

《随机过程》第二周作业

练习题 1.3

1. 设 X 是连续型非负随机变量, 证明 $L_X(t)$ 在 $[0, +\infty)$ 内是一致连续的。

证明:

设 X 的概率密度函数为 $p(x)$ 。使用点列式等价定义, $\forall t_{1n}, t_{2n} \in [0, +\infty)$ 且 $|t_{1n} - t_{2n}| \rightarrow 0$

$$\begin{aligned} |L_X(t_{1n}) - L_X(t_{2n})| &= |Ee^{-t_{1n}X} - Ee^{-t_{2n}X}| = |E(e^{-t_{1n}X} - e^{-t_{2n}X})| \\ &= \left| \int_0^{+\infty} (e^{-t_{1n}x} - e^{-t_{2n}x})p(x)dx \right| = \left| \int_0^{+\infty} e^{-t_{1n}x}(1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})x})p(x)dx \right| \\ &\leq \left| \int_0^{+\infty} (1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})x})p(x)dx \right| \end{aligned}$$

根据积分中值定理, $\exists \xi \in [0, +\infty)$, 使得

$$\left| \int_0^{+\infty} (1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})x})p(x)dx \right| = (1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})\xi}) \int_0^{+\infty} p(x)dx = 1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})\xi}$$

因为 $|t_{1n} - t_{2n}| \rightarrow 0$, 所以 $1 - e^{(t_{1n}-t_{2n})\xi} \rightarrow 0$, 因此 $|L_X(t_{1n} - t_{2n})| \rightarrow 0$, 从而 $L_X(t)$ 在 $[0, +\infty)$ 内是一致收敛的。

□

5. 设独立同分布的标准正态分布随机变量簇 $W_m, m > 1$ 与 $\{N(n), n \geq 1\}$ 独立, 其中 $N(n)$ 服从泊松分布 $P(n)$ 。令 $Y_n = \sum_{k=1}^{N(n)} W_k$ 。求 Y_n 的特征函数, 并证明 $n \rightarrow +\infty$ 时 $\frac{Y_n}{\sqrt{n}}$ 依分布收敛到一个服从标准正态分布的随机变量。

解:

Y_n 的特征函数为

$$\psi_{Y_n}(t) = Ee^{itY_n} = Ee^{it\sum_{k=1}^{N(n)} W_k} = Ee^{\sum_{k=1}^{N(n)} itW_k} = E \prod_{k=1}^{N(n)} e^{itW_k}$$

根据重期望公式,

$$\text{上式} = E \left(E \left(\prod_{k=1}^{N(n)} e^{itW_k} \middle| N(n) = p \right) \right)$$

由于 W_k 独立同分布且服从标准正态分布, 所以

$$E \left(\prod_{k=1}^{N(n)} e^{itW_k} \middle| N(n) = p \right) = \prod_{k=1}^p Ee^{itW_k} = \prod_{k=1}^p \psi_{W_1}(t) = [\psi_{W_1}(t)]^p = \left[e^{-\frac{t^2}{2}} \right]^p = e^{-\frac{pt^2}{2}}$$

所以

$$\psi_{Y_n}(t) = E \left(e^{-\frac{t^2 N(n)}{2}} \right) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\frac{t^2 k}{2}} \frac{n^k}{k!} e^{-n}$$

□

证明：

根据特征函数的性质，

$$\psi_{\frac{Y_n}{\sqrt{n}}}(t) = \psi_{Y_n}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)^2 \cdot k} \frac{n^k}{k!} e^{-n} = e^{-n} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{n^k e^{-\frac{kt^2}{n}}}{k!}$$

当 $n \rightarrow +\infty$ 时上式 $\rightarrow e^{-\frac{t^2}{2}}$ ，即 $\frac{Y_n}{\sqrt{n}}$ 的特征函数收敛到标准正态分布的特征函数。根据特征函数的唯一性，则 $n \rightarrow +\infty$ 时 $\frac{Y_n}{\sqrt{n}}$ 依分布收敛到一个服从标准正态分布的随机变量。

