

## 13. 가설검정 2

◆ 담당교수: 한국방송통신대 통계·데이터과학과 이궁희

### 연습문제

(※ 1~2)  $X_1, \dots, X_n$ 가 다음의 지수분포를 따르는 확률표본

$$f(x|\theta) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)}, & x \geq \theta \\ 0, & x < \theta \end{cases}$$

다음 가설에 대해 가능도비 검정을 실시하려고 한다.

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \quad vs \quad H_1 : \theta > \theta_0$$

1. 대립가설하의  $\theta$ 의 최대가능도추정량은?

<해설>

$$\text{가능도함수} : L(\theta|X) = \prod_{i=1}^n f(x_i|\theta) = \begin{cases} e^{-\sum x_i + n\theta}, & \theta \leq x_{(1)} \\ 0, & \theta > x_{(1)} \end{cases}$$

가능도함수는  $\theta$ 의 증가함수이므로 최대가능도추정량은  $\hat{\theta} = X_{(1)}$ 이다.

2. 가능도비 검정을 구하시오.

<해설>

$$\lambda(X) = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_1} L(\theta|X)}{\sup_{\theta \in \Omega_0} L(\theta|X)}$$

$$X_{(1)} \leq \theta_0 \quad \lambda(X) = 1$$

$$X_{(1)} > \theta_0 \quad \lambda(X) = e^{-\sum x_i + nx_{(1)}} / e^{-\sum x_i + n\theta_0} = e^{n(x_{(1)} - \theta_0)}$$

가능도비 검정은 다음과 같다.

$\lambda(X) > C$  이면 귀무가설 기각

$$\Leftrightarrow X_{(1)} \geq \theta_0 - \frac{\log C}{n} \text{ 이면 귀무가설 기각}$$

3. 2×2 분할표에서 독립성 검정을 할 때 검정통계량의 분포는?

<해설>

$r \times c$  분할표에서 독립성 검정통계량

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(N_{ij} - \hat{E}_{ij})^2}{\hat{E}_{ij}} \sim \chi^2((r-1)(c-1))$$

$$\hat{E}_{ij} = n \cdot \hat{p}_{i+} \cdot \hat{p}_{+j} = \frac{N_{i+} \cdot N_{+j}}{N}$$

따라서 검정량의 분포는  $\chi^2(1)$  이다.

## 정리하기

❖ 가능도비 검정은 최대가능도추정량을 이용한 검정법이다.

- 가설 :  $H_0 : \theta \in \Omega_0 \quad VS \quad H_1 \in \Omega_1$
- 최대가능도비 :  $\lambda(X) = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_1} L(\theta|X)}{\sup_{\theta \in \Omega_0} L(\theta|X)} = \frac{L(\hat{\theta}_1)}{L(\hat{\theta}_0)}$
- 검정법  $\delta : \lambda(X) > C \Rightarrow H_0$  기각

❖ 유의성 검정은 유의확률로 주어진 관측값이 이 귀무가설에 얼마나 부합하는지 알아보는 검정이다.

❖ 적합도 검정은 다음과 같다.

- 가설 :  $H_0 : p_i = p_{i0} \quad vs \quad H_1 : not H_0$

여기서  $p_i : i$  범주 확률,  $i = 1, 2, \dots, m$

- 검정통계량 :  $\chi^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(N_i - np_{i0})^2}{np_{i0}} \sim \chi^2(m-1)$

여기서  $N_i : i$  범주 빈도수, 기대도수  $np_{i0} \geq 5$ 인 경우 사용가능

- 검정법 :  $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(m-1)$ 이면  $H_0$  기각

❖ 독립성 검정은 다음과 같다.

- 가설 :  $H_0 : p_{ij} = p_{i+} \cdot p_{+j} \quad vs \quad H_1 : not H_0$

여기서  $p_{i+} = \sum_{j=1}^c p_{ij} \quad p_{+j} = \sum_{i=1}^r p_{ij}$

- 검정통계량

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(N_{ij} - \hat{E}_{ij})^2}{\hat{E}_{ij}} \sim \chi^2((r-1)(c-1))$$

$$\hat{E}_{ij} = n \cdot \hat{p}_{i+} \cdot \hat{p}_{+j} = \frac{N_{i+} \cdot N_{+j}}{N}$$

$N_{ij} : (i, j)$  범주 빈도수

<통계적 추론> 13. 가설검정 2

$$N_{i+} = \sum_{j=1}^c N_{ij}, \quad N_{+j} = \sum_{i=1}^r N_{ij}, \quad N = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c N_{ij}$$

- 검정법 :  $\chi^2 > \chi^2_{\alpha}((r-1)(c-1))$ 이면  $H_0$  기각