

第4周作业

1、

每个骰子出现1点的概率 $p = \frac{1}{6}$ ，设 X 为掷6颗均匀骰子出现1点的次数，则 $X \sim B(6, \frac{1}{6})$

$$\begin{aligned}P(X = 2) &= C_6^2 \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{5}{6}\right)^4 \\&= \frac{3125}{15552} \\&\approx 0.2009\end{aligned}$$

$E(X) = np = 1$, 令 $\lambda = 1$, $X \sim P(1)$ 则有

$$P(X = 2) = \frac{1}{2!} e^{-1} \approx 0.1839$$

2、

记 $p = 2 \times 10^{-6}$, $n = 10^6$, 设 X 为访问该网站的人数, $X \sim B(10^6, 2 \times 10^{-6})$

$$\begin{aligned}P(X \geq 3) &= 1 - P(X = 0, 1, 2) \\&= 1 - ((1 - p)^n + np(1 - p)^{n-1} + \frac{n(n-1)}{2} p^2 (1 - p)^{n-2}) \\&= 0.3233\end{aligned}$$

$E(X) = np = 2 = \lambda$, 使用Poisson分布近似, $X \sim P(2)$

$$\begin{aligned}P(X = 0, 1, 2) &= e^{-2} \left(\frac{2^0}{0!} + \frac{2^1}{1!} + \frac{2^2}{2!} \right) \\&\approx 0.6767\end{aligned}$$

$$P(X \geq 3) = 1 - 0.6767 = 0.3233$$

3、

假设昆虫在一段时间内产卵，不妨将这段时间分成 n 份，使得其每段时间最多产1个卵

则该昆虫在每段时间的产卵概率为 $\frac{\lambda}{n}$ ，当 $n \rightarrow \infty$ ，即为Poisson分布

由独立性，每段时间产卵并且该卵发育成成虫的概率是

$$P = P(\text{产卵})P(\text{发育成成虫})$$

$$= \frac{\lambda}{n} \times p$$

$$= \frac{\lambda p}{n}$$

因此在 n 段时间中每段时间产生一个成虫的概率是 $\frac{\lambda p}{n}$ ，由Poisson分布的定义，产生成虫数 $k \sim P(p\lambda)$

