

## 수리통계 2 기말 시험(17.12.14)

[1] (20점 (a)10점 (b)10점)

두 개의 모수를 갖는 지수분포  $\text{Exp}(\mu, \sigma)$ ,  $-\infty < \mu < +\infty, \sigma > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n (n > 3)$ 을 이용하여

$$\eta = \eta(\mu, \sigma) \equiv \mu/\sigma$$

를 추정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a)  $\eta = \eta(\mu, \sigma)$ 의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하여라.

(b) 표본 크기  $n$ 이 한없이 커질 때  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 의 극한분포를 구하여라.

[2] (20점 (a) 10점 (b) 10점)

정규분포  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $-\infty < \mu < +\infty, \sigma > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n (n > 6)$ 을 이용하여

$$\eta = \eta(\mu, \sigma) \equiv \mu/\sigma$$

을 추정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a) 정보량부등식에서 주어지는  $\eta = \eta(\mu, \sigma)$ 의 불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UE}$ 의 분산에 대한 하한을 구하여라.

(b)  $\eta = \eta(\mu, \sigma)$ 의 전역최소분산불편추정량(UMVUE)  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하고, 표본 크기  $n$ 이 한없이 커질 때 그 극한분포를 구하여라.

(참고: 극한분포의 계산에서 다음의 근사식을 증명없이 사용하여도 좋다.)

$$\Gamma(m+1) = m^{m+1/2} e^{-m} \sqrt{2\pi} (1+r_m), \quad \sqrt{m} r_m \xrightarrow{m \rightarrow \infty} 0$$

$$(1+a/n)^n = e^a (1+R_n), \quad \sqrt{n} R_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

[3] (15점)

베르누이분포  $\text{Bernoulli}(\theta)$ ,  $0 \leq \theta \leq 1$ 에서의  $n=8$ 개의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_8$ 을 이용하여

$$H_0: \theta \leq 1/2 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta > 1/2$$

을 검정할 때 유의수준  $\alpha = 0.05$ 의 전역최강력 검정을 구하여라.

[4] (15점 (a)5점 (b)10점)

평균이 0으로 알려진 정규분포  $N(0, \theta), \theta > 0$ 에서의 랜덤포본을  $X_1, \dots, X_n$ 을 이용하여 아래와 같은 가설을 검정할 때 주어진 질문에 답하여라.

(a)  $H_0: \theta = 1$  vs  $H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$ 에서 검정할 때 유의수준  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 의 전역최강력 검정이 존재하지 않음을 밝혀라.

(b)  $H_0: \theta = 1$  vs  $H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$ 에서 검정할 때 두 조건

$$E_1 \phi(X) = \alpha \quad (0 < \alpha < 1), \quad \left[ \frac{d}{d\theta} E_\theta \phi(X) \right]_{\theta=1} = 0$$

을 만족시키는 검정 중에서 전역최강력 검정을 구하여라.

[5] (15점 (a)5점 (b)10점)

다음과 같은 균형된 이원분류정규분포모형

$$\begin{cases} X_{ijk} = \mu_{ij} + e_{ijk} \\ e_{ijk} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2), \quad i = 1, \dots, a, \quad j = 1, \dots, b; k = 1, \dots, r \\ -\infty < \mu_{ij} < +\infty, \mu_{ij} - \bar{\mu}_{i.} - \bar{\mu}_{.j} + \bar{\mu}_{..} \equiv 0, \sigma^2 > 0 \end{cases}$$

에서 주어진 질문에 답하여라. 여기에서

$$\bar{\mu}_{..} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \mu_{ij} / ab, \quad \bar{\mu}_{i.} = \sum_{j=1}^b \mu_{ij} / b, \quad \bar{\mu}_{.j} = \sum_{i=1}^a \mu_{ij} / a$$

(a) B인자 효과의 유의성에 대한 가설

$$H_0^B: \bar{\mu}_{.1} = \dots = \bar{\mu}_{.b} \quad \text{vs} \quad H_1^B: \bar{\mu}_{.1}, \dots, \bar{\mu}_{.b} \text{가 모두 같은 것은 아니다.}$$

을 검정할 때 유의수준 5%의 최대가능도비 검정의 기각역을 구하여라.

