

随机过程第 2 周作业

周强 202128019427002 电子学院

1. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} 24(1-x)y, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试求:

a) 边缘密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 以及条件密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $f_{Y|X}(y|x)$

解: 边缘密度函数如下:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^x 24(1-x)y dy = -12x^3 + 12x^2, & \text{if } x \in (0, 1) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 24(1-x)y dx = 12y^3 - 24y^2 + 12y, & \text{if } y \in (0, 1) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

条件密度函数如下

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{2(1-x)}{y^2 - 2y + 1} & \text{if } x \in (y, 1) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{24(1-x)y}{-12x^3 + 12x^2} = \frac{2y}{x^2} & \text{if } y \in (0, x) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

b) 当 $0 < y < 1$ 时, 确定 $E\{X|Y=y\}$ 以及 $E\{X|Y\}$ 的分布密度函数。

解: 当 $0 < y < 1$ 时,

$$E\{X|Y=y\} = \int_{-\infty}^{\infty} xf_{X|Y}(x|y)dx = \int_y^1 \frac{2x(1-x)}{y^2 - 2y + 1} dx = \frac{2y+1}{3}$$

$$Z = E\{X|Y\} = \frac{2Y+1}{3}$$

$$Y = \frac{3}{2}Z - \frac{1}{2}, \frac{\partial Y}{\partial Z} = \frac{3}{2}$$

$$f_Z(z) = \left| \frac{\partial Y}{\partial Z} \right| f_Y\left(\frac{3}{2}z - \frac{1}{2}\right) = \begin{cases} \frac{81(3z-1)(z-1)^2}{4} & \text{if } z \in \left[\frac{1}{3}, 1\right] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

2. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{4}{7}(1+y+xy), & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试求随机变量 $Y(1+X)$ 的密度函数。

解: 设 $\begin{cases} U = Y(1+X) \\ V = Y \end{cases}$, 其逆映射为 $\begin{cases} X = \frac{U}{V} - 1 \\ Y = V \end{cases}$, 则 $J = \frac{\partial x}{\partial u} = \frac{1}{v}$ 。

$$f_{U,V}(u, v) = f(x, y)|J| = \frac{f\left(\frac{u}{v} - 1, v\right)}{v} = \frac{4(1+u)}{7v}$$

因为 $x = \frac{u}{v} - 1 \in (0,1)$, 则 $v < u < 2v$, 即 $v \in (\frac{1}{2}u, u)$

当 $u \in (0,1)$ 时, $f_U(u) = \int_{\frac{1}{2}u}^u \frac{4(1+u)}{7v} dv = \frac{4}{7} \ln 2 (1+u)$

当 $u \in [1,2)$ 时, $f_U(u) = \int_{\frac{1}{2}u}^1 \frac{4(1+u)}{7v} dv = \frac{4}{7} (1+u) \ln \frac{2}{u}$

综上, $f_U(u) = \begin{cases} \frac{4}{7} \ln 2 (1+u) & \text{if } u \in (0,1) \\ \frac{4}{7} (1+u) \ln \frac{2}{u} & \text{if } u \in [1,2) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

3. 设 X_1, X_2, X_3 为独立同分布的随机变量, 且服从标准正态分布。令:

$$Y = \frac{X_1 + X_2 X_3}{\sqrt{1 + X_3^2}}$$

a) 试求随机变量 Y 的分布密度函数。

解: $Z = \frac{X_1 + X_2 X_3}{\sqrt{1 + X_3^2}} = \frac{X_1}{\sqrt{1 + X_3^2}} + \frac{X_2 X_3}{\sqrt{1 + X_3^2}}$, 其中 X_1, X_2 是独立随机变量, x_3 是常数。

则 Z 服从正态分布, 且均值为 $\mu = 0$, 方差为 $\sigma = \left(\frac{1}{\sqrt{1 + x_3^2}} \right)^2 + \left(\frac{x_3}{\sqrt{1 + x_3^2}} \right)^2 = 1$ 。

易知

$$Z = Y | X_3 = x_3, f(y | x_3) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$$

$$f(y, x_3) = f(y | x_3) f_{X_3}(x_3)$$

根据全概率公式有

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(y, x_3) dx_3 = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_3}(x) f(y | x_3) dx_3 = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{y^2}{2}} e^{-\frac{x_3^2}{2}} dx_3$$

$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{y^2}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x_3^2}{2}} dx_3 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$$

综上, 随机变量 Y 服从标准正态分布, 即 $Y \sim N(0,1)$ 。

b) 试问有限个独立正态分布随机变量经过非线性变换是否服从正态分布?

解: 可以, 由(a)可知, Y 是 X_3 的非线性函数, 仍满足正态分布。

4. 设 $\{\xi_n, n \geq 1\}$ 为独立同分布连续性随机变量序列, 令:

$$\tau = \min\{n: n \geq 2, \xi_n > \xi_1\}, \sigma = \min\left\{n: n > m, \xi_n > \max_{1 \leq k \leq m} \{\xi_k\}\right\}$$

