1.随机试验E其样本空间 Ω 以及参数集T,若 $\forall \omega \in \Omega$ 都可确定一个关于T的函数 $X(t,\omega)$ 则称 $X(t,\omega)$ 为**随机过程**{ $X(t),t \in T$ }.

固定一次实验取 $\omega_0 \in \Omega, X(t,\omega_0)$ 是t的函数 一条样本路径 固定时间 $t=t_0, X(t_0,\omega)$ 是随机变量 随随机试验结果变化 随机过程在t取的值称状态 状态全体称状态空间

2.随机过程{ $X(t), t \in T$ } 一维分布 $F_t(x) = P\{X(t) \le x\}$ 均值函数 $\mu_X(t) = E[X(t)]$ 方差函数Var[X(t)]; 二维联合 $F_{t_1,t_2}(x_1,x_2) = P\{X(t_1) \le x_1, X(t_2) \le x_2\}$ 自相关函数 $T_X(t_1,t_2) = E[X(t_1)X(t_2)]$ 协方差函数 $R_X(t_1,t_2) = Cov(X(t_1),X(t_2)) = E\{(X(t_1)-\mu_X(t_1))$

 $(X(t_2) - \mu_X(t_2))$ 显然自相关和协方差函数都**对称且非负定**

$$Var\left(\sum_{i=1}^{n} b_{j}X(t_{j})\right) = Cov\left(\sum_{i=1}^{n} b_{i}X(t_{i}), \sum_{j=1}^{n} b_{j}X(t_{j})\right) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} b_{i}b_{j}R_{X}(t_{i}, t_{j})$$

$$> 0$$

有限维分布 $F_{t_1,t_2,\dots,t_n}(x_1,\dots,x_n) = P\{X(t_1) \le x_1,\dots,X(t_n) \le x_n\}$ 对称性(与变量 $X(t_1),\dots,X(t_n)$ 排序无关)

相容性 $F_{t_1,\dots,t_m,t_{m+1},\dots,t_n}(x_1,\dots,x_m,\infty,\dots,\infty)=F_{t_1,\dots,t_m}(x_1,\dots,x_m)$

相容性基本定理(一族给定的分布函数有对称性和相容性保证存在对应的随机过程)

3.独立增量过程: $X(t_2) - X(t_1), X(t_3) - X(t_2), ..., X(t_n) - X(t_{n-1})$ 相互独立

4.条件期望 $E(X|Y=y)=\int xf(x|y)dx=\int xdF(x|y)$ 与y有关 若 X 和 Y 独 立 E(X|Y)=EX; $EX=\int E(X|Y)dF_Y(y)=E[E(X|Y)]$; $E[\phi(X,Y)|Y]=E[\phi(X,y)|Y=y]$

5. 矩 母 函 数 $g(t) = E(\exp\{tX\}) = \int \exp\{tx\} dF(x)$ 存 在 则 确 定 分 布 $E[X^n] = g^{(n)}(0), n \ge 1; \ g_{X+Y}(t) = g_X(t)g_Y(t);$ 生成函数 $\phi_X(s) = E(s^X),$ 若 $P(X = k) = p_k, \phi_X(s) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k s^k$ 是 幂 级 数 $p_k = \frac{d^k}{k!ds^k} \phi_X(s)|_{s=0},$ $E\{X(X-1)...(X-r+1)\} = \frac{d^r}{ds^r} \phi_X(s)|_{s=1}, \ \phi_{X+Y}(s) = \phi_X(s)\phi_Y(s)$ 6. $\{X_n, n \ge 1\}$ $\exists X \ \forall \epsilon > 0$ 若 $\lim_{n \to \infty} P(|X_n - X| \ge \epsilon) = 0$ 则依概率收敛 X_n $\stackrel{\rightarrow}{\rightarrow} X; \ \exists P\left(\lim_{n \to \infty} (X_n - X) = 0\right) = 1$ 则几乎必然收敛 $X_n \to X, a.s.;$ 若