(b) (a)에서의 최대가능도 검정의 표본분포를 구하고, 그 검정력함수가

$$\delta_B = \sum_{j=1}^b ar(\bar{\mu}_{.j} - \bar{\mu}_{..})^2 / \sigma^2$$

의 증가함수임을 밝혀라.

[6] (15점 (a)5점 (b)10점)

로지스틱회귀모형이라고 불리우는 다음과 같은 모형을 가정하고 아래에 답하여라.

$$\begin{cases} Y_i \sim B(n_i, p_i), i = 1, \dots, k; Y_1, \dots, Y_k \text{는 서로 독립} \\ \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_i, \quad x_1, \dots, x_k \text{는 주어진 수이고 모두 같지는 않다.} \\ \beta_0, \beta_1 \text{은 실수} \end{cases}$$

(a) 가능도 방정식은

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^k (y_i - n_i p_i) = 0 \\ \sum_{i=1}^k x_i (y_i - n_i p_i) = 0 \end{cases} \quad \left( \log \frac{p_i}{1-p_i} = \beta_0 + \beta_1 x_i \right)$$

로 주어지고, 가능도 방정식의 근이 있다면 그 근이 최대가능도 추정값이 되는 것을 밝혀라.

(b) 표본 크기  $n_i (i=1, \dots, k)$ 들이 충분히 클 때,  $\beta = (\beta_0, \beta_1)^t$ 에 대한 5가능도방정식의 일단계 근사 해가 다음과 같이 주어지는 것을 설명하여라.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^{(1)} &= \hat{\beta}^{(0)} + (X^t \hat{W}^{(0)} X)^{-1} X^t \hat{W}^{(0)} \left( \frac{y_i - n_i \hat{p}_i^{(0)}}{n_i \hat{p}_i^{(0)} (1 - \hat{p}_i^{(0)})} \right)_{1 \leq i \leq k} \\ &= (X^t \hat{W}^{(0)} X)^{-1} X^t \hat{W}^{(0)} \left\{ X \hat{\beta}^{(0)} + \left( \frac{y_i - n_i \hat{p}_i^{(0)}}{n_i \hat{p}_i^{(0)} (1 - \hat{p}_i^{(0)})} \right)_{1 \leq i \leq k} \right\} \\ &= (X^t \hat{W}^{(0)} X)^{-1} X^t \hat{W}^{(0)} z^{(0)} \end{aligned}$$

여기에서

$$\begin{aligned} \hat{\beta}^{(0)} &= (\hat{\beta}_0^{(0)}, \hat{\beta}_1^{(0)})^t, \quad X = (1, x), \quad 1 = (1, \dots, 1)^t, \quad x = (x_1, \dots, x_k)^t \\ \hat{W}^{(0)} &= \text{diag}(\hat{w}_i^{(0)}), \quad \hat{w}_i^{(0)} = n_i \hat{p}_i^{(0)} (1 - \hat{p}_i^{(0)}) \\ z_i^{(0)} &= \hat{\beta}_0^{(0)} + \hat{\beta}_1^{(0)} x_i + \frac{y_i - n_i \hat{p}_i^{(0)}}{n_i \hat{p}_i^{(0)} (1 - \hat{p}_i^{(0)})} \quad (i = 1, \dots, k) \end{aligned}$$

이고, 어깨 글자 (0)는 초기값을 나타낸다.

## 수리통계학 2 기말 시험 (12/12/2016)

[1] (10점)

이변량 정규분포

$$N_2\left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right), \sigma_1^2 > 0, \sigma_2^2 > 0, -1 < \rho < 1$$

에서의 랜덤포본  $(X_1, Y_1)', \dots, (X_n, Y_n)'$  ( $n \geq 4$ )을 이용한  $\eta = \frac{\rho}{\sqrt{1-\rho^2}}$

의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하여라.

