条件概率P(B|A) = P(AB)/P(A)P(AB) = P(A)P(B|A) = P(B)P(A|B)全概率公式 $P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(B_i) P(A|B_i)$ 贝叶斯公式

$$P(B_j|A) = \frac{P(B_j)P(A|B_j)}{\sum_{i=1}^{n}P(B_i)P(A|B_i)}$$
 方差 $D(X)=E[X-E(X)]^2=E(X^2)-E^2(X)$ 1.<0-1>分布(两点分布) $X \sim B(0,1)$

E(X) = p D(X) = pq2. 二项分布 X~B(n,p)

 $p_k = P\{x = k\} = C_n^k p^k q^{n-k}$ E(X) = np D(X) = npqX,Y 相互独立, X~B₁(n₁,p), $Y \sim B_2(n_2,p)$,则 $X+Y \sim B(n_1 + n_2,p)$

3.泊松分布 **X~P(
$$\lambda$$**) $E(X) = D(X) = \lambda$

$$p_k = P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$$
泊松分布具有可加性

$$\begin{split} E(X) &= \frac{a+b}{2} \ D(X) = \frac{(b-a)^2}{12} \\ 5.指数分布f(x) &= \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \\ F(x) &= \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \\ E(X) &= 1/\lambda \ D(X) = 1/\lambda^2 \end{split}$$

6.正态分布 X~N(μ,σ²)

$$\begin{split} f(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \\ E(X) &= \mu D(X) = \sigma^2 \\ \text{标准正态分布 X~N(0,1)} \end{split}$$

如果Y = g(x)处处可导, $f_{Y}(y) = f_{X}[h(y)]|h'(y)|$

 $= E\{ [X - E(X)] [Y - E(Y)] \}$ cov(X,Y) $\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}$

协方差矩阵 $C = (c_{ij})$

二维随机变量协方差矩阵

二维随机发重协力差矩阵
$$C = \begin{pmatrix} D(X) & cov(X,Y) \\ cov(X,Y) & D(Y) \end{pmatrix}$$
 $E(aX+b) = aE(X)+b & D(aX+b) = aE(X)+b$

E(aX+b)=aE(X)+b $D(aX+b)=a^2D(X)$ $cov(X_1+X_2,Y)=cov(X_1,Y)+cov(X_2,Y)$

cov(aX+bY,cX+dY)

=acD(X)+bdD(Y)+(ad+bc)cov(X,Y)特征函数的定义 $\varphi_X(u) = E[e^{iuX}]$

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-iux} \varphi_X(u) dx$$

一维分布函数 $F(t,x) = P\{X(t) < x\}$ $F(t,x) = \int_{-\infty}^{x} f(t,x) dx$

二维分布函数

 $F(s, t; x, y) = P\{X(s) < x, X(t) < y\}$ $F(s,t;x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(s,t;u,v) \, du \, dv$ 随机过程的数字特征:均值函数、方 差函数、协方差函数、相关函数

均值函数

$$m(t) = E[X(t)] = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i(t)$$

或 = $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(t, x) dx$
方差函数D(t) = D[X(t)]
= $E[X(t) - m(t)]^2 = E[X^2(t)] - m^2(t)$

|协方差函数C(s,t) = cov(X(s),X(t)) $= E[X(s)X(t)] - m(s)m(t)|p_{ij}(m,k) = p_{ij}(k)$ = R(s,t) - m(s)m(t)相关函数R(s,t) = E[X(s)X(t)]cov(X(s),X(t))相关系数ρ(s,t)

 $\sqrt{D(s)} \cdot \sqrt{D(t)}$ 反应两个随机过程之间相关程度: 互协方差函数、互相关函数

互协方差函数 $C_{XY}(s,t) = R_{XY}(s,t) - m_X(s)m_Y(t)$ 互相关函数

 $R_{XY}(s,t) = E[X(s)X(t)]$ 两个随机过程互不相关 E[X(s)Y(t)] = E[X(s)]E[Y(t)]

