

บทที่ ๔

ประโยชน์ของทฤษฎีว่าด้วยการทดสอบสมมติฐานเชิงเส้น โดยใช้อัตราส่วนไคส์ก๊วย

๔.๑ ข้อมูลชนิดแยกประเภทหนึ่งทาง (One - way Layout)

เราได้กล่าวถึงข้อมูลชนิดแยกประเภทหนึ่งทางมาครั้งหนึ่งแล้วในบทที่ ๒ โดยมี $Y_{\alpha}^{(i)}$ เป็นเวกเตอร์สุ่ม $\alpha = 1, \dots, N_i, i = 1, \dots, q, Y_{\alpha}^{(i)}$ แต่ละตัวไม่ขึ้นแก่กันและมีการแจกแจง $N(\mu^{(i)}, \Sigma)$ สมมติฐานที่เราต้องการทดสอบ คือสมมติฐาน $H_0^{(1)}$ ของหัวข้อ ๒.๒ เพื่อทดสอบสมมติฐานนี้ โดยใช้อัตราส่วนไคส์ก๊วย เราให้ $X_1, \dots, X_N, Z_{\alpha}, \beta, \beta_1, \beta_2$ เป็น matrices ซึ่งกำหนดไว้ในสูตร (๒.๒.๕) ถึงสูตร (๒.๒.๑๒) เชนนี้ สมมติฐาน $H_0^{(1)}$ จึงกลายเป็น

$$H_0 ; \beta_1 = 0$$

ดังนั้น matrix A ในสูตร (๒.๓.๒๗) คือ

$$(๔.๑.๑) \quad A = \sum_{\alpha=1}^N Z_{\alpha} Z_{\alpha}'$$

$$\begin{bmatrix} N_1 & 0 & \dots & 0 & N_1 \\ 0 & N_2 & \dots & 0 & N_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ N_1 & N_2 & \dots & N_{q-1} & N \end{bmatrix}$$

อาจจะแสดงได้โดยง่ายว่า

$$(๔.๑.๒) \quad A^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{N_1 + N_q}{N_1 N_q} & \frac{1}{N_q} & \dots & \frac{1}{N_q} & - & \frac{1}{N_q} \\ \frac{1}{N_q} & \frac{N_2 + N_q}{N_2 N_q} & \dots & \frac{1}{N_q} & - & \frac{1}{N_q} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{1}{N_q} & \frac{1}{N_q} & \dots & \frac{N_{q-1} + N_q}{N_{q-1} N_q} & - & \frac{1}{N_q} \\ - & \frac{1}{N_q} & - & \frac{1}{N_q} & \dots & - & \frac{1}{N_q} & \frac{1}{N_q} \end{pmatrix}$$

ในกรณีนี้ matrix C ในสูตร (๒.๓.๒๒) คือ

$$(๔.๑.๓) \quad C = \sum_{\alpha=1}^N X_{\alpha} Z'_{\alpha} \\ = \left(\sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(1)}, \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(2)}, \dots, \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(q-1)}, \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} \right)$$

ดังนั้นจากสูตร (๔.๑.๒) และสูตร (๔.๑.๓) เราคำนวณ $C A^{-1} C'$ ได้

$$(๔.๑.๔) \quad C A^{-1} C' = \sum_{i=1}^q \left(\sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} \quad \frac{1}{N_i} \quad \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} \right)' \\ = \sum_{i=1}^q N_i \overline{Y}^{(i)} \overline{Y}'^{(i)}$$

โดยที่

$$\overline{Y}^{(i)} = \frac{1}{N_i} \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)}$$

ดังนั้น matrix $N \hat{\Sigma}_{\alpha}$ ในสูตร (๒.๓.๓๓) คือ

$$\begin{aligned}
 (๘.๑.๖) \quad N \hat{\Sigma}_{\omega} &= \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} Y_{\alpha}^{(i)'} - \sum_{i=1}^q N_i \bar{Y}^{(i)} \bar{Y}^{(i)'} \\
 &= \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N (Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y}^{(i)})(Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y}^{(i)})'
 \end{aligned}$$

และในกรณีนี้ matrices A_{22} และ C_2 ในสูตร (๒.๓.๓๕) คือ

$$\begin{aligned}
 A_{22} &= N \quad \text{และ} \\
 (๘.๑.๘) \quad C_2 &= \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)}
 \end{aligned}$$

