

一、(10分)某水库的蓄水水平按每天 1000 单位的常数速率耗损。水库水源由随机发生的降雨补给。降雨按每天 0.2 的速率的泊松过程发生。由一次降雨加进水库的水量以概率 0.8 为 5000 单位，而以概率 0.2 为 8000 单位。现在的蓄水水平刚刚稍低于 5000 单位。请计算 10 天内水库始终都有水的概率。

解：令 $N(t)$ 为强度为 0.2 的泊松过程， Y_i 为第 i 次降雨的数量。根据题意，

水库存在缺水可能的情况为：

(1) 前 5 天没有降雨；

(2) 或者前 5 天只有一次降雨且降雨量只有 5000，并且后 5 天没有降雨。

则 10 天内水库存在缺水情况的概率为

$$\begin{aligned} & P(\text{10 天内水库存在缺水情况}) \\ &= P(N(5) = 0) + P(N(5) = 1, Y_1 = 5000, N(10) - N(5) = 0) \\ &= e^{-0.2 \times 5} + \left((0.2 \times 5) e^{-0.2 \times 5} \right) \times 0.8 \times e^{-0.2 \times 5} \\ &= e^{-1} + 0.8 \times e^{-2} \end{aligned}$$

所以 10 天内水库始终都有水的概率为 $1 - e^{-1} - 0.8 \times e^{-2}$ 。

二、(10 分)假设 $N(t)$ 是一个更新过程，两次更新的时间间隔的概率分布函数为 $F(x)$ 。 $T_{N(t)}$ 表示 t 时刻之前最后一次更新发生的时间， $T_{N(t)+1}$ 表示 t 时刻之后的首次更新发生的时间，以 $r(t) = T_{N(t)+1} - t$ 表示时刻 t 的剩余寿命，即从 t 开始到下次更新剩余的时间，令 $\bar{R}_y(t) = P\{r(t) > y\}$ 。证明：

$\bar{R}_y(t) = 1 - F(t+y) + \int_0^t [1 - F(t+y-x)] dM(x)$ ，其中 $M(x)$ 表示 $N(t)$ 的更新函数。

教材：第 66 页，例 4.3.5。

三、(10分) (产品保修策略) 假设某产品一旦损坏, 顾客立刻更换或者购买新的。设新产品成本为 2021 元, 产品寿命为一个非负连续随机变量 X , X 的期望为 5 年。设某公司出售该商品采取如下更换策略:

(1) 产品售出后, 若在期限 3 年内损坏, 则免费更换, 但免费更换时间不重新开始计时。

(2) 若在期限 3 年之后损坏, 则按全价购买新产品, 且免费更换时间重新开始计时。

令 $R(t)$ 表示 t 时刻公司对一个顾客的更换总成本, $t > 0$, 求 $\lim_{t \rightarrow +\infty} \frac{E(R(t))}{t}$ 。

教材: 第 68 页, 例 4.4.1。

解：一方面付费更新的时刻 Y_1 等价于 w 时刻后的首次更换时刻，所以

$Y_1 = T_{N(w)+1} = w + R_w$ (R_w 指产品在 w 时刻的剩余寿命)，由定理 4.4 Wald 等式

知

$$E(Y_1) = E(T_{N(w)+1}) = E(X)(E(N(w)) + 1)$$

另一方面，在一个成本更新周期里，公司对一个顾客的更换次数为 $E(N(w)) + 1$ ，

因此所付成本为 $c(E(N(w)) + 1)$ 。

所以， $\lim_{t \rightarrow +\infty} \frac{E(R(t))}{t} = \frac{c}{E(X)} = \frac{c}{5}$ 。

四、(10分)假设 $\{X_n, n \geq 0\}$ 是一个不可约、非周期、正常返的 Markov 链, 其状态空间为 S , 极限概率为 $\{\pi_i, i \in S\}$ 。令 $Y_n = (X_{n-1}, X_n), n \geq 1$, 请给出 $\{Y_n, n \geq 0\}$ 的转移概率, 并计算 Y_n 的极限概率分布。(用 $\{X_n, n \geq 0\}$ 的转移概率表达。)