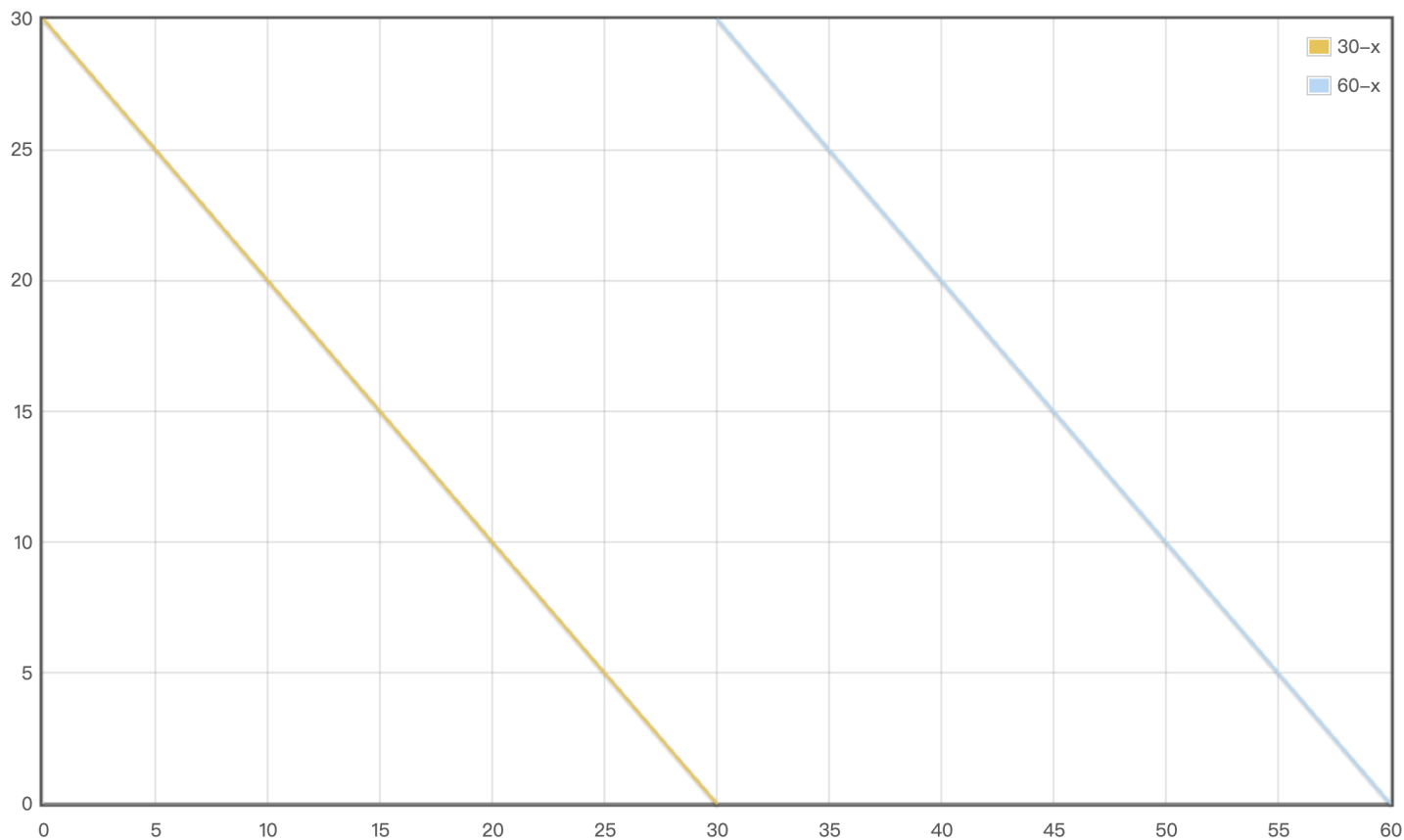
4、

$$\begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) = 1 \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) = \frac{2}{3} \end{cases}$$

解得 $a = \frac{1}{3}, b = 2$

5、

此人不同到达时间对应的等待时间如图：



(1)等待时间不超过10分钟对应的区间为 $\{0\} \cup [20, 30] \cup [50, 60]$

$$P = \frac{20}{60} = \frac{1}{3}$$

(2)等待超过20分钟对应的区间为 $(0, 10) \cup (30, 40)$

$$P = \frac{20}{60} = \frac{1}{3}$$

6、

设 X 为怀孕天数，则某人是孩子父亲 $\iff X > 290$ 或 $X < 240$

令 $Y = \frac{X-\mu}{\sigma} = \frac{X-270}{10}$ ， $X > 290$ 或 $X < 240 \iff Y < -3$ 或 $Y > 2$, $Y \sim N(0, 1)$

由正态分布积分可得， $P(Y < -3$ 或 $Y > 2) \approx 2.41\%$

7、

指数分布 $E(X) = \frac{1}{\lambda} = 3$, $\lambda = \frac{1}{3}$

$$P(X \geq 2.5) = \int_{2.5}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{x}{3}}}{3} dx = e^{-\frac{2.5}{3}} \approx 0.4346$$

不换电池跑完全程的概率为0.4346

如果知道其报废前能跑里程的分布函数 F ，不换电池跑完全程的概率为 $P(X \geq 2.5) = \int_{2.5}^{+\infty} F(x) dx$

8、

(1)

若一个人无罪，则 $X \sim \text{Exp}(\lambda = 1)$

$$\begin{aligned} \int_0^c e^{-x} dx &= 0.95 \\ 1 - e^{-c} &= 0.95 \\ c &= \ln(20) \\ &\approx 2.996 \end{aligned}$$

