人工智能中的数学讲义

方聪

北京大学

摘要

本讲义收录了人工智能中的数学课程中的主要概念与课程习题。概率与统计讲义内容摘录于陈家鼎、郑忠国《概率与统计》教材与复熹和张原概率与统计课程课件。图论内容摘录于耿素云、屈婉玲、王捍贫《离散数学教程》。本讲义版权归上述作者，不会出版。讲义仅供于上该课程的同学们学习参考，讲义的错误会不断修正。感谢张乙沐、张海涵对讲义整理的帮助。

1.1 随机事件及其运算

1.1.1 随机事件

样本空间和样本点：随机实验 E 中所有可能结果组成的集合称为 E 的**样本空间**，记为 Ω。样本空间中的元素称为样本点，记为 ω

- E_1：抛掷硬币，观察正面 H，反面 T 出现的情况。

$$\Omega_1 = \{H, T\}.$$

- E_2：抛掷一枚硬币 3 次，观察正面 H，反面 T 出现的情况。

$$\Omega_2 = \{HHH, HHT, HTH, THH\ HTT, THT, TTH, TTT\}.$$

- E_3：抛掷一枚硬币 3 次，观察正面出现的次数。

$$\Omega_3 = \{0, 1, 2, 3\}.$$

随机现象的某些样本点组成的集合称为**随机事件**，简称为事件，常用 $A, B, C, \cdots$ 表示

例如, E 为抛掷一枚骰子, 事件 $A =$“出现奇数点”, 即 $A = \{1, 3, 5\}$, 是样本空间 $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ 的一个子集

事件的频率：设 μ 是 n 次实验中事件 A 发生的次数，则事件 A 发生的频率 $\frac{\mu}{n}$，随着实验次数 n 增大，频率会在某一数值 p 附近摆动，称为该事件的**概率**，记为 $P(A) = p$

由于频率 $\frac{\mu}{n}$ 总在 $0, 1$ 之间，我们有：

$$0 \leqslant P(A) \leqslant 1$$

例如投一枚硬币 n 次，出现 μ 次正面，则 $\frac{\mu}{n} \overset{n\to\infty}{\to} p$。其中，主观概率 p 为事件的置信度，概率是可能性大小的度量。大概率事情易发生，小概率事情不易发生。

1.1.1.1 事件的交和并

定义 2.1 设有事件 A 和事件 B，如果 A 发生，则 B 必发生，那么称事件 B 包含事件 A（或称事件 A 在 B 中），并记为

$$A \subset B \ (\text{或 } B \supset A)$$

定义 2.2 如果事件 A 包含事件 B，同时事件 B 包含事件 A，则事件 A 和事件 B 相等，并记为

$$A = B$$

定义 2.3 设 A 和 B 都是事件，则 "A 或 B" 表示这样的事件 C：C 发生当且仅当 A 或 B 中至少有一个发生，该事件 C 叫做 A 与 B 的并，记为 $A \cup B$。

例 2.1 （对应郑书例 2.1）在桌面上，投掷两枚匀称的硬币，A 表示 "恰好一枚国旗朝上"，B 表示 "两枚国旗朝上"，C 表示 "至少一枚国旗朝上"，则 $C = A \cup B$.

对于并运算，有以下性质，我们恒记必然事件为 U，不可能事件为 V：

$$A \cup B = B \cup A$$
$$A \cup U = U，A \cup V = V$$

定义 2.4 设 A 和 B 都是事件，则 "A 且 B" 表示这样的事件 C：C 发生当且仅当 A 和 B 都发生，该事件 C 叫做 A 与 B 的交，记为 $A \cap B$，也简记为 AB。

在例 2.1 中，$A \cap C = A$，$B \cap C = C$，$A \cap B = A$

对于交运算，有以下性质：

$$A \cap B = B \cap A$$
$$A \cap U = A，A \cap V = V$$

1.1.1.2 事件的余和差

定义 2.5 设 A 是事件，称 "非 A" 是 A 的对立事件（或称余是事件），其含义为，"非 A" 发生当且仅当 A 不发生，常常用 $\overline{A}$ 表示 "非 A"，也用 A^c 表示 "非 A"。

由定义知 $\overline{(\overline{A})} = A$，$\overline{U} = V$，$\overline{V} = U$

定义 2.6 设 A 和 B 都是事件，则两个事件的差 "A 减去 B" 表示这样的事件 C：C 发生当且仅当 A 发生而 B 不发生，该事件 C 记为 $A - B$（或 $A \backslash B$）

由定义知，$A - B = A \cap \bar{B}$

画图法确定关系。

1.1.1.3 事件运算的性质

事件的基本运算还有以下性质：

- $A\cup(B\cup C)=(A\cup B)\cup C$ “并”的结合律
- $A\cap(B\cap C)=(A\cap B)\cap C$ “交”的结合律
- $A\cap(B\cup C)=(A\cap B)\cup(A\cap C)$ 分配律
- $A\cup(B\cap C)=(A\cup B)\cap(A\cup C)$ 分配律
- $A\cup A=A$，$A\cap A=A$
- $\overline{A\cup B}=\overline{A}\cap\overline{B}$ 对偶律
- $\overline{A\cap B}=\overline{A}\cup\overline{B}$ 对偶律

多个事件的交和并：
设 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 是 n 个事件，则“$A_1,A_2,\cdots,A_n$”的并是指这样的事件：它发生当且仅当 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 中至少一个发生，常常用 $\overset{n}{\underset{i=1}{\cup}}A_i$ 表示 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 的并
设 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 是 n 个事件，则“$A_1,A_2,\cdots,A_n$”的交是指这样的事件：它发生当且仅当 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 这 n 个事件都发生，常常用 $\overset{n}{\underset{i=1}{\cap}}A_i$ 表示 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 的交，也用 $A_1A_2\cdots A_n$ 表示这个“交”

实际应用中，还需定义无穷多事件的并与交
设 $A_1,A_2,\cdots,A_i,\cdots$ 是一列事件，则 B 是指这样的事件：B 发生当且仅当这些 $A_i(i=1,2,\cdots)$ 中至少一个发生，这个 B 叫做诸 A_i 的并，记为 $\overset{\infty}{\underset{i=1}{\cup}}A_i$，有时也写为 $A_1\cup A_2\cup\cdots$
设 $A_1,A_2,\cdots,A_i,\cdots$ 是一列事件，则 C 是指这样的事件：C 发生当且仅当这些 $A_i(i=1,2,\cdots)$ 都发生，这个 C 叫做诸 A_i 的交，记为 $\overset{\infty}{\underset{i=1}{\cap}}A_i$，有时也写为 $A_1A_2\cdots$

例: 取 $X\in\mathbb{R}$, 事件 A_i 为 $X\in[\frac{1}{i+1},\frac{1}{i}]$, 事件 B_i 为 $X\in[0\ \frac{1}{i}]$。则事件 $\overset{n}{\underset{i=1}{\cup}}A_i$ 发生等价于 $X\in[\frac{1}{n+1},1]$, 事件 $\overset{n}{\underset{i=1}{\cap}}B_i$ 发生等价于 $X\in[0,\frac{1}{n}]$。进而当 $n\to\infty$ 时事件 $\overset{\infty}{\underset{i=1}{\cup}}A_i$ 发生等价于 $X\in(0,1]$, 事件 $\overset{\infty}{\underset{i=1}{\cap}}B_i$ 发生等价于 $X=0$。

并的更一般定义是，设 $\{A_a,a\in\Gamma\}$ 是一族事件（其中 Γ 是任何非空集，每个 $a\in\Gamma$ 对应一个事件 A_a），这些事件 A_a 的“并”是指这样的事件 B：B 发生当且仅当至少一个 A_a 发生，这个 B 常常记为 $\underset{a\in\Gamma}{\cup}A_a$，类似可以定义一族事件的交 $\underset{a\in\Gamma}{\cap}A_a$

例 2.3:（对应郑书例 2.3）一射手向一个目标连续射击，设 $A_1 =$ “第一次射击，命中”，$A_i =$ “前 $i-1$ 次射击都未命中，第 i 次射击命中”（$i = 2,3,\cdots$），$B =$ “终于命中”，则 $B = \bigcup\limits_{i=1}^{\infty} A_i$
例 2.4:（对应郑书例 2.4）一射手向一个目标连续射击，设 $A_i =$ “第 i 次射击，未命中目标”（$i = 2,3,\cdots$）则 $\bigcap\limits_{i=1}^{\infty} A_i =$ “每次均未命中目标”
不难验证，对可列个事件的并和交有以下规律：

- $A \cup (\bigcap\limits_{i=1}^{\infty} B_i) = \bigcap\limits_{i=1}^{\infty} (A \cup B_i)$ 分配律
- $A \cap (\bigcup\limits_{i=1}^{\infty} B_i) = \bigcup\limits_{i=1}^{\infty} (A \cap B_i)$ 分配律
- $\overline{(\bigcup\limits_{i=1}^{\infty} A_i)} = \bigcap\limits_{i=1}^{\infty} \overline{A_i}$ 对偶律
- $\overline{(\bigcap\limits_{i=1}^{\infty} A_i)} = \bigcup\limits_{i=1}^{\infty} \overline{A_i}$ 对偶律

1.1.1.4 互斥事件

互不相容的事件
如果事件 A 和事件 B 不能都发生，即 $A \cap B = V$，则称 A 和 B 是互不相容的事件（也称互斥的事件）
称事件 $A_1, \cdots A_n$ 互不相容，若对任何 $i \neq j (i, j = 1, \cdots n)$，$A_i$ 与 A_j 互不相容

例如，抛掷两枚硬币，事件“恰好一枚国徽朝上”和事件“两枚都是国徽朝上”是互不相容的。不难看出，对任何事件 A，A 和 $\overline{A}$ 是互不相容的

- 加法公式：$A_1, A_2, \ldots$ 互不相容，则：

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

- $P(A \bigcup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$

1.2 概率的公理化定义

概率空间子类: 设 Ω 为样本空间，$\mathscr{F}$ 为 Ω 的一些子集构成的集类。若 $\mathscr{F}$ 满足以下三个条件：（1）$\Omega \in \mathscr{F}$，（2）$A \in \mathscr{F} \Rightarrow A^c \in \mathscr{F}$，（3）$\{A_n\}_{n\in\mathbb{N}} \subsetneqq \mathscr{F} \Rightarrow \bigcup\limits_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathscr{F}$，则称 $\mathscr{F}$ 为概率空间子类

例:

- $\mathscr{F} = \{\emptyset, \Omega\}$ 平凡概率空间子类
- $\mathscr{F} = \{\emptyset, \Omega, A, \overline{A}\}$ 包含 A 的最小概率空间子类
- $\mathscr{F} = \{A | A \subset \Omega\}$ Ω 上的最大概率空间子类
- $\Omega = \{\omega_1, \cdots, \omega_n\}$，则 Ω 所有子集构成的概率空间子类共有 2^n 个元素

定义: 设 $\mathscr{F}$ 是满足上述条件的概率空间子集类。概率 $P = P(\cdot)$ 是 $\mathscr{F}$ 上面定义的实值函数，满足:

- 非负性：$P(A) \geqslant 0$ 对于一切 $A \in \mathscr{F}$
- 规范性：$P(\Omega) = 1$
- 可列可加性：若 $A_n \in \mathscr{F}(n = 1, 2, \cdots)$ 两两不相交, 则

