型不明の多数関係者が四六六人以上になると、C₁の父性肯定の確率は八〇%未満になる。(21) (2)式によつて

ない実際上の必要性は全くない。

(ii) C₁の他に、父の可能性のある血液型を特定しうる男が複数いる場合 (Dreimannfall...Mehrmannfall)

ヘイズの定理(9)式を $n = k + 1$ とおく。 Mehrmannfall において、C₁の父性肯定の確率を求める次の式が得られる。

$$W_1 = \frac{H_{L1}}{H_{L1} + H_{L2} + \dots + H_{Lk}} \quad (10)$$

事前確率 (H₁, ..., H_k) が C₁, ..., C_k のそれぞれについて、母と関係のあった時期、その回数、避妊措置の有無などを考慮して事件ごとに決定すべきであるが、事前確率が不明のときは、それらは等分として出発することが出来る。すなわち、(9)式で $H_1 = \dots = H_k$ とおく。

$$W_1 = \frac{L_1}{L_1 + L_2 + \dots + L_k} \quad (11)$$

以下の例では、簡略化のため、C₁, ..., C_kの事前確率は等分であると仮定し、(11)式を使って、C₁の父性肯定の確率を求めることにする。

この式によれば、例えば、A型の母からAB型の子が生まれ、AB型のC₁の他に、父と疑われている男が三人おり、C₂がB型、C₃がAB型、C₄がA型であるという場合(例1)だけでなく、C₁の血液型が不明である場合(例2)においても、C₁の父性肯定の確率(例1の場合)および、その期待値(例2の場合)を求

めることができる。

① 例1の場合: $L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$, $L_2 = L_1$, $L_3 = 0$ であるから、(11)式により

$$W_1 = \frac{\frac{p+r}{2(p+2r)}}{\frac{p+r}{2(p+2r)} + \frac{(p+r)(q+r)}{(p+2r)(q+2r)} + \frac{p+r}{2(p+2r)}} + 0 = 0.33$$

② 例2の場合

(i) C₁がA型の場合: 例1と同様 $L_1 = 0$ を代入して $W_1(A) = 0.33$

(ii) C₁がB型の場合: $L_1 = \frac{(p+r)(q+r)}{(p+2r)(q+2r)}$ を代入して $W_1(B) = 0.24$

(iii) C₁がAB型の場合: $L_1 = \frac{p+r}{2(p+2r)}$ を代入して $W_1(AB) = 0.24$

(iv) C₁がO型の場合: 例1と同様として $W_1(O) = 0.33$

最後に(9)式で $E(W_1)$ 期待値 $E(W_1)$ を求める。

$$E(W_1) = (p^2 + 2pr) \cdot W_1(A) + (q^2 + 2qr) \cdot W_1(B) + 2pq \cdot W_1(AB) + r^2 \cdot W_1(O) = 0.30$$

したがって例2の場合、C₁の父性肯定の確率は $0.24 \sim W_1(A) \sim 0.33$ の範囲内にあり、その期待値は $E(W_1) = 0.30$ (分散

$\sigma^2 = 0.04$) であることがわかる。

これに対して、ヘッセン・メラウ方式は、父の可能性のある血液型を特定できる男がC₁を含めて三人以上いる場合 (Dreimannfall...Mehrmannfall) 特

三人以上の男が父としての血液型に背馳しない場合について、C₁の父性肯定の確率を求める式を用意していない。つまり、ヘッセン・メラウ方式は血液型鑑定がなされるのはせいぜい二人どまりであるか、血液型鑑定の結果、父としての血液型に背馳がない男は二人しかいないという前提に立っているように思われる。

そして、そのことが、疑わしい男が数人存在しており、氏名も特定できているにもかかわらず、訴えられた男の血液型鑑定ののみを実施し、ヘッセン・メラウ方式(1)を使って父性肯定の確率を求める(8)とどう傾向を助長していると思われる。

しかしながら、稀ではあるが、わが国においても、三人の血液型鑑定をしたところ三人とも父としての血液型に背馳がなかったという例や、四人の男の血液型鑑定を実施したところ、一人だけしか血液型に背馳がなかったという例も報告されてお

り、このような場合には、ヘッセン・メラウ方式を用いることはできず、訴えられた男だけを考慮してヘッセン・メラウ方式(1)を使うことは非常に危険であり、誤った数値を導くこととなる。したがって、父子鑑定にお

