## 随机过程 B 第二周作业 9月21日 周一

PB18151866 龚小航

1.9 令 X 和 Y 是从单位圆内的均匀分布中随机选取一点所得的横坐标与纵坐标, 试计算条件概率:

$$P\left(X^2+Y^2\geq \frac{3}{4}\left|X>Y\right.\right)$$

解: 换元,令  $\begin{cases} x = r\cos\theta \\ y = r\sin\theta \end{cases}$  由于 (X,Y) 在单位圆内服从均匀分布,因此可得r与 $\theta$ 独立且无关,其中 $\theta$  服从  $(0,\pi/2)$  上的均匀分布。因此有:

$$P\left(X^{2} + Y^{2} \ge \frac{3}{4} \left| X > Y\right.\right) = P\left(r^{2} \ge \frac{3}{4} \left| -\frac{3}{4}\pi < \theta < \frac{1}{4}\pi\right.\right) = \frac{P\left(r^{2} \ge \frac{3}{4}, -\frac{3}{4}\pi < \theta < \frac{1}{4}\pi\right)}{P\left(-\frac{3}{4}\pi < \theta < \frac{1}{4}\pi\right)}$$

计算分子:

$$P\left(r^2 \ge \frac{3}{4} , -\frac{3}{4}\pi < \theta < \frac{1}{4}\pi\right) = \int_{\frac{\sqrt{3}}{2}}^{1} \left(\frac{1}{4}\pi - \frac{-3}{4}\pi\right) p \, \mathrm{d}p = \frac{\pi}{8}$$

1.11 X,Y 为两个独立随机变量且分布相同。证明: E(X|X+Y=z)=E(Y|X+Y=z) 并求基于 X+Y=z 的最佳预报、并求出预报误差  $E(X-\varphi(X+Y))^2$ .

解: 先证明 E(X|X+Y=z) = E(Y|X+Y=z):

当 X,Y 为离散型随机变量时,证明如下: 其中  $y_i = z - x_i$  表示  $Y = y_i = z - x_i$ 

$$E(X|X+Y=z) = \sum_{i=1}^{n} x_{i} P(X=x_{i}|X+Y=z) \stackrel{\text{Ref}}{=} \sum_{i=1}^{n} x_{i} P(X=x_{i}|y_{i}=z-x_{i})$$

$$= \sum_{i=1}^{n} x_{i} \frac{P(X=x_{i}, y_{i}=z-x_{i})}{P(y_{i}=z-x_{i})} \stackrel{X,Y \text{ the def}}{=} \sum_{i=1}^{n} x_{i} \frac{P(X=x_{i}) P(y_{i}=z-x_{i})}{P(y_{i}=z-x_{i})}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} x_{i} P(X=x_{i}) \stackrel{X,Y \text{ the def}}{=} \sum_{i=1}^{n} y_{i} P(Y=y_{i}) = \sum_{i=1}^{n} y_{i} \frac{P(Y=y_{i}) P(x_{i}=z-y_{i})}{P(x_{i}=z-y_{i})}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} y_{i} \frac{P(Y=y_{i}) P(x_{i}=z-y_{i})}{P(x_{i}=z-y_{i})} = \sum_{i=1}^{n} y_{i} P(Y=y_{i}|x_{i}=z-y_{i})$$

$$= E(Y|X+Y=z)$$

当 X,Y 为连续性随机变量时,证明如下:

$$E(X|X+Y=z) = \int_{-\infty}^{\infty} x \, f(X=x|Y=z-x) \, dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f(X=x, Y=z-x)}{f(Y=z-x)} \, dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f(X=x)f(Y=z-x)}{f(Y=z-x)} \, dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f(X=x) \, dx = \int_{-\infty}^{\infty} y f(Y=y) \, dy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} y \frac{f(Y=y)f(X=z-y)}{f(X=z-y)} \, dy = \int_{-\infty}^{\infty} y \frac{f(Y=y, X=z-y)}{f(Y=z-x)} \, dy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} y \, f(Y=y|X=z-y) \, dy = E(Y|X+Y=z)$$

因此不论 X,Y 是连续型或是离散型随机变量,都有 E(X|X+Y=z)=E(Y|X+Y=z) 成立。 再求其基于 X+Y=z 的最佳预报:

求其最佳预报,即为求最佳预报函数  $\varphi(X+Y)$  ,它使  $E\big(X-\varphi(X+Y)\big)^2$  达到最小。由教材第 8 页的结论,可知  $\varphi(X+Y)=E(X|X+Y=z)$ 

首先由已知条件做变换:

$$X + Y = z \implies E(X + Y) = E(X) + E(Y) = z \implies E(X) = E(Y) = \frac{z}{2}$$

再求出 E(X|X+Y=z):

$$E(X|X+Y=z) = \frac{1}{2} \left( E(X|X+Y=z) + E(Y|X+Y=z) \right) = \frac{E(X+Y|X+Y=z)}{2} = \frac{z}{2}$$

最后将其带入求预报误差  $E(X-\varphi(X+Y))^2$ :

$$E(X - \varphi(X + Y))^2 = E(X - \frac{z}{2})^2 = Var(X)$$

1.13 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立同分布, 服从于参数为  $\lambda$  的指数分布。

试证  $\sum_{i=1}^{n} X_i$  是参数为  $(n, \lambda)$  的  $\Gamma$  分布, 其密度为

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!} \quad t \ge 0$$

解: 利用数学归纳法, 对n施以归纳:

- ① 归纳基础: n=1 时,有  $S_1=X_1$ ,且  $S_1\sim EXP(\lambda)$ , $f_0(t)=\lambda e^{-\lambda t}\sim EXP(\lambda)$ . 即 n=1 时, $S_1$  服从 参数为 $(1,\lambda)$  的  $\Gamma$  分布。归纳基础成立。
- ② 归纳假设: 令  $n \le k$  时,均有  $S_n \sim \Gamma(n, \lambda)$  成立。

③ 归纳递推: 当 n=k+1 时, 计算  $S_{k+1}$  的分布: 其中利用了  $\Gamma(k)=(k-1)!$ 

$$\begin{split} P(S_{k+1} = x) &= \int_0^x P(S_k = \xi) P(X_{k+1} = x - \xi) \, \mathrm{d}\xi = \int_0^x \lambda e^{-\lambda \xi} \frac{(\lambda \xi)^{k-1}}{(k-1)!} \cdot \lambda e^{-\lambda(x-\xi)} \, \mathrm{d}\xi \\ &= \frac{\lambda^{k+1}}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x} \int_0^x \xi^{k-1} \, \mathrm{d}\xi = \frac{\lambda^{k+1}}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x} \cdot \left(\frac{\xi^k}{k} \Big| \xi = 0\right) = \frac{\lambda^{k+1}}{\Gamma(k)} e^{-\lambda x} x^k \\ &= \lambda e^{-\lambda x} \frac{(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} \end{split}$$

这种形式即为  $S_{k+1} \sim \Gamma(k+1,\lambda)$ 

由以上三步,根据数学归纳法,可知  $\sum_{i=1}^{n} X_i$  是参数为  $(n,\lambda)$  的  $\Gamma$  分布,