

2023 Spring 《数理统计》平时作业 1

@ 做作的 Morpheus

2023 年 5 月 9 日

题目 1. 设 $x_1, x_2, \dots, x_n, x_{n+1}$ 是来自 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 又设 $\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, $s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2$, 试求常数 c , 使得 $t_c = c(x_{n+1} - \bar{x}_n)/s_n$ 服从 t 分布, 并指出其自由度.

解答.

$$1) \quad x_{n+1} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \bar{x}_n \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \Rightarrow x_{n+1} - \bar{x}_n \sim \mathcal{N}\left(0, \frac{n+1}{n}\sigma^2\right) \Rightarrow$$

$$y_n = \frac{x_{n+1} - \bar{x}_n}{\sqrt{\frac{n+1}{n}\sigma^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

2) 由样本方差的抽样分布定理 (定理 1.3.3):

◇ s_n^2 与 \bar{x}_n 相互独立, 又与 x_{n+1} 相互独立, 故 s_n^2 与 y_n 相互独立;

◇ $\frac{(n-1)s_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

由 t 分布的定义 (定理 1.3.4) 可知

$$t_n = \frac{y_n}{s_n/\sigma} = \sqrt{\frac{n}{n+1}} \cdot \frac{x_{n+1} - \bar{x}_n}{s_n} \sim t(n-1),$$

所以 $c = \sqrt{\frac{n}{n+1}}$, 且自由度为 $n-1$. □

题目 2. 设从两个方差相等, 且相互独立的正态总体分别抽取容量为 15 与 20 的样本, 若其样本方差分别为 s_1^2 与 s_2^2 , 试求 $P(s_1^2/s_2^2 > 2)$.

解答. 由 F 分布的定义 (定理 1.3.6) 可知

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \sim F(14, 19).$$

由 Mathematica 计算得: $P(F > 2) = 0.0798168$. □

题目 3. 设 x_1, x_2, \dots, x_{17} 是来自正态总体 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{x} 与 s^2 分别为其样本均值与样本方差, 求 k , 使得 $P(\bar{x} > \mu + ks) = 0.95$.

解答. 由样本均值与样本标准差之比的抽样分布定理 (定理 1.3.5) 可知

$$\begin{aligned} t = \frac{\sqrt{17}(\bar{x} - \mu)}{s} &\sim t(16) \Rightarrow P(\bar{x} > \mu + ks) = P(t > \sqrt{17}k) = 0.95 \\ &\Rightarrow P(t \leq \sqrt{17}k) = 0.05. \end{aligned}$$

查表 (附表 4) 得 $t_{0.05}(16) = -1.746 = \sqrt{17}k$, 从而 $k = -0.4235$. □

题目 4. 设总体 X 的概率密度函数为:

$$p(x) = 3x^2, \quad 0 \leq x \leq 1$$

从中获得一个容量为 5 的样本 x_1, x_2, \dots, x_5 , 试分别求 $x_{(1)}, x_{(5)}$ 的概率密度函数.

解答. 总体 X 的分布函数为 $F(x) = \int_0^x p(t)dt = x^3$, 根据次序统计量的密度函数计算公式 (定理 1.4.1):

1) $x_{(1)}$ 的概率密度函数为

$$p_1(x) = \frac{5!}{(1-1)!(5-1)!} (x^3)^{1-1} (1-x^3)^{5-1} \cdot 3x^2 = 15x^2(1-x^3)^4, \quad 0 \leq x \leq 1$$

1) $x_{(5)}$ 的概率密度函数为

$$p_5(x) = \frac{5!}{(5-1)!(5-5)!} (x^3)^{5-1} (1-x^3)^{5-5} \cdot 3x^2 = 15x^{14}, \quad 0 \leq x \leq 1$$

□

题目 5. 设某电子元件的寿命服从参数 $\lambda = 0.0015$ 的指数分布，其分布函数为：

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \quad x > 0$$

今从中随机抽取 6 个元件，测得其寿命 x_1, x_2, \dots, x_6 ，试求下列事件的概率：

- 1) 到 800 小时没有一个元件失效；
- 2) 到 3000 小时所有元件都失效.

