



血縁者からの血液型の推定による親子鑑定-エッセン
メラーの父権肯定確率の検討及び $\log(Y/X)$ の確率
分布に基づく父子関係の判断を含めて-

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 日本法医学会 公開日: 2013-08-27 キーワード: 作成者: 浅野, 稔 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10271/1807

特 別 講 演 2

血縁者からの血液型の推定による親子鑑定

—エッセンメラーの父権肯定確率の検討及び $\log(Y/X)$ の
確率分布に基づく父子関係の判断を含めて—

あさ の むのる
浅 野 稔

浜松医科大学法医学教室

SPECIAL COMMUNICATION 2

Diagnosis of Paternity by Deduction of the Probable Genotype of the Deceased
Person from the Relatives —In Addition to the Examination
on the Essen-Möller's Value and Diagnosis of
Paternity Based on Probability
Distribution of $\log(Y/X)$ —

Minoru ASANO

Department of Legal Medicine, Hamamatsu University School of Medicine

1) The present paper deals with the general formulas of paternity probability, applicable to any cases where the putative man and/or the plaintive mother are deceased, using the blood types of various relatives. Two typical examples are described.

2) Bayes's theorem is applied to the calculation of probability of paternity using the Essen-Möller's formula, in which a putative father is to be compared with any one of the men in the general population whose blood types are unidentified. Statistically, those men are supposed to have any one of several blood types, depending on the frequency of occurrence of those types. This means that their blood types include the blood type of the putative father. According to Bayes's theorem, however, probability calculations are valid only when the two types to be compared are mutually exclusive. Consequently, the theorem should not be applied to probability calculations using the Essen-Möller's formula.

3) A new basis of judgement for the diagnosis of paternity is proposed using the probability distribution of the relative frequencies of $\log(Y/X)$ for true father and that for non-father.

1. はじめに

Essen-Möller は、1938年父子関係有無の判定に初めて確率的概念を導入したり、すなわち、ある遺伝形質が子に出現しているとき、真の父にその形質が出現する頻度を X とし、真の父子関係のない任意の男にそれが出現する頻度を Y とすると、問題の男（擬父）がその形質をもつとき、その男が父とみなされる確率は $X/$

$X+Y$ であるとした。問題の男が父であるか、あるいは父でないかの事前確率は50%ずつと仮定し、Bayesの定理を適用して導いたものとした。これが有名なEssen-Möllerの父権肯定確率(EMV)といわれるものである。しかし、それが一般的に応用されるようになったのは、遺伝形質の出現頻度がその遺伝子頻度から計算される血液型においてである。

周知のように、血液型を用いる場合、EMV式の X は、ある母と子の組合せにて、真の父が問題の男の型

をもつ確率であり、 $X = (\text{父母子結合確率}) / (\text{母子結合確率})$ となり、 Y はその地域集団における問題の男の型の一般出現頻度である。ここで、ある血液型システムにおける父、母、子の型を F, M, C で表し、 $[]$ はその型の一般出現頻度あるいは種々の結合確率を表すものとする。例えば $[F]$ は F の一般出現頻度、 (F, M, C) は父母子結合確率、 $[M, C]$ は母子結合確率を表す。

そのとき EMV は次式のようになる。

$$X = \frac{[F, M, C]}{[M, C]} \quad Y = [F]$$

$$EMV = \frac{X}{X+Y} = 1 / (1 + \frac{Y}{X})$$

$$= 1 / (1 + \frac{[F][M, C]}{[F, M, C]})$$

2. 小松による父権肯定確率の算出

一方、日本では、1939年小松は、Essen-Möller とは別の視点から父権肯定確率を算出した²⁾³⁾。母と問題の男の型の組合せから、その型の子の生まれる確率を P_x 、母と型の特定できない一般集団のなかの任意の男の組合せから、その型の子の生まれる確率を P_y とすると Bayes の定理に基づき、問題の男が父とみなされる確率 W は次のようになる。

$$W = \frac{P_x}{P_x + P_y}$$

また

$$P_x = \frac{[F, M, C]}{[F][M]} \quad P_y = \frac{[M, C]}{[C]}$$

であるので

$$W = \frac{[F, M, C]}{[F][M]} / \left(\frac{[F, M, C]}{[F][M]} + \frac{[M, C]}{[C]} \right)$$

$$= 1 / (1 + \frac{[F][M, C]}{[F, M, C]}) = 1 / (1 + \frac{Y}{X})$$

すなわち、EMV と同値となり、 $P_y/P_x = Y/X$ の関係が成立する。小松の方式の意義と検討は後述する。

3. 当事者が死亡している場合の血縁者からの血液型による父子関係の判定

近年、親子鑑定において、認知を請求されている男が既に死亡しているというように、当事者の検査ができない事案が増加している。中嶋らは、死亡している男の妻や子から、あるいは兄弟のような血縁者から男

の型を確率的に推定し、小松の方式の考え方に基づいて父権肯定確率を算出し、父子関係の判断を試みている⁴⁾⁵⁾。Hummel は、両親あるいは妻や子から死亡した男と原告である子の型の結合確率を求めて、死亡した男との間の父子関係を判断している⁶⁾⁷⁾。

母のいない場合には、従来、母を一般集団の中の型の特定できない任意の1人として、EMV に準じた式で父権肯定確率を求めている。しかし、母の型を血縁者から確率的に推定できるならば、その型を一般出現頻度に従つてもつてみるとみなすよりも、確率的に一層正確となり、父子関係の判断に有効となる。また問題の男と母の両者がいない場合でもそれぞれの血縁者から両者の型を推定して、父子関係が否定できなくても父権肯定確率の算出を行つて父子関係の判断ができるようになる。

