

概 率 论

Probability

已学知识点

● 第一章 事件与概率

▶ 随机现象与统计规律性

- ① 概率的频率解释依然是当今最通行的解释.
- ② 描述频率趋近于概率的大数定律总是概率论的第一大数定律.
- ③ 实际当中用频率作为概率的估计是十分自然的.

▶ 样本空间与事件

符号	集合论含义	概率论含义
Ω	空间或全集	样本空间或必然事件
Φ	空集	不可能事件
ω	元素	样本点
A	子集	随机事件
$\omega \in A$	ω 是 A 的元素	事件 A 包含样本点 ω
$A \subset B$	A 是 B 的子集	A 发生则 B 发生
$AB = \Phi$	A, B 不相交	A, B 不可能同时发生
$A \cup B$	并集	A, B 至少有一个发生
$A \cap B$	交集	A, B 同时发生
$A - B$	差集	A 发生而 B 不发生
\bar{A}	余集	A 不发生

已学知识点

● 第一章 事件与概率

- ▶ 古典概型 (等可能概率模型): (1) 样本空间样本点有限; (2) 每个样本点等可能出现.
 - 计数方法: 排列组合.
 - 三个基本性质: 非负性、规范性、有限可加性.
- ▶ 几何概率: 以等可能性定义概率, 处理无限场合, 概率是几何体的测度之比.
 - 三个基本性质: 非负性、规范性、可列可加性.
- ▶ 概率空间: (Ω, \mathcal{F}, P)
 - 难点和要点: 事件域 \mathcal{F} 的选择, 太小不能满足需要, 太大难以定义概率.
 - 选择包含我们关注的所有事件的 σ 域, 保证事件对交、并、逆、差作可列次运算的封闭性.
 - 在这种 σ 域上, 能定义满足非负、规范和可列可加性的概率测度.

已学知识点

- 第二章 条件概率与统计独立性

- ▶ 条件概率: $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$.

- 乘法公式: $P(A_1A_2\cdots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \cdot P(A_3|A_1A_2) \cdot \cdots \cdot P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1})$

- 全概率公式: $P(B) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \cdot P(B|A_i)$

- Bayes 公式: $P(A_k|B) = \frac{P(A_k) \cdot P(B|A_k)}{\sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \cdot P(B|A_i)}$

$$\left. \begin{array}{l} A_i \cap A_j = \Phi \quad (i \neq j) \\ \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \Omega \end{array} \right\}$$

已学知识点

- 第二章 条件概率与统计独立性

- ▶ 事件独立性：两个事件 $P(AB) = P(A) \cdot P(B)$. 三个事件
$$\begin{cases} P(AB) = P(A) \cdot P(B) \\ P(AC) = P(A) \cdot P(C) \\ P(BC) = P(B) \cdot P(C) \\ P(ABC) = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C) \end{cases}$$

- ▶ 试验独立性：一个试验的结果对其它各试验的可能结果的概率都无影响.

- ▶ Bernoulli 试验 E : 概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) , 其中

$$A \subset \Omega, \quad \mathcal{F} = \{\Phi, A, \bar{A}, \Omega\}, \quad P(A) = p, \quad P(\bar{A}) = q, \quad (p > 0, q > 0, p + q = 1)$$

- Bernoulli 分布

- 二项分布

- 几何分布

- Pascal 分布

- 多项分布

- Poisson 分布

已学知识点

● 第三章 随机变量与分布函数

▶ 随机变量 (r.v.) 与分布函数 (c.d.f.):

- 随机变量 ξ 是概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 中定义域为 Ω 、取值于 \mathbb{R} 的一个单值 Borel 函数.
- 分布函数 $F(x) = P \{ \xi(\omega) < x \}$, $-\infty < x < \infty$ 是单调不降、取值 $[0, 1]$ 的左连续函数. 它完整描述了随机变量, 是研究的主要对象.
- 随机变量依取值 $\begin{cases} \text{离散型:} & \text{分布律 (mass function)、分布列} \\ \text{连续型:} & \text{概率密度 (p.d.f.)} \end{cases}$
- 主要分布: $\begin{cases} \text{离散型:} & \text{Bernoulli, binomial, Poisson, hyper-geometric, geometric} \\ \text{连续型:} & \text{uniform, exponential, normal, } \Gamma \end{cases}$
- 概率计算: $\begin{cases} \text{离散型:} & P \{ x \in D \} = \sum_{x_i \in D} p_i, \quad P \{ (x, y) \in D \} = \sum_{(x_i, y_j) \in D} p_{ij} \\ \text{连续型:} & P \{ x \in D \} = \int_D p(x) dx, \quad P \{ (x, y) \in D \} = \iint_D p(x, y) dx dy \end{cases}$

已学知识点

● 第三章 随机变量与分布函数

▶ 随机向量，随机变量的独立性：

- 随机向量即多元随机变量

{	联合分布：	联合分布函数、联合分布律、联合密度
	边际分布：	边际分布函数、边际分布律、边际密度
	条件分布：	条件分布函数、条件分布律、条件密度
	独立性：	与事件独立性几乎完全相同