解答. 代入 $\lambda = 0.0015$ 得分布函数 $F(x) = 1 - e^{-0.0015x}$ ，所求概率分别为

1)

$$\begin{aligned} P(x_{(1)} > 800) &= \prod_{i=1}^6 P(x_i > 800) = \prod_{i=1}^6 [1 - F(800)] \\ &= (e^{-1.2})^6 = e^{-7.2} \approx 7.4659 \times 10^{-4} \end{aligned}$$

2)

$$\begin{aligned} P(x_{(6)} < 3000) &= \prod_{i=1}^6 P(x_i < 3000) = \prod_{i=1}^6 F(3000) \\ &= (1 - e^{-4.5})^6 \approx 0.9352 \end{aligned}$$

□

题目 6. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自泊松分布 $P(\lambda)$ 的一个样本, 证明:

- 1) $T = \sum_{i=1}^n x_i$ 是 λ 的充分统计量;
- 2) 依据条件分布 $P(\mathbf{X} = \mathbf{x} | T = t)$ 设计一个随机试验, 使其产生的样本与原样本同分布;
- 3) 在 $n = 2$ 时, $x_1 + 2x_2$ 是统计量, 但不是 λ 的充分统计量.

解答.

- 1) 由泊松分布的可加性知 $T \sim P(n\lambda)$, 即

$$P(T = t) = \frac{(n\lambda)^t}{t!} e^{-n\lambda}, \quad t = 0, 1, \dots$$

当 $T = t$ 时, 样本的条件分布为

$$\begin{aligned} & P_\lambda(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n | T = t) \\ &= \frac{P(X_1 = x_1) \cdots P(X_{n-1} = x_{n-1}) P(X_n = t - \sum_{i=1}^{n-1} x_i)}{P(T = t)} \\ &= \left(\prod_{i=1}^{n-1} \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} \right) \frac{\lambda^{t - \sum_{i=1}^{n-1} x_i} e^{-\lambda}}{(t - \sum_{i=1}^{n-1} x_i)!} \cdot \frac{t!}{(n\lambda)^t e^{-n\lambda}} \\ &= \frac{t!}{x_1! \cdots x_{n-1}! (t - \sum_{i=1}^{n-1} x_i)!} \cdot \frac{1}{n^t} \end{aligned}$$

由于该条件分布在给定 $T = t$ 的情况下即完全确定, 与参数 λ 无关, 因此 T 是 λ 的充分统计量.

- 2) 根据上述条件分布可以设计如下的随机投球试验: 把 t 个相同的球随机放入 n 个不同盒子, 记 x'_i 为第 i 个盒子中球的个数 ($i = 1, \dots, n$), 则所得样本 x'_1, \dots, x'_n 的分布

$$\begin{aligned} P(X'_1 = x'_1, \dots, X'_n = x'_n) &= P(X'_1 = x'_1, \dots, X'_n = x'_n | T = t) P(T = t) \\ &= \frac{t!}{x'_1! \cdots x'_n!} \cdot \frac{1}{n^t} \cdot P(T = t) \end{aligned}$$

与原样本 x_1, \dots, x_n 的分布

$$\begin{aligned} P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) &= P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n | T = t) P(T = t) \\ &= \frac{t!}{x_1! \dots x_n!} \cdot \frac{1}{n^t} \cdot P(T = t) \end{aligned}$$

具有相同的表达式，即该随机试验所产生的样本与原样本同分布。

- 3) 不妨设 $T' = x_1 + 2x_2 = 2$ ，则 $(x_1, x_2) = (2, 0)$ 或 $(0, 1)$ ，此时样本 $(0, 1)$ 的条件分布

$$\begin{aligned} P_\lambda(X_1 = 0, X_2 = 1 | T' = 2) &= \frac{P(X_1 = 0, X_2 = 1)}{P(T' = 2)} \\ &= \frac{P(X_1 = 0, X_2 = 1)}{P(X_1 = 2, X_2 = 0) + P(X_1 = 0, X_2 = 1)} \\ &= \frac{\lambda e^{-2\lambda}}{\frac{1}{2}\lambda^2 e^{-2\lambda} + \lambda e^{-2\lambda}} = \frac{2}{\lambda + 2} \end{aligned}$$

