

症 例

死亡している男の同胞4人の血液型から
行った父子鑑定例

米 村 勇
信州大学医学部法医学教室
(主任: 野田金次郎教授)

A CASE REPORT AND ON THE CALCULATION OF PATERNAL
PROBABILITY OF A DEAD MAN BASED ON FOUR
SIBLINGS' BLOOD GROUPS

Isamu YONEMURA
Department of Legal Medicine, Shinshu University School of Medicine
(Director: Prof. Kinjiro NODA)

YONEMURA, I. *A case report and on the calculation of paternal probability of a dead man based on four siblings' blood groups.* Shinshu Med. J., 28 : 235-242, 1980

This report represented a case of disputed paternity in which a putative father had been already dead. The probability of paternity was calculated from the data of blood groups of his four siblings by the method based on Bayes' theorem. This approach had been shown to be often effective for the evaluation of paternity. The description to set an example on ABO blood group went into details, as it had not been done well in any previous reports. This description was designed to be easily applied to any other characters of different genetic types. It was also discussed that the genetic characters linked together on the same chromosomes, such as Rh and Duffy blood groups on the No. 1, and P blood group and HLA on the No. 6, could not be applied to the cumulative probability.

(Received for publication; November 27, 1979)

Key words ; 父子鑑定 (determination of paternity)
父権肯定確率 (probability of paternity)

I 緒 言

既に死亡している男に関する父子鑑定はその男の近親者の血液型等に基づいて行なう。中嶋¹⁾に依れば、男の死後3年までは認知請求の訴訟を起こし得る民法の死後認知制度を持つ日本ではこのような訴訟例は少なくないと言われている。然しこの種の事例の報告は未だ少なく¹⁾⁻⁶⁾、且つ父権肯定確率計算法の解説も簡略に過ぎ平易ではないと考えられる。本論文では計算法が最も繁雑であるABO式血液型について Bayes の定理に基づく多数の同胞による計算法を詳述し、他の異なる遺伝様式による形質にも容易に応用できるように意図した。又、現在広く行われている父権肯定総合確率算出に用いる血液型の選択の問題点を指摘したい。

II 事例の概要と関係者の血液型

図1の如く原告Aの母ZはX₅と婚姻中からYと情交関係があったが、妊娠を知らないままX₅と離婚した。X₅はその後間もなく死亡。Aの真の父はX₅、Yのうちいずれであるかの鑑定を某裁判所から依頼された。

関係者の ABO, MN, Rh, Kell-Cellano, Duffy, Lutheran, P, Lewis, Sese 等 9 式の血液型検査結果は図1に示したが、Yの血液型及び4人の同胞(X₁, X₂, X₃, X₄)から推定したX₅の取り得る血液型はいずれもZを母とするAの真の父である可能性を否定するものではない。従ってX₅、Yの父権肯定確率を算出して、どの程度真の父らしいかの判断に資する事になった。

III 父権肯定確率計算法の原理

検査した血液型で現在連鎖 (linkage) が知られて

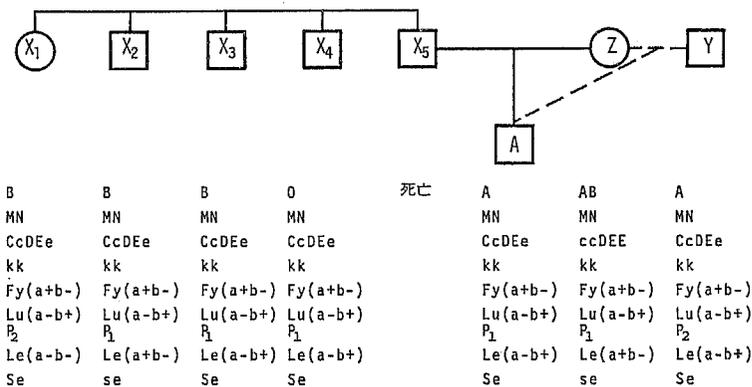


図1 本例関係者の血液型

いないもののうち ABO, MN, Sese, P, Duffy, Kell-Cellano の6式を用いて父権肯定総合確率を算出した。生存していて直接血液型検査ができたYについては松永⁷⁾に依って詳述されている Essen-Möller の方法により、死亡している X₅ については所謂小松の方法¹⁾³⁾⁵⁾⁶⁾⁸⁾に依って父権肯定確率を計算した。その結果は表1に示す。