(2)

若一个人有罪，则 $X \sim \text{Exp}(\lambda = 0.5)$

$$\int_{2.996}^{+\infty} 0.5e^{-0.5x} dx \approx 0.2236$$

将一个确实有罪的被告判为有罪的概率为0.2236

9、

记 $X = \ln Y$, 则 $Y = e^X$

考虑 Y 的cdf:

$$\begin{aligned} P(Y \leq y) &= P(e^X \leq y) \\ &= P(X \leq \ln y) \\ &= \int_{-\infty}^{\ln y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \end{aligned}$$

Y 的pdf为cdf的导数:

$$pdf = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\ln y - \mu)^2}{2\sigma^2}} \times \frac{1}{y}$$

10、

(1)

如果 $g(x)$ 单调增

$$\begin{aligned} P(g(X) \leq y) &= P(X \leq g^{-1}(y)) \\ &= F(g^{-1}(y)) \\ pdf &= \frac{d}{dy} F(g^{-1}(y)) \\ &= f(g^{-1}(y))(g^{-1}(y))' \end{aligned}$$

如果 $g(x)$ 单调减

$$\begin{aligned} P(g(X) \leq y) &= P(X \geq g^{-1}(y)) \\ &= 1 - F(g^{-1}(y)) \\ pdf &= -\frac{d}{dy} F(g^{-1}(y)) \\ &= -f(g^{-1}(y))(g^{-1}(y))' \end{aligned}$$

(2)

$$0 \leq Y = F(X) \leq 1$$

$$\begin{aligned} P(Y \leq y) &= P(F(X) \leq y) \\ &= P(X \leq F^{-1}(y)) \\ &= F(F^{-1}(y)) \\ &= y \end{aligned}$$

所以 $Y \sim U(0, 1)$

(3)

如果 $Y \sim U(0, 1)$, 那么 Y 的 *pdf* 为 $P(Y < y) = y$

$$\begin{aligned} P(F^{-1}(y) \leq y) &= P(y \leq F(y)) \\ &= F(y) \end{aligned}$$

(4)

注: 本人没想到有什么应用

对于随机变量 X , $F(X) \sim U(0, 1)$

(5)

不成立, 因为如果不严格单调, 那么 $F^{-1}(y)$ 不一定存在

11、

(1)

$$\begin{aligned} P(Y = 1) &= p_1 \\ P(Y = 2) &= p_2 \\ &\dots \\ P(Y \leq x) &= \sum_{i=1}^x p_i \end{aligned}$$

(2)

可以, 该 *cdf*: $P(Y \leq x) = \sum_{i=1}^x p_i$ 满足一般的离散随机变量分布的累积分布函数

12、

断开点坐标 x 的分布： $x \sim U(0, 1)$

包含固定点 P_0 的长度

$$L = \begin{cases} 1 - x, & x < p_0 \\ x, & x \geq p_0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(L) &= \int_{-\infty}^{\infty} L \times 1 dx \\ &= \int_0^{p_0} (1 - x) dx + \int_{p_0}^1 x dx \\ &= x - \frac{x^2}{2} \Big|_0^{p_0} + \frac{x^2}{2} \Big|_{p_0}^1 \\ &= p_0 - \frac{p_0^2}{2} + \frac{1}{2} - \frac{p_0^2}{2} \\ &= -p_0^2 + p_0 + \frac{1}{2} \end{aligned}$$

13、

$$\begin{aligned} E(X) &= 0.5 \int_0^1 dx + 0.5 \int_3^4 dx = 2 \\ \text{Var}(X) &= 0.5 \left(\int_0^1 (x - 2)^2 dx + \int_3^4 (x - 2)^2 dx \right) = \frac{7}{3} \end{aligned}$$

