

3.3 第八周课后作业参考答案

1. 设二维随机变量 (ξ, η) 的联合概率密度函数为

$$g(x, y) = \begin{cases} 8xy, & 0 \leq x \leq y, 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(a) 求 ξ 的边际概率密度函数. (2分)

【解】 ξ 的边际概率密度函数为

$$p_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y)dy = \begin{cases} \int_x^1 8xydy, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 4x(1-x^2) & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

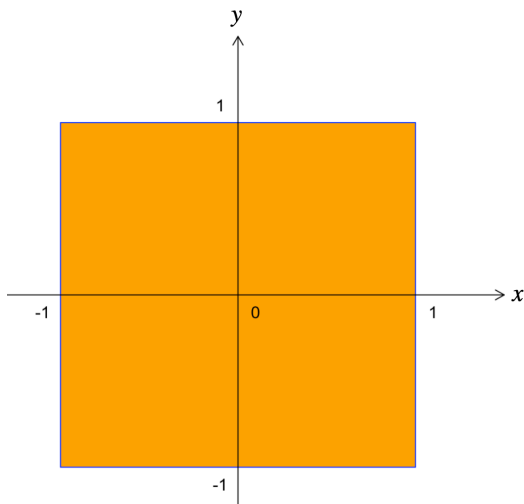
(b) 求 η 的边际概率密度函数. (2分)

【解】 η 的边际概率密度函数为

$$p_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y)dx = \begin{cases} \int_0^y 8xydx, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 4y^3, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(c) 确定 ξ 与 η 的独立性. (2分)

【解】 由上述边际分布密度的结果可见, $g(x, y) \neq p_{\xi}(x) \cdot p_{\eta}(y)$, 所以 ξ 与 η 不相互独立.



2. 设二维随机变量 (ξ, η) 的联合概率密度函数为

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1+xy}{4}, & |x| \leq 1, |y| \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(a) 求 ξ 的边际概率密度函数. (2分)

【解】 ξ 的边际概率密度函数为

$$p_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y)dy = \begin{cases} \int_{-1}^1 \frac{1+xy}{4}dy, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(b) 求 η 的边际概率密度函数. (2分)

【解】 η 的边际概率密度函数为

$$p_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y)dx = \begin{cases} \int_{-1}^1 \frac{1+xy}{4}dx, & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(c) 证明 ξ 与 η 不相互独立. (2分)

【解】 由上述边际分布密度的结果可见, $p(x, y) \neq p_{\xi}(x) \cdot p_{\eta}(y)$, 所以 ξ 与 η 不相互独立.

(d) 求 ξ^2 的分布函数. (2分)

【解】 ξ^2 的分布函数为

$$\begin{aligned}
 F_{\xi^2}(u) &= P\{\xi^2 < u\} = \begin{cases} 0, & u < 0 \\ P\{-\sqrt{u} < \xi < \sqrt{u}\}, & 0 \leq u \leq 1 \\ 1, & u > 1 \end{cases} \\
 &= \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \int_{-\sqrt{u}}^{\sqrt{u}} \frac{1}{2} dx, & 0 \leq u \leq 1 \\ 1, & u > 1 \end{cases} \\
 &= \begin{cases} 0, & u < 0 \\ \sqrt{u}, & 0 \leq u \leq 1 \\ 1, & u > 1 \end{cases}
 \end{aligned}$$

(e) 求 η^2 的分布函数. (2分)

【解】 同理, η^2 的分布函数为

$$\begin{aligned}
 F_{\eta^2}(v) &= P\{\eta^2 < v\} = \begin{cases} 0, & v < 0 \\ P\{-\sqrt{v} < \eta < \sqrt{v}\}, & 0 \leq v \leq 1 \\ 1, & v > 1 \end{cases} \\
 &= \begin{cases} 0, & v < 0 \\ \int_{-\sqrt{v}}^{\sqrt{v}} \frac{1}{2} dy, & 0 \leq v \leq 1 \\ 1, & v > 1 \end{cases} \\
 &= \begin{cases} 0, & v < 0 \\ \sqrt{v}, & 0 \leq v \leq 1 \\ 1, & v > 1 \end{cases}
 \end{aligned}$$