- 主要分布：

{	离散型：	多项分布、多元超几何分布
	连续型：	二元均匀分布、二元正态分布

$$(\xi, \eta) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho) \sim N\left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho \\ \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right) \implies \left\{ \begin{array}{l} \xi \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), \quad \eta \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \\ (\eta | \xi = x) \sim N\left(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x - \mu_1), \sigma_2^2 (1 - \rho^2)\right) \\ (\xi | \eta = y) \sim N\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (y - \mu_2), \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right) \\ \xi \text{ 与 } \eta \text{ 相互独立} \iff \rho = 0 \end{array} \right.$$

已学知识点

● 第三章 随机变量与分布函数

▶ 随机变量的函数及其分布:

○ 随机变量的函数什么情况下还是随机变量

○ 离散型易: $\begin{cases} \eta = g(\xi) : & \text{对应法} \\ \zeta = g(\xi, \eta) : & \text{表上作业法, 独立情形和的卷积公式} \end{cases}$

○ 连续型难: $\begin{cases} \eta = g(\xi) : \text{直接法 } F_{\eta}(y) = P\{\eta < y\} = \int_{g(x) < y} p_{\xi}(x) dx \\ \zeta = g(\xi, \eta) : \text{直接法 } F_{\zeta}(z) = P\{\zeta < z\} = \iint_{g(x, y) < z} p(x, y) dx dy \\ \text{和 (卷积公式)、差、商、积、max, min 的公式} \end{cases}$

$\begin{cases} \zeta_1 = g_1(\xi, \eta) \\ \zeta_2 = g_2(\xi, \eta) \end{cases} : \text{变换法 } \begin{cases} u = g_1(x, y) \\ v = g_2(x, y) \end{cases} \implies \begin{cases} x = h_1^{-1}(u, v) \\ y = h_2^{-1}(u, v) \end{cases} \implies J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix}$

$$q_{\zeta_1, \zeta_2}(u, v) = p(h_1^{-1}(u, v), h_2^{-1}(u, v)) \cdot |J|$$

已学知识点

- 第四章 数字特征与特征函数

- ▶ 数学期望:

- 定义 $\left\{ \begin{array}{l} \text{离散型: } E(\xi) = \sum_i x_i \cdot p_i \\ \text{连续型: } E(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_{\xi}(x) dx \end{array} \right.$

绝对收敛!

- 随机变量函数的数学期望 $\left\{ \begin{array}{l} \text{离散型: } E[g(\xi)] = \sum_i g(x_i) \cdot p_i \\ \text{连续型: } E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot p_{\xi}(x) dx \end{array} \right.$

已学知识点

- 第四章 数字特征与特征函数

- ▶ 常见分布的数学期望与方差:

分布	符号表示	数学期望
二项分布	$\xi \sim b(n, p)$	$E(\xi) = np$
Bernoulli 分布	$\xi \sim b(1, p)$	$E(\xi) = p$
Poisson 分布	$\xi \sim P(\lambda)$	$E(\xi) = \lambda$
均匀分布	$\xi \sim U[a, b]$	$E(\xi) = \frac{a+b}{2}$
Gamma 分布	$X \sim \Gamma(r, \lambda)$	$E(\xi) = \frac{r}{\lambda}$
指数分布	$\xi \sim \text{Exp}(\lambda)$	$E(\xi) = \frac{1}{\lambda}$
χ^2 分布	$X \sim \chi_n^2$	$E(\xi) = n$
正态分布	$\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$	$E(\xi) = \mu$

第四章 数字特征与特征函数

4.1 数学期望

- 一、数学期望的概念
- 二、离散型场合
- 三、应用实例
- 四、连续型场合
- 五、一般场合
- 六、随机变量函数的数学期望
- 七、多维场合
- 八、数学期望的基本性质

七、多维场合

- 随机向量函数的期望

- ▶ 设随机向量 $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ 的联合分布函数为 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$, $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 n 元 Borel 函数, 则 $\eta = g(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ 为一元随机变量, 其数学期望为 (以 $n = 2$ 为例)

$$E(\eta) = E[g(\xi_1, \xi_2)] = \begin{cases} \text{离散型: } \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) \cdot p_{ij} \\ \text{连续型: } \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) \cdot p_{(\xi, \eta)}(x, y) dx dy \end{cases}$$

定义: 定义随机向量 $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ 的数学期望为 $(E(\xi_1), E(\xi_2), \dots, E(\xi_n))$.

