

## 最尤推定値の独立性及びその自由度の關係に就いて (2)

坂元, 平八  
統計数理研究所

<https://hdl.handle.net/2324/12917>

---

出版情報 : 統計数理研究. 2 (2), pp.24-27, 1949-01-20. Research Association of Statistical Sciences

バージョン :

権利関係 :

が群の性質

$$T_i T_h = T_{i+h} \quad (i, h > 0)$$

があつて、これが一パラメーター群に擴張され、可測な流れを作るばあいを考える。

定理 8. “例 5 において、保測変換系  $\{T_i; i > 0\}$  がエルゴード的であるための十分条件として

(i)  $T_1$  がエルゴード的で、 $\mu'$  が  $(0, \infty)$  上の Lebesgue 測度に対して絶対連続であるばあい

(ii)  $T_1$  が廣義混合型のばあい ( $\mu'$  は任意)

(ii) のばあいには  $\{T_i\}$  は廣義混合型系をなす”。

(證明) 安西廣忠氏の定理 (紙上談話會誌) によれば、 $T_1$  がエルゴード的であれば、高々可附番個の  $l$  を除いて  $T_l$  はすべてエルゴード的となり、 $T_1$  が廣義混合型であれば、すべての  $l$  に対して  $T_l$  は廣義混

合型となる。この結果を §2 の定理にあてはめればよい。

定理 8 は實際の定常過程にあてはめて考えると、面白いことであるように思われる。

彷徨エルゴード定理の擴張及び適用に關して、更に適當な機會に述べたいと思うが、今回はこれまでにとめておく。

文 獻

E Hopf [1], Ergodentheorie (Ergebnisse), Springer, Berlin, (1927).

吉田耕作 [1], エルゴード諸定理, 數物會誌, 15巻 1 號 (1939).

S Saks [1], Theory of the integral. Warsaw, (1937).

### 最尤推定値の獨立性及びその自由度の關係について (2)

坂 元 平 八

統計数理研究所

(昭和 22 年 12 月 20 日受理)

#### (IV) 最尤推定値の獨立性及びその自由度の關係に就て (一般の場合)

次の様な有意性檢定は正規回歸の理論でよく起る問題である  $(y_1, x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1K}), a=1, 2, \dots, n > k$  を分布法則が  $N\left(\sum_{p=1}^K a_p x_p, \sigma^2\right)$  なる母集團から取られた大いさ  $n$  の標本とする。此の時  $a_1, a_2, \dots, a_r$  が如何なる値をとるに關らず  $a_{r+1}, a_{r+2}, \dots, a_K$  ( $r < K$ ) が夫々ある特定の値  $a_{r+1}^0, a_{r+2}^0, \dots, a_K^0$  なる値を取るや否やといふ假説を檢定したい場合である。この場合も第三節の如く

$$\mathcal{Y} = X\mathcal{X} + \mathcal{Z}$$

で示され、 $\mathcal{Y}$  は同時分布法則が

$$\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}^n}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathcal{Y} - X\mathcal{X})^2\right\} d\mathcal{Y}$$

で興へられる母集團よりの標本値と考へられる。今尤度函數を

$$P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \sigma^2) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}^n}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathcal{Y} - X\mathcal{X})^2\right\}$$

と置く事にする。こゝに  $\mathcal{X} = (a_1, a_2, \dots, a_K)$  とする。 $\Omega$  を  $\sigma^2 > 0, -\infty < a_p < \infty, p=1, 2, \dots, K$  なる  $(K+1)$  次元の母數空間とし  $\omega$  を  $a_{r+1} = a_{r+1}^0, a_{r+2} = a_{r+2}^0, \dots, a_K = a_K^0$  なる  $(K-r+1)$  次元の  $\Omega$  の部分空間であるとする。然る時  $H_0$  が檢定すべき假説であるとすれば  $H_0$  は眞の母數が  $\Omega$  空間の部分空間  $\omega$  の中に横はるといふ假説になる。 $H_0$  を檢定する爲の尤度比  $\lambda$  は

$$\lambda = \frac{\max_{\omega} P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \sigma^2)}{\max_{\Omega} P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \sigma^2)}$$