จาก (๘.๑.๓) และ (๘.๑.๘) เราคำนวณ $C_2 A_{22}^{-1} C_2'$ ได้

$$\begin{aligned}
 (๘.๑.๙) \quad C_2 A_{22}^{-1} C_2' &= \left(\sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} \right) \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)'} \right) \\
 &= N \bar{Y} \bar{Y}'
 \end{aligned}$$

โดยที่

$$(๘.๑.๑๐) \quad \bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)}$$

ดังนั้น matrix $N \hat{\Sigma}_{\omega}$ ในสูตร (๒.๓.๔๖) คือ

$$\begin{aligned}
 (๘.๑.๑๑) \quad N \hat{\Sigma}_{\omega} &= \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N Y_{\alpha}^{(i)} Y_{\alpha}^{(i)'} - N \bar{Y} \bar{Y}' \\
 &= \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N (Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})(Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})'
 \end{aligned}$$

ดังนั้นในกรณีนี้ เราได้ U ซึ่งกล่าวไว้ในสูตร (๒.๓.๔๕) คือ

$$(๘.๑.๑๒) \quad U = \frac{\left| \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N (Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})(Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})' \right|}{\left| \sum_{i=1}^q \sum_{\alpha=1}^N (Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})(Y_{\alpha}^{(i)} - \bar{Y})' \right|}$$

๔.๒ ข้อมูลชนิดแยกประเภทสองทาง (Two - way Layout)

ให้ Y_{ij} ($i = 1, \dots, I ; j = 1, \dots, J$) เป็นเวกเตอร์สุ่ม p -มิติ มีจำนวน IJ ตัว และ Y_{ij} ไม่ขึ้นแก่กัน สมมติ

$E(Y_{ij}) = \mu + \lambda_i + \nu_j ; \mu, \lambda_i, \nu_j$ เป็นเวกเตอร์ขนาด p -มิติ และมี Σ เป็น covariance matrix ขนาด $p \times p$ สมมติฐานที่ต้องการทดสอบคือ สมมติฐาน $H_0^{(2)}$ ของหัวข้อ ๒.๒ เพื่อทดสอบสมมติฐานนี้โดยใช้อัตราส่วนโลกดิสทริบิวท์ เราให้ $X_1, \dots, X_N, Z_\alpha, \beta, \beta_1, \beta_2$ เป็น matrices ซึ่งกำหนดไว้ในสูตร (๒.๒.๒๗) ถึงสูตร (๒.๒.๓๑) เช่นนี้ สมมติฐาน $H_0^{(2)}$ จึงกลายเป็น

$$H_0 ; \beta_1 = 0$$

ดังนั้น matrix A ในสูตร (๒.๓.๒๗) คือ

$$(๔.๒.๑) \quad A = \sum_{\alpha=1}^N Z_\alpha Z_\alpha'$$

$$= \begin{array}{c} \left[\begin{array}{cccc|cccc} N & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 2J & J & \dots & J & J & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & J & 2J & \dots & J & J & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & J & J & \dots & 2J & J & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & J & J & \dots & J & 2J & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 2I & I & \dots & I & I \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & I & I & \dots & 2I & I \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & I & I & \dots & I & 2I \end{array} \right. \end{array}$$

} (I - 1) แถว

} (J - 1) แถว

(I - 1) คอลัมน์ (J - 1) คอลัมน์

เราสามารถคำนวณได้ว่า

$$(๔.๒.๒) \quad A^{-1} = \left(\begin{array}{c|cccc|cc} \frac{1}{N} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & \frac{I-1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & \dots & \dots & \frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & -\frac{1}{IJ} & \frac{I-1}{IJ} & \dots & -\frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \hline 0 & -\frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & \dots & \dots & -\frac{1}{IJ} - \frac{I-1}{IJ} & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \frac{J-1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & \dots & \dots & -\frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} \\ \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \frac{1}{IJ} & \frac{J-1}{IJ} & \dots & -\frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} \\ \hline \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \frac{1}{IJ} - \frac{1}{IJ} & \dots & \dots & -\frac{1}{IJ} - \frac{J-1}{IJ} \end{array} \right) \left. \begin{array}{l} \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \end{array}$$

