Probability and Statistics Tutorial 7

Siyi Wang

Southern University of Science and Technology

11951002@mail.sustech.edu.cn

November 4, 2020

Outline

- Review
- 2 Homework
- Supplement Exercises
- 4 Further Reading

Review

1. Independence

- (Definition) We say X and Y are independent if $F_{X,Y}(x,y) = F_X(x)F_Y(y)$, that is, $P(X \le x, Y \le y) = P(X \le x)(Y \le y)$.
- Discrete case: The above definition is equivalent to the condition P(X = i, Y = j) = P(X = i)P(Y = j), for $\forall i, j$.
- Continuous case: The above definition is equivalent to the condition $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$, for $\forall x,y$.
- If X and Y are independent, then h(X) and g(Y) are independent for any function g and h.
- 2. n-dimensional Marginal Distribution and Independence $(X_1,...,X_n)$
 - Distribution Function (CDF): $F_{X_1,...X_n}(x_1,...x_n) = P(X_1 \le x_1,...,X_n \le x_n)$.
 - Marginal Distribution Function of (X_1, X_3) : $F_{X_1, X_3}(x_1, x_3) = P(X_1 \le x_1, X_3 \le x_3) = F_{X_1, ..., X_n}(x_1, +\infty, x_3, +\infty, ..., +\infty)$
 - Independence: we say $(X_1,...,X_n)$ are mutually independent if $F_{X_1,...,X_n}(x_1,...x_n) = F_{X_1}(x_1)...F_{X_n}(x_n)$.

3/61

Review

3. Conditional Distribution

- Discrete Case:
 - Conditional PMF: For $P_{\cdot,j} = P(Y = y_j) > 0$, we define $P_{X|Y}(x_i|y_j) = P(X = x_i|Y = y_j) = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot,j}}$.
 - (Property) $P_{X|Y}(x_i|y_j) \geq 0$.
 - (Property) $\sum_{i} P_{X|Y}(x_i|y_j) = 1$.
 - If X and Y are independent, then $P_{X|Y}(x_i|y_j) = P(X = x_i)$.
- Continuous Case:
 - Conditional PDF: For $f_Y(y) > 0$, we define $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$.
 - (Property) $f_{X|Y}(x|y) \ge 0$
 - (Property) $\int_{-\infty}^{+\infty} f_{X|Y}(x|y) dx = 1$.
 - (Property) $P(X \in A|Y = y) = \int_A f_{X|Y}(x|y)dx$
 - If X and Y are independent, then $f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$.
 - (Warning!) How to calculate $P(X \in A|Y \in B)$? Answer: $P(X \in A|Y \in B) = \frac{P(X \in A, Y \in B)}{P(Y \in B)} = \frac{\int_B \int_A f(x,y) dx dy}{\int_B f_Y(y) dy}$.



19. 假设两个部件的寿命 T_1 和 T_2 服从独立的指数分布,参数分别为 α 和 β . 计算 (a) $P(T_1>T_2)$ 和 (b) $P(T_1>2T_2)$.

Solution

We have $f_{T_1}(t) = \alpha \exp(-\alpha t) 1_{\{t>0\}}$, $f_{T_2}(s) = \beta \exp(-\beta s) 1_{\{s>0\}}$. Then, $f_{T_1,T_2}(t,s) = \alpha \beta \exp(-(\alpha t + \beta s)) 1_{\{t>0,s>0\}}$. (1) $P(T_1 > T_2) = \int_0^{+\infty} \int_s^{+\infty} \alpha \beta \exp(-(\alpha t + \beta s)) dt ds = \frac{\beta}{\alpha + \beta}$. (2) $P(T_1 > 2T_2) = \int_0^{+\infty} \int_{2s}^{+\infty} \alpha \beta \exp(-(\alpha t + \beta s)) ds dt = \frac{\beta}{2\alpha + \beta}$.

补充题 设在 $\triangle ABC$ 内部任取一点 P, 在底边 BC上任取一点 Q, 求直线 PQ 与线段 AB 相交的概率.

Solution

Let |BC| = b and $S_{ABC} = S$.

 $P(PQ \text{ and } AB \text{ intersects}) = \int_0^b P(PQ \text{ and } AB \text{ intersects}|BQ = x) \frac{1}{b} dx.$

And since $P(PQ \text{ and } AB \text{ intersects} | BQ = x) = \frac{x}{b}$,

then $P(PQ \text{ and } AB \text{ intersects}) = \int_0^b \frac{x}{h^2} dx = \frac{1}{2}$.