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

$(\Omega, \mathscr{F}, P)$ 为概率空间

例 1: 假定 $\Omega = \{\omega_1, \cdots, \omega_n\}$，$\mathscr{F}$ 为全体子集构成的概率空间子类。
设 $p_1, \cdots, p_n$ 为 n 个非负实数，且满足 $\sum\limits_{i=1}^{n} p_i = 1$。令

$$\mathbb{P}(\emptyset) = 0, \quad \mathbb{P}(A) = \sum_{j=1}^{k} p_{i_j}, \quad A = \{\omega_{i_1}, \cdots, \omega_{i_k}\}, k = 1, \cdots, n$$

则 $\mathbb{P}$ 为 $(\Omega, \mathscr{F})$ 上概率。
概率 P 有以下性质:
（1）$P(\emptyset) = 0$;
（2）若 $A \in \mathscr{F}$，则 $P(A^c) = 1 - P(A)$;
（3）若 $A_1, \cdots, A_n$ 都属于 $\mathscr{F}$ 且两两不相交，则

$$P(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) \tag{1.2.1}$$

（4）若 $A \subset B$，$A \in \mathscr{F}$，$B \in \mathscr{F}$，则 $P(A) \leqslant P(B)$，且

$$P(B-A) = P(B) - P(A) \tag{1.2.2}$$

（5）若 $A_n \subset A_{n+1}$，$A_n \in \mathscr{F}(n=1,2,\cdots)$，则

$$P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim_{n\to\infty} P(A_n) \tag{1.2.3}$$

（6）若 $A_n \supset A_{n+1}$，$A_n \in \mathscr{F}(n=1,2,\cdots)$，则

$$P(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim_{n\to\infty} P(A_n) \tag{1.2.4}$$

（7）若 $A_n \in \mathscr{F}(n=1,2,\cdots)$，则

$$P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) \leqslant \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) \tag{1.2.5}$$

2.1 古典概型

模型定义： 若随机现象有如下两个特征：
(1) 在实验中它的全部可能性只有有限个；
(2) 基本事件发生或出现是等可能的；
则称其对应的数学模型为古典概型

取

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \cdots, \omega_n\}, \quad \mathscr{F} = \{A | A \subset \Omega\}$$

令 P 为 $(\Omega, \mathscr{F})$ 上的概率测度，满足

$$P(\{w_1\}) = \cdots = P(\{w_n\})$$

则 $(\Omega, \mathscr{F}\ P)$ 为古典概型对应的概率空间。
计算公式： 对 $A = \{\omega_{i_1}, \cdots, \omega_{i_k}\} \in \mathscr{F}$，利用概率的有限可加性可知：

$$P(A) = \sum_{j=1}^{k} P(\{\omega_{i_j}\}) = \frac{k}{n} = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

排列： 从含有 n 个不同元素的总体中抽取 r 个进行排列
(1) 放回情形：共有 n^r 种排列方式
(2) 不放回情形：共有 $A_n^r := n(n-1)\cdots(n-r+1)$ 种排列方式
当 $r = n$ 时，为全排列，此时 $A_n^n = n!$。
组合： (1) 从 n 个不同元素中取出 r 个而不考虑其顺序，称为组合，其总数为 $C_n^r = \frac{n!}{r!(n-r)!} = \frac{A_n^r}{r!}$
(2) 把 n 个不同元素分成 k 个部分，且第 i 个部分有 r 个元素，$1 \leqslant i \leqslant k$，且 $r_1 + r_2 + \cdots + r_k = n$，则有 $\frac{n!}{r_1! r_2! \cdots r_k!}$ 种方法
(3) 把 n 个元素全部带有标注，其中 n_1 个带标注 1，n_2 个带标注 2，$\cdots$，n_k 个带标注 k。现在从此 n 个元素中取出 r 个，使得带有标注 i 的元素有 r_i 个，其中 $1 \leqslant i \leqslant k$ 且 $r_1 + r_2 + \cdots + r_k = r$。则不同取法的总数为 $C_{n_1}^{r_1} C_{n_2}^{r_2} \cdots C_{n_k}^{r_k}$。
(4) 从 n 个不同元素中有重复的取出 r 个，不计顺序，则不同的取法有 C_{n+r-1}^r（有重复组合数）
组合公式： 对一切正整数 a, b，

$$\sum_{i=0}^{n} C_a^i C_b^{n-i} = C_{a+b}^n$$

约定当 $k>n$ 时，$C_n^k=0$。特别地，

$$\sum_{i=0}^{n}(C_n^i)^2=C_{2n}^n$$

例 1：（对应郑书例 3.1）某人同时抛掷两枚骰子，问：得到 7 点（两颗骰子的点数之和的概率是多少?）

解：我们用甲乙分别表示这两颗骰子，每颗骰子共有 6 种可能的点数：1,2,3,4,5,6，两颗骰子共有 6×6=36 种可能结果：$(i,j)(i=1,\cdots,6)(j=1,\cdots,6)$，这里 i 表示骰子甲的点数，j 表示骰子乙的点数，显然这些结果出现的机会是相等的，它们构成了等概完备事件组，事件“得到 7 点”由 6 种结果（基本事件）组成：$(1,6),(2,5),(3,4),(4,3),(5,2),(6,1)$，故事件“得到 7 点”的概率为 $\frac{6}{36}=\frac{1}{6}$ □

例 2：甲口袋有 5 个白球，3 个黑球，乙口袋中有 4 个白球，6 个黑球，从两个口袋中各任取一球，求取到的两个球颜色相同的概率。

解：从两个口袋中各取一球，共有 $C_8^1C_1^10$ 种等可能取法。两球颜色相同可能情况为：从甲乙口袋均取出白球，从甲乙口袋均取出黑球，共有 $C_5^1C_4^1+C_3^1C_6^1$ 种取法，于是

$$P(\text{取到的两个球颜色相同})=\frac{C_5^1C_4^1+C_3^1C_6^1}{C_8^1C_{10}^1}=\frac{19}{40}$$

□

例 3：（巴拿赫问题）某数学家有两盒火柴，每盒有 n 根，每次使用时，他任取一盒并从中抽出一根，问他发现一盒空而同时另一盒还有 $r(0\leqslant r\leqslant n)$ 的概率为多少 (发现为空表示最后一次抽到空盒)?

解：设两盒火柴分别为 A，B，由对称性，所求概率为事件 $E=$“发现 A 盒空而 B 盒还有 r 根”的概率的 2 倍。

先计算样本空间中的样本点个数，由于共取了 $2n-r+1$ 次，故有 2^{2n-r+1} 个样本点。

考察事件 E，等效为前 $2n-r$ 次 A 盒恰好取 n 次，次序不论，最后一次必定取到 A 盒，此种样本点共有 C_{2n-r}^n 个，因此

$$P(E)=\frac{C_{2n-r}^n}{2^{2n-r+1}}.$$

所求概率为 $\frac{C_{2n-r}^n}{2^{2n-r}}$.

2.2 条件概率与独立性

2.2.1 条件概率

条件概率： 设 $(\Omega, \mathscr{F}\ P)$ 为概率空间，$B \in \mathscr{F}$ 满足 $P(B) > 0$。称

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}, A \in \mathscr{F}$$

为 B 发生条件下 A 发生的条件概率。

条件概率 $P(\cdot|B)$ 为 $\mathscr{F}$ 上的概率，即满足：

- $P(A|B) \geqslant 0, \quad \forall A \in \mathscr{F}$
- $P(\Omega|B) = 1$
- $\forall \{A_n\} \subset \mathscr{F}, A_n \cap A_m = \emptyset, \forall n \neq m,$

$$P(\sum_{n=1}^{\infty} A_n|B) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n|B)$$

容易得到，$P(B|\Omega) = P(B)$。

乘法公式： $P(AB) = P(B \mid A)P(A)$

乘法公式的推广： $P(A_1A_2\cdots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1A_2)\cdots P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1})$，其中 $P(A_1A_2\cdots A_{n-1} > 0$。

例 1： 将 52 张扑克牌（不含大王、小王）随机地分为 4 堆，每堆 13 张，问：各堆都含有 A 牌（即 1 点）的概率是多少？

解： 将 4 堆扑克牌编号：第 1 堆，第 2 堆，第 3 堆，第 4 堆，用 A_1, A_2, A_3, A_4 依次表示 4 个 A 牌，设 i_1, i_2, i_3, i_4 是 1,2,3,4 的一个排列，令 $E_{i_1i_2i_3i_4}$ = “第 i_1 堆有 A_1 但没有 A_2, A_3, A_4，第 i_2 堆有 A_2 但没有 A_1, A_3, A_4，第 i_3 堆有 A_3 但没有 A_1, A_2, A_4，第 i_4 堆有 A_4 但没有 A_1, A_2, A_3”，E = “各堆都含有 A”，则

$$E = \bigcup_{i_1i_2i_3i_4} E_{i_1i_2i_3i_4}$$

这些事件两两不相容，易知 $P(E) = 4!P(E_{1234})$，令 $E_k = \{$ 第 k 堆含有 A_k 但不含有其他的 $A_j (j \neq k)\} \quad (k = 1, 2, 3, 4)$，则

$$P(E_{1234}) = P(E_1)P(E_2|E_1)P(E_3|E_1E_2)P(E_4|E_1E_2E_3)$$

易知

$$P(E_1) = C_{48}^{12}/C_{52}^{13}, \quad P(E_2|E_1) = C_{36}^{12}/C_{39}^{13},$$

$$P(E_3|E_1E_2) = C_{24}^{12}/C_{26}^{13}, \quad P(E_4|E_1E_2E_3) = 1,$$

于是

$$P(E_{1234}) = \frac{C_{48}^{12}C_{36}^{12}C_{24}^{12}}{C_{52}^{13}C_{39}^{13}C_{26}^{13}} = \frac{13^4}{52\times51\times50\times49},$$

$$P(E) = 4!P(E_{1234}) \approx 0.105$$

□

例 2:（罐子模型）设罐中有 b 个黑球，r 个红球，每次随机取出一个球，取出后将原球放回，还加进 c 个同色球和 d 个异色球，记 B_i 为“第 i 次取出的是黑球”，R_j 为“第 j 次取出的是红球”。若连续从罐中取出三个球，其中有两个红球，一个黑球，则由乘法公式我们可得

$$P(B_1R_2R_3) = P(B_1)P(R_2|B_1)P(R_3|B_1R_2) = \frac{b}{b+r}\cdot\frac{r+d}{b+r+c+d}\cdot\frac{r+d+c}{b+r+2c+2d},$$

$$P(R_1B_2R_3) = P(R_1)P(B_2|R_1)P(R_3|R_1B_2) = \frac{r}{b+r}\cdot\frac{b+d}{b+r+c+d}\cdot\frac{r+d+c}{b+r+2c+2d},$$

$$P(R_1R_2B_3) = P(R_1)P(R_2|R_1)P(B_3|R_1R_2) = \frac{r}{b+r}\cdot\frac{r+c}{b+r+c+d}\cdot\frac{b+2d}{b+r+2c+2d},$$