(I - 1) คอลัมน์ (J-1) คอลัมน์

ในกรณีนี้ matrix C ในสูตร (๒.๓.๒๒) คือ

$$(๔.๒.๓) \quad C = \sum_{\alpha=1}^N X_{\alpha} Z_{\alpha}'$$

$$= \left(\begin{array}{c} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij}, \quad \sum_{j=1}^J Y_{1j} - \sum_{j=1}^J Y_{ij}, \quad \dots, \\ \sum_{j=1}^J Y_{(I-1)j} - \sum_{j=1}^J Y_{ij}, \quad \sum_{i=1}^I Y_{i1} - \sum_{i=1}^I Y_{ij}, \quad \dots, \\ \sum_{i=1}^I Y_{i(J-1)} - \sum_{i=1}^I Y_{ij} \end{array} \right)$$

จากสูตร (๔.๒.๒) และสูตร (๔.๒.๓) หาราคำนวณ $C A^{-1} C'$ ได้

$$(๔.๒.๔) \quad C A^{-1} C' = \frac{1}{J} \sum_{i=1}^I \left[\left(\sum_{j=1}^J Y_{ij} \right) \left(\sum_{i=1}^J Y'_{ij} \right) \right] +$$

$$+ \frac{1}{I} \sum_{j=1}^J \left[\left(\sum_{i=1}^I Y_{ij} \right) \left(\sum_{i=1}^I Y'_{ij} \right) \right]$$

$$- \frac{1}{IJ} \left(\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} \right) \left(\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I Y'_{ij} \right)$$

ดังนั้น $N \hat{\Sigma}_{\Omega}$ ในสูตร (๒.๓.๓๓) คือ

$$(๔.๒.๕) \quad N \hat{\Sigma}_{\Omega} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - \frac{1}{J} \sum_{i=1}^I \left[\left(\sum_{j=1}^J Y_{ij} \right) \left(\sum_{j=1}^J Y'_{ij} \right) \right]$$

$$- \frac{1}{I} \sum_{j=1}^J \left[\left(\sum_{i=1}^I Y_{ij} \right) \left(\sum_{i=1}^I Y'_{ij} \right) \right] + \frac{1}{IJ} \left(\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} \right) \left(\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I Y'_{ij} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_{i.} Y'_{i.} - I \sum_{j=1}^J Y_{.j} Y'_{.j} + IJ Y_{..} Y'_{..}$$

โดยที่

$$Y_{i.} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{ij}$$

$$Y_{..} = \frac{1}{IJ} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij}$$

ในกรณีนี้ A_{22} ในสูตร (๒.๓.๓๕) คือ

$$(๔.๒.๖) \quad A_{22} = \left(\begin{array}{c|cccccc} N & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & 2I & I & \dots & I & I \\ 0 & I & 2I & \dots & I & I \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & I & I & \dots & I & 2I \end{array} \right) \quad \left. \vphantom{\begin{array}{c|cccccc} \end{array}} \right\} \begin{array}{l} J \text{ แถว} \\ J \text{ คอลัมน์} \end{array}$$

เราหา A_{22}^{-1} ได้ในทำนองเดียวกันกับการหา A^{-1} ในสูตร (๔.๒.๒) ว่า

$$(๔.๒.๓) \quad A_{22}^{-1} = \begin{array}{c|cccccc} \frac{1}{N} & 0 & 0 & \dots\dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & \frac{J-1}{IJ} & -\frac{1}{IJ} & \dots\dots & -\frac{1}{IJ} & -\frac{1}{IJ} \\ 0 & -\frac{1}{IJ} & \frac{J-1}{IJ} & \dots\dots & -\frac{1}{IJ} & -\frac{1}{IJ} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & -\frac{1}{IJ} & -\frac{1}{IJ} & \dots\dots & -\frac{1}{IJ} & \frac{J-1}{IJ} \end{array}$$

และ C_2 ในสูตร (๒.๓.๓๕) คือ

$$(๔.๒.๔) \quad C_2 = \left(\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij}, \sum_{i=1}^I Y_{i1} - \sum_{i=1}^I Y_{iJ}, \dots, \sum_{i=1}^I Y_{i(J-1)} - \sum_{i=1}^I Y_{iJ} \right)$$

จากสูตร (๔.๒.๓) และสูตร (๔.๒.๔) เราคำนวณ $C_2 A_{22}^{-1} C_2'$ ได้

$$(๔.๒.๕) \quad C_2 A_{22}^{-1} C_2' = \frac{1}{I} \sum_{j=1}^J \left[\left(\sum_{i=1}^I Y_{ij} \right) \left(\sum_{i=1}^I Y_{ij}' \right) \right] \\ = I \sum_{j=1}^J Y_{.j} Y_{.j}'$$