- 一个袋中有5个球,其中2个白球3个黑球,
 - (1)先后有放回的任取一球,
 - (2)先后无放回的任取一球,

取到的白球个数分别为 X 和 Y, 求(X,Y)的联合频率函数及边缘频率函数, 讨论独立性。

在一个以原点为圆心半径为R的圆内随机选取一点,令(X,Y)表示这一点的分布,则(X,Y)服从

$$f(x,y) = \begin{cases} c, x^2 + y^2 \le R^2, \\ 0, & \text{ i.e. } \end{cases}$$

- (1) 求 c; (2)求边缘密度函数;
- (3)讨论 X 和 Y 独立性。

Solution

$$(1) c = \frac{1}{\pi R^2}.$$

(2)

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{R^2 - x^2}}^{\sqrt{R^2 - x^2}} \frac{1}{\pi R^2} dy = \frac{2\sqrt{R^2 - x^2}}{\pi R^2}, & x \in (-R, R) \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
(1)

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{R^{2} - y^{2}}}^{\sqrt{R^{2} - y^{2}}} \frac{1}{\pi R^{2}} dx = \frac{2\sqrt{R^{2} - y^{2}}}{\pi R^{2}}, & y \in (-R, R) \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
(2)

(3) Since $f_X(x)f_Y(y) \neq f(x,y)$, then they are not independent.



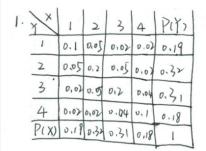
1. 两个离散随机变量 X 和 Y 的联合频率函数由下表给出:

	\boldsymbol{x}			
\boldsymbol{y}	1	2	3	4
1	0.10	0.05	0.02	0.02
2	0.05	0.20	0.05	0.02
3	0.02	0.05	0.20	0.04
4	0.02	0.02	0.04	0.10

76

- a. 计算 X 和 Y 的边际频率函数.
- b. 计算给定 Y=1 时 X 的条件频率函数, 以及给定 X=1 时 Y 的条件频率函数.

Solution



X	1	2	3	4)
P(x/4=1)	0.53	-	0.11	0.11	
Pix=	a, T=1) =	P	0.19	
		1 19	1 2	1 2	
P(Y 1x=1	1 10	3	19	2	4 .

Probability and Statistics

- 9. 假设 (X,Y) 是定义在区域 $0 \le y \le 1-x^2$ 和 $-1 \le x \le 1$ 上的均匀分布.
 - a. 计算 X 和 Y 的边际密度.
 - b. 计算两个变量的条件密度.

Solution

a. Since $\int_{-1}^{1} \int_{0}^{1-x^2} dy dx = \frac{4}{3}$. then $f(x,y) = \frac{3}{4} \mathbf{1}_{\{-1 \le x \le 1, 0 \le y^2 \le 1-x^2\}}$.

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^{1-x^2} \frac{3}{4} dy = \frac{3}{4} (1-x^2), & x \in [-1,1] \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (3)

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-y}}^{\sqrt{1-y}} \frac{3}{4} dy = \frac{3}{2} \sqrt{1-y}, & y \in [0,1] \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (4)

Solution

b. For $y \in [0, 1]$,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{\frac{3}{4}}{\frac{3}{2}\sqrt{1-y}} = \frac{1}{2\sqrt{1-y}}, & x \in [-\sqrt{1-y}, \sqrt{1-y}] \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (5)

For $x \in [-1, 1]$,

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{\frac{3}{4}}{\frac{3}{4}(1-x^2)} = \frac{1}{(1-x^2)}, & y \in [0, 1-x^2] \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (6)

10. 假定

$$f(x,y)=x\mathrm{e}^{-x(y+1)},\quad 0\leqslant x<\infty,\quad 0\leqslant y<\infty$$

- a. 计算 X 和 Y 的边际密度. X 和 Y 是独立的吗?
- b. 计算 X 和 Y 的条件密度.



Solution

a.

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^\infty x e^{-x(y+1)} dy = e^{-x}, & x \ge 0\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (7)

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \int_{0}^{\infty} xe^{-x(y+1)} dx = \frac{1}{(y+1)^{2}}, & y \ge 0\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (8)

Since $f_X(x)f_Y(y) \neq f(x,y)$, then they are not independent.