で興へられる。今  $\lambda$  の値を求めんに第三節と同様にし先づ最初に  $\Omega$  空間で  $P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \sigma^2)$  が最大になる母數  $\mathcal{X}$  及び  $\sigma_n^2$  を計算すると

$$\mathcal{X} = (X'X)^{-1} X' \mathcal{Y}, \quad \hat{\mathcal{X}} - \mathcal{X} = (X'X)^{-1} X' \mathcal{Z},$$

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \{(E - X(X'X)^{-1}X) \mathcal{Z}, \mathcal{Z}\} \text{ である。}$$

これより  $P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \hat{\sigma}_n^2) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi} \hat{\sigma}_n}\right)^n e^{-\frac{n}{2}}$  を得る。

亦同様に  $\omega$  空間で  $P(\mathcal{Y} | \mathcal{X}, \sigma^2)$  が最大になる母

数  $\hat{\mu}_1^* = (\hat{c}_1, \hat{c}_2, \dots, \hat{c}_r)$ ,  $\hat{\sigma}_\omega^2$  を次の様な手順で求める。

今  $\mathcal{N} = (\mathcal{N}_1, \mathcal{N}_2)$ ,  $X = (X_1, X_2)$  と置く

但し

$$\mathcal{N}_1 = (a_1, a_2, \dots, a_r), \mathcal{N}_2 = (a_{r+1}, a_{r+2}, \dots, a_{k'})$$

$$X_1 = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1r} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nr} \end{pmatrix}, X_2 = \begin{pmatrix} x_{1r+1} & \dots & x_{1k} \\ x_{2r+1} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{nr+1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} \text{とする。然る時、} \quad \mathcal{Y} &= (X_1, X_2)(\mathcal{N}_1, \mathcal{N}_2) + \mathcal{B} \\ &= (X_1 \mathcal{N}_1 + X_2 \mathcal{N}_2) + \mathcal{B} \end{aligned}$$

依てこの関係から  $a_1, a_2, \dots, a_r$  及び  $\hat{\sigma}_\omega^2$  の最尤推定値  $\hat{\mu}_1^*$ ,  $\hat{\sigma}_\omega^2$  を求めるには次の方程式を解けばよい。

$$X_1'(\mathcal{Y} - (X_1 \hat{\mu}_1^* + X_2 \mathcal{N}_2)) = 0$$

$$\hat{\sigma}_\omega^2 = \frac{1}{n} \{ \mathcal{Y} - X_1 \hat{\mu}_1^* - X_2 \mathcal{N}_2 \}'^2 \text{ である。}$$

これを解くと

$$\hat{\mu}_1^* = (X_1' X_1)^{-1} X_1' (\mathcal{Y} - X_2 \mathcal{N}_2)$$

これより

$$\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1 = (X_1' X_1)^{-1} X_1' \{ (X_1 \mathcal{N}_1 + X_2 \mathcal{N}_2) + \mathcal{B} - X_2 \mathcal{N}_2 - \mathcal{N}_1 \}$$

$$= (X_1' X_1)^{-1} X_1' \mathcal{B}$$

$$\hat{\sigma}_\omega^2 = \frac{1}{n} \{ \mathcal{Y} - X_1 \hat{\mu}_1^* - X_2 \mathcal{N}_2 \}'^2$$

$$= \frac{1}{n} \{ X_1 \mathcal{N}_1 + X_2 \mathcal{N}_2 + \mathcal{B} - X_1 \hat{\mu}_1^* - X_2 \mathcal{N}_2 \}'^2$$

$$= \frac{1}{n} \mathcal{B}' \mathcal{B} - X_1' (X_1' X_1)^{-1} X_1' \mathcal{B}'^2$$

$$= \frac{1}{n} \{ \mathcal{B} - X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1' \mathcal{B} \}'^2$$

$$= \frac{1}{n} \{ (E - X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1') \mathcal{B} \}'^2$$

此の  $\hat{\mu}_1^*$ ,  $\hat{\sigma}_\omega^2$  を  $P(\mathcal{Y} | \mathcal{N}, \sigma^2)$  に代入すると

$$\max_{\mu, \sigma^2} P(\mathcal{Y} | \mathcal{N}, \sigma^2) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi} \hat{\sigma}_\omega^2} \right)^{\frac{n}{2}} e^{-\frac{n}{2}} \text{ を得る。}$$