(f) 证明 ξ^2 与 η^2 相互独立. (2分)

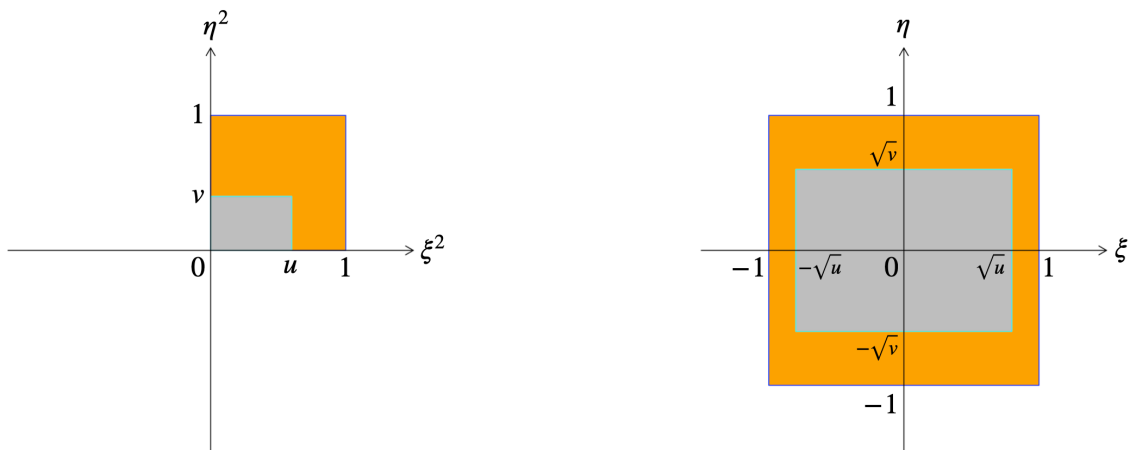
【解】 ξ^2 与 η^2 的联合分布函数为

$$F(u, v) = P\{\xi^2 < u, \eta^2 < v\}$$

当 $u < 0$ 或者 $v < 0$ 时, 显然有 $F(u, v) = 0 = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v)$.

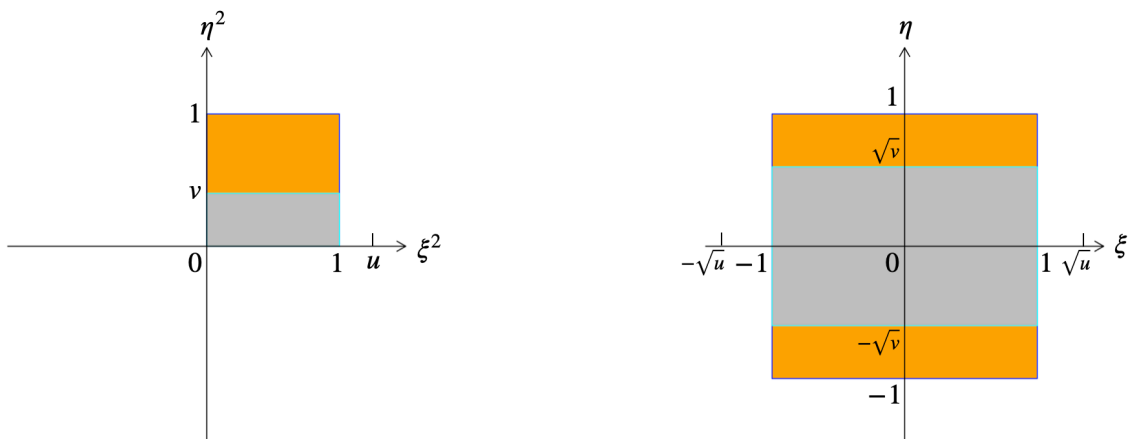
当 $u > 1$ 并且 $v > 1$ 时, 显然有 $F(u, v) = 1 = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v)$.

