

Homework 3

姓名: 方嘉聪 学号: 2200017849

Problem 1. (1) X 为离散随机变量, 且 X 仅取非负整数值. 证明: $\mathbb{E}(X) = \sum_{x=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X > x)$.
 (2) X 为连续随机变量, 且 X 仅取非负实数值. 证明: $\mathbb{E}(X) = \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(X > x) dx$.

Solution. (1) 注意到, 对于 $\forall k \in \mathbb{N}_{\geq 0}$, 有

$$\mathbb{P}(X \geq k) = \sum_{x=k}^{+\infty} \mathbb{P}(X = x)$$

那么有:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \sum_{x=0}^{+\infty} x \mathbb{P}(X = x) = \sum_{x=1}^{+\infty} \sum_{k=1}^x \mathbb{P}(X = x) \\ (\text{交换求和次序}) &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{x=k}^{+\infty} \mathbb{P}(X = x) = \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X \geq k) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X > k). \end{aligned}$$

由于期望的定义保证了上述求和是绝对收敛的, 进而上述求和次序是可交换. 证毕.

(2) 类似于离散情形, 用交换求和次序的方法证明.

$$\begin{aligned} \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(X > x) dx &= \int_0^{+\infty} \int_x^{+\infty} f(t) dt dx = \int_0^{+\infty} \int_0^t f(t) dx dt \\ &= \int_0^{+\infty} [xf(t)] \Big|_0^t dt = \int_0^{+\infty} tf(t) dt = \mathbb{E}(X). \end{aligned}$$

由于期望的定义保证了上述积分中的被积函数是绝对收敛的, 积分次序交换的正确性由下述引理保证. 证毕.

Lemma 1. 对多重黎曼积分, 如果被积函数是绝对值可积的, 那么积分结果与积分变量的次序无关.

该引理在数学分析课上中给出过证明, 这里略去.

Problem 2. 在 Unix 操作系统中, 用随机变量 X 表示一个随机的任务所需的内存. 历史数据表明, 对于任意实数 $x \geq 1$, $\mathbb{P}(X > x) = 1/x^\alpha$. 这里面 $\alpha \in (0, 2)$ 为固定常数.

- (1) 计算随机变量 X 的概率分布函数和概率密度函数.
- (2) 计算 $\mathbb{E}(X), \mathbb{E}(X^2)$.

Solution. (1) 概率分布函数为

$$F(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \begin{cases} 1 - 1/x^\alpha, & \text{if } x \geq 1 \\ 0, & \text{Otherwise} \end{cases}$$

概率密度函数为:

$$f(x) = \begin{cases} \alpha/x^{\alpha+1}, & \text{if } x \geq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

容易验证上述概率密度函数满足正则性.

(2) 计算如下 (注意需要讨论一下期望是否收敛)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{\alpha}{x^{\alpha+1}} dx = \begin{cases} \frac{\alpha}{1-\alpha} x^{1-\alpha} \Big|_1^{+\infty} = \frac{\alpha}{\alpha-1}. & \text{if } \alpha \in (1, 2) \\ \alpha \ln x \Big|_1^{+\infty} \text{ 不收敛.} & \text{if } \alpha = 1. \\ \frac{\alpha}{1-\alpha} x^{1-\alpha} \Big|_1^{+\infty} \text{ 不收敛.} & \text{if } \alpha \in (0, 1). \end{cases} \\ \mathbb{E}(X^2) &= \int_1^{+\infty} x^2 \cdot \frac{\alpha}{x^{\alpha+1}} dx = \frac{\alpha}{2-\alpha} x^{2-\alpha} \Big|_1^{+\infty} \text{ 不收敛.} \end{aligned}$$

综上所述, 当 $\alpha \in (1, 2)$ 时, 期望 $\mathbb{E}(X)$ 存在且为 $\alpha/(\alpha-1)$. 其余情况期望不收敛. $\mathbb{E}(X^2)$ 在所有情况下均不收敛.