従つて  $\lambda = \left( \frac{\hat{\sigma}_\omega^2}{\sigma_\omega^2} \right)^{\frac{n}{2}}$

擬  $g_1 = \frac{n \hat{\sigma}_\omega^2}{\sigma_\omega^2}$ ,  $g_2 = \frac{n(\hat{\sigma}_\omega^2 - \hat{\sigma}_{D2})}{\sigma_\omega^2}$  と置くと

$$\lambda = \left( \frac{g_1}{g_2 + g_1} \right)^{\frac{n}{2}} = \left( \frac{1}{1 + g_2/g_1} \right)^{\frac{n}{2}} \text{ である。}$$

此處に  $g_2 \geq 0$  なることは明らかである。以下若し仮設  $H_0$  が真であれば  $g_1$  と  $g_2$  は獨立で夫々自由度  $n-r$ ,  $K-r$  の  $\chi^2$  分布に従ふことを示さう。先づ  $\hat{\sigma}_\omega^2$  及び  $\hat{\mu}_1 - \mathcal{N}_1$  は第三節に於ける (1) から (5) までの性質を

そのまま満足する事は云ふまでもなからう。亦  $\sigma_\omega^2$  及び  $\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1$  に就いては殆んど同様な事が云はれる。たゞ  $\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1$  の分散行列は  $(X_1' X_1)^{-1} \sigma_\omega^2$  で與へられ  $(X_1' X_1)$  の階数は  $r$  で與へられるから  $\{ X_1' (\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1) \}'^2 / \sigma_\omega^2$  は自由度  $r$  の  $\chi^2$  分布をなし、 $n \hat{\sigma}_\omega^2 / \sigma_\omega^2$  は自由度  $n-r$  の  $\chi^2$  分布に従ふことが云へる。

擬  $g_1 = n \hat{\sigma}_\omega^2 / \sigma_\omega^2$  と  $g_2 = n(\hat{\sigma}_\omega^2 - \hat{\sigma}_{D2}) / \sigma_\omega^2$  の獨立性を證明しよう。

先づ  $X'(Y - X\mathcal{N}) = 0$  であるから、 $X' \{ \mathcal{B} - X(\mathcal{N} - \mathcal{N}_1) \} = X'(E - X(X'X)^{-1}X') \mathcal{B} = 0$  が成立する。従つて  $X'(E - X(X'X)^{-1}X') = 0$  なることが云へる。

これより  $X_1'(E - X(X'X)^{-1}X') = 0$  が成立する。故に  $X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' = X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' X(X'X)^{-1} X'$

此の関係式を用いれば  $g_1$  の係數行列が

$(E - X(X'X)^{-1}X')$ ,  $g_2$  の係數行列が

$\{ X(X'X)^{-1}X' - X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' \}$  で與へられるから

$$\{ X(X'X)^{-1}X' - X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' \}$$

$$\times (E - X(X'X)^{-1}X')$$

$$= X(X'X)^{-1}X' - X(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1}X'$$

$$- X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1'$$

$$- X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' X(X'X)^{-1}X' = 0$$

故に [定理 I] に依て  $g_1$  と  $g_2$  は獨立である。亦  $g_1$  は自由度  $(n-k)$  の  $\chi^2$  分布をなし、亦  $g_1 + g_2 = n \hat{\sigma}_\omega^2$  は自由度  $(n-r)$  の  $\chi^2$  分布をなすから [定理 III] に依り  $g_2$  は自由度  $(n-r) - (n-k) = k-r$  の  $\chi^2$  分布をなす事を知る。

最後に特に  $X_2' X_1 = 0$  ならば  $X'X = (X_1, X_2)(X_1, X_2)$

$$= \begin{pmatrix} X_1' X_1 & X_1' X_2 \\ X_2' X_1 & X_2' X_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1' X_1 & 0 \\ 0 & X_2' X_2 \end{pmatrix} \text{ であるから}$$

$\mathcal{N} - \mathcal{N}_1$  の分散行列は

$$(X'X)^{-1} = \begin{pmatrix} (X_1' X_1)^{-1} & 0 \\ 0 & (X_2' X_2)^{-1} \end{pmatrix}$$