七、多维场合

- 例: (ξ, η) 的联合分布律为

		ξ		
		0	1	2
η	0	0.10	0.15	0.15
	1	0.25	0.20	0.15

求 $\zeta = \sin \frac{\pi(\xi + \eta)}{2}$ 的数学期望 $E(\zeta)$.

$$E(\zeta) = E \left\{ \sin \frac{\pi(\xi + \eta)}{2} \right\}$$

$$= 0.10 \times \sin \frac{\pi(0+0)}{2} + 0.25 \times \sin \frac{\pi(0+1)}{2} + 0.15 \times \sin \frac{\pi(1+0)}{2} + 0.20 \times \sin \frac{\pi(1+1)}{2}$$

$$+ 0.15 \times \sin \frac{\pi(2+0)}{2} + 0.15 \times \sin \frac{\pi(2+1)}{2}$$

$$= 0.25$$

$$E(\eta) = E[g(\xi_1, \xi_2)] = \begin{cases} \text{离散型: } \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) \cdot p_{ij} \\ \text{连续型: } \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) \cdot p_{(\xi, \eta)}(x, y) dx dy \end{cases}$$

$$E(\eta) = E[g(\xi_1, \xi_2)] = \begin{cases} \text{离散型: } \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) \cdot p_{ij} \\ \text{连续型: } \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) \cdot p_{(\xi, \eta)}(x, y) dx dy \end{cases}$$

七、多维场合

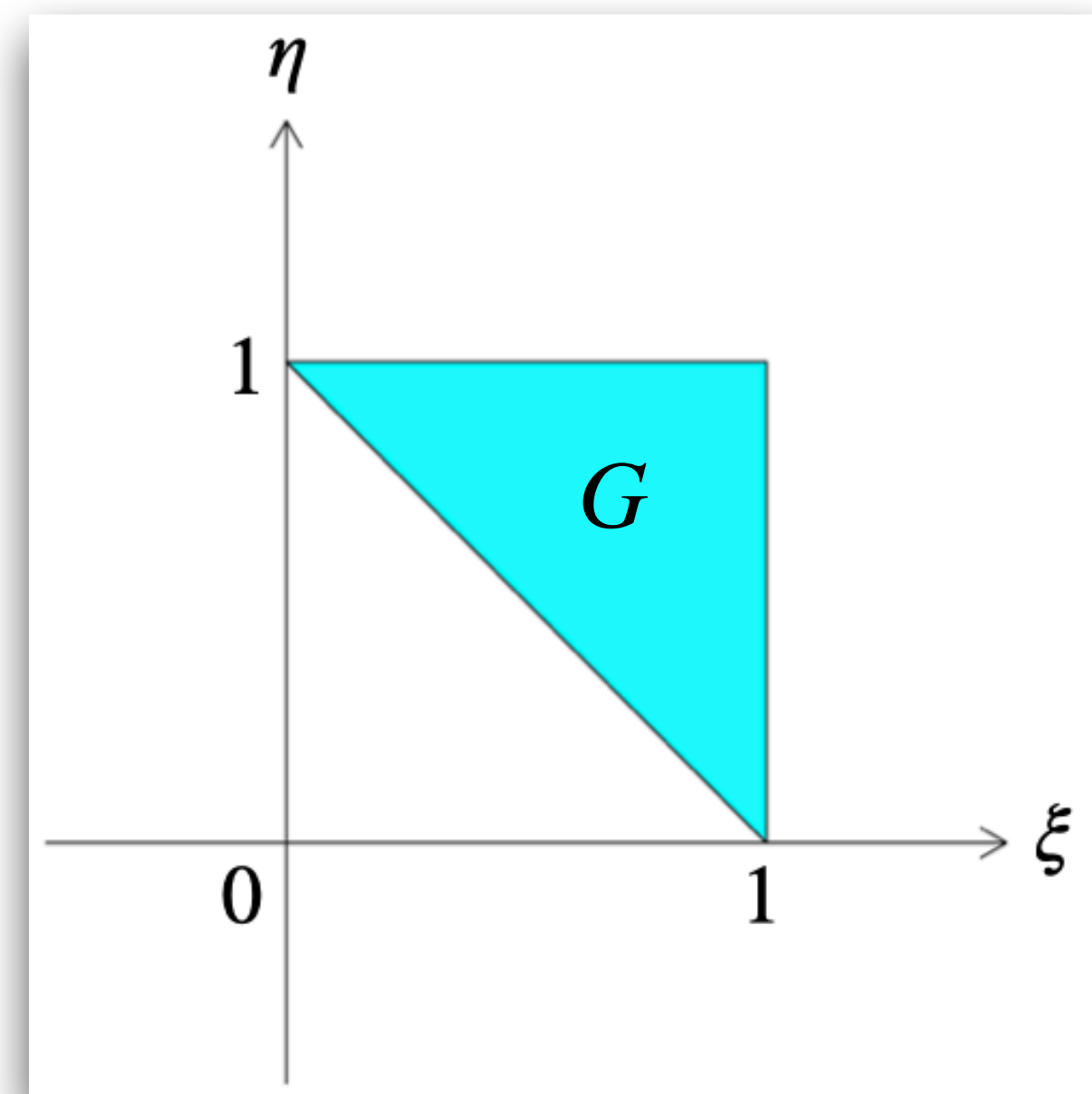
- 例：** (ξ, η) 服从以 $(0, 1)$, $(1, 0)$ 和 $(1, 1)$ 为顶点的三角形区域上的均匀分布，求 $\zeta = \xi + \eta$ 的数学期望 $E(\zeta)$.