14、

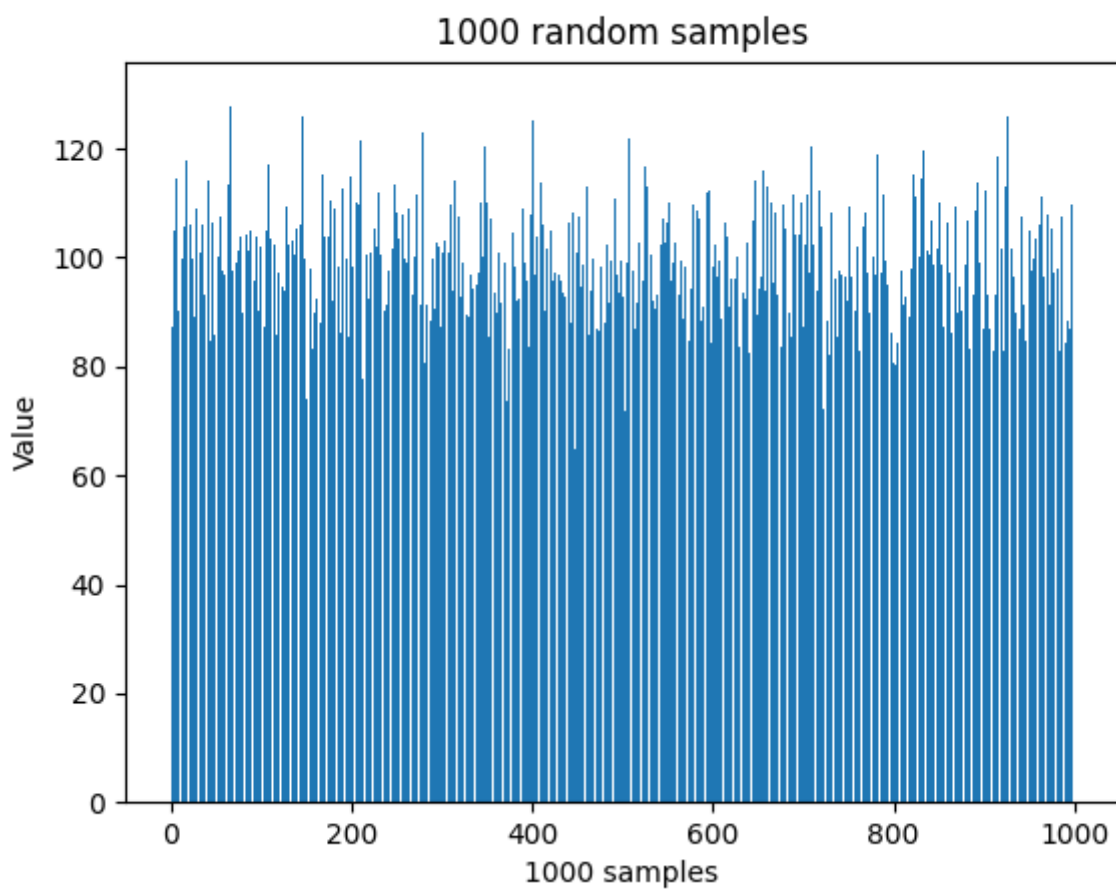
β 分布的pdf: $f(x; \alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{(\alpha-1)} (1-x)^{(\beta-1)}$

