



2.1 การสร้างเลขลุ่ม

2.1.1 การสร้างเลขลุ่มให้มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม (Uniform distribution)

โดยใช้วิธี MULTIPLICATIVE CONGRUENTIAL ดังนี้

$$R_i = R_{i-1} (2^P + K) \text{ mod } (2^{31})$$

โดยที่ P เป็นค่าจำนวนเต็มบวกที่มีค่าตั้งแต่ 3 ถึง 30

K เป็นค่าจำนวนเต็มคี่

R_0 เป็นค่าเริ่มต้น ซึ่งเป็นค่าจำนวนเต็มคี่

ตัวเลขลุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม ซึ่งมีค่าระหว่าง 0 กับ 1 หาได้จาก

$$U_i = \frac{R_i}{2^{31}-1}$$

2.1.2 การสร้างเลขลุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ (Normal distribution) ที่มีค่าเฉลี่ย = 0 และความแปรปรวน = 1 โดยใช้วิธี direct Transformation ของ Box กับ Muller (1958)

$$X_1 = (-2 \ln U_1)^{\frac{1}{2}} \cos(2\pi U_2)$$

$$X_2 = (-2 \ln U_1)^{\frac{1}{2}} \sin(2\pi U_2)$$

ดังนั้นเลขลุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติและมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ σ คือ $\sigma X_1 + \mu$ เช่น ถ้าต้องการ $Y \sim N(50, 100)$ สามารถสร้างได้ดังนี้คือ

$$Y = 10X_1 + 50$$

2.2 แวเรียนซ์คอมโพเนนท์

2.2.1 แบบจำลองทั่วไป

$$Y = X\beta + U_1\epsilon_1 + U_2\epsilon_2 + \dots + U_{p-1}\epsilon_{p-1} + U_p\epsilon_p$$

โดยที่ Y คือ เวกเตอร์ของค่าสังเกต n จำนวน ขนาด $n \times 1$

X คือ เมทริกซ์ ขนาด $n \times q$ ที่สมมติว่าเป็นสัมประสิทธิ์ของผลกระทบบางค่าในแบบจำลอง ; $q < n$

β คือ เวกเตอร์ขนาด $q \times 1$ ของผลกระทบบางค่าที่ไม่ทราบค่า

U_i คือ เมทริกซ์ขนาด $n \times m_i$ ที่สมมติว่าเป็นสัมประสิทธิ์ของผลกระทบเชิงกลุ่ม ,
 $m_i < n ; i = 1, 2, \dots, p-1$

ϵ_i คือ เวกเตอร์ขนาด $m_i \times 1$ ของผลกระทบเชิงกลุ่ม

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2 I_{m_i}) ; i = 1, 2, \dots, p-1$$

U_p คือ identity matrix

ϵ_p คือ เวกเตอร์ $n \times 1$ ของผลกระทบเชิงกลุ่ม (ความคลาดเคลื่อน)

$$\epsilon_p \sim N(0, \sigma_\epsilon^2 I_n)$$

โดยที่

$$E(\epsilon_i) = 0 , i = 1, \dots, p$$

$$\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma_i^2 I_{m_i} , i = 1, \dots, p ; \sigma_p^2 = \sigma_\epsilon^2 ; m_p = n$$

$$\text{COV}(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0 , i \neq j ; j = 1, \dots, p$$

ฉะนั้น

$$E(Y) = X\beta$$

$$\text{Var}(Y) = V = \sum_{i=1}^{p-1} \sigma_i^2 V_i + \sigma_\epsilon^2 I_n$$

โดยที่ $V_i = U_i U_i$, $i = 1, \dots, P-1$

σ_i^2 , σ_ε^2 เรียกว่า แวเรียนซ์คอมโพเนนท์

2.2.2 แบบจำลองเชิงกลุ่มเมื่อข้อมูลมีการแจกแจง 2 ทาง

$$Y = X\beta + U_1\varepsilon_1 + U_2\varepsilon_2 + U_3\varepsilon_3 + U_4\varepsilon_4$$

$$\text{หรือ } \tilde{Y} = X\mu + U_1\alpha + U_2\beta + U_3\alpha\beta + U_4\varepsilon$$

