

บทที่ 2

ตัวสถิติและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การวิจัยครั้งนี้ต้องการศึกษาเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของวิธีประมาณพารามิเตอร์ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมระหว่างวิธีกำลังสองน้อยที่สุด วิธีตัวประมาณเอนม์ที่ใช้เกณฑ์ความแรงของแรมเซย์ และ วิธีการแปลงข้อมูลเป็นลำดับ ภายใต้ลักษณะความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงแบบเบ้ ว่าวิธีการใดจะส่งผลให้การวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมมีประสิทธิภาพกว่ากัน ซึ่งในบทนี้จะกล่าวถึงวิธีการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมของแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด (Analysis of Covariance of Completely Randomized Design) ตัวสถิติทดสอบที่ใช้และรายละเอียดของแต่ละวิธีการประมาณ รวมทั้งนำเสนอผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ตัวสถิติที่ใช้ในการวิจัย

การวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมเป็นวิธีการหนึ่งที่ถูกนำมาใช้ในการทดสอบสมมติฐานเพื่อเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างวิธีปฏิบัติ โดยนำหลักการของการวิเคราะห์ความแปรปรวนกับการวิเคราะห์ความถดถอยผสมผสานเข้าด้วยกัน เพื่อลดความแปรปรวนให้กับหน่วยทดลอง ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบของการวิเคราะห์ความแปรปรวนของแผนแบบการทดลองแบบสุ่มตลอด

$$(1) \quad Y_{ij} = \mu + \tau_j + \varepsilon_{ij} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n_j \\ j = 1, 2, \dots, p$$

ตัวแบบของการวิเคราะห์ความถดถอยเมื่อตัวแปรร่วมมีความสัมพันธ์เชิงเส้นกับตัวแปรตาม

$$(2) \quad Y_{ij} = \mu + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

จาก (1) และ (2) จะได้ว่า

$$Y_{ij} = \mu + \tau_j + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij} ; \quad i = 1, 2, \dots, n_j$$

$$j = 1, 2, \dots, p$$

โดยที่	p	หมายถึง	จำนวนวิธีปฏิบัติ
	q	หมายถึง	จำนวนตัวแปรร่วม
	n_j	หมายถึง	ขนาดตัวอย่างในแต่ละวิธีปฏิบัติที่ j
	μ	หมายถึง	ค่าเฉลี่ยทั้งหมดของ y
	τ_j	หมายถึง	อิทธิพลของวิธีปฏิบัติที่ j
	β_k	หมายถึง	ค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของตัวแปรร่วมที่ k
	ε_{ij}	หมายถึง	ค่าความคลาดเคลื่อนของค่าสังเกตจากค่าเฉลี่ยที่ปรับแล้ว
	$\bar{x}_{..k}$	หมายถึง	ค่าเฉลี่ยของตัวแปรร่วมที่ k

ในการวิจัยครั้งนี้ใช้ตัวแบบและตัวสถิติทดสอบดังนี้คือ

ตัวแบบเต็มรูป (full model)

$$Y_{ij} = \mu + \tau_j + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

ตัวแบบลดรูป (reduce model)

$$Y_{ij} = \mu + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

ในการทดสอบ

สมมติฐานว่าง $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_p$

เทียบกับ $H_1 : \text{มีวิธีปฏิบัติอย่างน้อยที่สุด 2 วิธีปฏิบัติที่ต่างกัน เมื่อ } \mu_j = \mu + \tau_j$

ตัวสถิติทดสอบที่ใช้ คือ

$$F = \frac{(\text{res}_t - \text{res}_w)/(p-1)}{(\text{res}_w)/(N-p-q)}$$

เมื่อ res_t หมายถึง ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนทั้งหมด (ตัวแบบลดรูป)
 res_w หมายถึง ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนภายใน (ตัวแบบเต็มรูป)
 N หมายถึง ขนาดตัวอย่างทั้งหมดซึ่งเท่ากับ $\sum_{j=1}^p n_j$

จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ ค่าสถิติทดสอบ $F > F_\alpha(p-1, n-p-q)$

จากตัวแบบเต็มรูป

$$Y_{ij} = \mu + \tau_j + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

เราสามารถเขียนให้อยู่ในรูปสมการถดถอย โดยสร้างตัวแปรหุ่น (dummy) เพื่อแสดงอิทธิพลของวิธีปฏิบัติได้ดังนี้

$$D_{i1} = \begin{cases} 1 & , \text{ ถ้าเป็นวิธีปฏิบัติที่ 1} \\ 0 & , \text{ อื่นๆ} \end{cases}$$

$$D_{i2} = \begin{cases} 1 & , \text{ ถ้าเป็นวิธีปฏิบัติที่ 2} \\ 0 & , \text{ อื่นๆ} \end{cases}$$

$$D_{ip-1} = \begin{cases} 1 & , \text{ ถ้าเป็นวิธีปฏิบัติที่ } p-1 \\ 0 & , \text{ อื่นๆ} \end{cases}$$

จะได้ตัวแบบเต็มรูปแบบใหม่ ดังนี้

$$Y_{ij} = \mu + \tau_{1i1} + \tau_{2i2} + \dots + \tau_{p-1ip-1} + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

เขียนให้อยู่ในรูปเมทริกซ์จะได้

$$\underset{\sim}{Y} = \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{\varepsilon}$$

เมื่อ $\underset{\sim}{Y}$ คือ เวกเตอร์ของค่าสังเกตหรือตัวแปรตามที่มีขนาด $n \times 1$
 $\underset{\sim}{X}$ คือ เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระที่มีขนาด $n \times (p+q)$
 $\underset{\sim}{\beta}$ คือ เวกเตอร์ของสัมประสิทธิ์ความถดถอยที่มีขนาด $(p+q) \times 1$
 $\underset{\sim}{\varepsilon}$ คือ เวกเตอร์ของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีขนาด $n \times 1$

$$\underset{\sim}{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \underset{\sim}{Y}_1 \\ Y_2 \\ \underset{\sim}{Y}_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_p \\ \underset{\sim}{Y}_p \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

$$z^X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & \dots & (X - \bar{X}_{..1} \ 1) & (X - \bar{X}_{..2} \ 1) & \dots & (X - \bar{X}_{..q} \ 1) \\ z & z & z & z & & \sim_{11} & \sim_{12} & & \sim_{1q} \\ 1 & 0 & 1 & 0 & \dots & (X - \bar{X}_{..1} \ 1) & (X - \bar{X}_{..2} \ 1) & \dots & (X - \bar{X}_{..q} \ 1) \\ z & z & z & z & & \sim_{21} & \sim_{22} & & \sim_{2q} \\ 1 & 0 & 0 & 1 & \dots & (X - \bar{X}_{..1} \ 1) & (X - \bar{X}_{..2} \ 1) & \dots & (X - \bar{X}_{..q} \ 1) \\ z & z & z & z & & \sim_{31} & \sim_{32} & & \sim_{3q} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & (X - \bar{X}_{..1} \ 1) & (X - \bar{X}_{..2} \ 1) & \dots & (X - \bar{X}_{..q} \ 1) \\ z & z & z & z & & \sim_{p1} & \sim_{p2} & & \sim_{pq} \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ n_3 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

$$z^{\beta} = \begin{bmatrix} \mu \\ \tau_1 \\ \vdots \\ \tau_{p-1} \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_d \end{bmatrix}$$

$$z^{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon \\ z_1 \\ \varepsilon \\ z_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon \\ z_p \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

