

第一节

第三章

随机变量及其分布



一、随机变量及分布函数



1. 随机变量

Def. 设 E 为随机试验, 其样本空间 $S = \{e\}$,

若对于每一个 $e \in S$, 均有一个实数 $X(e)$ 与之对应, 这样一个定义在样本空间上的单值实函数

$$X = X(e)$$

称为随机变量, 值域为 $R_X \subset (-\infty, +\infty)$ 。

— 刘 颖 —

SWJTU

一、随机变量及分布函数



2. 分布函数

Def. 设 X 是一个随机变量, x 是任意实数, 函数

$$F(x) = P(X \leq x)$$

称为 X 的分布函数。



— 刘 颖 —

SWJTU

一、随机变量及分布函数



3. 分布函数的性质

$$1) \quad \forall x_1 \leq x_2, F(x_1) \leq F(x_2)$$

$$2) \quad 0 \leq F(x) \leq 1$$

$$F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0 \quad F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$$

3) 右连续性

$$F(x+0) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} F(x+\varepsilon) = F(x)$$

$$4) \quad \forall x_1 \leq x_2, P(x_1 < X \leq x_2) = F(x_2) - F(x_1)$$

— 刘 颖 —

SWJTU

课堂练习



• 下列函数能否作为分布函数? 为什么?

$$(1) F(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ \frac{1}{2} & -2 \leq x < 0 \\ 2 & x \geq 0 \end{cases}, \quad (2) F(x) = \begin{cases} 0 & x < 2 \\ \sin x & 2 \leq x < \pi \\ 1 & x \geq \pi \end{cases}$$

$$(3) F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \sin x & 0 \leq x < \frac{\pi}{2} \\ 1 & x \geq \frac{\pi}{2} \end{cases}, \quad (4) F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x + \frac{1}{3} & 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ 1 & x \geq \frac{1}{2} \end{cases}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、离散型随机变量



离散型随机变量定义

离散型随机变量的概率分布

离散型随机变量的分布函数

离散型随机变量分布律的求法

— 刘 颖 —

SWJTU

二、离散型随机变量



1. 定义

若随机变量 X 的可能取值仅有有限或可列多个, 则称此随机变量为离散型随机变量。

— 刘 颖 —

SWJTU

二、离散型随机变量



2. 离散型随机变量的概率分布

定义 设离散型随机变量 X 的可能取值为: $x_1, x_2, \dots, x_n, \dots$

称: $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$

为 X 的概率分布或分布律, 其中 p_k 满足条件:

(1) 非负性 $p_k \geq 0, k = 1, 2, \dots$

(2) 规范性 $\sum_k p_k = 1$

— 刘 颖 —

SWJTU

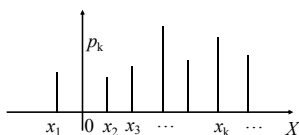
注: 概率分布有三种表示方式

(1) 分析表达式: $p_k = P(X = x_k), p_k \geq 0, \sum p_k = 1$

(2) 表格或矩阵表达式:

$$\begin{array}{c|cccc} X & x_1 & x_2 & \cdots & x_k & \cdots \\ \hline P(X = x_k) & p_1 & p_2 & \cdots & p_k & \cdots \end{array} \text{ 或 } \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \cdots & x_k & \cdots \\ p_1 & p_2 & \cdots & p_k & \cdots \end{pmatrix}$$

(3) 图形表达式:



2019-9-18

二、离散型随机变量



3. 离散型随机变量的分布函数

若 $x_1 < x_2 < \dots < x_n$, 则

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < x_1 \\ p_1 & x_1 \leq x < x_2 \\ p_1 + p_2 & x_2 \leq x < x_3 \\ \dots & \dots \\ p_1 + p_2 + \dots + p_{n-1} & x_{n-1} \leq x < x_n \\ p_1 + p_2 + \dots + p_{n-1} + p_n = 1 & x \geq x_n \end{cases}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

注1 离散型随机变量 X 的分布函数 $F(x)$ 在 $X = x_k$ ($k = 1, 2, \dots$) 处有跳跃, 其跳跃值为 $p_k = P(X = x_k)$;

注2 离散型随机变量 X 的分布函数 $F(x)$ 的图形为一阶梯形曲线;

注3 如果随机变量 X 取 k 个可能取值 x_1, x_2, \dots, x_k , 则应将 $(-\infty, +\infty)$ 分为 $k+1$ 个区间: $(-\infty, x_1), [x_1, x_2), \dots, [x_k, +\infty)$, 再分别求 $F(x)$ 的值。

— 刘 颖 —

SWJTU

二、离散型随机变量



4. 确定分布律的步骤

Step 1: 先确定 X 的全部可能取值 $x_k, k = 1, 2, \dots$;

Step 2: 具体求出事件 $\{X = x_k\}$ 的概率, 即 p_k 。

例 设 r. v. $X \sim F(x) = \begin{cases} 0 & x < -1 \\ 0.4 & -1 \leq x < 1 \\ 0.8 & 1 \leq x < 3 \\ 1 & x \geq 3 \end{cases}$