\tilde{Y} คือ $n \times 1$ เวกเตอร์ของค่าสังเกต n จำนวน

X คือ $n \times 1$ เมทริกซ์ที่ลุ่มาฮักเป็น 1

μ คือ ค่าคงที่ที่เป็นค่าเฉลี่ยที่ไม่ทราบค่า

U_i คือ $n \times m_i$ เมทริกซ์ ที่ลุ่มาฮักเป็นสัมประสิทธิ์ของผลกระทบเชิงกลุ่ม , $i=1,2,3$

U_4 คือ identity matrix

α คือ $m_1 \times 1$ เวกเตอร์ของผลกระทบเชิงกลุ่ม A

β คือ $m_2 \times 1$ เวกเตอร์ของผลกระทบเชิงกลุ่ม B

$\alpha\beta$ คือ $m_3 \times 1$ เวกเตอร์ของผลกระทบเชิงกลุ่มร่วม A และ B

ε คือ $n \times 1$ เวกเตอร์ของผลกระทบเชิงกลุ่มของความคลาดเคลื่อน

โดยที่

$$\alpha \sim N(0, \sigma_\alpha^2 I_{m_1})$$

$$\beta \sim N(0, \sigma_\beta^2 I_{m_2})$$

$$\alpha\beta \sim N(0, \sigma_{\alpha\beta}^2 I_{m_3})$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$$

ฉะนั้น

$$E(\alpha) = E(\beta) = E(\alpha\beta) = E(\varepsilon) = 0$$

$$\text{Var}(\alpha) = \sigma_{\alpha}^2 I_{m_1}$$

$$\text{Var}(\beta) = \sigma_{\beta}^2 I_{m_2}$$

$$\text{Var}(\alpha\beta) = \sigma_{\alpha\beta}^2 I_{m_3}$$

$$\text{Var}(\varepsilon) = \sigma_{\varepsilon}^2 I_n$$

$$\text{COV}(\alpha, \beta) = \text{COV}(\alpha, \alpha\beta) = \text{COV}(\alpha, \varepsilon) = \text{COV}(\beta, \alpha\beta) = \text{COV}(\beta, \varepsilon) = \text{COV}(\alpha\beta, \varepsilon) = 0$$

$$E(Y) = X\mu = \mu$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= V = \sigma_{\alpha}^2 V_1 + \sigma_{\beta}^2 V_2 + \sigma_{\alpha\beta}^2 V_3 + \sigma_{\varepsilon}^2 I_n \\ &= \sum \sigma_{ii}^2 V_i \end{aligned}$$

$$V_i = U_i U_i' ; i = 1, \dots, 4$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_{\alpha}^2$$

$$\sigma_2^2 = \sigma_{\beta}^2$$

$$\sigma_3^2 = \sigma_{\alpha\beta}^2$$

$$\sigma_4^2 = \sigma_{\varepsilon}^2$$

แบบจำลองเชิงสุ่ม ของการทดลองเมื่อข้อมูลมีการแจกแจง 2 ทางในรูปค่าสังเกต

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

$$\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2) \quad ; \quad i = 1, \dots, m_1$$

$$\beta_j \sim N(0, \sigma_\beta^2) \quad ; \quad j = 1, \dots, m_2$$

$$\alpha\beta_{ij} \sim N(0, \sigma_{\alpha\beta}^2) \quad ; \quad m_1 \times m_2 = m_3$$

$$\epsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad ; \quad k = 1, \dots, n_{ij}$$

และ $E(Y) = \mu$

$$\text{Var}(Y) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\beta^2 + \sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_\epsilon^2$$

จะเห็นแวเรียนซ์คอมโพเนนท์ คือ σ_α^2 , σ_β^2 , $\sigma_{\alpha\beta}^2$ และ σ_ϵ^2

2.3 แผนแบบไม่สมดุล (Unbalanced Design)

หมายถึง แผนการทดลองที่จำนวนค่าสังเกตไม่เท่ากันในแต่ละ cell

2.4 ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Mean Square Error)

$$\text{MSE (estimator)} = \frac{\sum_{i=1}^k (\text{estimator} - \text{Parameter})^2}{k}$$