$$(\xi, \eta) \text{ 的联合密度: } p(x, y) = \begin{cases} 2, & (x, y) \in G \\ 0, & (x, y) \notin G \end{cases}$$

$$E(\zeta) = E(\xi + \eta) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y) p(x, y) dx dy$$

$$= \iint_G 2(x + y) dx dy = 2 \int_0^1 dy \int_{1-y}^1 (x + y) dx$$

$$= \frac{4}{3}$$



八、数学期望的基本性质

- 性质 1 若 $a \leq \xi \leq b$, 则 $a \leq E(\xi) \leq b$. 特别, 若 c 为常数, 则 $E(c) = c$.
- 性质 2 (单调性) 若 $\xi \leq \eta$ 几乎处处 (a.e.) 成立, 则 $E(\xi) \leq E(\eta)$.
- 性质 3 (线性性) 对任意常数 $c_i, i = 1, 2, \dots, n$ 以及 b , 都有

$$E\left(\sum_{i=1}^n c_i \xi_i + b\right) = \sum_{i=1}^n c_i E(\xi_i) + b$$

- 性质 4 (和的期望等于期望的和) 对任意 n 个随机变量 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, 非负可测, 都有

$$E(\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n) = E(\xi_1) + E(\xi_2) + \dots + E(\xi_n)$$

- 性质 5 (独立随机变量乘积的期望等于期望的乘积) 若随机变量 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 相互独立,

则有

$$E(\xi_1 \cdot \xi_2 \cdot \dots \cdot \xi_n) = E(\xi_1) \cdot E(\xi_2) \cdot \dots \cdot E(\xi_n)$$

八、数学期望的基本性质

- 例：计算正态分布 $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的均值.

$$\xi_0 \sim N(0, 1) \implies E(\xi_0) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0$$

$$\xrightarrow{\text{令}} \xi = \mu + \sigma \cdot \xi_0 \implies \xi \sim N(\mu, \sigma^2) \implies E(\xi) = \mu + \sigma \cdot E(\xi_0) = \mu$$

八、数学期望的基本性质

- 例：计算二项分布及超几何分布的均值.

N 件产品中有 M 件次品, 定义

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次取到次品} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次取到正品} \end{cases}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$\implies E(\xi_i) = \frac{M}{N} \triangleq p$$

ξ_i	1	0
$P\{\xi_i = k\}$	$\frac{M}{N}$	$1 - \frac{M}{N}$

- ▶ 有放回抽样时: $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 相互独立,

$$\xi \triangleq \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n \sim b(n, p) \implies E(\xi) = E(\xi_1) + E(\xi_2) + \dots + E(\xi_n) = np$$

- ▶ 不放回抽样时: $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 不相互独立,

$$\xi \triangleq \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n \sim \text{HG}(n, N, M) \implies E(\xi) = E(\xi_1) + E(\xi_2) + \dots + E(\xi_n) = np = n \frac{M}{N}$$

