随机变量的函数

设 X 是一随机变量, Y 是 X 的函数, Y=g(X),则 Y也是一个随机变量. 当 X 取值 x时, Y 取值 y = g(x).

本节的任务就是:

已知随机变量 X的分布,并且已知 Y = g(X). 要求随机变量 Y的分布.

一、离散型随机变量的函数

设X是离散型随机变量,其分布律为

$$P\{X = x_n\} = p_n$$
 (n=1, 2,)

Y = g(X),则Y也是离散型随机变量,它的取值为

$$y_1, y_2, \dots, y_n, \dots$$

其中
$$y_n = g(x_n)$$
 $(n = 1, 2,)$

第一种情形

如果 y_1 , y_2 ,...., y_n ,...... 两两不相同,则由

$$P\{Y = y_n\} = P\{X = x_n\}$$
 $(n = 1, 2, \dots)$

可知随机变量 Y的分布律为

$$P{Y = y_n} = p_n$$
 $(n = 1, 2,)$

或
$$\frac{Y}{P_1}$$
 y_1 y_2 ..., y_n ...

第二种情形

如果 y_1 , y_2 ,, y_n , 有相同的项,

则把这些相同的项合并(看作是一项),并把 相应的概率相加,即可得随机变量 Y=g(X)的 分布律。

例 1 设离散型随机变量 X的分布律为

X	-3	-1	0	2	6	9
P	$\frac{1}{252}$	$\frac{5}{252}$	$\frac{15}{252}$	$\frac{35}{252}$	$\frac{70}{252}$	$\frac{126}{252}$

随机变量 Y = 2X - 3,试求 Y的分布律.

解: 随机变量Y = 2X - 3的取值为

-9, -5, -3, 1, 9, 15,

例 1 (续)

这些取值两两互不相同,由此得随机变量

$$Y = 2X - 3$$

的分布律为

Y	-9	-5	-3	1	9	15
P	$\frac{1}{252}$	_5_	15	35	70	126
	252	252	252	252	252	252

例 2 设随机变量 X 具有以下的分布律,试求 $Y = (X-1)^2$ 的分布律.

		0.2			
$\boldsymbol{p_k}$	n 2	03	() 1	() 4	

解: Y 有可能取的值为 0, 1, 4.

且 $\not=$ 0 对应于 ($\not=$ 1)²=0, 解得 $\not=$ 1,

所以、P{ 》=0} =P{ **%**=1}=0.1.

$$(3)$$
 X -1 0 1 2 $(x-1)^2$ P_k 0.2 0.3 0.1 0.4

同理,

$$P\{Y=1\}=P\{X=0\}+P\{X=2\}=0.3+0.4=0.7,$$

$$P\{Y=4\} = P\{X=-1\} = 0.2,$$

所以、 $\digamma(X-1)^2$ 的分布律为:

Y	0	1	4
\boldsymbol{p}_k	0. 1	0. 7	0. 2

例 3 设离散型随机变量 X 的分布律为

$$Y = g(X) = \begin{cases} -1 & \text{若}X \text{为奇数;} \\ 1 & \text{若}X \text{为偶数.} \end{cases}$$

试求随机变量 Y的分布律.

例 3(续)解:

$$P\{Y = -1\} = \sum_{n ext{h} ext{f}} P\{X = n\} = \sum_{k=0}^{\infty} P\{X = 2k+1\}$$
 $= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{2^{2k+1}} = \frac{2}{3}$
 $P\{Y = 1\} = \sum_{n ext{h} ext{H}} P\{X = n\} = \sum_{k=1}^{\infty} P\{X = 2k\}$
 $= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2^{2k}} = \frac{1}{3}$
所以,随机变量 Y的分布律为 P $\frac{2}{3}$ $\frac{1}{3}$

二、连续型随机变量函数的分布

设X是一连续型随机变量, 其密度函数为 $f_X(X)$,

我们要求的是 Y = g(X)的密度函数 $f_{\gamma}(y)$

解题思路

(1) 先求Y = g(X)的分布函数

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{g(X) \le y\} = \int_{g(X) \le y} f_X(X) dX$$

(2) 利用 Y = g(X) 的分布函数与密度函数之间的 关系求 Y = g(X) 的密度函数 $f_Y(y) = F_Y'(y)$.