โดยที่

$$Y_{.j} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I Y_{ij}$$

ดังนั้น matrix $N \hat{\Sigma}_{\omega}$ ในสูตร (๒.๓.๔๒) คือ

$$(๔.๒.๖๐) \quad N \hat{\Sigma}_{\omega} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y_{ij}' - I \sum_{j=1}^J Y_{.j} Y_{.j}'$$

ในกรณีนี้ U ซึ่งกล่าวไว้ในสูตร (๒.๓.๔๕) คือ

$$(๔.๒.๑๑) \quad U = \frac{\left| \begin{array}{ccc} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i & - I \sum_{j=1}^J Y \cdot Y \cdot j + I J Y \dots Y \dots \\ \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{j=1}^J Y \cdot j Y \cdot j \end{array} \right|}{\left| \begin{array}{ccc} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i \\ \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i \end{array} \right|}$$

ถ้าเราต้องการทดสอบสมมติฐาน $H_0^{(3)}$; $\nu_j = 0$

เราจะได้ U ซึ่งกล่าวไว้ในสูตร (๒.๓.๔๖) คือ

$$(๔.๒.๑๒) \quad U = \frac{\left| \begin{array}{ccc} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i & - I \sum_{j=1}^J Y \cdot Y \cdot j + I J Y \dots Y \dots \\ \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i \end{array} \right|}{\left| \begin{array}{ccc} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i \\ \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} Y'_{ij} - J \sum_{i=1}^I Y_i \cdot Y_i \end{array} \right|}$$

๔.๓ จตุรัสละติน (Latin Square)

ให้ Y_{ijk} ($i, j = 1, \dots, m$, k เป็นจำนวนเต็มบวก ซึ่งน้อยที่สุดที่ congruent กับ $j - i + 1$) เป็นเวกเตอร์สุ่ม p -มิติ จำนวน m^2 ตัว และ Y_{ijk} ไม่ขึ้นต่อกัน สมมติ

$$(๔.๓.๑) \quad E(Y_{ijk}) = \mu + r_i + c_j + t_k$$

โดยที่ μ, r_i, c_j และ t_k ต่างก็เป็นเวกเตอร์ขนาด $p \times 1$ ให้ $\Sigma = (\sigma_{kl})$ เป็น covariance matrix ขนาด $p \times p$

ในการทดสอบ

$$H_0^{(4)} ; t_k = 0$$

เราอาจใช้อัตราส่วน likelihood ทดสอบสมมติฐาน $H_0^{(4)}$ โดยกำหนดให้

$$(๔.๓.๒) \quad (Y_{111}, Y_{122}, \dots, Y_{lmm}, Y_{2lm}, \dots, Y_{mml})$$

$$= (X_1, X_2, \dots, X_N) \quad ; \quad N = m^2$$

$$(๔.๓.๓) \quad \beta = (\mu, r_1, \dots, r_{m-1}, c_1, \dots, c_{m-1}, t_1, \dots, t_{m-1})$$

$$= \left(\beta^{(1)}, \beta^{(2)}, \dots, \beta^{(m)}, \beta^{(m+1)}, \dots, \beta^{(2m-1)}, \dots, \beta^{(3m-2)} \right)$$

และ Z_α เป็นคอดัมน์ที่ α ของ matrix Z ก็ได้แสดงไว้ในหน้าต่อไป

(๘.๓.๘)

