

## 习题课 4

闻健

May 29, 2019

1. 随机变量  $X$  的特征函数为  $\varphi(t)$ , 通过构造随机变量来证明:  $|\varphi(t)|^2$  也是特征函数。

解. 假设随机变量  $X_1$  和  $X_2$ , 分别与  $X$  和  $-X$  同分布, 并且相互独立, 则随机变量  $X_1 + X_2$  的特征函数为  $\varphi_{X_1+X_2}(t) = \varphi(t) \cdot \varphi(-t) = \varphi(t) \cdot \overline{\varphi(t)} = |\varphi(t)|^2$ .  $\square$

2. 设  $\varphi(t)$  表示独立同分布随机变量序列  $\{X_k\}$  的特征函数,  $\xi$  为与  $\{X_k\}$  独立的随机变量, 它的概率分布为  $P\{\xi = n\} = p_n$ , 其中  $n$  为正整数. 求随机变量  $Y = \sum_{k=1}^{\xi} X_k$  的特征函数。

解.

$$\begin{aligned}\varphi_Y(t) &= E(e^{itY}) \\ &= E[E(e^{itY} | \xi)] \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} E[e^{it(X_1+X_2+\dots+X_n)} | \xi = n] P\{\xi = n\} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} E[e^{it(X_1+X_2+\dots+X_n)}] P\{\xi = n\} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \varphi^n(t) p_n\end{aligned}\tag{1}$$

$\square$

3. 设  $\{X_n\}$  为独立的随机变量序列, 且具有相同的特征函数  $\varphi(t) = 1 + iat + o(t)$ , 其中  $a$  为常数. 证明:  $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} a$ .

解. 相同的特征函数意味着序列  $\{X_n\}$  服从相同的分布, 且

$$E(X_n) = \frac{\varphi'(0)}{i} = a < \infty,\tag{2}$$

故依据辛钦大数定律, 对任意的  $\varepsilon > 0$ ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k) \right| < \varepsilon \right\} = \lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - a \right| < \varepsilon \right\} = 1, \quad (3)$$

即  $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$  依概率收敛于  $a$ 。 □

4. 独立随机变量序列  $\{X_k\}$ , 其中  $k$  为正整数, 服从参数为  $k^r$  的泊松分布。证明: 当  $r < 1$  时,  $\{X_k\}$  服从大数定律。

解. 泊松分布的方差为  $\text{var}(X_k) = k^r$ , 当  $r < 1$  时,

$$\frac{1}{n^2} \text{Var} \left( \sum_{k=1}^n X_k \right) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n k^r \leq \frac{n}{n^2} n^r = n^{r-1} \rightarrow 0, \quad (4)$$

即马尔可夫条件成立, 故  $\{X_k\}$  服从大数定律。 □

5. 航空公司为了减小损失, 会对一些航班进行超售管理。假设某航班的执飞飞机共有 310 个座位, 根据历史数据, 该航班的乘客不能按时登机的概率为 0.03。那么如果航空公司实际售出 314 张票, 求所有按时登机的乘客都有座位的概率。

解. 设按时登机的乘客数为  $Y_n$ , 则

$$Y_n \sim b(314, 0.97), E(Y_n) = 304.58, \text{Var}(Y_n) = 9.1374. \quad (5)$$

所求概率为

$$P(Y_n \leq 310) \approx \Phi \left( \frac{310 + 0.5 - 304.58}{\sqrt{9.1374}} \right) \approx 0.9749. \quad (6)$$

□

6. 设  $n$  重伯努利试验中, 事件  $A$  在每次试验中出现的概率为  $p$  ( $0 < p < 1$ ), 记  $X$  为  $n$  次试验中事件  $A$  出现的次数。分别用切比雪夫不等式和中心极限定理估计满足

$$P \left( \left| \frac{X}{n} - p \right| < \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{2} \right) > 0.99$$

的  $n$  的值。

解. (1) 切比雪夫不等式:

$$P \left( \left| \frac{X}{n} - p \right| < \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{2} \right) \geq 1 - \frac{\frac{\text{Var}(X)}{n^2}}{\left( \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{2} \right)^2} = 1 - \frac{4}{n^2} > 0.99, \quad (7)$$

所以  $n > 20$ 。

(2) 中心极限定理:

$$P\left(\left|\frac{X}{n} - p\right| < \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{2}\right) = P\left(\frac{\left|\frac{X}{n} - p\right|}{\frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{n}} < \frac{n}{2}\right) = 2\Phi\left(\frac{n}{2}\right) - 1 > 0.99 \quad (8)$$

所以,  $\Phi\left(\frac{n}{2}\right) > 0.995$ , 则  $n > 5.152$ 。  $\square$

7. 试分别利用切比雪夫不等式和中心极限定理, 求以不小于 0.99 的概率保证用频率估计事件发生概率的误差不大于 0.01 的独立伯努利试验次数。

解. 记事件发生次数为  $X$ , 所需试验次数为  $n$ 。因为事件发生概率未知, 所以事件发生次数的方差应取最大值, 即假设  $\text{Var}(X) = npq = 0.25n$ 。在此假设下,