以上概率与黑球在第几次被抽出有关。罐子模型也称波利亚（Polya）模型，这个模型的各种变化如下：

（1）当 $c=-1$，$d=0$ 时，为不返回抽样，此时前次抽取结果会影响后次抽取结果，但只要抽取的黑球和红球个数确定，则概率不依赖其抽出球的次序，有

$$P(B_1R_2R_3) = P(R_1B_2R_3) = P(R_1R_2B_3) = \frac{br(r-1)}{(b+r)(b+r-1)(b+r-2)}$$

（2）当 $c=0$，$d=0$ 时，为返回抽样，此时前次抽取结果不会影响后次抽取结果，上述三种概率相等，有

$$P(B_1R_2R_3) = P(R_1B_2R_3) = P(R_1R_2B_3) = \frac{br^2}{(b+r)^3}$$

（3）当 $c>0$，$d=0$ 时，为传染病模型，此时每次取出球后会增加下一次取到同色球的概率，或者说，每发现一个传染病患者，以后都会增加再传染的概率。同样的，上述三种概率相等，且都等于

$$P(B_1R_2R_3) = P(R_1B_2R_3) = P(R_1R_2B_3) = \frac{br(r+c)}{(b+r)(b+r+c)(b+r+2c)}$$

可以看出，当 $d=0$ 时，只要取出的黑球和红球个数确定，则概率不依赖于其抽出球的顺序。

（4）当 $c=0$，$d>0$ 时，为安全模型，可以解释为，每当事故发生，会抓紧安全工作，从而下一次发生事故的概率会减少，而当事故未发生时，安全工作会松懈，下一次发生事故的概率会增大，上述三种概率分别为：

$$P(B_1R_2R_3) = \frac{b}{(b+r)}\cdot\frac{r+d}{b+r+d}\cdot\frac{r+d}{b+r+2d},$$

$$P(R_1B_2R_3)=\frac{r}{(b+r)}\cdot\frac{b+d}{b+r+d}\cdot\frac{r+d}{b+r+2d},$$
$$P(R_1R_2B_3)=\frac{r}{(b+r)}\cdot\frac{r}{b+r+d}\cdot\frac{b+2d}{b+r+2d}$$

例： 设 n 件产品中有 m 件不合格品，从中任取两件，已知两件中有一件是合格品，求另一件也是合格品的概率。

解： 记事件 A "有一件是合格品"，B "另一件也是合格品"。则

$P(A)=P$（取出一件合格品，一件不合格品）$+P$（取出两件都是合格品）

$=\frac{C_m^1C_{n-m}^1}{C_n^2}+\frac{C_{n-m}^2}{C_n^2}=\frac{2m(n-m)+(n-m)(n-m-1)}{n(n-1)}$

$=\frac{(n-m)(n+m-1)}{n(n-1)}$

$P(AB)=P$（取出两件都是合格品）$=\frac{C_{n-m}^2}{C_n^2}=\frac{(n-m)(n-m-1)}{n(n-1)}$

于是所求概率为

$P(B\mid A)=\frac{P(AB)}{P(A)}=\frac{\frac{(n-m)(n-m-1)}{n(n-1)}}{\frac{(n-m)(n+m-1)}{n(n-1)}}=\frac{n-m-1}{n+m-1}$ □

2.2.2 事件的独立性

事件的独立性： 设 $(\Omega,\mathcal{F}\ P)$ 为概率空间，称 $A,B\in\mathcal{F}$ 相互独立（独立），若

$$P(AB)=P(A)P(B)$$

性质：（1）若 A,B 独立，且 $P(B)>0$，则

$$P(A|B)=\frac{P(AB)}{P(B)}=\frac{P(A)P(B)}{P(B)}=P(A).$$

即条件概率等于无条件概率。

（2）若 A,B 独立，则 A 与 $\overline{B}$，$\overline{A}$ 与 B，$\overline{A}$ 与 $\overline{B}$ 亦独立。

$$P(A\overline{B})=P(A)-P(AB)=P(A)-P(A)P(B)=P(A)P(\overline{B})$$

（3）零概率事件及其对立的事件与任意的事件都独立。

例： 袋中有 a 只黑球和 b 只白球，令 A："第一次摸到黑球"，B："第二次摸到黑球"。讨论 A 和 B 的独立性。

（1）放回情形。因为

$$P(A)=\frac{a}{a+b},P(AB)=\frac{a^2}{(a+b)^2},P(\overline{A}B)=\frac{ab}{(a+b)^2},$$

所以

$$P(B)=P(AB)+P(\overline{A}B)=\frac{a^2+ab}{(a+b)^2}=\frac{a}{a+b}$$

故

$$P(A)P(B)=P(AB)$$

（2）不放回情形。易知

$$P(A)=P(B)=\frac{a}{a+b},P(\overline{A}B)=\frac{ab}{(a+b)(a+b-1)},$$

故

$$P(A)P(B)\neq P(AB)$$

定义： 设 $\{A_k\}_{k\leqslant n}\subset\mathscr{F}$。称 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 相互独立，若

$$P(\bigcap_{j=1}^{k}A_{i_j})=\prod_{j=1}^{k}P(A_{i_j}),\quad 1\leqslant i_1<i_2<\cdots<i_k\leqslant n,k\leqslant n$$

注意：独立 $\Rightarrow$ 两两独立，但是反之不对：
伯恩斯坦反列：一个均匀的正四面体，其第一、二、三面分别涂上红、黄、蓝三种颜色第四面同时涂上以上三种颜色。以 A,B,C 分别表示投一次四面体出现红、黄、蓝颜色朝下的事件，则

$$P(A)=P(B)=P(C)=\frac{1}{2},\quad P(AB)=P(BC)=P(AC)=\frac{1}{4}$$

从而 A,B,C 两两独立，但是，

$$P(ABC)=\frac{1}{4}\neq P(A)P(B)P(C)$$

独立性与概率计算： 设 $A_1,A_2,\cdots,A_n$ 相互独立，则

$$P(A_1\cup A_2\cup\cdots\cup A_n)=1-\prod_{i=1}^{n}P(\overline{A_i})$$

例： 设有某型号的高射炮，每门炮（发射一发）击中敌机的概率为 0.6，现在若干门炮同时发射（每炮射一发），问：若要以 99% 的把握击中来犯的一架敌机，至少需要配置几门高射炮？

解： 设 n 是需要配置的高射炮的门数，记 $A_i=$“第 i 门炮击中敌机”$(i=1,\cdots,n)$，$A=$“敌机被击中”。由于 $A=\bigcup_{i=1}^{n}A_i$，于是要找到 n，使得

$$P(A)=P(\bigcup_{i=1}^{n}A_i)\geqslant 0.99$$

由于 $P(A)=1-P(\overline{A})=1-P(\bigcup\limits_{i=1}^{n}\overline{A_i})$，且 $\overline{A_1},\cdots,\overline{A_n}$ 相互独立，故

$$P(A)=1-P(\overline{A_1})\cdots P(\overline{A_n})=1-0.4^n$$

为使不等式成立，必须且只需 $1-0.4^n\geqslant 0.99$。由此得

$$n\geqslant \lg 0.01/\lg 0.4=5.026$$

故至少需配置 6 门高射炮方能以 99% 的把握击中敌机。

例： 设 A，B，C 三事件相互独立，证明 $A-B$ 与 C 独立。

解： 因为

$$\begin{aligned}P((A-B)C)&=P(AC-BC)=P(AC)-P(ABC)\\&=P(A)P(C)-P(A)P(B)P(C)\\&=(P(A)-P(A)P(B))P(C)\\&=(P(A)-P(AB))P(C)=P(A-B)P(C).\end{aligned}$$

所以 $A-B$ 与 C 独立。 □

2.3 全概率公式和贝叶斯公式

2.3.1 全概率公式

完备事件组： 若 $\{B_n\}_{n\geqslant 1}\subset\mathscr{F}$ 满足两两互斥且 $\sum\limits_{n=1}^{\infty}B_n=\Omega$，则称 $\{B_n\}_{n\geqslant 1}$ 为完备事件组。

全概率公式： 假定 $\{B_n\}_{n\geqslant 1}$ 为完备事件组，则

$$P(A)=\sum_{n=1}^{\infty}P(B_n)P(A|B_n),\forall A\in\mathscr{F}$$

注意：在上式中，若 $P(B_n)=0$，则规定 $P(B_n)P(A|B_n)=0$。

例： 一保险公司相信人群可以分为 2 类：一类是容易出事故的；另一类是不容易出事故的。已知前者在一年内出事故的概率为 0.4，后者在一年内出事故的概率为 0.2。前者约占人群的 30%。今有一人前来投保，他在一年内出事故的可能性有多大?

解： 设 $A=$ “他在一年内出事故”，$B=$ “他是容易出事故的”，则 $B,\overline{B}$ 构成完备事件组，有

$$P(A)=P(B)P(A|B)+P(\overline{B})P(A|\overline{B})$$

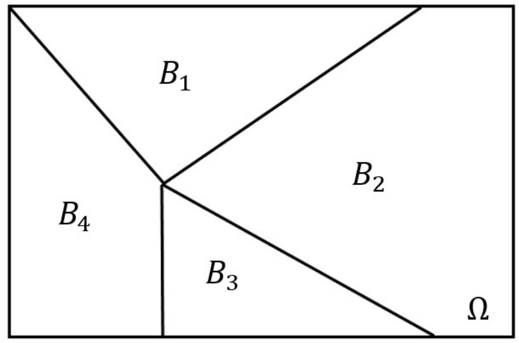

图 2.1: 完备事件组

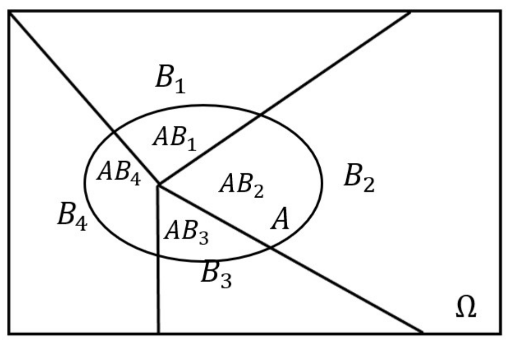

图 2.2: 全概率公式

由于 $P(B) = 0.3, P(A|B) = 0.4, P(\overline{B}) = 0.7, P(A|\overline{B}) = 0.2$，于是

$$P(A) = 0.3\times 0.4 + 0.7\times 0.2 = 0.26$$

□

例: 甲口袋有 1 个黑球，2 个白球，乙口袋有 3 个白球，每次从两口袋中任取一球，交换后放入另一口袋中，求交换 n 次之后，黑球仍然在甲口袋的概率。

设事件 A_i 为“第 i 次交换后黑球仍然在甲口袋中”，记 $p_i = P(A), i = 0, 1, 2, \cdots$，则有 $p_0 = 1$，且

$$P(A_{i+1} \mid A_i) = \frac{2}{3}, \quad P(A_{i+1} \mid A_i^c) = \frac{1}{3}$$

由全概率公式得

$$p_n = \frac{2}{3}p_{n-1} + \frac{1}{3}(1 - p_{n-1}) = \frac{1}{3}p_{n-1} + \frac{1}{3}, \quad n \geqslant 1$$

得到递推公式

$$p_n - \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{3}\right)\left(p_{n-1} - \frac{1}{2}\right), \quad n \geqslant 1$$