Solution

b. For $y \geq 0$,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{xe^{-x(y+1)}}{\frac{1}{(y+1)^2}} = x(y+1)^2 e^{-x(y+1)}, & x \ge 0\\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$
(9)

For $x \geq 0$,

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{xe^{-x(y+1)}}{e^{-x}} = xe^{-xy}, & y \ge 0\\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$
 (10)



15. 假定 X 和 Y 具有联合密度函数

$$f(x,y) = c\sqrt{1-x^2-y^2}, \quad x^2+y^2 \le 1$$

- a. 计算 c.
- b. 画出联合密度图形.
- c. 计算 $P\left(X^2+Y^2\leqslant \frac{1}{2}\right)$.
- d. 计算 X 和 Y 的边际密度. X 和 Y 是独立随机变量吗?
- e. 计算条件密度.



Solution

a. Since

$$1=\int\int_{x^2+y^2\leq 1}c\sqrt{1-x^2-y^2}dxdy=c\int_0^{2\pi}\int_0^1\sqrt{1-r^2}rdrd\theta=\frac{2\pi c}{3}$$
, then $c=\frac{3}{2\pi}$.

$$c.P(X^2 + Y^2 \le \frac{1}{2}) = \int \int_{x^2 + y^2 \le \frac{1}{2}} \frac{3}{2\pi} \sqrt{1 - x^2 - y^2} dxdy =$$

$$c \int_0^{2\pi} \int_0^{\frac{\sqrt{2}}{2}} \sqrt{1 - r^2} r dr d\theta = 1 - \frac{\sqrt{2}}{4}.$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{3}{2\pi} \sqrt{1-x^2-y^2} dy = \frac{3}{4}(1-x^2), & x \in [-1,1] \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
(11)

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-y^2}}^{\sqrt{1-y^2}} \frac{3}{2\pi} \sqrt{1-x^2-y^2} dx = \frac{3}{4}(1-y^2), & y \in [-1,1] \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

(12)

Solution

e. For $y \in [-1, 1]$,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{\frac{3}{2\pi}\sqrt{1-x^2-y^2}}{\frac{3}{4}(1-y^2)} = \frac{2\sqrt{1-x^2-y^2}}{\pi(1-y^2)}, & x \in [-\sqrt{1-y^2}, \sqrt{1-y^2}]\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
(13)

. For $x \in [-1, 1]$,

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{\frac{3}{2\pi}\sqrt{1-x^2-y^2}}{\frac{3}{4}(1-x^2)} = \frac{2\sqrt{1-x^2-y^2}}{\pi(1-x^2)}, & y \in [-\sqrt{1-x^2}, \sqrt{1-x^2}]\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
(14)

将长度为d的一根木棒任意截去一段,再将剩下的木棒任意截为两段.求这三段木棒能构成三角形的概率.

Solution y fint ort We have from I formed? $f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{d-x} \mathbb{1}_{\{0 < y < d-x\}}$ Thun, $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{d(d-x)} \mathbb{1}_{\{0 \le x \le d, 0 \le y \le d+x\}}$ fx, Y, ol-x-Y from a triaggle{ == ○ Thus, $\mathbb{P}(\Delta) = \mathbb{P}(x+1) \cdot \mathbb{P}(x+1) \cdot$ = (-la(1-y)+y)|= $=\frac{1}{2}-\ln\frac{1}{2}=\frac{1}{2}+\ln 2$

- 1. 设随机变量 X 在区间(0,1) 内服从均匀分布, 在 X=x (0<x<1) 的条件下,随机变量 Y 在 区间 (0,x) 内服从均匀分布,求:
- (1) X 和 Y 的联合密度函数;
- (2) Y的密度函数;
- (3) P(X+Y>1)

Solution

(1) We have $f_X(x) = 1_{(0,1)}(x)$ and for $x \in (0,1)$, $f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{x}1_{(0,x)}(y)$. Then, $f(x,y) = f_X(x)f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{x}1_{\{0 < y < x < 1\}}$.

(2)

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^1 \frac{1}{x} dx = -\ln y, & y \in (0,1) \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (15)

(3)
$$P(X + Y > 1) = \int_{\frac{1}{2}}^{1} \int_{1-x}^{x} \frac{1}{x} dy dx = 1 - \ln 2.$$



2. 设二维连续随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < x < y, \\ 0, & \text{#.} \end{cases}$$

- (1) 求边缘密度函数并讨论独立性;
- (2) 求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $f_{Y|X}(y|x)$

Solution

(1)

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_x^\infty e^{-y} dy = e^{-x}, & x > 0\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (16)

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^y e^{-y} dx = ye^{-y}, & y > 0\\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (17)

Since $f_X(x)f_Y(y) \neq f(x,y)$, then they are not independent.

Solution

(2) For y > 0,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{e^{-y}}{ye^{-y}} = \frac{1}{y}, & x \in (0,y) \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$
 (18)

For x > 0,

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{e^{-y}}{e^{-x}} = e^{-(y-x)}, & y \in (x,\infty) \\ 0, & otherwise \end{cases}$$
 (19)



Exercise 1

2. 如果二维随机变量(X,Y)的联合分布函数为

$$F(x,y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_1 x} - e^{-\lambda_2 y} + e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y - \lambda_{12} \max\{x,y\}}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{ i.e. } \end{cases}$$

试求 X 和 Y 各自的边际分布函数.

Solution

解 因为

$$\lim_{y\to +m} \big\{ 1 \, - \, e^{-\lambda_1 x} \, - \, e^{-\lambda_2 y} \, + \, e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y - \lambda_{12} max \, | \, x,y \, |} \, \big\} \, = 1 \, - \, e^{-\lambda_1 x} \, \text{,}$$

150

第三章 多维随机变量及其分布

$$\lim_{s \to +\infty} \{1 - e^{-\lambda_1 s} - e^{-\lambda_2 y} + e^{-\lambda_1 s - \lambda_2 y - \lambda_{12} \max\{s,y\}}\} = 1 - e^{-\lambda_2 y},$$

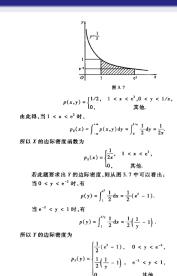
所以X和Y各自的边际分布函数为

$$\begin{split} F_{\chi}(x) &= F(x, + \infty) = \lim_{y \to + \infty} F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_1 x}, & x > 0, \\ 0, & \text{ i.i.} \end{cases} \\ F_{\gamma}(y) &= F(+ \infty, y) = \lim_{x \to + \infty} F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_2 y}, & y > 0, \\ 0, & \text{ i.i.} \end{cases} \end{split}$$

Exercise 2

4. 设平面区域 D 由曲线 y = 1/x 及直线 y = 0, x = 1, $x = e^2$ 所围成, 二维随机变量(X,Y) 在区域 D 上服从均匀分布, 试求 X 的边际密度函数.

Solution



Exercise 3

10. 设随机变量 X 与 Y 相互独立,其联合分布列为

X	y _i	y,	Y3
x_1	а	1/9	c
x,	1/9	ь	1/3

试求联合分布列中的 a,b,c.

Solution

解 先对联合分布列按行、按列求和,求出边际分布列如下:

X	y ₁		2/3	$P(X = x_i)$
x ₁	а	1/9	c	a+c+1/9
K2	1/9	b	1/3	b + 4/9
$P(Y = y_i)$	a + 1/9	b + 1/9	c + 1/3	1

由 X = Y的独立性,从上表的第 2 行、第 2 列知 b = (b + 4/9)(b + 1/9),从中解得 b = 2/9. 再从上表的第 2 行、第 1 列知 1/9 = (b + 4/9)(a + 1/9),从中解得 a = 1/18. 最后由联合分布列的正则性知:a + b + c = 4/9,由此得 c = 1/6.

Exercise 4

13. 设随机变量(X,Y) 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 1, & |x| < y, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

试求(1) 边际密度函数 $p_x(x)$ 和 $p_y(y)$; (2) X 与 Y 是否独立?

Solution

解 (1) 因为 p(x,y) 的非零区域为图 3.9 的阴影部分,

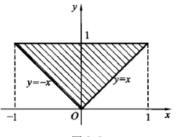


图 3.9

所以,当 -1 < x < 0时,有

$$p_X(x) = \int_{-x}^{1} \mathrm{d}y = 1 + x,$$

当0 < x < 1 时,有

$$p_{x}(x) = \int_{0}^{1} dy = 1 - x$$

Solution

$$p_x(x) = \begin{cases} 1+x, & -1 < x < 0, \\ 1-x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \sharp \text{th}. \end{cases}$$

又当0 < y < 1 时,有

$$p_{\gamma}(\gamma) = \int_{-\gamma}^{\gamma} \mathrm{d}x = 2\gamma,$$

因此Y的边际密度函数为

$$p_{y}(y) = \begin{cases} 2y, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

这是贝塔分布 Be(2,1).



Exercise 5

14. 设二维随机变量(X,Y) 的联合密度函数如下,试问 X 与 Y 是否相互独立?

(1)
$$p(x,y) = \begin{cases} xe^{-(x+y)} & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{i.e.} \end{cases}$$

(2)
$$p(x,y) = \frac{1}{\pi^2(1+x^2)(1+y^2)}, -\infty < x,y < +\infty.$$

(3)
$$p(x,y) = \begin{cases} 2, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

(4)
$$p(x,y) = \begin{cases} 24xy, & 0 < x < 1,0 < y < 1,0 < x + y < 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

(5)
$$p(x,y) = \begin{cases} 12xy(1-x), & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

(6)
$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{21}{4}x^2y, & x^2 < y < 1, \\ 0, & \text{i.e.} \end{cases}$$

Solution

解 (1) 当
$$x > 0$$
 时, $p_X(x) = \int_0^{+\infty} x e^{-(x+y)} dy = x e^{-x}$; 而当 $y > 0$ 时, $p_Y(y) = \int_0^{+\infty} x e^{-(x+y)} dx = e^{-y}$. 所以由 $p(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$, 知 X 与 Y 相互独立.

注意:上述状态称为变量 X 与 Y 的密度函数是可分离的,它有两方面含义,一是指 $p(x,y) = p_x(x)p_y(y)$,二是指 p(x,y) 的非零区域亦可分离为两个一维区域的乘积空间.

(2) 因为

Solution

(3) 当 0 < x < 1 时,
$$p_x(x) = \int_x^1 2 dy = 2(1-x)$$
;而当 0 < y < 1 时, $p_y(y) = \int_x^y 2 dx = 2y$. 所以由 $p(x,y) \neq p_x(x)p_y(y)$,知 X 与 Y 不相互独立. 实际上,由于 $p(x,y)$ 的非零区域不可分离,就可看出 X 与 Y 不相互独立.

Exercise 6

15. 在长为a的线段的中点的两边随机地各选取一点,求两点间的距离小于a/3的概率.

Solution

解 记 X 为线段中点左边所取点到端点 0 的距离,Y 为线段中点右边所取点到端点 a 的距离,则 $X \sim U(0,a/2)$, $Y \sim U(a/2,a)$,且 X 与 Y 相互独立,它们的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{4}{a^2}, & 0 < x < \frac{a}{2}, \frac{a}{2} < y < a, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

而 p(x,y) 的非零区域与 $\{|x-y| < a/3\}$ 的交集为图 3.10 阴影部分, 因此,所求概率为

$$P(|Y-X|<\frac{a}{3})=\int_{a/6}^{a/2}\int_{a/2}^{a/3+x}\frac{4}{a^2}\mathrm{d}y\mathrm{d}x=\frac{2}{9}.$$

Exercise 7

2. 一射手单发命中目标的概率为p(0 ,射击进行到命中目标两次为止. 设<math>X为第一次命中目标所需的射击次数,Y为总共进行的射击次数,求(X,Y)的联合分布和条件分布.

Solution

解 只论命中与不命中的试验是伯努利试验. 在一伯努利试验序列中,首次命中的射击次数 X 服从几何分布 Ge(p),即

$$P(X = x) = (1 - p)^{x-1}p, \quad x = 1, 2, \dots,$$

其中p为命中概率,第二次命中目标的射击次数Y服从负二项分布Nb(2,p),即

$$P(Y = y) = {y - 1 \choose 1} (1 - p)^{y-2} \cdot p^2, y = 2,3,\cdots$$

由于X与Y-X相互独立,所以条件分布

$$P(Y = y | X = x) = P(Y - X = y - x | X = x)$$

$$= P(Y - X = y - x) = (1 - p)^{y-x-1} \cdot p, \qquad x = 1, 2, \dots, y - 1, y = 2, 3, \dots$$

从而(X,Y)的联合分布列为

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y | X = x)$$

$$= P(X = x)P(Y - X = y - x)$$

$$= (1 - p)^{x-1} \cdot p \cdot (1 - p)^{y-x-1} \cdot p$$

$$= (1 - p)^{y-2}p^{2}, \qquad x = 1, 2, \dots, y - 1, y = 2, 3, \dots$$

- 4 ロ ト 4 個 ト 4 差 ト 4 差 ト - 差 - かくで

Exercise 8

6. 设二维连续随机变量(X,Y) 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 1, & |y| < x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{ id.} \end{cases}$$

求条件密度函数 p(x|y).