 $\lim_{n\to\infty} E(X_n - X)^2 = 0 则均方收敛 X_n \stackrel{L_2}{\to} X$

7.**Poisson 过程**: Def1 整数值随机过程 $\{N(t), t \ge 0\}$ 是独立增量过程 N(0) = 0 且 $\forall t > 0, s \ge 0, N(s+t) - N(s) \sim P(\lambda t)$ 即

$$P\{N(s+t) - N(s) = k\} = \frac{(\lambda t)^k \exp\{-\lambda t\}}{k!}, k = 0, 1, ...$$

 $EN(t) = Var[N(t)] = \lambda t$ 平稳独立增量性; Def2 $\forall n = 1, 2, ... 0 = t_0 < t_1 < t_2 < ... < t_n N(t_1) - N(t_0), N(t_2) - N(t_1), ..., N(t_n) - N(t_{n-1})$ 相互独立; $\forall t, h > 0 \ N(t+h) - N(t) \sim h 与 t 无关; \exists \lambda > 0, h \downarrow 0, P\{N(t+h) - N(t) \geq 1\} = \lambda h + o(h); h \downarrow 0, P\{N(t+h) - N(t) \geq 2\} = o(h)$

·第n-1次与第n次事件间隔时间 $X_n, n=1,2,...\sim Exp(\lambda)$,i.i.d. $W_n=\sum_{i=1}^n X_i$ 为第n次事件的**到达/等待时间** $\sim \Gamma(n,\lambda), \{W_n\leq t\}=\{N(t)\geq n\}$ $(\Gamma(\alpha,\lambda)$ 密度函数 $f(x;\alpha,\lambda)=\frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\lambda x}I(x\geq 0))$

 $\cdot N(t) = n$ 下 $f_{W_1,\dots,W_n|N(t)=n}(w_1,\dots,w_n|n) = n!/t^n, 0 < w_1 < \dots < w_n \le t$ 与(0,t]上均匀分布随机样本 U_i 的次序统计量 $U_{(i)}$ 的联合密度一样,其中 $W_k/t|N(t) = n \sim Beta(k,n-k+1)$

·非齐次 Poisson 过程即 $P\{N(t+h)-N(t)=1\}=\lambda(t)h+o(h)$,则

$$P\{N(t+h)-N(t)=k\} = \frac{\left(\int_t^{t+h}\lambda(u)du\right)^k \exp\left(-\int_t^{t+h}\lambda(u)du\right)}{k!}, k=0,1,...$$

·更新过程 $N(t) = \max\{n: W_n \le t\}, W_0 = 0, W_n = \sum X_i, X_i, i. i. d., F(x)$ 有

 $P\{N(t)=n\}=F^{(n)}(t)-F^{(n+1)}(t)$, $EN(t)=\sum_{n=1}^{\infty}F^{(n)}(t)$,n重卷积8.Markov性: $\forall i_0,i_1,...,i_{n-1},i,j;n>0$, $\{X_n,n\geq 0\}$ 有

$$P\{X_{n+1} = j | X_0 = i_0, ..., X_{n-1} = i_{n-1}, X_n = i\} = P\{X_{n+1} = j | X_n = i\}$$

·一步转移概率 $P_{ij}^{n,n+1} = P\{X_{n+1} = j | X_n = i\}$ 若与n无关称该马氏链有**平稳转移概率** P_{ij} 是**时齐 Markov 链**,总有 $P_{ij} \geq 0$, $\sum_j P_{ij} = 1$ 可列出 $P = (P_{ij})$ 为**转移概率矩阵**,第i + 1行对应 P_i . 行和为 1

·马氏链由初始状态/初始的概率分布和转移概率矩阵完全确定,因为 $P\{X_0=i_0,X_1=i_1,...,X_n=i_n\}=P\{X_0=i_0,...,X_{n-1}=i_{n-1}\}P_{l_{n-1},l_n}=p_{l_0}P_{l_0,l_1}...P_{l_{n-1},l_n}$