Z =

1 1 1 ... 1 1	1 1 1... 1 1	1 1 1... 1 1	1 1 1... 1 1	1 1 1... 1 1	1 แถว
1 1 1 ... 1 1	0 0 0... 0 0	0 0 0... 0 0	0 0 0... 0 0	-1 -1 -1... -1 -1	(m-1) แถว
0 0 0 ... 0 0	1 1 1... 1 1	0 0 0 ... 0 0	0 0 0... 0 0	-1 -1 -1... -1 -1	
0 0 0 ... 0 0	0 0 0... 0 0	1 1 1 ... 1 1	0 0 0 ... 0 0	-1 -1 -1... -1 -1	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
0 0 0 ... 0 0	0 0 0... 0 0	0 0 0... 0 0	1 1 1 ... 1 1	-1 -1 -1... -1 -1	
1 0 0 ... 0 -1	1 0 0... 0 -1	1 0 0... 0 -1	1 0 0 ... 0 -1	1 0 0... 0 -1	(m-1) แถว
0 1 0 ... 0 -1	0 1 0... 0 -1	0 1 0... 0 -1	0 1 0 ... 0 -1	0 1 0... 0 -1	
0 0 1 ... 0 -1	0 0 1... 0 -1	0 0 1... 0 -1	0 0 1 ... 0 -1	0 0 1... 0 -1	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
0 0 0 ... 1 -1	0 0 0... 1 -1	0 0 0... 1 -1	0 0 0... 1 -1	0 0 0... 1 -1	
1 0 0 ... 0 -1	-1 1 0... 0 0	0 -1 1... 0 0	0 0 0... 1 0	0 0 0... -1 1	(m-1) แถว
0 1 0 ... 0 -1	-1 0 1... 0 0	0 -1 0... 0 0	0 0 0... 0 1	1 0 0... -1 0	
0 0 1 ... 0 -1	-1 0 0... 0 0	0 -1 0... 0 0	1 0 0 ... 0 0	0 1 0 ... -1 0	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
0 0 0 ... 1 -1	-1 0 0... 0 1	1 -1 0... 0 0	0 0 0 ... 0 0	0 0 0... -1 0	

m คอลัมน์

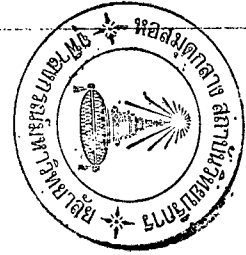
n คอลัมน์

m คอลัมน์

m คอลัมน์

m คอลัมน์

ทั้งสิ้น m^2 คอลัมน์



ดังนั้น X_α , $\alpha = 1, \dots, N$ เป็นเวกเตอร์สุ่ม N ตัวซึ่งไม่ขึ้นต่อกัน และ X_α แต่ละตัวมีการแจกแจง $N(\beta Z_\alpha, \Sigma)$ และ matrix A ในสูตร (๒.๓.๒๗) คือ

$$(๔.๓.๕) \quad A = \sum_{\alpha=1}^N Z_\alpha Z_\alpha'$$

m^2	0	0	0	0	0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	} m-1 แถว
0	2m	m	m	...	m	m	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	
0	m	2m	m	...	m	m	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	
0	m	m	2m	...	m	m	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
0	m	m	m	2m	m	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	} m-1 แถว
0	m	m	m	m	2m	0	0	0	...	0	0	0	0	0	0	0	
0	0	0	0	0	0	2m	m	m	...	m	m	0	0	0	...	0	0	
0	0	0	0	0	0	m	2m	m	...	m	m	0	0	0	0	0	
0	0	0	0	0	0	m	m	2m	...	m	m	0	0	0	0	0	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
0	0	0	0	...	0	0	m	m	m	...	2m	m	0	0	0	0	0	} m-1 แถว
0	0	0	0	...	0	0	m	m	m	...	m	2m	0	0	0	0	0	
0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	...	0	0	2m	m	m	m	m	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	...	0	0	m	2m	m	m	m	
0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	...	0	0	m	m	2m	...	m	m	
0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	...	0	0	m	m	m	...	m	2m	
0	0	0	0	...	0	0	0	0	0	...	0	0	m	m	m	...	m	2m	

เราสามารถหา inverse ของ matrix A ในสูตร (๔.๓.๕) ได้ในทำนองเดียวกันกับการหา inverse ของ matrix A ในสูตร (๔.๒.๑) ดังนั้น inverse ของ matrix A ในสูตร (๔.๓.๕) คือ

$$(๔.๓.๖) \quad A^{-1} =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{m-1}{m^2} - \frac{1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\frac{1}{m^2} & \frac{m-1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & -\frac{1}{m^2} & -\frac{1}{m^2} & \dots & \frac{m-1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{m-1}{m^2} & -\frac{1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{1}{m^2} & \frac{m-1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{1}{m^2} & -\frac{1}{m^2} & \dots & \frac{m-1}{m^2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{m-1}{m^2} & \frac{1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{1}{m^2} & \frac{m-1}{m^2} & \dots & -\frac{1}{m^2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \frac{1}{m^2} & \frac{1}{m^2} & \dots & \frac{m-1}{m^2} \end{bmatrix}$$