如果{X(t), t ≥ 0}是平稳独立增量过程 则均值函数 m(t) = at (a 是常数)方差函数 D(t) = σ^2 t (σ为正常数) 协方差函数 $C(s,t) = \sigma^2 min(s,t)$ $若X(n),n = 1,2,3,\cdots$ 是相互独立且同分 布的随机变量,且 $Y(n) = \sum_{k=0}^{n} X(k)$, 则 $\{Y(n), n = 1,2,3,\cdots\}$ 是平稳独立增量 过程; 泊松过程是平稳独立增量过程。 生灭过程 对任意t > 0, $N(t) \sim P(\lambda t)$,

$$P\{N(t) = k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

$$P\{N(t) - N(s) = k\} = P\{N(t-s) = k\}$$

$$= \frac{[\lambda(t-s)]^k}{k!} e^{-\lambda(t-s)}$$

 $P\{N(t) < k\} = \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(\lambda t)^i}{i!} e^{-\lambda t}$ 协方差cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) 均值函数 $m(t) = E[N(t)] = \lambda t$ 方差函数 $D(t) = D[N(t)] = \lambda t$

一维特征函数 $\varphi(u) = E[e^{iuN(t)}] = e^{\lambda t(e^{iu}-1)}$

二维概率分布 (0<s<t)

$$P\{N(s) = j, N(t) = k\}$$

$$= \frac{\lambda^{k} s^{j} (t-s)^{k-j}}{j! (k-j)!} e^{-\lambda t}$$

协方差函数 $C(s,t) = \lambda min(s,t)$ 相关函数R(s,t) = λ min(s,t) + λ ² st 时间间隔 T_n , $n = 1,2,\cdots$ 相互独立同分布 都服从参数为λ的指数分布 $E(T_n) = \frac{1}{\lambda}$ 若{N(t), t ≥ 0}是非齐次泊松过程, λ (t) 是它的强度,若λ(t)是连续函数,则在时 间间距 $[t_0,t_0+t]$ 内事件A出现k次的概 率为 $P{[N(t_0 + t) - N(t_0)] = k}$

$$= \frac{[m(t_0 + t) - m(t_0)]^k}{k!} e^{-[m(t_0 + t) - m(t_0)]}$$

$$k = 0,1,2,...,$$
且 $m(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$ $\lambda(t) = \lambda \pi, 为齐次泊松过程$

离散参数马氏链

k 步转移概率 $p_{ii}(m, k) = P\{X(m + k) = j | X(m) = i\}$

k 步转移矩阵(转移矩阵P(m, 1))
P(m, k) =
$$(p_{ii}(m,k))$$
(i, j \in E)

n 步转移矩阵P(n) = Pⁿ

转移概率pii(m,k)与m无关,则 $p_{ii}(m,1) = p_{ii}(1) = p_{ii}$ 称为齐次马氏链。

初始分布 p_i = P{X(0) = i} P̄₀ = (p_i, i ∈ E)|_{Q =}| **绝对分布**(在 n 时刻处于状态 i 的概率) $p_i(n) = P\{X(n) = i\} \ \tilde{P}_n = (p_i(n), i \in E)$ 绝对分布由初始分布和转移概率确定 $\tilde{P}_n = \tilde{P}_0 P^n$ 马氏链具有遍历性: $\lim_{n\to\infty} p_{ii}(n) = \pi_i > 0$ $\Pi = {\pi_i, j \in E}$ 齐次马氏链的**极限分布**

遍历性:若存在正整数 n_0 ,对任意 $i,j \in E$ 有 $p_{ii}(n_0) > 0$,则此链是遍历的 遍历的齐次马氏链的绝对分布与转移概率 有相同的极限;遍历的齐次马氏链的极限 分布是平稳分布

平稳性:绝对分布始终等于初始分布 对于具有遍历性和平稳性的齐次马氏链有 $\int \pi_j = \sum_{i \in E} \pi_i p_{ij} (\Pi = \Pi P)$ 由此求平稳分布 $(\pi_i > 0, \sum_{i \in E} \pi_i = 1)$ Tii表示 i 出发经 n 步首次到达 j 的时刻 fii(n)表示首次到达概率;fii表示迟早到达 概率; Tii表示首次返回时刻; fii(n)表示首 次返回概率; fii表示迟早返回概率

