

第二章 一维随机变量及其分布

2009 考试内容（本大纲为数学 1，数学 3 需要根据大纲作部分增删）

随机变量 随机变量分布函数的概念及其性质 离散型随机变量的概率分布 连续型随机变量的概率密度 常见随机变量的分布 随机变量函数的分布

考试要求

1. 理解随机变量的概念，理解分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\} (-\infty < x < +\infty)$ 的概念及性质，会计算与随机变量相联系的事件的概率。
2. 理解离散型随机变量及其概率分布的概念，掌握 0—1 分布、二项分布 $B(n, p)$ 、几何分布、超几何分布、泊松 (Poisson) 分布 $P(\lambda)$ 及其应用。
3. 了解泊松定理的结论和应用条件，会用泊松分布近似表示二项分布。
4. 理解连续型随机变量及其概率密度的概念，掌握均匀分布 $U(a, b)$ 、正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 、指数分布及其应用，其中参数为 $\lambda (\lambda > 0)$ 的指数分布 $E(\lambda)$ 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ 。
5. 会求随机变量函数的分布。

本章考点导读 本章的核心考点是 8 大分布函数及其对应的模型和如何根据定义求函数分布的一般方法。作者介绍了分布函数求一维分布的直角分割法，论述了如为什么要求分布函数必须右连续而无需左连续等问题，此类问题又是目前的教材和参考书所不能清晰描述的。

一、随机变量

随机试验的每一个可能的结果 e （即每一基本事件），对应样本空间的集合 $\Omega = \{e\}$ 中每一元素，我们都可以设令一个实数 $X(e)$ 来表示该元素，显然， $X(e)$ 为实值单值函数 $X = X(e)$ ，称 X 为随机变量。对 e ，我们试验前无法确定，也就无法事先确定 X 的值，只有在试验后才会知道 X 的值，但 X 取值一定服从某种确定的分布。

比如：将一枚硬币抛三次，以 X 表示三次投掷中出现正面（用 H 表示正面， T 表示反面）的总次数，那么，对于样本空间 $\Omega = \{e\}$ 中的每一个样本点 e ， X 都有一个实数值与之对应，即

样本点	HHH	HHT	HTH	HTT	THT	TTH	TTT
X 的值	3	2	2	1	1	2	0

随机变量的 3 个特征是：

- 第一，随机变量定义域为样本空间的基本事件；
- 第二，随机变量取值是随机的，它取每一个可能值有确定的概率（即分布函数）；
- 第三，随机变量是随机事件的人为数量化，而且这种数值只是一种符号表示。

二、随机变量的分布函数

2.1 随机变量的普适分布函数（适合任何类型的随即变量）

智轩第 2 技 随机变量的分布函数的全新揭秘。

● 分布函数定义形式的渊源

一般情况下，人们只对某个区间内的概率感兴趣，即研究下列四种可能的区间的概率

$$P\{x_1 < X \leq x_2\} \text{ 或 } P\{x_1 \leq X \leq x_2\} \text{ 或 } P\{x_1 \leq X < x_2\} \text{ 或 } P\{x_1 < X < x_2\}$$

读者只要利用一维坐标轴就能容易得出下列结论

$$\text{当 } \varepsilon \rightarrow 0 \Rightarrow \begin{cases} P\{x_1 < X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1\} \\ P\{x_1 \leq X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1 - \varepsilon\} \\ P\{x_1 \leq X < x_2\} = P\{X \leq x_2 - \varepsilon\} - P\{X \leq x_1 - \varepsilon\} \\ P\{x_1 < X < x_2\} = P\{X \leq x_2 - \varepsilon\} - P\{X \leq x_1\} \end{cases}$$

显然，我们只须定义一个 $P\{X \leq x\}$ 形式就可以了，其他区间形式都可以用它表示出来。

于是定义 $F(x) = P\{X \leq x\}$ 为 X 的分布函数。它就是 X 落在任意区间 $(-\infty, x]$ 上的概率，本质上是一个累积函数，对于离散点，采用叠加，对于连续点，使用一元积分。

● $F(x)$ 的 4 个重要性质（ $F(x)$ 是否为分布函数德充要条件，第一个性质已经包含在后 3 个性质中）：

(a) $0 \leq F(x) \leq 1$ 。

(b) 单调不减；因为区间越大，概率越大。

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

(d) 右连续。

● 右连续分析

$$\begin{cases} P\{x_1 < X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1\} = F(x_2) - F(x_1) \\ P\{x_1 \leq X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1 - \varepsilon\} = F(x_2) - F(x_1 - 0) \\ P\{x_1 \leq X < x_2\} = P\{X \leq x_2 - \varepsilon\} - P\{X \leq x_1 - \varepsilon\} = F(x_2 - 0) - F(x_1 - 0) \\ P\{x_1 < X < x_2\} = P\{X \leq x_2 - \varepsilon\} - P\{X \leq x_1\} = F(x_2 - 0) - F(x_1) \\ P\{X \leq x_0\} = F(x_0 - 0) = \lim_{x \rightarrow x_0 - 0} F(x) \\ P\{X = x_0\} = F(x_0) - F(x_0 - 0) = F(x_0) - \lim_{x \rightarrow x_0 - 0} F(x) \\ P\{X > x_0\} = 1 - P(X \leq x_0) = 1 - F(x_0) \end{cases}$$

上述全部可能的表示中，只有 $F(x-0)$ 形式，但 $F(x-0) \neq F(x)$ ，因为如 $F(x_1-0) = F(x_1)$ ，那么，当离散型在 x_1 点的概率不为零时，等式 $P\{x_1 < X \leq x_2\} = P\{x_1 \leq X \leq x_2\}$ 就会出现矛盾，故 $F(x)$ 不可能左连续。其中 $P(X = x_0) = F(x_0) - F(x_0 - 0) = F(x_0) - \lim_{x \rightarrow x_0 - 0} F(x)$ 是计算离散型分布函数的重要公式。

又，上式中根本不可能出现 $F(x+0)$ 的形式， $F(x+0) = F(x)$ 对上述 5 种关系没有任何影响，即 $F(x)$

右连续 $[F(x_0+0)=F(x_0); \text{ 且 } F(x_0-0) \neq F(x_0)]$ 。当然，由于连续型在一点的概率恒为零，所以，连续型分布函数左连续和右连续同时成立。正是要求 $F(x)$ 右连续，才使 $F(x)$ 成为分布函数的普适定义。所以，在计算概率的问题中，等号一般和大于号放在一起，以保证右连续，请读者注意这个细节。

评注 分布函数可以描述任何类型的随机变量，不仅可以描述连续型，还可以描述离散型及其他非连续型。对连续型任一点的概率等于零，而对非连续型任一点的概率不一定等于零。我们要重点掌握离散和连续两

类随机变量的分布规律。另外，也存在既非离散型又非连续型的分布函数，如 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{1}{2}x, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$ 。

【例 1】 设 $F_1(x), F_2(x)$ 都是分布函数，常数 $a > 0, b > 0, a + b = 1$ ，证明 $F(x) = aF_1(x) + bF_2(x)$ 也是分布函数，并举例说明分布函数不只是离散与连续两种。

证明：分布函数的 4 个基本条件：

- (1) $0 \leq F(x) \leq 1$
- (2) $x_1 < x_2 \Rightarrow F(x_1) \leq F(x_2)$
- (3) $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$
- (4) $F(x+0) = F(x)$

$$0 \leq F(x) = aF_1(x) + bF_2(x) \leq a + b = 1$$

$$x_1 < x_2 \Rightarrow F_1(x_1) \leq F_1(x_2), F_2(x_1) \leq F_2(x_2) \Rightarrow F(x_1) = aF_1(x_1) + bF_2(x_1) \leq aF_1(x_2) + bF_2(x_2) = F(x_2)$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} (aF_1(x) + bF_2(x)) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} (aF_1(x) + bF_2(x)) = a + b = 1$$

$$F(x+0) = aF_1(x+0) + bF_2(x+0) = aF_1(x) + bF_2(x) = F(x)$$

所以， $F(x)$ 也是分布函数。如取： $a = b = \frac{1}{2}$ ，并令

$$F_1(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}, F_2(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{1+x}{2}, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases} \Rightarrow F(x) = \frac{1}{2}F_1(x) + \frac{1}{2}F_2(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{1+x}{2}, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

由于 $F(x)$ 是不连续的分段函数，故即不是离散型，又不是连续型。

【例 2】 设 X 的分布函数为 $F(x)$ ，则下列可以作出分布函数的是（ ）。

- (A) $F(ax+b)$ (B) $F(x^2+a)$ (C) $F(x^3-a)$ (D) $F(|x|)$

解：选(C)。

一般需要验证四个条件① $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ ；② $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ ；③ $F(x)$ 单调不减；④ $F(x)$ 右连续。