◀

Problem 3. (1) 对于任意实数 $x > 0$, 证明

$$\int_x^{+\infty} \frac{t}{x} e^{-t^2/2} dt = \frac{e^{-x^2/2}}{x}.$$

(2) 令 $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$, 证明对于任意实数 $x > 0$, 有

$$\mathbb{P}(X \geq x) \leq \frac{e^{-x^2/2}}{x\sqrt{2\pi}}.$$

(3) 令 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, 证明对于任意实数 $k > 0$,

$$\mathbb{P}(|Y - \mu| \leq k\sigma) \geq 1 - \frac{e^{-k^2/2}}{k} \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}}.$$

◀

Solution. (1) 对任意实数 $x > 0$, 有

$$\int_x^{+\infty} \frac{t}{x} e^{-t^2/2} dt = \frac{1}{x} \int_x^{+\infty} e^{-t^2/2} d\left(\frac{t^2}{2}\right) = -\frac{1}{x} e^{-t^2/2} \Big|_x^{+\infty} = \frac{e^{-x^2/2}}{x}.$$

(2) 对任意实数 $x > 0$, 有

$$\mathbb{P}(X \geq x) = \int_x^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt \leq \int_x^{+\infty} \frac{t}{x\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt = \frac{e^{-x^2/2}}{x\sqrt{2\pi}}.$$

证毕.

(3) $Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \implies X := (Y - \mu)/\sigma \sim \mathcal{N}(0, 1)$. 那么我们有

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\left|\frac{Y - \mu}{\sigma}\right| > k\right) &= 2\mathbb{P}\left(\frac{Y - \mu}{\sigma} > k\right) = 2\mathbb{P}(X > k) \leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot \frac{e^{-k^2/2}}{k} \\ \implies \mathbb{P}(|Y - \mu| \leq k\sigma) &= \mathbb{P}\left(\left|\frac{Y - \mu}{\sigma}\right| \leq k\right) = 1 - \mathbb{P}\left(\left|\frac{Y - \mu}{\sigma}\right| > k\right) \geq 1 - \frac{e^{-k^2/2}}{k} \cdot \sqrt{\frac{2}{\pi}}. \end{aligned}$$

证毕.

◁

Problem 4. 随机变量 X 的分布函数 $F(x)$ 为严格单调递增的连续函数, 其反函数存在. 证明: 随机变量 $Y = F(X)$ 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布 $U(0, 1)$. ◀

Solution. 注意到当 $y \leq 0$ 时, 有 $\mathbb{P}(Y \leq y) = 0$, 当 $y \geq 1$ 时, 有 $\mathbb{P}(Y \leq y) = 1$. 下面考虑 $y \in (0, 1)$, 记 $F(x)$ 的反函数为 $F^{-1}(y)$. 由于 $F(x)$ 为严格单调递增的连续函数, 那么有

$$f_Y(y) = f_X(F^{-1}(y)) \frac{dF^{-1}(y)}{dy} = f_X(F^{-1}(F(x))) \frac{1}{dF(x)/dx} = \frac{f_X(x)}{f_X(x)} = 1$$

故 $Y \sim U(0, 1)$, 证毕.

◁

Problem 5. 对于实数参数 μ 和 $b > 0$, 已知连续随机变量 X 的概率密度函数 $f(x)$ 满足对于任意实数 x ,

$$f(x) = c \cdot e^{-|x-\mu|/b}.$$

其中 c 为某个与参数 μ, b 有关的常数.

(1) 计算常数 c 以及 X 的分布函数 $F(x)$.

(2) 计算 $\mathbb{E}(X)$ 和 $\text{Var}(X)$. ◀

Solution. (1) 由概率密度函数正则性有

$$\int_{-\infty}^{+\infty} c \cdot e^{-|x-\mu|/b} dx = c \cdot \int_{-\infty}^{\mu} e^{(x-\mu)/b} dx + c \cdot \int_{\mu}^{+\infty} e^{-(x-\mu)/b} dx = 2bc = 1$$

故 $c = 1/2b$. 当 $x \in (-\infty, \mu]$, 有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2b} e^{(t-\mu)/b} dt = \frac{1}{2} e^{(x-\mu)/b}.$$

当 $x \in (\mu, +\infty)$, 有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \frac{1}{2} + \int_{\mu}^x \frac{1}{2b} e^{-(t-\mu)/b} dt = 1 - \frac{1}{2} e^{-(x-\mu)/b}.$$

综上所述, 分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} \exp[(x - \mu)/b]/2, & \text{if } x \in (-\infty, \mu] \\ 1 - \exp[-(x - \mu)/b]/2, & \text{if } x \in (\mu, +\infty). \end{cases}$$