试求 X 的概率分布。

— 刘 颖 —

SWJTU

三、连续型随机变量

解: (1) $F(x)$ 的间断点为 $-1, 1, 3$, 即为 X 的可能取值;

$$(2) p_1 = P(X = -1) = 0.4 - 0 = 0.4$$

$$p_2 = P(X = 1) = 0.8 - 0.4 = 0.4$$

$$p_3 = P(X = 3) = 1 - 0.8 = 0.2$$

即所求为

X	-1	1	3
p_k	0.4	0.4	0.2

— 刘 斌 —

SWJTU

■ 连续型随机变量的定义

■ 概率密度的性质

■ 几点说明

— 刘 斌 —

SWJTU

三、连续型随机变量

1. 定义

如果对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$,

存在非负函数 $f(x)$, 使对于任意实数均有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

则称 X 为连续型随机变量, 其中函数 $f(x)$

称为 X 的概率密度函数, 简称概率密度。

— 刘 斌 —

SWJTU

三、连续型随机变量

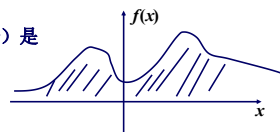
2. 概率密度的性质

1) 非负性: $f(x) \geq 0 \quad x \in (-\infty, +\infty)$

2) 规范性: $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$

$$\text{即} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = F(+\infty) = P(S) = 1$$

注: 这两个性质是判断 $f(x)$ 是
密度函数的充要条件!



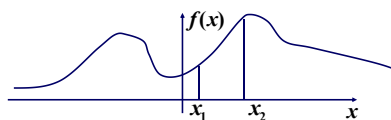
— 刘 斌 —

SWJTU

三、连续型随机变量

3) $\forall x_1 \leq x_2$,

$$P\{x_1 < X \leq x_2\} = F(x_2) - F(x_1) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$$



— 刘 斌 —

SWJTU

三、连续型随机变量

4) 当 $F(x)$ 在 x 点可导时, $f(x) = F'(x)$

当 $F(x)$ 在 x 点不可导时, 可令 $f(x) = 0$.

表明密度函数 $f(x)$ 可与分布函数 $F(x)$ 相互确定。

$$\begin{aligned} 5) f(x) &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} \\ &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{P\{x < X \leq x + \Delta x\}}{\Delta x} \\ &\Rightarrow P\{x < X \leq x + \Delta x\} \approx f(x) \cdot \Delta x \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

三、连续型随机变量

3. 几点说明

$$1) \quad P\{X=c\}=0$$

$$2) \quad P\{a < X \leq b\} = P\{a \leq X < b\} = P\{a < X < b\} \\ = P\{a \leq X \leq b\} = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$

$$3) \quad A = \emptyset \Rightarrow P(A) = 0$$



— 刘 斌 —

SWJTU

例 题 — 1

设随机变量 X 具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

试确定常数 k , 并求 X 的分布函数 $F(x)$ 及 $P(X > 0.1)$.

— 刘 斌 —

SWJTU

$$\text{解: 由于 } 1 = \int_0^{+\infty} ke^{-3x} dx = -\frac{k}{3} e^{-3x} \Big|_0^{+\infty} = \frac{k}{3}$$

$$\text{故 } k = 3$$

$$\text{所以 } f(x) = \begin{cases} 3e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{当 } x \leq 0 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = 0$$

— 刘 斌 —

SWJTU

$$\text{当 } x > 0 \text{ 时, } F(x) = \int_0^x 3e^{-3t} dt = -e^{-3t} \Big|_0^x \\ = 1 - e^{-3x}$$

$$\text{即 } F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{故 } P(X > 0.1) = 1 - P(X \leq 0.1)$$

$$= 1 - F(0.1) = 1 - (1 - e^{-0.3}) = 0.7408$$

— 刘 斌 —

SWJTU

例 题 — 2

设随机变量 X 的密度为

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x < 1 \\ 2-x & 1 \leq x < 2 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求分布函数 $F(x)$ 及 $P\left(\frac{1}{2} < X \leq \frac{3}{2}\right)$.

— 刘 斌 —

SWJTU

$$\text{解: 当 } x < 0 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$$

$$\text{当 } 0 \leq x < 1 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x t dt = \frac{x^2}{2}$$

$$\text{当 } 1 \leq x < 2 \text{ 时,}$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^1 t dt + \int_1^x (2-t) dt \\ = -\frac{x^2}{2} + 2x - 1$$

— 刘 斌 —

SWJTU

当 $x \geq 2$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^1 t dt + \int_1^2 (2-t) dt + \int_2^x 0 dt = 1$$

$$\text{所以 } F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x^2}{2} & 0 \leq x < 1 \\ -\frac{x^2}{2} + 2x - 1 & 1 \leq x < 2 \\ 1 & x \geq 2 \end{cases}$$

$$\text{故 } P\left(\frac{1}{2} < X \leq \frac{3}{2}\right) = F\left(\frac{3}{2}\right) - F\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{3}{4}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

课 堂 练 习

设 $X \sim f(x)$, 且 $f(-x) = f(x)$, $F(x)$ 是 X 的分布函数,

则对任意实数 $a > 0$, 有 (②)

$$\textcircled{1} F(-a) = 1 - \int_0^a f(x) dx \quad \textcircled{2} F(-a) = \frac{1}{2} - \int_0^a f(x) dx$$

$$\textcircled{3} F(-a) = F(a) \quad \textcircled{4} F(-a) = 2F(a) - 1$$

— 刘 颖 —

SWJTU

常见分布



离散型随机变量的

常见分布

Bernoulli 试验

设随机试验 E 的结果只有两个—— A 或 \bar{A} ,
且 $P(A) = p, P(\bar{A}) = 1 - p = q (0 < p < 1)$,
将 E 独立地重复进行 n 次, 则称这一串重
复的独立试验为 n 重Bernoulli 试验.

