



실험계획과 분석

심송용(한림대학교 데이터과학스쿨)

<http://jupiter.hallym.ac.kr>

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

모수추정

$$y_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij} \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad \text{또는}$$

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \epsilon_{ij} \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

에서 모수는 σ^2 , μ_i , μ , τ_i 이며 ϵ_{ij} 는 정규분포를 따르는 확률변수.

추정량

- $\hat{\sigma}^2 = \text{MSE} = \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2}{N - a}$
- $\hat{\mu}_i = \bar{y}_{i.}$
- $\hat{\mu} = \bar{y}_{..}$
- $\hat{\tau}_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}$

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

MSE가 σ^2 의 추정량

독립 이표본 t -검정에서 공통분산 σ^2 의 추정량은

$$\hat{\sigma}^2 = S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{\sum_{j=1}^{n_1} (y_{1j} - \bar{y}_{1.})^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (y_{2j} - \bar{y}_{2.})^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

인데 비교할 그룹의 수가 $a=2$ 인 경우로 보고 다시 써보면 $S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2}{N - 2}$
가 되며 MSE의 공식에서 $a=2$ 인 경우임.

S_i^2 를 i 번째 처리군의 표본분산이라 하면(각각의 S_i^2 은 σ^2 의 추정량)

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2}{n_i - 1} \quad \text{이며 } (n_i - 1)S_i^2 = \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2 \text{인 관계에서}$$

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

$$\begin{aligned} \text{MSE} &= \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2}{N - a} = \frac{\sum_{j=1}^{n_1} (y_{1j} - \bar{y}_{1.})^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (y_{2j} - \bar{y}_{2.})^2 + \cdots + \sum_{j=1}^{n_a} (y_{aj} - \bar{y}_{a.})^2}{n_1 + n_2 + \cdots + n_a - a} \\ &= \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2 + \cdots + (n_a - 1)S_a^2}{n_1 + n_2 + \cdots + n_a - a} \end{aligned}$$

로 S_i^2 들의 가중평균임을 알 수 있다.

각각의 S_i^2 은 σ^2 의 추정량이므로 이들의 자료수에 비례하는 가중평균은 σ^2 의 합리적인 추정량임을 짐작할 수 있다.

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

μ_i 에 대한 추론

$y_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ 이므로 이들의 평균은 $\bar{y}_{i.} \sim N(\mu_i, \frac{\sigma^2}{n_i})$ 임을 알 수 있다. 표준화하면

$\frac{\bar{y}_{i.} - \mu_i}{\sigma / \sqrt{n_i}} \sim N(0,1)$ 이며 σ 에 대한 추정량으로 \sqrt{MSE} 를 사용하면

$$\frac{\bar{y}_{i.} - \mu_i}{\sqrt{MSE} / \sqrt{n_i}} \sim t_{N-a}$$

참고: t -분포의 정의는 독립인 두 확률변수 $Z \sim N(0,1)$, $\chi_\nu^2 \sim$ 자유도가 ν 인 카이제곱분포

를 따르는 확률변수일 때 $t_\nu = \frac{Z}{\sqrt{\chi_\nu^2 / \nu}}$ 이다. 즉, t -분포의 자유도는 나누어주는 카이제곱

분포의 자유도를 그대로 가져온다. 위의 식에서 카이제곱분포는 MSE 안에 숨어 있으며 이 자유도가 $(N-a)$ 이다.

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

μ_i 의 신뢰구간

$$\frac{\bar{y}_{i.} - \mu_i}{\sqrt{MSE} / \sqrt{n_i}} \sim t_{N-a} \text{ 이므로}$$

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= \Pr[-t_{N-a;\alpha/2} < \frac{\bar{y}_{i.} - \mu_i}{\sqrt{MSE} / \sqrt{n_i}} < t_{N-a;\alpha/2}] \\ &= \Pr[-t_{N-a;\alpha/2} \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{n_i}} < \bar{y}_{i.} - \mu_i < t_{N-a;\alpha/2} \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{n_i}}] \\ &= \Pr[\bar{y}_{i.} - t_{N-a;\alpha/2} \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{n_i}} < \mu_i < \bar{y}_{i.} + t_{N-a;\alpha/2} \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{n_i}}] \end{aligned}$$

이므로 μ_i 의 $100(1-\alpha)\%$ 신뢰구간은

$$\mu_i = \bar{y}_{i.} \pm t_{N-a;\alpha/2} \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{n_i}}$$

이다.