小松の方法は松永³⁾によってその呼唱が与えられ、松永³⁾⁶⁾、中嶋^ら¹⁾⁵⁾によって適用例が報告されているが、本法は Bayes の定理に基づくものである。

一般に確率論に於ける Bayes の定理は

$$P\{e_i|o_i\} = \frac{P\{e_i\}P\{o_i|e_i\}}{\sum_{i=1}^k P\{e_i\}P\{o_i|e_i\}} \quad (1)$$

で示され、事象 o_i が起こった事が判っている時原因 e_i の起きる確率が与えられる。P{e_i} は事前確率、P{e_i|o_i} は事後確率とも呼ばれる。

父子鑑定に於ける事前確率、即ち原告はその母と疑問の男との組合せ (e_i) による子か或いはその他の男

表1 図1における X₅及びYの父権肯定確率

血液型	X ₅		Y	
	父権肯定確率	累積値	父権肯定確率	累積値
ABO式	0.4462	0.4462	0.5466	0.5466
MN式	0.5240	0.4700	0.5000	0.5466
Se se 型	0.4522	0.4226	0.5747	0.6197
P式	0.5169	0.4394	0.4598	0.5809
Duffy 式	0.4982	0.4373	0.5273	0.6077
Kell-Cellano 式	0.5050	0.4419	0.5054	0.6115
父権肯定総合確率	—	0.4419	—	0.6115

死亡している男の同胞4人の血液型から行った父子鑑定例

との組合せ (e_2) による子かという事は全く不明であるから $P\{e_1\}=P\{e_2\}=\frac{1}{2}$ とする⁸⁾と(1)は式

$$P\{e_1|o_1\} = \frac{P\{e_1\}P\{o_1|e_1\}}{P\{e_1\}P\{o_1|e_1\} + P\{e_2\}P\{o_1|e_2\}} = \frac{P\{o_1|e_1\}}{P\{o_1|e_1\} + P\{o_1|e_2\}} \quad (2)$$

となる。事象 o_1 は「Zとの間に原告Aと同じ血液型の子を得る事」に相当する。従って(2)式の各項は次の様に解釈される。

$P\{e_1|o_1\}$: X_5 が o_1 の時 e_1 である確率。即ち父権肯定確率 (π)。

$P\{o_1|e_1\}$: e_1 である時 o_1 である確率 (π_1)。

$P\{o_1|e_2\}$: e_2 である時 o_1 である確率 (π_2)。

従って(2)式は松永⁸⁾ にならって

$$\pi = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} \quad (3)$$

と書けば簡便である。但し π_1 は疑問の男 (X_5) と原告の母 (Z) との間に原告 (A) と同じ型の子が生まれる確率、 π_2 は Z と不特定の男との間に A と同じ型の子が生まれる確率である。

更に、連関のない n 箇の形質の父権肯定確率 ($\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$) を累積した父権肯定総合確率 P は次式(4)で与えられる。

$$P = \frac{\pi_1 \pi_2 \dots \pi_n}{\pi_1 \pi_2 \dots \pi_n + (1 - \pi_1)(1 - \pi_2) \dots (1 - \pi_n)} \quad (4)$$

既に死亡している男の同胞の血液型から父権肯定確率を算出するには第1段階として Bayes の定理そのもの即ち(1)式を利用して X_5 が取り得る血液型と確率を求め、第2段階として第1段階で得られた確率の下で上記の小松の方法即ち(2)又は(3)式を用いて原告Aに対する父権肯定確率を求めなければならない。