当 $0 \leq u \leq 1$ 并且 $0 \leq v \leq 1$ 时, ξ^2 与 η^2 的联合分布函数



$$\begin{aligned} F(u, v) &= P\{\xi^2 < u, \eta^2 < v\} = \int_{-\sqrt{u}}^{\sqrt{u}} \left(\int_{-\sqrt{v}}^{\sqrt{v}} \frac{1+xy}{4} dy \right) dx \\ &= \sqrt{u} \cdot \sqrt{v} = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v) \end{aligned}$$

当 $u > 1$ 并且 $0 \leq v \leq 1$ 时, ξ^2 与 η^2 的联合分布函数



$$\begin{aligned}
 F(u, v) &= P\{\xi^2 < u, \eta^2 < v\} = \int_{-1}^1 \left(\int_{-\sqrt{v}}^{\sqrt{v}} \frac{1+xy}{4} dy \right) dx \\
 &= \sqrt{v} = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v)
 \end{aligned}$$

同理, 当 $0 \leq u \leq 1$ 并且 $v > 1$ 时, 亦有 $F(u, v) = \sqrt{u} = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v)$.

综上所述, $\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2$ 都有 $F(u, v) = F_{\xi^2}(u) \cdot F_{\eta^2}(v)$, 由随机变量独立性的定义知 ξ^2 与 η^2 相互独立.

3. 若 ξ_1 与 ξ_2 是相互独立的随机变量, 均服从 Poisson 分布, 参数分别为 λ_1 与 λ_2 .

(a) 证明 $\xi_1 + \xi_2$ 服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 分布. (2 分)

【解】 记 $\eta = \xi_1 + \xi_2$, 由离散型的卷积公式有

$$\begin{aligned}
 P\{\eta = k\} &= \sum_{i=0}^k P\{\xi_1 = i, \xi_2 = k - i\} \\
 &= \sum_{i=0}^k P\{\xi_1 = i\} P\{\xi_2 = k - i\} \\
 &= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i}{i!} e^{-\lambda_1} \cdot \frac{\lambda_2^{k-i}}{(k-i)!} e^{-\lambda_2} \\
 &= \frac{1}{k!} \left(\sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \right) e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \\
 &= \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}, \quad k = 0, 1, 2, \dots
 \end{aligned}$$

这恰好是参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 分布的分布律, 所以 $\eta = \xi_1 + \xi_2$ 服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 分布.

(b) 证明 $P\{\xi_1 = k \mid \xi_1 + \xi_2 = n\} = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^{n-k}$. (2 分)

【解】 由条件概率的定义知

$$\begin{aligned}
 P\{\xi_1 = k \mid \xi_1 + \xi_2 = n\} &= \frac{P\{\xi_1 = k, \xi_1 + \xi_2 = n\}}{P\{\xi_1 + \xi_2 = n\}} \\
 &= \frac{P\{\xi_1 = k, \xi_2 = n - k\}}{P\{\xi_1 + \xi_2 = n\}} \\
 &= \frac{P\{\xi_1 = k\} \cdot P\{\xi_2 = n - k\}}{P\{\xi_1 + \xi_2 = n\}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1} \cdot \frac{\lambda_2^{n-k}}{(n-k)!} e^{-\lambda_2}}{\frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}} \\
&= \frac{n!}{k! (n-k)!} \frac{\lambda_1^k \lambda_2^{n-k}}{(\lambda_1 + \lambda_2)^n} \\
&= \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^{n-k}
\end{aligned}$$

4. 设随机变量 ξ 服从区间 $(0, 1)$ 内的均匀分布, 令 $\eta = -2 \ln \xi$, 求随机变量 η 的概率密度函数. (2 分)

【解】 已知 ξ 服从区间 $(0, 1)$ 内的均匀分布, 则其概率密度函数为

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

于是, 随机变量 $\eta = -2 \ln \xi$ 的分布函数为

$$\begin{aligned}
F_{\eta}(x) &= P(\eta < x) = P(-2 \ln \xi < x) = P\left(\ln \xi > -\frac{x}{2}\right) = P\left(\xi > e^{-\frac{x}{2}}\right) \\
&= \begin{cases} \int_{e^{-\frac{x}{2}}}^1 dt, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}
\end{aligned}$$

于是, 随机变量 η 的概率密度函数为

$$f_{\eta}(x) = \frac{d}{dx} F_{\eta}(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

5. 设随机向量 (ξ, η) 的联合分布律见表 3.1.