4.2 方差，相关系数，矩

一、方差

二、切比雪夫 (Chebyshev) 不等式

三、相关系数

四、矩

五、条件数学期望

一、方差

- 例：两个射击选手，技术表现如下

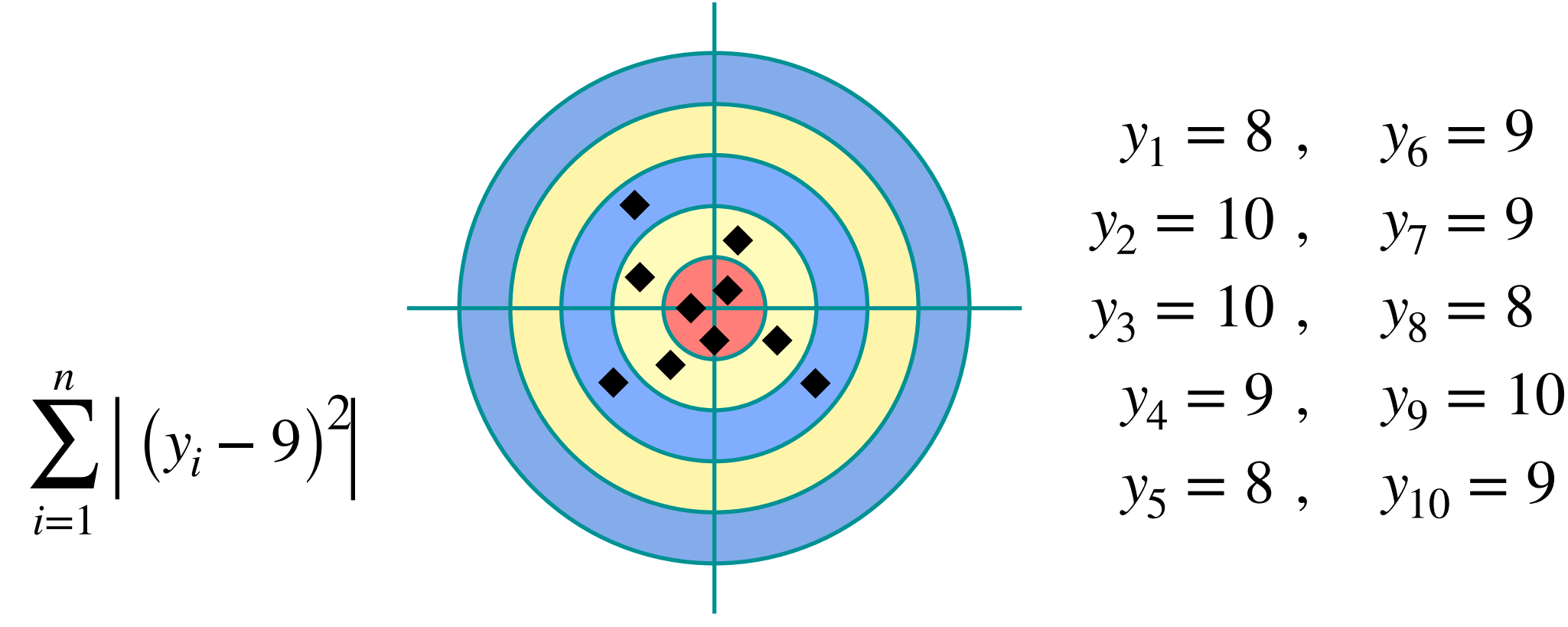
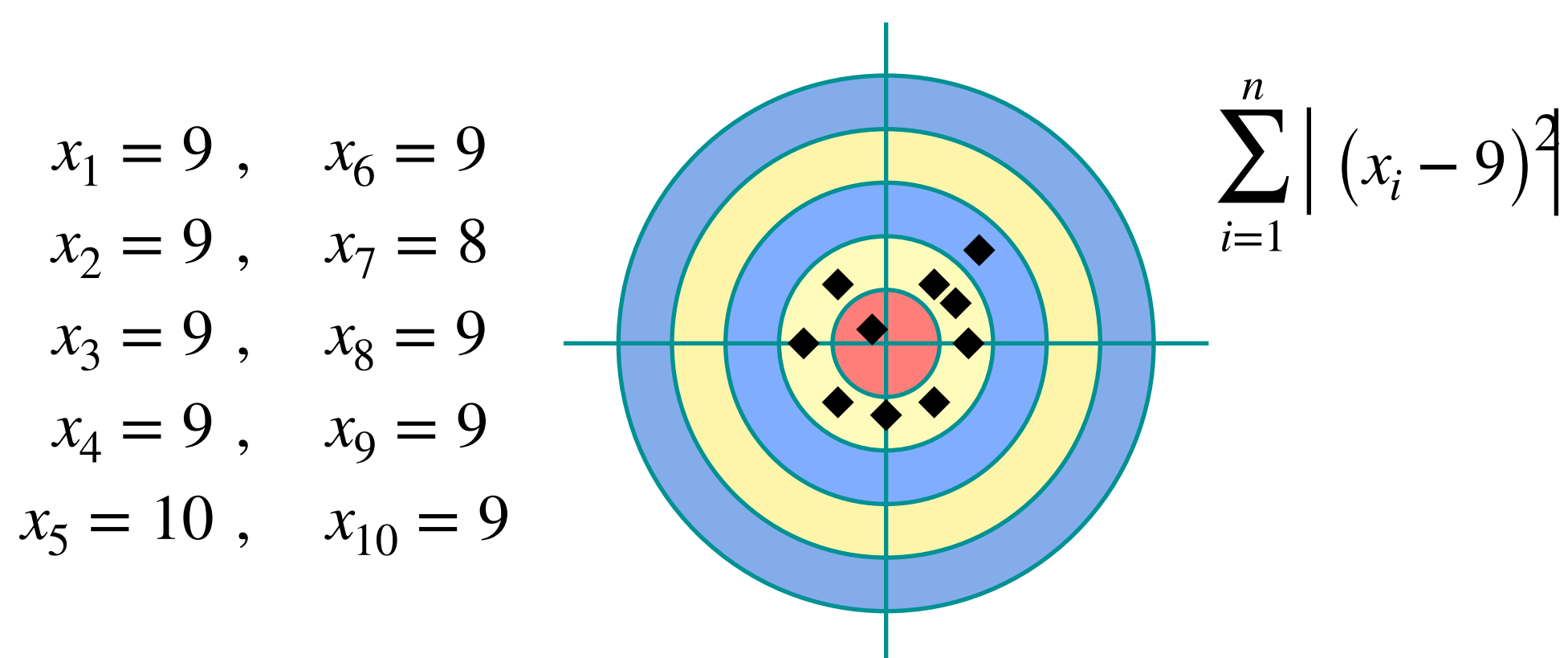
ξ 命中环数	8	9	10
概率	0.1	0.8	0.1

η 命中环数	8	9	10
概率	0.3	0.4	0.3

$\Rightarrow E(\xi) = 8 \times 0.1 + 9 \times 0.8 + 10 \times 0.1 = 9$

$\Rightarrow E(\eta) = 8 \times 0.3 + 9 \times 0.4 + 10 \times 0.3 = 9$

- ▶ 从均值的角度而言，两个选手的水平相当。



- ▶ 从稳定性而言，甲选手的命中环数更集中在均值 9 附近，而乙选手则散布度较大。

一、方差

定义: 设 ξ 是一个随机变量, 若

$$E \left\{ \left[\xi - E(\xi) \right]^2 \right\}$$

存在, 则称之为随机变量 ξ 的**方差** (variance), 记为

$$D(\xi) = E \left\{ \left[\xi - E(\xi) \right]^2 \right\}$$

称其算术平方根 $\sqrt{D(\xi)}$ 为**均方差**或**标准差** (standard deviation).