โดยที่ k = จำนวนครั้งที่ทำการทดลองในแต่ละสถานการณ์

2.5 วิธีการประมาณค่าแวลเรียนซ์คอมโพเนนท์

2.5.1 วิธี ANOVA

การประมาณค่าแวลเรียนซ์คอมโพเนนท์ โดยวิธี ANOVA นี้เป็นวิธีที่นิยมใช้กันมาก ในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะสมดุลย์ ซึ่งหาได้จากการสร้างสมการโดยให้ค่า mean square เท่ากับค่าประมาณของค่าคาดหวังของ mean square ซึ่งเป็นฟังก์ชันของค่าประมาณของแวลเรียนซ์คอมโพเนนท์ที่ต้องการประมาณ ดังได้จากตาราง ANOVA

SOV	DF	SS	MS	EMS
Factor A	a-1	SSA	MSA	$nb\sigma_{\alpha}^2 + n\sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_{\epsilon}^2$
Factor B	b-1	SSB	MSB	$na\sigma_{\beta}^2 + n\sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_{\epsilon}^2$
Interaction AB	(a-1)(b-1)	SSAB	MSAB	$n\sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_{\epsilon}^2$
Error	ab(n-1)	SSE	MSE	σ_{ϵ}^2
Total	nab-1	SST		

ดังนั้น ค่าประมาณแวลเรียนซ์คอมโพเนนท์คือ

$$\hat{\sigma}_{\alpha}^2 = \frac{(MSA - MSAB)}{bn}$$

$$\hat{\sigma}_{\beta}^2 = \frac{(MSB - MSAB)}{an}$$

$$\hat{\sigma}_{\alpha\beta}^2 = \frac{(MSAB - MSE)}{n}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = MSE$$

ในกรณีข้อมูลไม่สมดุลก็ยังสามารถหาค่าประมาณแวกเรียนซ์คอมโพเนนท์ได้ ในทำนองเดียวกัน คือ หาได้จาก การสร้างสมการโดยให้ค่า mean square เท่ากับค่าประมาณของค่าคาดหวังของ mean square ซึ่งเป็นฟังก์ชันของค่าประมาณของแวกเรียนซ์คอมโพเนนท์ที่ต้องการประมาณ วิธีการนี้ค้นคิดขึ้นโดย Henderson จึงเรียกวิธีการประมาณค่าแบบนี้ว่าเป็นวิธี Henderson's Method 1 หรือวิธี ANOVA ตัวประมาณหาได้ดังนี้

แผนแบบการทดลองแบบกลุ่มสำหรับการแยกแรงแยกแบบ 2 ทางคือ

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \epsilon_{ijk}, \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, a \\ j = 1, \dots, b \\ k = 1, \dots, n_{ij} \end{matrix}$$



$$n_{ij} > 0 \text{ สำหรับ } S(i,j) \text{ cells และ } \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij} = N$$

ค่าผลบวกกำลังสอง (sum of squares) สามารถคำนวณได้เช่นเดียวกับกรณี

ข้อมูลสมดุลคือ

$$SSA = \sum_{i=1}^a \frac{y_{i..}^2}{n_{i.}} - \frac{y_{...}^2}{n..}$$

$$SSB = \sum_{j=1}^b \frac{y_{.j.}^2}{n_{.j}} - \frac{y_{...}^2}{n..}$$

$$SSAB = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \frac{y_{ij.}^2}{n_{ij}} - \sum_{i=1}^a \frac{y_{i..}^2}{n_{i.}} - \sum_{j=1}^b \frac{y_{.j.}^2}{n_{.j}} + \frac{y_{...}^2}{n..}$$

$$SSE = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^{n_{ij}} y_{ijk}^2 - \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \frac{y_{ij.}^2}{n_{ij}}$$