いては、父と疑われている可能な限り多数の男の血液型を検査して、ヘイズの定理(9)式もしくは(11)式によって、C₁の父性肯定の確率を求めるべきであり、どうしても血液型を特定できない父の可能性のある男が残る場合は、そのような男の人数を考慮して、(6)式もしくはモンテカルロ法を用いて、C₁の父性肯定の確率の期待値と分散を明らかにした鑑定書を法医学者は裁判官に提出すべきであると考える。

(23) E. Essen-Möller, C. E. Quensel, Zur Theorie des Vaterschaftsnachweises auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden, Deutsche Zeitschrift für die Gesamte Gerichtliche Medizin, Bd. 31 (1939) S. 80; 松本(注1)二二二頁、十野(注1)三五四頁。

(24) 前掲二二三頁。

(25) ヘッセン・メラウ方式(II)より $n = 2, H_1 = H_2 = \dots = H_n$ の定理とが同値であることの証明

$$\begin{aligned} X_1 &= P(T|E) = \frac{Y_{L1}}{Y_{L1} + Y_{L2}} \\ X_2 &= P(T_1|E) = \frac{Y_{L2}}{Y_{L1} + Y_{L2}} \\ \dots \\ X_n &= \frac{L_1}{Y_{L1} + Y_{L2} + \dots + Y_{Ln}} \\ X_{n-1} &= \frac{L_2}{Y_{L1} + Y_{L2}} \\ \dots \\ X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n &= L_1 \cdot L_2 \cdot \dots \cdot L_n \end{aligned}$$

$$\frac{X_1 Y_2}{X_1 Y_2 + X_2 Y_1} = \frac{\frac{X_1}{Y_1}}{\frac{X_1}{Y_1} + \frac{X_2}{Y_2}}$$

$$\frac{X_1}{Y_1 + \frac{X_2}{Y_2}} = \frac{L_1}{L_1 + L_2} \quad (\text{証明終り})$$

右の証明からも分かるように、エッセン・メラ方式(II)は、Dreimannfallの場合にも、 $\frac{X_1}{Y_1 + \frac{X_2}{Y_2}}$ という変形を行ふことによって利用可能である。しかし、これでは、エッセン・メラ方式に特有のYXの値をそのままの形で利用できないことになり、エッセン・メラ方式(II)の利用価値は殆どなくなってしまう。

(26) 仙台高判秋田支判昭二八・六・一八 民集九卷三三三九頁、東京高判昭五一・六・二三 判時八二九号五三頁参照。これに対して、大阪高判昭五一・九・二二 判時八四七号六一頁は、訴えられた男以外の疑わしい男の血液型検査をも実施しており、正当であると考えられる。

(27) 上野正吉「シンポジウム『親子鑑定』親子鑑定に関する全国各機関の資料を集計して」日法医誌一八巻三三三(昭三九)一七四頁。

四 おわりに

ベイズの定理は、ある原因から結果が生じるといふ prospective な確率から出發して、一定の事象が起こったときの

retrospective な原因の確率を推論するものである。このベイズの定理を發展させたハイズ流の統計学は、もっぱら一定の事象が起こったことから原因をretrospective に追求しようとする従来の統計学とは全く異なるものである。

エッセン・メラは、結果からretrospective に原因を追求しようとする従来の立場に立っており、ベイズの定理とはその発想において全く異なるものである(1)。エッセン・メラ自身もその方式がベイズの定理であるとは決して述べていない(2)。

ところが、小松教授は、エッセン・メラ方式を参考にしつつ、ベイズの定理を用いて父性肯定の確率を計算する式(小松方式)を導いた。このため、エッセン・メラ方式自体がベイズの定理を応用したものであるかのような誤解を法医学者の間に生じさせているのみならず(3)、小松教授自身も、エッセン・メラ方式に引き摺られて、ベイズの定理の本質から逸脱し、統計学上大きな欠陥のある小松方式によって、法医学界を大きく誤らせることになった。なぜなら、個々の事件ごとに事前確率を考慮したり、多数の原因を同時に扱うことができるというベイズの定理の大きな利点を小松方式はすっかり失ってしまったのみならず、既に述べたように(4)、小松方式は、統計学上の基本定理である大数の法則を

無視してしまっているため、刑事事件における鑑定においても、また、親子鑑定においても、法医学者を大きな誤りに導いているからである。

アメリカにおいては、父性の否定についてのみ血液型鑑定が使われており、エッセン・メラ方式を含めて父性肯定の確率を求める方式は使われていないようであるが、刑事事件については、ベイズの定理の応用の試みがフィンケルスタインとフェアリによってなされている(5)。しかし、条件付確率の取り扱いについては、小松方式と同じ誤りが犯されており、この点については、トライブによって、すでに誤りの指摘がなされている(6)。

