

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

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

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

第四章 数字特征与特征函数

4.1 数字特征

4.2 方差、相关系数、矩

4.3 熵与信息

4.4 母函数

4.5 特征函数

4.6 多元正态分布

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

一、数学期望的概念

- 数字特征是由随机变量决定的一些常数，**数学期望** (mathematical expectation) 与**方差** (variance) 是其中最重要的两个特征，它们只能刻化随机变量的部分性质.
- **数学期望** (mathematical expectation) 是一个随机变量的平均取值，是它所有可能取值的加权平均，权是这些可能值相应的概率.
- **例：**一位射击教练将从两个候选人中挑选一人作为他的队员，甲还是乙的成绩更好？

成绩 (环数)	8	9	10
甲的概率	0.1	0.3	0.6
乙的概率	0.2	0.5	0.3

定义 \rightarrow

$$\begin{cases} \xi: \text{甲射击一次的环数} \\ \eta: \text{乙射击一次的环数} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \xi \text{ 的数学期望: } E(\xi) = 8 \times 0.1 + 9 \times 0.3 + 10 \times 0.6 = 9.5 \text{ (环)} \\ \eta \text{ 的数学期望: } E(\eta) = 8 \times 0.2 + 9 \times 0.5 + 10 \times 0.3 = 9.1 \text{ (环)} \end{cases}$$

二、离散型场合

定义： 设 ξ 为一离散型随机变量，其分布律为

ξ	x_1	x_2	\dots	x_k	\dots
$P\{\xi = x_i\}$	p_1	p_2	\dots	p_k	\dots

如果级数

$$\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$

绝对收敛，则把它称为 ξ 的**数学期望** (mathematical expectation)，简称**期望**，或**均值** (mean)，记作 $E(\xi)$ 。

- 数学期望反映了随机变量取值的中心趋势。
- 当 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i$ 发散时，说 ξ 的数学期望不存在。

二、离散型场合

- 几种重要的离散型分布的期望：

① Bernoulli 分布：

X	0	1
p_i	$1 - p$	p

$$E(X) = 0 \times (1 - p) + 1 \times p = p$$

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

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \sum_{k=0}^n k \cdot p_k = \sum_{k=0}^n k \cdot C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} = \sum_{k=0}^n k \cdot \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k (1 - p)^{n-k} \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)! (n-k)!} p^k (1 - p)^{n-k} = np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)! [(n-1) - (k-1)]!} p^{k-1} (1 - p)^{n-1-(k-1)} \\
 &\xrightarrow{i = k-1, m = n-1} = np \sum_{i=0}^m \frac{m!}{i! (m-i)!} p^i (1 - p)^{m-i} = np [p + (1 - p)]^m = np
 \end{aligned}$$

二、离散型场合

- 几种重要的离散型分布的期望:

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

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda$$

④ 几何分布: $\implies P\{X = k\} = (1-p)^{k-1} p, \quad k = 1, 2, 3, \dots$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot P\{X = k\} = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} p = -p \sum_{k=1}^{\infty} \left[(1-p)^k \right]' = -p \left[\sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^k \right]' \\ &= -p \left[\frac{1}{1-(1-p)} - 1 \right]' = -p \left(\frac{1-p}{p} \right)' = \frac{1}{p} \end{aligned}$$

二、离散型场合

- 从以上内容可见，重要的离散型分布的参数都可由数学期望算得，因此它是一个重要的概念。

- 例：随机变量 ξ 取值 $x_k = (-1)^k \frac{2^k}{k}$, $k = 1, 2, \dots$, 对应的概率为 $p_k = P\{\xi = x_k\} = \frac{1}{2^k}$.

$$\left\{ \begin{array}{l} p_k = \frac{1}{2^k} > 0, \quad k = 1, 2, \dots \\ \sum_{k=1}^{\infty} p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2^k} = \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} - 1 = 1 \end{array} \right. \implies \text{是 } \xi \text{ 的概率分布}$$

计算 ξ 的数学期望 $\implies \sum_{k=1}^{\infty} x_k \cdot p_k = \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k \frac{2^k}{k} \cdot \frac{1}{2^k} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k} = -\ln 2$

但是 $\implies \sum_{k=1}^{\infty} |x_k| \cdot p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} = \infty \implies \xi$ 的数学期望不存在