Uncorrected sums of squares คือ

$$T_A = \sum_{i=1}^a \frac{y_{i..}^2}{n_{i.}}$$

$$T_B = \sum_{j=1}^b \frac{y_{.j.}^2}{n_{.j}}$$

$$T_{AB} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \frac{y_{ij}^2}{n_{ij}}$$

$$T_u = \frac{Y_{..}^2}{n_{..}}$$

$$T_o = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^{n_{ij}} y_{ijk}^2$$

$$SSA = T_A - T_u$$

$$SSB = T_B - T_u$$

$$SSAB = T_{AB} - T_A - T_B + T_u$$

$$SSE = T_o - T_{AB}$$

ค่าคาดหวังหาได้ดังนี้

$$E(SSA) = E(T_A) - E(T_u)$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^a \frac{y_{i..}^2}{n_{i.}}\right) - E\left(\frac{Y_{..}^2}{n_{..}}\right)$$

$$y_{i..} = \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^{n_{ij}} y_{ijk} = n_{i.} \mu + n_{i.} \alpha_i + \sum_{j=1}^b n_{ij} \beta_j + \sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij} + \epsilon_{i..}$$

$$\frac{y_{i..}^2}{n_{i.}} = n_{i.} \mu^2 + n_{i.} \alpha_i^2 + \sum_{j=1}^b \frac{n_{ij}^2 \beta_j^2}{n_{i.}} + \sum_{j=1}^b \frac{n_{ij}^2 (\alpha\beta)_{ij}^2}{n_{i.}} + \frac{\epsilon_{i..}^2}{n_{i.}}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\sum_{j=1}^b \sum_{j' \neq j}^b n_{ij} n_{ij'} \beta_j \beta_{j'}}{n_{i.}} + \frac{\sum_{j=1}^b \sum_{j=j'}^b n_{ij} n_{ij'} (\alpha\beta)_{ij} (\alpha\beta)_{ij'}}{n_{i.}} \\
& + 2 \left[\mu n_{i.} \alpha_i + \mu \sum_{j=1}^b n_{ij} \beta_j + \mu \sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij} + \mu \epsilon_{i..} + \alpha_i \sum_{j=1}^b n_{ij} \beta_j \right. \\
& + \alpha_i \sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij} + \alpha_i i_{..} + \frac{(\sum_{j=1}^b n_{ij} \beta_j) (\sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij})}{n_{i.}} \\
& \left. + \frac{(\sum_{j=1}^b n_{ij} \beta_j) i_{..}}{n_{i.}} + \frac{(\sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij})^{\epsilon} i_{..}}{n_{i.}} \right]
\end{aligned}$$

ค่าคาดหวังภายใต้แผนแบบการทดลองแบบกลุ่ม ผลคูณของ μ กับตัวอื่น ๆ มีค่าเป็น 0

$$E\left(\frac{y_{i..}^2}{n_{i.}}\right) = n_{i.} \mu^2 + n_{i.} \sigma_{\alpha}^2 + \sum_{j=1}^b \frac{n_{ij}^2}{n_{i.}} \sigma_{\beta}^2 + \sum_{j=1}^b \frac{n_{ij}^2}{n_{i.}} \sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_{\epsilon}^2$$

$$\begin{aligned}
E(T_A) &= \sum_{i=1}^a E\left(\frac{y_{i..}^2}{n_{i.}}\right) \\
&= N\mu^2 + N\sigma_{\alpha}^2 + \sum_{i=1}^a \frac{\sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}} \sigma_{\beta}^2 + \\
&\quad \sum_{i=1}^a \frac{\sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}} \sigma_{\alpha\beta}^2 + a \sigma_{\epsilon}^2
\end{aligned}$$

$$Y_{...} = N\mu + \sum_{i=1}^a n_{i.} \alpha_i + \sum_{j=1}^b n_{.j} \beta_j + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij} (\alpha\beta)_{ij} + \epsilon_{...}$$

$$\begin{aligned}
 E(T_u) &= E\left(\frac{Y_{...}^2}{N}\right) \\
 &= N\mu^2 + \frac{\sum_{i=1}^a n_{i.}^2}{N} \sigma_\alpha^2 + \frac{\sum_{j=1}^b n_{.j}^2}{N} \sigma_\beta^2 + \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{N} \sigma_{\alpha\beta}^2 + \sigma_\epsilon^2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E(SSA) &= E(T_A) - E(T_u) \\
 &= N - \left(\frac{\sum_{i=1}^a n_{i.}^2}{N}\right) \sigma_\alpha^2 + \left(\frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}} - \frac{\sum_{j=1}^b n_{.j}^2}{N}\right) \sigma_\beta^2 \\
 &\quad + \left(\frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}} - \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{N}\right) \sigma_{\alpha\beta}^2 + (a-1) \sigma_\epsilon^2
 \end{aligned}$$