试回答以下问题:

a) 求随机变量 τ 的分布函数, 并确定随机变量 τ 的数学期望是否存在。

解: 设 ξ_i 的概率密度函数 $f_\xi(x)$, 分布函数为 $F_\xi(x)$, 根据全概率公式, 当 $m \geq 2$ 时有

$$\begin{aligned}
P(\tau = m) &= \int_{-\infty}^{\infty} P(\tau = m | \xi_1 = u) f_{\xi}(u) du \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} P(\xi_2 \leq u, \dots, \xi_{m-1} \leq u, \xi_m > u | \xi_1 = u) f_{\xi}(u) du \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} P(\xi_2 \leq u), \dots, P(\xi_{m-1} \leq u) P(\xi_m > u) f_{\xi}(u) du \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} [F_{\xi}(u)]^{m-2} [1 - F_{\xi}(u)] f_{\xi}(u) du \\
&= \int_0^1 [F_{\xi}(u)]^{m-2} [1 - F_{\xi}(u)] dF_{\xi}(u) = \frac{1}{m(m-1)} \\
E(\tau) &= \sum_{m=2}^{\infty} \frac{m}{m(m-1)} = \sum_{m=2}^{\infty} \frac{1}{(m-1)} = \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{m}
\end{aligned}$$

由于上述级数发散，因此该随机变量的期望不存在。

b) 求概率 $P\{\sigma > n\} (n \geq m+1)_0$

解：设 $Z = \max_{1 \leq k \leq m} \{\xi_k\}$, $F_Z(z) = P(Z \leq z) = \prod_{k=1}^m P(\xi_k \leq z) = [F_{\xi}(z)]^m$, $f_Z(z) =$

$m[F_{\xi}(z)]^{m-1} f_{\xi}(z)$ 。根据全概率公式有

$$\begin{aligned}
P(\sigma > n) &= \int_{-\infty}^{\infty} P(\sigma > n | Z = u) f_Z(u) du = \int_{-\infty}^{\infty} P(\xi_{m+1} < u, \dots, \xi_n < u) f_Z(u) du \\
&= \int_0^1 (F_{\xi}(u)^{n-m}) m [F_{\xi}(u)]^{m-1} dF_{\xi}(u) = \frac{m}{n}
\end{aligned}$$

5. 设 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 与 η 为随机变量, $\eta \sim U[0, 1]$, 而 $\xi_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 均以下述条件概率取 1 和 0 两个, 即 $P\{\xi_i = 1 | \eta = p\} = p, P\{\xi_i = 0 | \eta = p\} = 1 - p$, 并且条件独立, 即对于 $i = 1, 2, \dots, n$, 均有 $x_i = 0, 1$ 时, 有

$$P\{\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n | \eta\} = P\{\xi_1 = x_1 | \eta\} \cdots P\{\xi_n = x_n | \eta\}$$

试回答以下问题:

a) 试求 $P\{\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n\}$ 。

解:

$$\begin{aligned}
P\{\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n\} &= \int_0^1 P\{\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n | \eta = p\} f_{\eta}(p) dp \\
&= \int_0^1 P\{\xi_1 = x_1 | \eta\} \cdots P\{\xi_n = x_n | \eta\} f_{\eta}(p) dp = \int_0^1 p^x (1-p)^{n-x} dp \\
&= \frac{1}{(n+1)C_n^k}
\end{aligned}$$

其中 $x = \sum_{i=1}^n x_i$ 。

b) 试求随机变量 $S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$ 的分布。

解: 当 $k = 0, 1, 2, 3, \dots, n$ 时,

$$\begin{aligned}
P(S_n = k | \eta = p) &= C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\
P(S_n = k) &= \int_0^1 P(S_n = k | \eta = p) f_{\eta}(p) dp = C_n^k \int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} dp = \frac{1}{n+1}
\end{aligned}$$

当 $k \notin [0, n]$ 时, $P(S_n = k) = 0$ 。

c) 试求条件分布 $P\{\eta \leq p | S_n = x\}$, 并求出密度函数, 其中 $x = x_1 + \dots + x_n$

解: 据贝叶斯公式有, 当 $p \in (0, 1)$ 时,

$$\begin{aligned} f_{\eta|S_n}(p|x) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(p \leq \eta \leq p+h | S_n = x)}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(p \leq \eta \leq p+h, S_n = x)}{hP(S_n = x)} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(S_n = x | p \leq \eta \leq p+h)P(p \leq \eta \leq p+h)}{hP(S_n = x)} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{(n+1)hf_{\eta}(p)P(S_n = x | \eta = p)}{h} = (n+1)P(S_n = x | \eta = p) \\ &= (n+1)C_n^x p^x (1-p)^{n-x} \end{aligned}$$

d) 试问分布 $P\{\eta \leq p | S_n = x_1 + \dots + x_n\}$ 与 $P\{\eta \leq p | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n\}$ 是否相同, 其中 $p \in (0, 1)$ 。

解:

$$\begin{aligned} f_{\eta|\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n}(p, x_1, x_2, \dots, x_n) &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(p \leq \eta \leq p+h | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n)}{h} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(p \leq \eta \leq p+h, \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n)}{hP(\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n)} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n | p \leq \eta \leq p+h)f_{\eta}(p)h}{hP(\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n)} \\ &= \frac{P(\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n | \eta = p)}{P(\xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n)} = (n+1)C_n^x p^x (1-p)^{n-x}, \text{ 其中 } x \\ &= \sum_{i=0}^n x_i \\ f_{\eta|S_n}(p|x) &= (n+1)C_n^x p^x (1-p)^{n-x} \end{aligned}$$

故 $P\{\eta \leq p | S_n = x_1 + \dots + x_n\} = P\{\eta \leq p | \xi_1 = x_1, \dots, \xi_n = x_n\}$