·n步转移概率 $P_{ij}^{(n)} = P\{X_{m+n} = j | X_m = i\}$ 对应 $\mathbf{P}^{(n)} = \left(P_{ij}^{(n)}\right) = \mathbf{P}^n$ 即 $P_{ij}^{(n)} = \sum_{k=0}^{\infty} P_{ik} P_{kj}^{(n-1)}$ 约定 $P_{ii}^{(0)} = 1, j \neq 0$ 时有 $P_{ij}^{(0)} = 0$;一般地, $\mathbf{P}^{(m+n)} = \mathbf{P}^{(n)} \mathbf{P}^{(m)}$ 且 $P_{ii}^{(n+m)} = \sum_{k=0}^{\infty} P_{ik}^{(n)} P_{ki}^{(m)}$

·若 $P_{ij}^{(n)} > 0$ 则j是从i可达的, $i \to j$;互达是等价关系 $i \leftrightarrow j$;若不互达则三选一:① $\forall n \ge 0, P_{ij}^{(n)} = 0$ ② $\forall n \ge 0, P_{ji}^{(n)} = 0$ ③前两种都成立

·两状态互达则处同一类中,马氏链所有状态由互达分割成**等价类**且两类 要么互不相交要么完全重合,如果在此意义下一个马氏链所有状态都是同 一类称**不可约**,即不可约的过程每个状态互达

·使 $P_{ii}^{(n)} > 0$ 的所有 $n \ge 1$)的最大公约数称状态i的**周期**d(i) 若 $\forall n \ge 1$, $P_{ii}^{(n)} = 0$ 约定 $d(i) = \infty; d(i) = 1$ 时称状态i为**非周期**的;因此若 $d(i) \nmid n$ 必有 $P_{ii}^{(n)} = 0$

·若 $i \leftrightarrow j$ 有 d(i) = d(j); 若 d(i) 存在则 $\exists N \in \mathbb{N}, \forall n > N, P_{ii}^{(nd(i))} > 0$; 若 $P_{ii}^{(m)} > 0$ 则 $\exists N \in \mathbb{N}, \forall n \geq N, P_{ii}^{(m+nd(i))} > 0$

·若P为不可约非周期有限状态马氏链的转移概率阵则 $\exists N, \forall n \geq N, P^{(n)}$ 所有元素都非零 称正则的, $\pi_j = \lim_{n \to \infty} P_{ij}^{(n)}$ 总存在,注意与i无关且构成一概率分布满足 $\pi_i > 0, \sum_i \pi_i = 1$

 $f_{ij}^{(n)} = P\{\text{从}i$ 出发第n步转移首次到达 $j\}$ $f_{ij}^{(0)} = 0$ $f_{ij}^{(n)} = P\{X_n = j, X_k \neq j, k = 1, ..., n - 1 | X_0 = i\}$ 约定 $f_{ii}^{(0)} = 0$ 记 $f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}$ $i \neq j$ 时 $i \to j \Leftrightarrow f_{ij} > 0$

·若 $f_{ii}=1$ 称i常返 非常返称**瞬过**;i常返 $\Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{(n)}=\infty$ i瞬过 $\Leftrightarrow \sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{(n)}<\infty;$ i常返且 $i\leftrightarrow j$ 则j常返

·常返时 $T_i = \min\{n \geq 1: X_n = i\}$ $P\{T_i = n | X_0 = i\} = f_{ii}^{(n)} P, n = 1, 2, \dots$ 平均常返时 $\mu_i = ET_i = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}^{(n)}$ $\mu_i = \infty$ 零常返 $\mu_i < \infty$ 正常返 仅在可列 无穷多个状态才可能有零常返的状态,有限多个状态时 μ_i 总有限

·记 $Q = \lim_{n \to \infty} P^{(n)} = \left(\lim_{n \to \infty} P^{(n)}_{ij}\right)$ 若 $\pi = \{\pi_i = \lim_{n \to \infty} P^{(n)}_{ii}, i = 1, 2, ...\}$ 存在且 $\sum_i \pi_i P_{ii} = 1$ 则称为平稳分布 且有 $\pi_i = 1/\mu_i$