ในทำนองเดียวกัน E(SSB) และ E(SSAB) คือ

$$\begin{aligned}
 E(SSB) &= N - \left(\frac{\sum_{j=1}^b n_{.j}^2}{N}\right) \sigma_\beta^2 + \left(\frac{\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a n_{ij}^2}{n_{.j}} - \frac{\sum_{i=1}^a n_{i.}^2}{N}\right) \sigma_\alpha^2 \\
 &\quad + \left(\frac{\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a n_{ij}^2}{n_{.j}} - \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{N}\right) \sigma_{\alpha\beta}^2 + (b-1) \sigma_\epsilon^2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E(SSAB) &= \left(\frac{\sum_{i=1}^a n_{i.}^2}{N} - \frac{\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a n_{ij}^2}{n_{.j}}\right) \sigma_\alpha^2 + \left(\frac{\sum_{j=1}^b n_{.j}^2}{N} - \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}}\right) \sigma_\beta^2
 \end{aligned}$$

$$+ N - \left(\frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{i.}} - \sum_{j=1}^b \frac{\sum_{i=1}^a n_{ij}^2}{n_{.j}} + \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{N} \right) \sigma_{\alpha\beta}^2$$

$$+ (S-a-b+1) \sigma_{\epsilon}^2$$

$$E(SSE) = (N - S) \sigma_{\epsilon}^2$$

$$\text{ถ้าให้ } k_1 = \frac{\sum_{i=1}^a n_{i.}^2}{n_{i.}}$$

$$k_2 = \frac{\sum_{j=1}^b n_{.j}^2}{n_{.j}}$$

$$k_3 = \frac{\sum_{i=1}^a (\sum_{j=1}^b n_{ij}^2)}{n_{i.}}$$

$$k_4 = \frac{\sum_{j=1}^b (\sum_{i=1}^a n_{ij}^2)}{n_{.j}}$$

$$k_{23} = \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b n_{ij}^2}{n_{ij}}$$

$$\text{และ } k'_r = k_r / N ; \quad r = 1, 2, 3, 4, 23$$

แล้วตัวประมาณ ANOVA สำหรับแนวเรียนซ์คอมโพเนนท์ ซึ่งหาได้จากการสร้างสมการโดยให้ค่า mean square เท่ากับค่าคาดหวังของ mean square คือ

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = (T_o - T_{AB}) / (N-S)$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{\alpha}^2 \\ \hat{\sigma}_{\beta}^2 \\ \hat{\sigma}_{\alpha\beta}^2 \end{pmatrix} = P^{-1} \begin{pmatrix} T_A - T_u - (a-1) \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 \\ T_B - T_u - (b-1) \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 \\ T_{AB} - T_A - T_B + T_u - (S-a-b+1) \hat{\sigma}_{\epsilon}^2 \end{pmatrix}$$

$$\text{โดยที่ } P = \begin{pmatrix} N-k'_1 & k_3-k'_2 & k_3-k'_{23} \\ k_4-k'_1 & N-k'_2 & k_4-k'_{23} \\ k'_1-k_4 & k'_2-k_3 & N-k_3-k_4+k'_{23} \end{pmatrix}$$

2.5.2 วิธี MAXIMUM LIKELIHOOD (ML)

Maximum Likelihood Estimation เป็นวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่นิยมใช้กันมากวิธีหนึ่ง คือเป็นวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่ทำให้ Likelihood function มีค่าสูงที่สุด และในปี ค.ศ. 1967 Hartley กับ Rao ได้นำวิธี Maximum Likelihood มาใช้ในการประมาณค่าแวนเรียนซ์คอมโพเนนท์ แต่ต้องมีข้อจำกัดว่าค่าประมาณที่ได้ต้องเป็นบวกเสมอ ดังนั้นจึงมีผลทำให้ตัวประมาณ ML เป็นตัวประมาณที่เอนเอียง (bias) และตัวประมาณ ML สามารถหาได้ดังนี้

