

För ett stationärt M/M/c-system låt  $X_q$  beskriva antalet personer i kö och  $S_q$  tiden en ankommande person tillbringar i kö.

Vi minns att  $E[X_q] = P(\text{vänta}) \frac{\rho}{1-\rho}$  och  $P(S_q > t) = P(\text{vänta}) e^{-c\mu(1-\rho)t}$  där  $\rho = \lambda/(c\mu)$ .

Inför en stokastisk variabel  $I$  sådan att  $P(I = 1) = 1 - P(I = 0) = P(\text{vänta})$  och  $S'$  exponentiellfördelad med väntevärde  $1/c\mu(1-\rho)$  oberoende av  $I$ . Då är  $S_q = I \cdot S'$ . Speciellt får vi att

$$E[S_q] = E[I \cdot S'] = E[I] E[S'] = P(\text{vänta}) \cdot \frac{1}{c\mu(1-\rho)}.$$

Vidare, med  $S$  som tiden en ankommande kund tillbringar i ett stationärt system har väntevärde

$$E[S] = E[S_q] + E[\text{betjäningstid}] = P(\text{vänta}) \cdot \frac{1}{c\mu(1-\rho)} + \frac{1}{\mu}.$$

Slutligen,

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{k=0}^{\infty} k\pi_k = \dots = \sum_{k=0}^c k\pi_k + \sum_{k=1}^{\infty} (c+k)\pi_{c+k} = \sum_{k=1}^c k \frac{(c\rho)^k}{k!} \pi_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (c+k)\rho^k \pi_c \\ &= c\rho \sum_{k=0}^{c-1} \frac{(c\rho)^k}{k!} \pi_0 + c\rho \sum_{k=0}^{\infty} \rho^k \pi_c + \sum_{k=0}^{\infty} k\pi_{k+c} = c\rho P(X \leq c-1) + c\rho P(X \geq c) + E[X_q] \\ &= c\rho + E[X_q]. \end{aligned}$$

### Little's formler

$$\underbrace{E[X_q]}_{=l_q} = \lambda \underbrace{E[S_q]}_{=w_q} \quad \underbrace{E[X]}_{=l} = \lambda \underbrace{E[S]}_{=w} \quad E[S] = E[S_q] + E[\text{betjäningstid}]$$

### Tidsreversibilitet

Låt  $(X_t)_{t \geq 0}$  vara en stationär Markovkedja. För  $i \neq j$  är

$$\begin{aligned} P(X(t) = j | X(t+h) = i) &= \frac{P(X(t) = j, X(t+h) = i)}{P(X(t+h) = i)} \\ &= \frac{P(X(t+h) = i | X(t) = j) P(X(t) = j)}{P(X(t+h) = i)} \\ &= P(X(t+h) = i | X(t) = j) \frac{\pi_j}{\pi_i} \end{aligned}$$

Detta ger att Markovkedjan i baklängestid har övergångsintensiteter

$$q'_{ij} = q_{ji}\pi_j/\pi_i,$$

En stationär födelse-/döds-process uppfyller

$$\pi_i q_{ij} = q_{ji} \pi_j \quad (\text{dvs } \pi_i \lambda_i = \pi_{i+1} \mu_{i+1})$$

vilket innebär att  $q_{ij} = q'_{ij}$ , dvs framåtkedjan och bakåtkedjan har samma fördelning. Födelse-/döds-processer är tidsreversibla.

Ett stationärt M/M/c-system är tidsreversibelt. I det reverserade systemet är ankomstprocessen en Poissonprocess med intensitet  $\lambda$  och ankomster efter  $t$  är oberoende av  $(X(s))_{s \leq t}$ . Det betyder att i det ursprungliga systemet är avgångsprocessen en Poissonprocess med intensitet  $\lambda$  och avgångar före  $t$  är oberoende av  $(X(s))_{s \geq t}$ .

## M/M/1 i tandem

Betrakta  $d$  stycken kösystem på rad. En kund som expedierats vid station 1 går vidare till station 2 därefter till station 3 och så vidare. Varje station har en betjänares och betjäningstiderna vid station 1, 2,  $\dots$ ,  $d$  är oberoende och exponentialfördelade med intensiteter  $\mu_1, \dots, \mu_d$ . Ankomster utifrån sker enbart till station 1 enligt en Poissonprocess med intensitet  $\lambda < \mu_j$ , för alla  $j$ .