ในกรณี matrix C ในสูตร (๒.๓.๒๖) คือ

$$\begin{aligned}
 (๔.๓.๓) \quad C &= \sum_{\alpha=1}^N X_{\alpha} Z'_{\alpha} \\
 &= \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk}, \sum_{j=1}^m Y_{ljk} - \sum_{j=1}^m Y_{mjk}, \dots, \sum_{j=1}^m Y_{(m-1)jk} - \sum_{j=1}^m Y_{mjk}, \right. \\
 &\quad \left. \sum_{i=1}^m Y_{ilk} - \sum_{i=1}^m Y_{imk}, \dots, \sum_{i=1}^m Y_{i(m-1)k} - \sum_{i=1}^m Y_{imk}, \right. \\
 &\quad \left. \sum_{i=1}^m Y_{ijl} - \sum_{i=1}^m Y_{ijm}, \sum_{i=1}^m Y_{ij2} - \sum_{i=1}^m Y_{ijm}, \dots, \sum_{i=1}^m Y_{ij(m-1)} - \sum_{i=1}^m Y_{ijm} \right)
 \end{aligned}$$

จากสูตร (๔.๓.๖) และ (๔.๓.๓) เราคำนวณ $C A^{-1} C'$ ได้

$$\begin{aligned}
 (๔.๓.๔) \quad C A^{-1} C' &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right) + \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\left(\sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \right] \\
 &\quad - \frac{1}{m^2} \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right) + \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \left[\left(\sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \right] \\
 &\quad - \frac{1}{m^2} \left(\sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right)
 \end{aligned}$$

ดังนั้น matrix $N \hat{\Sigma}_{\Omega}$ ในสูตร (๒.๓.๓๓) คือ

$$\begin{aligned}
 (๔.๓.๘) \quad N \hat{\Sigma} &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left[\left(\sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right) \right] \\
 &\quad - \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\left(\sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \right] - \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \left[\left(\sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \right] \\
 &\quad + \frac{1}{m^2} \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right) + \frac{1}{m^2} \left(\sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \\
 &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - m \sum_{i=1}^m Y_{i.k} Y'_{i.k} - m \sum_{j=1}^m Y_{.jk} Y'_{.jk} \\
 &\quad - m \sum_{k=1}^m \left[Y_{.jk} Y'_{.jk} \right] + 2 m^2 Y_{...} Y'_{...}
 \end{aligned}$$

โดยที่ $Y_{i.k} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Y_{ijk}$, $Y_{.jk} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Y_{ijk}$

และ $Y_{...} = \frac{1}{m^2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} = \frac{1}{m^2} \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^m Y_{ijk}$.

เพื่อทดสอบ $H_0^{(4)}$ เราแบ่ง β โดยให้

$$\beta = (\beta_1, \beta_2)$$

โดยที่

$$(๔.๓.๑๐) \quad \beta_1 = (\beta^{(2m)}, \dots, \beta^{(3m-2)})$$

และ

$$(๔.๓.๑๑) \quad \beta_2 = (\beta^{(1)}, \beta^{(2)}, \dots, \beta^{(2m-1)})$$

ดังนั้น $H_0^{(4)}$ คือ H_0 เมื่อ $\beta_1 = 0$

ในกรณีนี้ matrix A_{22} ในสูตร (๒.๓.๓๕) คือ

(๘.๓.๑๒) $A_{22}^{-1} =$

m^2	0	0	0	0	0	0
0	2m	m	m	0	0	0
0	m	2m	m	0	0	0
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮		⋮
0	m	m	2m	0	0	0
0	0	0	0	2m	m	m
0	0	0	0	m	2m	m
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮		⋮
0	0	0	0	m	m	2m

เราสามารถคำนวณหา A_{22}^{-1} ได้ในทำนองเดียวกันกับการหา A^{-1} ที่กล่าวไว้ในสูตร (๘.๒.๒) ดังนี้จึงได้ว่า

