

医学における統計学の応用について

(第1編) 2×2 表を中心として

新潟大学医学部衛生学教室 (主任: 山本正治教授)

遠藤和男

An Application of Statistical Methods to Medical Science
(Part I) on Fourfold Tables

Kazuo ENDOH

*Department of Hygiene and Preventive Medicine,
Niigata University School of Medicine
(Director: Prof. Masaharu YAMAMOTO)*

The importance of statistical methods has been gradually recognized in the field of medical science. Though it becomes easier to use a statistical packages owing to the development of hardwares and softwares of personal computers, the author would like to lay stress on the correct use of statistical methods.

Results obtained from the basis of incomplete data are not reliable, even if they are analyzed by the use of complicated statistical methods, such as multiple variance analyses¹⁾²⁾. As to the registry of diseases, McMahon & Pugh³⁾ pointed out, "A small number of well-run registries in carefully selected areas is much to be preferred to numerous registries of mediocre quality". On the other hand, if both of quality and quantity of data are nearly perfect, it is not so rare to make a mistake by applying an inappropriate method.

In the present paper, the author describes how to apply the statistical methods to the problems in medical science. This article is chiefly stressed on the analysis of data presented as fourfold tables with some examples.

Key words: χ^2 -test, Fisher's exact probability test, McNemar's test,
Mantel-Haenszel procedure, Rigit analysis.

カイ二乗検定, フィッシャーの直接確率法, マクネーマーの検定法,
マンテル・ヘンツェル法, リジット解析.

Reprint requests to: Kazuo Endoh,
Department of Hygiene and Preventive
Medicine, Niigata University School
of Medicine, Niigata City, 951, JAPAN.

別刷請求先: 〒951 新潟市旭町通一番町
新潟大学医学部衛生学教室

遠藤和男

はじめに

統計学の手法は、医学においても重要性が益々認識され、広く応用されるようになってきた。ある学会誌では「AはBよりも明らかに高い」という表現よりも、「AはBに比べて有意に（ $p < 0.01$ ）高い」といった客観的な表現法が求められている。

近頃パーソナル・コンピュータのハード及びソフトの発達により、統計パッケージを利用すれば、従来手計算で何時間もかかっていた計算が、1分もかからずに行えるようになってきた。しかしながら、統計学的手法の応用以前に最も重要なことは、データの質である（決して量ではない！）ことを改めて強調したい。

不備なデータに基づく限り、例えば多変量解析法¹⁾²⁾のようにどんなに複雑な統計学的手法を応用しようとも、導き出された結論は全く信頼できない。疾病の登録制度について MacMahon and Pugh³⁾ は、「質の劣った数ばかり多い登録制度を持つよりも、厳選された少数の登録制度を運営する方が重要である」ことを述べている。また一方では、データの質・量ともに完璧に近い場合であって、正しい検定法では有意の差を検出できるのに、誤った検定法を用いたために逆の結論を得てしまうことも決して珍しいことではない。

当衛生学教室は、従来から医学部において医統計学の講義を担当してきた関係上、各教室からの種々の相談に預かってきた。データの質の問題は論外としても、余りにも少数例のために有意の差が認められなかった場合のほか、誤った検定法を応用している場合も多く認められた。そこで、今回は 2×2 表を中心とした検定法について、以下に具体的に仮想例を示して若干の解説を加えた。若手研究者の研究の一助となれば幸いである。

1. カイ二乗検定法 (Chi-square method)

カイ二乗検定法のうち、 2×2 表（四ツ目表）で知られる独立性の検定 (test of independence) は、検定法の中では数式も考え方も比較的簡単なために、広く用いられるばかりでなく、僅かな差を検出できる（検出力が大きい）検定法として知られている。

【例1】A校50人とB校100人の学生に対して、同じ問題を用いて、統計学の試験を実施したところ、不合格率はA校20%、B校40%であった。B校の方が不合格率が高いといえるか？

