心理學的統計法の二三の問題

SOME REMARKS ON PSYCHOLOGICAL STATISTICS

岩原 信九郎*

By JWAHARA, SHINKURO

§1 藤田康氏は最近3回に亘つて、所謂推測統計學の心理學への適用について述べている(7, 8, 9), これらはいずれも、やゝもすれば統計を輕視し勝な日本の心理學界にとって大きな貢獻であると言わなければならない。然し私自身これらの論文の中で十分理解出来ない點、及び補追したい點があるので、以下簡単に述べよう*。

§2 母平均と母分散 母平均と母分散に對する藤田氏の説明は適切でないと思う(7)。尤も藤田氏の

$$m = \frac{\sum X_i}{\sum Y_i}; \sigma^2 = \frac{1}{\sum Y_i} \sum (X_i - m)^2$$

(こゝで $N \rightarrow \infty$)

は夫々

$$m = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum Y_i}; \sigma^2 = \frac{1}{\sum Y_i} \sum Y_i (X_i - m)^2$$

(こゝで $N \rightarrow \infty, \sum Y_i = N$)

のミスプリントであろうがそれでもかゝる定義は數學的に一般に保證しえない(12)。従つて、

「ある現象をN回觀測したとき、 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$ なる觀測値が得られれば、

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P[(\bar{X} - m) > \epsilon] = 0 \quad \dots\dots (2.1)$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P[(s^2 - \sigma^2) > \epsilon] = 0 \quad \dots\dots (2.2)$$

$$\text{ただし } \bar{X} = \frac{\sum X_i}{N} \quad s^2 = \frac{1}{N} \sum (X_i - \bar{X})^2$$

ϵ は任意の正數

なる m, σ^2 が存在するとき、これらを夫々この現象の屬する母集團の母平均、母分散と言う」とすべきではなからうか。

§3 分布函數について 藤田氏は(7, p. 230)で、

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad \dots\dots (3.1)$$

において「 $X = X_i$ としたときのこの函數の値 $f(X_i)$ が Y_i の値(即ち頻數)と一致するならば」と言つてゐるがこれは確率密度と度數とを混合しているように思われる。即ち $f(x)$ は正規曲線の縦座標であつても度數 Y_i ではない。度數は面積によつて示されうるものである。一般に X が正規分布をなすとき、縦座標 y は、

* 本稿を草するに當つて東京教育大學理論物理學教室の伊藤大介氏及び心理學教室の金子隆芳氏の多大の助力をえた。

$$y(x) = \frac{N}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \quad \dots\dots (3.2)$$

($x = X - m$, N は總頻數)

で示される。

今 $x = \sigma z$ において、 z の分布函數 $\phi(z)$ を考える。

$$y(x) = \frac{N}{\sigma} \phi(z) \quad \dots\dots (3.3)$$

とすれば、

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad \dots\dots (3.4)$$

となり、 z が分れば $\phi(z)$ がきまる。これは正規分布の表をみれば z と共に必ず記入されているものである。 z は言うまでもなく正規分布のときの標準得點である。

今、 X_i がある頻數分布の中心點で、級間が h 、その級間の頻數が Y_i 、總頻數を N とすれば、正規分布のときの Y_i は次の式で求められる。

$$Y_i = \frac{N}{\sqrt{2\pi}} \int_{z_i - \frac{h}{2\sigma}}^{z_i + \frac{h}{2\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad \dots\dots (3.5)$$

こゝでも $z_i = \frac{X_i}{\sigma}$ である。 σ は分布の S.D. この式から $z_i + \frac{h}{2\sigma}$ と $z_i - \frac{h}{2\sigma}$ は當該級同の上限と下限を標準得點になおしたものであるからこの2つの値の間に含まれる面積を正規分布表でみて、それに N を乗ずれば正規分布のときの Y_i がえられることが分る。