จากแบบจำลองในรูปของค่าสังเกตคือ $Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \epsilon_{ijk}$

และแบบจำลองในรูปทั่วไป คือ $\tilde{y} = X\mu + U_1\alpha + U_2\beta + U_3(\alpha\beta) + U_4\epsilon$

$$E(\tilde{y}) = X\mu$$

$$\text{Var}(\tilde{y}) = V = \sum_{i=1}^4 \sigma_i^2 V_i$$

$$\text{โดยที่ } V_i = U_i U_i' ; i = 1, \dots, 4$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_\alpha^2$$

$$\sigma_2^2 = \sigma_\beta^2$$

$$\sigma_3^2 = \sigma_{\alpha\beta}^2$$

$$\sigma_4^2 = \sigma_\epsilon^2$$

สมการสถานะน่าจะเป็นคือ

$$L(Y; \mu, V) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}n} |V|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\underline{y} - X\mu)' V^{-1} (\underline{y} - X\mu) \right]$$

$$\text{ให้ } \lambda = \ln L$$

$$\lambda = -\frac{1}{2} \left[n \log 2\pi + \log |V| + (\underline{y} - X\mu)' V^{-1} (\underline{y} - X\mu) \right]$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \mu} = X' V^{-1} \underline{y} - (X' V^{-1} X) \mu = 0$$

$$\mu = (X' V^{-1} X)^{-1} (X' V^{-1} \underline{y}) \quad \text{--- (1)}$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \sigma_i^2} = -\frac{1}{2} \text{tr} (V^{-1} U_i U_i') + \frac{1}{2} (\underline{y} - X\mu)' V^{-1} V_i^{-1} V^{-1} (\underline{y} - X\mu) = 0$$

$$\text{ให้ } V_i = U_i U_i'$$

$$V^{-1} = V^{-1} V V^{-1}$$

$$\therefore \text{tr} (V^{-1} U_i U_i') = \text{tr} (V^{-1} V_i)$$

$$= \text{tr} (V^{-1} V V^{-1} V_i)$$

$$= \text{tr} \left(V^{-1} \left(\sum_{j=1}^4 \sigma_j^2 V_j \right) V^{-1} V_i \right)$$

$$= \sum_{j=1}^4 \sigma_j^2 \text{tr} (V^{-1} V_j V^{-1} V_i)$$

$$\therefore \sum_{j=1}^4 \sigma_j^2 \text{tr} (V^{-1} V_j V^{-1} V_i) = (\underline{y} - X\mu)' V^{-1} V_i^{-1} V^{-1} (\underline{y} - X\mu) \quad \text{--- (2)}$$

$$\begin{pmatrix} \text{tr}(V^{-1}V_1V^{-1}V_1) & \text{tr}(V^{-1}V_2V^{-1}V_1) & \text{tr}(V^{-1}V_3V^{-1}V_1) & \text{tr}(V^{-1}V_4V^{-1}V_1) \\ \text{tr}(V^{-1}V_1V^{-1}V_2) & \text{tr}(V^{-1}V_2V^{-1}V_2) & \text{tr}(V^{-1}V_3V^{-1}V_2) & \text{tr}(V^{-1}V_4V^{-1}V_2) \\ \text{tr}(V^{-1}V_1V^{-1}V_3) & \text{tr}(V^{-1}V_2V^{-1}V_3) & \text{tr}(V^{-1}V_3V^{-1}V_3) & \text{tr}(V^{-1}V_4V^{-1}V_3) \\ \text{tr}(V^{-1}V_1V^{-1}V_4) & \text{tr}(V^{-1}V_2V^{-1}V_4) & \text{tr}(V^{-1}V_3V^{-1}V_4) & \text{tr}(V^{-1}V_4V^{-1}V_4) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma^2 \\ 1 \\ \sigma^2 \\ \sigma^2 \\ \sigma^2 \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} (\tilde{y} - x\mu)' V^{-1}V_1V^{-1}(\tilde{y} - x\mu) \\ (\tilde{y} - x\mu)' V^{-1}V_2V^{-1}(\tilde{y} - x\mu) \\ (\tilde{y} - x\mu)' V^{-1}V_3V^{-1}(\tilde{y} - x\mu) \\ (\tilde{y} - x\mu)' V^{-1}V_4V^{-1}(\tilde{y} - x\mu) \end{pmatrix} \text{----- (3)}$$