1. Bernoulli 分布 (两点分布)

$$(1) \quad P(X=k) = p^k (1-p)^{1-k}, \quad k=0,1 \quad (0 < p < 1)$$

X	0	1
$P(X=k)$	$1-p$	p

$$(2) \quad F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1-p & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

2. Binomial 分布 (二项分布)

$$(1) \quad P(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad k=0,1,\dots,n$$

X 服从参数为 n, p 的二项分布, 记为 $X \sim B(n, p)$.

特别, $B(1, p)$ —— 两点分布

$$(2) \quad F(x) = \sum_{0 \leq k \leq x} P(X=k) = \sum_{0 \leq k \leq x} C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

问题: n 重贝努利试验中事件 A 发生的次数

例 题 .1

某厂自称产品的次品率不超过 0.5%, 经抽样检查, 任抽 200 件产品就查出了 5 件次品. 试问上述的次品率是否可信

解: 如果产品的次品率为 0.005, 随机变量 X 表示任意抽 200 件产品中的次品数, 则 $X \sim B(200, 0.005)$

$$P(X=5) = C_{200}^5 (0.005)^5 (0.995)^{200-5} \approx 0.00298$$

其概率非常小, 根据实际推断原理, 次品率不超过 0.5% 是不可信的.

3. Geometric 分布 (几何分布)

$$(1) P(X=k) = p(1-p)^{k-1}, \quad k=1, 2, 3, \dots$$

X 服从几何分布, 记为 $X \sim Ge(p)$.

(2) 几何分布具有无记忆性, 即:

$$P(X > m+n | X > m) = P(X > n)$$



— 刘 斌 —

SWJTU

4. 负二项分布 (Pascal 分布)

$$P(X=k) = \binom{k-1}{r-1} (1-p)^{k-r} p^r, \quad k=r, r+1, \dots$$

记为 $X \sim Nb(r, p)$.

➤ X 为独立重复的 Bernoulli 试验中, 事件 A “第 r 次出现” 时的试验总次数

— 刘 斌 —

SWJTU

注 意

(1) 二项随机变量是独立 0-1 随机变量之和

(2) 负二项随机变量是独立几何随机变量之和



— 刘 斌 —

SWJTU

例 题 . 2

一张英语试卷, 有10道选择填空题, 每题有4个答案, 只有1个是正确答案。某同学投机取巧, 随意填空, 试问他至少填对6题的概率是多大?

解: 设 $r. v. X$ 表示 “猜对的题数”, 则

$$X \sim B\left(10, \frac{1}{4}\right)$$

$$P(X \geq 6) = \sum_{k=6}^{10} C_{10}^k \left(\frac{1}{4}\right)^k \left(\frac{3}{4}\right)^{10-k} \approx 0.0197$$

— 刘 斌 —

SWJTU

课 堂 练 习

巴拿赫火柴盒问题 某数学家有两盒火柴, 每盒有 n 根火柴, 每次用火柴时他在两盒中任取一盒并从中任取1根。试求他首次摸到空盒时另一盒中还有 r 根火柴 ($1 \leq r \leq n$) 的概率; 若第一次用完一盒火柴时 (不是发现空), 而另一盒中还有根火柴 ($1 \leq r \leq n$) 的概率。

— 刘 斌 —

SWJTU

5. Poisson 分布 (泊松分布)

$$1) P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \quad k=0, 1, 2, \dots$$

$\lambda > 0$ 为常数, 记作 $X \sim \pi(\lambda)$, 或 $X \sim P(\lambda)$;

$$2) F(x) = \sum_{0 \leq k \leq x} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

应用模型:

描述大量独立试验中稀有事件 A 出现次数的分布模型

— 刘 斌 —

SWJTU

例题 3

寿命保险问题 设在保险公司里有2500个同一年龄和同社会阶层的人参加了人寿保险。在一年里每个人死亡的概率为0.002，每个参加保险的人在每年一月一日付12元保险费，而死亡时家属可到保险公司领取赔付费2000元。试问：（1）“一年内保险公司亏本”（记为A）的概率是多少？（2）“一年内保险公司获利不少于10000元”（记为B）的概率是多少？

— 刘 越 —

SWJTU

解：每年保险公司收入为 $2500 \times 12 = 30000$ 元，

设X为2500人在一年中死亡的人数，若A发生，

则有 $2000X > 30000$

即 $X > 15$ （人）

由于 $X \sim B(2500, 0.002)$

— 刘 越 —

SWJTU

$$P(X > 15) = \sum_{k=16}^{2500} C_{2500}^k (0.002)^k (0.998)^{2500-k} \approx 0.000069$$

$$(2) B \text{ 发生} \Rightarrow 30000 - 2000X \geq 10000 \Rightarrow X \leq 10$$

$$P(X \leq 10) = \sum_{k=0}^{10} C_{2500}^k (0.002)^k (0.998)^{2500-k} \approx 0.986305$$