以上の視点から、浅野、南方らは、さきに種々の関係の血縁者から死亡者の型を確率的に推定し、父権肯定確率を計算する一般的方法を発表した^{8)~10)}。その大要は次のごとくである。

A 死亡者と血縁者との間の種々の結合確率

父の型を F 、母の型を M 、 K 人の子の型を C_1, C_2, \dots, C_k とする。以下の式のように、それらは基本的な父母子結合確率、型の一般出現頻度から求められる。

i) 父、母と K 人の子の結合確率

$$[F, M, C_1, C_2, \dots, C_k] = [F][M] \times \prod_{j=1}^k \frac{[F, M, C_j]}{[F][M]}$$

ii) 母あるいは父と K 人の子の結合確率

$$[M, C_1, C_2, \dots, C_k] = \sum_{F=1}^n [F, M, C_1, C_2, \dots, C_k]$$

$$[F, C_1, C_2, \dots, C_k] = \sum_{M=1}^n [F, M, C_1, C_2, \dots, C_k]$$

iii) K 人の子（兄弟）の結合確率

$$[C_1, C_2, \dots, C_k] = \sum_{M=1}^n [M, C_1, C_2, \dots, C_k]$$

$$= \sum_{F=1}^n [F, C_1, C_2, \dots, C_k]$$

n は、ある血液型システムの型の種類と数を表し、それを $1, 2, \dots, n$ に対応させる。

B 血縁者からの死亡した男あるいは母の推定される遺伝子型の確率の計算

死亡者の型は、表現型の遺伝子構成に基づいて遺伝子型で推定し、その確率を計算する。遺伝子型には G_e を付す。ある血液型システムにおいて死亡者の推定される遺伝子型 G_{e-i} の確率を Π_i とするとき

$$\Pi_i = \frac{\text{遺伝子型 Ge-i の死亡者の血縁者との結合確率}}{\sum_{i=1}^n (\text{同上})}$$

n は、その血液型システムの遺伝子型の種類と数を表し、それを 1, 2, ……n に対応させる。

例1 死亡した男に妻と K 人の子がいるときは、死亡した男を父に、妻を母に対応させ男の遺伝子型を Ge-i とすると、妻と K 人の子との結合確率は [Ge-i, M, C1, C2, ……Ck] である。

したがって、男の遺伝子型 Ge-i の確率

$$\begin{aligned} \Pi_i &= \frac{[\text{Ge-i, M, C1, C2, ……Ck}]}{\sum_{i=1}^n [\text{Ge-i, M, C1, C2, ……Ck}]} \\ &= \frac{[\text{Ge-i, M, C1, C2, ……Ck}]}{[\text{M, C1, C2, ……Ck}]} \end{aligned}$$

例2 死亡した男に母と兄弟 K 人があるときは、死亡した男を兄弟 K 人とともにもう 1 人の子として対応させると、母と K 人の子との結合確率は [M, C1, C2, ……Ck, Ge-i] である。

したがって、男の遺伝子型 Ge-i の確率

$$\Pi_i = \frac{[\text{M, C1, C2, ……Ck, Ge-i}]}{\sum_{i=1}^n [\text{M, C1, C2, ……Ck, Ge-i}]}$$

例3 死亡した男に両親のいるときは型が F, M の父, 母から遺伝子型 Ge-i の子の生まれる確率である。

$$\Pi_i = \frac{[\text{F, M, Ge-i}]}{\sum_{i=1}^n [\text{F, M, Gei}]} = \frac{[\text{F, M, Ge-i}]}{[\text{F}][\text{M}]}$$

死亡者が a, b という 2 種の独立した血縁関係があるとき、それぞれの関係において Ge-i をもつ確率を Π_{ia}, Π_{ib} とすると、その者が Ge-i をもつ総合確率 Π_i は次式で与えられる。

$$\Pi_i = \frac{\Pi_{ia} \times \Pi_{ib}}{\sum_{i=1}^n \Pi_{ia} \times \Pi_{ib}}$$

C 父権肯定確率の計算式

前述した小松の方法の Px, Py の考え型を導入する。男の遺伝子型が Ge-i である確率を Π_i 、母のそれが Ge-j である確率を π_j とする。

次の三つの group における Px, Py を計算し、父権肯定確率は $P_x / (P_x + P_y)$ として求められる。父, 母, 子の型をそれぞれ F, M, C とする。

Group I 男が死亡しているとき

$$\begin{aligned} P_x &= \sum_{i=1}^n \Pi_i \frac{[\text{Ge-i, M, C}]}{[\text{Ge-i}][\text{M}]} \\ P_y &= \frac{[\text{M, C}]}{[\text{M}]} \end{aligned}$$

Group II 母が死亡しているとき

$$\begin{aligned} P_x &= \sum_{j=1}^n \Pi_j \frac{[\text{F, Ge-j, C}]}{[\text{F}][\text{Ge-j}]} \\ P_y &= \sum_{j=1}^n \Pi_j \frac{[\text{Ge-j, C}]}{[\text{Ge-j}]} \end{aligned}$$