将 $p_0=1$ 代入上式可得

$$p_n-\frac{1}{2}=\left(\frac{1}{3}\right)^n\left(\frac{1}{2}\right)$$

因此

$$p_n=\frac{1}{2}\left[1+\left(\frac{1}{3}\right)^n\right]$$

□

2.3.2 贝叶斯公式

贝叶斯公式：假定 $\{B_n\}_{n\geqslant 1}$ 为完备事件组，$A\in\mathscr{F}$ 满足 $P(A)>0$，则

$$P(B_n|A)=\frac{P(B_n)P(A|B_n)}{\sum\limits_{n=1}^{\infty}P(B_n)P(A|B_n)}$$

例：一项血液化验有 95% 的把握诊断某种疾病，但这项化验用于健康人也会有 1% 的“假阳性”结果（即如果一个健康人接受这项化验，化验结果误诊此病人患该疾病的概率为 1%）。假定该疾病的患者事实上只占总人口的 0.5%。若某人化验结果为阳性，则此人确实患有该疾病的概率是多少？

解：令 A 表示“此人确实患该疾病”，B 表示“其化验结果为阳性”，则所求概率为

$$\begin{aligned}P(A|B)&=\frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A)+P(\overline{A})P(B|\overline{A})}\\&=\frac{0.95\times 0.005}{0.95\times 0.005+0.01\times 0.995}\\&=\frac{95}{294}\approx 0.323\end{aligned}$$

□ **例：**一架飞机失踪了，推测它等可能的坠落在 3 个区域。令 $\alpha_i(i=1,2,3)$ 表示飞机在第 i 个区域坠落但没有被发现的概率。已知对区域 1 的搜索没有发现飞机，求在此条件下，飞机坠落在第 $i(i=1,2,3)$ 个区域的条件概率。

解：令 B_i 表示“飞机坠毁在第 i 个区域”，$i=1,2,3$，A 表示“在第 1 个区域没有搜索到飞机”，则

$$P(B_1|A)=\frac{P(B_1)P(A|B_1)}{\sum\limits_{i=1}^{3}P(B_i)P(A|B_i)}=\frac{\frac{\alpha_1}{3}}{\frac{\alpha_1}{3}+1\times\frac{1}{3}+1\times\frac{1}{3}}=\frac{\alpha_1}{\alpha_1+2}$$

对 $j=2,3$,

$$P(B_j|A)=\frac{P(B_j)P(A|B_j)}{\sum\limits_{i=1}^{3}P(B_i)P(A|B_i)}=\frac{\frac{1}{3}}{\frac{\alpha_1}{3}+1\times\frac{1}{3}+1\times\frac{1}{3}}=\frac{1}{\alpha_1+2}$$

□ □

随机游走： 考虑数轴上一质点，假定它只在整数点上运动。当前时刻它处于位置 a（整数），下一时刻（单位间隔时间）以概率 p 向正向，概率 $1-p$ 向负向运动一个单位，称这样的质点运动为随机游动，当 $p=q=\frac{1}{2}$ 时，称为对称随机游走。

（1）无限制随机游走：对随机游走，以 S_n 表示 n 时刻质点的位置，假定 $S_0=0$。我们计算经过 n 次运动后到达位置 k 的概率。

由于质点在 n 时刻位于 k，在 n 次游动中，质点向右移动次数 x 比向左运动 y 多 k 次：

$$x-y=k, \quad x+y=n$$

$$x=\frac{n+k}{2}, \quad y=\frac{n-k}{2}$$

为使 x 为整数，k 和 n 的奇偶性需要相同，即

$$P(S_n=k)=\begin{cases} C_n^{\frac{n+k}{2}} p^{\frac{n+k}{2}}(1-p)^{\frac{n-k}{2}}, \quad n,k\text{奇偶性相同} \\ 0, \quad n,k\text{奇偶性不同} \end{cases}$$

（2）两端带有吸收壁的随机游走：设 a，b 为正整数。假定质点初始位置为 a，在位置 0 和 $a+b$ 均有一个吸收壁，求质点被吸收的概率。

记 q_n 为质点初始位置是 n 而最终在 $a+b$ 被吸收的概率，显然，

$$q_0=0, \quad q_{a+b}=1$$

若质点某时刻位于 n，$n=1,\cdots,a+b-1$。则其在位置 $a+b$ 被吸收有两种可能：（1）运动到 $n-1$ 位置被 $a+b$ 吸收，（2）运动到 $n+1$ 位置被 $a+b$ 吸收，由全概率公式得

$$q_n=q_{n-1}q+q_{n+1}p, \quad n=1,\cdots,a+b-1$$

由于 $p+q=1$，上式可以写为

$$p(q_{n+1}-q_n)=q(q_n-q_{n-1}), \quad n=1,\cdots,a+b-1$$

记 $r=\frac{q}{p}$，则

$$q_{n+1}-q_n=r(q_n-q_{n-1}), \quad n=1,\cdots,a+b-1$$

可以分两种情况讨论：（i）若 $r=1$，即 $p=q=\frac{1}{2}$。则

$$q_{n+1}-q_n=q_n-q_{n-1}=\cdots=q_1-q_0$$

$$q_{n+1}=q_0+(n+1)(q_1-q_0), \quad n=1,\cdots a+b-1$$

结合边值条件，有

$$q_n = \frac{n}{a+b}, n = 1, \cdots, a+b-1$$

(ii) 若 $r \neq 1$，即 $p \neq q$：

$$q_{n+1} - q_n = r(q_n - q_{n-1}) = \cdots = r^n(q_1 - q_0)$$

即

$$q_n - q_0 = \sum_{i=0}^{n-1}(q_{i+1} - q_i) = \sum_{i=0}^{n-1} r^i(q_1 - q_0) = \frac{1-r^n}{1-r}(q_1 - q_0), \quad n = 1, \cdots, a+b-1$$

结合边值条件，得

$$q_1 = \frac{1-r}{1-r^{a+b}}$$

则

$$q_n = \frac{1-r^n}{1-r^{a+b}}$$

3.1 随机变量

为了进一步研究随机现象，我们需要引入随机变量的概念。

定义：（随机变量的直观描述）如果条件 S 下的结果可以用某个变量 X 来描述，X 的值不能预先确定，而随着条件 S 的不同可能变化，但是对任何实数 c，事件"X 取值不超过 c"是有概率的，将这样一种变量 X 称为随机变量。

定义：（随机变量的数学描述）如果条件 S 下的所有可能结果组成了集合 $\Omega = \{\omega\}$，$X = X(\omega)$ 是在 Ω 上有定义的实值函数，而且对任何实数 c，事件"$\{\omega : X(\omega) \leqslant c\}$"是有概率的，将 X 称为随机变量。

例：（对应郑书例 1.2）盒中有 5 个球, 其中有 2 个白球, 3 个黑球. 从中任取 3 个球, 将其中所含的白球的数目记为 X.

建模: 将球编号, $1 \sim 3$ 表示黑球, 4,5 表示白球.

记摸到球的编号为 $\omega = (i, j, k)$, 其中 $1 \leqslant i < j < k \leqslant 5.|\Omega| = C_5^3 = 10$.

其中满足 $X = 0$ 的 ω 有 $C_2^0 C_3^3 = 1$ 个;　满足 $X = 1$ 的 ω 有 $C_2^1 C_3^2 = 6$ 个;　满足 $X = 2$ 的 ω 有 $C_2^2 C_3^1 = 3$ 个.

设事件: $\{X = 1\} = \{\omega : X(\omega) = 1\}$,　$\{X \leqslant 1\} = \{\omega : X(\omega) \leqslant 1\}$.

将 $P(\{X = 1\})$ 简记为 $P(X = 1)$.

$$P(X = 1) = \frac{6}{10},\ P(X \leqslant 1) = \frac{7}{10}.$$

例：（对应郑书例 1.6）某公共汽车站每隔 10 min 会有一两某路公交车到达. 某乘客随机在任意时刻到达车站.

显然，他的候车时间 X (单位: min) 为随机变量. X 的取值范围 $0 \leqslant X \leqslant 10$。事件 $\{X \leqslant c\}$ 是有概率的，这是一种几何概型，我们会在后面给出计算过程，例如:

$$P(X \leqslant 3) = \frac{3}{10},\quad P(2 \leqslant X \leqslant 6) = \frac{4}{10}.$$

3.2 离散型随机变量

定义： X 是离散型随机变量指: X 取有限个值 $x_1, \cdots, x_n$, 或可列无穷个值 $x_1, x_2, \cdots .X$ 的概率分布 (列) 指:

$$p_k = P\left(X = x_k\right), \quad k = 1, \cdots, n \text{ 或} k = 1, 2, \cdots .$$

将 X 的可能值以及相应的概率列为表3.1。表3.1称为 X 的**概率分布表**，它能够清楚完整的表示 X

X	x_1	x_2	$\cdots$	x_k	$\cdots$
p	p_1	p_2	$\cdots$	p_k	$\cdots$

表 3.1: 概率分布表

的取值以及概率的分布情况。

定义： 设 X 的可能取值是 $x_1, x_2, \cdots$（有限个或者可列无穷个），则称

$$p_k = P(X = x_k) \quad (k = 1, 2, \cdots)$$

为 X 的**概率分布**，这时也称为 X 的**概率函数**或者**概率分布律**

关于 $\{p_k\}$，有以下性质：

（1）$p_k \geqslant 0\ (k = 1, 2, \cdots)$ （2）$\sum\limits_{k} p_k = 1$

回忆本讲例 1 的 X（抽到的白球数）它的概率分布表如表3.2所示：

X	0	1	2
p	0.1	0.6	0.3

表 3.2: X 的概率分布表

对离散型随机变量，有以下几种常见的概率分布：

3.2.1 两点分布（伯努利分布）

定义随机变量 X 的可能值是 0 和 1 且概率分布为:

$$P(X=1)=p, \quad P(X=0)=1-p.$$

称 X 服从**两点分布**（也称伯努利分布），记为 $X \sim B(1,p)$ (参数 $0 \leqslant p \leqslant 1$)

我们定义示性函数 1_A：事件 A 发生则取 1; A 不发生则取 0 .

例:（对应郑书例 2.1）100 件产品中有 3 件次品. 从中任取一件.

设事件 $A=$ “取到合格品”，，随机变量 $X=1_A$，X 的可能取值为 0 和 1。取到每件产品的概率均等，概率分布为

$$P(X=1)=\frac{97}{100}, P(X=0)=\frac{3}{100}$$

X 服从参数 $p=0.97$ 的两点分布。

3.2.2 二项分布

设随机变量所有可能值为 $0,1,\cdots,n$，且

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

称 X 服从参数为 n,p 的二项分布，记作 $X \sim B(n,p)$(参数 $n \geqslant 1, 0 \leqslant p \leqslant 1$)

二项分布有明显的实际背景，例如在单次实验中事件 A 发生的概率是 p，进行独立重复实验 n 次，记事件 A 发生的次数为 X，则 $X \sim B(n,p)$。

定理 2.1: 对于二项分布，分布列 $P(X=k)$ 的最大值点 k_0 如下:

若 $(n+1)p \notin \mathbb{Z}$, 则 $k_0=[(n+1)p]$;

若 $(n+1)p \in \mathbb{Z}$, 则 $k_0=(n+1)p$ 或 $(n+1)p-1$.