又、この式で h がかなり小さければ近似的に次の式が成り立つ。

$$Y_i \equiv \frac{N h}{\sigma} \phi(z_i) \quad \dots\dots (3.6)$$

こゝで $\phi(z_i)$ は(3.4)で定義されている。又、 $z_i = \frac{X_i}{\sigma}$ であることは言うまでもない。

以上2つの方法はいづれでもよいが、後者の方が簡單である。實測頻數の分布と正規分布のグラフによる直觀的な比較や、正規型の檢定(χ^2 法による)の場合に上にのべた方法はよく用いられる。

§4 不偏度數の比 2つの母分散の大きさが等しいかどうか檢定するときFテストを用いる事が出来る。この場合は分布が正規であることが假定される。(然し一般的にF分布はかゝる制約はない。即ち2つの互いに獨立な變數 V と W とがあるとき、 V_{r_1}, W_{r_2} がそれぞれ χ^2 分布

をなし r_1, r_2 がそれらの自由度であれば

$$F = \frac{x_1^2/r_1}{x_2^2/r_2} = \frac{x_1^2}{x_2^2} \cdot \frac{r_2}{r_1} \quad \dots\dots(4.1)$$

が F 分布をなす。然し用意されている F 分布表は、2 つ分散の比から求められたもので、正規分布を假定している。

藤田氏の論文 (8, p. 232) の分散比による実験精度の検定に用いられた例は、この點から適當でない。と言うのは正規分布の假定の下では半米尺を用いた場合の測定値の一つ 90.0 は平均からの偏差が大きすぎるからである。この検定には Thompson の棄却検定法を用いると便である。この系列の分散 $s^2=4.31$ 平均 $\bar{X}=85.3$ だから 90 の平均からの偏差 x は 4.7 である。

$$\therefore \tau_0^2 = \frac{x^2}{s^2} = \frac{4.7^2}{4.31} = 5.13$$

$$F_0 = \frac{n\tau_0^2}{n+1-\tau_0^2} = 25.94$$

$$n=7-2=5$$

ところが $F_{.01}=16.26$ であるから 90 という測定値を採用することは甚だ危険である。

従つてこの値をすてると、不偏分散はずうと小さくなる。即ち $V^2=1.276$ である。それ故 1 米尺の場合の不偏分散 $u^2=.505$ との比 F は

$$F_0 = \frac{1.276}{.505} = 2.53$$

自由度は 5 と 6 であるから $F_{.05}=4.39$ 。よつて 2 つの不偏分散の差は標本誤差の範囲を出ない。即ちこの実験からは物指の長短の測定に及ぼす効果はみとめられない。

分散比として F テストが用いられるがこれは 2 つの不偏分散の間の同質性の検定の場合に限られる。3 つ以上の分散の同質性の検定には他の方法が用いられねばならない。これは宛も 3 つ以上の平均の同質性の検定に F テストを用いなければならぬと同じである。こゝでの歸無假説 H_0 は、

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots\dots = \sigma_s^2 = \dots\dots = \sigma^2 N$$

である。

今一般に知られている 2 つの方法を示そう。

1) **Welch の法** Neyman と Pearson の用いた基準 L_1 とは不偏分散の荷重幾可平均の荷重算術平均に對する比である。だからもし母平均が等しければ L_1 は 1 に近い筈である。Welch によつて示された L_1 の公式は

$$L_1 = \prod_s \left(\frac{N}{n_s} \right)^{\frac{n_s}{N}} \prod_s \left\{ \frac{\theta_s}{\Sigma \theta_s} \right\}^{\frac{n_s}{N}} \quad \dots\dots(4.2)$$

$$\theta_s = \Sigma (X_{si} - \bar{X}_s)^2$$

s は標本による變化 n_s は各標本の大きさ、 N は總數である。 L_1 表は参考書にあるので (3, 11), L_0 と L_1 とを比較し、 L_0 が L_1 より有意をだけ小さければ、分散の同質性をみとめることが出来ない。