期望 $E(X) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$

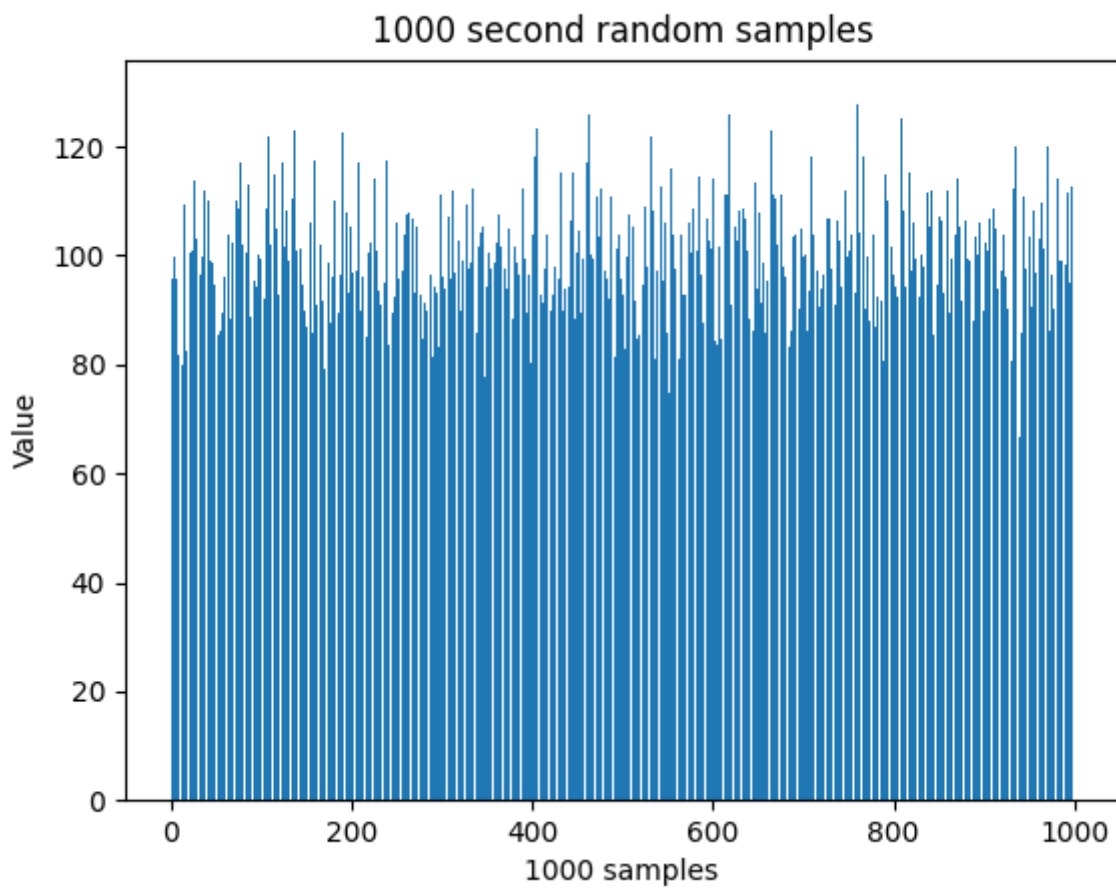
方差 $\text{Var}(X) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$

15、

(1)



(2)



(3)

$$\mu_1 = 99.777, Var_1 = 99.069$$
$$\mu_2 = 99.720, Var_2 = 100.631$$

二者相对接近


```
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt

mean = 100
std_dev = np.sqrt(100) # 标准差为方差的平方根, 此处方差为100
num_samples = 1000

random_samples = np.random.normal(mean, std_dev, num_samples)
# print(random_samples)

plt.bar(range(0, 1000), random_samples)
plt.title("1000 random samples")
plt.xlabel("1000 samples")
plt.ylabel("Value")
plt.savefig("1.png")
plt.clf()

mean1 = np.mean(random_samples)
var1 = np.var(random_samples)

second_samples = []
for i in range(1000):
    select_sample = np.random.randint(0, 1000)
    second_samples.append(random_samples[select_sample])
mean2 = np.mean(second_samples)
var2 = np.var(second_samples)

plt.bar(range(0, 1000), second_samples)
plt.title("1000 second random samples")
plt.xlabel("1000 samples")
plt.ylabel("Value")
plt.savefig("2.png")

print(f"mean1={mean1}, var1={var1}")
print(f"mean2={mean2}, var2={var2}")
```