Solution

因为p(x,y)的非零区域为图 3.17的阴影部分,

所以当
$$-1 < y < 0$$
时,

$$p_{\gamma}(y) = \int_{-y}^{1} dx = 1 + y = 1 - |y|;$$

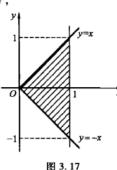
而当0 < y < 1 时,

$$p_{\gamma}(\gamma) = \int_{\gamma}^{1} dx = 1 - \gamma = 1 - |\gamma|.$$

由此得

$$p(x|y) = \frac{p(x,y)}{p_y(y)} = \begin{cases} 1/(1-|y|), & |y| < x < 1, \\ 0, & \text{ide.} \end{cases}$$

这是均匀分布 $U(|\gamma|,1)$,其中 $|\gamma| < 1$.



Exercise 9

7. 设二维连续随机变量(X,Y) 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{21}{4}x^2y, & x^2 \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

求条件概率 $P\{Y \ge 0.75 \mid X = 0.5\}$.

Solution

解 因为 $P\{Y \ge 0.75 \mid X = 0.5\} = \int_{0.75}^{1} p(y \mid x = 0.5) \, dy$, 故先求 $p(y \mid x)$.

而 p(x,y) 的非零区域为图 3.18 的阴影部分,

所以当
$$-1 < x < 1$$
 时,

$$p_{\chi}(x) = \int_{x^2}^{1} \frac{21}{4} x^2 y dy = \frac{21}{8} x^2 (1 - x^4).$$

因而当 -1 < x < 1 时,

$$p(y \mid x) = \frac{p(x,y)}{p_x(x)} = \begin{cases} \frac{2y}{1-x^4}, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

1 0 0 0.5 x

所以当0 < y < 1时,

$$p(y \mid x = 0.5) = \frac{32y}{15},$$

由此得

$$P \mid Y \ge 0.75 \mid X = 0.5 \} = \int_{0.75}^{1} \frac{32\gamma}{15} d\gamma = \frac{7}{15}.$$

Exercise 10

3. 设随机变量 X 和 Y 的分布列分别为

X	- 1	0	1
P	1/4	1/2	1/4

Y	0	1
P	1/2	1/2

已知 P(XY=0)=1,试求 $Z=\max\{X,Y\}$ 的分布列.

Solution

(X,Y) 的联合分布列为

Y Y	0	1
-1	1/4	0
0	0	1/2
0.1	1/4	0

所以 $Z = \max(X, Y)$ 的分布列为

Z	0	- 1
P	1/4	3/4

Exercise 11

6. 设 X 与 Y 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{ith.} \end{cases}$$

试求以下随机变量的密度函数 (1) Z = (X + Y)/2; (2) Z = Y - X.

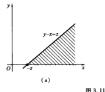
Solution

解 (1) 因为 p(x,y) 的非零区域为 x > 0, y > 0, 所以当 $z \le 0$ 时, $F_z(z) = 0$, 而当 z > 0 时,

$$\begin{split} F_Z(z) &= P(Z \leqslant z) = P(X + Y \leqslant 2z) = \int_0^{2z} \int_0^{2z-z} \mathrm{e}^{-(z+y)} \, \mathrm{d}y \mathrm{d}x \\ &= \int_0^{2z} \mathrm{e}^{-z} (1 - \mathrm{e}^{-(2z-z)}) \, \mathrm{d}x = 1 - \mathrm{e}^{-2z} - 2z\mathrm{e}^{-2z} \,, \end{split}$$

所以,当 $z \leqslant 0$ 时,有 $p_Z(z)=0$;而当 z>0 时,有 $p_Z(z)=4z\mathrm{e}^{-2z}$,这是伽玛分布 Ga(2,2) .

(2) 当 $z \le 0$ 时 p(x,y) 的非零区域与 $|y-x \le z|$ 的交集为图 3.11(a) 阴影部分.