(A) 当 $a < 0$ 时，至少不满足①②； (B) 不满足①；

(C) $F(x^3 - a)$ 满足四个条件，故是分布函数。 (D) 不满足①。

2.2 离散型随机变量的分布律（概率分布）

当随机变量所取的有限个或可列个值，并能够按照由小到大的顺序排列时，称为离散型随机变量。当已知分布函数，求分布律（概率分布）的计算方法如下

$$P(X = x_i) = F(x_i) - F(x_i - 0) = F(x_i) - \lim_{x \rightarrow x_i - 0} F(x).$$

设离散型随机变量 X 的可能取值为 $x_k (k=1, 2, \dots)$ ，事件 $\{X = x_k\}$ 的概率为 $P\{X = x_k\} = p_k$ ，离散型分布函数称为离散分布律，一般使用列表表示。注意 $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$ 。要求掌握的离散性分布律有 5 种：0-1 分布，伯努利二项分布，泊松分布，几何分布和超几何分布。

评注 离散分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$ 一般为阶梯函数。已知离散分布函数 $F(x)$ ，根据分布函数的性质，可以计算出离散分布律 $P\{X = x_k\}$ ；反过来，已知离散分布律 $P\{X = x_k\}$ ，根据一维直角分割法(后述)，可以计算出离散分布函数 $F(x)$ 。

2.3 连续型随机变量的概率密度（分布密度）

$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ ($f(t) \geq 0$) 称为连续分布函数， $f(t) = F'(x)$ 称为概率密度，或分布密度。

离散型分布函数反应在各个分布点上，而连续型分布点上的分布函数为 0，显然不能反应其分布本质，故而一般先求分布函数 $F(x)$ (就是计算事件 $\{X \leq x\}$ 的概率)，然后对 $F(x)$ 求导得其相应的概率密度 $f(x)$ 或称分布密度来反应分布规律，这一点和离散分布率是不同的。

●连续型 $F(x)$ 具有下列性质

(a) 连续型 $F(x)$ 是连续函数（左右均连续），即 $F(x \pm 0) = F(x)$

(b) 连续型 $F(x)$ 几何意义是面积，且 $F(x = x_0) \equiv 0$

(c) $F(+\infty) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = 1$ (必然事件)， $F(-\infty) = \int_{-\infty}^{-\infty} f(t)dt = 0$ (不可能事件)

(d) $P\{a < X < b\} = P\{a \leq X < b\} = P\{a < X \leq b\} = P\{a \leq X \leq b\} = F(b) - F(a) = \int_a^b f(t)dt$

(e) 要求掌握的连续型分布函数共有 3 种：均匀分布，指数分布和正态分布。

智轩第 3 技 常年考点用到的 5 个分布函数组合的重要结论。

(1) 只有存在概率密度（不恒为零）的随机变量才称为连续型，但不能错误认为分布函数连续的随机变

量为连续型。如分布函数 $F(x) = 100, x \geq 1$ 就不是连续型。

(2) 若 $F_1(x), F_2(x), \dots, F_n(x)$ 均是分布函数，则

$$\sum_{i=1}^n a_i F_i(x) \left(a_i \geq 0, \sum_{i=1}^n a_i = 1 \right) \text{ 和 } \prod_{i=1}^n F_i(x) \text{ 仍然为分布函数。}$$

(3) 若 $f_1(x), f_2(x), \dots, f_n(x)$ 均是分布密度函数，则

$$\sum_{i=1}^n a_i f_i(x) \left(a_i \geq 0, \sum_{i=1}^n a_i = 1 \right) \text{ 仍然为分布密度函数，但 } \prod_{i=1}^n f_i(x) \text{ 不一定是分布密度函数。}$$

(4) 如果 X 为连续型，则 $Y = aX + b$ 也是连续型，且 $f_Y(y) = \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$ (由函数分布的导数公式

直接导出) 若如果 X 为离散型，则 $Y = aX + b$ 却不一定为同一类型的离散型，如 X 服从泊松分布， $Y = aX + b$ 就不再是泊松分布。

(5) 普适分布函数和离散型分布函数右连续，左不连续；连续型分布函数左右都连续；但密度函数不一定连续，而且一般规定：区间端点（注意不是分界点）处密度函数值取零。比如均匀分布，其密度函数一

般写成 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ，而不写成 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ，同理对指数分布也一样，读者要注意这个细节。

【例 3】设 X_1 和 X_2 是任意两个独立的连续型随机变量，它们的概率密度分别为 $f_1(x), f_2(x)$ ；分布函数分别为 $F_1(x), F_2(x)$ ，则

- (A) $f_1(x) + f_2(x)$ 必为某一 X 的概率密度。 (B) $f_1(x) \cdot f_2(x)$ 必为某一 X 的概率密度。
(C) $F_1(x) + F_2(x)$ 必为某一 X 的分布函数。 (D) $F_1(x) \cdot F_2(x)$ 必为某一 X 的分布函数。

解：选 (D)。根据第 3 技直接得出。为了帮助读者具体理解，现分析如下

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(x) + f_2(x)] dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) dx + \int_{-\infty}^{+\infty} f_2(x) dx = 1 + 1 = 2 \neq 1 \Rightarrow (A) \text{ 错误；}$$

$$F_1(+\infty) + F_2(+\infty) = 1 + 1 = 2 \neq 1 \Rightarrow (C) \text{ 错误；}$$

$$\text{取 } f_1(x) = \begin{cases} 1, & -2 < x < -1 \\ 0, & \text{other} \end{cases}; f_2(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{other} \end{cases} \xrightarrow{x \in (-\infty, +\infty)} f_1(x) f_2(x) \equiv 0 \neq 1 \Rightarrow (B) \text{ 错误；}$$

$$\begin{aligned} \text{取 } X = \max\{X_1, X_2\} \Rightarrow F(x) &= P\{X \leq x\} = P\{\max\{X_1, X_2\} \leq x\} \\ &= P\{X_1 \leq x; X_2 \leq x\} = P\{X_1 \leq x\} P\{X_2 \leq x\} = F_1(x) F_2(x) \Rightarrow (D) \text{ 正确。} \end{aligned}$$

【例 4】设随机变量 X, Y 独立，有相同的分布函数 $F(x)$ ， $Z = X + Y$ ，则 $F_Z(z)$ 的正确关系是 【D】

- (A) $F_Z(2z) = 2F_Z(z)$ (B) $F_Z(2z) = F_Z^2(z)$
(C) $F_Z(2z) \leq F_Z^2(z)$ (D) $F_Z(2z) \geq F_Z^2(z)$

解: $F_Z(2z) = P\{Z \leq 2z\} = P\{X+Y \leq 2z\}$

由于当 $X \leq z, Y \leq z \Rightarrow X+Y \leq 2z$, 故 $\{X \leq z, Y \leq z\} \subset \{X+Y \leq 2z\}$

$\Rightarrow P\{X \leq z, Y \leq z\} \leq P\{X+Y \leq 2z\} \Rightarrow F_Z(2z) \geq P\{X \leq z\}P\{Y \leq z\} = F_Z(z)F_Z(z) = F_Z^2(z)$ 。

2.4 离散型与连续型随机变量的关系

$$P(X=x) \approx P(x < X \leq x+dx) \approx f(x)dx$$

可见, 积分元 $f(x)dx$ 在连续型随机变量理论中与 $P\{X=x_k\}=p_k$ 在离散型随机变量理论中所起的作用地位相同, 这与微元的几何意义完全一致。

2.5 一维分布函数的直角分割法

智轩第4技 【直角分割法】计算一维分布函数。

这是在已知分布列或概率密度情形下计算分布函数的有效方法。

如计算样本区间 $1 \leq x < 2$ 的 $F(x)$, 先在 $1 < x < 2$ 内任取一点 x , 然后, 由 x 点向数轴左边 (往左边画是为了满足 $P(X \leq x)$ 的分布函数定义) 画一个直角区域, 该直角区域与样本空间 $1 \leq x < 2$ 的交集就是所求的 $F(x)$ 的积分区间, 再把该直角区域包含全部样本点的概率相加, 如为连续则相加变为积分, 即可求出概率分布函数。【直角分割法】也适应二维分布, 由 x 点向平面左下方画一个直角区域即可。

【例5】设 X 的分布函数为 $F(x) = P\{X \leq x\} = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ 0.4, & -1 \leq x < 1 \\ 0.8, & 1 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$, 求 X 的概率分布。