- ▶ 方差、标准差描述了随机变量关于其数学期望的偏离程度 (dispersion), 在概率论与数理统计中有着十分重要的作用. 标准差的量纲与 ξ 的量纲相同.

一、方差

- 常用计算公式: $D(\xi) = E(\xi^2) - [E(\xi)]^2$

$$D(\xi) = E\left\{\left[\xi - E(\xi)\right]^2\right\} = E\left\{\xi^2 - 2\xi \cdot E(\xi) + [E(\xi)]^2\right\}$$

$$= E(\xi^2) - 2E(\xi) \cdot E(\xi) + [E(\xi)]^2$$

$$= E(\xi^2) - [E(\xi)]^2$$

- ▶ 推论: (1) $E(\xi^2) = D(\xi) + [E(\xi)]^2$

$$(2) \quad E(\xi^2) \geq [E(\xi)]^2$$

一、方差

- 例：两个射击选手，技术表现如下

射手甲	
ξ 命中环数	8 9 10
概率	0.1 0.8 0.1

射手乙	
η 命中环数	8 9 10
概率	0.3 0.4 0.3

$$\Rightarrow E(\xi) = E(\eta) = 9$$

教练欲从中选一人参加比赛，问哪位射手更合适？

$$\begin{aligned} \Rightarrow D(\xi) &= E(\xi^2) - [E(\xi)]^2 \\ &= 8^2 \times 0.1 + 9^2 \times 0.8 + 10^2 \times 0.1 - 9^2 \\ &= 0.2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow D(\eta) &= E(\eta^2) - [E(\eta)]^2 \\ &= 8^2 \times 0.3 + 9^2 \times 0.4 + 10^2 \times 0.3 - 9^2 \\ &= 0.6 \end{aligned}$$

结论：选择射手甲参加比赛更合适，因为其方差小，发挥更稳定一些。

一、方差

- 常见分布的方差

① Bernoulli 分布

X	0	1	$\implies E(X) = p$
p_i	$1 - p$	p	

$$\implies D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = p - p^2 = p(1 - p)$$

② 二项分布: $X \sim b(n, p)$ $P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$, $k = 0, 1, 2, \dots, n$ $\implies E(X) = np$

$$\implies D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \sum_{k=0}^n k^2 C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} - (np)^2 = \sum_{k=1}^n k^2 \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1 - p)^{n-k} - (np)^2$$

$$\xrightarrow{i = k - 1, m = n - 1} = np \sum_{k=1}^n k \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} (1-p)^{n-k} - n^2 p^2 = np \sum_{i=0}^m (i+1) \frac{m!}{i!(m-i)!} p^i (1-p)^{m-i} - n^2 p^2$$

$$\xrightarrow{j = i - 1, t = m - 1} = np + np \sum_{i=1}^m i \frac{m!}{i!(m-i)!} p^i (1-p)^{m-i} - n^2 p^2 = np + np \cdot mp \sum_{j=0}^t \frac{t!}{j!(t-j)!} p^j (1-p)^{t-j} - n^2 p^2$$

$$= np + (n-1)np^2 - n^2 p^2 = np - np^2 = np(1 - p)$$

一、方差

- 常见分布的方差

③ Poisson 分布: $X \sim P(\lambda)$ $P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \implies E(X) = \lambda$

$$\implies D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \sum_{k=0}^{\infty} \left(k^2 \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \right) - \lambda^2 = \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{k\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda} \right) - \lambda^2$$

$$\xrightarrow{i = k - 1} = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{(i+1)\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \right) - \lambda^2 = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \left(i \cdot \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \right) + \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \right) - \lambda^2$$

$\xrightarrow{\hspace{10em}} E(X) = \lambda$ $\xrightarrow{\hspace{10em}} = 1$

$$= \lambda$$

一、方差

- 常见分布的方差

④ 均匀分布: $X \sim U[a, b]$

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \implies E(X) = \frac{a+b}{2}$$

$$\begin{aligned} \implies D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p_X(x) dx - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 \\ &= \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 = \frac{x^3}{3(b-a)} \Big|_a^b - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 \\ &= \frac{a^2 + ab + b^2}{3} - \frac{(a+b)^2}{4} \\ &= \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

一、方差

- 常见分布的方差

⑤ 指数分布: $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ $p_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \implies E(X) = \frac{1}{\lambda}$

$$\implies D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot p_X(x) dx - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2$$

$$= \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 = - \int_0^{+\infty} x^2 d(e^{-\lambda x}) - \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2$$

$$= - (x^2 e^{-\lambda x}) \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} d(x^2) - \frac{1}{\lambda^2} = 2 \int_0^{\infty} x e^{-\lambda x} dx - \frac{1}{\lambda^2}$$

$$= - \frac{2}{\lambda} \int_0^{\infty} x d(e^{-\lambda x}) - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