即保险公司获利不少于10000元的概率在98%以上。

— 刘 越 —

SWJTU

连续型随机变量的

常见分布

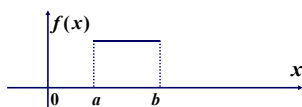
— 刘 越 —

SWJTU

1. 均匀分布

$$1) f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

记作 $X \sim U(a, b)$

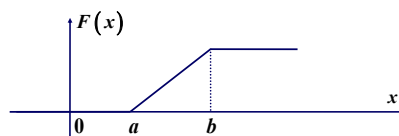


特别， $U(0, 1)$ 称为标准均匀分布。

— 刘 越 —

SWJTU

$$2) F(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 1 & x > b \end{cases}$$



— 刘 越 —

SWJTU

$$3) \quad \forall (c, c+l) \subset (a, b),$$

$$P(c < X < c+l) = \int_c^{c+l} f(x) dx = \int_c^{c+l} \frac{1}{b-a} dx = \frac{l}{b-a}$$

即 X 取值于 (a, b) 中任一小区间内的概率只与小区间长度有关, 而与小区间位置无关。

故 均匀分布常用来描述在区间上“等可能投点”, “随机投点”的试验。

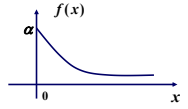
— 刘 斌 —

SWJTU

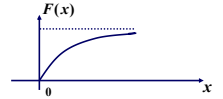
2. 指数分布

$$1) \quad f(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

记作 $X \sim \text{Exp}(\alpha)$, 或 $X \sim Z(\alpha)$.



$$2) \quad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$



— 刘 斌 —

SWJTU

应用模型

一种重要的寿命分布, 在可靠性理论及排队论中有重要应用。

例如:

- (1) 保险丝, 宝石轴承, 陶瓷制品的寿命分布;
- (2) 电子元件及设备的寿命分布;
- (3) 一些动物的寿命分布;
- (4) 电话中的通话时间, 随机服务系统中的服务时间分布。

— 刘 斌 —

SWJTU

$$\begin{aligned} & P\{X > s+t | X > s\} \\ &= \frac{P\{(X > s+t) \cap (X > s)\}}{P\{X > s\}} = \frac{P\{X > s+t\}}{P\{X > s\}} \\ &= \frac{1 - F(s+t)}{1 - F(s)} = \frac{e^{-\alpha(s+t)}}{e^{-\alpha s}} = e^{-\alpha t} = P\{X > t\} \\ &\Rightarrow P\{X > s+t | X > s\} = P\{X > t\} \end{aligned}$$

—— 指数分布的无记忆性

— 刘 斌 —

SWJTU

例 题 . 4

某仪器装有三只独立工作的同型号的电子元件, 其寿命 X (单位: 小时) 都服从同一指数分布, 概率

$$\text{密度为} \quad f(x) = \begin{cases} \frac{1}{600} e^{-\frac{x}{600}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

试求在仪器使用的最初200小时内至少有一只电子元件损坏的概率。

— 刘 斌 —

SWJTU

$$\begin{aligned} \text{解: } X &\sim \text{Exp}\left(\frac{1}{600}\right) \Rightarrow P(X \leq 200) = \int_{-\infty}^{200} f(x) dx \\ &= \int_0^{200} \frac{1}{600} e^{-\frac{x}{600}} dx = 1 - e^{-\frac{1}{3}} \end{aligned}$$

记 $Y = \{\text{三只元件中使用寿命小于200h的只数}\}$,

显然 $Y \sim B(3, p)$, $p = P(X \leq 200) = 1 - e^{-\frac{1}{3}}$

$$\begin{aligned} \text{故 } P\{Y \geq 1\} &= 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1-p)^3 \\ &= 1 - (1 - 1 + e^{-\frac{1}{3}})^3 = 1 - e^{-1} \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

3. 正态分布

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

记作 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\sigma > 0$

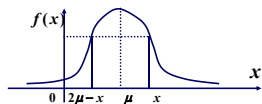
2) $f(x)$ 的图形特征:

a. $f(x)$ 关于 μ 对称, 即

$$f(x) = f(2\mu - x)$$

或 $\forall h > 0$,

$$P(\mu - h < X \leq \mu) = P(\mu < X \leq \mu + h)$$



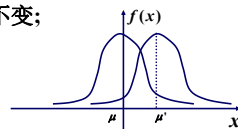
— 刘 颖 —

SWJTU

b. $\mu \uparrow \rightarrow$ 图形右移, 形状不变;

$\mu \downarrow \rightarrow$ 图形左移, 形状不变;

μ 称为位置参数



$$c. f(\mu) = f_{\max}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$$

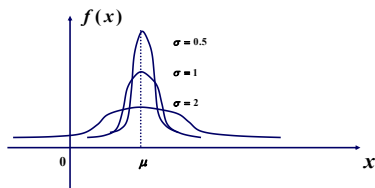
— 刘 颖 —

SWJTU

d. $\sigma \uparrow \rightarrow f(x)$ 平缓, 位置不变;

$\sigma \downarrow \rightarrow f(x)$ 陡峭, 位置不变;

σ 称为尺度参数.