ベイズ流の統計学が確立している今日においては、エッセン・メラ方式に囚われることなく、本来のベイズの定理にしたがって父性肯定の確率を求めるべきである。我々が示した父性肯定の確率を求める一般方式と、その期待値を求める一般方式ならびにモンテカルロ法は、すべての場合に利用できる極めて有用なものである。この方式によって初めて、そこから導かれた数値は普通に使われている確率として意味づけを行うことが許されるのである(7)。

本稿は、血液型鑑定の数理統計学的な処理が持つ意味を高く評価するものであって、現在の法医学者が下しているよう

ジュリスト500号記念特集

判例展望

—判例理論の再検討—

□法律学の各分野における重要な論点90項目について、最高裁の判例を中心として、判例法がとっている理論がどうであったか、どのように動いてきたか、学説との関連で、どう評価すべきか、また、どうあるべきか、を徹底的に再検討する画期的な総合判例研究。

□定価1300円 B 5判592頁

有斐閣

な、父性肯定の確率に対する消極的な評価⁽⁸⁾は、それを導く式そのものが誤っていたために生じたものであり正しくないと考えるのである。したがって、また、現在なおドイツでも使用されているエッセン・メラー方式によって得られる数値に意味づけを与えたフェレルの評価基準⁽⁹⁾もその存在意義を全く失ったといわなければならない。

本稿は、いわゆる不貞の抗弁を間接反証事実とみることが完全な誤りであることを明らかにするとともに、いわゆる多数関係者の抗弁が証拠法上持っている意味を統計学的に明らかにした。さらに、父性が問題となる訴訟においては、血液型鑑定がなされる場合にも、血液型鑑定以外の証拠が重要な意味を持っていることを指摘している。これらの証拠価値をベイズ流の統計学によって計算することも、理論上は可能であり、今後、そのよりな方向での統計学的な研究の発展が望まれるのである。

- (1) 前述ジュリスト六五〇号九六頁注(6)、前述二二二頁注(11)参照。
- (2) Vgl. E. Essen-Möller, C. E. Quensel, Zur Theorie des Vaterschaftsnachweises auf Grund von Ähnlichkeitsbefunden, Deutsche Zeitschrift für die Gesamt Gerichtliche Medizin, Bd. 31(1939) S. 70 ff.
- (3) 前述ジュリスト六五〇号九五—九六頁、前述二二〇頁参照。

- (4) 前述二二二—二二五頁参照。
- (5) FINKELSTEIN (M. O.) and FAIRLEY (W. B.), A Bayesian approach to Identification Evidence, 83 Harv. L. Rev. 489, 498-514 (1970).
- (6) Tams (H.), Trial by Mathematics: Precision and Ritual in the Legal Process, 84 Harv. L. Rev. 1329, 1355-1366 (1971).

「トライアル」は刑事の事件に統計的手法を使うことの危険を指摘して、統計的手法を使うべきでないという結論に到達している。

(7) 例えば、ベイズの定理によって、父性肯定の確率もしくはその期待値が八〇%とされたとき、その数値に普通の確率および期待値としての意味を与えてよいと考える。举证責任点をどの点と考えるかについては議論があるが、ここでは論じない。

- (8) 前述二一九頁参照。
- (9) 三木敏行「親子鑑別の方法」親と子(東京大学公開講座17)(昭四八)二〇八—二〇九頁、Vgl. H. Ritter, Der Stand der humangenetischen Paternitätsbegutachtung, FamRZ 1973, S. 125.
- (はまがみ・のりお)大阪大学教授、かがやま・しげる)大阪大学法学研究科博士課程)

ジュリスト六〇〇号記念特集

日本法と英米法の三十年

憲法を頂点とする日本の法制の戦後の変革も、三〇年の歴史を経ることとなった。この三〇年の法の変化をあとづける作業には、多くの視角が可能である。たとえば、日本の社会の変化に照応させつつ、戦後法制を回顧し展望することも有意義であろう。

しかし、これを英米法とのかかわりあい焦点をあてて検討を試みることも、一つの視座であるということが出来る。「ジュリスト」が、その六〇〇号を記念して、「日本法と英米法の三十年」を特集したのも、この趣旨にもとづくものである。「(はしがき)より」

B5判三五〇頁 定価一〇〇〇円 有斐閣