เนื่องจากสมการที่ (2) หรือ (3) ไม่สามารถแก้สมการหาค่าตอบได้โดยตรง จึงต้องใช้วิธีการประมาณค่าสมการที่ (2) หรือ (3) ซึ่งวิธีการประมาณหลายวิธีคือ Newton-Raphson, Method of Scoring, W-transformation, STEPEST ASCENT และ Successive approximation ในที่นี้จะเลือกใช้วิธี Successive approximation ซึ่งจะต้องมีค่าสมมติเบื้องต้นสำหรับแวนเรียนซ์คอปโพเนนท์ แทนลงในสมการที่ (1) แล้วแก้สมการหาค่า μ ได้ จากนั้นก็หาค่า μ ที่ได้แทนลงในสมการที่ (2) ก็จะสามารหาค่าประมาณของแวนเรียนซ์คอปโพเนนท์ได้ และจะกระทำซ้ำ ๆ กันต่อไปโดยนำค่าประมาณของแวนเรียนซ์คอปโพเนนท์ที่ได้เป็นค่าสมมติเบื้องต้นในรอบถัดไป แต่ถ้าค่าประมาณตัวใดมีค่าน้อยกว่าศูนย์ จะให้ค่าประมาณตัวนั้นที่ค่าเป็นศูนย์แทนก่อนที่จะเริ่มต้นรอบใหม่ กระทำซ้ำ ๆ กันไปจนกว่าจะได้ค่าประมาณที่ทำให้ค่าของสมการสภาวะนำจะเป็นมีค่าน้อยกว่าค่าของสมการสภาวะนำจะเป็นสูงที่สุด 2 ค่า และค่าประมาณที่ได้ก็คือค่าประมาณที่ทำให้ค่าของสมการสภาวะนำจะเป็นสูงที่สุดนั่นเอง

2.5.4 วิธี MINIMUM NORM QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR (MINQUE)
 และวิธี MINIMUM VARIANCE QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR
(MIVQUE)

ทั้ง 2 วิธี C RADHAKRISHNA RAO ได้คิดขึ้นสำหรับการประมาณค่า
 แวเรียนซ์คอมโพเนนท์ในแผนการทดลองทุกรูปแบบ ทั้งสองวิธีนี้มีข้อแตกต่างกันเล็กน้อย คือ
 วิธี MINIMUM NORM QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR นั้น ไม่จำเป็นต้องทราบการ
 กระจายของข้อมูล แต่วิธี MINIMUM VARIANCE QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR นั้น
 จำเป็นต้องทราบการกระจายของข้อมูลว่ามีการกระจายเป็นปกติ ฉะนั้นภายใต้การแจกแจง
 แบบปกติ ทั้งสองวิธีจะให้ผลเหมือนกัน¹ วิธีการประมาณค่าโดยวิธี MINIMUM VARIANCE
 QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR ดังนี้

จากแบบจำลองทั่วไป

$$Y = X\mu + U_1 \epsilon_1 + \dots + U_{k-1} \epsilon_{k-1} + U_k \epsilon_k$$

$$E(Y) = X\mu$$

$$\text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^k \sigma_i^2 V_i$$

$$\text{โดยที่ } V_i = U_i U_i' ; i = 1, \dots, k$$

ต้องการประมาณค่า linear combination ของแวเรียนซ์คอมโพเนนท์ $p_1 \sigma_1^2 + \dots +$
 $p_k \sigma_k^2$ ด้วย quadratic function $Y'AY$ ซึ่ง $Y'AY$ จะต้องมีความไม่เอนเอียง
 INVARIANCE และมีแวเรียนซ์น้อยที่สุด ดังนั้นจะต้องมีข้อกำหนดว่า A เป็นเมทริกซ์ที่

¹Ibid, P.48.