例 4 设随机变量 X 具有概率密度:

$$f_X(X) = \begin{cases} \frac{x}{8}, & 0 < x < 4, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

试求 $\not=2\cancel{k}+8$ 的概率密度.

解: (1) 先求 Y = 2X + 8 的分布函数 $F_{\nu}(y)$:

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\}$$

$$= P\{2X + 8 \le y\} = P\{X \le \frac{y - 8}{2}\}$$

例 4(续)得到

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^{\frac{y-8}{2}} f_X(x) dx.$$

(2) 利用 $F_{Y}'(y) = f_{Y}(y)$ 可以求得:

$$f_Y(y) = f_X(\frac{y-8}{2}) \times (\frac{y-8}{2})'$$
 $f_X(X) = \begin{cases} \frac{x}{8}, & 0 < x < 4, \\ 0, & \sharp \succeq. \end{cases}$

$$= \begin{cases} \frac{1}{8} (\frac{y-8}{2}) \times \frac{1}{2}, & 0 < \frac{y-8}{2} < 4, \\ 0, & \text{!! } \dot{\text{!!}} \dot{\text{!!}} \dot{\text{!!}} \dot{\text{!!}} \end{cases}$$

例 4 (续)

整理得 Y=2X+8 的概率密度为:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{y-8}{32}, & 8 < y < 16, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

本例用到变限的定积分的求导公式

如果
$$F(x) = \int_{\psi(x)}^{\varphi(x)} f(t)dt$$
,
则 $F'(x) = f[\varphi(x)]\varphi'(x) - f[\psi(x)]\psi'(x)$.

例 5 设随机变量 X 具有概率密度 $f_{X}(x)$, $-\infty < x < \infty$,

解: (1) 先求 $Y = X^2$ 的分布函数 $F_{x}(y)$:

 1^0 由于 $Y = X^2 \ge 0$,故当 $y \le 0$ 时 $F_v(y) = 0$.

$$2^{0}$$
 当 $y > 0$ 时,
 $F_{Y}(y) = P\{Y \le y\} = P\{X^{2} \le y\}$
 $= P\{-\sqrt{y} \le X \le \sqrt{y}\}$
 $= \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_{X}(x) dx$.

例 5 (续)

$$F_Y(y) = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_X(x) dx.$$

(2)利用 $F'_{\gamma}(y) = f_{\gamma}(y)$ 及变限定积分求导公式得:

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_{X}(\sqrt{y}) + f_{X}(-\sqrt{y}), & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

例如,设 $X \sim N(0,1)$,其概率密度为:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < \infty.$$

则 $Y = X^2$ 的概率密度为:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y}{2}}, & y > 0, \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$

此时称 Y 服从自由度为1的 χ^2 分布。

定理 设随机变量 X 具有概率密度 $f_X(x)$, $-\infty < x < \infty$,

又设函数 g(x) 处处可导,且有 g'(x) > 0 (或恒有 g'(x) < 0).

则 Y = g(X) 是一个连续型随机变量 ,其概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] | h'(y) |, & \alpha < y < \beta, \\ 0, & \sharp \dot{\Xi}. \end{cases}$$

其中 h(y) 是 g(x) 的反函数。即

$$x = g^{-1}(y) = h(y)$$

$$\alpha = \min\{g(-\infty), g(\infty)\},$$

$$\beta = \max\{g(-\infty), g(\infty)\}.$$

定理(续)

若 f(x)在有限区间 [a,b]以外等于零,则只须假设在 [a,b]上恒有 g'(x) > 0 或恒有 g'(x) < 0 ,此时仍有:

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] | h'(y) |, & \alpha < y < \beta, \\ 0, & \text{ 其它.} \end{cases}$$

这里 $\alpha = \min\{g(a), g(b)\}, \beta = \max\{g(a), g(b)\}.$

证明:

设随机变量 Y = g(X)的分布函数为 $F_{\vee}(y)$.