[2] (20점 (a)10점 (b)10점)

확률밀도함수가

$$f(x; \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} I_{[0, \infty)}(x)$$

로 주어지는 지수분포  $\text{Exp}(\theta)$ ,  $\theta > 0$ 에서 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$  전부를 관측할 수 없고, 이들의 일부분인 순서통계량

$$X_{(1)} \leq \dots \leq X_{(r)} \quad (1 < r < n) \quad (r = [\alpha n] \quad (0 < \alpha < 1))$$

만을 관측할 수 있다고 한다. 이를 이용하여

$$\eta = P_\theta(X_1 > a) \quad (a > 0)$$

을 추정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a)  $\eta = \eta(\theta)$ 의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하여라.

(b)  $r = [\alpha n]$  ( $0 < \alpha < 1$ )이고 표본크기  $n$ 이 무한히 커질 때  $\eta = \eta(\theta)$ 의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 의 극한분포를 구하여라.

[3] (10점)

확률밀도함수가

$$f(x; \theta) = \theta x^{\theta-1} I_{(0,1)}(x)$$

로 주어지는 베타분포  $\text{Beta}(\theta, 1)$ ,  $\theta > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$ 을 이용하여 가설

$$H_0: \theta \geq 1 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta < 1$$

을 검정할 때 유의수준  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )의 전역최강력검정을 구하여라.

[4] (20점 (a)10점 (b)10점)

지수분포  $\text{Exp}(\theta)$ ,  $0 < \theta < +\infty$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$ 을 이용하여

$$H_0: \theta = 1 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta \neq 1$$

을 검정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a)  $H_0: \theta = 1 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$ 에서 검정할 때 유의수준  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )의 전역최강력검정이 존재하지 않음을 밝혀라.

(b)  $H_0: \theta = 1 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$ 에서 검정할 때 두 조건

$$E_1 \phi(X) = \alpha \quad (0 < \alpha < 1), \quad \left[ \frac{d}{d\theta} E_\theta \phi(X) \right]_{\theta=1} = 0$$

을 만족시키는 검정 중에서 전역최강력 검정을 구하여라.

[5] (20점 (a) 10점 (b) 10점)

교호작용 효과가 없는 균형된 이원분류정규분포모형

$$\begin{cases} X_{ijk} = \bar{\mu}_{..} + \alpha_i + \beta_j + e_{ijk}, \\ \sum_{i=1}^a \alpha_i = 0, \sum_{j=1}^b \beta_j = 0, \\ \begin{matrix} iid \\ e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2), \end{matrix} i = 1, \dots, a; j = 1, \dots, b; k = 1, \dots, r \\ \mu_{..}, \alpha_i, \beta_j \text{는 실수이고 } \sigma^2 > 0 \end{cases}$$

에서 다음에 답하여라.

(a) 일반적인 균형된 이원분류 모형

$$\begin{cases} X_{ijk} \sim N(\mu_{ij}, \sigma^2) \text{ independently, } i = 1, \dots, a; j = 1, \dots, b; k = 1, \dots, r \\ \mu_{ij} \text{는 실수이고 } \sigma^2 > 0 \end{cases}$$

에서 위와 같이 교호작용 효과가 없다는 것을 나타내려면 추가해야 하는 가정을  $\mu_{ij}$ 들을 이용하여 나타내어라.

(b) B인자 효과의 유의성에 대한 가설

$$H_0^B: \beta_1 = \dots = \beta_b = 0 \quad vs \quad H_1^B: \beta_j (j = 1, \dots, b) \text{가 모두 0은 아니다.}$$

을 검정할 때 최대가능도비 검정의 검정 통계량과 그 표본분포를 구하여라.

[6] (20점 (a) 10점 (b) 10점)

회귀모형으로서 다음과 같은 모형을 가정하고 아래에 답하여라.