Med  $\rho_1 = \lambda/\mu_1$  är station 1 ett M/M/1-system och stationärfördelningen för  $k$  kunder är  $(1 - \rho_1)\rho_1^k$ . Om station 1 är stationär är utprocessen en Poissonprocess med intensitet  $\lambda$  och då är även station två ett M/M/1-system med stationär fördelning för  $k$  kunder  $(1 - \rho_2)\rho_2^k$ , där  $\rho_2 = \lambda/\mu_2$ . Upprepas resonemanget fås att station  $j$  har en stationärfördelning

$$P(X_j = k) = (1 - \rho_j)\rho_j^k, \quad k \geq 0, \quad \rho_j = \lambda/\mu_j$$

Vidare är den simultana fördelningen för det stationära antalet kunder

$$P(X_1 = k_1, \dots, X_d = k_d) = (1 - \rho_1)\rho_1^{k_1} \cdots (1 - \rho_d)\rho_d^{k_d}.$$

Motsvarande kan göras för M/M/c-system. Antalet kunder vid stationerna i det stationära tandem-systemet av M/M/c-köer är simultant oberoende stokastiska variabler där marginalfördelningarna är desamma som för M/M/c-systemet.

## M/M/1 med återkoppling

Ankomster sker enligt en Poissonprocess med intensitet  $\lambda$ . Betjäningstiderna är oberoende och exponentialfördelade med väntevärde  $1/\mu$ . Varje slutförd betjäning resulterar i en korrekt enhet med sannolikhet  $p$  oberoende av tidigare betjäningar. Icke-korrekta enheter servas på nytt.

Systemet har samma dynamik som ett M/M/1-system med ankomstintensitet  $\lambda$  och nettobetjäningsintensitet  $p\mu$ , dvs det existerar en stationärfördelning för antalet kunder som ges av

$$\pi_k = (1 - \rho)\rho^k, \quad k \geq 0$$

då  $\rho = \lambda/p\mu < 1$ .

Låt  $\Lambda$  vara den totala ankomstintensiteten varmed enheter kommer till betjänares, inklusive reurer av icke-korrekta enheter. Då är  $\Lambda(1 - p) + \lambda = \Lambda$ , dvs  $\Lambda = \lambda/p$ . Vi kan se systemet som ett system med ankomster enligt en (punkt-)process med intensitet  $\Lambda$  och betjäningsintensitet  $\mu$ . Ankomstprocessen är ej en Poissonprocess.

## Jacksonätverk

System av återkopplade M/M/c-system.

- Ankomster till station  $i$ ,  $i = 1, \dots, d$  enligt en Poissonprocess med intensitet  $\lambda_i$ .
- Betjäningstiderna vid nod  $i$  är oberoende exponentialfördelade med väntevärden  $1/\mu_i$ .
- Markovska rutten i nätverket: en kund lämnar nod  $i$  och går till nod  $j$  med sannolikhet  $p_{ij}$ , oberoende av tidigare väg, och lämnar nätverket med sannolikhet  $p_i = \sum_{j=1}^d p_{ij}$ .

Alla storheter förutsätts vara oberoende.

Låt  $\Lambda_j$  vara den totala intensiteten ut ur nod  $j$ . Trafikbalans ger att  $\Lambda_j$  måste uppfylla

$$\Lambda_j = \lambda_j + \sum_{i=1}^d \Lambda_i p_{ij}.$$

Om  $\rho_j = \Lambda_j/\mu_j < 1$ ,  $j = 1, \dots, d$ , så är  $(X_1(t), \dots, X_d(t))_{t \geq 0}$  en ergodisk Markovkedja med stationärfördelning

$$\mathbf{P}(X_1 = x_1, \dots, X_d = x_d) = \mathbf{P}(X_1 = x_1) \cdots \mathbf{P}(X_d = x_d) = \pi_1(x_1) \cdots \pi_d(x_d)$$

där  $\pi_i(k)$  är fördelningen för det i ett stationärt  $M/M/c$ -system finns  $k$  enheter.