

4.13.

(a) $Z := (Z_1, Z_2, Z_3) = (X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}) = Z$ 이라 하자.

$$pdf_Z(z_1, z_2, z_3) = 3! \cdot 8 z_1 z_2 z_3 I\{0 < z_1 < z_2 < z_3 < 1\}$$

이제 다음과 같은 변환 u 는 1-to-1이고

$$u: \begin{cases} Y_1 = Z_1/Z_2 \\ Y_2 = Z_2/Z_3 \\ Y_3 = Z_3 \end{cases} \quad u^{-1}: \begin{cases} Z_1 = Y_1 Y_2 Y_3 \\ Z_2 = Y_2 Y_3 \\ Z_3 = Y_3 \end{cases}$$

$$|\det(J_{u^{-1}})| = \left| \det \begin{pmatrix} y_1 y_2 y_3 & y_1 y_2 & y_1 \\ 0 & y_2 & y_2 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \right| = y_2 y_3^2$$

$$pdf_Y(y_1, y_2, y_3) = 48 y_1 y_2^2 y_3^3 I\{0 < y_1, y_2, y_3 < 1\}$$

이고 이는 Y_1, Y_2, Y_3 각각의 함수로 분리되므로

Y_1, Y_2, Y_3 은 서로 독립이다.

$$(b) E(X_{(2)} | X_{(3)}) = E(Z_2 | Z_3) = E\left(Z_3 \times \frac{Z_2}{Z_3} | Z_3\right)$$

$$= E(Y_2 | Y_3) E(Y_3) = E(Y_2) Z_3$$

$$E(Y_2) = \int_0^1 4 y_2^3 dy_2 = \frac{4}{5}, \quad E(X_{(2)} | X_{(3)}) = \frac{4}{5} X_{(3)}$$

$$4.15. (U_{(n)} > p) = (\# \text{ of } U_i \leq p) \leq r-1$$

$$= \left(\sum_{j=1}^n I_{(0,p]}(U_j) \leq r-1 \right)$$

$$pdf_{U_{(n)}}(u_{(n)}) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} u_{(n)}^{r-1} (1-u_{(n)})^{n-1} \text{ 이므로 } (0 \leq u_{(n)} \leq 1)$$

$$P(U_{(n)} > p) = \int_p^1 pdf_{U_{(n)}}(u_{(n)}) du_{(n)}$$

$$= P\left(\sum_{j=1}^n I_{(0,p]}(U_j) \leq r-1\right) \text{은 이항분포 } X \sim (n, p)$$

에서 0회 이상 $(r-1)$ 회 이하 성공할 확률이고

$$\text{그 값은 } \sum_{k=0}^{r-1} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (0 < p < 1) \text{이다.}$$

$$4.16. u: \begin{cases} X = U_{(1)} \\ Y = U_{(n)} - U_{(1)} \end{cases} \Leftrightarrow u^{-1}: \begin{cases} U_{(1)} = X \\ U_{(n)} = X + Y \end{cases}$$

1-to-1 함수이고 $J_{u^{-1}} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$ 이다.

$$pdf_{U_{(1)}, U_{(n)}}(u_1, u_n) = \frac{n!}{(n-2)!} (u_n - u_1)^{n-2} I\{0 < u_1 < u_n < 1\}$$

$$pdf_{X,Y}(x,y) = n(n-1) y^{n-2} \cdot 1 \cdot I\{0 < x, y < 1, x+y < 1\}$$

3.21.

