

随机过程习题总结

1.3 随机变量的数字特征

● 常见的离散随机变量的期望和方差

| 分布 | 分布律 | 期望 | 方差 |
|-------|------------------------------------------------------------------------|-----------|-----------|
| 0-1分布 | $P(X=1)=p, P(X=0)=q,$ $0 < p < 1, p+q=1$ | p | pq |
| 二项分布 | $P(X=k) = C_n^k p^k q^{n-k},$ $0 < p < 1, p+q=1, k=0,1,\dots,n$ | np | npq |
| 泊松分布 | $P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \lambda > 0, k=0,1,\dots$ | λ | λ |

● 常见的连续型随机变量的期望和方差

| 分布 | 概率密度 | 期望 | 方差 |
|------|---------------------------------------------------------------------------|-------------|---------------|
| 均匀分布 | $f(x) = \begin{cases} 1/(b-a), & a < x < b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ | $(a+b)/2$ | $(b-a)^2/12$ |
| 正态分布 | $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-a)^2/2\sigma^2}$ | a | σ^2 |
| 指数分布 | $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \lambda > 0$ | $1/\lambda$ | $1/\lambda^2$ |

1.4 随机变量的特征函数

- 例1.4.1 设 X 服从单点分布，即 $P(X=c)=1$ ，其中 c 为常数，则 X 的特征函数

$$\varphi(t) = E[e^{jtX}] = e^{jtc}$$

- 例1.4.2 设 $X \sim B(n, p)$ (二项分布, **Binomial**)，即

$$P(X=k) = C_n^k p^k q^{n-k} \quad k=0,1,2,\dots,n, \quad 0 < p < 1, \quad q=1-p,$$

则 X 的特征函数

特别地，当 $n=1$ 时 X 服从0-1分布，其特征函数为

$$\varphi(t) = E[e^{jtX}] = \sum_{k=0}^n e^{jtk} C_n^k p^k q^{n-k} = \sum_{k=0}^n C_n^k (pe^{jt})^k q^{n-k} = (pe^{jt} + q)^n$$

$$\varphi(t) = pe^{jt} + q$$

1.4 随机变量的特征函数

- 例1.4.3 设 X 服从泊松分布 (**Poisson**) , 即

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k=0,1,2,\dots, \quad \lambda>0, \text{ 则 } X \text{ 的特征函数}$$

$$\varphi(t) = E[e^{jtX}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{jtk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^{jt})^k}{k!} = e^{-\lambda} \underline{e^{\lambda e^{jt}}} = e^{\lambda(e^{jt}-1)}$$

- 例1.4.4 设 X 服从区间 $[a,b]$ 上的均匀分布 (**Uniform**) , 即

X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

则 X 的特征函数

$$\varphi(t) = E[e^{jtX}] = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{jtx} f(x) dx = \int_a^b e^{jtx} \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{jt(b-a)} (e^{jtb} - e^{jta})$$

1.4 随机变量的特征函数

- 例1.4.5 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ (正态分布, **Normal**) , 即 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < +\infty, -\infty < \mu < +\infty, \sigma > 0$$

则 X 的特征函数

$$\begin{aligned}\varphi(t) &= E[e^{j\omega X}] = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega x} f(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega x} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \frac{u=\frac{x-\mu}{\sigma}}{\frac{1}{\sqrt{2\pi}}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega(\sigma u + \mu)} e^{-\frac{u^2}{2}} du = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{j\omega\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\omega^2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(u-j\sigma\omega)^2}{2}} du = e^{j\omega\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\omega^2}\end{aligned}$$

$$U = \frac{X - \mu}{\sigma}, \quad U \sim N(j\sigma\omega, 1), \quad f_U(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(u-j\sigma\omega)^2}{2}}, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f_U(u) du = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(u-j\sigma\omega)^2}{2}} du = 1$$

1.4 随机变量的特征函数

- 特别地，若 $X \sim N(0,1)$ （标准正态分布，**Standard Normal**），则其特征函数

$$\varphi(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$$

- **例1.4.6** 设 X 服从参数为 $\lambda(\lambda > 0)$ 的指数分布（**Exponential**），即 X 的概率密度函数为

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

则 X 的特征函数

$$\varphi(t) = E[e^{jtX}] = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{jtx} f(x) dx = \int_0^{+\infty} e^{jtx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \int_0^{+\infty} \lambda e^{(jt-\lambda)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda - jt} = \left(1 - \frac{jt}{\lambda}\right)^{-1}$$

独立泊松分布的和还是泊松分布，且参数为各参数的和

独立正态分布的和还是正态分布，且参数为对应各参数的和.