 $F_{Z}(z) = P(Z \leq z) = P(Y - X \leq z) = \int_{0}^{+\infty} \int_{y-z}^{+\infty} e^{-(x+y)} dxdy$

$$= \int_{0}^{+\infty} e^{-y} e^{-(y-z)} dy = e^{z}/2,$$

Solution

$$p_z(z) = F'_z(z) = e^z/2.$$

又因为当z > 0时,p(x,y)的非零区域与 $\{y - x \le z\}$ 的交集为图 3. 11(b) 阴影部分,所以

$$F_{z}(z) = P(Z \le z) = P(Y - X \le z) = \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{z+z} e^{-(z+y)} dy dx$$
$$= \int_{0}^{+\infty} e^{-z} (1 - e^{-(z+z)}) dx = 1 - e^{-z}/2,$$
$$p_{z}(z) = F_{z}'(z) = e^{-z}/2.$$

由此得

$$p_z(z) = e^{-|z|}/2$$
, $-\infty < z < +\infty$.

Exercise 12

7. 设 X 与 Y 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 3x, & 0 < x < 1, & 0 < y < x, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

试求 Z = X - Y 的密度函数.

Solution

当0 < z < 1时, $p(x,\gamma)$ 的非零区域与 $\{x - y \le z\}$ 的交集为图 3.12 阴 影部分,所以

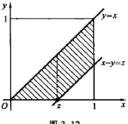


图 3,12

$$\begin{split} F_{z}(z) &= P(Z \leqslant z) = P(X - Y \leqslant z) = \int_{0}^{z} \int_{0}^{z} 3x \mathrm{d}y \mathrm{d}x + \int_{z}^{1} \int_{x-z}^{z} 3x \mathrm{d}y \mathrm{d}x \\ &= \int_{0}^{z} 3x^{2} \mathrm{d}x + \int_{z}^{1} 3zx \mathrm{d}x = \frac{3}{2}z - \frac{1}{2}z^{3}, \\ p_{z}(z) &= F'_{z}(z) = \frac{3}{2}(1 - z^{2}), \qquad 0 < z < 1. \end{split}$$

在区间(0.1) 外的,有 n (z) - (

Probability and Statistics

Exercise 13

8. 某种商品一周的需求量是一个随机变量,其密度函数为

$$p_1(t) = \begin{cases} t e^{-t}, & t > 0, \\ 0, & t \leq 0. \end{cases}$$

设各周的需求量是相互独立的,试求

Solution

解 记 X_i 为第i周的需求量,i=1,2,3. 根据题意知 X_1 $,X_2$ $,X_3$ 相互独立,且密度函数都为 $p_1(t)$. X_i 服从伽玛分布 Ga(2,1) , 所以由伽玛分布的可加性知

$$p_2(x) = \frac{x^3}{6}e^{-x}, \quad x > 0.$$

(2)
$$X_1 + X_2 + X_3 \sim Ga(6,1)$$
,其密度函数为

$$p_3(x) = \frac{1}{\Gamma(6)}x^5e^{-x} = \frac{1}{120}x^5e^{-x}, x > 0.$$

Exercise 14

16. 设随机变量 X 与 Y 独立同分布,其密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

- (1) 求 U = X + Y 与 V = X/(X + Y) 的联合密度函数 $p_{U,V}(u,v)$;
- (2) 以上的 U 与 V 独立吗?

Solution

解 (1)
$$\begin{cases} u = x + y \\ v = x/(x + y) \end{cases}$$
 的反函数为
$$\begin{cases} x = uv \\ y = u(1 - v) \end{cases}$$
 ,变换的雅可比行列式

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} v & u \\ 1 - v & -u \end{vmatrix} = -uv - u(1 - v) = -u.$$

所以在(U,V) 的可能取值范围 $\{u > 0,0 < v < 1\}$ 内,有

§ 3.3 多维随机变量函数的分布

173

$$p_{U,V}(u,v) = p_X(uv)p_Y(u(1-v)) \mid -u \mid = e^{-uv}e^{-u(1-v)}u = ue^{-u}.$$

(2) 因为 U 与 V 各自的边际密度函数分别为

$$\begin{split} p_{v}(u) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{v,v}(u,v) \, \mathrm{d}v = \int_{0}^{1} u e^{-u} \, \mathrm{d}v = u e^{-u}, \quad u > 0. \\ p_{v}(v) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{v,v}(u,v) \, \mathrm{d}u = \int_{0}^{+\infty} u e^{-u} \, \mathrm{d}u = 1, \quad 0 < v < 1. \end{split}$$

所以由 $p_{v,v}(u,v) = p_v(u)p_v(v)$,知 U 与 V 相互独立.

Thank you!