

概率论与数理统计第10次作业

161220049 黄奕诚

May 21, 2018

1.教材习题五

$$= 0.18$$

(2)

所以误差总和的绝对值超过15的概率是0.18.

设同时使用的终端的个数为 X , 则 $X \sim B(120, 0.05)$. (b) 设最多有 s 个数相加, 则

$$E(X) = 120 \cdot 0.05 = 6 \quad D(X) = 6 \cdot 0.95 = 5.7$$

$$P(|X| < 10) = 2\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{s/12}}\right) - 1 \geq 0.96$$

由拉普拉斯中心极限定理, X 近似服从 $N(6, 5.7)$.则有

$$\begin{aligned} P(X \geq 10) &= P\left(\frac{X-6}{\sqrt{5.7}} \geq \frac{10-6}{\sqrt{5.7}}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{4}{\sqrt{5.7}}\right) \\ &\approx 1 - \Phi(1.675) \\ &= 0.047 \end{aligned}$$

也即

$$\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{s/12}}\right) \geq 0.98$$

查表可知

$$\frac{10}{\sqrt{s/12}} > 2$$

即 $s < 300$.所以最多可有300个数相加使得误差总和的绝对值小于10的概率不小于0.96

所以有10个或更多终端在使用的概率约为0.047.

(4)

(a) 设第 k 个数的误差为 X_k , 则有 $X_k \sim U(-0.5, 0.5)$, 即

$$E(X_k) = 0 \quad D(X_k) = \frac{1}{12}$$

设 $X = \sum_{k=1}^{1500} X_k$.则有

$$E(X) = 0 \quad D(X) = 125$$

由中心极限定理, X 近似服从 $N(0, 125)$.于是

$$\begin{aligned} P(|X| > 15) &= P(X < -15) + P(X > 15) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{3}{\sqrt{5}}\right) + 1 - \Phi\left(\frac{3}{\sqrt{5}}\right) \\ &\approx 2 - 2\Phi(1.342) \end{aligned}$$

(5)

对于任意的 X_k , 有

$$E(X_k) = \int_0^1 6x^2(1-x) = \frac{1}{2}$$

又因为序列 $\{X_n\}$ 独立同分布, 所以

$$E(X) = \sum_{k=1}^n X_k = \frac{n}{2}$$

由独立同分布大数定律可知 $\{X_n\}$ 服从大数定律, 所以

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k) = \frac{1}{n} \cdot \frac{n}{2} = \frac{1}{2}$$

(7)

Proof. 由题意可知对任意的 $k \in N^*$, 都有 $X_k \sim U(0, 1)$, 所以

$$E(X_k) = \frac{1}{2} \quad D(X_k) = \frac{1}{12}$$

令 $Y_k = \ln X_k$, 则 Y_k 独立同分布.

$$E(Y_k) = \int_0^1 \ln x dx = -1$$

由独立同分布大数定理可知

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k \xrightarrow{P} -1, n \rightarrow \infty$$

所以有

$$\left(\prod_{k=1}^n X_k\right)^{\frac{1}{n}} = \exp\left\{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k\right\} \xrightarrow{P} e^{-1}$$

因此存在常数 $C = e^{-1}$, 使得 $Z_n \xrightarrow{P} C$. □

2

Proof. 因为 $g(x, y)$ 在 (a, b) 连续, 所以对任意的 $\epsilon > 0$, 存在 $r > 0$, 对任意 x, y , 若 $d((x, y), (a, b)) < r$, 则有

$$|g(x, y) - g(a, b)| < \epsilon \quad (*)$$

又因为 $X_n \xrightarrow{P} a$ 且 $Y_n \xrightarrow{P} b$, 所以对任意 $r > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - a| < \frac{r}{\sqrt{2}}) = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - b| < \frac{r}{\sqrt{2}}) = 1$$

由此可知对任意 $r > 0$, 有

$$P(d((X_n, Y_n), (a, b)) < r) = 1$$

又由(*)可知对任意的 $\epsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|g(X_n, Y_n) - g(a, b)| < \epsilon) = 1$$

也即

$$g(X_n, Y_n) \xrightarrow{P} g(a, b)$$

□

3

Proof. 因为 $X_i \sim E(1)$, 所以

$$E(X_i) = 1 \quad D(X_i) = 1$$

考虑标准化随机变量列

$$Y_n^* = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n}{\sqrt{n}}$$

随后由第8次作业最后一题的结论可知, 若令 $X'_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 则有

$$p(X'_n) = \frac{1}{(n-1)!} y^{n-1} \cdot e^{-y} \quad y > 0$$

所以

$$p(Y_n^*) = \frac{y^{n-1} \cdot e^{-y} - n!}{(n-1)! \sqrt{n}} \quad y > 0$$

故

$$F(Y_n^*) = \int_{-\infty}^x \frac{y^{n-1} \cdot e^{-y} - n!}{(n-1)! \sqrt{n}} dy$$

然后不知道怎么算下去..... □