ตัวแบบลดรูปคือ

$$Y_{ij} = \mu + \sum_{k=1}^q \beta_k (x_{ijk} - \bar{x}_{..k}) + \varepsilon_{ij}$$

เมื่อเขียนให้อยู่ในรูปเมทริกซ์จะได้

$$\underset{\sim}{Y} = \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{\varepsilon}$$

เมื่อ $\underset{\sim}{Y}$ คือ เวกเตอร์ของค่าสังเกตหรือตัวแปรตามที่มีขนาด $n \times 1$
 $\underset{\sim}{X}$ คือ เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระที่มีขนาด $n \times (q+1)$
 $\underset{\sim}{\beta}$ คือ เวกเตอร์ของสัมประสิทธิ์ความถดถอยที่มีขนาด $(q+1) \times 1$
 $\underset{\sim}{\varepsilon}$ คือ เวกเตอร์ของค่าความคลาดเคลื่อนที่มีขนาด $n \times 1$

$$\underset{\sim}{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_p \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

$$\underset{\sim}{X} = \begin{bmatrix} 1 & (x_{11} - \bar{x}_{..1}) & (x_{12} - \bar{x}_{..2}) & \dots & (x_{1q} - \bar{x}_{..q}) \\ 1 & (x_{21} - \bar{x}_{..1}) & (x_{22} - \bar{x}_{..2}) & \dots & (x_{2q} - \bar{x}_{..q}) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & (x_{p1} - \bar{x}_{..1}) & (x_{p2} - \bar{x}_{..2}) & \dots & (x_{pq} - \bar{x}_{..q}) \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ n_3 \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \mu \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_q \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_p \end{bmatrix} \begin{matrix} n_1 \\ n_2 \\ \vdots \\ n_p \end{matrix}$$

ตารางที่ 2.1 แสดงข้อมูลของการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมของแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

วิธีปฏิบัติที่ 1					วิธีปฏิบัติที่ 2					วิธีปฏิบัติที่ 3				
Y	X ₁	X ₂	...	X _q	Y	X ₁	X ₂	...	X _q	Y	X ₁	X ₂	...	X _q
Y ₁₁	X ₁₁₁	X ₁₁₂	...	X _{11q}	Y ₁₂	X ₁₂₁	X ₁₂₂	...	X _{12q}	Y ₁₃	X ₁₃₁	X ₁₃₂	...	X _{13q}
Y ₂₁	X ₂₁₁	X ₂₁₂	...	X _{21q}	Y ₂₂	X ₂₂₁	X ₂₂₂	...	X _{22q}	Y ₂₃	X ₂₃₁	X ₂₃₂	...	X _{23q}
Y ₃₁	X ₃₁₁	X ₃₁₂	...	X _{31q}	Y ₃₂	X ₃₂₁	X ₃₂₂	...	X _{32q}	Y ₃₃	X ₃₃₁	X ₃₃₂	...	X _{33q}
.	.	.	...	.	.	.	.	...	.	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	.	...	.	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	.	...	.	.	.	.	...	.
Y _{n1}	X _{n11}	X _{n12}	...	X _{n1q}	Y _{n2}	X _{n21}	X _{n22}	...	X _{n2q}	Y _{n3}	X _{n31}	X _{n32}	...	X _{n3q}

2.2 วิธีการประมาณพารามิเตอร์

2.2.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square Method)

จากสมการ

$$\underset{\sim}{Y} = \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{\varepsilon}$$

เมื่อ $\underset{\sim}{\varepsilon} \sim N_n(0, \sigma^2 I_n)$ จะได้ว่าตัวประมาณกำลังสองน้อยที่สุดของ $\underset{\sim}{\beta}$ คือ $\underset{\sim}{\hat{\beta}}$

ซึ่งทำให้ผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (Sum Square Error) หรือ SSE มีค่าน้อยที่สุด

$$\begin{aligned} \text{SSE} &= \underset{\sim}{\hat{\varepsilon}}' \underset{\sim}{\hat{\varepsilon}} \\ &= (\underset{\sim}{Y} - \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}})' (\underset{\sim}{Y} - \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}}) \\ &= (\underset{\sim}{Y}' - \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}') (\underset{\sim}{Y} - \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}}) \\ &= \underset{\sim}{Y}' \underset{\sim}{Y} - \underset{\sim}{Y}' \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}' - \underset{\sim}{Y}' \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}' + \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}} \\ &= \underset{\sim}{Y}' \underset{\sim}{Y} - 2 \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{Y} + \underset{\sim}{\hat{\beta}}' \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}} \end{aligned}$$

และการหาค่าน้อยที่สุดของผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนทำได้โดยการหาอนุพันธ์ (differentiate) เทียบกับ $\underset{\sim}{\hat{\beta}}$ แล้วกำหนดให้เท่ากับ 0

$$\frac{\partial \text{SSE}}{\partial \underset{\sim}{\hat{\beta}}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \text{SSE}}{\partial \underset{\sim}{\hat{\beta}}_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial \text{SSE}}{\partial \underset{\sim}{\hat{\beta}}_p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \underset{\sim}{0}$$

$$\begin{aligned}
 -2 \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{Y} + 2 \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\hat{\beta}} &= 0 \\
 (\underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{X}) \underset{\sim}{\hat{\beta}} &= \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{Y} \\
 \text{ดังนั้น} \quad \underset{\sim}{\hat{\beta}} &= (\underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{X})^{-1} \underset{\sim}{X}' \underset{\sim}{Y}
 \end{aligned}$$

2.2.2 วิธีตัวประมาณเอ็ม (M-Estimation Method)