$AX = 0$ และ $\text{tr}(AV_i) = p_i$ แล้วจะได้ว่าค่า MIVQUE ของ $\hat{\sigma}^2$ คือ $S^{-1}q$

S เป็น $k \times k$ เมตริกซ์ที่สมาชิกตัวที่ ij คือ S_{ij}

$$S_{ij} = \text{tr}(QV_i QV_j)$$

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

S^{-1} หมายถึง generalized inverse ของ S

q เป็น $k \times 1$ เวกเตอร์ที่สมาชิกแต่ละตัวคือ $Y'QV_i QY$

$$\therefore S \hat{\sigma}^2 = q$$

$$\text{หรือ } \sum_{i=1}^k \text{tr}(QV_i QV_j) \sigma_j^2 = Y'QV_i QY \quad ; i = 1, \dots, k \quad \text{----- (6)}$$

กรณี แผนการทดลองเป็นแบบกลุ่มมีการจำแนก 2 ทาง จะได้ว่า

$$\sum_{i=1}^4 \text{tr}(QV_i QV_j) \sigma_j^2 = Y'QV_i QY \quad ; i = 1, \dots, 4 \quad \text{----- (7)}$$

หรือ

$$\begin{pmatrix} \text{tr}(QV_1 QV_1) & \text{tr}(QV_1 QV_2) & \text{tr}(QV_1 QV_3) & \text{tr}(QV_1 QV_4) \\ \text{tr}(QV_2 QV_1) & \text{tr}(QV_2 QV_2) & \text{tr}(QV_2 QV_3) & \text{tr}(QV_2 QV_4) \\ \text{tr}(QV_3 QV_1) & \text{tr}(QV_3 QV_2) & \text{tr}(QV_3 QV_3) & \text{tr}(QV_3 QV_4) \\ \text{tr}(QV_4 QV_1) & \text{tr}(QV_4 QV_2) & \text{tr}(QV_4 QV_3) & \text{tr}(QV_4 QV_4) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\beta^2 \\ \sigma_{\alpha\beta}^2 \\ \sigma_\epsilon^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y'QV_1 QY \\ Y'QV_2 QY \\ Y'QV_3 QY \\ Y'QV_4 QY \end{pmatrix}$$

แก่สมการที่ (7) หรือ สมการที่ (8) โดยให้ค่าสัมมติเบื้องต้น (prior) สำหรับแวนเรียนซ์-คอมโพเนนท์แต่ละตัว ก็จะล้สามารถหาค่าประมาณของแวนเรียนซ์คอมโพเนนท์ได้ ถ้าค่าประมาณตัวใดติดลบจะให้ค่าประมาณนั้นมีค่าเป็น 0 แทน

2.5.5 วิธี ITERATED MINIMUM NORM QUADRATIC UNBIASED ESTIMATOR
และวิธี ITERATED MINIMUM VARIANCE QUADRATIC UNBIASED
ESTIMATOR (I-MINQUE และ I-MIVQUE)

ทั้ง 2 วิธี เป็นวิธีที่ทำต่อจากวิธี MINQUE หรือวิธี MIVQUE

โดยจะทำการอบใหม่ โดยให้ค่าประมาณที่ได้จากวิธี MIVQUE เป็นค่าสัมมติเบื้องต้นในรอบถัดไป แต่ถ้การประมาณในรอบใดมีค่าแวนเรียนซ์คอมโพเนนท์ตัวใดติดลบ จะให้ค่าประมาณตัวนั้นมีค่าเป็นศูนย์ก่อนที่จะเริ่มรอบใหม่ และจะกระทำซ้ำ ๆ กันไปจนกว่าจะได้ค่าประมาณของแวนเรียนซ์-คอมโพเนนท์ทุกคอมโพเนนท์มีค่าคงที่ ในที่นี้จะถือว่าค่าความแตกต่างระหว่างแต่ละคอมโพเนนท์ในรอบที่ i กับรอบที่ $i+1$ น้อยกว่า 0.05 จะถึงว่าค่าประมาณที่ได้นั้นคงที่แล้ว

ศูนย์วิทยทรัพยากร
 จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย