

HOMEWORK 3

2021/10/13

[Wei] 2.47. 样本联合 p.d.f 为

$$\begin{aligned} f(\mathbf{x}, \mathbf{y}; a, b, \sigma) &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^{m+n} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^m (X_i - a)^2 + \sum_{i=1}^n (Y_i - b)^2 \right] \right\} \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^{m+n} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum X_i^2 + \sum Y_i^2 - 2ma\bar{X} - 2nb\bar{Y} + ma^2 + nb^2 \right) \right\}. \end{aligned}$$

由因子分解定理知, $(\sum X_i^2 + \sum Y_i^2, \bar{X}, \bar{Y})$ 是充分统计量。样本联合 p.d.f. 是指数族; 令 $\eta := (-\frac{1}{2\sigma^2}, \frac{ma}{\sigma^2}, \frac{nb}{\sigma^2}) \in \Theta^*$, 这里自然参数空间 $\Theta^* = \mathbf{R}_- \times \mathbf{R} \times \mathbf{R}$ 作为 \mathbf{R}^3 的子集有内点, 由课本定理 2.8.1, $(\sum X_i^2 + \sum Y_i^2, \bar{X}, \bar{Y})$ 是完全统计量。注意到 $(n+m-2)S^2 = \sum X_i^2 + \sum Y_i^2 - m\bar{X}^2 - n\bar{Y}^2$, 故从 $(\sum X_i^2 + \sum Y_i^2, \bar{X}, \bar{Y})$ 到 (S^2, \bar{X}, \bar{Y}) 有 1-1 映射, 故 (S^2, \bar{X}, \bar{Y}) 也是充分完全统计量。□

Remark: 两个说明指数族的完全统计量的定理的条件和结论形式不太一样。其中课本定理 2.8.1 是写出样本联合 p.d.f., 验证自然参数空间有内点; 《统计推断》定理 6.2.25 是写出总体 p.d.f., 验证参数空间有内点, 但这里 pdf 指数上的参数部分形如 $w(\theta_j)$, 注意这里是同一个 w , 不同的 θ_j , 也就是说, 这里本质还是化到某种自然参数来做。建议大家书写时统一化成自然参数形式

定理 2.8.1 设样本 $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的概率函数

$$f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}) = C(\boldsymbol{\theta}) \exp \left\{ \sum_{i=1}^k \theta_i T_i(\mathbf{x}) \right\} h(\mathbf{x}), \quad \boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_k) \in \Theta^*$$

为指数族的自然形式。令 $T(\mathbf{X}) = (T_1(\mathbf{X}), \dots, T_k(\mathbf{X}))$, 若自然参数空间 Θ^* 作为 \mathbf{R}_k 的子集有内点, 则 $T(\mathbf{X})$ 是完全统计量。

Date: 2021/10/27.

Thanks for Weiyu Li who is with the School of the Gifted Young, University of Science and Technology of China. Corresponding Email: liweiyu@mail.ustc.edu.cn.

Theorem 6.2.25 (Complete statistics in the exponential family) Let X_1, \dots, X_n be iid observations from an exponential family with pdf or pmf of the form

$$(6.2.7) \quad f(x|\boldsymbol{\theta}) = h(x)c(\boldsymbol{\theta}) \exp \left(\sum_{j=1}^k w(\theta_j) t_j(x) \right),$$

where $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$. Then the statistic

$$T(\mathbf{X}) = \left(\sum_{i=1}^n t_1(X_i), \sum_{i=1}^n t_2(X_i), \dots, \sum_{i=1}^n t_k(X_i) \right)$$

is complete as long as the parameter space Θ contains an open set in \mathbb{R}^k .

[Wei] 2.48.

$$f(\mathbf{x}; \theta) = \left(\frac{1}{2\theta} \right)^n \exp \left\{ -\frac{\sum_{i=1}^n |x_i|}{\theta} \right\}.$$

令 $\eta := -\frac{1}{\theta} \in \Theta^*$, 自然参数空间 $\Theta^* = \mathbf{R}_-$ 在 \mathbf{R} 中有内点. 由因子分解定理及定理 2.8.1 知 $T = \sum_{i=1}^n |X_i|$ 是充分完全统计量. \square

[Wei] 2.49.

$$f(\mathbf{x}; \theta) = \exp \left\{ n\theta - \sum_{i=1}^n x_i \right\} I_{(\theta, +\infty)}(x_{(1)}).$$

由因子分解定理, $T = X_{(1)}$ 是充分统计量.

$$\therefore f_T(t) = ne^{-n(t-\theta)} I_{(\theta, +\infty)}(t)$$

$$\therefore E_\theta(\phi(T)) = \int_{\theta}^{+\infty} \phi(t) ne^{-n(t-\theta)} dt,$$

$$\therefore \int_{\theta}^{+\infty} \phi(t) e^{-nt} dt = 0$$

对上式关于 θ 求导, 得 $\phi(\theta)e^{-n\theta} = 0$, 故 $\phi \stackrel{a.s.}{=} 0$. 由定义知 T 是完全统计量. \square

2021/10/15

[Wei] 2.50.

$$f(\mathbf{x}; \theta) = \left(\frac{1}{\theta} \right)^n I(-\theta/2 < x_{(1)} \leq x_{(n)} < \theta/2).$$

由因子分解定理知 $T = (X_{(1)}, X_{(n)})$ 是充分统计量. 由于 $Y_i := \frac{X_i}{\theta} \stackrel{i.i.d.}{\sim} U(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$, 故 $\frac{X_{(n)}}{X_{(1)}} = \frac{Y_{(n)}}{Y_{(1)}}$ 是辅助统计量. 故 T 不是完全统计量. \square

Remark: Actually the statistic $\frac{X_{(n)}}{X_{(1)}}$ is not well-defined. Some tricks such as $\frac{X_{(n)}+1}{X_{(1)}+1}$ can fix this problem.

[Wei] 2.51.

$$f(\mathbf{x}; \theta) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n I(\theta < x_{(1)} \leq x_{(n)} < 2\theta).$$

由因子分解定理知 $T = (X_{(1)}, X_{(n)})$ 是充分统计量。由于 $Y_i := \frac{X_i}{\theta} \stackrel{i.i.d.}{\sim} U(1, 2)$, 故 $\frac{X_{(n)}}{X_{(1)}} = \frac{Y_{(n)}}{Y_{(1)}}$ 是辅助统计量。故 T 不是完全统计量。□

[Wei] 2.52. 样本联合 p.d.f. 为

$$f(\mathbf{x}; \lambda, \mu) = \lambda^{-n} \exp\left\{-\frac{n\mu - \sum_i x_{(i)}}{\lambda}\right\} I_{[x_{(1)} > \mu]}$$

由因子分解定理知 $(X_{(1)}, \sum_i X_{(i)})$ 是 (λ, μ) 的充分统计量。

任意固定 λ , 由样本联合 p.d.f. 知 $X_{(1)}$ 是 μ 的充分统计量。且 $X_{(1)}$ 的 p.d.f. 为

$$f_1(x|\mu) = \frac{n}{\lambda} \exp\left\{-\frac{n(x-\mu)}{\lambda}\right\} \mathbf{1}(x > \mu)$$

若 $E\phi(X_{(1)}) = 0$, 即

$$\frac{n}{\lambda} \int_{\mu}^{+\infty} \phi(x) e^{-n(x-\mu)/\lambda} dx = 0$$

则 $\int_{\mu}^{+\infty} \phi(x) e^{-nx/\lambda} dx = 0$, 关于 μ 求导整理得 $\phi(\mu) = 0, \forall \mu \in \mathbb{R}$. 由定义知 $X_{(1)}$ 关于 μ 是完全统计量。

令 $Y_i = X_i - \mu$, 其分布与 μ 无关。则 $\sum_i X_i - X_{(1)} = \sum_i Y_i - Y_{(1)}$ 关于 μ 是辅助统计量。而 $X_{(1)}$ 是 μ 的充分完全统计量, 由 Basu 定理, λ 固定时, 两统计量独立。

又由 λ 的任意性知 $X_{(1)}$ 与 $\sum_{i=1}^n (X_i - X_{(1)})$ 独立。□

Remark1: 多参数情况下, 应指明统计量关于哪个参数是充分完全统计量。如本题中任意固定 λ 后, $X_{(1)}$ 是 μ 的充分完全统计量

Remark2: Basu 定理是充分完全统计量和辅助统计量独立, 不少同学只验证了完全性

Remark3: 称 V 是 θ 的有界完全统计量是若任意有界可测函数 ϕ 使得 $\mathbb{E}_{\theta}[\phi(V)] = 0$ 必有 $\phi = 0, a.s. \theta$; 不是指统计量本身有界

[Wei] 2.53. Fix σ^2 , from the factorization and that the natural parameter space is \mathbb{R} (which has inner point), \bar{X} is a **sufficient complete** statistic for a . Let $Y_i = X_i - a$, then $X_{(n)} - X_{(1)} = Y_{(n)} - Y_{(1)}$ is **auxiliary**. Derive independence from Basu theorem. According to the **arbitrariness** of σ^2 , the two statistics are independent if σ^2 is a parameter. □

[Wei] 2.54. Hint:

From the **factorization** and that the **natural parameter space** is

$$\left\{ \left(\frac{na}{\sigma_1^2}, \frac{nb}{\sigma_2^2}, -\frac{1}{2\sigma_1^2}, -\frac{1}{2\sigma_2^2} \right) \right\} = \mathbb{R}^2 \times \mathbb{R}_-^2$$

(which has inner point in \mathbb{R}^4), $T(\mathbf{X}, \mathbf{Y})$ is **sufficient complete** for $(a, b, \sigma_1^2, \sigma_2^2)$. Rescaling $\tilde{X}_i = \frac{X_i - a}{\sigma_1} \sim N(0, 1)$, $\tilde{Y}_i = \frac{Y_i - b}{\sigma_2} \sim N(0, 1)$ to find that r is **auxiliary**. Derive independence from **Basu** theorem.

Assignment.: X_1, X_2 独立同分布于 $N(0, \sigma^2)$, 用 Basu 定理证明统计量 $\frac{X_1}{X_2}$ 和 $\sqrt{X_1^2 + X_2^2}$ 独立。

令 $Y_i = X_i/\sigma$, 则 Y_1, Y_2 同分布于 $N(0, 1)$. $\frac{X_1}{X_2} = \frac{Y_1}{Y_2}$, 其分布与 σ^2 无关, 故 $\frac{X_1}{X_2}$ 是辅助统计量。

(X_1, X_2) 的联合 p.d.f. 为

$$f(x_1, x_2 | \sigma^2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\sqrt{x_1^2 + x_2^2})^2\right\}$$

它是指数族, 且由因子分解定理知 $\sqrt{X_1^2 + X_2^2}$ 是充分统计量。令 $\eta = -\frac{1}{2\sigma^2}$, 则自然参数空间 $\Theta^* = (-\infty, 0)$ 作为 \mathbb{R} 的子集有内点, 故 $X_1^2 + X_2^2$ 是完全统计量, 从而 $\sqrt{X_1^2 + X_2^2}$ 也是完全统计量。

由 Basu 定理, $\sqrt{X_1^2 + X_2^2}$ 和 $\frac{X_1}{X_2}$ 独立。 □