ปี ค.ศ. 1964 P.J. Huber ได้ศึกษาฟังก์ชันความคลาดเคลื่อนซึ่งเรียกว่าตัวประมาณชนิดเอ็ม (M-Estimation Method) ซึ่งตัวประมาณนี้จะประมาณพารามิเตอร์ของค่าน้อยที่สุดของ $\sum_{i=1}^n \rho(\varepsilon_i / s)$ เมื่อ ε_i เป็นค่าความคลาดเคลื่อนของค่าสังเกตที่ i และ s เป็นตัวประมาณของการกระจายตัวอย่าง

$$(1) \quad \min_{\underset{\sim}{\beta}} \sum_{i=1}^n \rho(\varepsilon_i / s) = \min_{\underset{\sim}{\beta}} \sum_{i=1}^n \rho \left(\underset{\sim}{y}_i - \underset{\sim}{x}_i' \underset{\sim}{\beta} \right) / s \quad , \quad \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{x}_i'$$

เมื่อ s เป็นตัวประมาณที่แกร่งของสเกล ซึ่งนิยมใช้มีฐานของค่าสัมบูรณ์ของความเบี่ยงเบน (Median Absolute Deviation) และทำการปรับด้วยค่าคงที่ 0.6745 ซึ่งจะทำให้ s เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียง เมื่อ n มีขนาดใหญ่และการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนเป็นแบบปกติ ดังนั้น s เขียนได้เป็น

$$s = \frac{\text{median} |\varepsilon_i - \text{median}(\varepsilon_i)|}{0.6745}$$

จากสมการ (1) หาอนุพันธ์ของ ρ เทียบกับ $\underset{\sim}{\beta}_j$ แล้วกำหนดให้เท่ากับ 0 โดย $\psi = \rho'$

$$(2) \quad \sum_{i=1}^n \underset{\sim}{x}_{ij} \psi \left(\underset{\sim}{y}_i - \underset{\sim}{x}_i' \underset{\sim}{\beta} \right) / s = 0 \quad , \quad j = 1, 2, \dots, m$$

โดยที่ $m = p+q-1$ ในกรณีของตัวแบบเต็มรูป

$m = q$ ในกรณีของตัวแบบลดรูป

วิธีการที่ใช้ประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยส่วนใหญ่จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดชนิดถ่วงน้ำหนักซ้ำ (Iteratively Reweighted Least Square) จากสมการ (2) สามารถเขียนสมการ m สมการได้ดังนี้

$$\sum_{i=1}^n x_{ij} \psi \left[\frac{(y_i - x_i' \beta)}{s} \right] = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij} \psi \left[\frac{(y_i - x_i' \beta)}{s} \right] \cdot (y_i - x_i' \beta) / s}{\sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta) / s} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n x_{ij} w_{i0} (y_i - x_i' \beta) = 0 \quad , \quad j = 1, 2, \dots, m$$

$$w_{i0} = \begin{cases} \frac{\psi_i \left| (y_i - x_i' \hat{\beta}) / s \right|}{(y_i - x_i' \hat{\beta}) / s} & , y_i \neq x_i' \hat{\beta} \\ 1 & , y_i = x_i' \hat{\beta} \end{cases}$$

และเขียนให้อยู่ในรูปเมทริกซ์ได้เป็น

$$\tilde{x}' \tilde{w}_0 \tilde{x} \hat{\beta} = \tilde{x}' \tilde{w}_0 \tilde{y}$$

เมื่อ W เป็นเมทริกซ์ขนาด $n \times n$ และมีสมาชิกตามเส้นทแยงเป็น $w_{10}, w_{20}, \dots, w_{n0}$

$$W = \begin{bmatrix} w_{10} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{20} & & . \\ . & . & & . \\ . & . & & . \\ 0 & 0 & \dots & w_{n0} \end{bmatrix}$$

ในการประมาณที่แท้จริงจำเป็นต้องเลือกค่าเริ่มต้นของ β_j อย่างระมัดระวัง ซึ่งการใช้ $\hat{\beta}_j$ จากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดจะให้ผลดี ในที่นี้จึงใช้ $\hat{\beta}_j^{\sim OLS}$ มาคำนวณค่า w_j เมื่อได้ค่า w_j แล้วก็นำไปหาค่า $\hat{\beta}_j^{\sim}$ ใหม่โดยจะกระทำซ้ำๆ จนกระทั่งได้ค่า $\hat{\beta}_j^{\sim}$ ที่ค่อนข้างคงที่ ดังนั้นตัวประมาณ $\hat{\beta}_m^{\sim}$ จึงหาได้จากสมการ

$$\hat{\beta}_m^{\sim} = (\mathbf{X}'^{\sim} \mathbf{W}^{\sim} \mathbf{X}^{\sim})^{-1} \mathbf{X}'^{\sim} \mathbf{W}^{\sim} \mathbf{Y}^{\sim}$$

จากการศึกษาของ ปราณี รัตนัง (พ.ศ. 2530) ในเรื่องการประมาณสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุ เมื่อความผิดพลาดมีการแจกแจงแบบเบ้ เช่น ลอกลอว์มอด แกรมมาและไวบูลล์ ได้ว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุดและวิธีตัวประมาณเอ็มสามารถใช้ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุได้ใกล้เคียงกัน และจากการศึกษาของ กรรณิการ์ อุโฆษกุล (พ.ศ. 2535) ในเรื่องของการเปรียบเทียบวิธีการประมาณพารามิเตอร์ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมเมื่อความผิดพลาดมีการแจกแจงแบบหางยาว พบว่าตัวประมาณเอ็มที่ใช้ความแกร่งของแรนเชย์ และตัวประมาณสเกลความคลาดเคลื่อนแบบ MAD มีประสิทธิภาพการวิเคราะห์ดีกว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ดังนั้นจึงเป็นที่สงสัยว่าในการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบเบ้ ตัวประมาณเอ็มจะมีประสิทธิภาพดีกว่าหรือไม่ ซึ่งเกณฑ์ความแกร่งของแรนเชย์ มีฟังก์ชันของ ρ และ ψ_i คือ

$$\rho = a^{-2} [1 - \exp(-a |\epsilon_i|/s)] (1 + a |\epsilon_i|/s)$$

$$\psi_i = (\epsilon_i/s) \exp(-a |\epsilon_i|/s)$$

โดยฟังก์ชัน ψ_i จะมีลักษณะเป็นฟังก์ชันเอ็กซ์โปเนนเชียลที่ลาดลงเรื่อยๆ และจะลู่เข้าหาค่าศูนย์เมื่อ ϵ_i มีขนาดใหญ่ และจะใช้ $a = 0.3$ เป็นค่าคงที่ในการกำหนดขอบเขตของฟังก์ชัน โดยที่ขอบเขตคือ $|\epsilon_i|/s = 1/a$ เมื่อพิจารณา ψ_i พบว่า ถ้าค่าความคลาดเคลื่อนมีค่ามากหรือมีค่าล้นเกินที่ผิดปกติมากๆ ค่าเหล่านี้จะมีอิทธิพลลดลงเรื่อยๆ