不合格者はA校10人、B校40人であるが、うっかりすると表1-1のように誤った 2×2 表を作ってしまう。下方に計算結果を示しておいたが、表1-1では有意差

表1-1 誤った 2×2 表

	不合格	計	
A 校	10	50	60
B 校	40	100	140
計	50	150	200

$$\chi^2_Y = \frac{(|10 \cdot 100 - 40 \cdot 50| - 100)^2 \cdot 200}{60 \cdot 140 \cdot 50 \cdot 150}$$

$$= 2.571 < \chi^2_1(0.05) = 3.841$$

表1-2 正しい 2×2 表

	不合格	合格	計
A 校	10	40	50 (20%)
B 校	40	60	100 (40%)
計	50	100	150 (33.3%)

$$\chi^2_Y = \frac{(|10 \cdot 60 - 40 \cdot 40| - 75)^2 \cdot 150}{50 \cdot 100 \cdot 50 \cdot 100}$$

$$= 5.134 < \chi^2_1(0.05) = 3.841$$

二つの標本比率の差の検定法

$$\text{全体の不合格率は } \frac{50}{150} = \frac{1}{3} \text{ なので}$$

$$Z_0 = \frac{|0.2 - 0.4| - \frac{1}{2}(\frac{1}{50} + \frac{1}{100})}{\sqrt{\frac{1}{3}(1 - \frac{1}{3})(\frac{1}{50} + \frac{1}{100})}}$$

$$= 2.266 < Z_0(\frac{0.05}{2}) = 1.96$$

ここで、 $Z_0^2 = 5.135$ であるが、正確に

計算すると、 $\{Z(\frac{\alpha}{2})\}^2 = \chi^2_0(\alpha)$ となる。

表1-3 2×2 表の一般例

	(+)	(-)	計
A 群	a	b	m_1
B 群	c	d	m_2
計	n_1	n_2	N

補正無しの時

$$\chi^2_0 = \frac{(ad - bc)^2 N}{m_1 m_2 n_1 n_2}$$

Yatesの補正式

$$\chi^2_Y = \frac{(|ad - bc| - \frac{N}{2})^2 N}{m_1 m_2 n_1 n_2}$$

なし、正しい表1-2では有意差ありと、全く逆の結論になってしまう。陽性率と計だけが与えられている場合に、表1-1のような誤りを犯すことが案外多い。

正規分布を用いた二群の比率の差を検定法⁴⁾を用れば、この誤りを避けることは容易である。 χ^2 値は正規分布のZ値の2乗であり、両法はもともと同じである。（この証明は成書に詳しい⁴⁾。）個人的には、カイ二乗検定法の方が情報量が多くて理解し易いように考える。

また、ここでは表1-3のような一般例で、分子からN/2を引くYatesの補正式⁵⁾を用いた。例2で示すようにこの方が便利であり、 χ^2 分布の連続性を常に補正する意味でも都合がよいと考えられる。全体の数Nによらず、補正式を用いることを推奨したい。

2. Fisherの直接確率法

少数例で2×2表を用いる場合、期待値に5以下の値があればFisher's exact probability method⁶⁾を用いることが推奨されている。ただし、期待値の求め方自体がよく理解されていない。表2-1に示すように、縦の項目k個×横l個のk×l表で縦i番目、横j番目の観察値O_{ij}の期待値E_{ij}は、縦の項目の計m_i及び横の項目の計n_jの積を総計Nで割って求められる。

【例2】A、B2種類の新薬について臨床試験を行ったところ表2-2のような結果を得た。効果に差があると言えるだろうか？

期待値はA、B薬とも、効果有り3.5人と5よりも小さな値があるので、Fisherの直接確率法が要求される。

①表2-2のように、縦及び横の計を動かさずに、最小の観察値が0となるまで偏った分布を求めていく。②観察された分布から最も偏った分布（0のある）までの確率を計算して合計する。③合計した確率は片側なので、2倍したものが求める直接確率である。

この場合少数例なので、Yatesの補正式⁵⁾を用いるべきであるが、補正なしで χ^2 検定を行うと、有意差有

表2-1 k×l表における期待値

	1 2 ……………	j	…………… l	計
1				m ₁
2				m ₂
⋮				⋮
i		O _{ij}		m _i
⋮				⋮
k				m _k
計	n ₁ n ₂ ……………	n _j	…………… n _l	N

観察値O_{ij}に対する期待値をE_{ij}とすると、

$$E_{ij} = \frac{m_i \cdot n_j}{N}$$

また χ^2 の一般式は、

$$\chi_0^2 = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$$

$$\text{d.f.} = (k-1) \cdot (l-1)$$

表2-2 Fisherの直接確率法の計算

	効果有	効果無	計
A 薬	1	19	20
B 薬	6	14	20
計	7	33	40

偏った
分布

0	20
7	13

A、B薬効果有の期待値

$$\frac{7 \cdot 20}{40} = 3.5 < 5$$

$$p_1 = \frac{20! 20! 7! 33!}{40! 1! 19! 6! 14!} \quad p_0 = \frac{20! 20! 7! 33!}{40! 0! 20! 7! 13!}$$

$$\sum p_i = p_0 + p_1 = \frac{20! 20! 7! 33!}{40!} \left(\frac{1}{19! 6! 14!} + \frac{1}{20! 7! 13!} \right) = 0.045738$$