解: 由于 $F(x)$ 要求右连续, 故等号必须加在 $>$ 号上。又由于每一区间的 $F(x)$ 为常数, 故 X 具有离散型特征。 $F(x)$ 在 $x=-1, 1, 3$ 处有第一类跳跃间断点, 即 X 在这些点的概率不为零, 即正概率点存在。根据 $P\{X=x_0\}=F(x_0)-F(x_0-0)$, 计算如下

$$P\{X=-1\}=F(-1)-F(-1-0)=0.4-0=0.4$$

$$P\{X=1\}=F(1)-F(1-0)=0.8-0.4=0.4$$

$$P\{X=3\}=F(3)-F(3-0)=1-0.8=0.2$$

X 的概率分布 (即离散分布律) 为

X	-1	1	3
p_i	0.4	0.4	0.2

反过来, 可以根据上述 X 的分布律采用直角分割法计算 X 的分布函数。

【例 6】设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x, & x < 0 \\ \frac{1}{4}, & 0 \leq x < 2 \\ 0, & x \geq 2 \end{cases}$ ，求分布 $F(x)$ 。

解：下面利用直角分割法解答，读者好好参悟。

由题知数轴上有 3 个样本区间，即 $x < 0$ ； $0 \leq x < 2$ ； $x \geq 2$ 。先在 $x < 0$ 区间内任取一点 x ，然后由 x 点向数轴左边（往左边画是为了满足 $P(X \leq x)$ 的分布函数定义）画一个直角区域，该直角区域与样本空间的交集就是该区间所求的 $F(x)$ 的积分区间，显然 $F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2}e^x dx = \frac{1}{2}e^x$ ；同理，先在区间 $0 \leq x < 2$ 区间内任取一点 x ，然后由 x 点向数轴左边画一个直角区域，该直角区域与两个样本空间的交集就是该区间所求的 $F(x)$ 的积分区间，故有 $F(x) = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2}e^x dx + \int_0^x \frac{1}{4} dx = \frac{1}{2} + \frac{x}{4}$ ；而对于区间 $x \geq 2$ ，由于直角区间

完全包含了整个样本空间，故 $F(x) = 1$ 。所以所求的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x, & x < 0 \\ \frac{1}{2} + \frac{x}{4}, & 0 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$ 。

反过来，对 $F(x)$ 求导可以得出 X 的概率密度。

三、一维随机变量的 8 大分布（3 个离散分布 + 5 个连续分布）

1. 两点分布（又称 0-1 分布） $B(1, p)$ ，离散分布。

模 型：试验变量 X 只有两种可能结果（对立事件），随机变量 X 使用 0 与 1 两种取值。如每次 A 发生的概率为 p ，共试验了 1 次，求其中 A 发生的概率（放回抽样）。

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

$$0-1 \text{ 分布为 } P(X=k) = C_1^k p^k (1-p)^{1-k} = p^k q^{k-1} \sim B(1, p), \quad k=0, 1.$$

伯努利 0-1 分布 $B\left(1, \frac{1}{2}\right)$ 的幂分布同分布，比如 $X \sim B\left(1, \frac{1}{2}\right)$ ，则 $X^2, X^3, \dots, X^n \sim B\left(1, \frac{1}{2}\right)$ 。

2. 伯努利二项分布 $B(n, p)$ ，离散分布。

模 型：随机试验结果只有两种，如每次 A 发生的概率为 p ，共试验了 n 次独立试验，求其中 A 发生 k 次的概率（放回抽样）。

$$P(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = C_n^k p^k q^{n-k} \sim B(n, p), \quad k=0, 1, 2, \dots, n$$

【例 7】已知 $X \sim B(2, p)$ ， $Y \sim B(3, p)$ ， $P\{X \geq 1\} = \frac{5}{9}$ ，求 $P\{Y \geq 1\}$ 。

解： $P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - C_3^0 (1-p)^3$

$$\text{又, } P\{X=0\}=C_2^0(1-p)^2=1-P\{X\geq 1\}=1-\frac{5}{9}\Rightarrow p=\frac{1}{3}; \quad \text{故 } P\{Y\geq 1\}=1-\left(1-\frac{1}{3}\right)^3=\frac{19}{27}.$$

【例 8】设相互独立的随机变量 $X \sim B\left(1, \frac{1}{2}\right)$, $Y \sim f(y)=\begin{cases} 1, & 0 \leq y < 1 \\ 0, & \text{other} \end{cases}$, 求 $P\left\{X+Y \leq \frac{1}{3}\right\}$ 。

解: 将 $X=0, 1$ 看成一个划分 (完备事件组), 并注意 X, Y 相互独立, 根据全概率公式

$$\begin{aligned} P\left\{X+Y \leq \frac{1}{3}\right\} &= P\{X=0\}P\left\{X+Y \leq \frac{1}{3} \mid X=0\right\} + P\{X=1\}P\left\{X+Y \leq \frac{1}{3} \mid X=1\right\} \\ &= P\{X=0\}P\left\{0+Y \leq \frac{1}{3} \mid X=0\right\} + P\{X=1\}P\left\{1+Y \leq \frac{1}{3} \mid X=1\right\} \\ &= P\{X=0\}P\left\{Y \leq \frac{1}{3}\right\} + P\{X=1\}P\left\{Y \leq -\frac{2}{3}\right\} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \times 0 = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

【例 9】设 X, Y 相互独立, 且均服从 $X \sim \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 1 & 1 \\ 2 & 2 \end{pmatrix}$, $Y \sim \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 1 & 1 \\ 2 & 2 \end{pmatrix}$, 求 $\frac{X+Y+2}{2}$ 的分布。

解: X, Y 可能取值为 $-1, 1$, 故 $\frac{X+Y+2}{2}$ 可能取值为 $0, 1, 2$ 。

$$P\left\{\frac{X+Y+2}{2}=0\right\}=P\{X+Y=-2\}=P\{X=-1\}P\{Y=-1\}=\frac{1}{4}$$

$$P\left\{\frac{X+Y+2}{2}=1\right\}=P\{X+Y=0\}=P\{X=1, Y=-1\}+P\{X=-1, Y=1\}=\frac{1}{4}+\frac{1}{4}=\frac{1}{2}$$

$$P\left\{\frac{X+Y+2}{2}=2\right\}=P\{X+Y=2\}=P\{X=1\}P\{Y=1\}=\frac{1}{4}$$

$$C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = C_2^0 (1-p)^2 = \frac{1}{4} \Rightarrow p = \frac{1}{2}$$

$$\text{故 } \frac{X+Y+2}{2} \sim B\left(2, \frac{1}{2}\right).$$

评注 由于本题满足“独重对等”, 故是伯努利概型, 读者还可以验证 $k=1, 2$ 情形。

3. 泊松分布 $P(\lambda)$, 离散分布。

模 型: 满足下列条件的随机质点流 (一串重复出现的事件) 称为泊松流。

(1) 在时间 $(t, t+\Delta t)$ 内流过质点数的概率仅与 Δt 有关, 而与 t 无关;

(2) 不相交的时间间隔内流过的质点数彼此独立;

(3) 在充分短的一瞬间只能流过一个或没有质点流过, 要流过 2 个或 2 个以上质点几乎是不可能的。可以证明泊松流在单位时间内流过质点数便服从泊松分布。

例如: 单位时间内放射性物质放射出的粒子数; 单位时间内某电话交换台接到的呼唤次数; 单位时间内走进商店的顾客数等等, 均可认为它们服从泊松分布。

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

当 p 很小时, 有 $P(\lambda) = \lim_{n \rightarrow \infty} B(n, p)$, 其中 $\lambda = np$, 即泊松分布是伯努利二项分布的极限形式。

【例 10】某人进行射击, 命中率 0.001, 独立射击 5000 次, 求射击中次数不少于两次的概率。

解: 服从二项分布, 但由于次数很大, 可用泊松分布计算 $P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

$$\lambda = 0.001 \times 5000 = 5 \Rightarrow P(X > 2) = 1 - P(X=0) - P(X=1) = 1 - \frac{5^0}{0!} e^{-5} - \frac{5^1}{1!} e^{-5} = 1 - e^{-5} - 5e^{-5}.$$

【例 11】设 X, Y 相互独立, 且均服从 $P(1)$, 求 $P\{X=1 | X+Y=2\}$ 。

$$\text{解: } P\{X=1 | X+Y=2\} = \frac{P\{X=1, X+Y=2\}}{P\{X+Y=2\}}$$

$$P\{X=1, X+Y=2\} = P\{X=1, Y=1\} = P\{X=1\} P\{Y=1\} = e^{-2}$$

$$\begin{aligned} P\{X+Y=2\} &= \sum_{k=0}^2 P\{X=k, Y=2-k\} = \sum_{k=0}^2 P\{X=k\} P\{Y=2-k\} \\ &= \sum_{k=0}^2 \frac{e^{-1}}{k!} \cdot \frac{e^{-1}}{(2-k)!} = e^{-2} \sum_{k=0}^2 \frac{1}{k!(2-k)!} = e^{-2} \left(\frac{1}{2} + 1 + \frac{1}{2} \right) = 2e^{-2} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow P\{X=1 | X+Y=2\} = \frac{1}{2}$$