三、应用实例

- **例：**某人有 10 万元，如果投资于一项目将有 30% 的可能获利 5 万，60% 的可能不赔不赚，但有 10% 的可能损失全部 10 万元；同期银行的利率为 2%，问他应该如何决策？

记 ξ 为投资该项目的利润

ξ	5	0	-10
$P\{\xi = x_i\}$	0.3	0.6	0.1

⇒ ξ 的数学期望

$$E(\xi) = 5 \times 0.3 + 0 \times 0.6 + (-10) \times 0.1 = 0.5 > 0.2 = \text{同期银行利率}$$

结论 → 从期望收益的角度应该投资这个项目

三、应用实例

● **例：**血液化验. 假设要对 N 个人进行血液化验，比较下述两种方式的化验次数.

① **单独化验：** 每个人的血液分别进行化验，共需作 N 次化验.

② **分组化验：** 将 k 个人的血液混合在一起进行化验，如果呈阴性，则只需作一次化验；

如果呈阳性，则对 k 个人再分别进行化验，此时共需做 $k + 1$ 次化验.

$$\begin{cases} p \triangleq \text{任意一人化验呈阳性的概率} \\ \xi \triangleq \text{分组化验，一组需要作的化验次数} \end{cases} \implies \begin{array}{c|cc} \xi & 1 & k+1 \\ \hline p_i & (1-p)^k & 1 - (1-p)^k \end{array}$$

$\xrightarrow{\xi \text{ 的数学期望}}$ $E(\xi) = 1 \times (1-p)^k + (k+1) \times [1 - (1-p)^k] = (k+1) - k \cdot (1-p)^k$

$\xrightarrow{\text{分组化验需要作的平均次数}}$ $\frac{N}{k} \cdot E(\xi) = \frac{N}{k} \cdot [(k+1) - k \cdot (1-p)^k]$

三、应用实例

● **例：**血液化验. 假设要对 N 个人进行血液化验，比较下述两种方式的化验次数.

① **单独化验：** 每个人的血液分别进行化验，共需作 N 次化验.

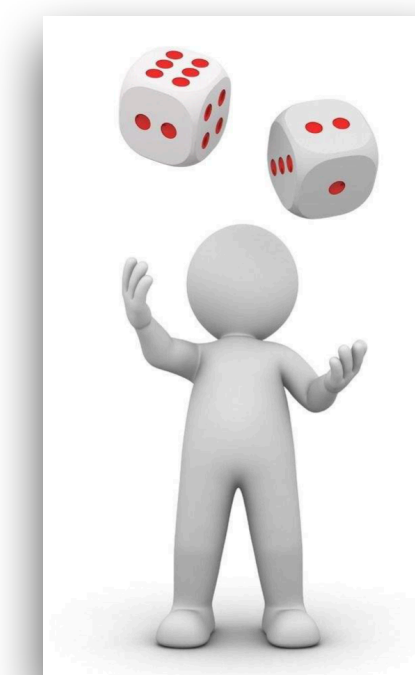
② **分组化验：** 将 k 个人的血液混合在一起进行化验，如果呈阴性，则只需作一次化验；

如果呈阳性，则对 k 个人再分别进行化验，此时共需作 $k + 1$ 次化验.

分组化验需要作的平均次数 $\rightarrow \frac{N}{k} \cdot E(\xi) = \frac{N}{k} \cdot [(k + 1) - k \cdot (1 - p)^k]$

k	$p = \frac{1}{100}$ 时分组检验的试验次数	$p = \frac{1}{1000}$ 时分组检验的试验次数
2	$0.52N$	$0.50N$
5	$0.25N$	$0.20N$
10	$0.20N$	$0.11N$
20	$0.23N$	$0.07N$
40	$0.36N$	$0.06N$
100	$0.64N$	$0.10N$

三、应用实例



● 例：博彩的本质. 掷两枚均匀的骰子，投手赢的情形有如下两种

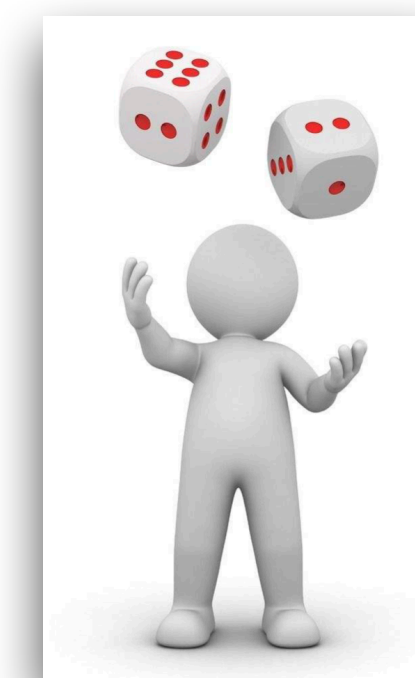
- ① 首局赢：若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和等于 7 或 11.
- ② 点数赢：若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和为 4, 5, 6, 8, 9, 10，则他可以继续掷骰子. 若再次掷出的点数之和为首次掷出的点数之和、且在这之前中间未曾掷出 7 点，则投手赢. 其它情形皆判投手输.

$$A_1 \triangleq \{\text{首局赢}\}, \quad A_i \triangleq \{\text{以点数 } i \text{ 赢}\}, \quad i = 4, 5, 6, 8, 9, 10$$

$$\Rightarrow P\{\text{投手赢}\} = P\{A_1\} + P\{A_4\} + P\{A_5\} + P\{A_6\} + P\{A_8\} + P\{A_9\} + P\{A_{10}\}$$

$$P\{A_1\} = P\{\text{第一次掷出 7 点或 11 点}\} = \frac{6}{36} + \frac{2}{36} = \frac{2}{9}$$

三、应用实例



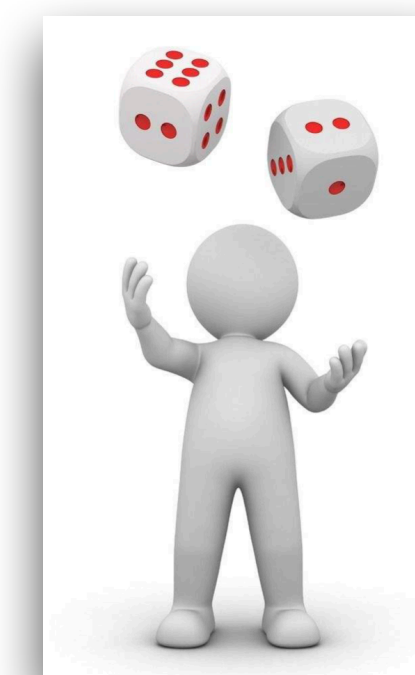
● **例：** 博彩的本质. 掷两枚均匀的骰子，投手赢的情形有如下两种

① **首局赢：** 若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和等于 7 或 11.

② **点数赢：** 若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和为 4, 5, 6, 8, 9, 10, 则他可以继续掷骰子. 若再次掷出的点数之和为首次掷出的点数之和、且中间未曾掷出 7 点，则投手赢. 其它情形皆判投手输.

$$\begin{aligned}
 P\{A_4\} &= P\left\{\{第一次掷出 4 点\} \cap \{第二次掷出 4 点\}\right\} \\
 &+ P\left\{\{第一次掷出 4 点\} \cap \{第二次掷出 4, 7 之外的点\} \cap \{第三次掷出 4 点\}\right\} \\
 &+ P\left\{\{第一次掷出 4 点\} \cap \{第二次掷出 4, 7 之外的点\} \cap \{第三次掷出 4, 7 之外的点\} \cap \{第四次掷出 4 点\}\right\} + \dots \\
 &= \frac{3}{36} \cdot \frac{3}{36} + \frac{3}{36} \cdot \left(\frac{27}{36}\right) \cdot \frac{3}{36} + \frac{3}{36} \cdot \left(\frac{27}{36}\right)^2 \cdot \frac{3}{36} + \dots = \left(\frac{3}{36}\right)^2 \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{27}{36}\right)^k = \left(\frac{3}{36}\right)^2 \cdot \frac{1}{1 - \frac{27}{36}} = \frac{1}{36}
 \end{aligned}$$