依赖于参数 λ ，所以 $T' = x_1 + 2x_2$ 不是 λ 的充分统计量。 \square

题目 7. 给定 r ，寻求如下负二项分布参数 p 的充分统计量：

$$P(X = x) = \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}, \quad x = r, r+1, \dots$$

解答. 设 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 是来自负二项分布的一个样本，则该样本的联合分布为

$$\begin{aligned} P_p(\mathbf{X} = \mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n P_p(X_i = x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \binom{x_i-1}{r-1} p^r (1-p)^{x_i-r} \\ &= (1-p)^{\sum_{i=1}^n x_i} \left(\frac{p}{1-p} \right)^r \prod_{i=1}^n \binom{x_i-1}{r-1}. \end{aligned}$$

由因子分解定理（定理 1.5.2）知， $T(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n x_i$ 是参数 p 的充分统计量。 \square

题目 8. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自如下分布的一个样本, 寻求各自的充分统计量:

- 1) $p_\theta(x) = \theta x^{\theta-1}, 0 < x < 1, \theta > 0;$
- 2) $p_\theta(x) = \theta a^\theta x^{-(\theta+1)}, x > a, \theta > 0, a \text{ 已知};$
- 3) $p_\theta(x) = \frac{1}{2\theta} e^{-|x|/\theta}, -\infty < x < +\infty, \theta > 0.$

解答. 设 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 是来自上述分布的一个样本, 则该样本的联合概率密度函数分别为

- 1) $p_\theta(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{\theta-1} = \theta (\prod_{i=1}^n x_i)^{\theta-1}$, 由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n x_i$ 是参数 θ 的充分统计量;
- 2) $p_\theta(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i) = \prod_{i=1}^n \theta a^\theta x_i^{-(\theta+1)} = \theta a^\theta (\prod_{i=1}^n x_i)^{-(\theta+1)}$, 由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n x_i$ 是参数 θ 的充分统计量;
- 3) $p_\theta(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{2\theta} e^{-|x_i|/\theta} = \frac{1}{2\theta} e^{-\sum_{i=1}^n |x_i|/\theta}$, 由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n |x_i|$ 是参数 θ 的充分统计量. \square

题目 9. 寻求如下三种不同均匀分布的充分统计量:

- 1) $U(0, \theta);$
- 2) $U(\theta_1, \theta_2), \theta_1 < \theta_2;$
- 3) $U(\theta, 2\theta).$

解答. 设 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 是来自上述均匀分布的一个样本, 则该样本的联合概率密度函数分别为

1)

$$\begin{aligned}
 p_{\theta}(\mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n p_{\theta}(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} I_{(0,+\infty)}(x_i) I_{(-\infty, \theta)}(x_i) \\
 &= \frac{1}{\theta} I_{(0,+\infty)}(x_{(1)}) I_{(-\infty, \theta)}(x_{(n)}),
 \end{aligned}$$

由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = x_{(n)}$ 是参数 θ 的充分统计量;

2)

$$\begin{aligned}
 p_{\theta_1, \theta_2}(\mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n p_{\theta_1, \theta_2}(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} I_{(\theta_1, +\infty)}(x_i) I_{(-\infty, \theta_2)}(x_i) \\
 &= \frac{1}{\theta_2 - \theta_1} I_{(\theta_1, +\infty)}(x_{(1)}) I_{(-\infty, \theta_2)}(x_{(n)}),
 \end{aligned}$$

由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = (x_{(1)}, x_{(n)})$ 是参数 (θ_1, θ_2) 的充分统计量;

3)

$$\begin{aligned}
 p_{\theta}(\mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n p_{\theta}(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} I_{(\theta, +\infty)}(x_i) I_{(-\infty, 2\theta)}(x_i) \\
 &= \frac{1}{\theta} I_{(\theta, +\infty)}(x_{(1)}) I_{(-\infty, 2\theta)}(x_{(n)}),
 \end{aligned}$$

由因子分解定理知 $T(\mathbf{x}) = (x_{(1)}, x_{(n)})$ 是参数 θ 的充分统计量.

其中 $I_A(\mathbf{x})$ 表示集合 A 的示性函数.