2.2.3 วิธีการแปลงข้อมูลเป็นลำดับ (Rank Transformation Method)

เป็นวิธีการทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ ซึ่ง Conover, W.J. และ Iman, (1982) ได้ศึกษาและสร้างสถิติทดสอบนี้ขึ้น โดยอาศัยการแปลงข้อมูลให้เป็นอันดับมาประยุกต์กับปัญหาที่ซึ่งทำได้โดยการจัดอันดับของข้อมูลร่วมกัน แล้วใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมกับอันดับของข้อมูลเหล่านั้น รายละเอียดของการทดสอบเป็น ดังนี้

ขั้นตอนการทดสอบ

1. ให้ $R(Y_{ij})$ เป็นค่าที่จัดเรียงอันดับของค่าสังเกตหรือตัวแปรตาม Y (รวมทุกกลุ่มเท่ากับ n) จาก 1 ถึง n โดยการเรียงจากค่าน้อยที่สุดไปหาค่ามากที่สุด ถ้าค่าสังเกตซ้ำกันให้ใช้ค่าอันดับเฉลี่ย

2. ให้ $R(X_{ijk})$ เป็นค่าที่จัดเรียงอันดับของตัวแปรร่วม X (รวมทุกกลุ่ม = n) จาก 1 ถึง n ในลักษณะเช่นเดียวกับตัวแปรตาม Y

3. นำค่าอันดับของข้อมูล Y และ X ไปทำการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมแบบพาราเมตริก ซึ่งลักษณะของข้อมูลที่น่ามาใช้วิเคราะห์ได้ดังนี้

ตารางที่ 2.2 แสดงข้อมูลของการวิเคราะห์ โดยวิธี การแปลงข้อมูลเป็นลำดับ

วิธีปฏิบัติที่ 1	วิธีปฏิบัติที่ 2	วิธีปฏิบัติที่ p
$R(Y)$ $R(X_1)$... $R(X_q)$	$R(Y)$ $R(X_1)$... $R(X_q)$	$R(Y)$ $R(X_1)$... $R(X_q)$
$R(Y_{11})$ $R(X_{111})$... $R(X_{11q})$	$R(Y_{12})$ $R(X_{121})$... $R(X_{12q})$	$R(Y_{1p})$ $R(X_{1p1})$... $R(X_{1pq})$
$R(Y_{21})$ $R(X_{211})$... $R(X_{21q})$	$R(Y_{22})$ $R(X_{221})$... $R(X_{22q})$	$R(Y_{2p})$ $R(X_{2p1})$... $R(X_{2pq})$
$R(Y_{31})$ $R(X_{311})$... $R(X_{31q})$	$R(Y_{32})$ $R(X_{321})$... $R(X_{32q})$	$R(Y_{3p})$ $R(X_{3p1})$... $R(X_{3pq})$
.	.	.
.	.	.
.	.	.
$R(Y_{n1})$ $R(X_{n11})$... $R(X_{n1q})$	$R(Y_{n2})$ $R(X_{n21})$... $R(X_{n2q})$	$R(Y_{np})$ $R(X_{np1})$... $R(X_{npq})$

จากตารางที่ 2.2 สามารถนำข้อมูลดังกล่าวมาเขียนในรูปของเมทริกซ์ได้ดังนี้

$$\underset{\sim}{R}(Y) = \underset{\sim}{R}(X)\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{\varepsilon}$$

เมื่อ $\underset{\sim}{R}(Y)$ คือ เวกเตอร์ของอันดับค่าตัวแปรตาม

$\underset{\sim}{R}(X)$ คือ เมทริกซ์ของอันดับค่าตัวแปรอิสระ

การวิเคราะห์ตามวิธี Parametric ANCOVA โดยตัวประมาณ $\underset{\sim}{\hat{\beta}}_R$ สามารถหาได้จาก

$$\underset{\sim}{\hat{\beta}}_R = (\underset{\sim}{R}(X)' \underset{\sim}{R}(X))^{-1} \cdot (\underset{\sim}{R}(X)' \underset{\sim}{R}(Y))$$

2.3 ตัวอย่างการคำนวณหาค่าสถิติทดสอบทั้ง 3 วิธี

ในการวิเคราะห์ประสิทธิภาพของอุปกรณ์ที่ใช้ในการส่งน้ำอัดลมตามเส้นทางต่างๆ ทั้ง 3 ชนิด โดยวัดจากเวลาที่ใช้ในการขนส่ง (Y) ซึ่งมีความสัมพันธ์กับจำนวนถังที่บรรจุน้ำอัดลม (X_1) และ ระยะทางในการเดินทางของพนักงาน (X_2) ได้ข้อมูลเป็นดังนี้

ตารางที่ 2.3 แสดงข้อมูลของการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม แผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

อุปกรณ์ชนิดที่ 1			อุปกรณ์ชนิดที่ 2			อุปกรณ์ชนิดที่ 3		
Y	X_1	X_2	Y	X_1	X_2	Y	X_1	X_2
15	29	3	20	22	3	14	33	2
19	49	3	34	24	2	20	45	1
21	48	2	28	49	4	30	35	5
27	35	5	35	46	4	32	39	4
35	53	5	42	52	5	34	36	3
39	47	9	44	43	4	42	48	8
23	46	3	46	64	8	40	63	8
38	74	7	47	61	7	38	57	4
33	72	6	40	55	6	54	56	9
50	67	8	54	54	5	56	78	7