— 刘 颖 —

SWJTU

$$3) F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$



问题:

对于正态分布, 如何计算概率??

— 刘 颖 —

SWJTU

标准正态分布 $N(0,1)$

② 密度: $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, x \in (-\infty, +\infty)$

② 分布函数: $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

② 对称性: $\varphi(x) = \varphi(-x)$

$$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

— 刘 颖 —

SWJTU

$N(\mu, \sigma^2)$ 标准化 $N(0, 1)$

定理 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 分布函数为 $F(x)$, 则

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1), \text{ 且 } F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

证明: $P\{Z \leq x\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq x\right\} = P\{X \leq \mu + \sigma x\}$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\mu + \sigma x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \stackrel{\substack{\uparrow \\ \text{令 } y = \frac{t-\mu}{\sigma}}}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{y^2}{2}} d(\sigma y)$$

— 刘 颖 —

SWJTU

关于正态分布的计算

例. 司机在驾驶过程中看到前车刹车灯到减慢车速的反应时间（单位：秒）对于避免追尾事故至关重要的。研究发现，这个反应时间可用正态分布 $N(1.25, 0.46^2)$ 来描述。试问反应时间在1至1.75秒的概率是多少？

$$= \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \Phi(x) \Rightarrow Z \sim N(0, 1)$$

$$F(x) = P\{X \leq x\} = P\left\{\frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{x-\mu}{\sigma}\right\} \\ = P\left\{Z \leq \frac{x-\mu}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

推论 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $\forall a < b$

$$P\{a < X < b\} = F_X(b) - F_X(a) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$

— 刘 斌 —

SWJTU

— 刘 斌 —

SWJTU

解: 已知 $X \sim N(1.25, 0.46^2)$, 则

$$P\{1 < X < 1.75\} = \Phi\left(\frac{1.75-1.25}{0.46}\right) - \Phi\left(\frac{1-1.25}{0.46}\right) \\ = \Phi(1.09) - \Phi(-0.54) \\ = 0.5675$$

— 刘 斌 —

SWJTU

例. 将一温度调节器放置在贮存着某种液体的容器内，调节器设定在 $d^\circ\text{C}$ ，液体的温度 $X(^{\circ}\text{C}) \sim N(d, 0.5^2)$ 。若要求保持液体的温度至少为80的概率不低于0.99，问 d 至少为多少？

课堂练习

1. 已知 $X \sim N(3, 2^2)$, 且

$$P\{X > k\} = P\{X \leq k\}, \text{ 则 } k = (\quad) .$$

2. 设 $X \sim N(\mu, 4^2)$, $Y \sim N(\mu, 5^2)$, 记

$$p_1 = P\{X \leq \mu - 4\}, p_2 = P\{Y \geq \mu + 5\}, \text{ 则 } (\quad)$$

- ① 对任意的 μ , 都有 $p_1 = p_2$
- ② 对任意的 μ , 都有 $p_1 < p_2$
- ③ 只个别的 μ , 才有 $p_1 = p_2$
- ④ 对任意的 μ , 都有 $p_1 > p_2$

解: 由于 $X \sim N(d, 0.5^2)$, 故

$$P(X > 80) = 1 - \Phi\left(\frac{80-d}{0.5}\right) = \Phi\left(\frac{d-80}{0.5}\right) \geq 0.99$$

$$\text{查表得 } \frac{d-80}{0.5} \geq 2.33$$

$$\Rightarrow d > 81.165$$



— 刘 斌 —

SWJTU

— 刘 斌 —

SWJTU

课堂练习

3. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则随 σ 的增大,

概率 $P\{|X - \mu| < \sigma\}$ (③)

- ① 单调增大 ② 单调减少
- ③ 保持不变 ④ 增减不定

— 刘 斌 —

SWJTU

正态分布的 3σ 原则

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$P\{|X - \mu| < \sigma\} = 0.6828$$

$$P\{|X - \mu| < 2\sigma\} = 0.9545$$

$$P\{|X - \mu| < 3\sigma\} = 0.9973$$



— 刘 斌 —

SWJTU

第三节

第三章

随机变量函数的分布



一、离散型随机变量函数的分布

1. 例题

设随机变量 X 的分布律为

X	-2	-1	0	1	2
p_k	0.1	0.2	0.4	0.2	0.1

试求 $Z = 2X + 1$, $Y = 3X^2 - 1$ 的概率分布。

— 刘 斌 —

SWJTU

解: $Y = 3X^2 - 1$ 的所有可能取值为 -1, 2, 11,

故 $P\{Y = -1\} = P\{X = 0\} = 0.4$

$$P\{Y = 2\} = P\{X = -1\} + P\{X = 1\} = 0.2 + 0.2 = 0.4$$

$$P\{Y = 11\} = P\{X = -2\} + P\{X = 2\} = 0.1 + 0.1 = 0.2$$

即分布律为

Y	-1	2	11
p_k	0.4	0.4	0.2

— 刘 斌 —

SWJTU

一、离散型随机变量函数的分布

2. 基本步骤

(1) 先求出 $Y = g(X)$ 的所有可能取值 y_1, y_2, \dots

(2) 计算 Y 取每个值 y_k 的概率;