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + e_i, i = 1, \dots, n (n > p + 1) \\ e_i \sim N(0, \sigma^2/w_i) \text{ independently } (i = 1, \dots, n) \\ \beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^t \in R^{p+1}, 0 < \sigma^2 < +\infty \end{cases}$$

여기에서 가중치  $w_1, \dots, w_n$ 은 알고 있는 양수이고 설명변수의 행렬

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}$$

의 계수(rank)는  $p + 1$ 이라고 가정한다.

(a) 이러한 모형에서 회귀모형의 유의성에 대한 가설

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_p = 0 \quad vs \quad H_1: H_0 \text{가 아니다.}$$

에 대하여 유의수준  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 인 최대가능도비 검정의 기각역을 구하여라.

(b) (a)에서의 검정통계량의 대립가설하의 표본분포를 구하여라.

## 수리통계 2 기말 시험 (15.12.10)

[1] (10점 (a)5점 (b)5점)

두 개의 모수를 갖는 지수분포  $\text{Exp}(\mu, \sigma)$ ,  $-\infty < \mu < +\infty$ ,  $\sigma > 0$ 에서의 랜덤포본을 관측할 수 없고 이들의 순서통계량 중에서  $X_{(1)} < \dots < X_{(r)}$  ( $1 \leq r < n$ ) 만을 관측할 수 있다고 한다. 이들을 이용하여  $\mu, \sigma$ 에 관한 추론을 할 때 다음에 답하여라.

(a) 통계량

$$(S, T)^t = (X_{(1)}, \sum_{i=1}^r X_{(i)} + (n-r)X_{(r)} - nX_{(1)})^t = (X_{(1)}, \sum_{i=2}^r (n-i+1)(X_{(i)} - X_{(i-1)}))^t$$

가  $(\mu, \sigma)^t \in R \times R_+$ 에 관한 완비충분통계량임을 밝혀라.

(b)  $\mu$ 의 전역최소분산불편추정량(UMVUE)을 구하여라.

[2] (20점 (a)10점 (b)10점)

확률밀도함수가

$$f(x; \theta) = \theta x^{-\theta-1} I_{(1, +\infty)}(x)$$

로 주어지는 파레토분포  $\text{Pareto}(1, \theta)$ ,  $\theta > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$ 을 이용하여

$$\eta = P_\theta(X_1 > a) \quad (a > 1)$$

를 추정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a)  $\eta = \eta(\theta)$ 의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하여라.

(b) 표본크기  $n$ 이 무한히 커질 때  $\eta = \eta(\theta)$ 의 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 의 극한분포를 구하여라.

[3] (20점 (a) 10점 (b) 10점)

정규분포  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $-\infty < \mu < +\infty$ ,  $\sigma > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$  ( $n \geq 6$ )을 이용하여

$$\eta = \eta(\theta) \equiv \mu^2 / \sigma^2 \quad (\text{여기에서 } \theta = (\mu, \sigma^2)^t)$$

를 추정하려고 할 때 다음에 답하여라.

(a)  $\eta = \eta(\theta)$ 의 전역최소분산불편추정량(UMVUE)  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 을 구하여라.

(b) 정보량부등식에서 주어지는  $\eta = \eta(\theta)$ 의 불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UE}$ 의 분산에 대한 하한과 전역최소분산불편추정량  $\hat{\eta}_n^{UMVUE}$ 의 분산을 표본크기  $n$ 이 무한히 커질 때 비교하여라.

[4] (20점 (a)10점 (b)10점)

확률밀도함수가

$$f(x; \theta) = \theta x^{\theta-1} I_{(0,1)}(x)$$

로 주어지는 베타분포  $\text{Beta}(\theta, 1)$ ,  $\theta > 0$ 에서의 랜덤포본  $X_1, \dots, X_n$ 을 이용하여 다음 가설을 검정하려고 한다.