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

$H_0 : \mu_i = \mu_{i0}$ 에 대한 가설검정

귀무가설이 참이면 $t_0 = \frac{\bar{y}_{i.} - \mu_{i0}}{\sqrt{MSE} / \sqrt{n_i}} \sim t_{N-a}$ 이므로

대립가설이

- $H_1 : \mu_i > \mu_{i0}$ 일 때 $t_0 > t_{N-a;\alpha}$ 일 때 H_0 기각
- $H_1 : \mu_i < \mu_{i0}$ 일 때 $t_0 < -t_{N-a;\alpha}$ 일 때 H_0 기각
- $H_1 : \mu_i \neq \mu_{i0}$ 일 때 $|t_0| > t_{N-a;\alpha/2}$ 일 때 H_0 기각

\Leftrightarrow 유의확률 P 가 유의수준 α 보다 작을 때 H_0 기각

대립가설이

- $H_1 : \mu_i > \mu_{i0}$ 일 때 $P = \Pr[t_{N-a} > t_0]$
- $H_1 : \mu_i < \mu_{i0}$ 일 때 $P = \Pr[t_{N-a} < t_0]$
- $H_1 : \mu_i \neq \mu_{i0}$ 일 때 $P = 2\Pr[t_{N-a} > |t_0|]$

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

$\mu_i - \mu_j = \tau_i - \tau_j$ 에 대한 추론

모평균 차 $\mu_i - \mu_j$ 에 대한 $100(1-\alpha)\%$ 신뢰구간

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= \Pr \left[-t_{N-a;\alpha/2} < \frac{\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{j.} - (\mu_i - \mu_j)}{\sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}} < t_{N-a;\alpha/2} \right] \\ &= \Pr \left[-t_{N-a;\alpha/2} \sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}} < \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{j.} - (\mu_i - \mu_j) < t_{N-a;\alpha/2} \sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}} \right] \\ &= \\ &\Pr \left[(\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{j.}) - t_{N-a;\alpha/2} \sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}} < \mu_i - \mu_j < (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{j.}) + t_{N-a;\alpha/2} \sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}} \right] \end{aligned}$$

에서

$$\mu_i - \mu_j = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{j.}) \pm t_{N-a;\alpha/2} \sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}$$

a개 그룹 비교-일원배치 ANOVA

귀무가설 $H_0: \mu_i - \mu_j = \delta$ 에 대한 가설검정

$$\text{귀무가설이 참이면 } t_0 = \frac{\bar{y}_{i\cdot} - \bar{y}_{j\cdot} - \delta}{\sqrt{MSE} \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}} \sim t_{N-a} \text{이므로}$$

대립가설이

- $H_1: \mu_i - \mu_j > \delta$ 일 때 $t_0 > t_{N-a;\alpha}$ 일 때 H_0 기각
- $H_1: \mu_i - \mu_j < \delta$ 일 때 $t_0 < -t_{N-a;\alpha}$ 일 때 H_0 기각
- $H_1: \mu_i - \mu_j \neq \delta$ 일 때 $|t_0| > t_{N-a;\alpha/2}$ 일 때 H_0 기각

\Leftrightarrow 유의확률 P 가 유의수준 α 보다 작을 때 H_0 기각

대립가설이

- $H_1: \mu_i - \mu_j > \delta$ 일 때 $P = \Pr[t_{N-a} > t_0]$
- $H_1: \mu_i - \mu_j < \delta$ 일 때 $P = \Pr[t_{N-a} < t_0]$
- $H_1: \mu_i - \mu_j \neq \delta$ 일 때 $P = 2\Pr[t_{N-a} > |t_0|]$