— 刘 斌 —

SWJTU

二、连续型随机变量函数的分布

1. 例题

$$\text{设 } r.v. X \sim f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{8} & 0 < x < 4 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

试求 $r.v. Y = 3X - 2$ 的 $f_Y(y)$ 。

— 刘 颖 —

SWJTU

$$\text{解: } F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(3X - 2 \leq y)$$

$$= P\left(X \leq \frac{y+2}{3}\right) = F_X\left(\frac{y+2}{3}\right) \Rightarrow F_Y(y) = \int_{-\infty}^{\frac{y+2}{3}} f_X(x) dx$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = f_X\left(\frac{y+2}{3}\right) \cdot \left(\frac{y+2}{3}\right)'$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{3} \cdot \frac{y+2}{24} = \frac{y+2}{72} & -2 < y < 10 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、连续型随机变量函数的分布

2. 基本步骤

(1) 利用 X 的 $F_X(x)$ 求出 Y 的分布函数 $F_Y(y)$

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = \int_{g(x) \leq y} f_X(x) dx$$

(2) $F_Y(y)$ 对 y 求导, 即得 Y 的概率密度, 即

$$f_Y(y) = F_Y'(y)$$

(3) 确定 $y = g(x)$ 的值域, 即使得 $f_X(x)$ 非零的 y 值。

— 刘 颖 —

SWJTU

二、连续型随机变量函数的分布

3. 特殊情况 —— $g(x)$ 严格单调或单减

$$\text{已知 } r.v. X \sim f_X(x) \begin{cases} > 0 & a < x < b \\ = 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$y = g(x)$ 在 (a, b) 处处可导, 且恒有 $g'(x) > 0$ 或 $g'(x) < 0$

记 $x = h(y)$ 为 $y = g(x)$ 的反函数, 则 $Y = g(X)$ 的密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) |h'(y)| & c < y < d \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

其中 $c = \min\{g(a), g(b)\}$, $d = \max\{g(a), g(b)\}$ 。

— 刘 颖 —

SWJTU

二、连续型随机变量函数的分布

例1. 设随机变量 $X \sim \text{Exp}(3)$, 试求 $Y = e^{2X}$ 的概率密度。

$$\text{解: } y = g(x) = e^{2x} \Rightarrow g'(x) = 2e^{2x} > 0$$

$$g(0) = 1, g(+\infty) = \infty$$

$$\text{且 } f(x) = \begin{cases} 3e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$x = \frac{1}{2} \ln y = h(y) \Rightarrow h'(y) = \frac{1}{2y} \quad 1 < y < +\infty$$

— 刘 颖 —

SWJTU

故 $Y = e^{2X}$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) |h'(y)|$$

$$= \begin{cases} 3e^{-\frac{3}{2} \ln y} \times \frac{1}{2y} = \dots\dots & y > 1 \\ 0 & y \leq 1 \end{cases}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

二、连续型随机变量函数的分布



例2. 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。

证明: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 即

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

$$y = g(x) = ax + b \Rightarrow g'(x) = a \neq 0$$

$$\text{且 } g(-\infty) = -\infty, \quad g(+\infty) = +\infty$$

— 刘 颖 —

SWJTU

$$\text{又 } x = h(y) = \frac{y-b}{a} \Rightarrow h'(y) = \frac{1}{a}$$

故 $Y = aX + b$ 的概率密度为

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{1}{|a|} \times f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) = \frac{1}{|a|} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{\left(\frac{y-b}{a}-\mu\right)^2}{2\sigma^2}\right\} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}(|a|\sigma)} \exp\left\{-\frac{[y-(b+a\mu)]^2}{2(a\sigma)^2}\right\} \quad -\infty < y < +\infty \end{aligned}$$

$$\text{即 } Y = aX + b \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$$

— 刘 颖 —

SWJTU

特别地, 取 $a = \frac{1}{\sigma}, b = -\frac{\mu}{\sigma}$ 即得

$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

此即正态分布的标准化过程。



— 刘 颖 —

SWJTU

课堂练习



1. 已知 $r.v. X \sim f_X(x)$, 试求 $Y = |X|$ 的密度函数。

2. 已知 $r.v. X \sim f_X(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\pi^2}, & 0 < x < \pi \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

试求 $Y = \sin X$ 的密度函数 $f_Y(y)$ 。



— 刘 颖 —

SWJTU

课堂练习



3. 已知 $r.v. X$ 的密度函数为

$$f_X(x) = \frac{2}{\pi} \cdot \frac{1}{e^x + e^{-x}}, \quad x \in R$$

$$\text{记 } Y = \begin{cases} -1, & X < 0 \\ 1, & X \geq 0 \end{cases}$$

试求 Y 的概率分布。



— 刘 颖 —

SWJTU

数学期望与方差



一、数学期望



- 数学期望的概念
- 随机变量函数的数学期望
- 数学期望的性质



1. 数学期望的概念



(1) 数学期望的定义

$$E(X) = \begin{cases} \sum_k x_k \cdot P(X = x_k) & \text{—— 离散型} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx & \text{—— 连续型} \end{cases}$$

其中，级数和积分都是绝对收敛的！(WHY?)