 $\mu_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ij}(n)$ 首次到达平均时间 $\mu_i = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}(n)$ 首次到达平均返回时间 μ_i < +∞则状态 i 是正常返, 否则为零常返 $f_{ii} > 0 \Leftrightarrow i \rightarrow j$

|若 $f_{ii} = 1$ 则 i 为常返状态,否则为非常返 利用转移概率pii(n)来判别状态性质:

1.非常返⇔∑_{n=1} p_{ii}(n) < +∞ 2.零常返⇔ $\sum_{n=1}^{\infty} p_{ii}(n) = +\infty$

 $\mathbb{E}\lim_{n\to\infty}p_{ii}(n)=0$

3.正常返⇔ $\sum_{n=1}^{\infty} p_{ii}(n) = +\infty$ $\mathbb{E}\lim_{n\to\infty}p_{ii}(n)\neq 0$

状态 i 的周期 $d = G \cdot C \cdot D\{n: p_{ii}(n) > 0\}$ 三个层次区分状态类型

非常返态 状态 常返态 有周期 正常返态 非周期→遍历态 平均返 回时间

遍历态:非周期正常返状态

连续参数马氏链

转移概率函数

$$p_{ij}(s,t) = P\{X(t+s) = j | X(s) = i\}$$
 转移概率与起点 s 无关 $p_{ij}(s,t) = p_{ij}(t)$

则为连续参数齐次马氏链 $[m(t_0+t)-m(t_0)]^k_{\rho^{-[m(t_0+t)-m(t_0)]}}$ 初始分布绝对分布与离散参数马氏链类似

n 改成 t,若转移概率的极限存在
$$\lim_{t\to+\infty} p_{ij}(n) = \pi_j > 0$$
 则具有遍历性

$$\begin{split} \lim_{t \to 0} + \frac{1 - p_{ii}(t)}{t} &= q_{ii} \triangleq q_i \\ \lim_{t \to 0} + \frac{p_{ij}(t)}{t} &= q_{ij} \text{ , } i \neq j \end{split}$$

状态转移速度矩阵

$$Q = \begin{pmatrix} q_{00} & q_{01} & q_{02} & \cdots & q_{1s} \\ q_{10} & -q_{11} & q_{12} & \cdots & q_{1s} \\ q_{20} & q_{21} & -q_{22} & \cdots & q_{2s} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ q_{s0} & q_{s1} & q_{s2} & \cdots & -q_{ss} \end{pmatrix}$$

后退 $P'(t) = QP(t)$ 前进 $P'(t) = P(t)Q$

平稳分布 $\Pi Q = 0$

牛灭过程

状态转移速度矩阵

 $\pi_{k} = \frac{\lambda_{0}\lambda_{1}\cdots\lambda_{k-1}}{\mu_{1}\mu_{2}\cdots\mu_{k}}\pi_{0}, k = 1,2,\cdots, N$

无限源的简单排队系统 M/M/1/∞ 在统计平衡的条件下(p<1): 平均队长 $\overline{N} = \frac{\rho}{1-\rho}$

等待队长的分布 $P\{N_{\alpha} = j\} =$ $(1 - \rho^2, j = 0)$ $(1-\rho)\rho^{j+1}, j \ge 1$

平均等待队长 $\bar{N}_q = \frac{\rho^2}{1}$ 等待队长的方差 $D(N_q) = \frac{\rho^2(1+\rho)-\rho^4}{(1-\alpha)^2}$

在等待条件下的等待队长分布 $P{N_q = j | N_q \ge 1} = (1 - \rho)\rho^{j-1}$ 在等待条件下的平均等待队长

$$E(N_q|N_q \ge 1) = \frac{1}{1-\rho}$$

繁忙的概率,ρ越大,系统越繁忙 等待时间分布函数

 $W_q(t) = P\{W_q \le t\} = 1 - \rho e^{-\mu(1-\rho)t}$ 平均等待时间 $\overline{W}_q = E(W_q) = \frac{\rho}{\mu(1-\rho)}$ 等待时间的方差 $D(W_0) = \frac{\lambda(2\mu - \lambda)}{2}$ 逗留时间W(t) = $1 - e^{-(\mu - \lambda)t}$ 平均逗留时间 $\overline{W} = \frac{1}{\mu - \lambda}$

