

บทที่ ๔

Power ของการทดสอบสมมติฐาน H_0

ให้ H_1 เป็นสมมติฐาน

$$H_1 : \begin{cases} \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij}) \geq \frac{1}{2} \text{ ทุก ๆ ค่าของ } i, i=2, 3, \dots, k ; \\ \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij}) > \frac{1}{2} \text{ สำหรับค่าใดค่าหนึ่งของ } i \end{cases}$$

สมมติฐานนี้เป็นสมมติฐานที่แย้งกับสมมติฐาน H_0 ของเรา เพื่อพิจารณาว่า power ของการทดสอบ H_0 เทียบกับ H_1 เราต้องพิจารณาว่า $\text{Prob}(W > W_\alpha | H_1)$ มีค่ามากน้อยเพียงใด

๔.๑ ทฤษฎีบท

ให้ W เป็นตัวแปรสุ่มตั้งนิยามไว้ใน (๒.๑.๑), (๒.๑.๒), (๒.๑.๓) และ (๒.๑.๔) และให้ W_α^* เป็นจำนวนตั้งนิยามไว้ใน (๓.๒.๖) ถ้า H_1 จริงแล้ว เราจะได้ว่า

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob}(W \geq W_\alpha^*) = 1$$

พิสูจน์

ให้

$$(๔.๑.๑) \quad \pi_i = \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij})$$

$$(๔.๑.๒) \quad \pi_{ii'} = \text{Prob} \left\{ (X_{1j} > X_{ij}) \text{ และ } (X_{1j'} > X_{i'j'}) \right\}$$



เนื่องจาก

$$W_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{ถ้า } X_{1j} < X_{ij} \\ 1 & \text{ถ้า } X_{1j} > X_{ij} \end{cases}$$

ดังนั้น

$$(๔.๑.๓) \quad W_{ij} W_{i'j'} = \begin{cases} 1 & \text{ถ้า } X_{1j} > X_{ij} \text{ และ } X_{1j'} > X_{i'j'} \\ 0 & \text{ในกรณีอื่น ๆ} \end{cases}$$

$$i, i' = 2, \dots, k; j, j' = 1, \dots, n$$

$$(๔.๑.๔) \quad E(W_{ij}) = 0 \cdot \text{Prob}(X_{1j} < X_{ij}) + 1 \cdot \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij}) \\ = \pi_i$$

$$(๔.๑.๕) \quad E(W) = E\left(\sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^n W_{ij}\right) \\ = \sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^n E(W_{ij}) \\ = \sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^n \pi_i \\ = n \sum_{i=2}^k \pi_i$$

จาก (๔.๑.๓) เราจะได้

$$\begin{aligned}
 (๔.๑.๖) \ E(W_{ij} W_{ij'}) &= 0 \cdot \text{Prob}(W_{ij} W_{ij'} = 0) + 1 \cdot \text{Prob}(W_{ij} W_{ij'} = 1) \\
 &= \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij} \text{ และ } X_{1j'} > X_{ij'})
 \end{aligned}$$

เมื่อ $j \neq j'$ เราได้

$$E(W_{ij} W_{ij'}) = \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij}) \cdot \text{Prob}(X_{1j'} > X_{ij'})$$

เมื่อ $i \neq i', j = j'$ เราได้

$$E(W_{ij} W_{ij'}) = \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij} \text{ และ } X_{1j} > X_{ij'})$$

เมื่อ $i = i', j = j'$ เราได้

$$E(W_{ij} W_{ij'}) = \text{Prob}(X_{1j} > X_{ij})$$

ดังนั้นจาก (๔.๑.๑) และ (๔.๑.๖) เราจะได้

$$(๔.๑.๗) \ E(W_{ij} W_{ij'}) = \begin{cases} \pi_i \cdot \pi_{i'} & \text{เมื่อ } j \neq j' \\ \pi_{ii'} & \text{เมื่อ } i \neq i' \text{ และ } j = j' \\ \pi_i & \text{เมื่อ } i = i' \text{ และ } j = j' \end{cases}$$

$$\begin{aligned}
 (4.9.2) \quad E(W^2) &= E\left(\sum_{i=2}^k \sum_{j=1}^n W_{ij}\right)^2 \\
 &= E\left(\sum_{i=2}^k \sum_{i'=2}^k \sum_{j=1}^n \sum_{j'=1}^n W_{ij} W_{i'j'}\right) \\
 &= \sum_{i=2}^k \sum_{i'=2}^k \sum_{j=1}^n \sum_{j'=1}^n E(W_{ij} W_{i'j'}) \\
 &= n(n-1) \left(\sum_{i=2}^k \sum_{i'=2}^k \pi_i \pi_{i'} \right) + n \left(\sum_{i \neq i'} \sum \pi_{ii'} \right) + n \sum_{i=2}^k \pi_i \\
 &= n(n-1) \left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 + n \sum_{i \neq i'} \sum \pi_{ii'} + n \sum_{i=2}^k \pi_i
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (4.9.3) \quad \text{Var}(W) &= E(W^2) - \left\{ E(W) \right\}^2 \\
 &= n(n-1) \left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 + n \sum_{i \neq i'} \sum \pi_{ii'} + n \sum_{i=2}^k \pi_i - n^2 \left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 \\
 &= n \left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 + \sum_{i \neq i'} \sum \pi_{ii'} + \sum_{i=2}^k \pi_i
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (๔.๑.๑๐) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob} (W > W_{\alpha}^*) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob} \left(\frac{W - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} > \frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \right) \\
 &= 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob} \left(\frac{W - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \leq \frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \right)
 \end{aligned}$$

จาก (๓.๒.๖), (๔.๑.๕), และ (๔.๑.๘) เราได้

$$(๔.๑.๑๑) \quad \frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} = \frac{Z_{\alpha} \sqrt{\frac{n(k-1)(k+1)}{12} + \frac{n(k-1)}{2}} - n \sum_{i=2}^k \pi_i}{\sqrt{n \left[-\left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 + \sum_{i \neq i'} \pi_{ii'} + \sum_{i=2}^k \pi_i \right]}}$$

ให้

$$(๔.๑.๑๒) \quad M = Z_{\alpha} \sqrt{\frac{(k-1)(k+1)}{12}}$$

$$(๔.๑.๑๓) \quad N = \sqrt{-\left(\sum_{i=2}^k \pi_i \right)^2 + \sum_{i \neq i'} \pi_{ii'} + \sum_{i=2}^k \pi_i}$$

เราจะได้

$$(๔.๑.๑๔) \quad \frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} = \frac{\sqrt{n} M + \frac{n(k-1)}{2} - n \sum_{i=2}^k \pi_i}{\sqrt{n} N}$$

$$= \frac{M + \sqrt{n} \sum_{i=2}^k \left(\frac{1}{2} - \pi_i\right)}{N}$$

จาก H_1 เราได้

$$(๔.๑.๑๕) \quad \sum_{i=2}^k \left(\frac{1}{2} - \pi_i\right) < 0$$

ดังนั้น

$$(๔.๑.๑๖) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \right] = -\infty$$

$$(๔.๑.๑๗) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \Phi \left[\frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \right] = 0$$

แทนค่าใน (๔.๑.๑๐) จะได้

$$(๔.๑.๑๘) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob} \left[\frac{W - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} > \frac{W_{\alpha}^* - E(W)}{\sqrt{\text{Var}(W)}} \right] = 1$$

นั่นคือ

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Prob} (W > W_{\alpha}^*) = 1$$

