

习题课 2

闻健

April 8, 2019

1. 设随机变量 $X \sim N(0, \sigma^2)$, $Y = [X]$, 即 Y 是 X 向下取整所得 (例如: $[1.2] = 1$, $[-2.3] = -3$), 计算 Y 的期望。

解. 设 X 的分布函数为 $f_X(x)$, Y 是整数集上的离散随机变量, 我们有:

$$P(Y = n) = \int_n^{n+1} f_X(x) dx \quad (1)$$

考虑到 $f_X(x)$ 是偶函数, 所以:

$$\begin{aligned} E(Y) &= \sum_{n=-\infty}^{+\infty} n \times P(y = n) \\ &= \sum_{n=-\infty}^{+\infty} n \times \int_n^{n+1} f_X(x) dx \\ &= \int_1^2 f_X(x) dx + 2 \int_2^3 f_X(x) dx + \cdots \\ &\quad - \int_0^1 f_X(x) dx - 2 \int_1^2 f_X(x) dx - 3 \int_2^3 f_X(x) dx - \cdots \\ &= - \int_0^{+\infty} f_X(x) dx \\ &= -\frac{1}{2} \end{aligned} \quad (2)$$

□

2. 在单位圆上随机取两个点构成一条弦, 试计算从原点到该弦的距离所服从的概率密度函数。

解. 设两点对圆心的张角为 θ , 则 $\theta \sim U(0, \pi)$, 我们有:

$$f_\theta(\theta) = \frac{1}{\pi} \quad (3)$$

设从原点到弦的距离为 r , 则 $r = \cos\left(\frac{\theta}{2}\right)$ 。由于在 $\theta \in [0, \pi], r \in [0, 1]$ 时, r 是 θ 的单调函数, 于是:

$$f_r(r) = f_\theta(\theta) \left| \frac{d\theta}{dr} \right| = \frac{2}{\pi\sqrt{1-r^2}}, r \in [0, 1] \quad (4)$$

注意: 这里的随机取点认为是两者所对的圆心角 (取范围 $[0, \pi]$) 服从均匀分布, 若选用其他方式, 例如弦中点到圆心的距离服从均匀分布, 则会得到不同的结果, 这与 Bertrand 悖论的道理是相同的, 即不同的样本空间会导致不同的结果。□

3. 某城市共有 N 辆车, 车牌号从 1 到 N (N 充分大), 若随机地 (可重复) 记下 n 辆车的车牌号, 其最大号码为 ξ , 求 $E(\xi)$ 。

解.

$$P\{\xi = m\} = \frac{m^n - (m-1)^n}{N^n}, m = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

$$E(\xi) = \sum_{m=1}^N m \cdot \frac{m^n - (m-1)^n}{N^n} = N - \sum_{m=1}^{N-1} \frac{m^n}{N^n} \quad (6)$$

当 N 充分大的时候,

$$\sum_{m=1}^{N-1} \frac{m^n}{N^n} = N \sum_{m=0}^{N-1} \frac{1}{N} \frac{m^n}{N^n} \approx N \int_0^1 x^n dx = N \frac{1}{n+1} \quad (7)$$

所以,

$$E(\xi) = N - \sum_{m=1}^{N-1} \frac{m^n}{N^n} \approx \frac{n}{n+1} N \quad (8)$$

□

4. 某海港每天早上对停泊船只供给净水, 初始价为每吨 a 元, 不够用续供则要加 50% 的附加费; 若用不完造成浪费则每吨加收资源费 $a/4$ 元。设某轮船的净水用量是服从密度函数为 $p(x)$ 的随机变量, 为节约用水总开支, 求该轮船的最佳首次供水量 y 。

解. 设实际用水量为 x , 总开支为 $g(x)$, 则有

$$g(x) = \begin{cases} ay + \frac{a}{4}(y-x), & x < y \\ ay + \frac{3a}{2}(x-y), & x \geq y \end{cases} \quad (9)$$

于是, 总开支的期望为

$$\begin{aligned} f(y) &= E[g(x)] \\ &= \int_0^y \left(ay + \frac{a}{4}y - \frac{a}{4}x \right) p(x) dx + \int_y^{+\infty} \left(ay + \frac{3a}{2}x - \frac{3a}{2}y \right) p(x) dx \\ &= \frac{5a}{4}y \int_0^y p(x) dx - \frac{a}{4} \int_0^y xp(x) dx + \frac{3a}{2} \int_y^{+\infty} xp(x) dx - \frac{a}{2}y \int_y^{+\infty} p(x) dx \end{aligned} \quad (10)$$

为求期望的最小值, 将上式对 y 求导

$$\begin{aligned} f'(y) &= \frac{5a}{4} \int_0^y p(x) dx + \frac{5a}{4} yp(y) - \frac{a}{4} yp(y) - \frac{3a}{2} yp(y) - \frac{a}{2} \int_y^{+\infty} p(x) dx + \frac{a}{2} yp(y) \\ &= \frac{5a}{4} \int_0^y p(x) dx - \frac{a}{2} \int_y^{+\infty} p(x) dx \\ &= \frac{7a}{4} \int_0^y p(x) dx - \frac{a}{2} \end{aligned} \quad (11)$$

令 $f'(y) = 0$, 则得最佳供水量 y 应满足 $\int_0^y p(x) dx = \frac{2}{7}$. □

5. 已知随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布, 求随机变量 $Y_1 = 1 - e^{-\lambda X}$ 和 $Y_2 = e^{-\lambda X}$ 的概率分布。