IV ABO式血液型による父権肯定確率計算の実際

A X_5 の取り得る血液型と確率

1 X_5 等の両親の血液型の組合せ (以後両親の組合せと略す) と確率及び第1子の分離比。

ABO式血液型の遺伝子型についての一般的な父母の組合せと確率は表2の如くであるが、これを父母の区別をしないで単に両親の組合せとして考えると表3のようにまとめられる。4人の同胞の内訳はB型3人、O型1人であるから $X_1 \sim X_5$ 等の両親の組合せは

表2 ABO式血液型における父母の組合せと確率

父		母		組合せの確率
遺伝子型	確率	遺伝子型	確率	
AA	p^2	AA	p^2	p^4
		AO	$2pr$	$2p^3r$
		BB	q^2	p^2q^2
		BO	$2qr$	$2p^2qr$
		OO	r^2	p^2r^2
		AB	$2pq$	$2p^2q$
AO	$2pr$	AA	p^2	$2p^3r$
		AO	$2pr$	$4p^2r^2$
		BB	q^2	$2pq^2r$
		BO	$2qr$	$4pqr^2$
		OO	r^2	$2pr^3$
		AB	$2pq$	$4p^2qr$
BB	q^2	AA	p^2	p^2q^2
		AO	$2pr$	$2pq^2r$
		BB	q^2	q^4
		BO	$2qr$	$2q^3r$
		OO	r^2	q^2r^2
		AB	$2pq$	$2pq^3$
BO	$2qr$	AA	p^2	$2p^2qr$
		AO	$2pr$	$4pqr^2$
		BB	q^2	$2q^3r$
		BO	$2qr$	$4q^2r^2$
		OO	r^2	$2qr^3$
		AB	$2pq$	$4pq^2r$
OO	r^2	AA	p^2	p^2r^2
		AO	$2pr$	$2pr^3$
		BB	q^2	q^2r^2
		BO	$2qr$	$2qr^3$
		OO	r^2	r^4
		AB	$2pq$	$2pqr^2$
AB	$2pq$	AA	p^2	$2p^3q$
		AO	$2pr$	$4p^2qr$
		BB	q^2	$2pq^3$
		BO	$2qr$	$4pq^2r$
		OO	r^2	$2pqr^3$
		AB	$2pq$	$4p^2q^2$
合 計				$(p+q+r)^4=1$

p : A型遺伝子頻度

q : B型遺伝子頻度

r : O型遺伝子頻度, $p+q+r=1$

表3 両親の組合せと確率

番 号	両親の組合せ	確 率
1	AA×AA	p ⁴
2	AA×AO	4p ³ r
3	AA×BB	2p ² q ²
4	AA×BO	4p ² qr
5	AA×OO	2p ² r ²
6	AA×AB	4p ³ q
7	AO×AO	4p ² r ²
8	AO×BB	4pq ² r
9*	AO×BO	8pqr ²
10	AO×OO	4pr ³
11	AO×AB	8p ² qr
12	BB×BB	q ⁴
13	BB×BO	4q ³ r
14	BB×OO	2q ² r ²
15	BB×AB	4pq ³
16*	BO×BO	4q ² r ²
17*	BO×OO	4qr ³
18	BO×AB	8pq ² r
19	OO×OO	r ⁴
20	OO×AB	4pqr ²
21	AB×AB	4p ² q ²
合 計		1

表1をまとめたもの。*印の組合せのみがB及びO型の同胞の両親になりうる組合せである。

表4 B及びO型の子を持ちうる両親の組合せと確率及び第1子の分離比

e _i	両親		第1子の型と分離比					
	組合せ	確率	A		B		O	
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO×BO	$\frac{2p}{1+p}$	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
e ₂	BO×BO	$\frac{q}{1+p}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
e ₃	BO×OO	$\frac{r}{1+p}$	0	0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0

B及びO型の子を生じうるもの、即ち表3の9、16、17番のいずれかの組合せでなければならない。そこで表3から9、16、17番のみを抜萃して第1、2、3子がB型で第4子がO型である場合の両親の組合せの確率を求める。

2 第1子がB型と判っている時の両親の組合せ確率

式(1)を用いる。事象 o₁ はB型 (遺伝子型 BB 及び BO) の子を持つ事、e₁, e₂, e₃ は夫々両親の組合せがAO×BO, BO×BO, BO×OOの場合とすると、P{e₁}+P{e₂}+P{e₃}=1 であるから、 $P\{e_1\} = \frac{8pqr^2}{8pqr^2+4q^2r^2+4qr^3} = \frac{2p}{1+p}$ (*:p+q+r=1)。以下同様に $P\{e_2\} = \frac{q}{1+p}$, $P\{e_3\} = \frac{r}{1+p}$ となり、表4に示した如く、e₁, e₂, e₃ の確率が得られる。表4より

$$P\{e_1\}P\{o_1|e_1\} = P\{AO \times BO\}P\{BB+BO|AO \times BO\} = \frac{2p}{1+p} \times \frac{1}{4} = \frac{p}{2(1+p)}$$

$$P\{e_2\}P\{o_1|e_2\} = P\{BO \times BO\}P\{BB+BO|BO \times BO\} = \frac{q}{1+p} \times (\frac{1}{4} + \frac{1}{2}) = \frac{3q}{4(1+p)}$$

$$P\{e_3\}P\{o_1|e_3\} = P\{BO \times OO\}P\{BB+BO|BO \times OO\} = \frac{r}{1+p} \times \frac{1}{2} = \frac{r}{2(1+p)}$$

$$\therefore \sum_{i=1}^3 P\{e_i\}P\{o_1|e_i\} = \frac{p}{2(1+p)} + \frac{3p}{4(1+p)} + \frac{r}{2(1+p)} = \frac{2+q}{4(1+p)}$$

$$\therefore P\{e_1|o_1\} = \frac{2p}{2+q}, P\{e_2|o_1\} = \frac{3q}{2+q},$$

$$P\{e_3|o_1\} = \frac{2r}{2+q}$$

となる。即ち、B及びO型の子(X₂の同胞)が居て、第1子(X₁)にB型の子が生まれた事が判っている時、両親の取り得る血液型の組合せはAO×BO又はBO×BO又はBO×OOで夫々の確率は $\frac{2p}{2+q}$, $\frac{3q}{2+q}$, $\frac{2r}{2+q}$ である。以上の結果、即ち第1子がB型と判っている

表5 第1子がB型と判っている時の両親の組合せ確率と第2子の分離比

e _i	両親		第2子の型と分離比					
	組合せ	確率	A		B		O	
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO×BO	$\frac{2p}{2+q}$	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
e ₂	BO×BO	$\frac{3q}{2+q}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
e ₃	BO×OO	$\frac{2r}{2+q}$	0	0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0

死亡している男の同胞4人の血液型から行った父子鑑定例

表6 第1, 2子がB型と判っている時の両親の組合せ確率と第3子の分離比

両親			第3子の型と分離比					
e _i	組合せ	確率	A		B		O	AB
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO×BO	$\frac{2p}{2+7q+2r}$	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
e ₂	BO×BO	$\frac{9q}{2+7q+2r}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
e ₃	BO×OO	$\frac{4r}{2+7q+2r}$	0	0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0

表7 第1, 2, 3子がB型と判っている時の両親の組合せ確率と第4子の分離比

両親			第4子の型と分離比					
e _i	組合せ	確率	A		B		O	AB
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO×BO	$\frac{2p}{2+25q+6r}$	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
e ₂	BO×BO	$\frac{27q}{2+25q+6r}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
e ₃	BO×OO	$\frac{8r}{2+25q+6r}$	0	0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0

表8 第1, 2, 3子がB型, 第4子がO型と判っている時の両親の組合せ確率と第5子の分離比

両親			第5子の型と分離比					
e _i	組合せ	確率	A		B		O	AB
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO×BO	$\frac{2p}{2+25q+14r}$	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
e ₂	BO×BO	$\frac{27q}{2+25q+14r}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
e ₃	BO×OO	$\frac{16r}{2+25q+14r}$	0	0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0

時の両親の組合せ確率と, 第2子の分離比を表5に示す。

3 第1, 2子がB型と判っている時の両親の組合せ確率

表5及び式(1)より

No. 2, 1980

$$P\{e_1\}P\{o_1|e_1\} = \frac{2p}{2+q} \times \frac{1}{4} = \frac{p}{2(2+q)}$$

$$P\{e_2\}P\{o_1|e_2\} = \frac{3q}{2+q} \times \frac{3}{4} = \frac{9q}{4(2+q)}$$

$$P\{e_3\}P\{o_1|e_3\} = \frac{2r}{2+q} \times \frac{1}{2} = \frac{r}{2+q}$$

$$\therefore \sum_{i=1}^3 P\{e_i\}P\{o_1|e_i\} = \frac{2+7q+2r}{4(2+q)}$$

$$\therefore P\{e_1|o_1\} = \frac{2p}{2+7q+2r},$$

$$P\{e_2|o_1\} = \frac{9q}{2+7q+2r},$$

$$P\{e_3|o_1\} = \frac{4r}{2+7q+2r}$$

以上の結果と第3子の分離比を表6に示す。

4 第1, 2, 3子がB型と判っている時の両親の組合せ確率

表6及び式(1)より

$$P\{e_1\}P\{o_1|e_1\} = \frac{p}{2(2+7q+2r)}$$

$$P\{e_2\}P\{o_1|e_2\} = \frac{27q}{4(2+7q+2r)}$$

$$P\{e_3\}P\{o_1|e_3\} = \frac{2r}{2+7q+2r}$$

$$\therefore \sum_{i=1}^3 P\{e_i\}P\{o_1|e_i\} = \frac{2+25q+6r}{4(2+7q+2r)}$$

$$\therefore P\{e_1|o_1\} = \frac{2p}{2+25q+6r},$$

$$P\{e_2|o_1\} = \frac{27q}{2+25q+6r},$$

$$P\{e_3|o_1\} = \frac{8r}{2+25q+6r}$$

以上の結果と第4子の分離比を表7に示す。

5 第1, 2, 3子がB型, 第4子がO型と判っている時の両親の組合せ確率

この場合事象 o₁ はO型の子を得る事に相当する。

従って表7及び式(1)より

$$\begin{aligned} P\{e_1\}P\{o_1|e_1\} &= P\{AO \times BO\}P\{OO|AO \times BO\} \\ &= \frac{2p}{2+25q+6r} \times \frac{1}{4} = \frac{p}{2(2+25q+6r)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{e_2\}P\{o_1|e_2\} &= P\{BO \times BO\}P\{OO|BO \times BO\} \\ &= \frac{27q}{2+25q+6r} \times \frac{1}{4} = \frac{27q}{4(2+25q+6r)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{e_3\}P\{o_1|e_3\} &= P\{BO \times OO\}P\{OO|BO \times OO\} \\ &= \frac{8r}{2+25q+6r} \times \frac{1}{2} = \frac{4r}{2+25q+6r} \end{aligned}$$

$$\therefore \sum_{i=1}^3 P\{e_i\}P\{o_1|e_i\} = \frac{2+25q+14r}{4(2+25q+6r)}$$

表9 第1, 2, 3子がB型, 第4子がO型と判っている時の第5子の取り得る型と確率

両 親		第 5 子 の 型 と 確 率						
e _i	組合せ	確 率	A		B		O	AB
			AA	AO	BB	BO	OO	AB
e ₁	AO × BO	$\frac{2p}{2+25q+14r}$	0	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	0	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$
e ₂	BO × BO	$\frac{27q}{2+25q+14r}$	0	0	$\frac{27q}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{27q}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{27q}{4(2+25q+14r)}$	0
e ₃	BO × OO	$\frac{16r}{2+25q+14r}$	0	0	0	$\frac{8r}{2+25q+14r}$	$\frac{8r}{2+25q+14r}$	0
合 計		1	0	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{27q}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{1+26q+15r}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{2+25q+30r}{4(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$

表10 X₅ と Z の組合せにより期待される子の型と確率

X ₅ · Z		子 の 型 と 確 率			
組 合 せ	確 率	A	B	O	AB
AO × AB	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{4(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{8(2+25q+14r)}$	0	$\frac{p}{8(2+25q+14r)}$
BB × AB	$\frac{27q}{4(2+25q+14r)}$	0	$\frac{27q}{8(2+25q+14r)}$	0	$\frac{27q}{8(2+25q+14r)}$
BO × AB	$\frac{1+26q+15r}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{1+26q+15r}{8(2+25q+14r)}$	$\frac{1+26q+15r}{4(2+25q+14r)}$	0	$\frac{1+26q+15r}{8(2+25q+14r)}$
OO × AB	$\frac{2+25q+30r}{4(2+25q+14r)}$	$\frac{2+25q+30r}{8(2+25q+14r)}$	$\frac{2+25q+30r}{8(2+25q+14r)}$	0	0
AB × AB	$\frac{p}{2(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{8(2+25q+14r)}$	$\frac{p}{8(2+25q+14r)}$	0	$\frac{p}{4(2+25q+14r)}$
合 計	1	$\frac{3(1+8q+7r)}{4(2+25q+14r)}$	$\frac{3+51q+29r}{4(2+25q+14r)}$	0	$\frac{2+25q+6r}{4(2+25q+14r)}$

$$\therefore P\{e_1|o_1\} = \frac{2p}{2+25q+14r},$$

$$P\{e_2|o_1\} = \frac{27q}{2+25q+14r},$$

$$P\{e_3|o_1\} = \frac{16r}{2+25q+14r}$$

以上の結果と第5子の分離比を表8に示す。

6 第1, 2, 3子がB型, 第4子がO型と判っている時の第5子の取り得る型と確率

表8の両親の組合せ確率と第5子の分離比から, 第5子である X₅ の取り得る型と確率は表9のように推定される。

B X₅ の父権肯定確率

$$\text{式(3), 即ち } \Pi = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} \text{ を用いる。}$$

1 π₁ の算出

X₅がAO, BB, BO, OO, ABである確率は表9に

示した如く夫々 $\frac{p}{2(2+25q+14r)}$, $\frac{27q}{4(2+25q+14r)}$, $\frac{1+26q+15r}{2(2+25q+14r)}$, $\frac{2+25q+30r}{4(2+25q+14r)}$, $\frac{p}{2(2+25q+14r)}$ であり, 原告Aの母ZはAB型と決まっている(即ち, ZがAB型である確率は1である)。X₅とZとの間に期待される子の型と確率は, X₅とZの組合せ確率と子の分離比から, 表10のようになる。原告はA型であるから表10より $\pi_1 = \frac{3(1+8q+7r)}{4(2+25q+14r)}$ となる。

2 π₂ の算出

π₂はZと不特定の男との間に原告と同じ型の子を生ずる確率であるから総ての型の男とAB型であるZとの組合せ確率と子の分離比から表11に示したような値となる。即ち, $\pi_2 = \frac{1}{2}(p+r)$ 。

3 Π の算出

$$\Pi = \frac{\pi_1}{\pi_1 + \pi_2} = \frac{3(1+8q+7r)}{3(1+8q+7r) + 2(p+r)(2+25q+14r)}$$