両側検定なので、 $p = 2 \times \sum p_i = 0.091476$

χ^2 補正なしでは、 $\chi_0^2 = 4.3290$ ($p = 0.037468$)

Yatesの補正式では、 $\chi_1^2 = 2.7706$ ($p = 0.096012$)

りと誤って判定してしまうことになる。また、Yates の補正式を用いた場合、 χ^2 分布での確率 $p=0.096012$ であり、Fisher の両側の確率 $2 \times \Sigma p_i=0.091476$ と近い。正確を期するためには、Fisher の直接確率法が要求されるが、Yates の補正式によって大体の目安をつけることができるので、常に Yates の補正式を用いた方が便利である。

なお、既存のソフトの中には、Fisher の直接確率法が組み込まれていなかったり、観察値に0があると計算不能とするものもあるので、使用前に十分注意されたい。

3. 対応のある 2×2 表 (McNemar 法)

性・年齢階級等をマッチさせて、1:1の対応のある患者—対照研究 (case-control study)⁷⁾ を行った場合、普通の χ^2 検定式ではなく、McNemar 法⁸⁾ が用いられる。

【例3】患者—対照研究を行い、患者と対照者50組について調べたところ、ある要因について患者・対照者とも(+)は15組、患者のみ(+)は12組、対照者のみ(+)は5組、両者とも(−)は18組であった。患者と対照者の間に要因の出現率の差は認められるだろうか？

患者—対照研究を理解していれば、表3-1を作ることは容易であろう。ただし、普通のカイ二乗検定の式を用いるのは誤りである。表3-1の下方に示したように、matched pair については、McNemar の検定法⁷⁾ を用いることになっていることを思い出してほしい。この時、患者・対照者とも(+)及び(−)は、違いが認められなかったわけで、計算式の中に入っていないことが重要である。普通の χ^2 検定を行うと全く逆の結果を得てしまう。

【例4】患者—対照研究で100組について調べ、それぞれの組数が表3-1の倍であれば、表3-2のように、今度は有意性を認める。

ところが、患者と対照者がペア⁹⁾であることを忘れて、それぞれ100人ずつであると考えてしまう誤りをよく見かける。つまり、表3-2の太線でかこまれた数値をもとに、表3-3を作って検定してしまうことがある。

1:1のペアを作った時点で患者群と対照群は、例1のA校とB校のように互いに独立しているとは考えられず、あくまで組として扱うべきである。このように患者の計と対照者の計が等しい場合、matched pair⁹⁾ になっているのではないかと疑ってみることが必要である。

4. 症例を増やすかどうかの目安は？

表4はそれぞれの例数が表2-2の倍になっており、効果有りはA薬5%、B薬30%と出現頻度は表2-2と

表3-1 対応のある 2×2 表

患者	要因	対照者		計
		(+)	(−)	
要	(+)	15	12	27
因	(−)	5	18	23
計		20	30	50

$$\chi^2_M = \frac{(|12-5|-1)^2}{12+5} \\ = 2.118 < \chi^2_1(0.05) = 3.841$$

McNemar の検定式では、患者と対照者で違いの見られない(+) (+)の15組、(−) (−)の18組は無視されていることに注意する。

誤って普通の χ^2 検定法を用いた場合

$$\chi^2_Y = \frac{(|15 \cdot 18 - 12 \cdot 5| - 25)^2 \cdot 50}{27 \cdot 23 \cdot 20 \cdot 30} \\ = 4.593 \quad (p < 0.05)$$

表3-2 表3-1の倍の組数

患者	要因	対照者		計
		(+)	(−)	
要	(+)	30	24	54
因	(−)	10	36	46
計		40	60	100

$$\chi^2_M = \frac{(|24-10|-1)^2}{24+10} \\ = 4.971 \quad (p < 0.05)$$

表3-3 対応を無視した場合

	対照者		計
	(+)	(−)	
患者	54	46	100
対照者	40	60	100
計	94	106	200

$$\chi^2_Y = \frac{(|54 \cdot 60 - 46 \cdot 40| - 100)^2 \cdot 200}{100 \cdot 100 \cdot 94 \cdot 106} \\ = 3.392 \quad (N.S.)$$