□

7. 若随机变量 X 的分布列为 $P(X = n) = \frac{n}{2^{n+1}}, n \geq 1$ ，求 X 的概率母函数 $\phi(s)$ 。

解：

$$\phi(s) = Es^X = \sum_{n=1}^{\infty} s^n \cdot \frac{n}{2^{n+1}} = \frac{s}{(s-2)^2}, \quad s \in [-1, 1]$$

□

8. 已知概率母函数 $\phi(s) = s + \frac{1}{1+\gamma}(1-s)^{1+\gamma}, \gamma \in (0, 1]$ ，求对应的概率分布列。

解：

$$P(X = k) = \frac{\phi^{(k)}(0)}{k!}$$

对 $\phi(s)$ 求各阶导数：

所以

$$\phi^{(k)}(x) = \begin{cases} s + \frac{1}{1+\gamma}(1-s)^{1+\gamma}, & k = 0 \\ 1 - (1-s)^\gamma, & k = 1 \\ (-1)^k (1-s)^{\gamma-k+1} \prod_{i=0}^{k-2} (\gamma-i), & k \geq 2 \end{cases}; \quad \phi^{(k)}(0) = \begin{cases} \frac{1}{1+\gamma}, & k = 0 \\ 0, & k = 1 \\ (-1)^k \prod_{i=0}^{k-2} (\gamma-i), & k \geq 2 \end{cases}$$

所以对应的概率分布列为

$$P(X = k) = \begin{cases} \frac{1}{1+\gamma}, & k = 0 \\ 0, & k = 1 \\ \frac{(-1)^k}{k!} \prod_{i=0}^{k-2} (\gamma-i), & k \geq 2 \end{cases}$$

□

练习题 1.4

1. 若存在随机变量 X 使得随机序列 $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{a.s.} X$ 成立, 而且非负整数值随机序列 $N_n \xrightarrow{a.s.} \infty$ 成立。证明 $\frac{S_{N_n}}{N_n} \xrightarrow{a.s.} X$ 。

证明：

对于 $\forall \varepsilon > 0$, 由 $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{a.s.} X$ 的等价定义, $\exists A \in \Omega$ 满足 $P(A) = 0$, 对 $\forall \omega \in \Omega \setminus A$ 以及 $\forall \varepsilon > 0$, $\exists N = N(\varepsilon, \omega)$, 使得当 $n > N$ 时 $\left| \frac{S_n(\omega)}{n} - X(\omega) \right| < \varepsilon$

对于上述的 N , 由 $N_n \xrightarrow{a.s.} \infty$ 的等价定义, $\exists A' \in \Omega$ 满足 $P(A') = 0$, 对 $\forall \omega' \in \Omega \setminus A'$, $\exists M = M(\varepsilon, \omega')$, 使得当 $n > M$ 时 $N_n(\omega') > N$, 再由上述叙述可知 $\left| \frac{S_{N_n(\omega')}(\omega)}{N_n(\omega')} - X(\omega) \right| < \varepsilon$

因此 $\frac{S_{N_n}}{N_n} \xrightarrow{a.s.} X$ □

2. 证明: 若对任意 $\varepsilon > 0$, 存在 N 使得当 $n > N$ 时 $P(|X_n - X| < \varepsilon) = 1$, 那么 $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ 。举例说明逆命题不成立。

证明：

由于 $P(|X_n - X| < \varepsilon) = 1 \Rightarrow P(|X_n - X| \geq \varepsilon) = 0$, 题中条件可转换为

$$\text{对 } \forall \varepsilon > 0, P\left(\bigcap_{N=1}^{\infty} \bigcup_{n=N}^{\infty} \{|X_n - X| \geq \varepsilon\}\right) = 0$$

所以 $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ 。 □

当 $P(|X_n - X| \geq \varepsilon) = 0$ 但 $P(|X_n - X| < \varepsilon) \neq 1$ 时, 逆命题不成立。