Group III 男及び母の両者が死亡しているとき

$$\begin{aligned} P_x &= \sum_{i,j=1}^n \Pi_i \Pi_j \frac{[\text{Ge-i, Ge-j, C}]}{[\text{Ge-i}][\text{Ge-j}]} \\ P_y &= \sum_{j=1}^n \Pi_j \frac{[\text{Ge-i, C}]}{[\text{Ge-j}]} \end{aligned}$$

4. 鑑定 2 例

いずれも認知請求事件である。検査に使用した血液型システムは表 1 に示した 15 種類である。検査試薬が市販されていること、我が国の法医学教室で普通に行われている各種電気泳動法でできること、判定に有効な遺伝子頻度をもつこと、それぞれのシステムが互いに独立であると認められていることなど考慮して選択した。問題の男, 母, 子 (trio) の場合の総合的排除率 (父権否定確率) は 94.31% である。15 種類の血液型システムを用いる場合

$P_y / P_x = (P_y / P_x)_1 (P_y / P_x)_2 \dots (P_y / P_x)_{15}$ となる。

第 1 例 死亡した男に妻と子 1 人及び姉のいるとき 上記 15 種類の血液型システムにおける各人の型は表

表 1. 15 種類の血液システムと遺伝子頻度

1	ABO	A	0.283	B	0.176	O	0.541
2	MNSs	MS	0.0419	Ms	0.4877	NS	0.0166
		Ns	0.4538				
3	Rh	CDe	0.6522	cDE	0.2576	Cde	0.0374
		cdE	0.0326	cDe	0.0119	cde	0.0062
4	P	P	0.171	non-P	0.829		
5	Duffy	Fy ^a	0.897	Fy ^b	0.103		
6	Kidd	Jk ^a	0.476	Jk ^b	0.524		
7	Lewis	Le ^a	0.500	Le ^b	0.475	Le ^C	0.025
8	Diego	Di ^a	0.043	Di ^a	0.957		
9	Gc	Gc ^{1F}	0.487	Gc ^{1S}	0.240	Ge ²	0.246
		Gc ^{var}	0.027				
10	Hp	Hp ¹	0.263	Hp ²	0.737		
11	Tf	Tf ^{C1}	0.75	Tf ^{C2}	0.24	Tf ^{var}	0.01
12	Pi	Pi ^M	0.74	Pi ^{M2}	0.21	Pi ^{M3}	0.05
13	EsD	EsD ¹	0.650	EsD ²	0.350		
14	AcP	AcP ^a	0.213	AcP ^b	0.787		
15	PGM ₁	PGM ₁ ^{1A}	0.696	PGM ₁ ^{1B}	0.092	PGM ₁ ^{2A}	0.155
		PGM ₁ ^{2B}	0.057				

表 2. 各システムにおける被検査者の血液型

シ ス テ ム		妻	子	姉	子 (当事者)	母
赤血球型	ABO	O	O	O	O	A
	MNSs	Ms	Ms	MNs	Ms	MNs
	Rh	ccDEE	CcDEe	ccDEE	CcDEe	CCDee
	P	P-	P-	P-	P-	P-
	Duffy	a+b-	a+b-	a+b-	a+b-	a+b-
	Kidd	a-b+	a+b+	a+b-	a+b-	a+b-
	Lewis	a+b-	a-b-	a-b+	a-b+	a-b+
	Diego	a-	a-	a-	a-	a-
	Xg	a-	a-	a+	a-	a+
血清 タンパク型	Gc	1F2	2	2	2	2
	Hp	2	2	2-1	2	2
	Tf	C1C2	C1	C1	C1	C1
	Pi	M1M2	M2	M1	M1M2	M1M2
赤血球 酵素型	EsD	2	2-1	2-1	2-1	2-1
	AcP	B	B	B	B	B
	PGM	1A1B	1A1B	1A	1A	1A1B

表 3.

シ ス テ ム		妻と子から亡男が父として推定される型とその割合
赤血球型	ABO	0(0.5410), A(0.2830), B(0.1760)
	MNSs	Ms(0.4877), MNs(0.4538), MSs(0.0419), MNSs(0.0166)
	Rh	CCDee(0.6583), CcDEe(0.2899), CcDee(0.0471), CCDEe(0.0021) Ccdee(0.0003), CcdEe(0.0003), CCdee(0.0001)
	P	P-(0.8290), P+(0.1710)
	Duffy	a+b-(0.8970), a+b+(0.1030)
	Kidd	a+b-(0.4770), a+b+(0.5230)
	Lewis	a-b-(1.0)
	Diego	a-(0.9570), a+(0.0430)
	Xg	a-(1.0)
血清 タンパク型	Gc	1F2(0.4870), 2(0.2460), 1S2(0.2400), 2V(0.0270)
	Hp	2(0.7370), 2-1(0.2630)
	Tf	C1(0.7500), C1C2(0.2400), C1V(0.0100)
	Pi	M1M2(0.7400), M2(0.2100), M2M3(0.0500)
赤血球 酵素型	EsD	1(0.6500), 2-1(0.3500)
	AcP	B(0.7870), BA(0.2130)
	PGM	1A(0.6054), 1A1B(0.1732), 1A2A(0.1312), 1A2B(0.0516) 1B(0.0124), 1B2A(0.0188), 1B2B(0.0074)

2のごとくである。表3に妻と子1人の型から、表4に姉の型から死亡した男の推定される型とその確率を示し、表5にそれらを総合して推定される型(表現型にまとめた)とその確率を示し、group Iによつて計算される父権肯定確率を付記した。その父権肯定総合確率は98.19%となる。当事者母子の組合せから、父としてありうる型は表6のごとくであり、trioの場合の各

血液型システムのありうる型の合計頻度を付記した。総合排除率は97.42%となる。推定された死亡した男の型の少なくとも一つは、父としてありうる型のなかに含まれているので父子関係の否定される血液型システムはない。排除率に関しては推定された死亡した男の型をすべて含む血液型システムでは、trioの場合と同じ排除率であるが、本例では、ABO式、ACP型、PGM

表 4.