□

题目 10. 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自双参数指数分布

$$p_{\mu, \theta}(x) = \frac{1}{\theta} \exp \left\{ -\frac{x - \mu}{\theta} \right\}, \quad x > \mu, \theta > 0$$

的一个样本, 证明 $(\bar{x}, x_{(1)})$ 是该分布的充分统计量.

解答. 记 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 为上述样本, 则该样本的联合概率密度函数为

$$\begin{aligned} p_{\mu, \theta}(\mathbf{x}) &= \prod_{i=1}^n p_{\mu, \theta}(x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} \exp \left\{ -\frac{x_i - \mu}{\theta} \right\} I_{(\mu, +\infty)}(x_i) \\ &= \frac{1}{\theta} \exp \left\{ -\frac{1}{\theta} \left(\sum_{i=1}^n x_i - n\mu \right) \right\} I_{(\mu, +\infty)}(x_{(1)}) \\ &= \frac{1}{\theta} \exp \left\{ -\frac{n}{\theta} (\bar{x} - \mu) \right\} I_{(\mu, +\infty)}(x_{(1)}), \end{aligned}$$

其中 $I_A(\mathbf{x})$ 表示集合 A 的示性函数. 因此由因子分解定理可知, $T(\mathbf{x}) = (\bar{x}, x_{(1)})$ 是该分布的充分统计量. \square

题目 11. 设 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ 是来自二维正态分布 $\mathcal{N}(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 的一个二维样本, 寻求该二维正态分布的充分统计量.

解答. 记 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n), \mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$, 则该二维样本的联合概率密度函数为

$$\begin{aligned} p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) &= \prod_{i=1}^n p(x_i, y_i) = \prod_{i=1}^n \mathcal{N}(x_i, y_i; \mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho) \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \frac{2\rho(x_i - \mu_1)(y_i - \mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y_i - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}, \end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned} \bullet \quad (x_i - \mu_1)^2 &= (x_i - \bar{x})^2 + (\bar{x} - \mu_1)^2 + 2(x_i - \bar{x})(\bar{x} - \mu_1) \Rightarrow \\ &\quad \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_1)^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \mu_1)^2 \\ \bullet \quad (x_i - \mu_1)(y_i - \mu_2) &= (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) + x_i(\bar{y} - \mu_2) + y_i(\bar{x} - \mu_1) \Rightarrow \\ &\quad \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_1)(y_i - \mu_2) = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) + n\bar{x}(\bar{y} - \mu_2) + n\bar{y}(\bar{x} - \mu_1) \end{aligned}$$

$$\bullet (y_i - \mu_2)^2 = (y_i - \bar{y})^2 + (\bar{y} - \mu_2)^2 + 2(y_i - \bar{y})(\bar{y} - \mu_2) \Rightarrow$$

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \mu_2)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 + n(\bar{y} - \mu_2)^2$$

由因子分解定理可知, $T(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = (\bar{x}, \bar{y}, \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}))$ 是该二维正态分布的充分统计量. \square

题目 12. 设 n 维随机变量 $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ 的协方差阵为如下对称矩阵

$$\text{Cov}(\mathbf{x}) = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho \\ \rho & 1 & \cdots & \rho \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \rho & \rho & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

又设正交阵

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1/\sqrt{n} & 1/\sqrt{n} & 1/\sqrt{n} & 1/\sqrt{n} & 1/\sqrt{n} \\ 1/\sqrt{2} & -1/\sqrt{2} & 0 & \cdots & 0 \\ 1/\sqrt{6} & 1/\sqrt{6} & -2/\sqrt{6} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1/\sqrt{n(n-1)} & 1/\sqrt{n(n-1)} & 1/\sqrt{n(n-1)} & \cdots & -(n-1)/\sqrt{n(n-1)} \end{bmatrix}$$

求 $\mathbf{y} = \mathbf{A}\mathbf{x}$ 的协方差矩阵.