สมมติฐานของการทดสอบ

H_0 : อุปกรณ์ทั้ง 3 ชนิดมีประสิทธิภาพ ไม่แตกต่างกัน

H_1 : มีอุปกรณ์อย่างน้อย 2 ชนิดมีประสิทธิภาพแตกต่างกัน

2.3.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยขั้นตอนการคำนวณดังนี้

1. สร้างเมทริกซ์จากข้อมูลในตารางที่ 2.3 เมื่อ

Y คือ เวกเตอร์ของค่าสังเกตหรือตัวแปรตาม

$\sim$

X คือ เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระของตัวแบบเต็มรูป

$\sim_{full}$

X คือ เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระของตัวแบบลดรูป

$\sim_{redu}$

$$\begin{array}{l}
 \mathbf{X} \\
 \sim_{\text{full}}
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 1 & 1 & 0 & 29 & 3 \\
 1 & 1 & 0 & 49 & 3 \\
 1 & 1 & 0 & 48 & 2 \\
 1 & 1 & 0 & 35 & 5 \\
 1 & 1 & 0 & 53 & 5 \\
 1 & 1 & 0 & 47 & 9 \\
 1 & 1 & 0 & 46 & 3 \\
 1 & 1 & 0 & 74 & 7 \\
 1 & 1 & 0 & 72 & 6 \\
 1 & 1 & 0 & 67 & 8 \\
 1 & 0 & 1 & 22 & 3 \\
 1 & 0 & 1 & 24 & 2 \\
 1 & 0 & 1 & 49 & 4 \\
 1 & 0 & 1 & 46 & 4 \\
 1 & 0 & 1 & 52 & 5 \\
 1 & 0 & 1 & 43 & 4 \\
 1 & 0 & 1 & 64 & 8 \\
 1 & 0 & 1 & 61 & 7 \\
 1 & 0 & 1 & 55 & 6 \\
 1 & 0 & 1 & 54 & 5 \\
 1 & 0 & 0 & 33 & 2 \\
 1 & 0 & 0 & 45 & 1 \\
 1 & 0 & 0 & 35 & 5 \\
 1 & 0 & 0 & 39 & 4 \\
 1 & 0 & 0 & 36 & 3 \\
 1 & 0 & 0 & 48 & 8 \\
 1 & 0 & 0 & 63 & 8 \\
 1 & 0 & 0 & 57 & 4 \\
 1 & 0 & 0 & 56 & 9 \\
 1 & 0 & 0 & 78 & 7
 \end{bmatrix}
 \quad
 \begin{array}{l}
 \mathbf{X} \\
 \sim_{\text{redu}}
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 1 & 29 & 3 \\
 1 & 49 & 3 \\
 1 & 48 & 2 \\
 1 & 35 & 5 \\
 1 & 53 & 5 \\
 1 & 47 & 9 \\
 1 & 46 & 3 \\
 1 & 74 & 7 \\
 1 & 72 & 6 \\
 1 & 67 & 8 \\
 1 & 22 & 3 \\
 1 & 24 & 2 \\
 1 & 49 & 4 \\
 1 & 46 & 4 \\
 1 & 52 & 5 \\
 1 & 43 & 4 \\
 1 & 64 & 8 \\
 1 & 61 & 7 \\
 1 & 55 & 6 \\
 1 & 54 & 5 \\
 1 & 33 & 2 \\
 1 & 45 & 1 \\
 1 & 35 & 5 \\
 1 & 39 & 4 \\
 1 & 36 & 3 \\
 1 & 48 & 8 \\
 1 & 63 & 8 \\
 1 & 57 & 4 \\
 1 & 56 & 7 \\
 1 & 78 & 9
 \end{bmatrix}
 \quad
 \begin{array}{l}
 \mathbf{Y} \\
 \sim
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 15 \\
 19 \\
 21 \\
 27 \\
 35 \\
 39 \\
 23 \\
 38 \\
 33 \\
 50 \\
 20 \\
 34 \\
 28 \\
 35 \\
 42 \\
 44 \\
 46 \\
 47 \\
 40 \\
 54 \\
 14 \\
 20 \\
 30 \\
 32 \\
 34 \\
 42 \\
 40 \\
 38 \\
 54 \\
 56
 \end{bmatrix}$$

2. คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนภายใน (Within residuals)

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 30 & 10 & 10 & 1480 & 150 \\ 10 & 10 & 0 & 520 & 51 \\ 10 & 0 & 10 & 470 & 48 \\ 1480 & 520 & 470 & 78840 & 7998 \\ 150 & 51 & 48 & 7998 & 900 \end{bmatrix} \quad (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 1050 \\ 300 \\ 390 \\ 54822 \\ 5825 \end{bmatrix}$$

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}}^{-1} = \begin{bmatrix} 0.5212 & -0.0743 & -0.1172 & -0.0086 & -0.0002 \\ -0.0743 & 0.2027 & 0.0993 & -0.0009 & 0.0035 \\ -0.1172 & 0.0993 & 0.2008 & 0.0002 & 0.0010 \\ -0.0086 & -0.0009 & 0.0002 & 0.0003 & -0.0012 \\ -0.0002 & 0.0035 & 0.0010 & -0.0012 & 0.0113 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{\text{full}} = (\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}}^{-1} (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 7.9890 \\ -6.8298 \\ 4.4037 \\ 0.2766 \\ 2.8349 \end{bmatrix}$$

$$\text{Within residuals} = (\tilde{Y} - \tilde{X}_{\text{full}} \hat{\beta}_{\text{full}})' (\tilde{Y} - \tilde{X}_{\text{full}} \hat{\beta}_{\text{full}}) = 972.44$$

3. คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนทั้งหมด (Total residuals)

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 30 & 1480 & 150 \\ 1480 & 78840 & 7998 \\ 150 & 7998 & 900 \end{bmatrix} \quad (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 1050 \\ 54822 \\ 5825 \end{bmatrix}$$

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{redu}}^{-1} = \begin{bmatrix} 0.4511 & -0.0085 & 0.0007 \\ -0.0085 & 0.0003 & -0.0012 \\ 0.0007 & -0.0012 & 0.0113 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{\text{redu}} = (\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{redu}}^{-1} \cdot (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 9.6020 \\ 0.2120 \\ 2.9884 \end{bmatrix}$$

$$\text{Total residuals} = (\tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{redu}})'(\tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{redu}}) = 1597.18$$

4. คำนวณผลรวมกำลังสองความคลาดเคลื่อนของอิทธิพลที่ได้ปรับแล้ว (Adjusted treatment)

$$\begin{aligned} \text{Adjusted treatment} &= \text{Total residuals} - \text{Within residuals} \\ &= 1597.18 - 972.18 \\ &= 624.74 \end{aligned}$$

5. คำนวณค่าสถิติทดสอบ F

ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม

Source	SS	df	Ms	F
Adjusted treatment	624.744	2	312.37	8.03
Within residuals	972.436	25	38.90	
Total residuals	1597.181			