·若i瞬过或零常返 $\lim_{n\to\infty}P_{ii}^{(n)}=0$ 若i常返且 $d(i)=d,\lim_{n\to\infty}P_{ii}^{(nd)}=d/\mu_i$ 非周期正常返(遍历) $d=1,\lim_{n\to\infty}P_{ii}^{(n)}=1/\mu_i$

·若i遍历则 $\forall j \rightarrow i$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{ji}^{(n)} = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{ii}^{(n)} = 1/\mu_i$

·**平稳分布存在定理** C^+ 为马氏链中全体正常返状态的集合 平稳分布不存在 \leftrightarrow C^+ = Φ ,平稳分布唯一存在 \leftrightarrow 基本正常返闭集唯一即 C^+ ,有限状态马氏链总存在平稳分布,有限不可约非周期马氏链存在唯一平稳分布

9. **严格平稳**: $(X(t_1+h),...,X(t_n+h)) \stackrel{d}{=} (X(t_1),...,X(t_n))$

宽平稳:①二阶矩存在② $EX(t) = m \Im R_X(t,s) \propto t - s$

互不包含 严平稳不一定有二阶矩 但若二阶矩存在则必宽平稳

对 Gauss 过程 $(G(t), \forall k \in \mathbb{N}, t_1 \leq t_2 \leq \cdots \leq t_k, (G(t_1), \ldots, G(t_k))$ 联合分布 为k维正态分布)两种平稳定义等价 因分布完全由协方差矩阵和均值向量 确定且仅与二阶矩有关

对(宽)**平稳过程**X(t)若∃ $\kappa > 0, X(t + \kappa) = X(t)$ 称**周期平稳过程**其协方差 函数是周期函数 $R(\tau + \kappa) = E(X(t + \tau + \kappa) - m)(X(t) - m) = E(X(t + \tau) - m)(X(t) - m) = R(\tau)$ 宽平稳过程 $X(t) \in \mathbb{C}$ 称复平稳过程,协方差函数E(X(t)-m)(X(s)-m)

·均值遍历性 平稳过程X(t);

Def $\bar{X} = \lim_{T \to \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} X(t) dt = m$, $\bar{X} = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^{N} X(k) = m$ Thm1 $\lim_{\tau \to \infty} \frac{1}{\tau} \int_0^{2\tau} \left(1 - \frac{\tau}{2\tau}\right) R(\tau) d\tau = 0$, $\lim_{N \to \infty} \frac{1}{N} \sum_{\tau=0}^{N-1} R(\tau) = 0$ Thm2 $\int_{-\infty}^{\infty} |R(\tau)| d\tau < \infty$, $R(\tau) \to 0 (\tau \to \infty)$

·协方差函数遍历性

Def $\hat{R}(\tau) = \lim_{T \to \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} (X(t) - m)(X(t + \tau) - m) dt = R(\tau)$ $\hat{R}(\tau) = \lim_{N \to \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^{N} (X(k+\tau) - \hat{m}_N) (X(k) - \hat{m}_N) \stackrel{L_2}{=} R(\tau) \qquad \hat{m}_N = \sum X(k) / \frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^{N} (X(k+\tau) - \hat{m}_N) (X(k) - \hat{m}_N) \stackrel{L_2}{=} R(\tau)$

Thm $\lim_{T \to \infty} \frac{1}{T} \int_0^{2T} \left(1 - \frac{\tau_1}{2T} \right) \left(B(\tau_1) - R^2(\tau) \right) d\tau_1 = 0, B(\tau_1) = EX(t + \tau + \tau_1)X(t + \tau_1)$ τ_1) $X(t+\tau)X(t)$

Gauss 过程 $\lim_{k \to 0} \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} R^2(k) = 0$

·平稳过程协方差函数 $R(\tau)$ 有①对称 $R(-\tau) = R(\tau)$ (复平稳 $R(-\tau) = -R(\tau)$)

②有界 $|R(\tau)| \le R(0)$ ③非负定 $\forall t_n, a_n, n = 1, ..., N, \sum_{n=1}^{N} \sum_{m=1}^{N} a_n a_m R(t_n - t_n)$