表 4 表 2-2 の倍の例数

	効果有	効果無	計
A 薬	2	38	40
B 薬	12	28	40
計	14	66	80

$$\chi^2_0 = 8.658$$

$$\chi^2_Y = 7.013 < \chi^2_1(0.01) = 6.635$$

同じである。今度は期待値はいずれも5を超えており、普通の χ^2 検定式を用いて有意性が認められる。

ここで比（率）について考えてみると、得られた数値は1つあっても、もともとは、2種類のデータから成り立っていることを思い出していただきたい。百分率は分子及び分母になる2種類のデータから算出される。したがって、同じ10%といっても、1/10と10/100とでは数値の信頼性が異なっている。分子については、時間や判定者等によって変動する場合もある。例えば、陽性と判定される者が1人増えた場合、前者では1+1/10=20(%)となるのに対して、後者では10+1/100=11(%)となる。同じ10%でも後者の方が信頼性、安定性のあることがわかる。

表3-1と表3-2でも全体の数の多い方が有意の差を検出しやすい。したがって少数例で有意差の認められなかった場合、例数を増やして今後とも観察を続けるかどうかの判断に迷うことがある。

ケース・バイ・ケースではあるが、次のような考え方も参考になろう。(1) χ^2 値が2.706よりも大きい($p < 0.1$)場合は、例数を増やして再検討する(発表抄録にもその旨を記載する)。(2)表3-2のように出現頻度はそれぞれ同じで、総数が倍になった場合を仮定して χ^2 値を計算して、有意性が認められるなら例数を追加してみる。ただし、データを追加することによってバイアス⁹⁾が生じないよう、十分な注意が必要である。

5. いくつかの2×2表の合計 (Mantel-Haenszel 法)

【例5】A、B2種類の新薬について、症度Ⅰの患者50名、症度Ⅱの患者50名について二重盲検試験を行ったところ、表5-1及び表5-2のような結果を得た。症度Ⅱだけ有意性を認めたが、症度Ⅰ及びⅡを合せて評価すれば、両薬の効果に差があるといえるだろうか？

あるカテゴリーに分けた2×2表はそれぞれが独立している。表5-3のようにいきなり合計するのは誤りで

ある。幸い効果有りの割合は症度Ⅰ、症度Ⅱとも60.0%と全く等しい。しかし、A薬とB薬の割りつけ人数が症度Ⅰと症度Ⅱとで逆になっているにもかかわらず、重みづけによる評価が考慮されていない。異なった2×2表を重みづけを考慮しながら、同時に評価するのが、表5-4に示したMantel-Haenszel法¹⁰⁾である。表の下方に示したように、表5-3の補正無しの場合より χ^2 値が大きくなっている。

この例とは逆に、誤って合計した場合有意性を検出するのに対して、Mantel-Haenszel法では有意差無しとな

表5-1 症 度 Ⅰ

	効 果		計
	(+)	(-)	
A 薬	13	7	20
B 薬	17	13	30
計	30	20	50

$$\chi^2_0 = 0.347$$

$$\chi^2_Y = 0.087 \text{ (N. S.)}$$

表5-2 症 度 Ⅱ

	効 果		計
	(+)	(-)	
A 薬	22	8	30
B 薬	8	12	20
計	30	20	50

$$\chi^2_0 = 5.556$$

$$\chi^2_Y = 4.253 \text{ (} p < 0.05 \text{)}$$

表5-3 症度Ⅰ+Ⅱ

	効 果		計
	(+)	(-)	
A 薬	35	15	50
B 薬	25	25	50
計	60	40	100

$$\chi^2_0 = 4.167$$

$$\chi^2_Y = 3.375 \text{ (N. S.)}$$

表5-4 Mantel-Haenszelの式

	(+)	(-)	計
A 群	a_i	b_i	e_i
B 群	c_i	d_i	f_i
計	g_i	h_i	N_i

$$M-H\chi^2 = \frac{(\sum a_i - \sum E(ai))^2}{\sum V(ai)}$$

$$\text{ただし、} E(ai) = \frac{e_i g_i}{N_i}$$

$$V(ai) = \frac{e_i f_i g_i h_i}{N_i^2 (N_i - 1)}$$

Mantel-Haenszel法による解法

$$\sum a_i = 13 + 22 = 35$$

$$\sum E(ai) = \frac{20 \cdot 30}{50} + \frac{30 \cdot 30}{50} = 30$$

$$\sum V(ai) = \frac{20 \cdot 30 \cdot 30 \cdot 20}{50^2 (50 - 1)} + \frac{30 \cdot 20 \cdot 30 \cdot 20}{50^2 (50 - 1)} = 5.878$$