三、应用实例



● **例：** 博彩的本质. 掷两枚均匀的骰子，投手赢的情形有如下两种

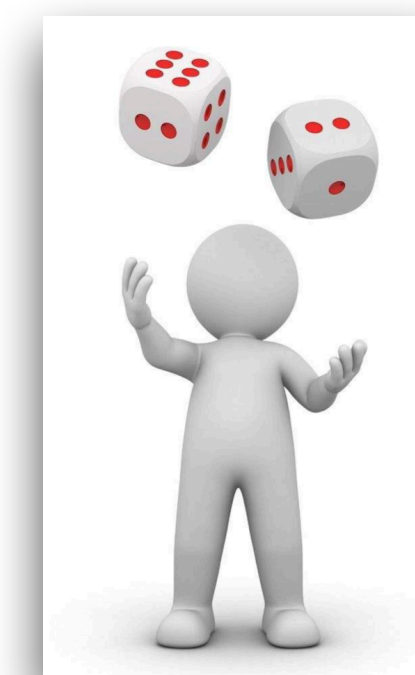
① **首局赢：** 若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和等于 7 或 11.

② **点数赢：** 若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和为 4, 5, 6, 8, 9, 10, 则他可以继续掷骰子. 若再次掷出的点数之和为首次掷出的点数之和、且中间未曾掷出 7 点，则投手赢. 其它情形皆判投手输.

A_i	A_1	A_4	A_5	A_6	A_8	A_9	A_{10}
$P\{A_i\}$	$\frac{8}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{16}{360}$	$\frac{25}{396}$	$\frac{16}{360}$	$\frac{16}{360}$	$\frac{1}{36}$

$$\Rightarrow P\{\text{投手赢}\} = P\{A_1\} + P\{A_4\} + P\{A_5\} + P\{A_6\} + P\{A_8\} + P\{A_9\} + P\{A_{10}\} = 0.493$$

三、应用实例



● 例：博彩的本质. 掷两枚均匀的骰子，投手赢的情形有如下两种

- ① 首局赢：若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和等于 7 或 11.
- ② 点数赢：若投手第一次掷出的两枚骰子向上的点数之和为 4, 5, 6, 8, 9, 10，则他可以继续掷骰子. 若再次掷出的点数之和为首次掷出的点数之和、且中间未曾掷出 7 点，则投手赢. 其它情形皆判投手输.

$\xi \triangleq \{ \text{投手以一元为赌注进行上述博彩活动的所得} \}$

ξ	1	-1
p_i	0.493	0.507

$\xrightarrow{\xi \text{ 的均值}} E(\xi) = 1 \times 0.493 + (-1) \times 0.507 = -0.014 \text{ 元}$

四、连续型场合

定义： 设 ξ 为一连续型随机变量，其密度函数为 $p(x)$ ，如果

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p(x) dx$$

绝对收敛，则称之为 ξ 的**数学期望** (mathematical expectation) 或**均值** (mean)，记作 $E(\xi)$ 。

四、连续型场合

- 几种重要的连续型分布的期望:

① 均匀分布: $X \sim U[a, b] \implies p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

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

② 指数分布: $X \sim \text{Exp}(\lambda) \implies p_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p_X(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = - \int_0^{+\infty} x \cdot d(e^{-\lambda x}) = - \left[(x \cdot e^{-\lambda x}) \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx \right] = \frac{1}{\lambda}$$

四、连续型场合

- 几种重要的连续型分布的期望：

③ 正态分布： $X \sim N(\mu, \sigma^2) \implies p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad \leftarrow \begin{array}{l} t = \frac{x-\mu}{\sigma} \\ dx = \sigma dt \end{array}$$

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

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

$$= \mu$$

四、连续型场合

- 几种重要的连续型分布的期望:

④ Cauchy 分布: $\implies p_{\xi}(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2}, \quad -\infty < x < +\infty \implies \xi$ 的数学期望不存在

$$E(|\xi|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot p_{\xi}(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx = 2 \int_0^{+\infty} \frac{x}{\pi(1+x^2)} dx = \infty$$

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

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p_X(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} x^{r-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda \Gamma(r)} \int_0^{+\infty} (\lambda x)^r e^{-\lambda x} d(\lambda x) = \frac{\Gamma(r+1)}{\lambda \Gamma(r)} = \frac{r}{\lambda}$$