6. หาค่าวิกฤตจากตาราง F ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ 2 และ 25 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ $F_{0.05,2,25} = 3.39$ พบว่า F จากการคำนวณมีค่ามากกว่า $F_{0.05,2,25}$ ดังนั้นเราจะปฏิเสธสมมติฐานหลักนั่นคือสรุปได้ว่ามีอุปกรณ์อย่างน้อย 2 ชนิดที่มีประสิทธิภาพแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.1.2 วิธีตัวประมาณเอ็ม โดยมีขั้นตอนการคำนวณดังนี้

1. คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนภายใน (Within residuals)

1.1) คำนวณค่าความคลาดเคลื่อนของค่าสังเกตที่ i โดยใช้ $\hat{\beta}_{full}$ จากวิธีกำลังสอง

น้อยที่สุด

$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - (x_i' \hat{\beta}_{full})$$

1.2) คำนวณเมทริกซ์ W ในรอบแรก

$$W = \begin{bmatrix} W_{1,0} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_{2,0} & & \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & W_{30,0} \end{bmatrix}$$

$$\text{เมื่อ } S = \frac{\text{median}|\varepsilon_i - \text{median}(\varepsilon_i)|}{0.6745} = \frac{\text{median}|\varepsilon_i - (-1.06)|}{0.6745} = 5.57$$

$$\psi_i = (\varepsilon_i / 5.57) \exp(-0.3|\varepsilon_i| / 5.57)$$

$$\text{ดังนั้น } w_{i0} = \begin{cases} \frac{\psi_i | (y_i - (x_i' \hat{\beta}_{full})) / 5.57 |}{(y_i - (x_i' \hat{\beta}_{full})) / 5.57} & , y_i \neq x_i' \hat{\beta}_{full} \\ 1 & , y_i = x_i' \hat{\beta}_{full} \end{cases}$$

1.3) คำนวณตัวประมาณเอ็มรอบแรก

$$\hat{\beta}_{\sim full} = (\tilde{X}' \tilde{W} \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{W} \tilde{Y}$$

$$= \begin{bmatrix} 17.9 & 4.5 & 7.2 & 894.2 & 89.5 \\ 4.5 & 4.5 & 0 & 255.9 & 24.8 \\ 7.2 & 0 & 7.2 & 326.1 & 33.0 \\ 894.2 & 255.9 & 326.1 & 48805.9 & 4930.9 \\ 89.5 & 24.8 & 33.0 & 4930.9 & 536.2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 652.9 \\ 148.5 \\ 280.2 \\ 34687.8 \\ 3613.5 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 7.47 \\ -6.16 \\ 5.60 \\ 0.28 \\ 2.85 \end{bmatrix}$$

1.4) กระทำซ้ำจากขั้นตอนที่ 1.1 ถึง 1.3 จนได้ $\hat{\beta}_{\sim full}$ ที่ค่อนข้างคงที่ ดังนี้

$$\hat{\beta}_{\sim full} = \begin{bmatrix} 7.67 \\ -6.49 \\ 5.14 \\ 0.28 \\ 2.83 \end{bmatrix}$$

$$\text{Within residuals} = (\tilde{Y} - (\tilde{X} \hat{\beta}_{\sim full}))' (\tilde{Y} - (\tilde{X} \hat{\beta}_{\sim full})) = 976.68$$

2. คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนทั้งหมด (Total residuals)

2.1) คำนวณค่าความคลาดเคลื่อนของค่าสังเกตที่ i โดยใช้ $\hat{\beta}_{\sim full}$ จากวิธีกำลังสอง

น้อยที่สุด

$$\hat{\tilde{\epsilon}} = \tilde{Y} - (\tilde{X} \hat{\tilde{\beta}})_{\text{redu}}$$

2.4) คำนวณเมทริกซ์ W ในรอบแรก

$$W = \begin{bmatrix} W_{1,0} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_{2,0} & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & W_{30,0} \end{bmatrix}$$

$$\text{เมื่อ } S = \frac{\text{median}|\tilde{\epsilon}_i - \text{median}(\tilde{\epsilon}_i)|}{0.6745} = \frac{\text{median}|\tilde{\epsilon}_i - (-1.38)|}{0.6745} = 7.83$$

$$\psi_i = (\tilde{\epsilon}_i / 7.83) \exp(-0.3|\tilde{\epsilon}_i| / 7.83)$$

$$\text{ดังนั้น } W_{i0} = \begin{cases} \frac{|\psi_i (\tilde{Y}_i - (\tilde{X}'_i \hat{\tilde{\beta}})_{\text{full}}) / 7.83|}{(\tilde{Y}_i - (\tilde{X}'_i \hat{\tilde{\beta}})_{\text{full}}) / 7.83} & , \tilde{Y}_i \neq \tilde{X}'_i \hat{\tilde{\beta}} \\ 1 & , \tilde{Y}_i = \tilde{X}'_i \hat{\tilde{\beta}} \end{cases}$$

2.5) คำนวณตัวประมาณเต็มรอบแรก

$$\hat{\tilde{\beta}}_{\text{redu}} = (\tilde{X}' W \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' W \tilde{Y}$$

$$\hat{\beta}_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 16.7 & 818.0 & 81.0 \\ 818.0 & 343896.5 & 4300.2 \\ 81.0 & 4300.2 & 465.5 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 586.9 \\ 30534.1 \\ 3119.2 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 12.45 \\ 0.18 \\ 2.91 \end{bmatrix}$$

2.4) กระทำซ้ำจากขั้นตอนที่ 2.1 ถึง 2.3 จนได้ $\hat{\beta}_{\text{redu}}$ ที่ค่อนข้างคงที่ ดังนี้

$$\hat{\beta}_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 11.12 \\ 0.19 \\ 2.94 \end{bmatrix}$$

$$\text{Total residuals} = (Y - (X\hat{\beta})_{\text{redu}})'(Y - (X\hat{\beta})_{\text{redu}}) = 1605.47$$

3. คำนวณผลรวมกำลังสองความคลาดเคลื่อนของอิทธิพลที่ได้ปรับแล้ว (Adjusted treatment)

$$\begin{aligned} \text{Adjusted treatment} &= \text{Total residuals} - \text{Within residuals} \\ &= 1605.47 - 976.68 \\ &= 628.79 \end{aligned}$$

4. คำนวณค่าสถิติทดสอบ F

ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม

Source	SS	df	Ms	F
Adjusted treatment	628.79	2	314.39	8.05
Within residuals	976.68	25	39.07	
Total residuals	1605.47			

5. หาค่าวิกฤตจากตาราง F ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ 2 และ 25 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ $F_{0.05,2,25} = 3.39$ พบว่า F จากการคำนวณมีค่ามากกว่า $F_{0.05,2,25}$ ดังนั้นเราจะปฏิเสธสมมติฐานหลักนั่นคือ สรุปได้ว่ามีอุปกรณ์อย่างน้อย 2 ชนิดที่มีประสิทธิภาพแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.3.3 วิธีการแปลงข้อมูลเป็นลำดับ โดยมีขั้นตอนการคำนวณดังนี้