则有
$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\}$$

由题设,不妨假设 g'(x) > 0,则 g(x)是严格增 加的函数.

因此,
$$F_Y(y) = P\{X \le g^{-1}(y)\} = P\{X \le h(y)\}$$

$$= \int_{X}^{h(y)} f_X(x) dx$$

由题设,当随机变量X在区间 $(-\infty, +\infty)$ 上变化时, 随机变量Υ在区间(α, β)上变化.

其中,

$$\alpha = \min\{g(-\infty), g(+\infty)\}, \beta = \max\{g(-\infty), g(+\infty)\}$$

因此, 当 $y \in (\alpha, \beta)$ 时,

$$F_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{h(y)} f_{X}(x) dx$$

所以,
$$f(y) = F_Y'(y) = \frac{d}{dy} \left(\int_{-\infty}^{h(y)} f_X(x) dx \right)$$

$$= f_X(h(y)) \cdot h'(y) = f_X(h(y)) \cdot |h'(y)|$$

若g'(x) < 0,则g(x)是严格减少的函数.

因此, 当 $y \in (\alpha, \beta)$ 时,

$$F_{Y}(y) = P\{Y \le y\} = P\{g(X) \le y\}$$

$$= P\{X \ge g^{-1}(y)\} = P\{X \ge h(y)\} = \int_{h(y)}^{+\infty} f_{X}(x) dx$$
所以, $f(y) = F'_{Y}(y) = \frac{d}{dy} \left(\int_{h(y)}^{+\infty} f_{X}(x) dx \right)$

$$=-f_X(h(y))\cdot h'(y) = f_X(h(y))\cdot |h'(y)|$$

综上所述,得Y = g(X)的密度函数为

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} f_{X}(h(y))|h'(y)| & \alpha < y < \beta \\ 0 & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

例 6

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y = e^X$, 试求随机变量 Y的密度函数 $f_Y(y)$.

解:由题设,知X的密度函数为

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \qquad (-\infty < x < +\infty)$$

因为函数 $y = e^x$ 是严格增加的,它的反函数为 $x = \ln y$.

例 6 (续)

并且当随机变量X 在区间 $(-\infty, +\infty)$ 上变化时, $Y = e^X$ 在区间 $(0, +\infty)$ 上变化.所以,当 $y \in (0, +\infty)$ 时,

$$f_Y(y) = f_X(\ln y) \cdot \left| (\ln y)' \right| = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{(\ln y - \mu)^2}{2\sigma^2} \right\} \cdot \frac{1}{y}$$

由此得随机变量 $Y = e^X$ 的密度函数为

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma} \exp\left\{-\frac{(\ln y - \mu)^{2}}{2\sigma^{2}}\right\} & y > 0\\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

例 7 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,试证明X的线性函数 $Y = aX + b(a \neq 0)$ 也服从正态分布

证: X的概率密度为

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty.$$

y = g(x) = ax + b, g'(x) = a,满足定理的条件,

$$y = g(x)$$
的反函数为: $x = h(y) = \frac{y - b}{a}$,且 $h'(y) = \frac{1}{a}$.

由定理的结论得:

$$f_Y(y) = f_X[h(y)]|h'(y)| = \frac{1}{|a|}f_X(\frac{y-b}{a})$$

例 7(续)

$$=\frac{1}{|\alpha|}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}e^{-\frac{(\frac{y-b}{a}-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}|a|}e^{-\frac{[y-(a\mu+b)]^2}{2(a\sigma)^2}}.$$

即有
$$Y = aX + b \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$$