(๘.๓.๑๓) $A_{22}^{-1} =$

$\frac{1}{m^2}$	0	0	0	0	0	...	0
0	$\frac{m-1}{m^2}$	$-\frac{1}{m^2}$	$-\frac{1}{m^2}$	0	0	...	0
0	$-\frac{1}{m^2}$	$\frac{m-1}{m^2}$	$-\frac{1}{m^2}$	0	0	...	0
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮		⋮
0	$-\frac{1}{m^2}$	$\frac{1}{m^2}$...	$\frac{m-1}{m^2}$	0	0	0
0	0	0	...	0	$\frac{m-1}{m^2}$	$-\frac{1}{m^2}$...	$-\frac{1}{m^2}$
0	0	0	...	0	$\frac{1}{m^2}$	$\frac{m-1}{m^2}$...	$-\frac{1}{m^2}$
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮	⋮		⋮
0	0	0	0	$-\frac{1}{m^2}$	$-\frac{1}{m^2}$	$\frac{m-1}{m^2}$

และ matrix C_2 ในสูตร (๒.๓.๓๕) คือ

$$(๔.๓.๑๔) \quad C_2 = \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} - \sum_{j=1}^m Y_{1jk}, \dots, \sum_{j=1}^m Y_{(m-1)jk} - \sum_{j=1}^m Y_{mjk} \right)$$

$$\left(\sum_{i=1}^m Y_{ilk} - \sum_{i=1}^m Y_{imk}, \dots, \sum_{i=1}^m Y_{i(m-1)k} - \sum_{i=1}^m Y_{imk} \right)$$

จากสูตร (๔.๓.๑๓) และ (๔.๓.๑๔) เรากำหนด $C_2^{-1} A_{22}' C_2'$ ได้

$$(๔.๓.๑๕) \quad C_2^{-1} A_{22}' C_2' = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left[\left(\sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right) \right]$$

$$+ \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\left(\sum_{i=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m Y'_{ijk} \right) \right]$$

$$- \frac{1}{m^2} \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right)$$

ดังนั้น matrix $N \hat{\Sigma}_\omega$ ในสูตร (๒.๓.๔๒) คือ

$$(๔.๓.๑๖) \quad N \hat{\Sigma}_\omega = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left[\left(\sum_j Y_{ijk} \right) \left(\sum_j Y'_{ijk} \right) \right]$$

$$- \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\left(\sum_i Y_{ijk} \right) \left(\sum_i Y'_{ijk} \right) \right]$$

$$+ \frac{1}{m^2} \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} \right) \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y'_{ijk} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - m \sum_{i=1}^m Y_{i.k} Y'_{i.k} - m \sum_{j=1}^m Y_{.jk} Y'_{.jk}$$

$$+ m^2 Y_{...} Y'_{...}$$

ดังนั้น U ที่กล่าวไว้ในสูตร (๒.๓.๔๕) คือ



$$(๔.๓.๑๗) \quad U =$$

$$\left| \begin{array}{l} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - m \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m Y_{i.k} Y'_{i.k} - m \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m Y_{.jk} Y'_{.jk} + 2m^2 Y \dots Y \\ \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m Y_{ijk} Y'_{ijk} - m \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m Y_{i.k} Y'_{i.k} - m \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m Y_{.jk} Y'_{.jk} + m^2 Y \dots Y \end{array} \right|$$

๔.๔ ข้อสรุปและข้อเสนอแนะ

ผลลัพธ์สำคัญที่ได้จากการเรียบเรียงวิทยานิพนธ์นี้ก็คือ วิธีทดสอบสมมติฐานเชิงเส้นทั่ว ๆ ไป (สมมติฐาน H_0 ในหัวข้อ ๒.๒) โดยใช้สถิติ U ซึ่งให้ไว้ในสูตร (๒.๓.๔๕) เป็น criterion ในการนี้ เราจำต้องทราบการแจกแจงของ U เราพบว่าในกรณีทั่ว ๆ ไปนั้น แม้จะสามารถทราบโมเมนต์ต่าง ๆ ของสถิติตัวนี้ได้โดยครบถ้วน ก็ยังเป็นการยากที่จะคำนวณหา distribution function ของมัน ดังนั้นเราจึงต้องศึกษาหา distribution function ของ U เป็นกรณี ๆ ไป ในวิทยานิพนธ์นี้ เราหาการแจกแจงของ U ได้เฉพาะในกรณีที่ข้อมูลประกอบด้วยเวกเตอร์ ๑ มิติ หรือ ๒ มิติเท่านั้น การหาการแจกแจงของ U ในกรณีที่ข้อมูลประกอบด้วยเวกเตอร์หลาย ๆ มิติ ยังคงเป็นปัญหาที่เราจะต้องทำการวิจัยกันต่อไป .