■ <mark>공분산분석</mark>(Analysis of Covariance)

१८१ श्रष्ट्र, 401

- 요인(factor)과 공변량(covariate)을 설명변수로 갖는 선형모형
- \bullet^{0} 공변량 x 가 반응변수를 예측하는데 어느 정도 기여할 수 있거나 확률화를 했으나 \circ^{0} 각 처리에서 x 가 균형을 맞추지 못한 경우
 - ⇒ 모형에 공변량을 포함시킴으로써 실험의 정도와 검정력을 높을 수 있음
- 확률화가 적용되지 않은 관측연구(observational study)의 경우 x가 골고루석여 있을 보장이 없음 ⇨ 모형에 공변량을 포함시킴으로써 편의(bias)를 줄임 이 기에 되었다.

BUTE AT PAIRS

	요인		
1	2	•••	k
(y_{11}, x_{11})	(y_{21}, x_{21})	•••	(y_{k1}, x_{k1})
(y_{12}, x_{12})	(y_{22}, x_{22})	• • •	$\left (y_{k2},x_{k2}) \right $
•	:	•••	•
(y_{1n_1}, x_{1n_1})	(y_{2n_2},x_{2n_2})	• • •	$\Big \; \left(y_{kn_k}, x_{kn_k} \right)$

भाषा १५११११

$$Y_{ij} = \alpha + \overleftarrow{\tau_i} + \underline{\beta x_{ij}} + \varepsilon_{ij}^{\mathbf{V}} = \mu + \tau_i + \underline{\beta (x_{ij} - \overline{x}_{..})} + \varepsilon_{ij}$$

fixed effect model

$$\circ$$
 가정: $arepsilon_{ij} \sim {
m iid} \ N(0,\sigma^2)$, $\sum au_i = 0$

$$\circ \quad \alpha = \mu - \beta \overline{x}$$

46) सम्हण्याम् प्रमाण्यस्य रहेन भाग्यस्य रहेन (special case) अयमिन अभाष इनिच इन यात्रा ४, अयम अपः!

मुभ्रयम्सानुना

$$ullet$$
 $Y_{ij}\sim N(\mu_{ij},\sigma^2)$ মুহূদ্দ মুপুঘুরু, ধ্যু ন্স (০ কেই)

$$E(Y_{ij}) = \mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta(x_{ij} - \overline{x}_{..}) \Rightarrow$$

$$= E(M + T_1 + \beta(x_{ij} - \overline{x}_{..}) + \xi_{13})$$

공분산분석 모형에 대한 최소제곱추정량 → 맛이 선하네 방이오!

$$\circ \hat{\mu} = \overline{Y}_{..}$$

$$\circ \quad \hat{\beta} = \frac{\sum_{i} \sum_{j} (x_{ij} - \overline{x}_{i.}) (Y_{ij} - \overline{Y}_{i.})}{\sum_{i} \sum_{j} (x_{ij} - \overline{x}_{i.})^{2}}$$

$$\circ \quad \hat{\tau}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} - \hat{\beta} \left(\overline{x}_{i.} - \overline{x}_{..} \right)$$

$$\text{Athresion} \quad \circ \left(\hat{\overline{\sigma}}^2 \right) = \; \frac{1}{n-k-1} \sum_i \sum_j \left(\, Y_{ij} - \overline{Y}_{i.} - \hat{\beta} \, (\, x_{ij} - \overline{x}_{i.}) \right)^2$$

$$E(Y_{1j}) = \mu + t_1 + \beta(X_{1j} - X_{..})$$

$$\Rightarrow Y_{1j} = \overline{Y}_{..} - \overline{Y}_{1..} - \beta(X_{1..} - \overline{X}_{..}) + \beta(X_{1j} - \overline{X}_{..})$$

$$= \overline{Y}_{1} + \beta(X_{1j} - \overline{X}_{..})$$

三三(ルナ 下ナ β(大は-天..)) MM $\begin{array}{ll} \bullet & Y_{ij} \sim N(\mu_{ij},\sigma^2) & \text{Sertically, fix an } (0.17^2) \\ & \circ & E(Y_{ij}) = \mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta(x_{ij} - \overline{x}_{...}) \Rightarrow \sum_i \sum_j \mu_{ij} = n\mu \;, \qquad (n = n_1 + \cdots + n_k) \\ & = E(\mu + \tau_i + \beta(x_{ij} - \overline{x}_{...}) + \text{Siz}) & \text{Sertically fixed by } \\ & \circ & E(\overline{X}_i) & \text{Sertically fixed by } \end{array}$

न्यिहत्त्वाथ MLE भारत द्यामध्यवास भन्द भ data भ राप्रणास्य देशकाय भग यह य याकिक है यह राहिर कि 经行到年初划

ullet 처리효과검정 $(H_0: au_1 = au_2 = \cdots = au_k = 0)$

부에가 많으면 $SSE(R(\tau)) :$ 기무가설(Reduced model) 하에서의 SSE TRANCES TRANCES

=> n-(++1)= n-k-1

- 기울기 β 에 대한 검정 $(H_0:\beta=0)$ > 됐냐 차다타일에서 않음
 - 검정통계량

• μ_{ij} 에 대한 추정: $E(Y_{ij}) = \mu_{ij}$ \hookrightarrow $\hat{Y}_{ij} = \hat{\alpha} + \hat{\tau}_i + \hat{\beta} x_{ij}$

兴地的松州的好好的特别是自然性智是到

● <mark>기울기의 동일성</mark>(test of parallel slopes) ∫

$$Y_{ij} = \alpha + \tau_i + \beta_i x_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

 $Y_{ij} = \alpha + \tau_i + \beta_i x_{ij} + \varepsilon_{ij}$ $\circ \quad \text{기울기의 동일성: } \underline{H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k}$ $Y_{ij} = \alpha + \tau_i + \beta + (\tau\beta)_i + \varepsilon_{ij} \text{ 에서 상호작용 } (\tau\beta)_i \text{ 에 대한 유의성 검정}$

- Full 모형과 Reduced 모형의 SSE 비교
- · reduced model
- · full model

$$F^* = \frac{SSE(R) - SSE(F)}{\frac{k-1}{\sqrt{n-2k}}} / \frac{SSE(F)}{n-2k} \sim F_{k-1,n-2k}$$
 full model
$$\frac{k-1}{\sqrt{n-2k}} / \frac{SSE(F)}{\sqrt{n-2k}} \sim F_{k-1,n-2k}$$
 (n-k-1)- (n-2k)

✓ 기울기의 동일성 가정이 성립 ⇒ 공분산분석(トムトルサイン)✓ 기울기의 동일성 가정 할 수 없음 ⇒ 일반선형모형을 통해 각 처리수준에서의 기울기 추정하고 기울기에 대한 차이 및 전반적 현상을 해석(16개4) → 발생!

> cf) 排剂方 यान करिया देशा इस्मिन स्थान