逗留时间的方差 $D(W) = \frac{1}{(\mu - \lambda)^2}$ Little 公式: $\bar{N} = \lambda_e \bar{W}$, $\bar{N}_q = \lambda_e \bar{W}_q$ 其中λε表示单位时间内实际进入系统 的平均顾客数。

平均忙期长度 $\bar{b} = \frac{1}{\mu - \lambda} (\rho < 1)$ 一个忙期中所服务的平均顾客数 $\mu \cdot \bar{\mathbf{b}} = \frac{1}{1-\rho} \ (\rho < 1)$

具有可变输入率的 M/M/1/∞

顾客到达看到队长为 k 时,进入系统 的概率为a_k,排队越长进入的可能性

平均队长 $\bar{N} = \rho$ 平均等待队长 $\overline{N}_q = \rho + e^{-\rho} - 1$ 等待时间分布函数

$W_{\alpha}(t) =$

 $1 - \frac{e^{-\mu t}}{e^{\rho} - 1} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\rho^{k+1}}{(k+1)!} \sum_{j=0}^{k-1} \frac{(\mu t)^j}{j!}$ 平均等待时间 $\overline{W}_q = \frac{\rho e^{\rho}}{\mu(e^{\rho}-1)} - \frac{1}{\mu}$ 逗留时间的分布函数

W(t) =

$$1 - \frac{e^{-\mu t}}{e^{\rho} - 1} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\rho^{j+1}}{(j+1)!} \sum_{k=0}^{j} \frac{(\mu t)^k}{k!}$$

Little 公式成立:

$$\overline{N} = \lambda_e \overline{W} , \overline{N}_q = \lambda_e \overline{W}_q$$

具有可变服务率的 M/M/1/ ∞

$$\rho_1 = \frac{\lambda}{\mu_1}, \rho_2 = \frac{\lambda}{\mu_2}$$
 $\exists \rho_2 \ge 1$ 时 $p_j = 0, j = 0,1,2,\cdots$
 $\exists \rho_2 < 1$ 时

$$p_{0} = \left(\frac{1 - \rho_{1}^{m}}{1 - \rho_{1}} + \frac{\rho_{2} \rho_{1}^{m-1}}{1 - \rho_{2}}\right)$$

$$p_{i}$$

 $= \begin{cases} {\rho_1}^j p_0 & j = 1, 2, \dots, m-1 \\ {\rho_1}^{m-1} {\rho_2}^{j-m+1} p_0 & j = m, m+1, \dots \end{cases}$ $j=1,2,\cdots,m-1$ 平均队长为

平均队长为
$$\overline{N} = p_0 \left\{ \frac{\rho_1 \left[1 + (m-1)\rho_1 ^m - m \rho_1 ^{m-1} \right]}{(1-\rho_1)^2} + \frac{\rho_2 \rho_1 ^{m-1} \left[m - (m-1)\rho_2 \right]}{(1-\rho_2)^2} \right\}$$

平均等待队长为 $\overline{N}_a = \overline{N} - (1 - \rho_0)$ 平均逗留时间**W** = ¹ N

平均等待时间

$$ar{W}_q = rac{ar{N}}{\lambda} = rac{N}{\lambda} - rac{1-p_0}{\lambda} = ar{W} - rac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^{\infty} p$$
平均服务时间

$$p_0=1-\rho$$
 是系统空闲的概率 p 是系统 $\frac{1-p_0}{\lambda}=\frac{1}{\lambda}\sum_{j=1}^{\infty}p_j=\frac{p_0}{\lambda}\left(\frac{1-\rho_1^m}{1-\rho_1}+\frac{\rho_1^{m-1}\rho_2}{1-\rho_2}\right)$ 繁忙的概率 p 越大,系统越繁忙 $\mathbf{M/M/\varpi}$ 排队系统

 $p_j(t) = P\{N(t) = j\}, p_j = \lim_{t \to \infty} p_j(t)$ 平均队长 $\overline{N} = \rho$,平均等待队长 $\overline{N}_q = 0$ 平均等待时间 $\overline{W}_q = 0$ 逗留时间=服务时间