(2) 计算如下

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2b} x e^{-|x-\mu|/b} dx = \int_{-\infty}^{\mu} \frac{1}{2b} x e^{(x-\mu)/b} dx + \int_{\mu}^{+\infty} \frac{1}{2b} x e^{-(x-\mu)/b} dx \\ &= \frac{1}{2} x e^{(x-\mu)/b} \Big|_{-\infty}^{\mu} - \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\mu} e^{(x-\mu)/b} dx - \frac{1}{2} x e^{-(x-\mu)/b} \Big|_{\mu}^{+\infty} + \frac{1}{2} \int_{\mu}^{+\infty} e^{-(x-\mu)/b} dx \\ &= \frac{\mu}{2} - \frac{b}{2} + \frac{\mu}{2} + \frac{b}{2} = \mu.\end{aligned}$$

下面来计算 $\mathbb{E}(X^2)$.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2b} x^2 e^{-|x-\mu|/b} dx = \int_{-\infty}^{\mu} \frac{1}{2b} x^2 e^{(x-\mu)/b} dx + \int_{\mu}^{+\infty} \frac{1}{2b} x^2 e^{-(x-\mu)/b} dx \\ &= \frac{1}{2} x^2 e^{(x-\mu)/b} \Big|_{-\infty}^{\mu} - \int_{-\infty}^{\mu} x e^{(x-\mu)/b} dx - \frac{1}{2} x^2 e^{-(x-\mu)/b} \Big|_{\mu}^{+\infty} + \int_{\mu}^{+\infty} x e^{-(x-\mu)/b} dx \\ &= \mu^2 - 2b \left(\frac{\mu}{2} - \frac{b}{2} \right) + 2b \left(\frac{\mu}{2} + \frac{b}{2} \right) = \mu^2 + 2b^2.\end{aligned}$$

那么我们有 $\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = 2b^2$.

◁

Problem 6. 回答下列问题:

- (1) 若 $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$, 对于任意实数 t , 计算 $\mathbb{E}(e^{tX^2})$.
- (2) 对于任意正整数 n , 若 $Y_n \sim \chi^2(n)$, 即 $Y_n \sim \Gamma(n/2, 1/2)$. 对于任意实数 t , 计算 $\mathbb{E}(e^{tY_n})$.
- (3) 若 $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$, 计算 $Y = X^2$ 的概率密度函数.

◀

Solution. (1) 注意到我们有

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}.$$

那么, 当 $t < 1/2$ 时有

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(e^{tX^2}) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(1/2-t)x^2} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{1}{\sqrt{1/2-t}} \cdot \sqrt{\pi} = \frac{1}{\sqrt{1-2t}}.\end{aligned}$$

当 $t \geq 1/2$ 时, $\mathbb{E}(e^{tX^2})$ 显然不收敛.

(2) 令

$$c := \frac{(1/2)^{n/2}}{\Gamma(n/2)}$$

那么当 $t < 1/2$ 时, 我们有

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(e^{tY_n}) &= c \int_0^{+\infty} x^{n/2-1} \exp\left(-\frac{1}{2} + t\right) dx \\ \text{令 } y = (1/2 - t)x &= c \cdot \frac{1}{(1/2 - t)^{n/2}} \int_0^{+\infty} y^{n/2-1} e^{-y} dy \\ \Gamma \text{ 函数定义} &= \frac{1}{\Gamma(n/2)} \frac{1}{(1 - 2t)^{n/2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \\ &= \frac{1}{(1 - 2t)^{n/2}}.\end{aligned}$$

当 $t \geq 1/2$ 时, $\mathbb{E}(e^{tY_n})$ 显然不收敛.

(3) 对于任意 $y \geq 0$, 我们有

$$\mathbb{P}(Y \leq y) = \mathbb{P}(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_X(x) dx$$

对等号两边求导, Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y/2} \frac{1}{2\sqrt{y}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y/2} \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} e^{-y/2}, \quad y \geq 0.$$

当 $y < 0$ 时, $f_Y(y) = 0$. 注意到 $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$, 那么 $Y = X^2 \sim \chi^2(1)$.

Note: 通过上述矩母函数的计算也可以发现 $\chi^2(1)$ 即为 $\mathcal{N}(0, 1)$ 的平方.

◁