1.5 n 维正态随机变量

- 下面用向量和矩阵的形式来表示二维正态分布的联合概率密度函数. 令

$$\mathbf{x} = (x_1, x_2), \quad \boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2), \quad B = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

于是

$$|B| = \sigma_1^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)$$
$$B^{-1} = \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)} \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & -\rho\sigma_1\sigma_2 \\ -\rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_1^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_1^2} & -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2} \\ -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2} & \frac{1}{\sigma_2^2} \end{bmatrix}$$

1.5 n 维正态随机变量

所以

$$\frac{1}{1-\rho^2} \left[\frac{(x_1 - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \frac{x_2 - \mu_2}{\sigma_2} + \frac{(x_2 - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \}$$
$$= (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \mathbf{B}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T$$

于是

$$f(\mathbf{x}) = f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi |\mathbf{B}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \mathbf{B}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \right]$$

1.5 n 维正态随机变量

- **定义 1.5.1** 设 $\mathbf{X}=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 n 维随机变量, 如果其联合概率密度函数为

$$f(\mathbf{x}) = f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\mathbf{B}|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\mathbf{B}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T\right]$$

其中 $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n) \stackrel{\text{def}}{=} (EX_1, EX_2, \dots, EX_n)$

$$\mathbf{B} \stackrel{\text{def}}{=} \begin{bmatrix} \text{cov}(X_1, X_1) & \text{cov}(X_1, X_2) & \cdots & \text{cov}(X_1, X_n) \\ \text{cov}(X_2, X_1) & \text{cov}(X_2, X_2) & \cdots & \text{cov}(X_2, X_n) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \text{cov}(X_n, X_1) & \text{cov}(X_n, X_2) & \cdots & \text{cov}(X_n, X_n) \end{bmatrix}$$

则称 $\mathbf{X}=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 服从 $\boldsymbol{\mu}$ 为均值向量、 \mathbf{B} 为协方差矩阵的 n 维正态分布, 记为 $\mathbf{X} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{B})$.

1.5 n 维正态随机变量

- **定理1.5.3** （正态随机变量的性质）

设 $\mathbf{X}=(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim N(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{B})$

(1) 若 l_1, l_2, \dots, l_n 是常数, 则 $Y = \sum_{k=1}^n l_k X_k$ 服从一维正态分布

$$N\left(\sum_{k=1}^n l_k \mu_k, \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n l_i l_k \operatorname{cov}(X_i, X_k)\right)$$

其中 $\mu_k = EX_k$, $k=1, 2, \dots, n$.

★ （一维正态随机变量的线性组合仍然是正态随机变量）

2.3 随机过程的有限维分布函数族

- **例 2.3.1** 设 $X(t)=A+Bt$, $t \geq 0$, 其中 A 和 B 是相互独立的随机变量, 分别服从正态分布 $N(0,1)$, 试求随机过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的一维和二维分布.

2.3 随机过程的有限维分布函数族

- 解 先求一维分布. $\forall t \geq 0, X(t)$ 是正态随机变量, 因为

$$E[X(t)] = EA + tEB = 0$$

$$D[X(t)] = DA + t^2DB = 1 + t^2$$

所以 $X(t)$ 服从正态分布 $N(0, 1+t^2)$, 从而 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的一维分布为

$$\underline{X(t) \sim N(0, 1+t^2)}, \quad t \geq 0$$

再求二维分布, $\forall t_1, t_2 \geq 0, X(t_1) = A + Bt_1, X(t_2) = A + Bt_2$,

从而

$$(X(t_1), X(t_2)) = (A, B) \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ t_1 & t_2 \end{bmatrix}$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

又 A, B 相互独立同服从正态分布，故 (A, B) 服从二维正态分布，从而 $(X(t_1), X(t_2))$ 也服从二维正态分布.

$$E[X(t_1)] = 0, \quad E[X(t_2)] = 0$$

$$D[X(t_1)] = 1 + t_1^2, \quad D[X(t_2)] = 1 + t_2^2$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(X(t_1), X(t_2)) &= E[X(t_1)X(t_2)] - E[X(t_1)]E[X(t_2)] \\ &= E[(A + Bt_1)(A + Bt_2)] \\ &= 1 + t_1t_2 \end{aligned}$$

故 $(X(t_1), X(t_2))$ 的均值向量为 $\mathbf{0} = (0, 0)$ ，协方差矩阵为

2.3 随机过程的有限维分布函数族

$$B = \begin{bmatrix} 1+t_1^2 & 1+t_1t_2 \\ 1+t_1t_2 & 1+t_2^2 \end{bmatrix}$$

所以随机过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的二维分布为

$$\underline{(X(t_1), X(t_2)) \sim N(0, B)}, \quad t_1, t_2 \geq 0$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

- **例 2.3.2** 令 $X(t)=A\cos t$, $-\infty < t < +\infty$, 其中 A 是随机变量, 其分布律为

$$P(A=i)=\frac{1}{3}, \quad i=1,2,3$$

试求

- (1) 随机过程 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的一维分布函数

$$F\left(\frac{\pi}{4}; x\right), \quad F\left(\frac{\pi}{2}; x\right)$$

- (2) 随机变量 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的二维分布函数

$$F\left(0, \frac{\pi}{3}; x_1, x_2\right)$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

- 解 (1)先求 $F(\frac{\pi}{4};x)$. 由于 $X(\frac{\pi}{4}) = A \cos \frac{\pi}{4} = \frac{\sqrt{2}}{2}A$, 因此 $X(\frac{\pi}{4})$

的可能取值为 $\frac{\sqrt{2}}{2}, \sqrt{2}, \frac{3}{2}\sqrt{2}$, 并且

$$P(X(\frac{\pi}{4})=\frac{\sqrt{2}}{2})=P(A \cos \frac{\pi}{4}=\frac{\sqrt{2}}{2})=P(A=1)=\frac{1}{3}$$

$$P(X(\frac{\pi}{4})=\sqrt{2})=P(A \cos \frac{\pi}{4}=\sqrt{2})=P(A=2)=\frac{1}{3}$$

$$P(X(\frac{\pi}{4})=\frac{3}{2}\sqrt{2})=P(A \cos \frac{\pi}{4}=\frac{3}{2}\sqrt{2})=P(A=3)=\frac{1}{3}$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

于是

$$F\left(\frac{\pi}{4}; x\right) = \begin{cases} 0, & x < \frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{1}{3}, & \frac{\sqrt{2}}{2} \leq x < \sqrt{2} \\ \frac{2}{3}, & \sqrt{2} \leq x < \frac{3}{2}\sqrt{2} \\ 1, & x \geq \frac{3}{2}\sqrt{2} \end{cases}$$

再求 $F\left(\frac{\pi}{2}; x\right)$. 由于 $X\left(\frac{\pi}{2}\right) = A \cos \frac{\pi}{2} = 0$, 因此 $X\left(\frac{\pi}{2}\right)$ 只能取 0 值, 于是

$$F\left(\frac{\pi}{2}; x\right) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 & x \geq 0 \end{cases}$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

(2) 因为

$$\begin{aligned} F(0, \frac{\pi}{3}; x_1, x_2) &= P(X(0) \leq x_1, X(\frac{\pi}{3}) \leq x_2) \\ &= P(A \cos 0 \leq x_1, A \cos \frac{\pi}{3} \leq x_2) \\ &= P(A \leq x_1, \frac{A}{2} \leq x_2) \\ &= P(A \leq x_1, A \leq 2x_2) \\ &= \begin{cases} P(A \leq x_1), & x_1 \leq 2x_2 \\ P(A \leq 2x_2), & x_1 > 2x_2 \end{cases} \end{aligned}$$

2.3 随机过程的有限维分布函数族

所以

$$F(0, \frac{\pi}{3}; x_1, x_2) = \begin{cases} 0, & x_1 \leq 2x_2, x_1 < 1 \text{ 或 } x_1 > 2x_2, x_2 < \frac{1}{2} \\ \frac{1}{3}, & x_1 \leq 2x_2, 1 \leq x_1 < 2 \text{ 或 } x_1 > 2x_2, \frac{1}{2} \leq x_2 < 1 \\ \frac{2}{3}, & x_1 \leq 2x_2, 2 \leq x_1 < 3 \text{ 或 } x_1 > 2x_2, 1 \leq x_2 < \frac{3}{2} \\ 1, & x_1 \leq 2x_2, x_1 \geq 3 \text{ 或 } x_1 > 2x_2, x_2 \geq \frac{3}{2} \end{cases}$$

泊松过程

- 例6. 某商店顾客的到来服从强度为4人每小时的Poisson过程，已知商店9:00开门，试求：
 - (1) 在开门半小时中，无顾客到来的概率；
 - (2) 若已知开门半小时中无顾客到来，那么在将来半小时中，仍无顾客到来的概率；
 - (3) 若该商店到9:30时仅到来一位顾客，且到11:30时总计已到达5位顾客的概率；
 - (4) 在已知到11:30时已到来5位顾客的条件下，在9:30时仅有一位顾客到来的概率。

解 设顾客到来过程为 $\{N(t), t \geq 0\}$, 依题设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ 的 Poisson 过程.

(1) 在开门半小时中, 无顾客到来的概率为

$$P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)=0\right)=e^{-4 \times \frac{1}{2}}=e^{-2}$$

(2) 在开门半小时中无顾客到来可表示为 $\left\{N\left(\frac{1}{2}\right)=0\right\}$, 在未来半小时仍无顾客到来可表示为 $\left\{N(1)-N\left(\frac{1}{2}\right)=0\right\}$, 从而所求概率为

$$\begin{aligned} P\left(N(1)-N\left(\frac{1}{2}\right)=0 \mid N\left(\frac{1}{2}\right)=0\right) &= P\left(N(1)-N\left(\frac{1}{2}\right)=0 \mid N\left(\frac{1}{2}\right)-N(0)=0\right) \\ &= P\left(N(1)-N\left(\frac{1}{2}\right)=0\right) \\ &= e^{-4 \times \left(1-\frac{1}{2}\right)}=e^{-2} \end{aligned}$$

(3) 到 9:30 时仅到一位顾客可表示为 $\left\{N\left(\frac{1}{2}\right)=1\right\}$, 到 11:30 时总计已到达 5 位顾客可表示为 $\left\{N\left(\frac{5}{2}\right)=5\right\}$, 从而所求概率为

$$\begin{aligned}
 P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)=1, N\left(\frac{5}{2}\right)=5\right) &= P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)-N(0)=1, N\left(\frac{5}{2}\right)-N\left(\frac{1}{2}\right)=4\right) \\
 &= P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)-N(0)=1\right)P\left(N\left(\frac{5}{2}\right)-N\left(\frac{1}{2}\right)=4\right) \\
 &= \frac{4 \times \frac{1}{2}}{1!} e^{-4 \times \frac{1}{2}} \cdot \frac{\left(4 \times \left(\frac{5}{2} - \frac{1}{2}\right)\right)^4}{4!} e^{-4 \times \left(\frac{5}{2} - \frac{1}{2}\right)} \\
 &= \frac{1024}{3} e^{-10} = 0.0155
 \end{aligned}$$

(4) 在已知到 11 : 30 时已到达 5 位顾客的条件下, 在 9 : 30 时仅有一位顾客到来的概率为

$$\begin{aligned}
 P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)=1 \mid N\left(\frac{5}{2}\right)=5\right) &= \frac{P\left(N\left(\frac{1}{2}\right)=1, N\left(\frac{5}{2}\right)=5\right)}{P\left(N\left(\frac{5}{2}\right)=5\right)} \\
 &= \frac{\frac{1024}{3} e^{-10}}{\frac{\left(4 \times \frac{5}{2}\right)^5}{5!} e^{-4 \times \frac{5}{2}}} \\
 &= C_5^1 \left(\frac{1}{5}\right) \left(1 - \frac{1}{5}\right)^4 = 0.41
 \end{aligned}$$

泊松过程

例7：某中子计数器对到达计数器的粒子只是每隔一个记录一次，假设粒子按照比率4个每分钟的泊松过程到达，令 T 是两个相继被记录粒子之间的时间间隔（单位：分钟）试求：

(1) T 的概率密度函数.