(a) $U(0, 1-r_m-r_k)$ 에서 뽑은 n 개의 표본에 대한 순서통계량을 $W_1 < W_2 < \dots < W_n, W_0 = 0, W_{n+1} = 1$ 이라 하자.

$$\text{이제 } V_i = \begin{cases} 0 & (i=0) \\ W_i & (1 \leq i \leq n-1) \\ W_i + r_m & (m \leq i \leq k-1) \\ W_i + r_m + r_k & (k \leq i \leq n) \\ 1 & (i=n+1) \end{cases} \text{로 정의하자.}$$

$$(Y_m \geq r_m, Y_k \geq r_k) = (0 < V_1 < \dots < V_n < 1)$$

$$= (0 < W_1 < \dots < W_{k-1} < W_k < W_{k+1} < \dots < W_n < W_{n+1} < 1) \text{ 이므로 } (0, 1-r_m-r_k) \text{에 uniform distribution에서의 모든 표본이 포함되는 사건이다.}$$

$$\therefore P(Y_m \geq r_m, Y_k \geq r_k) = (1-r_m-r_k)^n \text{이다.}$$

(b) (a)와 같은 방식으로 확장한다. 즉 해당

사건은 $(0, 1-r_1-r_2-\dots-r_n-r_{n+1})$ 의 구간에서 $U(0, 1)$ 에서의 n 개의 표본을 뽑을 확률이고

$$P(Y_1 \geq r_1, \dots, Y_{n+1} \geq r_{n+1}) = (1-r_1-\dots-r_n-r_{n+1})^n$$

$$(c) P(D_i \leq r) = P(\min\{Y_i\} \leq r) = 1 - P(\min\{Y_i\} > r)$$

$$\text{따라서 } P(\min\{Y_i\} > r) = P(Y_1 \geq r, \dots, Y_{n+1} \geq r)$$

$$= (1-(n+1)r)^n \text{이므로 } F_{D_i}(r) = 1 - (1-(n+1)r)^n$$

$$pdf_{D_i}(r) = \frac{d}{dr} F_{D_i}(r) = n(n+1)(1-(n+1)r)^{n-1} \quad (0 < r < 1)$$

2.

(a) 우선 $N=0$ 인 경우 $Y|N=0 = 0$
 이제 $N \geq 1$ 인 경우 $(\max\{0, X_1, \dots, X_N\} \leq y)$
 $= (X_1 \leq y, X_2 \leq y, \dots, X_N \leq y)$ 이므로

$$\begin{aligned} F_{Y|N}(y) &= P(\max\{0, X_1, \dots, X_N\} \leq y) \\ &= P(X_1 \leq y, \dots, X_N \leq y) \\ &= \prod_{i=1}^N P(X_i \leq y) = \{P(X_1 \leq y)\}^N \\ &= (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^N \quad (\text{단, } 0 \leq y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{pdf}_{Y|N}(y|N=n) &= \frac{d}{dy} (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^n I\{0 < y, n \in \mathbb{N}\} \\ &= \frac{n}{\lambda} e^{-\frac{y}{\lambda}} (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^{n-1} I\{0 < y, n \in \mathbb{N}\} \text{ and} \\ P(Y|N=0=0) &= 1 \end{aligned}$$

(b) $\text{pdf}_N(n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \quad (n \geq 0)$

(i) $n \geq 1$ 에 대해 $\text{pdf}_{Y,N}(y, n) = \frac{\lambda^n e^{-(\lambda + \frac{y}{\lambda})}}{(n-1)!} (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^{n-1} I\{y > 0, n \in \mathbb{N}\}$
 $\text{pdf}_Y(y) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^n e^{-(\lambda + \frac{y}{\lambda})}}{(n-1)!} (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^{n-1} I\{y > 0\}$
 포아송분포의 합에 의해 $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^n (1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda} = e^{\lambda(1 - e^{-\frac{y}{\lambda}})}$ 이므로
 $\text{pdf}_Y(y) = e^{\lambda(1 - e^{-\frac{y}{\lambda}}) - \lambda} I\{y > 0\} = e^{-\frac{y}{\lambda} - \lambda e^{-\frac{y}{\lambda}}} I\{y > 0\} \quad (n \geq 1)$

(ii) $P(Y=y|N=0) = I\{y=0\}$
 $P(N=0) = \frac{1}{e} = P(N=0)P(Y \leq y|N=0)$
 $P(Y=y, N=0) = \frac{1}{e} I\{y=0\}$

(i), (ii)에 의해
 $\text{pdf}_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{e} & (y=0) \\ e^{-\frac{y}{\lambda} - \lambda e^{-\frac{y}{\lambda}}} & (y>0) \end{cases}$

(2) 우선 $U_{(r)} = V_{(r)}$ 이다. 즉 V_r 가 r th 순서통계량이다.