従つて  $\mathcal{N}_1 - \mathcal{N}_1$  と  $\mathcal{N}_2 - \mathcal{N}_2$  とは獨立である。亦

$$X(X'X)^{-1}X'$$

$$= \begin{pmatrix} X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' & 0 \\ 0 & X_2(X_2' X_2)^{-1} X_2' \end{pmatrix}$$

これより  $\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1 = \mathcal{N}_1 - \mathcal{N}_1$  なる事が云はれ  $\hat{\mu}_1^* - \mathcal{N}_1$  と  $\mathcal{N}_2 - \mathcal{N}_2$  とが獨立なる事が云はれる。

### V. 實驗計算法に於ける判定條件

本節に於ては Wilks の著書の p. 171-173 に於て取扱はれてゐる一般的な判定條件について論じよう。次の檢定法は亂塊法, ラテン方格法等に於てよく起る問題で多くは此の形式の檢定に持つて行く事が出来る。

今  $(y_\alpha, x_{1\alpha}, x_{2\alpha}, \dots, x_{K\alpha}), \alpha=1, 2, \dots, n, K$  を分布法則が  $N\left(\sum_{p=1}^K a_p x_p, \sigma^2\right)$  なる母集から取れる大きさ  $n$  の標本とする。この場合仮設  $H_0$  は次の様に云へる。

$$\Omega: \begin{cases} -\infty < a_p < \infty, \sigma^2 > 0, p=1, 2, \dots, K \\ a_p \text{ は次の様な } r_1 \text{ 個の独立な条件に依て条件づけられてゐる。} \\ \sum_{p=1}^K C_{p\mu} a_p = 0, \mu=1, 2, \dots, r_1 < K \end{cases}$$

$$\omega: \begin{cases} \text{上の母数空間 } \Omega \text{ の中で次の様な } r_2 \text{ 個の独立な条件式に依て条件づけられる。} \\ \sum_{p=1}^K C_{p\nu} a_p, \nu=1, 2, \dots, r_2, r_1 < r_2 < K \end{cases}$$

今  $\mathfrak{A}=(a_1, a_2, \dots, a_K)$

$$C_1 = \begin{pmatrix} C_{11} & \dots & C_{K1} \\ C_{12} & \dots & C_{K2} \\ \dots & \dots & \dots \\ C_{1r_1} & \dots & C_{Kr_1} \end{pmatrix} \quad C_2 = \begin{pmatrix} C_{1,r_1+1} & \dots & C_{K,r_1+1} \\ C_{1,r_1+2} & \dots & C_{K,r_1+2} \\ \dots & \dots & \dots \\ C_{1,r_2} & \dots & C_{K,r_2} \end{pmatrix}$$

と置けば上の条件式は次の様に書ける。

$$C_1 \mathfrak{A} = 0, \quad C_2 \mathfrak{A} = 0$$

更に適當な行列

$$C_3 = \begin{pmatrix} C_{1,r_2+1} & \dots & C_{K,r_2+1} \\ C_{1,r_2+2} & \dots & C_{K,r_2+2} \\ \dots & \dots & \dots \\ C_{1K} & \dots & C_{KK} \end{pmatrix}$$

を選んで新なる特異でない行列

$$C = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{pmatrix}$$

を考へることが出来る。今  $C \mathfrak{A} = \mathfrak{A}', \mathfrak{A}' = (a'_1, a'_2, \dots, a'_K)$  と置くと  $\mathfrak{A} = C^{-1} \mathfrak{A}'$  であるから  $\mathfrak{Y} = X \mathfrak{A} + \mathfrak{Z}$  なる関係式は  $\mathfrak{Y} = X C^{-1} \mathfrak{A}' + \mathfrak{Z}$  なる形に書ける。従つて  $X C^{-1} = X'$  と置くと  $\mathfrak{Y} = X' \mathfrak{A}' + \mathfrak{Z}$  である。ここに

$$X' = \begin{pmatrix} x_{11}' & \dots & x_{1K}' \\ x_{21}' & \dots & x_{2K}' \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{n1}' & \dots & x_{nK}' \end{pmatrix}$$

今  $\mathfrak{A}'' = (a''_{r_1+1}, a''_{r_1+2}, \dots, a''_K)$ ,

$$X'' = \begin{pmatrix} x'_{1,r_1+1} & \dots & x'_{1K} \\ x'_{2,r_1+1} & \dots & x'_{2K} \\ \dots & \dots & \dots \\ x'_{n,r_1+1} & \dots & x'_{nK} \end{pmatrix} \quad \text{と置くと}$$

$\mathfrak{Y} = X'' \mathfrak{A}'' + \mathfrak{Z}$  なる形になり第四節と全く同じ形である。従つて此形式の下に仮設  $H_0$  は次の様な形に書ける。

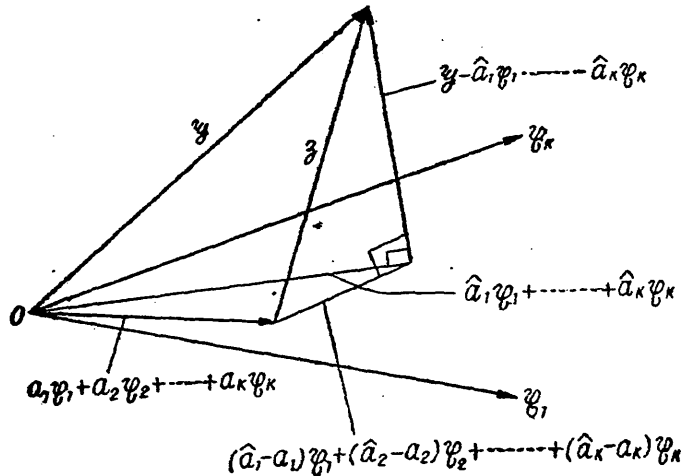
$$\Omega: -\infty < a_p' < \infty, \sigma^2 > 0, p=r_1+1, \dots, K$$

$\omega:$  母数空間  $\Omega$  の中で  $a''_{r_1+1} = \dots = a''_{r_2} = 0$  が成立する部分空間

故に此の仮設は第四節の場合と全く同様に取扱へる。

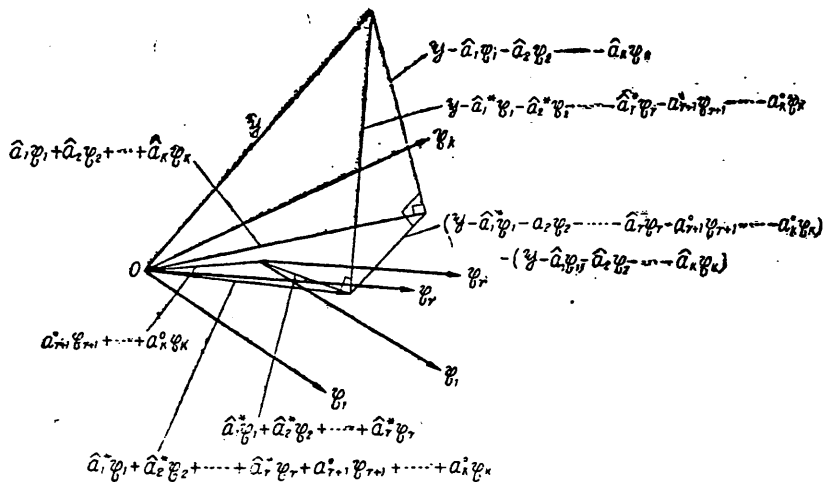
### VI. 幾何學的解釋

第三節の最初に述べた関係式は  $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}), i=1, 2, \dots, K$  と置くと次の様な形にも書け



る。  $\eta = a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_k x_k + \beta$ 。この時最尤推定値を求めることは幾何學的に解釋すると  $\eta = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  なる點より原點を通過する  $x_1, x_2, \dots, x_k$  が作る線形空間に垂線を下した場合垂線の足に對する  $x_1, x_2, \dots, x_k$  の係數  $\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_k$  を決める事に相當する。亦  $\theta^2$  はこの垂線の距離