(2) $P(T \geq 1)$

解 (1) 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 为被记录粒子之间的时间间隔, 则它们相互独立同分布. 因此, 只需求出 X_1 的分布, 即为 T 的分布.

先求 X_1 的分布函数 $F_{X_1}(t)$.

当 $t < 0$ 时, $F_{X_1}(t) = 0$.

当 $t \geq 0$ 时,

$$\begin{aligned} F_{X_1}(t) &= P(X_1 \leq t) = 1 - P(X_1 > t) \\ &= 1 - P(N(t) \leq 1) \\ &= 1 - P(N(t) = 0) - P(N(t) = 1) \\ &= 1 - e^{-4t} - 4te^{-4t} \end{aligned}$$

即

$$F_{X_1}(t) = \begin{cases} 1 - (1 + 4t)e^{-4t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$$

从而 T 的概率密度函数为

$$f_T(t) = \begin{cases} 16te^{-4t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$$

(2)

$$P(T \geq 1) = 1 - P(T < 1) = 1 - F_T(1) = 1 - F_{X_1}(1) = 5e^{-4}$$

补充例题1

- 三个黑球，三个白球，等分后放入甲乙两袋。从甲乙两袋中每次各取一球，然后互换，即把从甲袋中取出的球放入乙袋，把从乙袋中取出的球放入甲袋。把甲袋中的白球数定义为该过程的状态，则有四种状态：0,1,2,3，经过次交换后过程的状态为（1）求出它的一步转移概率矩阵；（2）如果该过程长期运行下去，甲袋中无白球的概率是多少？

补充例题1

● (1)

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{9} & \frac{4}{9} & 0 \\ 0 & \frac{4}{9} & \frac{4}{9} & \frac{1}{9} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

补充例题1

- (2) 设该过程的平稳分布为 $\pi = (\pi_0, \pi_1, \pi_3, \pi_4)$, 由

$\pi = \pi \cdot P$, $\pi_0 + \pi_1 + \pi_3 + \pi_4 = 1$, 则有

$$\pi = (\pi_0, \pi_1, \pi_3, \pi_4) = \left(\frac{1}{20}, \frac{9}{20}, \frac{9}{20}, \frac{1}{20} \right)$$

故过程长期以后, 甲袋中无白球的概率为 $1/20$ 。

补充例题2

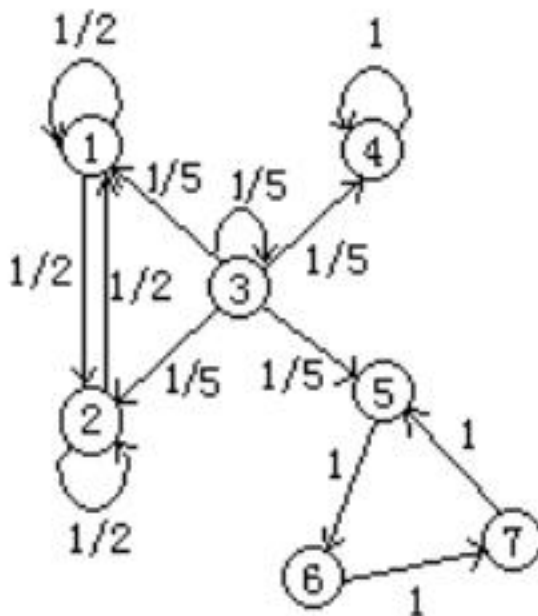
- 设一齐次马尔可夫链，其状态空间 $S=\{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7\}$ ，其一步转移概率矩阵为

$$P = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{5} & \frac{1}{5} & \frac{1}{5} & \frac{1}{5} & \frac{1}{5} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

试画出该过程的状态转移图，并分析状态类型、对状态空间进行分解。

补充例题2

● 解：



该马氏链的状态空间 S 可分解为 $S = D \cup C_1 \cup C_2 \cup C_3$,

$D = \{3\}$, $C_1 = \{1,2\}$, $C_2 = \{4\}$, $C_3 = \{5,6,7\}$ 。其中,

D 为非常返状态集, C_1, C_2 和 C_3 均为正常返状态集, 且状态

1, 2为遍历态, 4为吸收态, 5, 6, 7为周期态 。