1. จัดอันดับค่าสังเกตให้แก่ตัวแปรตาม (Y) ร่วมกันทุกตัวจาก 1 ถึง n (ในที่นี้ $n = 30$) โดยการเรียงจากค่าน้อยที่สุด ไปหาค่ามากที่สุด ถ้าค่าสังเกตซ้ำกัน ให้ใช้ค่าอันดับเฉลี่ย

2. จัดอันดับค่าสังเกตให้แก่ตัวแปรร่วม (X) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม (Y)

3. นำค่าอันดับของ Y และ X ไปคำนวณตามวิธี Parametric ANCOVA ดังนี้

3.1) สร้างเมทริกซ์จากอันดับของข้อมูล เมื่อ

Y คือ เวกเตอร์ของค่าอันดับของค่าสังเกตหรือตัวแปรตาม

$\sim$

X คือ เมทริกซ์ของค่าอันดับของตัวแปรอิสระของตัวแบบเต็มรูป

$\sim_{full}$

X คือ เมทริกซ์ของค่าอันดับของตัวแปรอิสระของตัวแบบลดรูป

$\sim_{redu}$

$$\begin{array}{l}
 \mathbf{X} \\
 \sim_{\text{full}}
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 1 & 1 & 0 & 3 & 7 \\
 1 & 1 & 0 & 16.5 & 7 \\
 1 & 1 & 0 & 14.5 & 3 \\
 1 & 1 & 0 & 5.5 & 17 \\
 1 & 1 & 0 & 19 & 17 \\
 1 & 1 & 0 & 13 & 29.5 \\
 1 & 1 & 0 & 11.5 & 7 \\
 1 & 1 & 0 & 29 & 23 \\
 1 & 1 & 0 & 28 & 20.5 \\
 1 & 1 & 0 & 27 & 26.5 \\
 1 & 0 & 1 & 1 & 7 \\
 1 & 0 & 1 & 2 & 3 \\
 1 & 0 & 1 & 16.5 & 12 \\
 1 & 0 & 1 & 11.5 & 12 \\
 1 & 0 & 1 & 18 & 17 \\
 1 & 0 & 1 & 9 & 12 \\
 1 & 0 & 1 & 26 & 26.5 \\
 1 & 0 & 1 & 24 & 23 \\
 1 & 0 & 1 & 21 & 20.5 \\
 1 & 0 & 1 & 20 & 17 \\
 1 & 0 & 0 & 4 & 3 \\
 1 & 0 & 0 & 10 & 1 \\
 1 & 0 & 0 & 5.5 & 17 \\
 1 & 0 & 0 & 8 & 12 \\
 1 & 0 & 0 & 7 & 7 \\
 1 & 0 & 0 & 14.5 & 26.5 \\
 1 & 0 & 0 & 25 & 26.5 \\
 1 & 0 & 0 & 23 & 12 \\
 1 & 0 & 0 & 22 & 29.5 \\
 1 & 0 & 0 & 30 & 23
 \end{bmatrix}
 \begin{array}{l}
 \mathbf{X} \\
 \sim_{\text{redu}}
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 1 & 3 & 7 \\
 1 & 16.5 & 7 \\
 1 & 14.5 & 3 \\
 1 & 5.5 & 17 \\
 1 & 19 & 17 \\
 1 & 13 & 29.5 \\
 1 & 11.5 & 7 \\
 1 & 29 & 23 \\
 1 & 28 & 20.5 \\
 1 & 27 & 26.5 \\
 1 & 1 & 7 \\
 1 & 2 & 3 \\
 1 & 16.5 & 12 \\
 1 & 11.5 & 12 \\
 1 & 18 & 17 \\
 1 & 9 & 12 \\
 1 & 26 & 26.5 \\
 1 & 24 & 23 \\
 1 & 21 & 20.5 \\
 1 & 20 & 17 \\
 1 & 4 & 3 \\
 1 & 10 & 1 \\
 1 & 5.5 & 17 \\
 1 & 8 & 12 \\
 1 & 7 & 7 \\
 1 & 14.5 & 26.5 \\
 1 & 25 & 26.5 \\
 1 & 23 & 12 \\
 1 & 22 & 29.5 \\
 1 & 30 & 23
 \end{bmatrix}
 \begin{array}{l}
 \mathbf{Y} \\
 \sim
 \end{array}
 =
 \begin{bmatrix}
 2 \\
 3 \\
 6 \\
 8 \\
 15.5 \\
 19 \\
 7 \\
 17.5 \\
 12 \\
 27 \\
 4.5 \\
 13.5 \\
 9 \\
 15.5 \\
 22.5 \\
 24 \\
 25 \\
 26 \\
 20.5 \\
 28.5 \\
 1 \\
 4.5 \\
 10 \\
 11 \\
 13.5 \\
 22.5 \\
 20.5 \\
 17.5 \\
 28.5 \\
 30
 \end{bmatrix}$$

3.2) คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนภายใน (Within residuals)

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 30 & 10 & 10 & 465 & 465 \\ 10 & 10 & 0 & 167 & 157.5 \\ 10 & 0 & 10 & 149 & 150 \\ 465 & 167 & 149 & 9453 & 8713.8 \\ 465 & 157.5 & 150 & 8713.8 & 9415 \end{bmatrix} \quad (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 465 \\ 117 \\ 189 \\ 8689 \\ 8912 \end{bmatrix}$$

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}}^{-1} = \begin{bmatrix} 0.2270 & -0.0938 & -0.1036 & -0.0035 & -0.0048 \\ -0.0938 & 0.2027 & 0.1008 & -0.0015 & 0.0010 \\ -0.1036 & 0.1008 & 0.2005 & -0.0004 & 0.0006 \\ -0.0035 & -0.0015 & -0.0004 & 0.0008 & -0.0006 \\ -0.0048 & 0.0010 & 0.0006 & -0.0006 & 0.0008 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{\text{full}} = (\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{full}}^{-1} \cdot (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{full}} = \begin{bmatrix} 2.2464 \\ -4.7570 \\ 3.4306 \\ 0.3094 \\ 0.5716 \end{bmatrix}$$

$$\text{Within residuals} = (\tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{full}})'(\tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{full}}) = 509.35$$