解:

$$P_{(i,j)(k,l)} = P(X_n = k, X_{n+1} = l \mid X_{n-1} = i, X_n = j)$$

$$\text{当 } j \neq k \text{ 时 } P_{(i,j)(k,l)} = 0 \Leftrightarrow \text{当 } j = k$$

$$P(X_n = j, X_{n+1} = l \mid X_{n-1} = i, X_n = j)$$

$$= P(X_{n+1} = l, X_{n-1} = i, X_n = j) / P(X_{n-1} = i, X_n = j)$$

$$= P(X_{n+1} = l \mid X_{n-1} = i, X_n = j) P(X_{n-1} = i, X_n = j) / P(X_{n-1} = i, X_n = j)$$

$$= P(X_{n+1} = l \mid X_{n-1} = i, X_n = j) = p_{jl}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(Y_n = (i, j) \mid Y_1 = (k, l))$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = i, X_{n+1} = j \mid X_0 = k, X_1 = l)$$

$$= \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_{n+1} = j \mid X_n = i) P(X_n = i \mid X_0 = k, X_1 = l)$$

$$= \pi_i p_{ij}$$

五、(10 分) 对于不可约非周期的有限状态马尔科夫链, 令 $\{\pi_j, j \in S\}$ 为其极限概率分布, 其中 S 为状态空间。证明: $\{\pi_j, j \in S\}$ 是平稳分布, 且是唯一的平稳分布。

教材: 第 91 页, 定理 5.3.3。

六、(10分) (Doob 鞅) 若 $\{Y_n, n = 0, 1, \dots\}$ 是任意随机变量序列, X 为任意随机变量且 $E(|X|) < \infty$ 。令 $Z_n = E(X | Y_0, Y_1, \dots, Y_n)$, 证明: $\{Z_n\}$ 是关于 $\{Y_n, n \geq 0\}$ 的一个鞅。

证明: (1) $Z_n = E(X | Y_0, Y_1, \dots, Y_n)$ 是关于 $\sigma(Y_0, Y_1, \dots, Y_n)$ 可测的。

(2) 对任意的 $n \geq 0$,

$$E(|Z_n|) = E[|E(X | Y_0, \dots, Y_n)|] \leq E[E(|X| | Y_0, \dots, Y_n)] = E(|X|) < \infty.$$

(条件期望的 Jensen 不等式)

(3) 对任意的 $n \geq 1$,

$$E(Z_{n+1} | Y_0, \dots, Y_n) = E[E(X | Y_0, \dots, Y_{n+1}) | Y_0, \dots, Y_n] = E(X | Y_0, \dots, Y_n) = Z_n$$

(条件期望的塔式法则)

七、(10分)若 $\{Y_n, n=0,1,\dots\}$ 是任意随机变量序列,若对所有 n , X_n 是 Y_0, \dots, Y_n 的

函数,且 $E(|X_n|) < +\infty$,令 $Z_n = \sum_{i=0}^n [X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1})]$,其中约定 $i=0$ 时,

$E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1}) = E(X_0)$ 。证明: $\{Z_n\}$ 是关于 $\{Y_n, n \geq 0\}$ 的一个鞅。

证明:(1) $Z_n = \sum_{i=0}^n [X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1})]$ 是 Y_0, \dots, Y_n 的函数。

(2) 对任意的 $n \geq 0$,

$$\begin{aligned} E(|Z_n|) &= E(|\sum_{i=0}^n X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1})|) \leq \sum_{i=0}^n E(|X_i|) + \sum_{i=0}^n E(E(|X_i| | Y_0, \dots, Y_{i-1})) \\ &= \sum_{i=0}^n E(|X_i|) + \sum_{i=0}^n E(|X_i|) < \infty. \end{aligned}$$

(3) 对任意的 $n \geq 1$,

$$\begin{aligned} E(Z_n | Y_0, \dots, Y_{n-1}) &= E\left(\sum_{i=0}^n X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1}) | Y_0, \dots, Y_{n-1}\right) \\ &= E\left(\sum_{i=0}^{n-1} X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1}) | Y_0, \dots, Y_{n-1}\right) + E(X_n - E(X_n | Y_0, \dots, Y_{n-1}) | Y_0, \dots, Y_{n-1}) \\ &= \left(\sum_{i=0}^{n-1} X_i - E(X_i | Y_0, \dots, Y_{i-1})\right) + E(X_n | Y_0, \dots, Y_{n-1}) - E(X_n | Y_0, \dots, Y_{n-1}) \\ &= Z_{n-1}. \end{aligned}$$