システム	姉から亡男が弟として推定される型とその割合
ABO	0(0.5937), A(0.2385), B(0.1433), AB(0.0249)
MNSs	MNs(0.5960), Ms(0.1814), Ns(0.1649), MNSs(0.0282), MSs(0.0207), NSs(0.0079), MS(0.0004), MNS(0.0003), NS(0.0001)
Rh	CcDEe(0.4244), ccDEE(0.4142), CCDee(0.1084), ccDEe(0.0293), CcDee(0.0161), ccDEe(0.0025), ccdEE(0.0019), CcDEE(0.0013), ccdee(0.0004), CCDEe(0.0007), CcdEe(0.0004), ccDee(0.0003), Ccdee(0.0001)
赤血球型	
P	P-(0.8363), P+(0.1637)
Duffy	a+b-(0.8997), a+b+(0.0977), a-b+(0.0027)
Kidd	a+b-(0.5454), a+b+(0.3862), a-b+(0.0684)
Lewis	a-b+(0.8276), a+b-(0.1473), a-b-(0.0251)
Diego	a-(0.9575), a+(0.0425)
Xg	a+(0.7196), a-(0.2804)
血清タンパク型	
Gc	2(0.381), 1F2(0.3034), 1S2(0.1495), 1F(0.0593), 1F1S(0.0584), 2V(0.0168), 1S(0.0144), 1FV(0.0066), 1SV(0.0032), V(0.0002)
Hp	2-1(0.5969), 2(0.3200), 1(0.0830)
Tf	C1(0.7656), C1C2(0.2100), C2(0.0144), C1V(0.0088), C2V(0.0012)
Pi	M1(0.7569), M1M2(0.1827), M1M3(0.0435), M2(0.0110), M2M3(0.0053), M3(0.0006)
赤血球酵素型	
EsD	2-1(0.6138), 1(0.2681), 2(0.1181)
AcP	B(0.7983), BA(0.1903), A(0.0113)
PGM	1A(0.7157), 1A2A(0.1269), 1A1B(0.0838), 1B2B(0.0499), 1B2A(0.0074), 2A(0.0056), 2A2B(0.0044), 1B2B(0.0029), 1B(0.0025), 2B(0.0009)

表 5.

システム	亡男の総合的に推定される型とその割合	父権肯定確率
赤血球型		
ABO	0(0.7896), A(0.1517), B(0.0587)	62.32 %
MNSs	MNs(0.7514), Ms(0.2458), MSs(0.0024), MNSs(0.0004)	56.09
Rh	CCDee(0.4117), CcDEe(0.5852), CcDee(0.0029)	50.23
P	P-(0.9629), P+(0.0371)	54.21
Duffy	a+b-(0.9877), a+b+(0.0123)	52.56
Kidd	a+b-(0.5629), a+b+(0.4371)	62.10
Lewis	a-b-(1.0)	34.58
Diego	a-(0.9980), a+(0.0020)	51.08
Xg	a-(1.0)	75.82
血清タンパク型		
Gc	1F2(0.5285), 2(0.3415), 1S2(0.1283), 2V(0.0016)	73.17
Hp	2(0.6004), 2-1(0.3996)	52.06
Tf	C1(0.9192), C1C2(0.0807), C1V(0.0001)	56.13
Pi	M1M2(0.9813), M2(0.0168), M2M3(0.0019)	51.26
赤血球酵素型		
EsD	1(0.4479), 2-1(0.5521)	50.00
AcP	B(0.9394), BA(0.0606)	55.20
PGM	1A(0.9274), 1A1B(0.0311), 1A2A(0.0356), 1A2B(0.0055), 1B(0.0001), 1B2A(0.0003), 1B2B(0.0000)	58.20

父権肯定総合確率 98.19

型のように父としてありうる型以外のものが含まれるときは排除されない。したがって、その血液システムは、排除率の計算からはずされなければならないので、総合排除率は95.45%と低下する。この例では、父権肯

定総合確率及び総合排除率ともに高い値が得られ、死亡した男と当事者である子との間の父子関係の存在する公算は非常に大きいと判断される。

第2例 死亡した男に子2人、死亡した母に弟と妹

表 6.