$$\therefore M-H\chi^2 = \frac{(35 - 30)^2}{5.878} = 4.253 (p < 0.05)$$

ることもある。よくみかけるのは、男女間で出現率に有意の差が認められるにもかかわらず、まず合計した表で有意性有りとし、次の男女別々に評価を行う例である。異質なデータを合計したままで、評価を進めないように十分注意されたい。

6. 母集団比率との比較

【例6】新潟県の全病院に対する入院患者調査では、65歳以上の占める割合は32%であった。この時、X病院では全入院患者500人中181人(36.2%)が65歳以上であった。X病院の65歳以上の割合は新潟県全体に比べて高いと言えるだろうか？

表1-1のような誤りをせず、引き算によって表6-1を作ると、補正有りの場合有意でなくなってしまう。ここで、X病院は新潟県全体を母集団と考えた時の標本の1つであり、新潟県全体に含まれるので、独立性の検定をするのは誤りである。

そこで、表6-2のように、X病院以外の全病院の計を求めて χ^2 検定をするという考え方も全く間違いであるとは言えない。しかし、これでも新潟県全体との比較にならないという批判が出て来るであろう。

例6のように、母集団比率と比較する場合、表6-3の正規近似式が用いられる。ただし、期待値(np)が

表6-1 母集団比率との比較

	65歳以上	65歳未満	計
X 病院	181	319	500
全 県	8,000	17,000	25,000
計	8,181	17,319	25,500

$$\chi_0^2 = 3.968$$

$$\chi_Y^2 = 3.778 \text{ (N.S.)}$$

表6-2 他の病院の計との比較

	65歳以上	65歳未満	計
X 病院	181	319	500
他の病院の計	7,819	16,681	24,500
全 県	8,000	17,000	25,000

$$\chi_0^2 = 4.136$$

$$\chi_Y^2 = 3.941 (P < 0.05)$$

表6-3 正規近似式を用いた解法

母集団比率をp、標本数nの標本集団における出現数をrとすると、
np>5の時、次の正規近似式を用いる。

$$Z_0 = \frac{|r - np| - 0.5}{\sqrt{np(1-p)}} \sim N(0,1)$$

ここで、全県の65歳以上の占める割合は、

$$\frac{8,000}{25,000} = 0.32$$

np=500・0.32=160>5であるので、

$$Z_0 = \frac{|181 - 160| - 0.5}{\sqrt{160 \cdot (1 - 0.32)}} = 1.965 > Z\left(\frac{0.05}{2}\right) = 1.96$$

5を超えるという条件が必要である。期待値が5以下の時は、Poisson分布¹¹⁾やF検定⁴⁾が用いられるが、成書を参照されたい。また、全国調査が行われて全国の出現率がわかっている場合、自分のデータが標本の一部とは言いがたい場合でも、標本とみなして正規近似式を用いることが多い。

7. リジット解析 (Rigit Analysis)

2×I表は多数の出現率の差を全体として評価するの

に用いられる。自由度は $(l-1) \times l$ 表上の順序を動かしても、 χ^2 値は変化しない。

ところが、同じ $2 \times l$ 表のように見えても、表 7-1 で横の項目が、 $\#$, $+$, \pm , $-$ のように序列がある時は、 χ^2 の一般式を用いないで、リジット解析¹²⁾ を用いることが推奨されている。

【例 7】すでに効用の知られている A 薬と新薬の X 薬とについて、50 名ずつの患者を割り当てて評価を行った。効果については、「著効」、「有効」、「不変」、「悪化」

の 4 段階でおこなった。両薬の効果に差があると言えるだろうか？

表 7-1 のように普通の χ^2 検定では有意の差を認めない。また、表 7-2 で「著効」+「有効」と「不変」+「悪化」の 2 項目で比較しても、補正式では有意の差を認めない。

リジット解析の手順は、表 7-3 に示すように慣れないとやや煩雑に感じる。対照群のリジット値は常に 0.5 であり、例 7 では有意の差を認める。このように序列の