一、方差

- 常见分布的方差

⑥ 正态分布: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ $p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$, $-\infty < x < +\infty \implies E(X) = \mu$

$$\implies D(X) = E\left\{ [X - E(X)]^2 \right\} = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot p_X(x) dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \leftarrow t = \frac{x - \mu}{\sigma}, dx = \sigma dt$$

$$= -\frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t d\left(e^{-\frac{t^2}{2}}\right) = -\frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left(te^{-\frac{t^2}{2}} \right) \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \sigma^2 \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$\xrightarrow{\text{red}} = 0$
 $\xrightarrow{\text{green}} = 1$

▶ 特别: $X \sim N(0, 1) \implies E(X) = 0, D(X) = 1.$

● 常见分布的数学期望与方差:

分布	符号表示	数学期望	方差
二项分布	$\xi \sim b(n, p)$	$E(\xi) = np$	$D(\xi) = np(1-p)$
Bernoulli 分布	$\xi \sim b(1, p)$	$E(\xi) = p$	$D(\xi) = p(1-p)$
Poisson 分布	$\xi \sim P(\lambda)$	$E(\xi) = \lambda$	$D(\xi) = \lambda$
均匀分布	$\xi \sim U[a, b]$	$E(\xi) = \frac{a+b}{2}$	$D(\xi) = \frac{(b-a)^2}{12}$
Gamma 分布	$X \sim \Gamma(r, \lambda)$	$E(\xi) = \frac{r}{\lambda}$	$D(\xi) = \frac{r}{\lambda^2}$
指数分布	$\xi \sim \text{Exp}(\lambda)$	$E(\xi) = \frac{1}{\lambda}$	$D(\xi) = \frac{1}{\lambda^2}$
χ^2 分布	$X \sim \chi_n^2$	$E(\xi) = n$	$D(\xi) = 2n$
正态分布	$\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$	$E(\xi) = \mu$	$D(\xi) = \sigma^2$

一、方差

● 方差的基本性质

- ① 设 C 是常数, 则 $D(C) = 0$.
- ② 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(\xi + c) = D(\xi)$.
- ③ 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(c\xi) = c^2D(\xi)$.
- ④ 若 $c \neq E(\xi)$, 则 $D(\xi) < E[(\xi - c)^2]$.

期望的一个重要的极值性质. $E[(\xi - c)^2]$
当 $c = E(\xi)$ 时达到极小, 这说明了在
 $D(\xi)$ 定义中取 $c = E(\xi)$ 的合理性.

$$\begin{aligned} D(\xi) &= E\left\{\left[\xi - E(\xi)\right]^2\right\} = E\left\{\left[\xi - c - (E(\xi) - c)\right]^2\right\} \\ &= E\left\{(\xi - c)^2 - 2(\xi - c)(E(\xi) - c) + (E(\xi) - c)^2\right\} \\ &= E\left[(\xi - c)^2\right] - [E(\xi) - c]^2 < E\left[(\xi - c)^2\right] \end{aligned}$$

一、方差

- 方差的基本性质

- ① 设 C 是常数, 则 $D(C) = 0$.
- ② 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(\xi + c) = D(\xi)$.
- ③ 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(c\xi) = c^2D(\xi)$.
- ④ 若 $c \neq E(\xi)$, 则 $D(\xi) < E[(\xi - c)^2]$.
- ⑤ $D(\xi) = 0 \iff P\{\xi = C\} = 1$.
- ⑥ 若 ξ 与 η 独立, 则 $D(\xi \pm \eta) = D(\xi) + D(\eta)$.

$$\begin{aligned} D(\xi + \eta) &= E[(\xi + \eta)^2] - [E(\xi + \eta)]^2 = E[\xi^2 + 2\xi\eta + \eta^2] - [E(\xi) + E(\eta)]^2 \\ &= E(\xi^2) - [E(\xi)]^2 + 2E(\xi\eta) - 2E(\xi) \cdot E(\eta) + E(\eta^2) - [E(\eta)]^2 = D(\xi) + D(\eta) \end{aligned}$$

一、方差

- 方差的基本性质

① 设 C 是常数, 则 $E(C) = 0$.

② 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(\xi + c) = D(\xi)$.

③ 设 ξ 是随机变量, c 为常数, 则 $D(c\xi) = c^2D(\xi)$.

④ 若 $c \neq E(\xi)$, 则 $D(\xi) < E[(\xi - c)^2]$.

⑤ $D(\xi) = 0 \iff P\{\xi = C\} = 1$.

⑥ 若 ξ 与 η 独立, 则 $D(\xi \pm \eta) = D(\xi) + D(\eta)$.

► 推广: 若 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 相互独立, 则

$$D(c_1\xi_1 + c_2\xi_2 + \dots + c_n\xi_n) = c_1^2D(\xi_1) + c_2^2D(\xi_2) + \dots + c_n^2D(\xi_n)$$

一、方差

- 例: 设 $X \sim b(n, p)$, 求 $D(X)$.