(1) 切比雪夫不等式:

$$P\left(\left|\frac{X}{n} - p\right| < 0.01\right) \geq 1 - \frac{\frac{0.25}{n}}{(0.01)^2} > 0.99 \quad (9)$$

所以,  $n > 250000$ 。

(2) 中心极限定理:

$$P\left(\left|\frac{X}{n} - p\right| < 0.01\right) = P\left(\frac{\left|\frac{X}{n} - p\right|}{\sqrt{\frac{0.25}{n}}} < \frac{0.01}{\sqrt{\frac{0.25}{n}}}\right) = 2\Phi\left(\frac{0.01}{\sqrt{\frac{0.25}{n}}}\right) - 1 > 0.99 \quad (10)$$

所以,  $\Phi\left(\frac{0.01}{\sqrt{\frac{0.25}{n}}}\right) > 0.995$ , 则  $n > 16587.24$ 。  $\square$

8. 设  $\{X_n\}$  为独立的随机变量序列, 且  $P(X_n = \pm n^r) = \frac{1}{2}$ , 其中  $n$  为正整数。利用中心极限定理证明: 若  $r \geq \frac{1}{2}$ ,  $\{X_n\}$  不服从大数定律。

解.  $X_n$  的期望和方差分别为

$$E(X_n) = 0, \text{Var}(X_n) = n^{2r}. \quad (11)$$

对  $\delta > 0$ ,

$$\begin{aligned} \frac{1}{B_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^n E(|X_k - \mu_k|^{2+\delta}) &= \frac{\sum_{k=1}^n k^{r(2+\delta)}}{\left(\sum_{k=1}^n k^{2r}\right)^{\frac{2+\delta}{2}}} \\ &= \frac{(2r+1)^{\frac{2+\delta}{2}}}{r(2+\delta)+1} \cdot \frac{n^{r(2+\delta)+1}}{n^{(2r+1)\frac{2+\delta}{2}}} \\ &= \frac{(2r+1)^{\frac{2+\delta}{2}}}{r(2+\delta)+1} \cdot \frac{1}{n^{\frac{\delta}{2}}} \longrightarrow 0, \end{aligned} \quad (12)$$

即  $X_n$  满足李雅普诺夫条件, 所以可以使用中心极限定理。如果  $r \geq \frac{1}{2}$ , 则对任意  $\varepsilon > 0$ , 有

$$\frac{\varepsilon^2 n^2}{B_n^2} = \frac{\varepsilon^2 n^2}{\sum_{k=1}^n k^{2r}} \leq \frac{\varepsilon^2 n^2}{\sum_{k=1}^n k} = \frac{2\varepsilon^2 n^2}{n(n+1)} \rightarrow 2\varepsilon^2 \quad (13)$$

当  $n$  充分大时,  $\frac{\varepsilon n}{B_n} < \sqrt{3}\varepsilon$ , 且有

$$\begin{aligned} P\left\{\frac{1}{n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right\} &= P\left\{\frac{B_n}{n} \cdot \frac{1}{B_n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right\} \\ &= P\left\{\frac{1}{B_n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \frac{\varepsilon n}{B_n}\right\} \\ &\leq P\left\{\frac{1}{B_n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \sqrt{3}\varepsilon\right\}. \end{aligned} \quad (14)$$

因此,

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{1}{n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \varepsilon\right\} &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{1}{B_n}\left|\sum_{k=1}^n X_k\right| < \sqrt{3}\varepsilon\right\} \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\sqrt{3}\varepsilon}^{\sqrt{3}\varepsilon} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &< 1. \end{aligned} \quad (15)$$

故不服从大数定律。 □

## 9. 用特征函数法直接证明棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理。

解. 记  $S_n \sim b(n, p)$ , 则  $S_n$  的特征函数为  $\varphi_n(t) = (q + pe^{it})^n$ , 由此  $Y_n^* = \frac{S_n - np}{\sqrt{npq}}$  的特征函数为

$$\begin{aligned} f_n(t) &= \left(q + pe^{\frac{it}{\sqrt{npq}}}\right)^n e^{-\frac{npit}{\sqrt{npq}}} \\ &= \left(qe^{-\frac{pit}{\sqrt{npq}}} + pe^{\frac{qit}{\sqrt{npq}}}\right)^n \\ &= \left[q\left(1 - \frac{pit}{\sqrt{npq}} - \frac{pt^2}{2nq}\right) + p\left(1 + \frac{qit}{\sqrt{npq}} - \frac{qt^2}{2np}\right) + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right]^n \\ &= \left[1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right]^n \rightarrow e^{-\frac{1}{2}t^2} \end{aligned} \quad (16)$$

由定理 4.2.6 即证得棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理。 □