五、一般场合

- 适合所有随机变量的数学期望的定义

定义：设随机变量 ξ 的分布函数为 $F(x)$ ，定义 Stieltjes 积分

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, dF(x)$$

为 ξ 的数学期望或均值，这里自然要求上述积分绝对收敛，否则称为数学期望不存在。

- 关于 Stieltjes 积分：

① 若 $F(x)$ 可微，则上述 Stieltjes 积分化为普通 (Riemann) 积分

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p(x) \, dx$$

五、一般场合

- 适合所有随机变量的数学期望的定义

定义：设随机变量 ξ 的分布函数为 $F(x)$ ，定义 Stieltjes 积分

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, dF(x)$$

为 ξ 的数学期望或均值，这里自然要求上述积分绝对收敛，否则称为数学期望不存在。

- 关于 Stieltjes 积分：

② 若 $F(x)$ 为跳跃函数，在 x_i ($i = 1, 2, \dots$) 处有跃度 p_i ，则上述 Stieltjes 积分化为无穷级数

$$E(\xi) = \sum_i x_i \cdot p_i$$

五、一般场合

- 适合所有随机变量的数学期望的定义

定义：设随机变量 ξ 的分布函数为 $F(x)$ ，定义 Stieltjes 积分

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, dF(x)$$

为 ξ 的数学期望或均值，这里自然要求上述积分绝对收敛，否则称为数学期望不存在。

- 关于 Stieltjes 积分：

③ 线性性质
$$\int_{-\infty}^{+\infty} [ag_1(x) + bg_2(x)] \, dF(x) = a \int_{-\infty}^{+\infty} g_1(x) \, dF(x) + b \int_{-\infty}^{+\infty} g_2(x) \, dF(x)$$

④ 线性性质
$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, d[aF_1(x) + bF_2(x)] = a \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_1(x) + b \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_2(x)$$

五、一般场合

- 适合所有随机变量的数学期望的定义

定义：设随机变量 ξ 的分布函数为 $F(x)$ ，定义 Stieltjes 积分

$$E(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, dF(x)$$

为 ξ 的数学期望或均值，这里自然要求上述积分绝对收敛，否则称为数学期望不存在。

- 关于 Stieltjes 积分：

$$\textcircled{5} \quad \int_a^b g(x) \, dF(x) = \int_a^c g(x) \, dF(x) + \int_c^b g(x) \, dF(x) \quad (a \leq c \leq b)$$

$$\textcircled{6} \quad \text{若 } g(x) \geq 0, F(x) \text{ 单调不降, } b > a, \text{ 则 } \int_a^b g(x) \, dF(x) \geq 0.$$

六、随机变量函数的数学期望

- 单个变量函数的期望

ξ 是随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则 $\eta = g(\xi)$ 是随机变量.

定理: 设 ξ 为随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则随机变量 $\eta = g(\xi)$ 的数学期望为

$$E(\eta) = E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{+\infty} y \, dF_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_{\xi}(x)$$

- ▶ 求 $\eta = g(\xi)$ 的均值不必计算新随机变量 η 的分布.
- ▶ 证明略, 该定理的证明要用到测度论的知识, 超出本课程的范围.

六、随机变量函数的数学期望

- 单个变量函数的期望

ξ 是随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则 $\eta = g(\xi)$ 是随机变量.

定理: 设 ξ 为随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则随机变量 $\eta = g(\xi)$ 的数学期望为

$$E(\eta) = E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{+\infty} y \, dF_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_{\xi}(x)$$

▶ **离散型场合.** 公式化为 $E[g(\xi)] = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) \cdot p_{\xi}(x_i)$

ξ 的分布列	ξ	x_1	x_2	\dots	x_n	\dots
	$P\{\xi = x_i\}$	p_1	p_2	\dots	p_n	\dots
$\eta = g(\xi)$ 的分布列	$\eta = g(\xi)$	$g(x_1)$	$g(x_2)$	\dots	$g(x_n)$	\dots
	$P\{\eta = g(x_i)\}$	p_1	p_2	\dots	p_n	\dots

六、随机变量函数的数学期望

- 单个变量函数的期望

ξ 是随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则 $\eta = g(\xi)$ 是随机变量.