死亡している男の同胞4人の血液型から行った父子鑑定例

表11 Zと不特定の男との組合せにより期待される子の型と確率

Z・不特定の男		子の型と確率			
組合せ	確率	A	B	O	AB
AB × AA	p^2	$\frac{1}{2}p^2$	0	0	$\frac{1}{2}p^2$
AB × AO	$2pr$	pr	$\frac{1}{2}pr$	0	$\frac{1}{2}pr$
AB × BB	q^2	0	$\frac{1}{2}q^2$	0	$\frac{1}{2}q^2$
AB × BO	$2qr$	$\frac{1}{2}qr$	qr	0	$\frac{1}{2}qr$
AB × OO	r^2	$\frac{1}{2}r^2$	$\frac{1}{2}r^2$	0	0
AB × AB	$2pq$	$\frac{1}{2}pq$	$\frac{1}{2}pq$	0	pq
合計	1	$\frac{1}{2}(p+r)$	$\frac{1}{2}(q+r)$	0	$\frac{1}{2}(p+q)$

$p=0.2682$, $q=0.1704$, $r=0.5614$ を代入すれば、 $II=0.4462$ となる。

V その他の血液型についての父権肯定確率の算出

ABO式血液型は複対立遺伝子に支配される形質であるが、MN式等1対の不完全優性遺伝子に支配されるもの、Sese等優劣1対の遺伝子に支配される形質等についてもABO式に準じて同胞の血液型から逐次計算を行う事によって X_5 の取り得る型と確率を求め、その確率の下での π_1 の値を推定する事ができる。

VI 父権肯定総合確率値の評価

表1の如く、 X_5 及びYの父権肯定総合確率は夫々0.4419, 0.6115といずれも中間値(0.5)附近の値を取りいずれが真の父らしいかという積極的な判定は下せなかった。

VII 考 察

父子鑑定を確率論的に取り扱う事、中間形質(指掌紋等)及び量的形質(人類学的形質)を検査項目に入れる事についての疑義はかなり在ると思われる。即ち主な血液型だけでなく、血清型、酵素型、ヒト白血球抗原(HLA)等多くの質的形質について検討する事によりかなり多くの事例で父権を否定する事ができ、それでも否定し得ない場合は父権肯定確率値を用いなくて単に「父である可能性あり」とすべきであるとする考え方である。然し本事例のように既に死亡している男が父として訴えられている場合、その直系の近親者ではなくその同胞の形質を利用する限りいかに検査

項目を増やしても父権が否定される事は有り得ない。一方死亡している男の同胞の血液型から0.98という非常に高い父権肯定確率が得られた例もあり¹⁾、確率値の評価法³⁾⁷⁾が適切であれば本法は有効な方法であると考えられる。

Bayesの定理はEssen-Möllerや小松⁸⁾らによって父子鑑定に利用されるようになった。本論文では第1段階として同胞の血液型から死亡している男の血液型を推定する場合、第二段階としてその結果に基づき父権肯定確率を算出する場合の二つの場合にBayesの定理を夫々異なる形で応用したが第1段階の計算法は松永³⁾、中嶋¹⁾⁵⁾らの論文では小松により私的に示されたものとして簡単な説明に終わっている為本論文では特に第1段階の計算法を詳しく説明した。小松の提唱した方法は松永³⁾も指摘するように遺伝形式が明確でない形質にも適用でき、これによって指紋所見からも父権肯定確率を算出できるようになった。米村⁹⁾は最近この方法によって複雑な生物学的指紋¹⁰⁾について父権肯定確率式を考案しているが、この方法を用いれば近親者の指紋所見から死亡している男の父権肯定確率を算出する事も可能である。又、同胞数が多い程父権肯定確率の推定精度は増すが計算はそれだけ複雑になる。然し型の異なる多数の同胞が居ても著者らの試算ではその順序は計算結果に無関係であり、死亡している男の取り得る型と確率を与える一般式を導く事もできる¹¹⁾。