(a)  $H_0: \theta = 1$  vs  $H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$ 에서 검정할 때 유의수준  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )의 전역최강력검정이 존재하지 않음을 밝혀라.

(b)  $H_0: \theta = 1$  vs  $H_1: \theta \neq 1$ 을 유의수준  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )에서 검정할 때 두 조건

$$E_1 \phi(X) = \alpha, \quad \left[ \frac{d}{d\theta} E_\theta \phi(X) \right]_{\theta=1} = 0$$

을 만족시키는 검정 중에서 전역최강력 검정을 구하여라.

[5] (20점 (a)5점 (b)5점 (c)10점)

세 개의 인자  $A, B, C$ 가 있고 각 인자의 수준이  $a, b, c$ 개 있는 경우에 각 인자 수준의 조합에서의 처리 효과를 분석하기 위한 모형으로서 다음의 균형된 삼원분류정규분포모형을 생각할 수 있다.

$$\begin{cases} X_{ijkl} = \mu_{ijk} + e_{ijkl} \\ e_{ijkl} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2), \quad (i = 1, \dots, a; j = 1, \dots, b; k = 1, \dots, c) \\ \quad (l = 1, \dots, r) (a \geq 2, b \geq 2, c \geq 2, r \geq 2) \\ -\infty < \mu_{ijk} < +\infty \quad (i = 1, \dots, a; j = 1, \dots, b; k = 1, \dots, c) \\ \sigma^2 > 0 \end{cases}$$

(a) 모수의 일대일변환을 이용하여 다음과 같이 총체적효과, 주효과, 이원교호작용효과, 삼원교호작용효과로 평균처리효과를 나타낼 수 있음을 설명하여라.

$$\begin{cases} \mu_{ijk} = \bar{\mu} + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\beta\gamma)_{jk} + (\gamma\alpha)_{ki} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk}, \\ \sum_{i=1}^a \alpha_i = 0, \sum_{j=1}^b \beta_j = 0, \sum_{k=1}^c \gamma_k = 0, \\ \sum_{i=1}^a (\alpha\beta)_{ij} \equiv 0 \equiv \sum_{j=1}^b (\alpha\beta)_{ij}, \dots, \sum_{k=1}^c (\gamma\alpha)_{ki} \equiv 0 \equiv \sum_{i=1}^a (\gamma\alpha)_{ki} \\ \sum_{i=1}^a (\alpha\beta\gamma)_{ijk} \equiv 0 \dots \equiv \sum_{k=1}^c (\alpha\beta\gamma)_{ijk} \end{cases}$$

(b) 삼원교호작용효과의 유의성에 대한 가설

$$H_0^{ABC}: (\alpha\beta\gamma)_{ijk} \equiv 0 \quad vs \quad H_1^{ABC}: (\alpha\beta\gamma)_{ijk} \text{가 모두 } 0 \text{은 아니다.}$$

에 대하여 유의수준 5%인  $F$  검정의 기각역을 추측하여라.(추측의 논거는 없어도 무방)

(c) (b)에서의  $F$  검정통계량의 대립가설 하의 분포를 구하여라.

[6] (10점)

회귀모형으로서 다음과 같은 모형을 가정하고 아래에 답하여라.

$$\begin{cases} Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + e_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (n > p+1) \\ e_i \sim N(0, \sigma^2/w_i) \text{ independently } (i = 1, \dots, n) \\ \beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^t \in R^{p+1}, 0 < \sigma^2 < +\infty \end{cases}$$

여기에서 가중치  $w_1, \dots, w_n$ 은 알고 있는 양수이고 설명변수의 행렬

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}$$

의 계수(rank)는  $p+1$ 이라고 가정한다. 이러한 모형에서 회귀모형의 유의성에 대한 가설

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_p = 0 \quad vs \quad H_1: H_0 \text{가 아니다.}$$

에 대하여 유의수준  $\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ )인 최대가능도비 검정의 기각역을 구하여라.