X_i	0	1	$, i = 1, 2, \dots, n$ 且相互独立
p_i	$1 - p$	p	

$$X \triangleq X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim b(n, p)$$

$$E(X_i) = p, \quad D(X_i) = p(1 - p)$$

$$\implies D(X) = D(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_n) = np(1 - p)$$

- 随机变量的标准化

设随机变量 ξ 的均值 $E(\xi)$ 与方差 $D(\xi)$ 都存在, 且 $D(\xi) > 0$, 称

$$\xi^* = \frac{\xi - E(\xi)}{\sqrt{D(\xi)}}$$

为随机变量 ξ 的标准化随机变量.

- ▶ 标准化的目的: 通过线性变换将随机变量的均值变换为 0、方差变换为 1.

二、切比雪夫 (Chebyshev) 不等式

Chebyshev 不等式: 设 ξ 为具有有限均值 $E(\xi)$ 与有限方差 $D(\xi)$ 的随机变量, 则 $\forall \varepsilon > 0$ 有

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} \leq \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2}$$

$$\begin{aligned}
 D(\xi) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[x - E(\xi) \right]^2 dF_{\xi}(x) \quad \xrightarrow{F_{\xi}(x) \text{ 是 } \xi \text{ 的分布函数}} \\
 &= \int_{-\infty}^{E(\xi)-\varepsilon} \left[x - E(\xi) \right]^2 dF_{\xi}(x) + \int_{E(\xi)-\varepsilon}^{E(\xi)+\varepsilon} \left[x - E(\xi) \right]^2 dF_{\xi}(x) + \int_{E(\xi)+\varepsilon}^{+\infty} \left[x - E(\xi) \right]^2 dF_{\xi}(x) \\
 &\geq \int_{\left| x - E(\xi) \right| \geq \varepsilon} \left[x - E(\xi) \right]^2 dF_{\xi}(x) \geq \int_{\left| x - E(\xi) \right| \geq \varepsilon} \varepsilon^2 dF_{\xi}(x) = \varepsilon^2 P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} \quad \xrightarrow{\geq 0}
 \end{aligned}$$

二、切比雪夫 (Chebyshev) 不等式

Chebyshev 不等式: 设 ξ 为具有有限均值 $E(\xi)$ 与有限方差 $D(\xi)$ 的随机变量, 则 $\forall \varepsilon > 0$ 有

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} \leq \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2}$$

► Chebyshev 不等式的等价形式

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| < \varepsilon \right\} \geq 1 - \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2} \quad \text{或} \quad P \left\{ \left| \frac{\xi - E(\xi)}{\sqrt{D(\xi)}} \right| \geq \delta \right\} \leq \frac{1}{\delta^2}$$

► Chebyshev 不等式的意义: 利用随机变量 ξ 的数学期望以及方差对 ξ 的概率分布进行估计.

它断言不管 ξ 的分布是什么, ξ 落在 $(E(\xi) - \varepsilon, E(\xi) + \varepsilon)$ 中的概率均不小于 $1 - \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2}$.

二、切比雪夫 (Chebyshev) 不等式

Chebyshev 不等式: 设 ξ 为具有有限均值 $E(\xi)$ 与有限方差 $D(\xi)$ 的随机变量, 则 $\forall \varepsilon > 0$ 有

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} \leq \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2}$$

- ▶ 从 Chebyshev 不等式还可以看出, 当方差 $D(\xi)$ 愈小时, 事件

$$\left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\}$$

的概率也愈小, 从这里可以看出: 方差是描述随机变量与其期望值离散程度的一个量.

- ▶ 特别: 若 $D(\xi) = 0$, 则 $\forall \varepsilon > 0$, 恒有

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} = 0 \implies P \left\{ \xi \neq E(\xi) \right\} = 0 \implies P \left\{ \xi = E(\xi) \right\} = 1$$

所以: 方差为零的随机变量是常数.

二、切比雪夫 (Chebyshev) 不等式

Chebyshev 不等式: 设 ξ 为具有有限均值 $E(\xi)$ 与有限方差 $D(\xi)$ 的随机变量, 则 $\forall \varepsilon > 0$ 有

$$P \left\{ \left| \xi - E(\xi) \right| \geq \varepsilon \right\} \leq \frac{D(\xi)}{\varepsilon^2}$$

▶ 3σ 法则: $\sigma^2 \triangleq D(\xi)$, $\sigma = \sqrt{D(\xi)}$, $\mu \triangleq E(\xi)$

$$P \left\{ \left| \xi - \mu \right| < \varepsilon \right\} \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \implies \begin{cases} P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq \sigma \right\} \geq 0, & \varepsilon = \sigma \\ P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq 2\sigma \right\} \geq 0.75, & \varepsilon = 2\sigma \\ P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq 3\sigma \right\} \geq 0.8889, & \varepsilon = 3\sigma \end{cases}$$

与正态分布的比较: $X \sim N(\mu, \sigma^2) \implies \begin{cases} P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq \sigma \right\} = 0.6826 \\ P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq 2\sigma \right\} = 0.9544 \\ P \left\{ \left| \xi - \mu \right| \leq 3\sigma \right\} = 0.9974 \end{cases}$