2) **Bartlett の法** この原理は L_1 と同じ、たゞ測定

値の數でなく、自由度で重みがかけてあるだけである。

$$-2 \log_e \mu = N \log_e \left[\frac{\sum_{t=1}^k \left(\frac{v_t s_t^2}{N} \right) \right] - \Sigma (v_t \log_e s_t^2)$$

$$N = \sum_{t=1}^k v_t \quad \dots\dots(4.3)$$

こゝで $-2 \log_e \mu$ は $k-1$ の χ^2 分布をする。たゞし

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left\{ \sum_t \frac{1}{v_t} - \frac{1}{N} \right\} \quad \dots\dots(4.4)$$

のような C をもとめ、

$$\chi^2 = \frac{-2 \log_e \mu}{C} \quad df = k-1 \quad \dots\dots(4.5)$$

と修正する必要がある。これは方法は便でかつ敏感な検定法であるが v_t が小さいときはいけない。尙 v_t は各標本の自由度、 s_t^2 各標本の不偏分散である (3, 6, 11)。この分散の同質性はテストの信頼度の検定のとき及びテストの構成のとき用いることが多い (10)。

§5 **実験計画法** 次に藤田氏の示したミューラー・リーアの錯視についての實驗に關して私見を述べたい (9, pp 35ff)。簡単に紹介すると、標準刺戟 50mm に對して表 I のような測定値がえられた。

表 I (單位はmm)

	ミューラー・リーア錯視の測定値				平均	SD ²
15°	64	83	71	73	72.75	43.69
30°	66	75	72	82	73.75	33.19
60°	76	90	78	83	81.75	29.19
					76.083	51.993

これについて藤田氏は 2 つの實驗法があると言われる。

A 1 人ですべて觀察する。

B, C 4 人で各角度につき 1 回ずつ觀察する。

この 2 つは藤田氏も言うようにどちらが有利かと比較することは出来ないが、この實驗計画法について考えてみたい。

然し今一人だけの A の場合も練習効果がないとしても各角度における分散の同質性の検定がなされねばならない。今 Welch の方法によると、公式 (4.2) の兩邊の對數をとつて整理すると、

$$\log L_1 = \log N - \frac{1}{N} \Sigma n_s \log n_s + \frac{1}{N} \Sigma n_s \log \theta_s - \log (\Sigma \theta_s) \quad \dots\dots(5.1)$$

となるので L_1 の計算を表に示すと、

表 II

$H_0: \sigma_s = \sigma$ の検定の爲の L_1 の計算

n_s	$\log n_s$	$n_s \log n_s$	θ_s	$\log \theta_s$	$n_s \log \theta_s$
4	.6021	2.4084	174.75	2.2430	8.9720
4	.6021	2.4084	132.75	2.1239	8.4956
4	.6021	2.4084	116.75	2.0682	8.2728
N=12	$\log N=$ 1.0792	7.2252	$\Sigma \theta_s=$ 424.25	$\log \Sigma \theta_s=$ 2.6274	25.7404

$$\begin{aligned}\therefore \log L_0 &= 1.0792 - \frac{1}{12} \times 7.2252 + \frac{1}{12} \times 25.7404 \\ &= -2.6274 \\ &= 1.0792 - 0.6021 + 2.1450 - 2.6274 \\ &= 1.9947\end{aligned}$$

$$\therefore L_0 = .988$$

Nayer の L_1 表 (3, 11) を見ると $n=4$ で, $k=3$ のとき $L_{.95} = .470$ である。 L_0 は $L_{.95}$ より大きいから一應の分散の同質性をみとめることが出来る。

かくしわれわれは分散分析法を用いることが出来る。

次に藤田氏と異なる実験法を示す。

§6 ラテン方格法 一人の場合だと結論は一人についてしか言われない。何故、ラテン方格を用いるかと言うと、観察には各角度内において練習効果があるばかりでなく、各角度間にも練習効果（これを順序の効果とよぼう）があるからである。今 3×3 ラテン方格を用いると図 I のようになる。