八、(15分)假设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为参数为 λ 的泊松过程, $\{B(t), t \geq 0\}$ 为标准布朗运动, 两者相互独立。令 $X(t) = (-1)^{N(t)} + B(t) - tB(1)$, $0 \leq t \leq 1$ 。当 $0 \leq t < t+s \leq 1$ 时, 计算 $X(t)$ 的协方差函数 $Cov(X(t), X(t+s))$ 。

解：因为 $E(-1)^{N(s)} = \sum_{n=0}^{\infty} (-1)^n e^{-\lambda s} \frac{(\lambda s)^n}{n!} = e^{-\lambda s} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\lambda s)^n}{n!} = e^{-2\lambda s}$

所以

$$\begin{aligned} E\left((-1)^{N(t)} (-1)^{N(t+s)}\right) &= E\left((-1)^{N(t)} (-1)^{N(t+s)-N(t)+N(t)}\right) = E\left((-1)^{2N(t)} (-1)^{N(t+s)-N(t)}\right) \\ &= E(-1)^{N(t+s)-N(t)} = e^{-2\lambda s} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \therefore \text{Cov}((-1)^{N(t)}, (-1)^{N(t+s)}) &= E\left((-1)^{N(t)} (-1)^{N(t+s)}\right) - E(-1)^{N(t)} E(-1)^{N(t+s)} \\ &= e^{-2\lambda s} - e^{-2\lambda t} e^{-2\lambda(t+s)} = e^{-2\lambda s} - e^{-2\lambda s} e^{-4\lambda t} \end{aligned}$$

另一方面：

因为布朗桥的期望为 0，当 $0 \leq t < t+s \leq 1$ 时，协方差为

$$\begin{aligned} E(B^*(t)B^*(t+s)) &= E[(B(t)-tB(1))(B(t+s)-(t+s)B(1))] \\ &= E[(B(t)B(t+s)-tB(1)B(t+s)-(t+s)B(t)B(1)+t(t+s)B^2(1))] \\ &= t-t(t+s) = t(1-t-s) \end{aligned}$$

所以 $Cov(X(t), X(t+s)) = e^{-2\lambda s} - e^{-2\lambda s} e^{-4\lambda t} + t(1-t-s)$ 。

九、(15分) 设标准布朗运动为 $\{B(t), t \geq 0\}$ 。假设市场上有两种风险资产，其价格分别为 $X_1(t)$ 和 $X_2(t)$ ，且 $X_1(t)$ 满足 $d(\ln X_1(t)) = 0.2dB(t)$ ， $X_2(t)$ 满足 $\frac{dX_2(t)}{X_2(t)} = 0.02dt + 0.2dB(t)$ ， $X_1(0) = X_2(0) = 1$ 。某人的初始财富为 1，他采用投入

持有策略，即将财富的一半投在风险资产 $X_1(t)$ 中，剩下的一半投在风险资产 $X_2(t)$ 中，然后一直持有，不做任何其它交易。设他的财富过程为 $Y(t)$ ，求

$P\left\{\max_{0 \leq s \leq t} Y(s) \geq e^{0.2}\right\}$ 。(请用标准正态分布函数表达)

$$(Y(t) = X_1(t) = e^{0.2B(t)})$$

解：根据题意，

$$\because X_1(t) = X_2(t)$$

$$\therefore Y(t) = X_1(t) = e^{0.2B(t)},$$

$$\begin{aligned} \text{则 } P\left\{\max_{0 \leq s \leq t} e^{0.2B(s)} \geq e^{0.2}\right\} &= P\left\{\max_{0 \leq s \leq t} 0.2B(s) \geq 0.2\right\} \\ &= P\left\{\max_{0 \leq s \leq t} B(s) \geq 1\right\} = P\{T_1 \leq t\} \\ &= 2P\{B(t) \geq 1\} = 2(1 - \Phi(\frac{1}{\sqrt{t}})) \end{aligned}$$