解答. 注意到

$$\text{Cov}(\mathbf{x}) = \sigma^2 \begin{bmatrix} \rho & \cdots & \rho \\ \vdots & & \vdots \\ \rho & \cdots & \rho \end{bmatrix} + \sigma^2 \begin{bmatrix} 1-\rho & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1-\rho \end{bmatrix} = \sigma^2 \rho \mathbf{e}_n \mathbf{e}_n^\top + \sigma^2 (1-\rho) \mathbf{I}_n,$$

其中 $\mathbf{e}_n = [1, \dots, 1]^\top \in \mathbb{R}^n$. 由于 $\mathbf{y} = \mathbf{A}\mathbf{x}$, 所以

$$\text{Cov}(\mathbf{y}) = \mathbb{E}[\mathbf{A}\mathbf{x}\mathbf{x}^\top \mathbf{A}^\top] - \mathbb{E}[\mathbf{A}\mathbf{x}]\mathbb{E}[\mathbf{x}^\top \mathbf{A}^\top] = \mathbf{A} \text{Cov}(\mathbf{x}) \mathbf{A}^\top.$$

代入 \mathbf{x} 的协方差矩阵, 结合 $\mathbf{A}\mathbf{A}^\top = \mathbf{I}_n$ 的事实可得

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}(\mathbf{y}) &= \mathbf{A} \text{Cov}(\mathbf{x}) \mathbf{A}^\top = \sigma^2 \rho \mathbf{A} \mathbf{e}_n \mathbf{e}_n^\top \mathbf{A}^\top + \sigma^2(1-\rho) \mathbf{A} \mathbf{I}_n \mathbf{A}^\top \\
 &= \sigma^2 \rho \begin{bmatrix} \sqrt{n} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{n} & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} + \sigma^2(1-\rho) \mathbf{I}_n \\
 &= \sigma^2 \begin{bmatrix} n\rho & & & \\ & 0 & & \\ & & \ddots & \\ & & & 0 \end{bmatrix} + \sigma^2 \begin{bmatrix} 1-\rho & & & \\ & 1-\rho & & \\ & & \ddots & \\ & & & 1-\rho \end{bmatrix} \\
 &= \sigma^2 \begin{bmatrix} 1+(n-1)\rho & & & \\ & 1-\rho & & \\ & & \ddots & \\ & & & 1-\rho \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

□

题目 12 的注记. 该结论可以用于证明对于来自多元正态分布 $\mathcal{N}(\mu \mathbf{e}_n, \text{Cov}(\mathbf{x}))$ 的样本 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$, 其统计量

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad q_n = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

独立, 且 $\bar{x} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n)$, $q_n \sim \chi^2(n-1)$.

题目 13. 考察下列分布族是不是指数型分布族, 若是, 请指出其充分统计量.

1) 泊松分布族

$$\{P(\lambda) : \lambda > 0\}$$

2) 对数正态分布族

$$\{LN(\mu, \sigma^2) : -\infty < \mu < \infty, \sigma > 0\}$$

3) 柯西分布族

$$\left\{p(x) = \frac{\lambda}{\pi(\lambda^2 + x^2)} : -\infty < x < \infty, \lambda > 0\right\}$$

4) 拉普拉斯分布族

$$\left\{p(x) = \frac{1}{\theta} \exp\left(-\frac{|x|}{\theta}\right) : -\infty < x < \infty, \theta > 0\right\}$$

5) 三参数伽玛分布族

$$\left\{p(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (x - \mu)^{\alpha-1} e^{-\lambda(x-\mu)} : x > \mu, -\infty < \mu < \infty, \alpha > 0, \lambda > 0\right\}$$

6) 极值分布族

$$\left\{p(x) = F'(x), F(x) = 1 - \exp\{-e^{(x-\mu)/\sigma}\} : -\infty < x < \infty, -\infty < \mu < \infty, \sigma > 0\right\}$$

解答.

1)

$$P_\lambda(X = x) = e^{-\lambda} \exp\{x \log \lambda\} (x!)^{-1} \left\{ \begin{array}{l} \text{Supp}(x) = \{0, 1, \dots\} \\ c(\lambda) = e^{-\lambda} \\ c_1(\lambda) = \log \lambda \\ T_1(x) = x \\ h(x) = (x!)^{-1} \end{array} \right.$$