シ ス テ ム		母子の組合せに対し 父としてありえる型	同左頻度 (%)
赤血球型	ABO	O, A, B	90.04
	MNSs	Ms, MSs, MNs, MNSs	77.56
	Rh	ccdEe, ccDEE, ccDEE, ccDEE, CcdEe, CcdEE, CcDEE, CcDEE	49.64
	P	P+, P-	100.00
	Duffy	a+b-, a+b+	98.94
	Kidd	a+b-, a+b+	72.65
	Lewis	a+b-, a-b+, a-b-	100.00
	Diego	a+, a-	100.00
	Xg	a-	31.90
	血清 タンパク型	Gc	1F2, 2, 1S2, 2V
Hp		2, 2-1	93.08
Tf		C1, C1C2, C1V	93.75
Pi		M1, M1M2, M1M3, M2, M2M3	99.75
赤血球 酵素型	EsD	1, 2-1, 2	100.00
	AcP	B, BA	95.46
	PGM	1A, 1A1B, 1A2A, 1A2B	90.51
総合頻度			2.58
排除率			97.42

表 7. 各システムにおける被検査者の血液型

シ ス テ ム		亡男の 子-1	亡男の 子-2	子 (当事者)	亡母の 弟	亡母の 妹
赤血球型	ABO	A	O	AB	B	B
	MNSs	MNs	MNs	MNs	MNs	MNs
	Rh	Rh	ccDEE	CcDee	CcDEE	CcDEE
	P	P-	P-	P-	P+	P+
	Duffy	a+b-	a+b-	a+b-	a+b-	a+b-
	Kidd	a+b+	a+b+	a+b+	a-b+	a-b+
	Lewis	a-b+	a-b+	a-b+	a-b+	a-b+
	Diego	a-	a-	a-	a-	a-
血清 タンパク型	Gc	1F2	1F2	1F2	1F	1F
	Hp	2	2-1	2-1	2-1	2-1
	Tf	C1	C1	C1	C1	C1
	Pi	M1M2	M1M2	M1	M1	M1
赤血球 酵素型	EsD	2	2	2	2	2
	AcP	B	B	B	B	BA
	PGM	1A2A	1A2A	1A	1A1B	1A1B

がいたとき

表 7 から表 10 までに第一例にならつて各種のデータを示した。父子関係は否定されなく、group III の計算式により父権肯定総合確率は 98.40% となる。もし、母の型が推定できなくて一般集団のなかの型を特定できない任意の 1 人とすると、父権肯定総合確率は 95.40% となる。母がいなくて問題の男と子のみ (Duo) の場合

は一般に高い排除率は期待されなく 51.87% であるが、更に本件では 15.48% と低下する。この例では、父権肯定総合確率は高い値が得られ、死亡した男と当事者である子との間の父子関係の存在する公算は非常に大きいと判断される。Duo の場合、排除率は高い値が期待できないので、母の型の推定を加えて父権肯定総合確率を算出する方法は、父子関係の判断に有効である。

表 8.

システム	亡母の弟, 姉から推定される亡母の型とその割合	
赤血球型	ABO	B(0.6453), 0(0.1720), A(0.1118), AB(0.0709)
	MNSs	MNs(0.6795), Ns(0.1356), MNSs(0.0175), MSs(0.013), etc.
	Rh	CcDEe(0.6580), CCDee(0.2306), ccDEE(0.0777), etc.
	P	P+(0.7003), P-(0.2977)
	Duffy	a+b-(0.9464), a+b+(0.0528), a-b+(0.0007)
	Kidd	a-b+(0.7113), a+b+(0.2642), a+b-(0.0245)
	Lewis	a-b+(0.8797), a+b-(0.1066), a-b-(0.0057)
	Diego	a-(0.9781), a+(0.0219)
血清タンパク型	Gc	1F(0.6848), 1F2(0.1369), 1F1S(0.1336), 1FV(0.0150), etc.
	Hp	2-1(0.6624), 2(0.2681), 1(0.0696)
	Tf	C1(0.8622), C1C2(0.1273), C1V(0.0053), C2(0.0047), etc.
	Pi	M1(0.8562), M1M2(0.1117), M1M3(0.0266), etc.
赤血球酵素型	EsD	2(0.5765), 2-1(0.3656), 1(0.0580)
	AcP	BA(0.5000), B(0.4702), A(0.0298)
	PGM	1A1B(0.5440), 1A(0.2849), 1A2A(0.0733), etc.

表 9.

システム	亡男の子-1, 子-2 から亡男が父として推定される型とその割合	父権肯定確率	母の型の推定されないときの父権肯定確率	
赤血球型	ABO	A(0.6262), 0(0.3215), B(0.0523)	57.94 %	48.05 %
	MNSs	MNs(0.3834), Ms(0.2974), Ns(0.2832), MNSs(0.0181) MSs(0.0128), NSs(0.0051)	51.06	51.07
	Rh	CcDEe(0.4804), CcDee(0.3213), ccDEe(0.1396), ccdee(0.0251) ccDee(0.0200), ccdEe(0.0114), Ccdee(0.0021), CcdEe(0.0001)	84.84	76.09
	P	P-(0.9065), P+(0.0935)	53.48	53.48
	Duffy	a+b-(0.9457), a+b+(0.0543)	52.03	52.03
	Kidd	a+b+(0.4002), a-b+(0.3091), a+b-(0.2907)	50.40	50.03
	Lewis	a-b+(0.8352), a+b-(0.1510), a-b-(0.0138)	52.18	52.58
	Diego	a-(0.9780), a+(0.0220)	50.82	50.82
血清タンパク型	Gc	1F2(0.3220), 1F(0.3076), 2(0.1854), 1S2(0.0905), 1F1S(0.0758), 1FV(0.0085), 2V(0.0102)	60.43	57.10
	Hp	2-1(0.5757), 2(0.4243)	50.51	50.75
	Tf	C1(0.8571), C1C2(0.1371), C1V(0.0057)	55.32	55.32
	Pi	M1M2(0.4097), M1(0.3961), M2(0.1616), M2M3(0.0192) M1M3(0.0134)	50.06	50.06
赤血球酵素型	EsD	2(0.5185), 2-1(0.4815)	68.45	68.45
	AcP	B(0.8809), BA(0.1192)	54.44	54.44
	PGM	1A(0.3883), 1A2A(0.3784), 2A(0.1238), 1B2A(0.0409) 1A1B(0.0278), 2A2B(0.0244), 1A2B(0.0166)	51.65	51.66
		父権肯定総合確率	98.40	95.40