3.3) คำนวณผลรวมกำลังสองของความคลาดเคลื่อนทั้งหมด (Total residuals)

$$(\tilde{X}'\tilde{X})_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 30 & 465 & 465 \\ 465 & 9453 & 8713.8 \\ 465 & 8713.8 & 9415 \end{bmatrix} \quad (\tilde{X}'\tilde{Y})_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 465 \\ 8689.5 \\ 8912 \end{bmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \tilde{X}'\tilde{X} \end{pmatrix}_{\text{redu}}^{-1} = \begin{bmatrix} 0.1621 & -0.0040 & -0.0043 \\ -0.0040 & 0.0008 & -0.0006 \\ -0.0043 & -0.0006 & 0.0008 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{\text{redu}} = \begin{pmatrix} \tilde{X}'\tilde{X} \end{pmatrix}_{\text{redu}}^{-1} \cdot \begin{pmatrix} \tilde{X}'\tilde{Y} \end{pmatrix}_{\text{redu}} = \begin{bmatrix} 2.2421 \\ 0.2619 \\ 0.5934 \end{bmatrix}$$

$$\text{Total residuals} = \begin{pmatrix} \tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{redu}} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \tilde{Y} - (\tilde{X}\hat{\beta})_{\text{redu}} \end{pmatrix} = 844.34$$

3.4) คำนวณผลรวมกำลังสองความคลาดเคลื่อนของอิทธิพลที่ได้ปรับแล้ว

(Adjusted treatment)

$$\begin{aligned} \text{Adjusted treatment} &= \text{Total residuals} - \text{Within residuals} \\ &= 844.34 - 509.35 \\ &= 167.49 \end{aligned}$$

3.5) คำนวณค่าสถิติทดสอบ F

ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม

Source	SS	df	Ms	F
Adjusted treatment	344.99	2	167.49	8.22
Within residuals	509.35	25	20.37	
Total residuals	844.34			

3.6) หาค่าวิกฤตจากตาราง F ที่องศาความเป็นอิสระเท่ากับ 2 และ 25 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะได้ $F_{0.05,2,25} = 3.39$ พบว่า F จากการคำนวณมีค่ามากกว่า $F_{0.05,2,25}$ ดังนั้นเราจะปฏิเสธสมมติฐานหลักนั่นคือ สรุปได้ว่ามีอุปกรณ์อย่างน้อย 2 ชนิดที่มีประสิทธิภาพแตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.4 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

1. กรรณิการ์ อุโฆษกุล (2535) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของวิธีการประมาณพารามิเตอร์ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบหางยาวกว่าปกติระหว่างวิธีกำลังสองน้อยที่สุดกับตัวประมาณเอ็มที่ใช้เกณฑ์ความแกร่งของแรมเซย์ และตัวประมาณสเกลความคลาดเคลื่อนแบบ MAD (median absolute deviation) โดยศึกษาเปรียบเทียบจากค่าอำนาจการทดสอบเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน (scale-contaminated normal distribution) ทุกค่าของจำนวนวิธีปฏิบัติและจำนวนตัวแปรร่วมที่ศึกษาวิธีตัวประมาณเอ็มให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละวิธีปฏิบัติมีค่าน้อยทุกค่าของสเกลแฟกเตอร์และเปอร์เซ็นต์การปลอมปน และขนาดตัวอย่างในแต่ละวิธีปฏิบัติมีค่ามากโดยที่สเกลแฟกเตอร์และเปอร์เซ็นต์การปลอมปนมีค่าสูง ค่าอำนาจการทดสอบจะแปรผันกับสเกลแฟกเตอร์และเปอร์เซ็นต์การปลอมปน เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบโลจิสติก (logistic distribution) ทุกค่าของจำนวนวิธีปฏิบัติและจำนวนตัวแปรร่วมที่ศึกษาวิธีตัวประมาณเอ็มจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละวิธีปฏิบัติมีค่าน้อย

2. จูติฉา กระตุกษ์ (2534) ได้ศึกษาเพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วม 2 วิธี ได้แก่ วิธีการทดสอบแบบควอดเรงค์ (Quade's Rank) และวิธีทดสอบแบบการแปลงข้อมูลเป็นลำดับ (Rank Transformation) กรณีที่การแจกแจงของความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบโลจิสติก (logistic distribution) การแจกแจงแบบดับเบิลเอ็กซ์โปเนนเชียล (double exponential distribution) และการแจกแจงแบบปกติปลอมปน (scale-contaminated normal distribution) พบว่าวิธีทดสอบทั้ง 2 วิธีดังกล่าว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีใกล้เคียงกันในทุกการแจกแจงที่ศึกษา และพบว่าตัวสถิติทดสอบแบบการแปลงข้อมูลเป็นลำดับ จะให้อำนาจการทดสอบสูงสุดในทุกการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน ในทุกขนาดตัวอย่าง (n) ในทุกขนาดของค่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรร่วม (ρ_{xy}) และในทุกขนาดของค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวน (C.V.) ที่ศึกษา

3. ปราณี รัตนัง (2530) ได้ศึกษาเปรียบเทียบวิธีการประมาณสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุ เมื่อความผิดพลาดมีการแจกแจงหางยาวกว่าปกติและแบบเบ้ ระหว่างวิธีกำลังสองน้อยที่สุดและวิธีตัวประมาณเอ็มที่ใช้เกณฑ์ความแกร่งของแรมเซย์ พบว่ากรณีที่ค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบหางยาวกว่าการแจกแจงแบบปกติ การแจกแจงของค่าผิดพลาดที่มีค่าผิดปกติจะเกิดขึ้นในรูปแบบต่างๆ ซึ่ง

กำหนดโดยสเกลแฟคเตอร์และเปอร์เซ็นต์การปลอมปนสำหรับการแจกแจงแบบปกติปลอมปน และระดับความเป็นอิสระสำหรับการแจกแจงแบบที จะได้ว่าสเกลแฟคเตอร์ เปอร์เซ็นต์การปลอมปนและระดับความเป็นอิสระ จะมีอิทธิพลจากมากไปหาน้อยที่ทำให้วิธีตัวประมาณเฝ้าดีกว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุด สำหรับกรณีที่ค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบเบ้ ได้แก่การแจกแจงที่มีรูปแบบต่างๆ เช่น ลอกนอร์มอล แกมมาและไวส์บูลล์ จะได้ว่าวิธีกำลังสองน้อยที่สุดและวิธีตัวประมาณเฝ้าสามารถใช้ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุได้ใกล้เคียงกัน เมื่อใช้เทคนิคการแปลงที่อยู่ในรูปยกกำลังของ Box และ Cox ในการแปลงข้อมูลให้เข้าสู่ภาวะปกติ