공분산분석(Analysis of Covariance)

- 요인(factor)과 공변량(covariate)을 설명변수로 갖는 선형모형
- 공변량 x가 반응변수를 예측하는데 어느 정도 기여할 수 있거나 확률화를 했으나 각 처리에서 x가 균형을 맞추지 못한 경우→ (의사에에서와 상징된) □ 모형에 공변량을 포함시킴으로써 실험의 정도와 검정력을 높을 수 있음
- 확률화가 적용되지 않은 관측연구(observational study)의 경우 x가 골고루 섞여 있을 보장이 없음 \Rightarrow 모형에 공변량을 포함시킴으로써 편의(bias)를 줄임

상변강 치카페이고 Measure 됨

○ 완전임의배치법

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

Mid

$$Y_{ij} = \alpha + \tau_i + \beta x_{ij} + \varepsilon_{ij} = \mu + \tau_i + \beta (x_{ij} - \overline{x}_{..}) + \varepsilon_{ij}$$
 fixed effect model 25%
$$\text{Arrigar}$$

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

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

Var(Y:j) = Var(
$$\mu$$
+ τ_i + $\beta(\pi_i - \pi_i)$ + $\theta(\pi_j)$
= Var($\theta(\pi_j)$ = σ^2

•
$$Y_{ij} \sim N(\mu_{ij}, \sigma^2)$$
 肾上腺

$$\Sigma_{ij} = N(\mu_{ij}, \sigma)$$

 $\Sigma_{ij} = N(\mu_{ij}, \sigma)$
 $\Sigma_{ij} = N(\mu_{$

$$\left(\sum_{i \in J} \overline{J}_{i} = 0 \right)$$

$$\sum_{i \in J} (\overline{J}_{ij} - \overline{J}_{i}) = \sum_{i \in J} \overline{J}_{ij} - \overline{J}_{i} \times N = 0$$

$$= n\mu \qquad (n = n + \dots + n)$$

$$= \mathbb{E}(\mu + \tau_{i} + \beta(\lambda_{ij} - \overline{\lambda_{..}}) + \hat{\iota}_{ij})$$

$$= E(\underline{\gamma_{i}}) = \mu + \tau_{i} + \beta(\overline{x_{i}} - \overline{x_{..}}) + \hat{\iota}_{ij})$$

$$= E(\underline{\gamma_{i}}) = \mu + \tau_{i} + \beta(\overline{x_{i}} - \overline{x_{..}}) + \hat{\iota}_{ij})$$

$$= E(\underline{\gamma_{i}}) = \mu = E(\underline{\gamma_{ij}}) = \underline{\gamma_{i}} = \underline{\gamma_$$

공분산분석 모형에 대한 최소제곱추정량

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

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

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

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

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

$$\frac{1}{n-k-1}\sum_{i}\sum_{j}\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{i.}-\hat{\beta}\left(x_{ij}-\overline{x}_{i.}\right)\right)^{2}$$

$$\Rightarrow \hat{Y}_{ij} = \overline{Y_{ii}} - \overline{Y_{ii}} - \overline{Y_{ii}} - \hat{\beta}(\overline{x}_{ii} - \overline{x}_{ii}) + \hat{\beta}(\overline{x}_{ij} - \overline{x}_{ii}) = \overline{Y_{ii}} - \hat{\beta}(\overline{x}_{ij} - \overline{x}_{ii})$$

regression并Houndson相

Holtelet reduced model 2 76时(日建设)

• 처리효과검정 $(H_0: \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_k = 0)$

 $SSE(R(\tau))$: 귀무가설(Reduced model) 하에서의 SSE SSE(F): 대립가설(Full model) 하에서의 SSE

reduced modelのはと メナノ 3 ストルラシャルーと Ti=0 のりろとさいな はナノ アナー

의 다가이는 1는 수가당 HOLEST > 사유도는 N-(k+1)=N-k-1

• 기울기 β 에 대한 검정 $(H_0:\beta=0):$ 때문 안이 첫

○ 검정통계량

$$F^* = \frac{SSE(R(\beta)) - SSE(F)}{(n-k) - (n-k-1)} / \frac{SSE(F)}{n-k-1} \sim F_{1,n-k-1}$$
 지하는 기가 보기 가는 지기 가는 지

• 기울기의 동일성(test of parallel slopes) 문서 얼마나에 한다면

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

기월기의 동일성: $H_0: \beta_1=\beta_2=\cdots=\beta_k$ $Y_{ij}=\alpha+\tau_i+\beta+(\tau\beta)_i+\varepsilon_{ij} \text{ 에서 상호작용 } (\tau\beta)_i \text{ 에 대한 유의성 검정$ **과 같다.** $}$

○ Full 모형과 Reduced 모형의 SSE 비교

기울기의 동일성 가정이 성립 ⇒ 공분산분석 (Ho 채택) ○ 기울기의 동일성 가정 할 수 없음 ⇒ 일반선형모형을 통해 각 처리수준에서의 기울기 추정하고 기울기에 대한 차이 및 전반적 현상을 해석 (H011)