	I	II	III
15°	A	B	C
30°	B	C	A
60°	C	A	B

図 I ラテン方格の一例

つまり観察は一つのラテン方格についての 9 回試みる。

I II III は各角度内での順位, ABC は各角度間での順位である。従つて I, II, III は練習効果を, A, B, C は順序効果を示す。各角度で 3 回の観察で不十分であれば, 同じラテン方格をくり返せばよい。個人差を知りたいければ別々の人についてラテン方格をなせばよい。然し説明を簡単にする為に一つのラテン方格で, 繰返しのある場合を省略する。

かくてこの方法による分散分析表は表 III のようになる。

表 III
ラテン方格の場合の分散分析表

変 動 因	平方和	自由 度	不偏分散
角 度 (α)	S_α	2	s_α^2
練 習 (β)	S_β	2	s_β^2
順 序 (γ)	S_γ	2	s_γ^2
(繰 返 え し)			
実験誤差 (ϵ)	S_ϵ	2	s_ϵ^2
全 體	S_T	8	s_T^2

繰返ししみるとときはそれが表に入る。個人差の場合なる交互作用も考えられる。然し一つだけのラテン方格なら交互作用はないことが假定される。ラテン方格の詳細については参考書をみられたい (3, 6, 11, 12)。最近の Bro-

gden の論文はラテン方格を用いたよい例である (4)。

§7 ブロック法 順序の効果が無視出来ればブロック法を用いることが出来る。勿論、精度から言うラテン方格に劣る。ラテン方格は一般にブロック法より 20% ばかり効率が高い。然しブロック法はランダムなやり方より一般に数倍も効率が高い。表 1 のデータをそのまま用いるとブロック法による分散分析表は次のようになる。(これは cm 単位である。藤田氏による。)

表 IV
ブロック法による分散分析表

動 因	平方和	自由 度	不偏分散	F
角 度	1.95	2	.975	6.50※
練 習	3.44	3	1.147	7.60※
誤 差	.90	6	.150	
全 體	6.29	11		

この表は被験者が一人の場合である。これによれば, 角度, 練習効果共に 5% 以下の有意水準でみとめられる。然し角度の効果をこれで決めることは危険である。何故なら角度は連続変数だからである。今, 各角度の測定値の平均をとると夫々 7.27cm, 7.37cm, 8.17cm となる。即ち角度ごとに少しずつ増加している。だから検定すべきはこの傾向である。一般にこの傾向は直線的でないがまず直線の場合の処理について述べよう。

角度を X で示し, 測定値を Y で示し, $x = X - \bar{X}$, $y = Y - \bar{Y}$ とすれば, 表 1 から (単位を cm とする)

$$\Sigma x^2 = 15^2 + 30^2 + 60^2 - 105^2/3 = 1050$$

$$\Sigma xy = 15 \times 7.27 + 30 \times 7.37 + 60 \times 8.17 - \frac{1}{3}$$

$$\times 105 \times 22.81$$

$$= 22.00$$

ところが測定値が各角度について 4 回なされているので夫々重みにかけて

$$\Sigma x^2 = 1050 \times 4 = 4200$$

$$\Sigma xy = 22.00 \times 4 = 88.00$$

よつて回帰 (豫言値) の偏差平方和は

$$(\Sigma xy)^2 / \Sigma x^2 = \frac{88^2}{4200} = \frac{7744}{4200} = 1.84$$

つまり角度の平方和のほとんどすべてが回帰によることが分る。従つて測定値の回帰からの偏差平方和は $1.95 - 1.84 = 0.11$ でしかない。どうして上のやり方でよいのかと言うと, 今 Y の豫言値を $\hat{Y}$ とすれば,