1. 数学期望的概念



(2) 常见分布的数学期望

- 二项分布
- 泊松分布
- 均匀分布
- 指数分布
- 正态分布



二项分布—— $B(n, p)$



$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^n k \cdot P(X = k) = \sum_{k=0}^n k \cdot \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{np \cdot (n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} (1-p)^{n-k} \\ &= np \cdot \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} (1-p)^{n-k} \\ &= np \end{aligned}$$

$(p+q)^{n-1} = 1$

泊松分布—— $\pi(\lambda)$



$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot P(X = k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda \end{aligned}$$

$e^x = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{x^k}{k!}$

均匀分布



$$r.v. X \sim U[a, b] \Rightarrow E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx$$

$$= \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx$$



$$= \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b+a}{2}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

指数分布



$$r.v. X \sim \text{Exp}(\alpha) \Rightarrow E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx$$

$$= \int_0^{+\infty} x \cdot \alpha e^{-\alpha x} dx = - \int_0^{+\infty} x d(e^{-\alpha x})$$

$$-d(e^{-\alpha x})$$

$$= -x \cdot e^{-\alpha x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\alpha x} dx$$

$$= \frac{1}{\alpha} \int_0^{+\infty} \alpha e^{-\alpha x} dx = \frac{1}{\alpha}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$



$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad \left\langle t = \frac{x-\mu}{\sigma} \right\rangle$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\sigma t + \mu}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot \cancel{\sigma} dt$$

$$\varphi(t)$$

$$= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \mu \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \cdot 0 + \mu \cdot 1 = \mu$$

— 刘 颖 —

SWJTU

例题 1



在人群中普查某种疾病,要抽验 N 个人的血,有两种方法: 1) 将每个人的血都分别去验,需 N 次; 2) 按 k 人一组进行分组,把 k 个人的血样混合在一起化验,若呈阴性,就说明 k 个人的血都呈阴性;若呈阳性,再分别化验. 假设每个人化验呈阳性的概率为 p , 且各人的化验反应相互独立,说明 p 很小时, 选取适当的 k , 按第二种方法可以减小化验次数.

— 刘 颖 —

SWJTU

2. 随机变量函数的数学期望



已知随机变量 X 的分布, $Y = g(X)$ 的数学期望为

$$E(g(X)) = \begin{cases} \sum_k g(x_k) \cdot P(X = x_k) & \text{—— 离散型} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \cdot f_X(x) dx & \text{—— 连续型} \end{cases}$$

— 刘 颖 —

SWJTU

3. 数学期望的性质



$$(1) E(c) = c$$

$$(2) E(aX) = aE(X)$$

$$(3) E(g_1(X) + g_2(X)) = E(g_1(X)) + E(g_2(X))$$

— 刘 颖 —

SWJTU

例题 - 2

某产品的次品率为0.1，检验员每天检验4次。每次随机地取10件产品进行检验，如发现其中的次品数多于1，就去调整设备。以 X 表示一天中调整设备的次数，试求 $E(X)$ 。

关键：确定随机变量 X 的分布！

— 刘 斌 —

SWJTU

例题 - 3

由自动生产线加工的某种零件的内径 X (mm) 服从正态分布 $N(\mu, 1)$ ，内径小于10或大于12的为不合格品，其余为合格品，销售每件合格品获利，销售每件不合格品亏损，设销售利润 L (元) 与销售零件的内径 X 的关系为

$$L = \begin{cases} -1 & X < 10 \\ 20 & 10 \leq X \leq 12 \\ -5 & X > 12 \end{cases}$$

试问平均内径 μ 取何值时，销售一个零件的平均利润最大？

— 刘 斌 —

SWJTU

二、方差与标准差

- ④ 方差与标准差的概念
- ④ 方差的基本性质
- ④ 常见分布的方差



— 刘 斌 —

SWJTU

1. 方差的概念

(1) 方差的定义

定义 设 X 是一个随机变量，若 $E\{[X - E(X)]^2\}$ 存在，则称为 X 的方差，记为 $D(X)$ 或 $Var(X)$ ， σ_X^2 ，

$$\text{即 } D(X) = Var(X) = E\{[X - E(X)]^2\}$$

$$D(X) \geq 0$$

$$\sigma_X = \sigma(X) \triangleq \sqrt{D(X)} \quad \text{—— 均方差 / 标准差}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

1. 方差的概念

(2) 方差的计算

$$\begin{aligned} D(X) &= E\{[X - E(X)]^2\} \\ &= E\{X^2 - 2XE(X) + [E(X)]^2\} \\ &= E(X^2) - 2E(X)E(X) + [E(X)]^2 \\ &= E(X^2) - [E(X)]^2 \\ \Rightarrow \begin{cases} D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \\ E(X^2) = D(X) + [E(X)]^2 \end{cases} \end{aligned}$$



— 刘 斌 —

SWJTU

1. 方差的概念

$$\begin{cases} X \text{ 为离散型} \Rightarrow D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 \cdot p_k \\ \quad = \sum_{k=1}^{\infty} x_k^2 p_k - \left(\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k \right)^2 \\ X \text{ 为连续型} \Rightarrow D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx \\ \quad = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx - \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \right]^2 \end{cases}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