$(\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)^2$  に相當する。圖示すれば下面の如くなる。従つて  $\{(\hat{a}_1 - a_1)x_1 + (\hat{a}_2 - a_2)x_2 + \dots + (\hat{a}_k - a_k)x_k\}^2$  と  $\{\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k\}^2$  の獨立性は  $(\hat{a}_1 - a_1)x_1 + (\hat{a}_2 - a_2)x_2 + \dots + (\hat{a}_k - a_k)x_k$  なるベクトルと  $(\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)$  なるベクトルの直交性に相當する。これは以上の理論から容易に證明出来る。亦  $\{(\hat{a}_1 - a_1)x_1 + (\hat{a}_2 - a_2)x_2 + \dots + (\hat{a}_k - a_k)x_k\}^2$  の自由度は  $\dim\{x_1, x_2, \dots, x_k\}$  に等しい。亦第三節の  $\theta_0^2$  と  $\theta_{\omega}^2 - \theta_0^2$  の獨立性は幾何學の三垂線の定理に相當する。此を圖で解釋すれば下面の如くである。



$\Omega$  なる條件の下で最尤推定値を求める事は  $\eta$  なる點より原點を通る  $x_1, x_2, \dots, x_k$  が作る線形空間に垂線を下した場合垂線の足に對する  $x_1, x_2, \dots, x_k$  の係數  $\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_k$  を決める事に相當する。亦  $\theta^{\Omega^2}$  はこの垂線の距離  $(\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)^2$  に相當する。同様に  $\omega$  なる條件の下で最尤推定値を決める事は  $\eta$  より  $a^{0_{r+1}} x_{r+1} + \dots + a^{0_k} x_k$  なる點を通る  $x_1, x_2, \dots, x_r$  が作る線形空間に垂線を下した場合、垂線の足に對する  $x_1, x_2, \dots, x_r$  の係數  $\hat{a}_1^*, \hat{a}_2^*, \dots, \hat{a}_r^*$  を決める事に相當し、 $\theta_{\omega}^2$  はこの垂線の距離  $(\eta - \hat{a}_1^* x_1 - \hat{a}_2^* x_2 - \dots - \hat{a}_r^* x_r - a^{0_{r+1}} x_{r+1} - \dots - a^{0_k} x_k)^2$  に相當する。

亦  $g_1 = (\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)^2$  と

$\times x_k)^2$  と  $\{\eta - \hat{a}_1 x_1 - \dots - \hat{a}_k x_k\}^2$  の獨立性は  $(\hat{a}_1 - a_1)x_1 + (\hat{a}_2 - a_2)x_2 + \dots + (\hat{a}_k - a_k)x_k$  なるベクトルと  $(\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)$  なるベクトルの直交性に相當する。これは以上の理論から容易に證明出来る。亦  $\{(\hat{a}_1 - a_1)x_1 + (\hat{a}_2 - a_2)x_2 + \dots + (\hat{a}_k - a_k)x_k\}^2$  の自由度は  $\dim\{x_1, x_2, \dots, x_k\}$  に等しい。亦第三節の  $\theta_0^2$  と  $\theta_{\omega}^2 - \theta_0^2$  の獨立性は幾何學の三垂線の定理に相當する。此を圖で解釋すれば下面の如くである。

$g_2 = (\eta \hat{a}_1^* x_1 - \hat{a}_2^* x_2 - \dots - \hat{a}_r^* x_r - a^{0_{r+1}} x_{r+1} - \dots - a^{0_k} x_k)^2 - (\eta - \hat{a}_1 x_1 - \dots - \hat{a}_k x_k)^2$  との獨立性は  $(\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)$  なるベクトルと  $(\eta - \hat{a}_1^* x_1 - \hat{a}_2^* x_2 - \dots - \hat{a}_r^* x_r - a^{0_{r+1}} x_{r+1} - \dots - a^{0_k} x_k) - (\eta - \hat{a}_1 x_1 - \hat{a}_2 x_2 - \dots - \hat{a}_k x_k)$  なるベクトルの直交性に相當することは如上の議論により明らかである。この直交性はこの  $n$  次元空間の部分空間  $\{x_1, x_2, \dots, x_k, \eta\}$  に於ける三垂線の定理により容易に證明される。亦  $g_1, g_2$  の自由度は幾何學的に解釋すると夫々  $n - \dim\{x_1, x_2, \dots, x_k\}$ ,  $\dim\{x_1, x_2, \dots, x_k\} - \dim\{x_1, x_2, \dots, x_r\}$  に等しいことも見易いことであらう。(以上)