$$Y - \bar{Y} = (Y - \hat{Y}) + (\hat{Y} - \bar{Y})$$

$(Y - \hat{Y})$ と $(\hat{Y} - \bar{Y})$ とに相関はないから

$$\therefore \Sigma (Y - \bar{Y})^2 = \Sigma (Y - \hat{Y})^2 + \Sigma (\hat{Y} - \bar{Y})^2$$

$$\therefore \Sigma y^2 = \Sigma (Y - \hat{Y})^2 + \Sigma (\hat{Y} - \bar{Y})^2$$

$$= \Sigma (Y - \hat{Y})^2 + \Sigma x^2$$

$$= \Sigma (Y - \hat{Y})^2 + \left(\frac{\Sigma xy}{\Sigma x^2} \right)^2 \Sigma x^2$$

$$= \Sigma(Y - \hat{Y})^2 + \frac{(\Sigma xy)^2}{\Sigma x^2}$$

$$\therefore \Sigma(Y - \hat{Y})^2 = \Sigma y^2 - \frac{(\Sigma xy)^2}{\Sigma x^2} \quad \dots\dots(7.1)$$

である。

次に回帰を検定すると誤差項はそのまゝで

$$F = \frac{1.84}{.15} = 12.3$$

自由度は一つ減じて1と6であるから $F_{.01} = 13.74$ $F_{.05} = 5.99$ から1%に近い有意水準で回帰の存在を認められる。尚、回帰 b_{yx} は

$$b_{yx} = \frac{88}{4200} = .021$$

である。

以上のことから獨立變數が秩序的な變數であれば分散分析だけで済ませることは明にあやまりであることが分る。これについては末尾の分獻をみられたい(5, 11)。以上の方を相關分析法と言う。

然し、上例の角度の場合は一般に回帰は直線ではないので、むしろ相關比をとることが望ましい。尤も正確には回帰の直線性の検定をすべきだがこゝでは省く。又、回帰が曲線のときは理論曲線を式で示すべきであらう。

われわれの例で X (角度) にもとづく Y (錯視量) の相關比 r_{yx} をもとめると、

$$r_{yx}^2 = 1 - \frac{s^2_{my}}{s^2_y} = \frac{\Sigma mj(\bar{Y}_j - \bar{Y})^2}{\Sigma \Sigma (Y - \bar{Y})^2}$$

だから

$$r_{yx}^2 = 1 - \frac{4(7.27 - 7.603)^2 + 4(7.37 - 7.603)^2 + 4(8.17 - 7.603)^2}{6.29}$$

$$= .691$$

$$\therefore r_{yx} = .831$$

尚、こゝでは一つの例として相關比の出し方を示したのみで、依存變數(觀察數)が上例のように少い場合は相關比を出すことは無意味である。眞の相關比が0でない検定は分散分析法による。われわれの場合はすでに

圖 Ⅱ

表 1 にもとづく回帰直線 $\bar{Y} = 76^{mm} + .21(X - 35)^{mm}$ 點は各々の測定値である。Y は總平均。

來ている。

圖Ⅱは表Ⅰをグラフに示したもので、これによつても3つの平均の間の差の検定をすることが如何に無意味であるかが分る。Webb と Lemmon の最近の評論はこの點をつよく示唆している(9)。

§8 個人差・除却 次に藤田氏のB及びCの場合について述べる。これは4人が各角度について一回だけ觀察する場合である。順序の効果を除くようにすべての組合せをつくる。そうすると藤田氏の示したように個人差を除くことが出来る(9, pp 35—37)。注意すべきは藤田氏のCのやり方である。こゝでは個人差の存在を豫想してかゝつたのであるが有意な差がみられなかつたのである。このような場合は、個人差も又除きえない實驗誤差として角度の効果を検定すべきである。そうすると自由度が増加するので、不偏分散としてよりよかつ安定的になることは言うまでもない。この法による分散分析表は次の通りである。