4. 几何分布 $G(p)$, 离散分布。

模 型: 随机试验结果只有两种, 如每次 A 发生的概率为 p , 试验一直继续, 直到 A 发生为止, 求第 k 次 (放回抽样) A 才发生的概率。

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

【例 12】袋中有 a 个白球, b 个红球, 从袋中先后取出 k 个球, 放回, 求第 k 次取到白球的概率。

解: 服从几何分布, 每次取到白球的概率为 $p = \frac{a}{a+b}$, 则第 k 次取到白球的概率

$$P(X=k) = (1-p)^{k-1} p = q^{k-1} p = \left(\frac{b}{a+b} \right)^{k-1} \frac{a}{a+b}$$

【例 13】5 把钥匙, 只有一把能开锁, 如果某次打不开仍不扔掉 (放回), 求下列事件的概率。

(1) 第一次打开; (2) 第二次打开; (3) 第三次打开;

解: 服从几何分布。 $P(X=k) = (1-p)^{k-1} p = q^{k-1} p = \left(\frac{4}{5} \right)^{k-1} \times \frac{1}{5}, \quad k=1,2,3.$

【例 14】设 X, Y 相互独立, 且均服从 $G(p)$, 求 $P\{X > Y\}$ 。

解：根据对称性知 $P\{X > Y\} = P\{X < Y\} = \frac{1 - P\{X = Y\}}{2}$

$$P\{X = Y\} = \sum_{k=1}^{\infty} P\{X = k\} P\{Y = k\} = \sum_{k=1}^{\infty} p^2 (1-p)^{2(k-1)} = p^2 \cdot \frac{1}{1-(1-p)^2} = \frac{p}{2-p}$$

$$\Rightarrow P\{X > Y\} = \frac{1 - \frac{p}{2-p}}{2} = \frac{1-p}{2-p}$$

5. 超几何分布 $H(n, M, N)$ ，离散分布。

模 型： N 个元素分为 N_1 和 N_2 两类，从中取 n 件（不放回，如放回抽样则是二项分布模型），其中含

有 k 个第一类元素的概率为 $\frac{C_{N_1}^k C_{N_2}^{n-k}}{C_N^n} (k=0,1,2,\dots)$ 。一般地

$$P(X=k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n} \sim H(n, M, N), \quad k=0,1,2,\dots,\min(M,n)$$

【例 15】袋中有 a 个白球， b 个红球，从袋中先后取 k 个球，求含有 k_1 个白球和 k_2 红球概率。

解：服从超几何分布

$$\text{放回抽样：} P(X=k) = \frac{C_a^{k_1} C_b^{k_2}}{C_{a+b}^k}, \quad k=0,1,2,\dots,\min(a,b,k)$$

$$\text{不放回抽样：} P(X=k) = \frac{C_a^{k_1} C_b^{k_2} P_k^k}{P_{a+b}^k} = \frac{C_a^{k_1} C_b^{k_2}}{C_{a+b}^k}, \quad k=0,1,2,\dots,\min(a,b,k)$$

6. 均匀分布 $U(a, b)$ ，连续分布。

模型：设随即变量 X 的值落在 (a, b) 内，其内取值具有“等可能”性，即其密度分布 $f(x)$ 在 (a, b) 上

为常数 $\frac{1}{b-a}$ ，即

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{other} \end{cases} \sim U(a, b) \quad \text{注意区间为开区间，端点的分布密度值取零}$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \begin{cases} 0, & x < a \\ \int_a^x f(x) dx = \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x < b \\ 1, & x \geq b \end{cases}$$

$$P(a \leq x_1 < X \leq x_2 \leq b) = F(x_2) - F(x_1) = \frac{x_2 - x_1}{b - a}$$

【例 17】若 X 服从 $[1, 6]$ 上的均匀分布，求方程 $x^2 + Xx + 1 = 0$ 有实根的概率。

解： x 有实根，则 $X^2 - 4 \geq 0 \Rightarrow X \geq 2 \& X \leq -2$ （舍去）；则 x 有实根的概率 $= \frac{6-2}{6-1} = \frac{4}{5}$ 。

【例 18】设 X, Y 相互独立，且均服从 $U(-2, 3)$ ，求 $P\{1 < \max(X, Y) \leq 2\}$ 和 $P\{1 < \min(X, Y) \leq 2\}$ 。

解：注意 $\max(X, Y)$ 和 $\min(X, Y)$ 的概率表示方法，一般有规律：大全小，小全大。

$$P\{1 < \max(X, Y) \leq 2\} = P\{\max(X, Y) \leq 2\} - P\{\max(X, Y) \leq 1\}$$

$$= P\{X \leq 2, Y \leq 2\} - P\{X \leq 1, Y \leq 1\}$$

$$= P\{X \leq 2\} P\{Y \leq 2\} - P\{X \leq 1\} P\{Y \leq 1\} = \frac{4}{5} \times \frac{4}{5} - \frac{3}{5} \times \frac{3}{5} = \frac{7}{25}$$

$$P\{1 < \min(X, Y) \leq 2\} = P\{\min(X, Y) > 1\} - P\{\min(X, Y) > 2\}$$

$$= P\{X > 1, Y > 1\} - P\{X > 2, Y > 2\}$$

$$= P\{X > 1\} P\{Y > 1\} - P\{X > 2\} P\{Y > 2\} = \frac{2}{5} \times \frac{2}{5} - \frac{1}{5} \times \frac{1}{5} = \frac{3}{25}$$

7. 指数分布 $E(\lambda)$

模 型：在实践中，如果随机变量 X 表示某一随机事件发生所需等待的时间，则一般 $X \sim E(\lambda)$ 。例如，某电子元件直到损坏所需的时间（即寿命）；随机服务系统中的服务时间；在某邮局等候服务的等候时间等等均可认为是服从指数分布。

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \sim E(\lambda) \quad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

指数分布一个常用的基本结论是 $P\{X > x\} = P\{X \geq x\} = e^{-\lambda x} \quad (x \geq 0)$ 。

指数分布计算中常用到 Γ 函数公式 $\Gamma(n+1) = \int_0^{+\infty} x^n e^{-x} dx = n!$ 。

【例 19】指数分布的特点是“无记忆性”，即 $P(x_0 < X < x_0 + x | X > x_0) = P(X < x)$ 。试证明之。

$$\text{证明：} P(x_0 < X < x_0 + x | X > x_0) = \frac{P(x_0 < X < x_0 + x, X > x_0)}{P(X > x_0)} = \frac{P(x_0 < X < x_0 + x) \cap P(X > x_0)}{P(X > x_0)}$$

$$= \frac{P(x_0 < X < x_0 + x)}{1 - P(X \leq x_0)} = \frac{F(x_0 + x) - F(x_0)}{1 - F(x_0)} = \frac{(1 - e^{-\lambda(x_0 + x)}) - (1 - e^{-\lambda x_0})}{1 - (1 - e^{-\lambda x_0})} = 1 - e^{-\lambda x} = F(x) = P(X < x)$$

8. 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，连续分布。

● 模 型：在实践中，如果随机变量 X 表示许许多多均匀微小随机因素的总效应，则它通常将近似地服从正态分布。如：测量产生的误差；弹着点的位置；噪声电压；产品的尺寸等等均可认为近似地服从正态分布。尽管它来源于连续型，但它是任何分布在样本数一般大于 45 时的极限分布。而且，根据中心极限定理，

若干个未知分布的随机变量之和近似地服从正态分布，它是数理统计的基础，是概率与数理统计中的第一大分布。

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \sim N(\mu, \sigma^2), \quad x \in (-\infty, +\infty) \Rightarrow Y = aX + b \sim N[a\mu + b, (a\sigma)^2]$$

● 当 $\mu = 0, \sigma = 1 \Rightarrow f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \sim N(0, 1)$ ，称为标准正态分布。此时分布函数及其性质为

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \Rightarrow \begin{cases} \Phi(-x) = 1 - \Phi(x) \\ \Phi(0) = \frac{1}{2} = P\{X > 0\} = P\{X \leq 0\} \\ \Phi\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right) \sim N(0, 1) \\ P(x_1 < X \leq x_2) = \Phi\left(\frac{x_2-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1-\mu}{\sigma}\right) \end{cases}$$