4. 设 $f(x)$ 在 $[0, +\infty)$ 上连续有界, 单调上升且 $f(0) = 0$, 证明随机变量 X_n 依概率收敛于 0 当且仅当 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(f(|X_n|)) = 0$ 。

证明：

若 $X_n \xrightarrow{P} 0$, 则 $\forall \varepsilon > 0, P(|X_n| > \varepsilon) \rightarrow 0$, 由于 $f(x)$ 的单调性, $P(f(|X_n|) > f(\varepsilon)) \rightarrow 0$ 。令 $\varepsilon \rightarrow 0$, 则 $f(\varepsilon) \rightarrow f(0) = 0$, 所以 $P(f(|X_n|) > 0) \rightarrow 0$ 。

因为 $|X_n| \geq 0$, 且 $f(x)$ 单调上升且 $f(0) = 0$, 所以 $f(|X_n|) \geq 0$, 因此 $P(f(|X_n|) = 0) \rightarrow 1$ 。

$f(|X_n|)$ 在 0 处的概率趋向于 1, 所以 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(f(|X_n|)) = 0$ 。

另一方向:

若 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(f(|X_n|)) = 0$, 由于 $f(|X_n|)$ 是非负随机变量, 所以期望为 0 等价于在 0 处的概率为 1, 即 $\lim_{n \rightarrow \infty} P(f(|X_n|) = 0) = 1$, 即 $P(f(|X_n|) = 0) \rightarrow 1$ 。

由于 $f(|X_n|) \geq 0$, 所以 $P(f(|X_n|) > 0) \rightarrow 0$ 。

再根据 $f(x)$ 的单调性, $P(|X_n| > 0) \rightarrow 0$ 。

因此 $\forall \varepsilon > 0, P(|X_n| > \varepsilon) \rightarrow 0$, 即 X_n 依概率收敛于 0。 \square

5. 设 $\{X_k; k \geq 1\}$ 为一列相互独立随机变量, 而且对任意 $k \geq 1, E(X_k) = 0, \text{Var}(X_k) = k$ 。对任意 $n \geq 1$, 令 $Y_n = \sum_{k=1}^n \frac{X_k}{k}$ 。证明对任意 $r > \frac{1}{2}$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $\frac{Y_n}{n^r}$ 几乎必然收敛到 0。

证明：

要证 $\frac{Y_n}{n^r} \xrightarrow{a.s.} 0$, 即证 $\forall \varepsilon > 0, \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{Y_n}{n^r}\right| > \varepsilon\right) < \infty$ 。

由马尔可夫不等式,

$$P\left(\left|\frac{Y_n}{n^r}\right| > \varepsilon\right) < \frac{E\left|\frac{Y_n}{n^r}\right|}{\varepsilon} = \frac{E\left|\sum_{k=1}^n \frac{X_k}{k}\right|}{n^r \varepsilon}$$

由于 $\text{Var}(X_k) = k, \text{std}(X_k) = \sqrt{k}$ 且 $E(X_k) = 0$, 所以 $\text{std}\left(\frac{X_k}{k}\right) = \frac{1}{\sqrt{k}}$, 所以 $\text{Var}\left(\frac{X_k}{k}\right) = \frac{1}{k}$ 。

$$E\left|\sum_{k=1}^n \frac{X_k}{k}\right| \leq \left|\sum_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{k}}\right| \leq \left|\sum_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{n}}\right| = \frac{n}{\sqrt{n}} = \sqrt{n}$$

所以

$$P\left(\left|\frac{Y_n}{n^r}\right| > \varepsilon\right) < \frac{\sqrt{n}}{n^r \varepsilon} = n^{\frac{1}{2}-r} \varepsilon$$

对 $\forall r > \frac{1}{2}$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $n^{\frac{1}{2}-r} \rightarrow 0$ 。所以 $\forall \varepsilon > 0, \sum_{n=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{Y_n}{n^r}\right| > \varepsilon\right)$ 收敛。

因此 $\forall r > \frac{1}{2}$, 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $\frac{Y_n}{n^r}$ 几乎必然收敛到 0。 \square