(a) 求 $P\{\xi = 2 | \eta = 2\}$, $P\{\eta = 3 | \xi = 0\}$. (2 分)

表 3.1: 随机向量 (ξ, η) 的联合分布律

η	ξ						$p_{\eta}(\cdot)$
	0	1	2	3	4	5	
0	0.00	0.01	0.03	0.05	0.07	0.09	0.25
1	0.01	0.02	0.04	0.05	0.06	0.08	0.26
2	0.01	0.03	0.05	0.05	0.05	0.06	0.25
3	0.01	0.02	0.04	0.06	0.06	0.05	0.24
$p_{\xi}(\cdot)$	0.03	0.08	0.16	0.21	0.24	0.28	1

【解】 首先计算出 ξ 、 η 的边缘分布律 (结果分别见表 3.1 的最后一行、最后一列). 于是

$$P\{\xi = 2 | \eta = 2\} = \frac{P\{\xi = 2, \eta = 2\}}{P\{\eta = 2\}} = \frac{0.05}{0.25} = \frac{1}{5}$$

$$P\{\eta = 3 | \xi = 0\} = \frac{P\{\xi = 0, \eta = 3\}}{P\{\xi = 0\}} = \frac{0.01}{0.03} = \frac{1}{3}$$

(b) 求 $X = \max\{\xi, \eta\}$ 的分布律. (2 分)

【解】 采用表上作业法:

η	ξ					
	0	1	2	3	4	5
0	0.00 0	0.01 1	0.03 2	0.05 3	0.07 4	0.09 5
1	0.01 1	0.02 1	0.04 2	0.05 3	0.06 4	0.08 5
2	0.01 2	0.03 2	0.05 2	0.05 3	0.05 4	0.06 5
3	0.01 3	0.02 3	0.04 3	0.06 3	0.06 4	0.05 5

于是得 $X = \max\{\xi, \eta\}$ 的分布律为

X	1	2	3	4	5
$p_X(\cdot)$	0.04	0.16	0.28	0.24	0.28

(c) 求 $Y = \min \{\xi, \eta\}$ 的分布律. (2分)

【解】 采用表上作业法:

η	ξ					
	0	1	2	3	4	5
0	0.00 0	0.01 0	0.03 0	0.05 0	0.07 0	0.09 0
1	0.01 0	0.02 1	0.04 1	0.05 1	0.06 1	0.08 1
2	0.01 0	0.03 1	0.05 2	0.05 2	0.05 2	0.06 2
3	0.01 0	0.02 1	0.04 2	0.06 3	0.06 3	0.05 3

于是得 $Y = \min \{\xi, \eta\}$ 的分布律为

Y	0	1	2	3
$p_Y(\cdot)$	0.28	0.30	0.25	0.17

(d) 求 $Z = \xi + \eta$ 的分布律. (2分)

【解】 采用表上作业法:

η	ξ					
	0	1	2	3	4	5
0	0.00 0	0.01 1	0.03 2	0.05 3	0.07 4	0.09 5
1	0.01 1	0.02 2	0.04 3	0.05 4	0.06 5	0.08 6
2	0.01 2	0.03 3	0.05 4	0.05 5	0.05 6	0.06 7
3	0.01 3	0.02 4	0.04 5	0.06 6	0.06 7	0.05 8

于是得 $Z = \xi + \eta$ 的分布律为

Z	1	2	3	4	5	6	7	8
$p_Z(\cdot)$	0.02	0.06	0.13	0.19	0.24	0.19	0.12	0.05