故泊松分布族是指数型分布族，且 $\sum_i T_1(x_i) = \sum_i x_i$ 是其充分统计量；

2)

$$\begin{aligned}
p_{\mu, \sigma^2}(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\log x - \mu)^2 \right\} \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left\{ -\frac{\mu^2}{2\sigma^2} \right\} \exp \left\{ \frac{\mu}{\sigma^2} \log x - \frac{1}{2\sigma^2} \log^2 x \right\} \frac{1}{x} \\
&\left\{ \begin{array}{l} \text{Supp}(x) = (0, +\infty) \\ c(\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left\{ -\frac{\mu^2}{2\sigma^2} \right\} \\ c_1(\mu, \sigma^2) = \frac{\mu}{\sigma^2}, \quad T_1(x) = \log x \\ c_2(\mu, \sigma^2) = -\frac{1}{2\sigma^2}, \quad T_2(x) = \log^2 x \\ h(x) = \frac{1}{x} \end{array} \right.
\end{aligned}$$

故对数正态分布族是指数型分布族，且 $(\sum_i T_1(x_i), \sum_i T_2(x_i)) = (\sum_i \log x_i, \sum_i \log^2 x_i)$ 是其充分统计量；

3)

$$p_\lambda(x) = \frac{\lambda}{\pi} \exp \left\{ -2 \log \lambda \log \left(1 + \frac{x^2}{\lambda} \right) \right\}$$

由 $\log(1 + x^2/\lambda)$ 在 $x = 0$ 处的 Taylor 展开式可知其无法拆分为有限项 $c_i(\lambda)T_i(x)$ 之和，故柯西分布族不是指数型分布族；

4)

$$p_\theta(x) = \frac{1}{\theta} \exp \left\{ -\frac{|x|}{\theta} \right\} \left\{ \begin{array}{l} \text{Supp}(x) = (-\infty, +\infty) \\ c(\theta) = \frac{1}{\theta} \\ c_1(\lambda) = -\frac{1}{\theta} \\ T_1(x) = |x| \\ h(x) = 1 \end{array} \right.$$

故拉普拉斯分布族是指数型分布族，且 $\sum_i T_1(x_i) = \sum_i |x_i|$ 是其充分统计量；

5) 三参数伽玛分布族的密度函数支撑位 $\{x > \mu\}$, 与参数 λ 有关, 故三参数伽玛分布族不是指数型分布族;

6)

$$p_{\mu,\sigma}(x) = \frac{1}{\sigma} \exp \left\{ \frac{x - \mu}{\sigma} - e^{\frac{x - \mu}{\sigma}} \right\}$$

由 $e^{\frac{x - \mu}{\sigma}}$ 在 $x = 0$ 处的 Taylor 展开式可知其无法拆分为有限项 $c_i(\lambda)T_i(x)$ 之和, 故极值分布族不是指数型分布族. \square

题目 14. 考察如下二维正态分布族是不是指数型分布族

$$\{\mathcal{N}(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho) : -\infty < \mu_1, \mu_2 < \infty, \sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, |\rho| \leq 1\}$$

若是, 请指出其充分统计量.

解答. 设 $(x, y) \sim \mathcal{N}(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 其密度函数可表示为:

$$\begin{aligned} p(x, y) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \frac{2\rho(x_i - \mu_1)(y_i - \mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y_i - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\} \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{\mu_1^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho\mu_1\mu_2}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{\mu_2^2}{\sigma_2^2} \right] \right\} \\ &\quad \exp \left\{ \underbrace{\frac{-1}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}}_{c_1} \underbrace{x^2}_{T_1} + \underbrace{\frac{-1}{2\sigma_2^2(1-\rho^2)}}_{c_2} \underbrace{y^2}_{T_2} + \underbrace{\frac{\mu_1\sigma_2 - \rho\mu_2\sigma_1}{\sigma_1^2\sigma_2(1-\rho^2)}}_{c_3} \underbrace{x}_{T_3} \right. \\ &\quad \left. + \underbrace{\frac{\mu_2\sigma_1 - \rho\mu_1\sigma_2}{\sigma_1\sigma_2^2(1-\rho^2)}}_{c_4} \underbrace{y}_{T_4} + \underbrace{\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2(1-\rho^2)}}_{c_5} \underbrace{xy}_{T_5} \right\} \end{aligned}$$

故二维正态分布族是指数型分布族, 且 $(\sum_i x_i, \sum_i y_i, \sum_i x_i^2, \sum_i y_i^2, \sum_i x_i y_i)$ 是其充分统计量. \square