表 7-1 序列のある $2 \times l$ 表

	($\#$)	($+$)	(\pm)	($-$)	
	著効	有効	不変	悪化	計
対照群 (A 薬)	5	10	30	5	50
実験群 (X 薬)	10	15	20	5	50
計	15	25	50	10	100

$$d.f. = (2-1) \cdot (4-1) = 3$$

$$\chi_0^2 = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \\ = 4.667 < \chi_3^2(0.05) = 7.815$$

表 7-2 まとめた 2×2 表

	著効及 び有効	不変及 び悪化	計
対照群 (A 薬)	15	35	50
実験群 (X 薬)	25	25	50
計	40	60	100

$$\chi_0^2 = 4.167$$

$$\chi_Y^2 = 3.375 \text{ (N. S.)}$$

表 7-3 リジット解析

	(1)	(2)	(3)*	(4)	(5)リジット	(6)	(7)
	対照群	(1)/2	累 積	(2)+(3)	(4)/(1)の計	実験群	(5)×(6)
著 効	5	2.5	0	2.5	0.05	10	0.5
有 効	10	5	5	10	0.2	15	3.0
不 変	30	15	15	30	0.6	20	12.0
悪 化	5	2.5	45	47.5	0.95	5	4.75
計	50		50			50	20.25

*累積は 1 行目を 0 とし、順次下に落とすこと。

対照群のリジット値 R_A は常に $R_A = 0.500$

実験群のリジット値 R_B は (6)、(7) の計から

$$R_B = \frac{20.25}{50} = 0.405$$

標準誤差 S_E は近似的に、 $S_E = \frac{1}{2\sqrt{3N_B}}$

$$Z_0 = \frac{|R_A - R_B|}{S_E} = \sqrt{12N_B} |0.5 - R_B|$$

したがって、

$$Z_0 = \sqrt{12 \cdot 50} |0.5 - 0.405| \\ = 2.327 > Z\left(\frac{0.05}{2}\right) = 1.96$$

ある場合、特に薬効検定等ではリジット解析は非常に有意義な手法と言えるであろう。また、患者一対照研究で用量-反応関係を見るには、Mantel-extension¹³⁾が知られている。

お わ り に

統計学的手法は、正しく応用する場合非常に有意義な情報及び判断基準を与えてくれるが、正しい検定法を用いないと、全く逆の結論を得ることも珍しくない。

また危険率5%というのは、あくまでも目安であり、絶対的な基準ではない。5%では20回に1回間違いを犯す可能性があり、また5%以上でも、他の情報と合せて考えると十分な場合もある。統計処理の結果は絶対的なものではなく、あくまでも判断の一助であることを考慮して、正しい応用を心掛けたい。

参 考 文 献

- 1) 柳井晴夫, 高根芳雄: 多変量解析法, 現代人の統計—2, 朝倉書店(東京), 1977.
- 2) 田中 豊, 垂水共之, 脇本和昌, 編: パソコン統計ハンドブックⅡ, 多変量解析編, 共立出版(東京), 1984.
- 3) MacMahon, B. and Pugh, T.F.: Epidemiology, Principals and Methods, p.93, Little, Brown & Company (Boston), 1970.
- 4) 上村 桂: 医統計学, 文永堂(東京), 1979.
- 5) Yates, F.: Contingency tables involving small numbers and the χ^2 test, J. R. Stat. Soc, 1: 217~235, 1934.
- 6) Fisher, R.A.: Statistical Methods for Research Workers, 5th ed., Oliver & Boyd (Edinburgh), 1934.
- 7) 重松逸造, 監訳: 疫学・臨床医学のための患者対照研究, ソフトサイエンス社(東京), 1985.
- 8) McNemar, Q.: Not on sample error of the difference between correlated proportions or percentages, Psychometrika, 12: 153~157, 1947.
- 9) 山本正治, 遠藤和男, 他訳: 疫学テキスト, 第2版, 西村書店(新潟), 1986.
- 10) Mantel, N.: Chi-square tests with one-degree of freedom; Extensions of the Mantel-Haenszel procedure, J. Amer. Stat. Assoc., 58: 690~700, 1963.
- 11) 柳川 洋, 編: 疫学マニュアル, 南山堂(東京), 1985.
- 12) Bross, I.D.J.: How to use rigit analysis, Biometrika, 14: 18~38, 1958.
- 13) 丹後俊郎: 医学への統計学, pp. 137~142, 朝倉書店(東京), 1985.