评注 8 大分布产生的背景如下，伯努利试验产生的分布有： $0-1$ 分布， $B(n, p)$ ， $G(p)$ ， $H(n, M, N)$ ；

泊松流产生的分布有： $P(\lambda)$ ， $E(\lambda)$ ；误差产生的分布有： $U(a, b)$ ， $N(\mu, \sigma^2)$ 。

【例 20】 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，证明 $\Phi\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right) \sim N(0, 1)$ （重要结论，务必记住）

证明：根据概率定义来证明。

设 $Y = \Phi\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right)$ ，大写 X 表示随机变量，小写 x 表示随机变量 X 取到的值。

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq y\right) = P(X \leq \sigma y + \mu) = F_X(\sigma y + \mu)$$

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \sigma F'_X(\sigma y + \mu) = \sigma f_X(\sigma y + \mu) = \sigma \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[(\sigma y + \mu) - \mu]^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} \sim N(0, 1)$$

【例 21】 设 $X \sim N(0, 1)$ ，其分布函数为 $\Phi(x)$ ， $Y = \min\{X, 0\}$ ，求 $F_Y(y)$ 。

解： $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\min\{X, 0\} \leq y\} = 1 - P\{\min\{X, 0\} > y\} = 1 - P\{X > y, 0 > y\}$

$$\Rightarrow \begin{cases} y < 0 \Rightarrow P\{X > y, 0 > y\} = P\{X > y\} \Rightarrow F(y) = 1 - P\{X > y\} = P\{X \leq y\} = \Phi(y) \\ y \geq 0 \Rightarrow P\{X > y, 0 > y\} = 0 \Rightarrow F(y) = 1 \end{cases}$$

【例 22】 设随机变量 X, Y 均服从 $N(0, \sigma^2)$ ，若概率 $P\{X \leq 0, Y > 0\} = \frac{1}{3}$ ，求 $P\{X > 0, Y < 0\}$ 。

解：令 $A = \{X \leq 0\}$ ， $B = \{Y > 0\}$ ，注意连续型 $P\{X = 0\} = P\{Y = 0\} = 0$ ，则

$$\Rightarrow P(A) = P(B) = \frac{1}{2}; \quad P(AB) = P\{X \leq 0, Y > 0\} = \frac{1}{3}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow P\{X > 0, Y < 0\} &= P\{X > 0\} \cap P\{Y < 0\} = P(\overline{A} \overline{B}) = P(\overline{A+B}) \\ &= 1 - P(A+B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)] = 1 - \left[\frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{3}\right] = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

【例 23】设随机变量 X, Y 相互独立, $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$, $Z = XY$, 求 $F_Z(z)$ 。

解: 如果 A, B 相互独立, 则 $P(A|B) = P(A)$, 且 B 中的值可以代入 A 中。

比如: X, Y 相互独立, 则 $P\{XY|Y=1\} = P\{XY\} = P\{X\}$ 。下面利用这一结论来求解本题。

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{Z < z\} = P\{XY < z\} \xrightarrow{\text{全概率公式}} \\ &= P\{XY < z | Y=0\} P\{Y=0\} + P\{XY < z | Y=1\} P\{Y=1\} \xrightarrow{X, Y \text{ 相互独立}} \\ &= \frac{1}{2} P\{0 < z\} + \frac{1}{2} P\{X < z\} = \frac{1}{2} P\{0 < z\} + \frac{1}{2} \Phi_X(z) = \begin{cases} \frac{1}{2} \Phi_X(z), & z \leq 0 \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \Phi_X(z), & z > 0 \end{cases} \end{aligned}$$

【例 24】设 $X \sim N(15, 4)$, 且 X 的值落入区间 $(-\infty, x_1)$, (x_1, x_2) , (x_2, x_3) , (x_3, x_4) , $(x_4, +\infty)$ 内的概率分别为 0.07, 0.24, 0.38, 0.24, 0.07, 求 x_1, x_2, x_3, x_4 的值。可以查标准正态分布函数表。

解: $P\{X \leq x_4\} = 1 - P\{X > x_4\} = 1 - 0.07 = 0.93$

$$\begin{aligned} X \sim N(15, 4) &\Rightarrow \frac{X-15}{2} \sim N(0, 1) \\ \Rightarrow P\{X \leq x_4\} &= P\left\{\frac{X-15}{2} \leq \frac{x_4-15}{2}\right\} = \Phi\left(\frac{x_4-15}{2}\right) = 0.93 \Rightarrow \frac{x_4-15}{2} = 1.5 \Rightarrow x_4 = 18 \end{aligned}$$

$$P\{X \leq x_3\} = 1 - P\{X > x_3\} = 1 - 0.24 - 0.07 = 0.69$$

$$\Rightarrow P\{X \leq x_3\} = P\left\{\frac{X-15}{2} \leq \frac{x_3-15}{2}\right\} = \Phi\left(\frac{x_3-15}{2}\right) = 0.69 \Rightarrow \frac{x_3-15}{2} = 0.5 \Rightarrow x_3 = 16$$

由于对称性, x_1 和 x_4 , x_2 和 x_3 都关于 15 对称, 故: $x_1 = 15 - (x_4 - 15) = 12$, $x_2 = 15 - (x_3 - 15) = 14$ 。

四、概率与统计中 4 个分位数

如无特别说明, 正态分布专指下分位数; 三个抽样分布专指上分位数。

$$(1) \quad \text{上分位数} \quad P(X > z_\alpha) = \alpha \Rightarrow \int_{z_\alpha}^{+\infty} N(\mu, \sigma^2) dx = \alpha$$

$$(2) \quad \text{下分位数} \quad P(X \leq z_\alpha) = \alpha \Rightarrow \int_{-\infty}^{z_\alpha} N(\mu, \sigma^2) dx = \alpha$$

评注 无论哪种分位数, 对标准正态分布都有: $z_{1-\alpha} = -z_\alpha$

切 记：标准正态分布的查表中使用的 $\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = P(Z \leq z)$ 是下分位数

其他三种抽样分布的查表中则使用的是上分位数，即
$$\begin{cases} P\{\chi^2(n) > \chi_\alpha^2(n)\} = \alpha \\ P\{t(n) > t_\alpha(n)\} = \alpha \\ P\{F(n_1, n_2) > F_\alpha(n_1, n_2)\} = \alpha \end{cases}.$$

【例 25】设 (X_1, X_2) 为来自总体 $X \sim N(0, 1)$ 的简单随机样本，常数 $\lambda > 0$ ， $Z = \frac{1}{2\lambda}(X_1^2 + X_2^2)$ ，求 $\chi_\alpha^2(2)$ 。

解： $Z = \frac{1}{2\lambda}(X_1^2 + X_2^2) \Rightarrow 2\lambda Z = X_1^2 + X_2^2 \sim \chi^2(2)$ ，可以证明 Z 服从指数分布 $E(\lambda)$ 。

$$\begin{cases} EZ = E\left[\frac{1}{2\lambda}(X_1^2 + X_2^2)\right] = \frac{1}{2\lambda}E[\chi^2(2)] = \frac{1}{2\lambda} \times 2 = \frac{1}{\lambda} \\ DZ = D\left[\frac{1}{2\lambda}(X_1^2 + X_2^2)\right] = \left(\frac{1}{2\lambda}\right)^2 D[\chi^2(2)] = \frac{1}{4\lambda^2} \times 2 \times 2 = \frac{1}{\lambda^2} \end{cases} \Rightarrow Z = \frac{1}{2\lambda}(X_1^2 + X_2^2) \sim E(\lambda)$$

$$\alpha = P\{2\lambda Z \geq \chi_\alpha^2(2)\} = P\left\{Z \geq \frac{1}{2\lambda} \chi_\alpha^2(2)\right\} = \int_{\frac{1}{2\lambda} \chi_\alpha^2(2)}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda z} dz = e^{-\frac{1}{2} \chi_\alpha^2(2)} \Rightarrow \chi_\alpha^2(2) = -2 \ln \alpha.$$

四、一维随机变量函数 $Y = f(X)$ 的分布的求法

4.1 离散型

【例 26】设随机变量 X 的分布为

X	-1	0	1	2	3
p_i	0.25	0.15	a	0.35	b

当 $a = 0.2$ 时，求 X 的分布函数 $F(x)$ 和 $P(X^2 > 1)$, $P(X \leq 0)$, $P(X = 1.2)$ 和 $Y = X^2 - 1$ 的分布。

解：上表显然为离散分布正概率点的值。

根据概率归一化： $1 = a + b + 0.25 + 0.15 + 0.35 \Rightarrow b = 0.25 - a = 0.05$

利用直角分割法，如计算区间 $1 \leq x < 2$ 的 $F(x)$

$\Rightarrow F(x) = P(X = -1) + P(X = 0) + P(X = 1) = 0.6$ ，其余区间类推，故：

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ 0.25, & -1 \leq x < 0 \\ 0.4, & 0 \leq x < 1 \\ 0.6, & 1 \leq x < 2 \\ 0.95, & 2 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$$