次に、箇々の形質の父権肯定確率を累積して父権肯定総合確率を求める場合、それらの形質は互いに連関のないものでなければならぬが、多くの報告ではDuffy式とRh式血液型とが同時に累積されている。然しRh式血液型遺伝子は1p35附近、Duffy式血液型遺伝子は1q24附近と、共に1番染色体上に位置している¹²⁾。又、P式血液型とHLA遺伝子は共に6番染色体上にある¹³⁾。これらの座位は大型又は中型染色体上の離れた位置に在る為交叉が起こり易く従来の家系図による分析法では連関群と見られていなかったものと考えられる。外にも他の血液型との連関が知られている血液型は多い。指掌紋等同義遺伝子の支配下にあるものも他の形質との連関が当然予想される為総合確率に繰り込まないで夫々別箇に父権の判定に資すべきものである。結局、常染色体の1相同対につき1形質のみが総合確率に繰り込まれる事になる為、最も多くて22形質しか加算する事ができない。

VII 結語及び要約

死亡している男の同胞の遺伝形質に基づく父権肯定確率計算法を詳しく平易に解説した報告例は見られないので、本論文では最近著者が経験した事例を紹介すると共に、A B O式血液型を例にとりて4人の同胞による計算法を詳述し、遺伝様式の異なる他の形質について計算する場合にも十分参考になるよう意図した。中間的形質についても、近親者の指紋所見による生物学的指紋価等従来取り扱い難かった形質からも死亡している男の父権肯定確率を求める事が可能である事も示唆した。又、多くの報告例でRh式とDuffy式血液型、P式血液型とHLAとが総合確率に繰り込まれているが、どちらもいずれか一方のみを取らなければならない事を指摘した。

撰筆に臨み、懇切な御指導と御校閲を戴いた法医学教室教授野田金次郎先生に深謝致します。また、本例の血液型検査に当たられた法医学教室助教授金箱房枝博士、同助手太田正穂学士、同技官宮坂政子氏の諸兄姉に謝意を表します。

文 献

- 1) 中嶋八良：死亡した男の同胞の血液型検査結果にもとづいて父子鑑定を行った1例。日法医誌，32：85-87，1978
- 2) Hummer, K., Wallisser, G. und Van Marwyck, C. : Indirekt ermittelte Vaterschaftswahrscheinlichkeit für einen verstorbenen Beklagten, errechnet anhand der Blutgluppeneigenschaften bei dessen Eltern und der Mutter-Kind-Dublette. Z Rechts-med, 69 : 139-144, 1971
- 3) 松永 英：父子鑑定の理論と実際。日法医誌，27：419-431，1973
- 4) Speiser, P., Mayer, W. R., Pacher, M., Pausch, V., Bleiner, I., Melzer, G., Weirather, M. and Groer, K. : Exclusion of paternity in the HL-A system without testing the deceased accused man. Vox Sang, 27 : 379-381, 1974
- 5) 中嶋八良, 石本剛一, 浅野 稔, 十字猛夫：父として疑われている男が死亡している場合の父子鑑定の3例。附：日本人における Kidd, Diego, Xg 及び HL-A 遺伝子の頻度, 並びにそれらのシステムに基づく父権否定の確率。日法医誌, 30 : 351-355, 1976
- 6) 松永 英：両親とみなされる者が死亡している場合の父子鑑定例。日法医誌, 22 : 385, 1968
- 7) 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, 18 : 268-294, 1964
- 8) 小松勇作：血液型による父権の判定に就いて。犯罪誌, 13 : 485-494, 1939
- 9) 米村 勇：Bayes の定理による生物学的指紋価の父権肯定確率算出式について。第8回皮膚紋理研究会口演要旨集, 1979
- 10) 松倉豊治：指紋の遺伝に関する研究(第2編), 「生物学的指紋価」の遺伝学的解析。四国医誌, 3 : 55-68, 1952
- 11) 米村 勇：未発表。第64次日本法医学会総会, 1980, 4, 長崎)に於いて展示発表の予定。
- 12) Human gene mapping 3. Baltimore Conference (1975). Third International Workshop on Human Gene Mapping. Report of the Committee on the Genetic Constitution of Chromosome 1 and 2. Cytogenet Cell Genet, 16 : 7-23, 1976
- 13) McKusick, V. A. and Ruddle, F. H. : The status of the gene map of the human chromosomes. Science, 196 : 390-405, 1977

(54.11.27受稿)