证明: 显然

$$\frac{p_n(k+1)}{p_n(k)}=\frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{1-p}$$

由于 $\frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{1-p}>1$ 等价于 $k<(n+1)p-1$，于是有:

(a) 当 $k<(n+1)p-1$ 时，$p_n(k+1)>p_n(k)$

(b) 当 $k>(n+1)p-1$ 时，$p_n(k+1)<p_n(k)$

(c) 当 $k=(n+1)p-1$ 时，$p_n(k+1)=p_n(k)$

(i) 若 $(n+1)p \notin \mathbb{Z}$，设 $k_0 = [(n+1)p] < (n+1)p < k_0+1$，当 $k < m$ 时，$k \leqslant k_0 - 1 < (n+1)p - 1$，因此 $p_n(k) < p_n(k+1)$；当 $k \geqslant k_0$ 时，$k > (n+1)p - 1$，因此 $p_n(k) > p_n(k+1)$，所以 k_0 为最大值。

(ii) 若 $(n+1)p \in \mathbb{Z}$，设 $k_0 = (n+1)p$，有 $p_n(k_0) = p_n(k_0+1)$，进而利用性质（a）和性质（b）知 k_0 为最大值。 □

3.2.3 泊松分布

定义： 设随机变量 X 的所有可能取值是全体非负整数，且

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

则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布，记为 $X \sim \mathscr{P}(\lambda)$(参数: $\lambda > 0$) 。

泊松分布常见于生物学，物理学，工业的应用中，例如电话交换台收到的电话呼唤次数，放射性物质在一定时间内放出的粒子数。

定理： 泊松分布的分布列最大值点 $k_0 = [\lambda]$。

证明：注意到 $p_{k+1} = \frac{\lambda}{k+1}p_k$，故由分布函数知

若 $k+1 \leqslant \lambda$，则 $p_{k+1} \geqslant p_k$

若 $k+1 \geqslant \lambda$，则 $p_{k+1} \leqslant p_k$

因此当 $k_0 = [\lambda]$ 时，分布列取最大值。 □

例： 已知某商场一天来的顾客服从参数为 λ 的泊松分布，而每个来商场的顾客购物概率为 p，证明此商场一天内购物的顾客数服从参数为 λp 的泊松分布。

解： 用 Y 表示商场内一天购物的顾客数，则由全概率公式知，对任意正整数 k 有

$$P(Y=k) = \sum_{i=k}^{\infty} P(X=i)P(Y=k \mid X=i) = \sum_{i=k}^{\infty} \frac{\lambda^i e^{-\lambda}}{i!} C_i^k p^k (1-p)^{i-k}$$

$$= \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda} \sum_{i=k}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^{i-k}}{(i-k)!} = \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda} e^{\lambda(1-p)} = \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda p}$$

□

3.2.4 超几何分布

定义： 若随机变量 X 的概率分布满足:

$$P(X=k)=\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n},\quad k=0,1,\cdots,n.$$

则称 X 服从超几何分布，记为 $X\sim H(N,D,n)$ （参数 N,D,n 满足 $N\geqslant D\geqslant 0$）

设一批产品有 N 个产品, D 个次品, 任取 n 个, 抽到的次品数为 X。如果进行放回抽样则 X 服从二项分布，如果进行不放回抽样则 X 服从超几何分布。

定理 2.3： 给定 n. 当 $N\to\infty, \frac{D}{N}\to p$ 时,

$$\lim_{N\to\infty}\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n}=C_n^k p^k(1-p)^{n-k},\quad k\geqslant 0$$

证明：由于 $0<p<1$，当 N 充分大时，$n<D<N$，且 n 是固定的，易知

$$\begin{aligned}\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n}&=\frac{D!}{k!(D-k)!}\cdot\frac{(N-D)!}{(n-k)!(N-D-n+k)!}\cdot\frac{n!(N-n)!}{N!}\\&=\frac{n!}{k!(n-k)!}\cdot\frac{D(D-1)\cdots(D-k+1)}{N^k}\\&\quad\cdot\frac{(N-D)(N-D-1)\cdots(N-D-n+k+1)}{N^{n-k}}\\&\quad\cdot\frac{N^n}{N(N-1)\cdots(N-n+1)}\\&=C_n^k\left(\prod_{i=1}^{k}\frac{D-i+1}{N}\right)\left(\prod_{i=1}^{n-k}\frac{N-D-i+1}{N}\right)\left(\prod_{i=1}^{n}\frac{N}{N-i+1}\right)\\&\to C_n^k p^k(1-p)^{n-k}\quad(N\to\infty)\end{aligned}$$

□

该定理的直观解释是，如果一批产品的总量 N 很大，其中次品占比为 p，则从整批产品随机抽取 n 个，抽到次品的个数 k 近似服从参数为 p，n 的二项分布。

3.2.5 几何分布

定义： 若随机变量 X 的所有可能值是全体整数，且概率分布满足:

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

则称 X 服从几何分布，记为 $X\sim G(p)$, 参数 $0<p<1$ 。

例如，某个射手向目标连续射击，如果他单次射中目标的概率为 p，则他首次射中目标所需要的射击次数 X 是一个随机变量，且满足几何分布。

几何分布具备无记忆性: $P(X-n=k \mid X>n)=P(X=k)$.

例： 设 X 是只取自然数的离散随机变量，若 X 的分布具有无记忆性，证明 X 的分布一定为几何分布。

证明： 由无记忆性知

$$P(X>n+m|X>m)=\frac{P(X>n+m)}{P(X>m)}=P(X>n),$$

将 n 换为 $n-1$ 仍有

$$P(X>n+m-1)=P(X>n-1)P(X>m).$$

两式相减有

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

设 $P(X=1)=p$，若取 $n=m=1$ 有

$$P(X=2)=p(1-p).$$

若取 $n=2$，$m=1$ 则有

$$P(X=3)=P(X=2)P(X>1)=p(1-p)^2.$$

若令 $P(X=k)=p(1-p)^{k-1}$，则用数学归纳法得

$$P(X=k+1)=P(X=k)P(X>1)=p(1-p)^k,\quad k=0,1,\cdots.$$

这表明 X 的分布为几何分布。 □

3.2.6 离散均匀分布

定义： 若随机变量 X 的概率分布满足:

$$P(X=k)=\frac{1}{N},\quad k=1,\cdots,N.$$

则称 X 服从离散均匀分布。

3.3 连续随机变量

定义： 连续型随机变量指: 存在 $p(x)$ 使得

$$P(a \leqslant X \leqslant b) = \int_a^b p(x)dx, \quad \forall a < b.$$

称 $p(\cdot)$ 为 X 的概率密度 (函数), 也记为 $p_X(\cdot)$.

连续随机变量有以下性质:

(1) 非负: $p(x) \geqslant 0$

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

(3) $P(X = x) = 0$ 在任意一点选中的概率都为 0.

(4) $p(\cdot)$ 在 x 连续, 即 $P(X \in [x, x + \Delta x]) = p(x)\Delta x + o(\Delta x)$,

以下是常见的连续随机变量:

3.3.1 均匀分布

定义： 如果随机变量 X 的分布密度为:

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}; & 若 a \leqslant x \leqslant b; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

则称 X 服从区间 $[a,b]$（或 (a,b)）上的均匀分布，记为 $X \sim U(a,b)$ (参数 $a < b$) :

均匀分布的分布函数也可以写为 $p(x) = \frac{1}{b-a} 1_{\{a \leqslant x \leqslant b\}}$.

例如，某公共汽车站每隔 10 分钟会有一班公交车到达，一位搭乘该车的乘客在任意时刻到达车站是等可能的，则他的候车时间 X 是一个随机变量，且满足 $[0,10]$ 上的均匀分布。

3.3.2 指数分布

定义： 如果随机变量 X 的分布密度为:

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

则称 X 服从参数为 λ 的指数分布，记为 $X \sim \mathrm{Exp}(\lambda)$(参数 $\lambda > 0$)

若 X 服从参数为 λ 的指数分布，则对任何 $0 \leqslant a < b$ 有:

$$P(a < X < b) = \lambda \int_a^b e^{-\lambda x} dx = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$$

$$P(X > a) = e^{-\lambda a}$$

定理： (无记忆性): $P(X - s > t \mid X > s) = e^{-\lambda t}, \forall t, s \geqslant 0.$

不难看出，$P(X - s > t \mid X > s) = \frac{P(X-s>t)}{P(X>s)} = \frac{e^{-\lambda(s+t)}}{e^{-\lambda t}} = e^{-\lambda t} = P(X > t)$

注意到,无记忆性是指数分布独有的,即设 X 是非负的随机变量, $P(X-s > t \mid X > s) = P(X > s)$ 对 $\forall t, s \geqslant 0$ 恒成立的充分必要条件是 X 服从指数分布。

证明：之前已经证明了充分性，现只需证明必要性：设 X 是非负随机变量满足 $P(X - s > t \mid X > s) = e^{-\lambda t}$，则

$$P(X > s) > 0, \quad P(X > s + t) = P(X > s)P(X > t)$$

令 $f(u) = P(X > u)$，则 $f(s + t) = f(s)f(t)$

于是 $f(1) = f(\frac{1}{n} \times n) = (f(\frac{1}{n}))^n$

从而 $f(\frac{m}{n}) = f(\frac{1}{n} \times m) = (f(\frac{1}{n}))^m = (f(1))^{\frac{m}{n}}$

故对任意正有理数 r，有 $f(r) = (f(1))^r$。由于 $0 < f(1) < 1$ 且 $f(u)$ 是关于 u 的减函数，因此对任意 $u \geqslant 0$，有 $f(u) = (f(1))^u$。

令 $\lambda = -\ln f(1)$，则 $f(u) = e^{-\lambda u}$，即

$$P(X > u) = e^{-\lambda u} = \int_{+\infty}^u e^{-\lambda x} dx$$

$$P(a < X < b) = \int_a^b \lambda e^{-\lambda x} dx \quad (0 \leqslant a < b)$$

说明 X 服从指数分布。 □

3.3.3 正态分布

定义： 如果随机变量 X 的分布密度为:

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

则称 X 服从参数为 μ，σ 的正态分布，记为 $X \sim N\left(\mu, \sigma^2\right)$ (参数 $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$)

参数 $\mu=0$，$\sigma^2=1$ 时的正态分布称为标准正态分布 $N(0,1)$ ，分布密度是:

$$p(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$$

归一性： $\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}dx=1$：

设 $\phi(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$, 将积分的平方写为二重积分:

$$\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}dx\times\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}}dy=\frac{1}{2\pi}\iint_{\mathbb{R}^2}e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}dxdy.$$

做极坐标变换:

$$x=r\cos\theta,y=r\sin\theta\Rightarrow\begin{vmatrix}\frac{\partial x}{\partial r}&\frac{\partial y}{\partial r}\\\frac{\partial x}{\partial\theta}&\frac{\partial y}{\partial\theta}\end{vmatrix}=r.$$

因此，二重积分可以写为

$$\frac{1}{2\pi}\int_0^{2\pi}\left(\int_0^{\infty}e^{-\frac{r^2}{2}}rdr\right)d\theta=\int_0^{\infty}e^{-R}dR=1$$

对于其他正态分布的密度函数 $p(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ ：令 $y=\frac{x-\mu}{\sigma}$, 则

$$\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}dx=\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}}dy=1.$$

定义函数 Φ :

$$\Phi(x)=\int_{-\infty}^{x}\phi(x)dx.$$

容易看出 $\Phi(-x)=1-\Phi(x)$.