定理: 设 ξ 为随机变量, $g(x)$ 是一元 Borel 函数, 则随机变量 $\eta = g(\xi)$ 的数学期望为

$$E(\eta) = E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{+\infty} y \, dF_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_{\xi}(x)$$

▶ **连续型场合.** 若 ξ 有密度函数 $p_{\xi}(x)$, 公式化为 $E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \cdot p_{\xi}(x) \, dx$

$$E[g(\xi)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dF_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \cdot p_{\xi}(x) \, dx$$

六、随机变量函数的数学期望

Poisson 分布部分和计算公式 $\rightarrow \sum_{k=r}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} \int_0^1 x^{r-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\Gamma(r)} \int_0^{\lambda} y^{r-1} e^{-y} dy$

- 单个变量函数的期望
- 例：(报童问题) 设某报童每日的潜在卖报数 ζ 服从参数为 λ 的 Poisson 分布. 如果每卖出一份报可得报酬 a , 卖不掉而退回则每份赔偿 b . 若某日该报童买进 n 份报, 试求其期望所得, 进一步求最佳的买进份数 n .

$$\xi \triangleq \text{每日实际的卖报数} \Rightarrow \xi = \begin{cases} \zeta, & \zeta < n \\ n, & \zeta \geq n \end{cases} \rightarrow \xi \sim \text{截尾 Poisson 分布: } P\{\xi = k\} = \begin{cases} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, & k < n \\ \sum_{i=n}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, & k \geq n \end{cases}$$

$$\eta \triangleq \text{每日卖报所得报酬} \Rightarrow \eta = g(\xi) = \begin{cases} an, & \xi = n \\ a\xi - b(n - \xi), & \xi < n \end{cases}$$

期望所得 $\rightarrow E(\eta) = E[g(\xi)] = \sum_{k=0}^{n-1} [ak - b(n-k)] \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} + an \sum_{k=n}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = (a+b)\lambda \sum_{k=0}^{n-2} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} - (a+b)n \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} + an$

最佳买进份数 \rightarrow 给定 a, b, λ , 确定 n 使得 $E(\eta) = E[g(\xi)]$ 达到最大, 这是一个优化问题!

六、随机变量函数的数学期望

- 单个变量函数的期望
- 例：假定某公司开发了一种新产品，他们每卖出一件可获利 500 元，而积压一件将损失 2000元，预计这种产品的销售量 ξ 服从参数为 $\lambda = 0.00001$ 的指数分布，

$$p_{\xi}(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x > 0$$

问应该生产多少才能使得平均获利最大？

如果生产了 c 件 $\xrightarrow{\text{获利}}$ $\eta = \eta(c, \xi) = \begin{cases} 500\xi - 2000(c - \xi), & \xi < c \\ 500c, & \xi \geq c \end{cases}$

$\xrightarrow{\text{平均获利}}$ $E(\eta) = \int_{-\infty}^{+\infty} \eta(c, x) p_{\xi}(x) dx = \int_{-\infty}^c [500x - 2000(c - x)] p_{\xi}(x) dx + \int_c^{+\infty} 500c p_{\xi}(x) dx$

$$= \int_0^c [500x - 2000(c - x)] \lambda e^{-\lambda x} dx + 500c \int_c^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = 2500 \frac{1}{\lambda} (2 - e^{-\lambda c}) - 2000c$$

$$= 2500 \times 100000 \times (2 - e^{-0.00001c}) - 2000c \quad \lambda = 0.00001$$

六、随机变量函数的数学期望

- 单个变量函数的期望
- 例：假定某公司开发了一种新产品，他们每卖出一件可获利 500 元，而积压一件将损失 2000元，预计这种产品的销售量 ξ 服从参数为 $\lambda = 0.00001$ 的指数分布，

$$p_{\xi}(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x > 0$$

问应该生产多少才能使得平均获利最大？ 平均获利： $E(\eta) = 2500 \times 100000 \times (2 - e^{-0.00001c}) - 2000c$

$$\frac{d}{dc} E(\eta) = 2500 \times e^{-0.00001c} - 2000 \xrightarrow{\text{令其为零得}} c = -\frac{1}{0.00001} \ln\left(\frac{2000}{2500}\right) = 22314.36$$

$$\frac{d^2}{dc^2} E(\eta) = -0.025 \times e^{-0.00001c} < 0 \implies E(\eta) \text{ 有最大值}$$

\implies 结论：生产 22314 件产品可使平均获利最大！