M/M/c/∞排队系统

$$\rho_{c} = \frac{\lambda}{c\mu}$$

$$p_{0} = \left[\sum_{j=0}^{c-1} \frac{\rho^{j}}{j!} + \frac{c\rho^{c}}{c! (c-\rho)}\right]^{-1}$$

$$p_{j} = \begin{cases} \frac{\rho^{j}}{j!} p_{0} & 1 \leq j \leq c-1 \\ \frac{\rho^{j}}{c^{j-c} \cdot c!} p_{0} & j \geq c \end{cases}$$
顧客到決时需要等待的概率为

 $p = \frac{1}{1 - \rho_c} p_c \ p_c = \frac{\rho^c}{c!} p_0$ 等待队长 Nq 有分布

$$P\{N_q = 0\} = \sum_{j=0}^{c} p_j \ P\{N_q = k\} = p_{c+k}$$

正在被服务的顾客数 $P{N_c = k} = p_k$ $0 \le k \le c - 1$

平均队长 $\overline{N} = \overline{N}_q + \overline{N}_c$ 等待时间分布函数

逗留时间

平均逗留时间

$$\overline{W} = \frac{\rho_c}{\lambda (1 - \rho_c)^2} p_c + \frac{1}{\mu}$$

Little 公式成立

M/M/c/K 混合制排队系统

$$p_0 = \left(\sum_{j=0}^{c-1} \frac{\rho^j}{j!} + \sum_{j=c}^k \frac{\rho^j}{c! c^{j-c}}\right)^{-1}$$

$$p_j = \begin{cases} \frac{\rho^j}{j!} p_0 & 1 \le j \le c - 1\\ \frac{\rho^j}{c^{j-c} \cdot c!} p_0 & j \ge c \end{cases}$$

单位时间平均损失的顾客数 $\bar{\lambda}_e = \lambda p_k$ 单位时间内平均进入系统的顾客数 $\lambda_{\rm e} = \lambda (1 - p_{\rm k})$ 平均等待队长

$$\begin{split} \overline{N}_q &= \frac{c^c}{2c!} (K-c) (K-c+1) p_0 \left(\rho_c = 1 \right) \\ \overline{N}_q &= \frac{\rho^c \rho_c p_0}{(1-\rho_c)^2 c!} \cdot \\ \left[1 - \rho_c^{K-c+1} - \rho_c^{K-c} (1-\rho_c) (K-c+1) \right] \\ N_c \, \\ \overline{\chi}_{\sigma} &= \overline{\gamma}_{\sigma} = \overline{\gamma}_{\sigma} = 0, 1, 2, \cdots, c-1 \end{split}$$

 $P\{N_c = c\} = \sum_{i=c}^k p_i$

正在被服务的平均顾客数 $\overline{N}_c = \rho(1 - p_k)$

平均队长 $\overline{N} = \overline{N}_a + \overline{N}_c$ $W_q(t) =$

$$\begin{cases} \sum_{j=0}^{c-1} q_j & (t=0) \\ \sum_{j=0}^{c-1} q_j + \sum_{j=0}^{k-1} q_j \cdot \int_{0^+}^{t} \frac{c\mu(q_ix)^{j-c}}{(j-c)!} e^{-c\mu x} dx \end{cases}$$

平均逗留时间 $\overline{W} = \overline{W}_q + \frac{1}{n}$

$$\begin{split} q_j &= \frac{p_j}{1-p_k} \\ M/M/1/K \\ p_j &= \begin{cases} \frac{(1-\rho)\rho^j}{1-\rho^{k+1}} & \rho \neq 1 \\ \frac{1}{k+1} & \rho = 1 \end{cases} & 1 \leq j \leq k \\ \bar{N} &= \begin{cases} \frac{\rho}{1-\rho} - \frac{(k+1)\rho^{k+1}}{1-\rho^{k+1}} & \rho \neq 1 \\ \frac{k}{2} & \rho = 1 \end{cases} \end{split}$$

$$\overline{N}_{q} = \begin{cases} \frac{\rho^{2}}{1-\rho} & \rho = 1\\ \frac{\rho^{2}}{1-\rho} - \frac{(k+\rho)\rho^{k+1}}{1-\rho^{k+1}} & \rho \neq 1\\ \frac{k(k-1)}{2(k+1)} & \rho = 1 \end{cases}$$