评注 由于分布函数右连续，故等号位置不能放在小于号上。

$$P(X^2 > 1) = P(X > 1) + P(X < -1) = P(X = 2) + P(X = 3) = 0.4$$

$$P(X \leq 0) = P(X = -1) + P(X = 0) = 0.4$$

$$P(X = 1.2) = 0$$

$$X = -1, 0, 1, 2, 3 \Rightarrow Y = X^2 - 1 = -1, 0, 3, 8$$

$$P(Y = -1) = P(X^2 - 1 = -1) = P(X = 0) = 0.15$$

$$P(Y = 0) = P(X^2 - 1 = 0) = P(X = -1) + P(X = 1) = 0.45$$

$$P(Y = 3) = P(X^2 - 1 = 3) = P(X = 2) + P(X = -2) = 0.35$$

$$P(Y = 8) = P(X^2 - 1 = 8) = P(X = 3) + P(X = -3) = 0.05$$

$Y = X^2 - 1$	-1	0	3	8
P	0.15	0.45	0.35	0.05

【例 27】 已知随机变量 X 的分布律为

求 $Y = \sin X$ 的分布律。

X	$\frac{\pi}{4}$	$\frac{\pi}{2}$	$\frac{3\pi}{4}$
P	0.2	0	0.1

解：∵ Y 的所有可能取值为 $\frac{\sqrt{2}}{2}, 1$ （将 X 的所有取值代入 $Y = \sin X$ 得到）

$$P\left(Y = \frac{\sqrt{2}}{2}\right) = P\left(X = \frac{\pi}{4}\right) + P\left(X = \frac{3\pi}{4}\right) = 0.3$$

$$P(Y = 1) = P\left(X = \frac{\pi}{2}\right) = 0$$

Y	$\frac{\sqrt{2}}{2}$	1
P	0.3	0

4.2 连续型

如果 X 具有连续概率密度 $f_X(x)$, $x \in (-\infty, +\infty)$, $g(x)$ 处处可导, 且 $g'(x)$ 不变号, 则

$$Y = g(X) \Leftrightarrow X = g^{-1}(Y) \text{ 的概率密度为 } f_Y(y) = \begin{cases} f_X[g^{-1}(y)] \left| [g^{-1}(y)]' \right|, & y \in (a, b) \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

评注 上述解法由于条件苛刻, 应用受到限制, 而且一般的概率密度并非连续函数。所以

● $Y = g(X)$ 分布的一般的解法（又称分布函数法）是：

(a) 首先确定 Y 的值域 $[a, b]$, 也可以是开区间或半开半闭区间。

(b) $y < a \Rightarrow F(y) = 0$; $y \geq b \Rightarrow F(y) = 1$;

(c) $a \leq y < b$, 根据分布函数定义求, 即

$$F(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = \int_{g(X) \leq y} f(x) dx \Rightarrow f(y) = [F(y)]'$$

【例 28】设 Z 为连续型随机变量, 分布函数为 $F(z)$, 求 $Y = F(Z)$ 的分布函数。

解: 由分布函数的性质知 $Y = F(Z) \Rightarrow Y \in [0, 1]$

$$y < 0 \Rightarrow F(y) = 0; \quad y \geq 1 \Rightarrow F(y) = 1;$$

$$\text{当 } 0 \leq y < 1 \text{ 时, } F(y) = P\{Y \leq y\} = P\{F(Z) \leq y\} = P\{Z \leq F^{-1}(y)\} = F[F^{-1}(y)] = y$$

$$\Rightarrow F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ y, & 0 \leq y < 1 \\ 1, & y \end{cases} \Rightarrow f(y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y < 1 \\ 0, & \text{other} \end{cases} \sim U(0, 1)。$$

【例 29】设随机变量 X, Y 的联合分布是正方形 $G = \{(x, y) | 1 \leq x \leq 3, 1 \leq y \leq 3\}$ 上的均匀分布, 求

$U = |X - Y|$ 的概率密度。

$$\text{解: } f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & 1 \leq x \leq 3, 1 \leq y \leq 3 \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

根据 $X, Y \in [1, 3] \Rightarrow U = |X - Y| \in [0, 2]$ (值域)。

$$(1) u < 0 \Rightarrow F(u) = 0;$$

$$(2) u \geq 2 \Rightarrow F(u) = 1;$$

$$(3) 0 \leq u < 2 \Rightarrow F(u) = P\{U \leq u\} = P\{|X - Y| \leq u\} = \iint_{|x-y| \leq u} \frac{1}{4} dx dy = 1 - \frac{1}{4}(2-u)^2 \Rightarrow f(u) = \frac{1}{2}(2-u)$$

$$\Rightarrow f(u) = \begin{cases} \frac{1}{2}(2-u), & 0 \leq u < 2 \\ 0, & \text{other} \end{cases} \quad (\text{画图求面积})$$

● 注意, 由于分布的概率密度函数不一定连续, 故一般规定在端点的密度函数值为零, 故一般来说

$y \in (a, b)$ 是个开区间。

【例 30】 $X \sim f(x) = \frac{1}{x(1+x^2)}$, 求 $Y = 2X + 3$ 的 $f_y(y)$ 。

解: 由于 $Y = 2X + 3$ 不满足处处可导, 故采用一般解法:

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

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \left(\frac{y-3}{2}\right)' f_X\left(\frac{y-3}{2}\right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\frac{y-3}{2} \cdot \left[1 + \left(\frac{y-3}{2}\right)^2\right]}$$

【例 31】设随机变量 $X \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$, 求 $Y = \sin X$ 的分布密度 $f_Y(y)$ 。

解法: 公式法

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x \in \left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right), \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad \text{而 } y = \sin x \text{ 在 } \left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right) \text{ 存在反函数 } x = \arcsin y$$

且 $x'_y = \frac{1}{\sqrt{1-y^2}}$, 使用公式法

$$f_Y(x) = \begin{cases} f_X[g^{-1}(y)] \left| [g^{-1}(y)]' \right|, & y \in [a, b] \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} f_X(\arcsin y) \left| x' \right| = f_X(\arcsin y) \left| (\arcsin y)' \right|, & y \in (-1, 1) \\ 0, & \text{other} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{\pi \sqrt{1-y^2}}, & y \in (-1, 1) \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

【例 32】已知随机变量 X 的服从 $[0, \pi]$ 上的均匀分布, 求 $Y = \sin X$ 的概率密度。

解: 分布函数定义法。 X 的概率密度为: $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x \in [0, \pi] \\ 0, & \text{other} \end{cases}$

先确定 Y 的值域为 $Y \in [0, 1]$ 。故 $y < 0 \Rightarrow F_Y(y) = 0$; $y \geq 1 \Rightarrow F_Y(y) = 1$;

当 $0 \leq y < 1$ 时, x 的单调区域 D 有两个, 即 $D = \{x | 0 \leq x \leq \arcsin y\} \cup \{x | \pi - \arcsin y \leq x \leq \pi\}$, 根据

反函数的定义, D 的两个单调区域存在反函数。使用一般法, 得

$$F(y) = P(\sin X \leq y) = \int_0^{\arcsin y} \frac{1}{\pi} dx + \int_{\pi - \arcsin y}^{\pi} \frac{1}{\pi} dx, \quad 0 < y < 1$$

$$\text{当 } y \leq 0 \Rightarrow F(y) = 0;$$

$$\text{当 } y \geq 1 \Rightarrow F(y) = 1;$$

$$\text{当 } 0 < y < 1 \Rightarrow f_Y(y) = F'(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi \sqrt{1-y^2}}, & 0 \leq y < 1 \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

评注 如无特别指明, 则 $X \sim U(0, \pi)$, 而本题为 $X \sim U[0, \pi]$ 。

【例 33】 $X \sim E(\lambda)$ ，求 $Y = e^X$ 的概率密度函数。

解：因为指数分布要求 $x > 0$ ，故 $Y = e^X$ 不仅处处可导，且存在反函数，可直接利用公式：

$$f_Y(x) = \begin{cases} f_Y[g^{-1}(y)] \left| [g^{-1}(y)]' \right|, & y \in [a, b] \\ 0, & \text{other} \end{cases} = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda \ln y} \left| \left[\ln y \right]' \right|, & y > 1 \\ 0, & y \leq 1 \end{cases} = \begin{cases} \lambda y^{-(\lambda+1)}, & y > 1 \\ 0, & y \leq 1 \end{cases}$$