表 Ⅶ

個人差を實驗誤差に入れた場合の角度の
効果の検定

變動因	平方和	自由度	不偏分散	F
角 度	1.95	2	.975	2.02
誤 差	4.34	9	.482	

有意にはならないが、個人差を除く場合よりFは大きい勿論、もし個人差が有意ならこのような方法をとるべきではない。

§9 要因計画法 要因計画法はアメリカ實驗心理學界の常識である(4)。從來の實驗法に比して非常に多くの利點がある。一言にして言えば、生體をありのままの姿で實驗しようとする試みである。然も少數例で多くの主効果と交互作用を同時に握みうるのである。

今、この方法をミュラー・リーアーの錯視の實驗について考えてみよう。主効果は角度、個人差、練習効果、順序効果で、あらゆる可能な交互作用も又検定される。被験者が4人で、3種の角度について各々4回ずつ觀察する。順序の効果を除く爲に順序を変えて同じことを3回試みる。つまり各人が合計 $3 \times 3 \times 4 = 36$ 回觀察するのである。そうすると分散分析表Ⅶようになる。實驗誤差は4つの主効果の交互作用である。この効果を除くには以上のやり方を全く同じ條件で反復すればよいのであるがこゝでは簡單の爲にこれ以上述べない。

要因計畫の具體的なやり方については参考書を見られたい(6, 11, 12)。知覺の實驗でも交互作用は無視しぬ場合が多い。たゞその解釋と歸無假説の立て方に注意しなければならぬ。 n ケの主効果の交互作用は一般に $(n-1)$ 次の order の交互作用と言われる。order の高い交互作用からまず検定する。もし有意でなければ§8 で述べたように誤差項に含める方がよい。そしてより低次の

表 VII
要因計画法による分散分析表

要 因	平 方 和	自 由 度	不 偏 分 散
角 度	S_a	2	s_a^2 *
個 人	S_i	3	s_i^2 *
練 習	S_t	3	s_t^2
順 序	S_o	2	s_o^2
角度×個人	$S_{a \times i}$	6	$s_{a \times i}^2$ *
個人×練習	$S_{i \times t}$	9	$s_{i \times t}^2$
練習×角度	$S_{t \times a}$	6	$s_{t \times a}^2$
角度×順序	$S_{a \times o}$	4	$s_{a \times o}^2$
個人×順序	$S_{i \times o}$	6	$s_{i \times o}^2$
順序×練習	$S_{o \times t}$	6	$s_{o \times t}^2$
個人×練習×角度	$S_{i \times t \times a}$	18	$s_{i \times t \times a}^2$
個人×練習×順序	$S_{i \times t \times o}$	18	$s_{i \times t \times o}^2$
角度×順序×個人	$S_{a \times o \times i}$	12	$s_{a \times o \times i}^2$
角度×順序×練習	$S_{a \times o \times t}$	12	$s_{a \times o \times t}^2$
角度×個人×練習×順序 (實驗誤差)	$S_{a \times i \times t \times o} = S_e$	36	s_e^2
全 体	S_T	143	s_T^2

order の交互作用を検定する。例えば 2 次の order の交互作用がすべて有意でなく、従つてそれ以下すべての項を誤差項として第 1 次の order の交互作用を検定してみたところ表で*のつけてある角度と個人の交互作用だけが有意であるとする。勿論、有意でない項は誤差項に入れるべきである。そうすると角度と個人の効果はこの交互作用を誤差項として検定すべきである。いずれも有意なら結論は角度と個人差。効果はみとめられるが、それらは互に作用し合つていふことになる。角度の方から言うと、角度の効果 (即ち錯視の角度による差) はあるが個人によつて有意な変化をする。勿論、角度の効果は回帰の検定をすべきだがこゝでは簡単な爲それを無視している。