定理： 令 $x^*=\frac{x-\mu}{\sigma}$, 则

$$P(a<X<b)=\int_a^b\frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)dx=\Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right)-\Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right).$$

推论： 设随机变量 $X\sim N(\mu,\sigma^2)$，则对一切正数 k，有

$$P(\mu-k\sigma<X<\mu+k\sigma)=\Phi(k)-\Phi(-k)=2\Phi(k)-1$$

例如查表得 $\Phi(3)=0.9987$, 因此

$$P(\mu-3\sigma<X<\mu+3\sigma)=\Phi(3)-\Phi(-3)=0.9974$$

该结果说明正态随机变量 X 的取值基本落在区间 $(\mu-3\sigma,\mu+3\sigma)$ 内。

3.3.4 伽马分布

定义： 如果随机变量 X 的分布密度为:

$$p(x)=\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\beta x},\quad x>0.$$

则称随机变量 X 服从伽马分布，记为 $X\sim\Gamma(\alpha,\beta)$(参数 $\alpha,\beta>0$)

其中，称 $\Gamma(\alpha)=\int_0^\infty y^{\alpha-1}e^{-y}dy$ 为 Γ 函数。

若 $\Gamma(\alpha)$ 为 Γ 函数，则函数具备以下性质:

（1）$\Gamma(\alpha+1)=\alpha\Gamma(\alpha)$

证明:

$$\int_0^\infty y^\alpha e^{-y}dy=-\left.y^\alpha e^{-y}\right|_0^\infty+\int_0^\infty \alpha y^{\alpha-1}e^{-y}dy=\alpha\int_0^\infty y^{\alpha-1}e^{-y}dy$$

□

（2）$\Gamma(1)=1;\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)=\sqrt{\pi}$

证明:

$$\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)=\int_0^\infty\frac{1}{\sqrt{y}}e^{-y}dy=\sqrt{2}\int_0^\infty e^{-\frac{x^2}{2}}dx=\sqrt{\pi}.$$

□

（3）$\alpha=1$ 时就是指数分布参数为 β.

3.4 随机变量的严格定义

定义： 假设 $(\Omega,\mathscr{F},P)$ 是概率空间, $X:\Omega\to\mathbb{R}$ 满足:

$$\text{对任意 } x\in\mathbb{R} \text{ 都有 } \{X\leqslant x\}\in\mathscr{F},$$

则称 X 是一个随机变量.

定义： 令 $F(x)=P(X\leqslant x),x\in\mathbb{R}$. 称 F 为随机变量 X 的分布函数, 也记为 F_X.

定理: 分布函数 $F = F_X$ 的三条性质:

(1) 单调性: 若 $x \leqslant y$, 则 $F(x) \leqslant F(y)$.

(2) 规范性: $\lim_{x\to-\infty} F(x) = 0; \lim_{x\to\infty} F(x) = 1$.

(3) 右连续性: $\lim_{y\to x+} F(y) = F(x)$.

- 离散型: $P(X = x_i) = p_i$. x_i 为 F_X 的跳点, p_i 为跳跃幅度.
- 连续型: $F_X(x) = \int_{-\infty}^{x} p(z)dz$, 且

$$p(x) = F_X'(x).$$

反过来, 若 F_X "几乎"连续可导, 则为连续型 (定理 4.3, 4.4).

- 尾分布函数: $G(x) = P(X > x) = 1 - F(x)$.

  连续型: $p(x) = -G'(x)$.
- 例. $X \sim \mathrm{Exp}(\lambda)$.

$$G(x) = e^{-\lambda x}, \quad \forall x > 0,$$
$$\Rightarrow G'(x) = -\lambda G(x). \quad \lambda: \text{ 速率.}$$

- 由 $F_X(x)$ 可求出 $P(X \in B), \forall B$.
- 若 $F_X = F_Y$, 则称 X 与 Y 同分布, 记为 $X \overset{d}{=} Y$.
- $X = Y$, 即 $P(X = Y) = 1$, 则 $F_X = F_Y$. 反之不然.

4.1 随机变量的函数

随机变量的函数： 设 $y = g(x)$ 是定义在 $\mathbb{R}$ 上的一个函数，X 是一个随机变量，那么 $Y = g(X)$ 作为 X 的函数，同样也是一个随机变量。

在实际问题中，如果已知随机变量 X 的分布，我们可以求出另一个随机变量 $Y = g(X)$ 的分布。我们将从离散和连续两种场合分别讨论随机变量函数的分布。

注：为了让 Y 是数学意义上严格定义的随机变量，必须对函数 $f(x)$ 有所假定才能使得 $\{Y \leqslant c\}$ 是有概率的事件，通常假定 $f(x)$ 是 Borel 函数，即对于任何实数 c，$\{x : f(x) \leqslant c\}$ 是 Borel 集，有以下定理：

定理： 设 $X = X(\omega)$ 是概率空间 $(\Omega, \mathscr{F}, P)$ 上的随机变量，则对任何 Borel 函数 $f(x)$，$Y = f(X(\omega))$ 也是这个概率空间上的随机变量。

证明： 给定任意实数 c，令

$$B = \{x : f(x) \leqslant c\}$$

则 $\{\omega : Y \leqslant c\} = \{\omega : f(X(\omega)) \leqslant c\} = \{\omega : X(\omega) \in B\}$，由于 B 是 Borel 集，则由定理 [?] 知 $\{\omega : X(\omega) \in B\} \in \mathscr{F}$，所以 $\{Y \leqslant c\} \in \mathscr{F}$，$Y$ 是随机变量。

我们遇到的随机函数一般都是 Borel 函数，所以 $Y = X(\omega)$ 一般都是随机变量。

4.1.1 离散随机变量函数的分布

设 X 是离散随机变量，X 的分布列为：则 $Y = g(X)$ 也是一个离散随机变量，此时 Y 的分布列可

X	x_1	x_2	$\cdots$	x_k	$\cdots$
p	p_{x_1}	p_{x_2}	$\cdots$	p_{x_k}	$\cdots$

以简单表示为：若 $p_{x_1}, p_{x_2}, \cdots, p_{x_k}, \cdots$ 中有某些值相等时，把那些相等的值分别合并，并将对应概

Y	$g(x_1)$	$g(x_2)$	$\cdots$	$g(x_k)$	$\cdots$
p	p_{x_1}	p_{x_2}	$\cdots$	p_{x_k}	$\cdots$

率相加。

例： 已知随机变量 X 的分布如下，求 $Y = X^2 + X$ 的分布列。

X	-2	-1	0	1	2
p	0.2	0.1	0.1	0.3	0.3

解： $Y = X^2 + X$ 的分布列为

Y	2	0	0	2	6
p	0.2	0.1	0.1	0.3	0.3

合并得到

Y	0	2	6
p	0.2	0.5	0.3

定理：（离散卷积公式）若 ξ, η 是相互独立的随机变量，且取非负整数值，分布列分别为 $\{k; a_k\}$ 和 $\{k; b_k\}$。则随机变量 $\zeta = \xi + \eta$ 的分布列为 $P(\zeta = k) = \sum\limits_{i=0}^{k} a_i b_{k-i}$，称为**卷积公式**。

证明：注意到 $P(\zeta = k) = P(\xi = 0, \eta = k) + P(\xi = 1, \eta = k-1) + \cdots + P(\xi = k, \eta = 0)$。其中 $= P(\xi = i, \eta = k-i) = a_i b_{k-i}$，因此 $P(\zeta = k) = \sum\limits_{i=0}^{k} a_i b_{k-i}$。 □

例：（泊松分布可加性）设 $X \sim \mathscr{P}(\lambda_1), Y \sim \mathscr{P}(\lambda_2)$，且 X, Y 相互独立，证明 $X + Y \sim \mathscr{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$。

解： 泊松分布函数 $P(X = k) = \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1}$，$P(Y = k) = \frac{\lambda_2^k}{k!} e^{-\lambda_2}$，由卷积公式，

$$P(X + Y = k) = \sum_{i=0}^{k} P(X = i) P(X = k - i) = \sum_{i=0}^{k} \frac{\lambda_1^i}{i!} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_2^{k-i}}{(k-i)!} e^{-\lambda_2}$$

由二项式展开，上式整理为

$$\frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^{k} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k-i} k!}{i!(k-i)!} = \frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}}{k!} (\lambda_1 + \lambda_2)^k$$

□

4.1.2 连续随机变量函数的分布

对于连续随机变量，一般先求分布函数，如果能写出分布密度就写出分布密度。

例： 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$，试求 $Y = \frac{1}{\sigma}(X - \mu)$ 的概率分布。

解： 对任何实数 y，由于 $\{Y \leqslant y\} = \{X \leqslant \sigma y + \mu\}$，于是

$$P(Y \leqslant y) = P(X \leqslant \sigma y + \mu)$$

$$= \int_{-\infty}^{\mu+\sigma y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\} dx$$

变量替换 $\frac{x-\mu}{\sigma} = t$ 得

$$P(Y \leqslant y) = \int_{-\infty}^{y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dx$$

说明 $Y \sim N(0,1)$ □

定理: 设随机变量 X 有分布密度 $p(x)$，且在区间 $(a,b)(-\infty \leqslant a < b \leqslant +\infty)$ 上满足 $P(a < X < b) = 1$。又 $Y = f(X)$，其中 $f(x)$ 是 (a,b) 上严格单调的连续函数，$g(y)$ 是 $f(x)$ 的反函数，且 $g'(y)$ 处处存在，令

$$q(y) = \begin{cases} p(g(y))|g'(y)|, & y \in (\alpha, \beta), \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

其中 (α,β) 是反函数 $g(y)$ 的存在区间，即 $\alpha = \min\{A,B\}, \beta = \max\{A,B\}, A \triangleq \lim_{x\to a+} f(x), \quad B \triangleq \lim_{x\to b-} f(x)$，则 $q(y)$ 是 Y 的分布密度。

证明: 设 $f(x)$ 是严格增函数（当 $f(x)$ 是严格减函数时，可以类似的证明）。那么对于 $u \in (\alpha,\beta)$ 有

$$P(Y \leqslant u) = P(f(X) \leqslant u) = P(X \leqslant g(u))$$
$$= \int_{-\infty}^{g(u)} p(x)dx = \int_{a}^{g(u)} p(x)dx$$

做变量替换 $x = g(y)$，则

$$P(Y \leqslant u) = \int_{a}^{u} p(g(y)) \mid g'(y) \mid dy = \int_{-\infty}^{u} q(y)dy$$

当 $u \leqslant \alpha$ 时,

$$P(Y \leqslant u) = P(X \leqslant a) = 0 = \int_{-\infty}^{u} q(y)dy$$

当 $u \geqslant \beta$ 时,

$$P(Y \leqslant u) = P(X \leqslant b) = 1 = \int_{a}^{b} p(x)dx$$

$$\int_{\alpha}^{\beta} p(g(y)) \mid g'(y) \mid dy = \int_{-\infty}^{u} q(y)dy$$

综上，对于一切实数 u，有 $P(Y \leqslant u) = \int_{-\infty}^{u} q(y)dy$，故 $g(y)$ 是 $Y = f(X)$ 的密度函数。 □