5. Essen-Möller の父権肯定確率についての考察

EMV は, Bayes の定理に基づいているといわれているが¹⁾, それを血液型におい応用するとき, 本当に正しく適用されているかについて検討する。前述したよ

うに, 小松の方式においても EMV と同値となるので, 理解しやすいように小松の方式において検討する。

小松の方式は, 具体的に次のような内容をもっている。one man case を two men case と同様に考えて, 第 1 の男を問題の男とし, 第 2 の男を一般集団のなか

表 10.

シ ス テ ム	子 (当事者) の父として ありえる型	同左頻度 (%)	
赤血球型	ABO	A, B, AB	90.73
	MNSs	Ms, MSs, MNs, MNSs, etc.	99.66
	Ph	CcDee, ccDEe, CcDEe, etc.	91.46
	P	P+, P-	100.00
	Duffy	a+b-, a+b+	98.94
	Kidd	a+b-, a+b+, a-b+	100.00
	Lewis	a+b-, a-b+, a-b-	100.00
	Diego	a+, a-	100.00
血清 タンパク型	Gc	1F2, 1S2, 2, 2V, 1F1S, 1F	92.87
	Hp	2, 2-1, 1	100.00
	Tf	C1, C1C2, C1V	93.75
	Pi	M1, M1M2, M1M3	81.92
赤血球 酵素型	EsD	2, 2-1	95.46
	AcP	B, BA	95.46
	PGM	1A, 1A1B, 1A2A, 1A2B	90.51
総合頻度		48.13	
排 除 率		51.87	

の型を特定できない任意の男とする。母が当事者である子を受胎した頃、第1の男と第2の男が同じように関係したとすると、第1の男すなわち問題の男が真の父とみなされる確率を父権肯定確率と定義する。第1の男と第2の男の父である事前確率は、当然50%ずつと考えられるべきであり、従来EMVには $1/(1+Q \cdot Y_X)$ のQという事前確率的要素が考慮されたが、それは意味のないこととなる。

2) Bayesの定理の適用についての検討

Bayesの定理とは、互いに排反する原因 C_1, C_2, \dots, C_n があつて、そのいずれか一つによつてある事象がおこつたとする。それらの原因の事前確率(事象のおこらない前に判断されている確率)を P_1, P_2, \dots, P_n とし、その事象のおこつた確率を p_1, p_2, \dots, p_n とする。この事象が原因 C_i によつておこつた事後確率(事象がおこつたという条件のもとでretrospectiveにそれが特定の原因 C_i から生じた確率)を $\pi(P_n)$ とすると

$$\pi(P_n) = p_i P_i / \sum_{i=1}^n p_i P_i$$

となる。

原因を C_1, C_2 の二つとし、その事前確率は等しいとして原因 C_1 によつて事象がおこる事後確率は

$$\pi(P_1) = \frac{P_1}{P_1 + P_2} \text{となる。}$$

小松の方式にBayesの定理を適用する場合、ある事

象とは、型がMである母から型がCという子の生まれることであり、その原因 C_1 は第1の男(問題の男)の型であり、原因 C_2 は第2の男(一般集団のなかの型の特定できない任意の男)の型である。換言すれば、統計的概念からして、ある血液型システムのそれぞれの型をその一般出現頻度に従つてもつている男ということになる。したがつて、第2の男の型が原因となつてCの型の子の生まれる確率

$$P_y = \frac{(M, C)}{(M)} \text{となる。}$$

小松の方式では、ここでBayesの定理が適用され、第1の男によつて、その子の生まれた事後確率を問題の男の父権肯定確率 $W = P_x / P_x + P_y$ としたのである。しかしながら第1の男と第2の男においては、後者がそれぞれの型をその出現頻度に従つてもつているという想定から、Mの型の母からCの型をもつ子の生まれる原因となる型は必ずそのいずれか一つが共通となり、互いに排反的ではあり得ない。したがつて、小松の方式から算出される父権肯定確率は厳密にBayesの定理が適用されているということとはできない。このことは、EMVにおいても、父母子結合確率、母子結合確率など小松の方式と共通の要素が含まれており、血液型を応用する場合、同様のことがいえるであろう。