(a) $\{U_{(r)}\}$ 에서의 r th 순서통계량이 $P \in (0, 1)$ 의 값보다 작을 확률 P 가 $1 - \{U_{(r)}\}$ 의 관측에서는 해당 값으로부터 $1 - P$ 가 $(n-r+1)$ th 순서통계량의 값이다.

즉 $U_{(r)}$ 에 대해 $F_{U_{(r)}}(p) = F_{V_r}(p) = P(V_r \leq p)$
 $= P(1 - V_{n-r+1} \geq 1 - p) = P(1 - V_{n-r+1} < p) = F_{V_{n-r+1}}(p)$
 이므로 $U_{(r)} \stackrel{d}{=} U_{(n-r+1)}, 1 \leq r \leq n$
 이제 $-\log$ 를 취하면 $-\log(U_{(r)}) \stackrel{d}{=} -\log(1 - U_{(n-r+1)})$

(b) 정리 4.3.4에 의해 연속형 모인단 $\{U_{(r)}\}$ 과 그 분포 $F(x) = xI\{0 < x < 1\}$ 를 위한 $h(y) = 1 - e^{-y} \quad (y > 0)$ 에 대해 $(Z_r \stackrel{d}{=} \text{Exp}(1))$
 $V_{n-r+1} \stackrel{d}{=} 1 - e^{-(\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r+1}}{r})}$ 이고 (a)와 합치면
 $U_{(r)} = V_r \stackrel{d}{=} 1 - e^{-(\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r+1}}{r})} \quad (1 \leq r \leq n)$ 이다.

(c) $(-\log U_{(r)})_{1 \leq r \leq n} \stackrel{d}{=} (\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r+1}}{r}) \quad (1 \leq r \leq n)$

(C) (b)에서 $-\log(U_{(r+1)}) \stackrel{d}{=} (\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r}}{r+1})$
 $-\log V_r - (-\log V_{r+1}) \stackrel{d}{=} (\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r}}{r+1}) - (\frac{Z_1}{n} + \dots + \frac{Z_{n-r+1}}{r})$
 $\Leftrightarrow -\log \frac{V_r}{V_{r+1}} \stackrel{d}{=} \frac{Z_{n-r+1}}{r} \Leftrightarrow -\log \left(\frac{V_r}{V_{r+1}} \right)^r = Z_{n-r+1}$
 $\therefore \left(-\log \left(\frac{U_{(r)}}{U_{(r+1)}} \right)^r \right)_{1 \leq r \leq n} \stackrel{d}{=} (Z_{n-r+1})_{1 \leq r \leq n}$

(d) 정리 4.3.3 (a)에 의해 $\text{Exp}(1)$ 의 cdf $F_Z(z) = 1 - e^{-z}$ 이므로
 $F_Z(Z_{n-r+1}) = 1 - e^{-Z_{n-r+1}} \stackrel{d}{=} 1 - e^{(-\log(\frac{V_r}{V_{r+1}}))^r} \stackrel{d}{=} U_{(r)}$
 $1 - e^{(-\log(\frac{V_r}{V_{r+1}}))^r} \stackrel{d}{=} U(0, 1)$ 이므로 $U(0, 1) \stackrel{d}{=} 1 - U(0, 1)$
 $\left(\frac{V_r}{V_{r+1}} \right)^r \sim U(0, 1), \left(\frac{U_{(r)}}{U_{(r+1)}} \right)^r \sim U(0, 1), 1 \leq r \leq n$