例:（对应郑书例 5.3）研究水箱内某种微生物的增长情况。设在时 0 微生物的总数是 $v(v > 0)$，增长率是 X，在时刻 t 微生物总数是 $Y = ve^{Xt}(t > 0)$。若 X 有分布密度

$$p(x) = \begin{cases} 3(1-x)^2, & 0 < x < 1, \\ 0, & 其他, \end{cases}$$

试求 Y 的概率分布。

解: 反函数的求解需要注意函数和区间的变化。

令 $f(x) = ve^{Xt}(0 < x < 1)$，则其反函数为:

$$g(y) = \frac{1}{t}\ln\frac{y}{v} \quad (v < y < ve^t)$$

易知 $g'(y) = \frac{1}{ty}$，根据定理知，$Y = ve^{xt}$ 的分布密度是:

$$q(y) = \begin{cases} 3(1 - \frac{1}{t}\ln\frac{y}{v})^2\frac{1}{ty}, & v < y < ve^t, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

□

例:（对应郑书例 5.4，对数正态分布）设 X 是只取正值的随机变量，使得 $Y = \ln X$ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$，试求出 X 的分布函数和分布密度。

解: 对任何 $x > 0$，有

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leqslant x) = P(\ln X \leqslant \ln x) = P(Y \leqslant \ln x) \\ &= \int_{-\infty}^{\ln x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\mu)^2\right\}dy \end{aligned}$$

做变量替换 $y = \ln u$，得

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma u}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln u-\mu)^2\right\}du$$

当 $x \leqslant 00$ 时，称变量 X 服从对数正态分布。不难看出，X 的分布密度 $p(u)$ 为：当 $u \leqslant 0$ 时，$p(u) = 0$，当 $u > 0$ 时，$p(u)$ 是上式中的被积函数。 □

例: 设 $\theta \sim U(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$，$\psi = tan\theta$，求 ψ 的密度函数。

解: 设 $\psi = tan\theta$ 的反函数为 $g(y)$，则 $g(y) = \arctan y$。由定理得 $p_\psi(y) = p_{U(-\frac{\pi}{2},\frac{\pi}{2})}(g(y))g'(y) = p_{U(-\frac{\pi}{2},\frac{\pi}{2})}(\arctan y)\frac{1}{1+y^2} = \frac{1}{\pi(1+y^2)}$，$y \in \mathbb{R}$，称该变量 ψ 符合 **Cauchy 分布**。 □

4.2 随机变量的反函数

随机变量的反函数： 设 $F(x)$ 是任何分布函数（即 $F(x)$ 非减，右连续，且 $\lim_{x\to-\infty} F(x) = 0$，$\lim_{x\to+\infty} F(x) = 1$），令

$$F^{-1}(p) \triangleq \min\{x : F(x) \geqslant p\} \quad (0 < p < 1)$$

则称 $F^{-1}(p)$ 是 $F(x)$ 的**广义反函数**。

注意，$F(x)$ 是右连续增函数，满足不等式 $F(x) \geqslant p$ 的 x 中必有最小者，当 $F(x)$ 是严格增的连续函数时，$F^{-1}(p)$ 正好是方程 $F(x) = p$ 的唯一根，此时 $F^{-1}(p)$ 是 $F(x)$ 的普通反函数。

引理： $F^{-1}(p)(0 < p < 1)$ 有如下性质：

（1）$F^{-1}(p)$ 是 p 的增函数。

（2）$F(F^{-1}(p)) \geqslant p$，若 $F(x)$ 在点 $x = F^{-1}(p)$ 处连续，则

$$F(F^{-1}(p)) = p.$$

（3）$F^{-1}(p) \leqslant x$ 的充分必要条件是 $p \leqslant F(x)$。

证明：（2）由于 $F(F^{-1}(p)+\varepsilon) \geqslant p \quad (\forall\varepsilon > 0)$，令 $\varepsilon \to 0$，利用 $F(x)$ 的右连续性知 $F(F^{-1}(p)) \geqslant p$。若 $F(x)$ 在点 $F^{-1}(p)$ 处连续，从 $F(F^{-1}(p)-\varepsilon) < p \quad (\varepsilon > 0)$ 推知 $F(F^{-1}(p)) = \lim_{\varepsilon\to 0} F(F^{-1}(p)-\varepsilon) \leqslant p$，从而 $F(F^{-1}(p)) = p$。

（3）若 $F(x) \geqslant p$，从非减性质知 $x \geqslant F^{-1}(p)$；反之若 $x \geqslant F^{-1}(p)$，则 $F(x) \geqslant F(F^{-1}(p)) \geqslant p$，故性质（3）成立。 □

定理： 设 $F(x)$ 是任何分布函数，若 U 是服从区间 $[0,1]$ 上的均匀分布的随机变量，且

$$X = F^{-1}(U)$$

则 X 的分布函数恰好是 $F(x)$。

证明： 对任何 $y \in (0,1)$，从性质（3）知 $x \geqslant F^{-1}(y)$ 的充分必要条件是 $F(x) \geqslant y$，于是

$$P(X \leqslant x) = P(F^{-1}(U) \leqslant x) = P(U \leqslant F(x)) = F(x).$$

这表明 X 的分布函数是 $F(x)$。 □

5.1 随机变量的数学期望

实际问题的概率分布比较难以确定，有时只需掌握随机变量的数学特征就足够了。随机变量的数学期望 (expectation) 的含义是，随机变量平均取值 (mean) 的大小。

- X 的大量独立观测值 (记为 $a_1, a_2, \cdots, a_n$) 的算术平均，当样本数无穷大时，算术平均收敛于期望值:
$$\bar{a} = \frac{1}{n}\left(a_1 + \cdots + a_n\right).$$
- X 的所有可能值的加权平均 (总和).

5.1.1 离散型随机变量的数学期望

离散型随机变量的数学期望： 假设 X 是离散型随机变量, 分布列为

$$P\left(X = x_k\right) = p_k, \quad k = 1, \cdots, n \text{ 或} k = 1, 2, \cdots.$$

其中 X 的可能值是 $x_1, x_2, \cdots$，如果 $\sum_k |x_k| p_k < \infty$, 那么, 称 X 的期望存在, 称 $\sum_k x_k p_k$ 为 X 的数学期望, 记为 EX.

注意，级数 $\sum_k |x_k| p_k$ 收敛可以保证和数 $\sum_k x_k p_k$ 与加项的先后次序无关。更一般的假定是级数 $\sum_k x_k^+ p_k$ 和 $\sum_k x_k^- p_k$ 中至少一个收敛（这里 $x_k^+ = \max\{x_k, 0\}$，$x_k^- = \max\{-x_k, 0\}$）这时和数 $\sum_k x_k p_k$ 与加项的先后次序无关。

注意到 $E(X)$ 完全由 X 的概率分布确定，因此 $E(X)$ 也称为相应概率分布的期望，下面计算几个常见的概率分布的期望:

（1）两点分布

设随机变量 X 服从两点分布，$P(X=1) = p, P(X=0) = 1-p$. 则,

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

（2）二项分布

设随机变量 X 服从二项分布：$P(X=k) = C_n^k p^k q^{n-k} := b(n;k), k = 0, 1, \cdots, n, (q = 1-p)$.

对于 $\forall 1 \leqslant k \leqslant n$,

$$
\begin{aligned}
k \cdot b(n;k) &= k \cdot \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} p^k q^{n-k} \\
&= \frac{n \cdot (n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p \cdot p^{k-1} q^{n-k} = np \cdot b(n-1;k-1)
\end{aligned}
$$

因此,

$$
\begin{aligned}
E(X) &= \sum_{k=0}^{n} k \cdot b(n;k) = \sum_{k=1}^{n} np \cdot b(n-1;k-1) \\
&= np \sum_{\ell=0}^{n-1} b(n-1,\ell) = np.
\end{aligned}
$$

(3) 泊松分布

设随机变量 X 服从泊松分布:

$$
P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} =: p_k, \quad k = 0,1,2,\cdots .
$$

则对于 $\forall k \geqslant 1$,

$$
x_k p_k = k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda} = \lambda p_{k-1}.
$$

因此,

$$
E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \lambda p_{k-1} = \lambda \sum_{\ell=0}^{\infty} p_\ell = \lambda.
$$

(4) 几何分布

设随机变量 X 满足几何分布，即

$$
P(X=k) = q^{k-1} p =: p_k, \quad k = 1,2,\cdots,(q = 1-p).
$$

直接计算期望:

$$
E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k p_k = \frac{1}{p}.
$$

(5) 离散均匀分布

设随机变量 X 的可能值是 $1,\cdots,N$，且

$$
P(X=k) = \frac{1}{N} \quad (k = 1,\cdots,N).
$$

直接计算

$$
E(X) = \sum_{k=1}^{N} k P(X=k) = \frac{N+1}{2}.
$$

（6）超几何分布

设随机变量 X 满足超几何分布，即

$$P(X=k)=\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n}, \quad k=0,1,\cdots,n.$$

记 $h(N,D,n;k)=A_1\cdot A_2\cdot A_3$

$$=\frac{D!}{k!(D-k)!}\cdot\frac{(N-D)!}{(n-k)!(N-D-(n-k))!}\cdot\frac{n!(N-n)!}{N!}.$$

记 $x'=x-1$. 则, $\forall 1\leqslant k\leqslant n$,

$$k\cdot A_1=\frac{D!}{(k-1)!(D-k)!}=D\times\frac{D'!}{k'!\,(D'-k')!}.$$

进一步,

$$A_2=\frac{(N'-D')!}{(n'-k')!\,(N'-D'-(n'-k'))!},$$
$$A_3=\frac{n\cdot n'!\,(N'-n')!}{N\cdot N'!}=\frac{n}{N}\times\frac{n'!\,(N'-n')!}{N'!}.$$

记 $x'=x-1$. 则 $\forall 1\leqslant k\leqslant n$,

$$k\cdot h(N,D,n;k)=\frac{nD}{N}\times h\left(N',D',n';k'\right).$$

因此,

$$E(X)=\sum_{k=1}^{n}k\cdot h(N,D,n;k)=\frac{nD}{N}\sum_{k'=0}^{n'}h\left(N',D',n';k'\right)=\frac{nD}{N}$$

对于该期望，当 $D=1$ 时, 退化为伯努利分布, $E(X)=p=\frac{D}{N}$.

当 $D\geqslant 2$ 时, 不放回抽样, 仍有 $E(X)=np$.

5.1.2 一般随机变量的数学期望

若 X 为任意随机变量. 做如下近似: 对于 $\forall n\in\mathbb{Z}$,

$$\text{当} n\varepsilon<X\leqslant(n+1)\varepsilon \text{ 时, 令} X^*=n\varepsilon. \tag{5.1.1}$$

该假设的直观含义是: $X^*\leqslant X<X^*+\varepsilon$, 因此 $EX^*\leqslant EX<EX^*+\varepsilon$.