解. 先考虑随机变量 Y_1 , 记 $Y = g(X) = 1 - e^{-\lambda X}$, 易知 $g(x)$ 为关于 x 的严格单调递增函数, 值域为 $[0, 1]$; 它的反函数 $x = h(y) = -\frac{\ln(1-y)}{\lambda}$ 也是单调递增函数, 在 $y \in [0, 1]$ 上连续可导, 导函数为

$$h'(y) = \frac{1}{\lambda(1-y)} \quad (12)$$

可见, $h'(y) > 0$, 所以 $|h'(y)| = h'(y)$ 。因此, 当 $0 \leq y \leq 1$ 时,

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= p_X[h(y)] \cdot |h'(y)| \\ &= \frac{1}{\lambda(1-y)} \lambda e^{-\lambda[-\frac{\ln(1-y)}{\lambda}]} \\ &= 1 \end{aligned} \quad (13)$$

所以, 随机变量 Y 的概率密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{others} \end{cases} \quad (14)$$

即 $Y \sim U(0, 1)$ 。随机变量 Y_2 与之类似, 也服从均匀分布, 证明略。 □

6. 设连续随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布, 另一离散型随机变量 Y 的可能取值为全体正整数, 其分布列为 $P_Y(Y = k) = P_X[(k-1)\Delta \leq X \leq k\Delta]$, 其中 $k = 1, 2, \dots$, 常数 $\Delta > 0$ 。那么, 随机变量 Y 服从哪种常用的概率分布。

解. 指数函数的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (15)$$

从而, Y 的概率分布为

$$\begin{aligned} P_Y(Y = k) &= P_X[(k-1)\Delta \leq X \leq k\Delta] \\ &= F(k\Delta) - F[(k-1)\Delta] \\ &= (e^{-\lambda\Delta})^{k-1} (1 - e^{-\lambda\Delta}) \end{aligned} \quad (16)$$

令 $p = 1 - e^{-\lambda\Delta}$, 则易知 $0 < p < 1$, 且有

$$P_Y(Y = k) = p(1 - p)^{k-1} \quad (17)$$

所以, 随机变量 Y 服从几何分布, 即 $Y \sim Ge(1 - e^{-\lambda\Delta})$. \square

7. 实验室器皿中产生甲、乙两类细菌的机会是相等的, 且产生的细菌的总数服从参数为 λ 的 Poisson 分布。求: (1) 产生了甲类细菌但没有乙类细菌的概率; (2) 在已知产生了细菌而且没有甲类细菌的条件下, 有 2 个乙类细菌的概率。

解. (1) 设产生了 $k(k > 0)$ 个细菌为事件 A_k , 产生的细菌全是甲类细菌没有乙类细菌为事件 B , 则

$$\begin{aligned} P(B) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(A_k) P(B|A_k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} C_k^k \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= e^{-\lambda} \left(e^{\frac{\lambda}{2}} - 1\right) \end{aligned} \quad (18)$$

(2) 所求概率为

$$\begin{aligned} P(A_2|B) &= \frac{P(A_2) P(B|A_2)}{P(B)} \\ &= \frac{\frac{\lambda^2}{2!} e^{-\lambda} C_2^2 \left(\frac{1}{2}\right)^2}{e^{-\lambda} \left(e^{\frac{\lambda}{2}} - 1\right)} \\ &= \frac{\lambda^2}{8 \left(e^{\frac{\lambda}{2}} - 1\right)} \end{aligned} \quad (19)$$

\square

8. 设随机变量 X 取值于 $[0, 1]$, 若 $P(x \leq X \leq y)$ 只与长度 $y - x$ 有关 (对一切 $0 \leq x \leq y \leq 1$), 求 X 的概率分布。

解. 记 $P(x \leq X \leq y) = f(y - x)$, 则对 $x = 0, \forall y \in [0, 1]$, 有

$$P(0 \leq X \leq y) = f(y) \quad (20)$$

对 $\forall y_1, y_2 \in [0, 1]$ 且 $y_1 < y_2$, 有

$$P(0 \leq X \leq y_1 + y_2) = P(0 \leq X < y_1) + P(y_1 \leq X \leq y_1 + y_2) \quad (21)$$

即有

$$f(y_1 + y_2) = f(y_1) + f(y_2) \quad (22)$$

因此

$$f(y) = Cy \quad (23)$$

由 $f(1) = f(1-0) = P(0 \leq X \leq 1) = 1$ 推得 $C = 1$, 所以 $f(x) = x$, 即

$$P(0 \leq X \leq x) = f(x), x \in [0, 1] \quad (24)$$

因而 X 服从均匀分布, 即 $X \sim U(0, 1)$ 。 □

9. 设 X 为伯努利试验中第一个游程 (连续的成功或失败) 的长, 求 X 的概率分布及其期望。

解. 设每次试验中成功的概率为 p , 则失败的概率为 $1-p$, 则随机变量 X 的概率分布为

$$P(X = k) = p^k(1-p) + p(1-p)^k, k = 1, 2, \dots \quad (25)$$

期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{+\infty} [kp^k(1-p) + kp(1-p)^k] \\ &= \frac{p}{1-p} + \frac{1-p}{p} \end{aligned} \quad (26)$$

□