可见，在容易判断满足条件情形下，使用公式效率很高。

【例 34】 X 服从 $N(0, 1)$ ，求 $Y = e^X$ ， $Y = 2X^2 + 1$ ， $Y = |X|$ 的概率密度。

解：(1) $X \sim N(0, 1) \Rightarrow f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad -\infty < x < +\infty$

一般解法：由 $Y = e^X > 0$ 恒成立，故，当 $y \leq 0 \Rightarrow F_Y(y) = P(Y \leq y) = 0$

当 $y > 0$ 时， $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(e^X \leq y) = P(X \leq \ln y) = \int_{-\infty}^{\ln y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$

故 Y 的概率密度 $f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y)^2}{2}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$

公式解法：

$$f_Y(x) = \begin{cases} f_X[g^{-1}(y)] \left| [g^{-1}(y)]' \right|, & y \in [a, b] \\ 0, & \text{other} \end{cases} = \begin{cases} f_Y(\ln y) \left| (\ln y)' \right|, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y)^2}{2}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

(2) 由 $Y = 2X^2 + 1$ 知 $X = \pm \sqrt{\frac{Y-1}{2}}$ ，当 $y \leq 1$ 时， $F_Y(y) = P(Y \leq y) = 0$ ；

当 $y > 1$ 时，因为不存在反函数，故使用一般解法

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(2X^2 + 1 \leq y) = P(|X| \leq \sqrt{(y-1)/2})$$

$$= P(-\sqrt{(y-1)/2} \leq X \leq \sqrt{(y-1)/2}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\sqrt{(y-1)/2}}^{\sqrt{(y-1)/2}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(e^{-\frac{\sqrt{(y-1)/2}^2}{2}} \times \frac{1}{4\sqrt{(y-1)/2}} - e^{-\frac{(-\sqrt{(y-1)/2})^2}{2}} \times \frac{-1}{4\sqrt{(y-1)/2}} \right), & y > 1 \\ 0, & y \leq 1 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{\pi(y-1)}} e^{-\frac{y-1}{4}}, & y > 1 \\ 0, & y \leq 1 \end{cases}$$

(3) 由 $Y = |X|$ 知，当 $y \leq 0$ 时， $F_Y(y) = P(Y \leq y) = 0$ ，

$$\text{当 } y > 0 \text{ 时，} F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(|X| \leq y) = P(-y \leq X \leq y) = \int_{-y}^y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(e^{-\frac{y^2}{2}} - e^{-\frac{(-y)^2}{2}} \cdot (-1) \right) & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}.$$

【例 35】设 $X \sim E(2)$, 证明: $Y = 1 - e^{-2X} \sim U(0, 1)$ 。

证明: $f_X(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

$$\Rightarrow F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P(1 - e^{-2X} \leq y) = P(e^{-2X} \geq 1 - y) = P\left(x \leq -\frac{1}{2} \ln(1 - y)\right)$$

$$\text{又 } x \in (0, 1) \Rightarrow 0 < e^{-2x} < 1 \Rightarrow 0 < y = 1 - e^{-2x} < 1 \Rightarrow P(e^{-2X} \geq 1 - y) = \begin{cases} 1, & y > 1 \\ 0, & y \leq 1 \end{cases},$$

所以, 只需考虑区间 $y \in (0, 1)$, 此时 $F_Y(y) = \int_0^{-\frac{1}{2} \ln(1-y)} f_X(x) dx$

$$\Rightarrow f_Y(y) = F'_Y(y) = \frac{1}{2(1-y)} \cdot f_X\left[-\frac{1}{2} \ln(1-y)\right] = \frac{1}{1-y} e^{\ln(1-y)} = 1$$

故: $f_Y(y) \sim U(0, 1)$ 。

【例 36】设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3\sqrt[3]{x^2}}, & x \in [1, 8] \\ 0, & \text{other} \end{cases}, \text{ 求 } Y = F(X) \text{ 的分布函数 } G_Y(y).$$

解: 显然, $x < 1 \Rightarrow F(x) = 0$; $x > 8 \Rightarrow F(x) = 1$

当 $1 \leq x \leq 8$ 时

$$F(x) = \int_1^x \frac{1}{3\sqrt[3]{t^2}} dt = \sqrt[3]{x} - 1$$

$$\text{又, } F(1) = 0, F(8) = 1 \Rightarrow y \in (0, 1)$$

显然, 当 $y \leq 0 \Rightarrow G(y) = 0$, $y \geq 1 \Rightarrow G(y) = 1$

$$\begin{aligned} \text{当, } y \in (0, 1) \Rightarrow G(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{F(X) \leq y\} = P\{\sqrt[3]{X} - 1 \leq y\} \\ &= P\{X \leq (1+y)^3\} = F[(1+y)^3] = \sqrt[3]{(1+y)^3} - 1 = y \end{aligned}$$

$$\text{于是, } G(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 0 \\ y, & 0 < y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ y, & 0 \leq y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases}$$

【例 37】向平面区域 $D: 0 \leq x \leq 2; 0 \leq y \leq 4 - x^2$ 随机投掷一点 (X, Y) , 设 $A = \{X \leq 1\}$,

$B = \{Y \leq 3\}$. 求 (1) A, B 恰好发生一个的概率; (2) A, B 是否独立? X, Y 是否独立?

解: D 的面积为 $S_D = \int_0^2 (4 - x^2) dx = \frac{16}{3}$

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{S_D}, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} \frac{3}{16}, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (\text{正概率点区域})$$

$$P(A) = \iint_{\{x \leq 1\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{4-x^2} \frac{3}{16} dy = \frac{11}{16}; \quad P(B) = \iint_{\{y \leq 3\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^3 dy \int_0^{\sqrt{4-y}} \frac{3}{16} dx = \frac{7}{8}$$

$$P(AB) = \iint_{\{x \leq 1\} \cap \{y \leq 3\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dy \int_0^3 \frac{3}{16} dx = \frac{9}{16}$$

(1) A, B 恰好发生一个的概率为 $P(\overline{AB} + A\overline{B})$

$$\text{又, } P(A+B) = P(A) + P(\overline{AB}) = P(B) + P(A\overline{B})$$

$$\Rightarrow 2P(A+B) = P(A) + P(\overline{AB}) + P(B) + P(A\overline{B})$$

$$\Rightarrow 2[P(A) + P(B) - P(AB)] = P(A) + P(B) + P(\overline{AB}) + P(A\overline{B})$$

$$\Rightarrow \boxed{P(\overline{AB}) + P(A\overline{B}) = P(A) + P(B) - 2P(AB)}$$

$$\Rightarrow P(\overline{AB} + A\overline{B}) = P(\overline{AB}) + P(A\overline{B}) - P(\overline{AB}A\overline{B}) = P(\overline{AB}) + P(A\overline{B}) - 0$$

$$= P(A) + P(B) - 2P(AB) = \frac{11}{16} + \frac{7}{8} - 2 \times \frac{9}{16} = \frac{7}{16}$$

(2) 显然 $P(AB) \neq P(A)P(B)$, 故 A, B 不独立;

$$\text{又 } P(AB) = \iint_{\{x \leq 1\} \cap \{y \leq 3\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dy \int_0^3 \frac{3}{16} dx = F(1, 3) = \frac{9}{16}$$

$$P(A) = \iint_{\{x \leq 1\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{4-x^2} \frac{3}{16} dy = F_x(1) = \frac{11}{16}$$

$$P(B) = \iint_{\{y \leq 3\} \cap D} f(x, y) dx dy = \int_0^3 dy \int_0^{\sqrt{4-y}} \frac{3}{16} dx = F_y(3) = \frac{7}{8}$$

$$\Rightarrow F(1, 3) \neq F_x(1)F_y(3), \text{ 故 } X, Y \text{ 不独立.}$$

评注 求连续函数的概率时, 积分区域为直角分割区域与概率密度分布的正概率点区域的交集。如果读者对二元分布及其边缘分布不熟悉, 可以不看此题的 X, Y 是否独立的证明, 以后再回头来研究。

第二章 随机变量及其分布模拟题

一. 填空题

1. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1, \\ \frac{5x+7}{16}, & -1 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

则 $P(X^2 = 1) =$ _____。2. 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} C+x, & -1 < x < 0, \\ C-x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

则常数 $C =$ _____。

3. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 以 Y 表示对 X 的三次独立重复观察中事件 $\{X \leq \frac{1}{2}\}$ 出现的次数, 则 $P(Y=2) =$ _____。

4. 设 X 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布, 则概率 $P(X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} \geq 0) =$ _____。

5. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $F(x)$ 为其分布函数, 则对任意实数 a , 有 $F(\mu+a) + F(\mu-a) =$ _____。