2. 方差的基本性质



(1) $D(aX+b) = a^2 D(X)$

证: $D(aX+b) = E\{[aX+b - E(aX+b)]^2\}$
 $= E\{a^2 [X - E(X)]^2\} = a^2 E\{[X - E(X)]^2\} = a^2 D(X)$

特别: 当 $a=0$ 时, $D(b)=0$

$$D(-X) = D(X)$$

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \longrightarrow E(X^*) = 0, D(X^*) = 1$$

— 刘 斌 —

SWJTU

2. 方差的基本性质



(2) Chebyshev's inequality

设 X 为一随机变量, 且 $E(X) = \mu$, $D(X) = \sigma^2$,

则 $\forall \varepsilon > 0$, 有 $P\{|X - \mu| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$

或 $P\{|X - \mu| < \varepsilon\} > 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$

— 刘 斌 —

SWJTU

3. 常见分布的方差



$$E(X^2) = E(X^2 - X) + E(X)$$

$$= E[X(X-1)] + E(X)$$



— 刘 斌 —

SWJTU

二项分布—— $B(n, p)$



$$E[X(X-1)] = \sum_{k=1}^n k(k-1) \cdot C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=2}^n \frac{n!}{(k-2)!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= n(n-1)p^2 \sum_{k=2}^n \frac{(n-2)!}{(k-2)!(n-k)!} p^{k-2} (1-p)^{n-k} = n(n-1)p^2$$

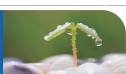
$$\Rightarrow E(X^2) = n(n-1)p^2 + np$$

$$\Rightarrow D(X) = n(n-1)p^2 + np - (np)^2 = np(1-p)$$

— 刘 斌 —

SWJTU

泊松分布—— $P(\lambda)$



$$E[X(X-1)] = \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1) \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!}$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda^2$$

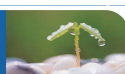
$$\Rightarrow E(X^2) = E[X(X-1)] + E(X) = \lambda^2 + \lambda$$

$$\Rightarrow D(X) = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

— 刘 斌 —

SWJTU

均匀分布—— $U(a, b)$



$$E(X) = \frac{a+b}{2}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx$$

$$= \frac{b^2 + ab + a^2}{3}$$

$$D(X) = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

指数分布— $Exp(\alpha)$



$$\begin{aligned}
 E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \alpha e^{-\alpha x} dx \\
 &= -x^2 e^{-\alpha x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2x e^{-\alpha x} dx \quad \left[-d(e^{-\alpha x}) \right] \\
 &= \frac{2}{\alpha} \int_0^{+\infty} x \cdot \alpha e^{-\alpha x} dx = \frac{2}{\alpha} \cdot \frac{1}{\alpha} = \frac{2}{\alpha^2} \\
 D(X) &= \frac{2}{\alpha^2} - \left(\frac{1}{\alpha} \right)^2 = \frac{1}{\alpha^2}
 \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

正态分布— $N(\mu, \sigma^2)$



$$\begin{aligned}
 D(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (X - E(X))^2 f(x) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad \left\langle \frac{x-\mu}{\sigma} = t \right\rangle \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma^2 t^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{t^2}{2}} \sigma dt = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\
 &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left[-te^{-\frac{t^2}{2}} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right] = \sigma^2 \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sigma^2
 \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

几何分布— $Ge(p)$



$$\begin{aligned}
 P(X=k) &= p(1-p)^{k-1}, \quad k=1, 2, \dots \\
 E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} k p q^{k-1} = p \sum_{k=1}^{\infty} k q^{k-1} \quad q=1-p \\
 &= p \sum_{k=1}^{\infty} (q^k)' = p \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)' \\
 &= p \left(\frac{q}{1-q} \right)' = \frac{1}{p}
 \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

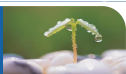
SWJTU

$$\begin{aligned}
 \text{而 } E(X(X-1)) &= p q \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1) q^{k-2} = p q \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)'' \\
 &= p q \cdot \frac{2}{(1-q)^3} = \frac{2q}{p^2} \\
 \Rightarrow E(X^2) &= E[X(X-1)] + E(X) \\
 &= \frac{2q}{p^2} + \frac{1}{p} = \frac{2-p}{p^2} \\
 \Rightarrow D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{2-p}{p^2} - \frac{1}{p^2} = \frac{1-p}{p^2}
 \end{aligned}$$

— 刘 斌 —

SWJTU

课堂练习



设 $E(X)=\mu$, $D(X)=\sigma^2$, 则对任意常数 C , 必有 (④).

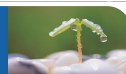
- (1) $E[(X-C)^2] = E(X^2) - C^2$
- (2) $E[(X-C)^2] = E[(X-\mu)^2]$
- (3) $E[(X-C)^2] < E[(X-\mu)^2]$
- (4) $E[(X-C)^2] \geq E[(X-\mu)^2]$



— 刘 斌 —

SWJTU

三、矩



$$(1) \quad \mu_k = E(X^k)$$

—— X 的 k 阶原点矩, 简称 k 阶矩

$$(2) \quad \nu_k = E[(X - E(X))^k]$$

—— X 的 k 阶中心矩

高阶矩存在 \rightarrow 低阶矩存在

— 刘 斌 —

SWJTU