交互作用の検定は要因計画法の大きな貢献の一つで私の友人 Henderson は自ねずみの drive と reward との交互作用の研究で、それだけが有意で、主効果は有意でないとする結果を発表しているなどその好例であろう(2)。

§10 相関分析法 心理学や教育で実験をするとき各グループを同一の条件であつめることが必要なことが多い。然し一つの条件について同質にすることすら困難であるのに実験を精密にするには一つ以上の属性について一定にすることが望ましい。この困難を克服する方法が相関分析法である。分散分析法は従つてその特殊な場合になる。例えば A, B 2 つの教授法の比較をする爲にあらかじめアチーブメント・テストを施行しその得点を X とする。実験後再び同じ種のテストを行いその得点を Y とする。X と Y とは明に相関があるので、Y だけについ

て A, B 2 つの教授法の比較をすることは出来ない。従つて單なる分散分析法のように級間、級内の平均からの偏差平方和から 2 つの標本平均の差を検定せず、級内回帰、全體の回帰からの平均偏差平方即ち推定誤差の不偏分散から級間の推定誤差の不偏分散を出してこれを級内推定誤差の不偏分散で割れば、母集團が正規に分布し、級内分散が同質のとき、F 分布をなすのである。たゞし級内回帰、全體回帰が用いられるので、夫々自由度を 1 つだけ減ずる。

同質にすべき變数が 2 つ以上あれば、重回帰従つて重相関が用いられるだけで原理は全く同じである。言うまでもなく回帰の大きいほどの實驗法は効果がある。

私はねずみの潜在學習の實驗で位置習性を Y とし、實驗試行のときの値を X とし、Y を恒常としたときの X の値をもとめて 2 つのグループの差を検定したことがある。相関分析法はアメリカ心理學者でも未だあまり用いられていないようである。§7 に示した相関分析は簡単な場合である。

§11 結語 従来の統計法が數學的に不備であるばかりでなく、心理學的事態への適用において不完全であることは今や既知の事實である。% だけの比較や、曲線の直觀的検定、P. E. の亂用はすでに過去の時代になりつゝある。然し Fisher に始まるし新しい統計法も、それが主として農學への適用において發展したが故に心理學への適用の點で未開拓の地がすこぶる多い。Factor analysis が心理學者の手によつてなされたように、心理學的統計への心理學者自身の貢獻が望ましいことは言うまでもない。

文 献

1. Brogden, W. J.: Sensory conditioning measured by the facilitation of auditory acuity *J. exper. Psychol.* 1950, 40, 512—519
2. Henderson, R., Reynolds, B. and Marx, M. H.: Resistance to extinction as a function of drive-reward interaction during acquisition of a habit *Amer. Psychologist* 1950, 5, 476
3. Johnson, P. O.: Statistical method in research, New York, Prentice-Hall, 1949
4. Peterson, G. M. and Rigney J. W.: Influence on handedness of acetylcholine locally applied with other chemicals to the cerebral cortex of the rat. *J. comp. physiol. Psychol.* 1950, 43, 264—271
5. Webb, W. B. and Lemmon, V. W.: A qualification in the use of variance. *Psychol. Bull.*, 1950, 47, 130—136
6. Snedecor: Statistical Methods, Iowa, The Iowa State College Press, 1948
7. 藤田 康: 小標本統計理論の心理學への適用(1)

心理學研究 1949, 19, 229—232

8. 藤田 康：小標本統計理論の心理學への適用(2)

心理學研究 1949, 19, 232—233

9. 藤田 康：小標本統計理論の心理學への適用(3)

心理學研究 1950, 20, 33—37

10. 岩原信九郎：変量分折法によるテストの信頼度の検

定第 10 回応用心理学会発表 (1950)

11. 岩原信九郎：教育，心理學における推計學 東京，
世界社 (豫定)

12. 増山元三郎：少数例の纏め方と實驗計畫の立て方，
東京，河出書房 1949

(1950 年 12 月 18 日受付)