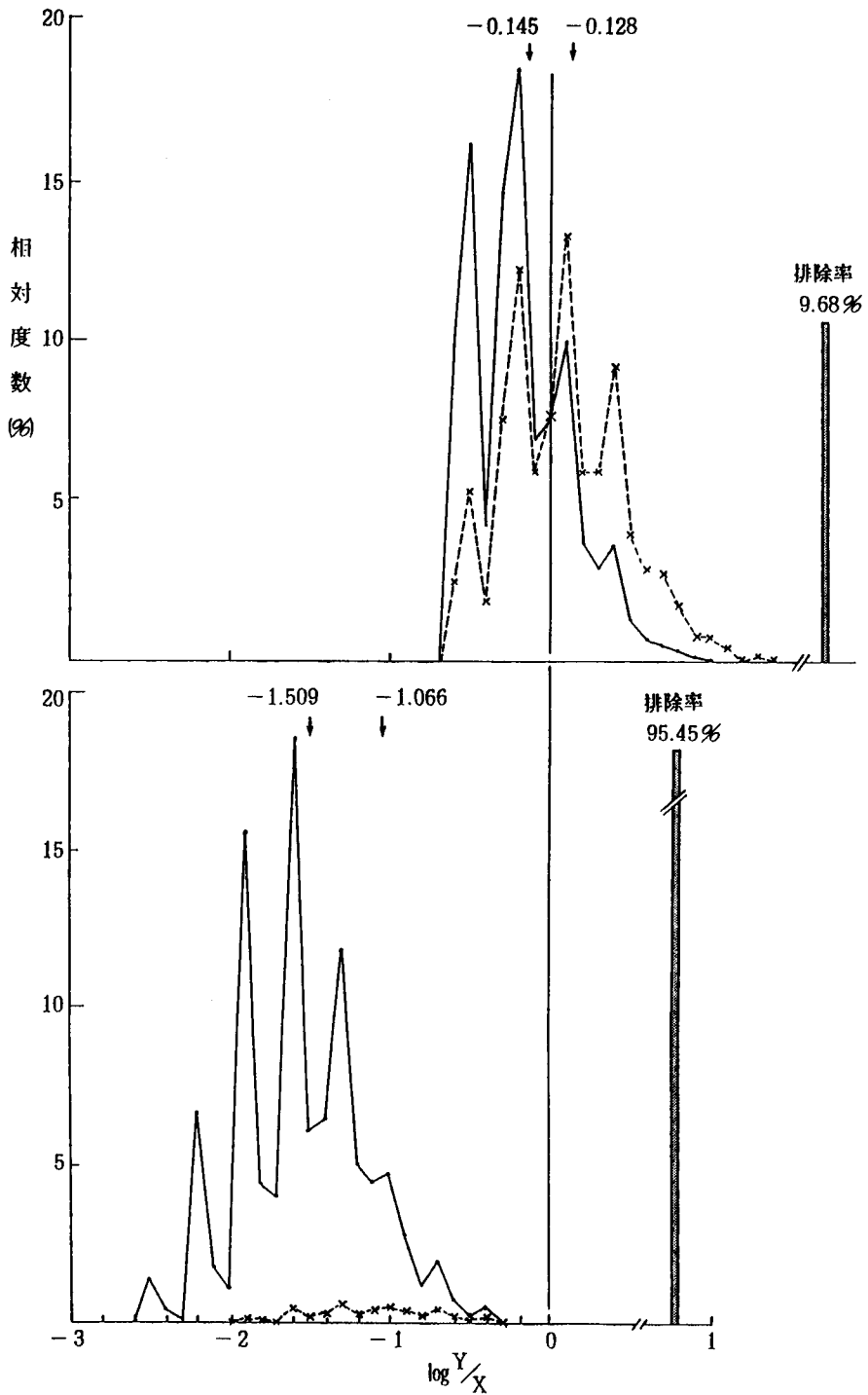


図1. true father 及び non-father の $\log(Y/X)$ の確率分布
実線: true father, 破線: non-father

6. log (Y/X) の確率分布からの
父子関係の判断

A true father と non-father の log (Y/X) の確率分布の作製

EMV は変数 Y/X の関数であり、Y/X は likelihood ratio あるいは essential value といわれている。一つの血液システムのある母子の型の組合せにおいて、すなわち父子関係の存在のもとで父母子結合確率に従って選出した型をもつ男を true father と定義し、またその母子に対して一般出現頻度に従って任意に選んだ男の型を non-father と定義する¹⁾。問題の男が父であるか否かは、その背景に true father かあるいは non-father の数の等しい集団があつて、その男がいずれの集団に属するかということになり、それはそれぞれの集団の Y/X の確率分布によつて確率的に判断することができる。表 1 にあげた 15 種類の血液型システムのそれぞれの (Y/X) n の積を Y/X とし、正規分布

に近づけるため log (Y/X) に変換して、コンピューターを利用する計算あるいはモンテカルロ法⁹⁾¹⁰⁾によつて確率分布を作製すると、true father と non-father の log (Y/X) の離散型分布が得られ、階級値を 0.1 とする相対度数分布とした。non-father のうち 15 種類の血液型システムのいずれかにより父子関係の否定されるものは、まとめて度数に組み入れた。その相対度数は総合排除率となる。

図 1 は、総合排除率(以下、排除率という)が 95.45% と 9.68% となる母子の組合せに対する true father と non-father の確率分布を示した。後者のような排除率の非常に小さい例は稀であつて人為的に想定したものである。それぞれの分布は log (Y/X)=o (EMV=50%) で度数が等しくなる。

ある男の log (Y/X)=X とし、X より小さい値をとるとき「父である」とすると、それが誤つて判断される率は、non-father の X より小さい変数の累積度数を true father と non-father の同じような累積度数の和で除したものとなる。また log (Y/X) が X より大き

表11. 排除率95.45%の log(Y/X) の分布のパラメーター

		累 積 度 数				
log(Y/X) (EMV)		<-2 (99.0%)	<-1.3 (95.2%)	<-1 (90.9%)	<0 (50%)	<1 (9.1%)
true father		11.69	66.65	80.83	99.99	100.00
non-father		0.07	1.84	3.01	4.53	4.55
	「父であるとみなす」 誤判率	0.06	2.68	3.59	4.34	4.35
log(Y/X)		>-2	>-1.3	>-1	>0	>1
true father		88.36	21.52	7.35	0.01	0
non-father		4.48	2.71	1.55	0.02	0
	「父でないとみなす」 誤判率	95.17	88.81	82.58	36.11	—