6. 设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} x, & 0 \leq x < 1, \\ 2-x, & 1 \leq x \leq 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 则 $P(\frac{1}{2} \leq X < \frac{3}{2}) =$ _____。

7. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} 4x^3, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 又 a 为 $(0, 1)$ 中的一个实数, 且

$$P(X > a) = P(X < a), \text{ 则 } a = \text{_____}。$$

8. 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 X 的密度函数 $f(x)$ 的两个拐点为_____。

9. 设 X 服从参数为 $\sqrt{5}$ 的泊松分布, 则使得 $P(X=k)$ 达到最大的 $k =$ _____。

10. 设 X 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布, 则随机变量 $Y = -2 \ln X$ 的概率密度为_____, $Z = -2 \ln(1-X)$ 的概率密度为_____。

二. 选择题

1. 下列函数中能够作为分布函数的是

$$(A) F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1, \\ \frac{1}{3}, & -1 \leq x \leq 2, \\ 1, & x > 2. \end{cases}$$

$$(B) F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{\ln(1+x)}{1+x}, & x \geq 0. \end{cases}$$

$$(C) F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{x+2}{5}, & 0 \leq x < 2, \\ 1, & x \geq 2. \end{cases}$$

$$(D) F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \sin x, & 0 \leq x < \pi, \\ 1, & x \geq \pi. \end{cases} \quad [\quad]$$

2. 设随机变量 $X \sim N(2008, 2010^2)$, 而且 C 满足 $P(X > C) = P(X \leq C)$, 则 C 等于

- (A) 0 (B) 2008 (C) 1998 (D) 2010

3. 设 $f(x) = ke^{-x^2+2x}$ 为一概率密度, 则 k 的值为

- (A) $\frac{e^{-1}}{\sqrt{\pi}}$ (B) $\frac{1}{\sqrt{\pi}}$ (C) $\frac{1}{2}$ (D) $\frac{\sqrt{\pi}}{2}$ []

4. 下列命题正确的是

(A) 连续型随机变量的密度函数是连续函数。

(B) 连续型随机变量的密度函数 $f(x)$ 满足 $0 \leq f(x) \leq 1$ 。

(C) 连续型随机变量的分布函数是连续函数。

(D) 两个概率密度函数的乘积还是密度函数。

[]

5. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 分布函数为 $F(x)$, 且 $f(-x) = f(x)$, 则对于任意实数 a , 有 $F(-a) =$

- (A) $F(a)$ (B) $\frac{1}{2} - F(a)$

- (C) $2F(a) - 1$ (D) $1 - F(a)$

[]

6. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\mu < 0$, $f(x)$ 为 X 的密度函数, 对于任何正数 $a > 0$, 有

- (A) $f(a) < f(-a)$ (B) $f(a) = f(-a)$

- (C) $f(a) > f(-a)$ (D) $f(a) + f(-a) = 1$

[]

7. 设 $F_1(x)$ 和 $F_2(x)$ 都是随机变量的分布函数, 则为使 $F(x) = aF_1(x) - bF_2(x)$ 是某随机变量的分布函数, 必须满足

- (A) $a = \frac{3}{5}, b = -\frac{2}{5}$ (B) $a = \frac{2}{3}, b = -\frac{2}{3}$

- (C) $a = -\frac{1}{2}, b = -\frac{3}{2}$ (D) $a = \frac{1}{2}, b = -\frac{3}{2}$

[]

8. 设 $F_1(x), F_2(x)$ 为随机变量的分布函数, $f_1(x), f_2(x)$ 是密度函数, 则

(A) $f_1(x) + f_2(x)$ 是密度函数。

(B) $f_1(x)f_2(x)$ 是密度函数。

(C) 对任何满足 $a+b=1$ 的实数 a, b , $af_1(x) + bf_2(x)$ 是密度函数。

(D) $F_1(x)F_2(x)$ 是分布函数。

[]

三. 解答题

1. 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}x^3 e^{-\frac{x^2}{2}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 X 的分布函数 $F(X)$ 和概率 $P(-2 < X \leq 4)$ 。

2. 假设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2}, & 0 \leq x \leq \pi, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

对 X 独立地重复观察 4 次, 用 Y 表示观察值大于 $\frac{\pi}{3}$ 的次数, 试求 Y 的分布律。

3. 一个袋中有 5 只球, 编号 1, 2, 3, 4, 5, 在其中同时取 3 只, 以 X 表示取出的 3 只球中的最大号码, 求 X 的分布律。

4. 设 10 件产品中有 7 件正品、3 个次品, 现随机地从中抽取产品, 每次抽 1 件, 直到抽到正品为止, 求:

(1) 有放回抽取下, 抽取次数的分布律与分布函数;

(2) 无放回抽取下, 抽取次数的分布律与分布函数。

5. 设顾客在某银行的窗口等待服务的时间 X (以分计) 服从指数分布, 其概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} e^{-\frac{1}{5}x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

某顾客在窗口等待服务, 若超过 10 分钟, 他就离开, 他一个月要到银行 5 次, 以 Y 表示一个月内他未等到服务而离开窗口的次数, 试求 Y 的分布律以及概率 $P(Y \geq 1)$ 。

6. 设随机变量 Y 服从 $[a, 5]$ 上的均匀分布, $a > 0$, 且关于未知量 x 的方程 $x^2 + Yx + \frac{3}{4}Y + 1 = 0$ 没有实根的概率为 $\frac{1}{4}$, 试求 a 的值。

7. 已知 $X \sim B(n, p)$, $Y = 1 + (-1)^X$, 试求 Y 的分布律。

8. 设随机变量 X 的概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1+x, & -1 \leq x < 0, \\ 1-x, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 $Y = X^2 + 1$ 的分布函数。

9. 设随机变量 X 的分布函数 $F_X(x)$ 为严格单调增加的连续函数， Y 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布，证明随机变量 $Z = F_X^{-1}(Y)$ 的分布函数与 X 的分布函数相同。

10. 设 X 服从区间 $(0, 4)$ 上的均匀分布，随机变量 $Y = X^2 - 2X - 3$ ，试求 Y 的密度函数。

第二章 随机变量及其分布模拟题答案

一. 填空题

1. $\frac{3}{8}$ 2. 1 3. $\frac{9}{64}$ 4. $\frac{3}{4}$ 5. 1 6. $\frac{3}{4}$ 7. $\frac{1}{\sqrt[4]{2}}$ 8. $x = \mu \pm \sigma$ 9. 2

$$10. f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-\frac{1}{2}y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-\frac{1}{2}z}, & z > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

二. 选择题

1. (C) 2. (B) 3. (A) 4. (C) 5. (D) 6. (A) 7. (A) 8. (D)

三. 解答题

$$1. F(x) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{x^2}{2} + 1\right)e^{-\frac{x^2}{2}}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

$$P(-2 < x \leq 4) = F(4) - F(-2) = F(4) = 1 - 9e^{-8}.$$

$$2. Y \sim B\left(4, \frac{1}{2}\right).$$

3. 利用古典概型易得

X	3	4	5
P	$\frac{1}{10}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{3}{5}$

$$4. (1) P\{X = k\} = \left(\frac{3}{10}\right)^{k-1} \frac{7}{10}, k = 1, 2, 3, \dots$$

$$F(x) = P(X \leq x) = \sum_{k=1}^{[x]} \left(\frac{3}{10}\right)^{k-1} \frac{7}{10} = 1 - \left(\frac{3}{10}\right)^{[x]}$$

(2)

X	1	2	3	4
P	$\frac{7}{10}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{7}{120}$	$\frac{1}{120}$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ \frac{7}{10}, & 1 \leq x < 2, \\ \frac{28}{30}, & 2 \leq x < 3, \\ \frac{119}{120}, & 3 \leq x < 4, \\ 1, & x \geq 4. \end{cases}$$

$$5. Y \sim B(5, p), p = P(X > 10) = e^{-2}. P(Y \geq 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - (1 - e^{-2})^5.$$

6. 由方程没有实根得 $-1 < Y < 4$, 于是 $P(-1 < Y < 4) = \frac{4-a}{5-a} = \frac{1}{4}$, 故 $a = \frac{11}{3}$ (注意 a 为正数)。

7.

Y	0	2
P	$1 - \frac{1}{2}[1 + (1-2p)^n]$	$\frac{1}{2}[1 + (1-2p)^n]$

$$8. F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 1, \\ 2\sqrt{y-1} - y + 1, & 1 \leq y < 2, \\ 1, & y \geq 2. \end{cases}$$

9. 利用分布函数的定义, 反函数的定义以及均匀分布的分布函数即可得证。

$$10. f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{4+y}}, & -4 < y < -3, \\ \frac{1}{8\sqrt{4+y}}, & -3 < y < 5, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$