 $W(t) = q_0 \sum_{j=0}^{k-1} \rho^j \left[1 - e^{-\mu t} \sum_{i=0}^j \frac{(\mu t)^i}{i!} \right]$

M/M/c/c

爱尔朗公式 $p_j = \frac{\rho^J}{i!} / \sum_{i=0}^{c} \frac{\rho^J}{i!}$

顾客损失的概率 $p_c = \frac{\rho^c}{c!} / \sum_{i=0}^{c} \frac{\rho^i}{i!}$ 由于不允许排队 $\overline{N}_q = 0$; $\overline{W}_q = 0$

服务时间服从指数分布 典型例子: 机器维修模型

M/M/c/m/m 系统 (机器故障修理)

$$\begin{array}{c} \underset{\mu}{\overset{m\lambda}{\sim}} \overset{(m-c)+1)\lambda}{\sim} \overset{(m-c+1)\lambda}{\sim} \overset{(m-c)\lambda}{\sim} \overset{2\lambda}{\sim} \overset{\lambda}{\sim} \\ \underset{\mu}{\overset{(\nu-1)}{\sim}} \overset{(\nu-1)\mu}{\sim} \overset{(\nu-1$$

$$\begin{split} p_j &= \begin{cases} C_m^i \rho^j p_0 & 1 \leq j \leq c-1 \\ C_m^j \frac{j!}{c! \ c^j - c} \rho^j p_0 & j \geq c \end{cases} \\ &= \forall j \leq c \text{ and } p_j = c \text{ and }$$

等待修理的平均时间

 $W_{q}(t) = (t \ge 0)$

$$\begin{split} \overline{W}_{q} &= \sum_{j=c}^{m-1} \frac{j-c+1}{c\mu} p_{j} = \frac{\overline{N}_{q}}{\lambda (m-\overline{N})} \\ 统计平衡下: \end{split}$$

单位时间内发生故障的平均机器数 $\lambda_o = \lambda (m - \overline{N})$

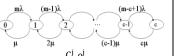
 $1 - \sum_{j=c}^{m} p_j e^{-c\mu t} \left\{ 1 + c\mu t + \dots + \frac{(c\mu t)^{j-c}}{(i-c)!} \right\}$

单位时间内平均修复的机器数

 $\lambda_{\mu} = \mu \cdot \overline{N}_{c}$ 单位时间内平均修复的机器数等于发生故 障的平均数,即 $\lambda_e = \lambda_u$

M/M/c/m/m 损失制系统

当c个维修工人都忙于维修故障的机器时 发生故障的机器不是等待维修,而是立刻 送到其它地方去修理,或者停产大修;



有备用品的 M/M/c/m+K/m 系统

m 台机器正常工作,另有 K 台机器备用 处于正常运转的机器不足 m 台时,只好缺 t = 0 额生产

c≤K 时的状态转移速度图

$$\begin{aligned} p_0 &= \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{i!} & \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{c^i - k} \frac{m\lambda}{c^i - k} \\ \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{i!} & \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{c^i - k} \\ \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{i!} & \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{c^i - k} \\ \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{m\lambda}{c^i - k} & \sum_{i=0}^{m\lambda} \frac{1}{c^i - c(m-i+K)!} \rho^i \end{bmatrix}^{-1} \end{aligned}$$

$$= \begin{cases} \frac{m^{j}}{j!} \rho^{j} p_{0} & j = 1, 2, \cdots, K-1 \\ \frac{m^{K} \cdot m!}{j!(m-j+K)!} \rho^{j} p_{0} & j = K, K+1, \cdots, c-1 \\ \frac{m^{K} \cdot m!}{c^{j-c}(m-j+K)! \cdot c!} \rho^{j} p_{0}, j = c, c+1, \cdots, m+K \end{cases}$$