其存在\(\Lefta\) $\lim_{h \to 0, k \to 0} \frac{R(0) - R(h) - R(k) + R(h - k)}{hk}$ 存在有限;

 $Cov(X^{(n)}(t), X^{(n)}(t+\tau)) = (-1)^n R^{(2n)}(\tau)$

·假定 $EX(t) = 0, \int |R(\tau)|d\tau < \infty$ 有功率谱密度 $S(\omega) =$

 $\int R(\tau)e^{-j} d\tau, R(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int S(\omega)e^{j\omega\tau}d\omega; S(\omega) =$

 $2\int_0^\infty R(\tau)\cos\omega\tau\,d\tau$, $R(\tau)=\frac{1}{\pi}\int_0^\infty S(\omega)\cos\omega\tau\,d\omega$;序列 $S(\omega)=$

 $\sum_{\tau=-\infty}^{\infty} e^{-j\omega\tau} R(\tau), R(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S(\omega) \cos \omega \tau \, d\omega$

例 时刻t时易感人群大小X(t) 时刻t-1到t期间感染人数Y(t) 假定易感 人群被传染的概率为p则有X(t) = X(t+1) + Y(t+1)且在 $j \le i$ 有

 $P(X(t+1) = j|X(t) = i) = C_i^{i-j}p^{i-j}(1-p)^j$

例 **随机和** 记 $X_1, X_2, ...$ 为一串独立同分布的随机变量 N为非负整数值随 机变量且与X序列独立 Y为随机和 $\sum_{i=1}^{N} X_i$ 矩母函数 $g_Y(t)$ = $E\{E[\exp\{tY\}|N]\}=E[(g_X(t))^N](\log g_N(t)+e^t$ 替换为 $g_X(t))$ 则求导有 $EY = ENEX, EY^2 = ENVarX + EN^2E^2X, VarY = ENVarX + E^2XVarN$ 生成函数 $\phi_Y(s) = E\{E[s^Y|N]\} = E\{(\phi_X(s))^N\} = \phi_N(\phi_X(s))$

例 顾客依速率为 λ 的 Poisson 过程到达车站 若火车在时刻t离站 有每个 顾客到达时间 W_i 等待时间 $t - W_i \pm N(t)$ 个顾客在(0,t]内顾客的平均总等 待 时 间 是 $E\left[\sum_{i=1}^{N(t)}(t-W_i)\right] = E\left\{E\left[\sum_{i=1}^{N(t)}(t-W_i)|N(t)=n\right]\right\} =$ $\frac{t}{2}E[N(t)] = \frac{\lambda t^2}{2}$

例 p,q,r > 0, p + q + r = 1三状态的马氏链 $\{X_n\}$ 有转移概率矩阵

 $P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ p & q & r \\ 2 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 求从状态1开始被0(或2)吸收的概率和平均被吸收的时

间. 令 $T = \{ 进入吸收态的时间 \} = \min \{ n \ge 0 | X_n = 0 或 X_n = 2 \}, u = 0$ $P\{X_T = 0 | X_0 = 1\}, v = E\{T | X_0 = 1\}$ 利 用 全 概 率 公 式 u = 1

 $\sum_{k=0}^{2} P\{X_T = 0 | X_0 = 1, X_1 = k\} P\{X_1 = k | X_0 = 1\} = p + qu$

 $\sum_{k=0}^{2} E\{T|X_0 = 1, X_1 = k\}P(X_1 = k|X_0 = 1\} = p + (1+v)q + r$, $\{u = 1\}$

 $\frac{p}{p+r}$, $v = \frac{1}{1-a}$

 \mathscr{M} 已知 $S(\omega) = \frac{\omega^2 + 2}{\omega^4 + 5\omega^2 + 4}$ 由公式 $R(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int S(\omega) e^{j\omega \tau} d\omega$ 及留数定理分别 対 $\tau \ge 0$, $\tau < 0$ 得 $R(\tau) = \frac{1}{6} (e^{-|\tau|} + e^{-2|\tau|})$

例 $N(t),t \ge 0$ 是参数 λ 的 Poisson 过程 C_t 独立同分布 且与N(t)独立 则

 $E\left[\sum_{i=1}^{N(t)} C_i e^{-\alpha W_i} \middle| N(t) = n\right] = E(C_i) E\left(\sum_{i=1}^{n} e^{-\alpha U_i}\right)$

Ø 某种粒子按强度为 λ 的 Poisson 过程 每个粒子使计数器关闭时间r 若 一个粒子到达计数器未关闭则被记录 (t,t+r]中记录一个粒子的概率 $P = E(\int_0^r P(A, W_{N(t)+1} = t + x) f_{W_{N(t)+1}}(t + x) dx | N(t) = n) =$ $\int_0^r \sum_{n=0}^\infty Pf dx, P = P(X_{n+1} \ge r), f \sim \Gamma(n+1,\lambda), P = \lambda r e^{-\lambda}$

附 常用随机变量的分布、矩母函数、均值、方差

二项分布 $B(n,p), 0 \le p \le 1$ $P(X=x) = C_n^x p^x (1-p)^{n-x}, x = 0,1,...,n$ $g(t) = (1 - p + pe^t)^n EX = np Var(X) = np(1 - p)$

Poisson 分布 $P(\lambda), \lambda > 0$ $P(X = x) = e^{-\lambda} \lambda^x / x!, x = 0,1,...$ g(t) =

 $\exp{\{\lambda(e^t - 1)\}}$ $EX = \lambda$ $Var(X) = \lambda$

几何分布 $Ge(p), 0 \le p \le 1$ $P(X = x) = p(1-p)^{x-1}, x = 1,2,...$ g(t) = $pe^{t}/(1-(1-p)e^{t})$ EX = 1/p $Var(X) = (1-p)/p^{2}$

负二项分布 $NB(r,p), 0 \le p \le 1$ $P(X=x) = {x-1 \choose r-1} p^r (1-p)^{x-r}, x =$

$$r, r+1, \dots g(t) = \left(\frac{pe^t}{1-(1-p)e^t}\right)^r EX = \frac{r}{p} Var(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

广义二项式定理 $(x+y)^{\alpha} = \sum_{n=0}^{\infty} {\alpha \choose n} x^{n} y^{\alpha-n}$

均匀分布U(a,b) f(x) = 1/(b-a)I(a,b) $g(t) = (e^{ta} - e^{tb})/(t(a-b))$

 $EX = (a + b)/2 \ Var(X) = (b - a)^2/12$

指数分布 $Exp(\lambda), \lambda > 0$ $f(x) = \lambda e^{-\lambda x} I[0, \infty)$ $g(t) = \lambda/(\lambda - t)$ $EX = 1/(\lambda - t)$ $\lambda \ Var(X) = 1/\lambda^2$

Gamma 分布 $\Gamma(n,\lambda),\lambda>0$ $f(x)=\lambda e^{-x}(\lambda x)^{n-1}/(n-1)!I[0,\infty)$ g(t)= $(\lambda/(\lambda-t))^n$ $EX = n/\lambda$ $Var(X) = n/\lambda^2$

正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ $f(x) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2}e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}$ $g(t) = \exp\{\mu t + \sigma^2 t^2/2\sigma^2\}$

2} $EX = \mu \ Var(X) = \sigma^2$

Beta 分布 B(a,b), a,b>0 $f(x)=x^{a-1}(1-x)^{b-1}I(0,1)/B(a,b)$ EX=

 $a/(a+b) \ Var(X) = ab/((a+b)^2(a+b+1))$

 $B(a,b) = \int_0^1 x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx = \Gamma(a)\Gamma(b)/\Gamma(a+b)$

 $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt \ \Gamma(n) = (n-1)! \ \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi} \ \Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$

$$Res[f(x),z_0] = \frac{1}{(m-1)!} \lim_{z \to z_0} \frac{d^{m-1}}{dz^{m-1}} (z - z_0)^m f(z)$$