表12. 排除率9.68%の log(Y/X) の分布のパラメーター

		累 積 度 数						
log(Y/X) (EMV)		<-0.7 (83.4%)	<-0.6 (79.9%)	<-0.5..... (75.9%)	<-0.1 (55.8%)	<0 (50%)	<0.1..... (44.2%)	<0.5 (24.1%)
true father		0	9.84	25.89	70.16	77.61	87.58	98.47
non-father		0	2.37	7.57	34.96	42.83	56.22	80.92
	「父であるとみなす」 誤判率	—	19.41	22.62	33.25	35.56	39.09	45.10
log(Y/X)		>-0.7	>-0.6	>-0.5.....	>-0.1	>0	>0.1.....	>0.5
true father		100.00	90.15	74.10	29.83	22.38	12.41	1.52
non-father		90.31	87.94	82.73	55.27	47.40	34.01	9.31
	「父でないとみなす」 誤判率	52.54	50.62	47.24	35.05	32.07	26.73	14.03

い値をとるとき「父でない」として誤つて判断される率が同様に示す。

表11及び表12に排除率が95.45%と9.68%の確率分布のパラメーターを示した。排除率が95.45%の母子の組合せでは $X < 0$ のとき「父でない」として、誤つて判断される率は、4.34%であり非常に小さい。排除率9.68%の場合は、それは35.56%となる。また $X > 0$ のときには排除率は95.45%の母子の組合せでは、「父でない」として誤つて判断される率は36.11%と非常に大きい。しかし、このような値をとる X の出現率(累積度数)はわずかに0.01%にすぎない。排除率9.68%の母子の組合せではそれは32.07%となる。

15種類の血液システムを使用したとき、男母子(trio)の総合的排除率(父権否定確率)は94.31%で、これから大きくへだたつて排除率が9.68%となるような母子の組合せは極端に少ないけれども、これらのことより、EMVは排除率に関係して¹²⁾、それぞれの母子の組合せに対し、必ずしも数理的な父子関係の判断基準にならないことが理解される。

B 確率分布からの父子関係判断基準

確率分布における変数 X の値を順次大きくしていくと前項に述べたような「父である」あるいは「父でない」とみなすとき、誤つて判断される率が等しくなる変数 X の値が得られる。ここで、 $X < T$ のときには「父であるとみなす」誤判率とし、 $X > T$ のときには「父でない」とみなす誤判率とする。その式は次のごとくである。

変数 $X = \log(Y/X)$ 、ある男の $\log(Y/X) = x$ とすると

i) $x < T$ のとき

「父であるとみなす」誤判率

$$= \frac{F \text{ non-f}(X \leq x)}{F \text{ true f}(X \leq x) + F \text{ non-f}(X \leq x)}$$

ii) $x > T$ のとき

「父でない」とみなす誤判率

$$= \frac{F \text{ true f}(X \geq x)}{F \text{ true f}(X \geq x) + F \text{ non-f}(X \geq x)}$$

$F \text{ true f}$, $F \text{ non-f}$ は、それぞれ true father, non-father の $\log(Y/X)$ の確率分布の累積度数

T i) ii) の誤判率の等しくなる X の値

そしてそれらを父子関係の判断基準とする。

表11, 表12のそれぞれのパラメーターに示したように、排除率が95.45%の母子の組合せでは、例えば問題の男が $X = -1.3$ (EMV 95.2%) であれば、その男を「父であるとみなす」誤判率は2.68%であり、 $X = 0$ (EMV 50%) のときでも、それは4.35%にすぎない。一方、「父でない」とみなす誤判率の X の値はほとんど出現しない。

また、排除率が9.68%の母子の組合せでは、問題の男が $X = -0.5$ (EMV 75.9%) であれば「父であるとみなす」誤判率は22.62%、 $X = 0.5$ (EMV 24.1%) のとき「父でない」とみなす誤判率は14.03%となる。両者の誤判率が等しくなる X の値は $-1 < X < 0$ で、およそ $X = -0.05$ であり、誤判率は34%位となる。すなわち、 $X < 0.05$ のときには「父であるとみなす」誤判率とし、 $X < 0.05$ のときには「父でない」とみなす誤判率とする。

C 考察

trio の場合、EMV, 排除率が大部分の場合そうであるように十分大きければ、従来どおり EMV によつて父子関係を判断してよいが、より一層正確に判断するには、EMV のみでなく、検査システムの種類、数、排除率など検討する必要がある。また、母のいないとき(Duo)あるいは血縁者から血液型を推定するような場合には、排除率は小さく EMV との関係をもっと検討しなければならない。しかし、なによりも、父子関係の判断にはそれぞれの例によつて true father と non-father の確率分布を作成して、上記のような誤判率から判断することが合理的であると考えられる。確率分布の作成には、コンピューターのプログラムソフトが用意されれば容易である。

謝辞：特別講演の機会を与えてくださいました第75次日本法医学会会長 福井有公先生並びに座長の労をおとりくださいました日本法医学会名誉会員 高村建吉先生に深い感謝の意を表します。

講演の内容は、浜松医科大学講師 南方かよ子氏との共同研究であり、御協力を感謝します。併せて適切な教示を賜りました同大学一般教育数学教授(現鈴鹿医療科学技術大学教授)伊藤善彦氏に感謝いたします。