一般随机变量的数学期望：若 EX^* 存在且当 $\varepsilon\to 0$ 时有极限, 则称 X 的期望存在, 且称该极限为 X 的期望, 记为 $E(X)$。

对离散型随机变量, 离散型随机变量期望的定义和一般随机变量的数学期望的定义一致。

例: 对于连续性随机变量 X，且 $X \geqslant 0$. 证明 $E(X)=\int_0^{+\infty} P(X>x)dx$.

解: 令

$$G(x)=P(X>x)=\int_x^{\infty} p(y)dy$$

则 $G'(x)=-p(x)$. 于是,

$$\int_0^{\infty} xp(x)dx=\int_0^{\infty} xdG(x)=\int_0^{\infty} G(x)dx.$$

接下来，我们计算一些常见连续型随机变量的数学期望:

(1) 均匀分布

设随机变量 X 服从区间 $[a,b]$ 上的均匀分布，即 X 有密度分布:

$$p(x)=\begin{cases}\frac{1}{b-a}, & a\leqslant x\leqslant b,\\ 0, & \text{其他}\end{cases}$$

由定义知

$$E(X)=\int_b^a x\frac{1}{b-a}dx=\frac{a+b}{2}.$$

(2) 指数分布

设随机变量 X 有分布密度

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

由定义知 $E(X)=\int_0^{\infty} x\cdot\lambda e^{-\lambda x}dx=-\int_0^{\infty} xde^{-\lambda x}=\int_0^{\infty} e^{-\lambda x}dx=\frac{1}{\lambda}$.

(3) 正态分布

设随机变量 X 有分布密度

$$p(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

对于 $X\sim N(0,1)$，由对称性直接计算得,

$$E(X)=\int_{-\infty}^{\infty} x\cdot\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}dx=0$$

同理, $X\sim N\left(\mu,\sigma^2\right)$, 则 $p(\mu+x)=p(\mu-x)$, 因此 $E(X)=\int_{-\infty}^{\infty}(x+\mu)p(\mu+x)d(x+\mu)=\int_{-\infty}^{\infty} xp(x+\mu)dx+\mu\int_{-\infty}^{\infty} p(x+\mu)dx=\mu$.

例, 对于柯西分布,

$$p(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2}.$$

但是, $\int_{-\infty}^{\infty} |x|p(x)dx = \infty$. 因此, EX 不存在!

(4) 伽马分布

设随机变量 X 有分布密度

$$p(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}, \quad x > 0$$

对于 $\forall x > 0$,

$$xp(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^\alpha e^{-\beta x} = \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\beta\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\beta^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} x^\alpha e^{-\beta x} = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \hat{p}(x).$$

因此,

$$E(X) = \int_0^\infty xp(x)dx = \frac{\alpha}{\beta} \int_0^\infty \hat{p}(x)dx = \frac{\alpha}{\beta}$$

5.1.3 数学期望的性质

定理: (1) 若 $X \equiv a$, 则 $E(X) = a$;

(2) 若 $X \geqslant 0$, 且 $E(X)$ 存在, 则 $EX \geqslant 0$;

(3) 若 $F_X = F_Y$ (或, 若 $X = Y$), 且 $E(X)$ 存在, 则 $E(Y)$ 存在, 且 $E(X) = E(Y)$;

(4) 线性: 假设 $E(X), E(Y)$ 存在. 则,

$$E(a(X)) = aE(X), \quad E(X+Y) = E(X) + E(Y).$$

(5) 单调性: 假设 $E(X)$,$E(Y)$ 存在, 又若 $X \geq Y$, 则 $E(X) \geq E(Y)$;

(6) $E|X| \geqslant |E(X)|$;

(7) 若随机变量 X, Y 独立, 且期望 $E(X), E(Y)$ 存在, 则

$$E(XY) = E(X)E(Y).$$

推论: (1) 线性: 假设 $E(X), E(Y)$ 存在. 则,

$$E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y).$$

(2) 和的期望: 假设 $E(X_1), \cdots, E(X_n)$ 都存在, $\eta = X_1 + \cdots + X_n$. 则 $E(\eta)$ 存在, 且

$$E(\eta) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i)$$

推论(1)可以由性质(4)推出, 推论(2)可以由数学归纳法和性质(4)推出。

例: 超几何分布 $\eta \sim H(N, D, n)$ 的期望可以使用推论 (2) 计算: 若第 i 个产品是次品, 则令 $X_i = 1$; 否则, 令 $X_i = 0$. 则,

$$\eta = X_1 + \cdots + X_n \Rightarrow E(\eta) = np$$

马尔科夫不等式: 设 $X \geqslant 0$, 且 EX 存在. 则对任意 $C > 0$, 有

$$P(X \geqslant C) \leqslant \frac{1}{C} EX.$$

证明: 令 $A = \{X \geqslant C\}$. 则 $1_A \leqslant \frac{X}{C}$. 于是,

$$P(A) = E1_A \leqslant E\frac{X}{C} = \frac{1}{C} EX.$$

例: 若 $X \geqslant 0$, 且 $EX = 0$, 证明 $P(X > 0) = 0$。

解:

$$\begin{aligned} &P\left(X \geqslant \frac{1}{n}\right) \leqslant nEX = 0 \\ \Rightarrow &P(X > 0) = \lim_{n \to \infty} P\left(X \geqslant \frac{1}{n}\right) = 0. \end{aligned}$$

□

5.2 随机变量函数的期望

定理: (1) X 是离散型随机变量, 且下面的级数绝对收敛, 则

$$Ef(X) = \sum_k f(x_k) p_k \tag{5.2.1}$$

(2) X 是连续型随机变量, 且下面的积分绝对收敛, 则

$$Ef(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) p(x) dx. \tag{5.2.2}$$

例: (对应郑书例 6.1) 设 $X \sim U(0, 2\pi)$, 求 $E(\sin X)$.

解: 令 $p(x)$ 是 x 的分布密度, 用公式:

$$E \sin X = \int_{-\infty}^{\infty} \sin x \cdot p(x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin x dx = 0$$

□

例：（对应郑书例 6.2）设随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布，又 $v_0 > 0$，

$$Y = \begin{cases} X, & X < v_0, \\ v_0, & X \geqslant v_0, \end{cases}$$

求 $E(Y)$。

解： 设 $f(x) = \min\{x, v_0\}$，则 $Y = f(X)$，由于 X 的分布密度是

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & X \leqslant 0, \end{cases}$$

由式5.2.2知

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)p(x)dx = \int_{0}^{+\infty} f(x)\lambda e^{-\lambda x}dx \\ &= \int_0^{v_0} x\lambda e^{-\lambda x}dx + \int_{v_0}^{+\infty} v_0\lambda e^{-\lambda x}dx \\ &= \frac{1}{\lambda}(1 - e^{-\lambda v_0}) \end{aligned}$$

□

琴生不等式： 若 ϕ 为凸函数，则

$$\phi(E(X)) \leqslant E(\phi(X)).$$

将期望等价于平均，代入琴生不等式即可证明。

例： 连续型随机变量 X, Y 的概率密度函数分别为 $p(x)$, $q(x)$ 且 $p(x)$, $q(x) \neq 0$，f 为一凸函数，$f(1) = 0$, 证明: $E_{x\sim q} f\left(\frac{p(x)}{q(x)}\right) \geqslant 0$.

证明： 由琴生不等式，

$$E_{x\sim q} f\left(\frac{p(x)}{q(x)}\right) \geqslant f\left(E_{x\sim q}\left(\frac{p(x)}{q(x)}\right)\right) = f\left(\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{p(x)}{q(x)} q(x)dx\right) = f(1) = 0.$$

例： 连续型随机变量 X, Y 的概率密度函数分别为 $p(x), q(x)$ 且 $p(x), q(x) \neq 0$，我们定义 X 关于 Y 的 KL-divergence 为 $\mathrm{KL}(X||Y) = E_X\left(\ln \frac{p(x)}{q(x)}\right)$，试证明 $\mathrm{KL}(X||Y) \geqslant 0$。

证明：

$$\mathrm{KL}(X||Y) = \int p(x)\left(-\ln \frac{q(x)}{p(x)}\right) dx,$$

由于 $-\ln x$ 是凸函数，由琴生不等式知

$$\int p(x)\left(-\ln \frac{q(x)}{p(x)} dx\right) \geqslant -\ln\left(\int p(x)\frac{q(x)}{p(x)}dx\right) = -\ln 1 = 0.$$

$\square$

例： 设随机变量 X 服从参数为 λ 的泊松分布，证明

$$E(X^n) = \lambda E((X+1)^{n-1}).$$

利用此结果计算 $E(X^3)$。

证明：

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

设 $k' = k-1$，则

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

由此得

$$E(X^3) = \lambda E(X+1)^2 = \lambda(E(X^2) + 2E(X) + 1) = \lambda(\lambda E(X+1) + 2\lambda + 1) = \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda.$$

例： 设 X 是仅取非负整数的离散随机变量，若其数学期望存在，证明

(1)$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geqslant k)$.

(2)$\sum_{k=0}^{\infty} kP(X > k) = \frac{1}{2}[E(X^2) - E(X)]$.

证明： (1) 由于 $E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} kP(X=k)$ 存在，所以该级数绝对收敛，从而

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} kP(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty}\left[\sum_{i=1}^{k} P(X=k)\right] \\ &= \sum_{i=1}^{\infty}\left[\sum_{k=i}^{\infty} P(X=k)\right] = \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geqslant k). \end{aligned}$$

(2)

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} kP(X>k) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \sum_{i=k+1}^{\infty} P(X=i) = \sum_{i=1}^{\infty}\sum_{k=0}^{i-1} kP(X=i) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} P(X=i)\frac{(i-1)i}{2} = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{\infty} i^2 P(X=i) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{\infty} iP(X=i) \\ &= \frac{1}{2}E(X^2) - \frac{1}{2}E(X). \end{aligned}$$

例： 甲乙两人进行象棋比赛，每局甲胜的概率为 p，乙胜的概率为 $q = 1-p$，比赛进行到有一人连胜两局为止，求平均比赛局数。

解： 设 X 为决定胜负所需的局数，可以取值为 $2,3,\cdots$，事件 $\{X \geqslant k\}$ 表示“到 $k-1$ 局时没有一人连胜两局”，所以

$$P(X \geqslant 1) = 1,$$

$$P(X \geqslant 2k) = p^k q^{k-1} + p^{k-1} q^k = (pq)^{k-1}, \quad k = 1, 2, \cdots,$$

$$P(X \geqslant 2k+1) = 2p^k q^k, \quad k = 1, 2, \cdots.$$

利用上一题第一问提供的公式，可得

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geqslant k) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} (pq)^{k-1} + 2\sum_{k=1}^{\infty} (pq)^k \\ &= 1 + \frac{1}{1-pq} + \frac{2pq}{1-pq} = \frac{2+pq}{1-pq}. \end{aligned}$$

注意到对任意的 $0 < p < 1$ 总有 $p(1-p) \leqslant \frac{1}{4}$，故由 $E(X)$ 关于 pq 单调增可得

$$E(X) \leqslant \frac{2+\frac{1}{4}}{1-\frac{1}{4}} = 3$$

故这种比赛最终决定胜负的平均局数不超过 3 局，在 $p = \frac{1}{2}$ 时达到上界。