

제3장 일원배치법

3.1 일원배치법이란?

한 인자에서 처리의 수가 2개인 경우 → 독립표본을 이용한 두 모평균의 비교

한 인자에서 처리의 수가 3개 이상인 경우 → 일원배치법

일원배치법은 특성값에 영향을 미치는 다양한 요인 중에서 특히 알고 싶은 특정 요인의 영향을 조사하고자 할 경우 흔히 활용됨

일원배치법의 가정

- 처리를 받는 대상 또는 실험환경인 실험단위(experiment unit)가 모두 동질적

일원배치법에서는 처리를 실험단위에 배치하는 순서 또는 실험실시의 순서를 랜덤하게 결정하므로 일원배치법을 완전확률화계획이라고도 한다.

요인수준(처리수준)에는 두 가지 방법이 있다.

- 고정요인(모수인자, 고정인자): 실험자가 스스로 특정한 실험수준을 선택한 경우

· 고정요인의 각 수준은 기술적인 의미를 갖는다

· 고정요인의 경우 특정 수준에서의 효과와 최적수준을 구하는데 관심이 있다.

- 랜덤요인(변량인자, 랜덤인자): 특정 범위 내에서 임의로 선택된 경우

· 특정한 수준에서의 반응치(특성치)가 기술적인 의미를 갖지 못한다.

· 랜덤요인의 경우 수준 간의 산포의 크기인 분산성분에 관심이 있다.

〈표 3-1〉 일원배치법의 구조모형

		실험의 반복	합계	평균
인자의 수준	A_1	$x_{11} \ x_{12} \ \cdots \ x_{1r}$	$T_{1.}$	$\bar{x}_{1.}$
	A_2	$x_{21} \ x_{22} \ \cdots \ x_{2r}$	$T_{2.}$	$\bar{x}_{2.}$
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
	A_a	$x_{a1} \ x_{a2} \ \cdots \ x_{ar}$	$T_{a.}$	$\bar{x}_{a.}$
			T	$\bar{\bar{x}}$

일원배치 데이터의 구조모형

$$x_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ij}$$

- 모수모형의 경우 $\sum \alpha_i = 0$ 이라고 가정함

오차 ϵ_{ij} 에 대한 가정

- 정규성: 오차의 분포는 정규분포를 따른다.
- 독립성: 오차들은 서로 독립이다.
- 불편성: 오차의 기대값은 0으로 치우침이 없다.
- 등분산성: 오차의 분산은 인자의 수준과 실험의 반복에 관계없이 일정하다.

3.2 분산분석

귀무가설

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$$

- 수준 효과 간 차이가 없다

대립가설

$H_1: \alpha_i$ 모두 0인 것은 아니다.

- 어떤 수준 효과 간 차이가 있다

변동 및 자유도의 분해

$$\begin{aligned}
 x_{ij} - \bar{x} &= (\bar{x}_{i.} - \bar{x}) + (x_{ij} - \bar{x}_{i.}) \\
 \text{총 변동} & \quad \alpha_i \text{에 기인하는 변동} & \quad \text{잔차변동} \\
 \sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x})^2 &= \sum_i r(\bar{x}_{i.} - \bar{x})^2 + \sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x}_{i.})^2 \\
 SS_T &= SS_A + SS_E \\
 \text{자유도 : } ar - 1 &= a - 1 + a(r - 1)
 \end{aligned}$$

변동의 간단한 표현

$$\begin{aligned}
 SS_T &= \sum_i \sum_j x_{ij}^2 - CT, \quad CT = \frac{T^2}{ar} \\
 SS_A &= \sum_i \frac{T_{i.}^2}{r} - CT \\
 SS_E &= SS_T - SS_A
 \end{aligned}$$

분산분석표

요인	제곱합	자유도	평균제곱	F_0	$F(\alpha)$
A	SS_A	$a - 1$	MS_A	$\frac{MS_A}{MS_E}$	$F(a - 1, a(r - 1); \alpha)$
E	SS_E	$a(r - 1)$	MS_E		
T	SS_T	$ar - 1$			

가설의 검정

- 검정통계량 ' $F_0 > F(a-1, a(r-1); \alpha)$ ' 이면 유의수준 α 에서 귀무가설 기각
- 유의확률을 구하여 '유의확률 p값 < 유의수준 α ' 이면 대립가설 채택

3.3 분산분석 후의 추정

각 수준에서 모평균 μ_i 의 추정

일원배치법의 경우 각 수준에서 μ_i 신뢰구간 : $\bar{x}_{i.} \pm t(\phi_E; \frac{\alpha}{2}) \sqrt{\frac{MS_E}{r}}$

최소유의차 검정

- 일원배치에서 두 수준 A_i 와 A_j 에서 모평균의 차이인 $\mu_i - \mu_j$ 의 $100(1 - \alpha)\%$ 신뢰구간 :

$$(\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{j.}) \pm t(\phi_E; \frac{\alpha}{2}) \sqrt{MS_E \frac{2}{r}}$$

$t(\phi_E; \frac{\alpha}{2}) \sqrt{MS_E \frac{2}{r}}$ 를 **최소유의차(least significant difference, LSD)**라고 부름

3.4 반복수가 같지 않은 실험

모형

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \\ i = 1, \dots, a \quad j = 1, \dots, r_i$$

$$SS_A = \sum_i \frac{T_{i.}^2}{r_i} - CT$$

분산분석표

요 인	제곱합	자유도	평균제곱	F_0	$F(\alpha)$
A	SS_A	$a-1$	MS_A	$\frac{MS_A}{MS_E}$	$F(a-1, N-a; \alpha)$
E	SS_E	$N-a$	MS_E		
T	SS_T	$N-1$			

3.5 랜덤모형

실험일, 원료로트, 블록, 원자재의 배치(batch) 등과 같이 요인(인자)의 수준이 고정되지 않고 랜덤하게 뽑아 시험하는 랜덤요인의 구조요형

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \quad \dots\dots\dots (3.25)$$

$\alpha_i \sim N(0, \sigma^2_A)$ 이고, 서로 독립

$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2_E)$ 이고, 서로 독립

α_i 와 ε_{ij} : 서로 독립

랜덤모형

* 가설

$H_0 : \sigma^2_A = 0$ (랜덤요인이 동질적이다)

$H_1 : \sigma^2_A > 0$ (랜덤요인이 이질적이다)

$$\begin{aligned} * \text{Var}(x_{ij}) &= \text{Var}(\alpha_i) + \text{Var}(\varepsilon_{ij}) \\ &= \sigma^2_A + \sigma^2_E \quad \dots\dots\dots (3.31) \end{aligned}$$

기여율 $\varrho = \frac{\sigma^2_A}{\sigma^2_A + \sigma^2_E} \times 100\%$

$$E(MS_A) = \sigma^2_E + r\sigma^2_A$$

$$E(MS_E) = \sigma^2_E$$

→ $\hat{\sigma}_E^2 = MS_E$

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{1}{r} (MS_A - MS_E)$$

총분산의 추정치 $\hat{\text{Var}}(x_{ij}) = \hat{\sigma}_A^2 + \hat{\sigma}_E^2$

기여율 ϱ 의 추정치 : $\hat{\varrho} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\text{Var}}(x_{ij})} \times 100\%$