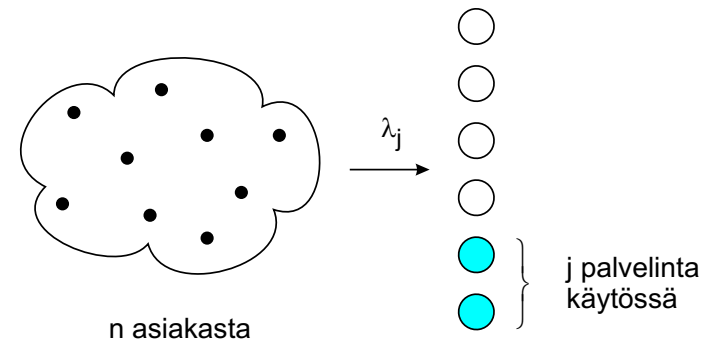


## Äärellinen lähdepopulaatio: $M/M/s/s/n$ -järjestelmä

Tarkastellaan estojärjestelmää (ei odotuspaikkoja) tapauksessa, jossa saapumiset tulevat äärellisestä lähdepopulaatiosta: asiakkaiden kokonaismäärä on  $n$ .



### Asiakkaan malli

- Ajatellaan konkreettisuuden vuoksi, että asiakkaat ovat esim. puhelimen käyttäjiä.
- Oletetaan, että aika seuraavaan puheluyritykseen eli asiakkaan ns. "miettimisaika" noudattaa jakaumaa  $\text{Exp}(\gamma)$ .
- Estynyt puheluyritys menetetään
  - ei johda uusintayritykseen
  - alkaa uusi miettimisaika: aika seuraavaan yritykseen  $\sim \text{Exp}(\gamma)$
  - pitoaika  $X \sim \text{Exp}(\mu)$

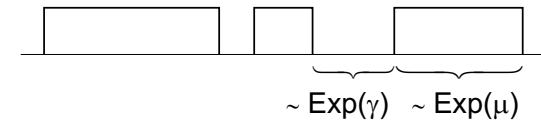
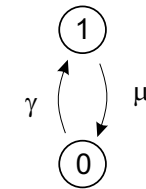
Merkitään

$$\hat{a} = \gamma/\mu$$

## Yksittäisen lähteen käyttäytyminen

Tapaus  $s = \infty$  ( $s \geq n$ ) Jokaiselle asiakkaalle on oma palvelin.

- Systeemissä ei ole estoa; kaikki puheluyritykset onnistuvat.
- Asiakas käyttäytyy kuvan kaksitilaisen (0,1)-mallin mukaisesti.  $\text{Exp}(\mu)$ -kestoinen aktiivitila (1) ja  $\text{Exp}(\gamma)$ -kestoinen miettimistila (0) vuorottelevat.



$$p_0 = \frac{1/\gamma}{1/\gamma + 1/\mu} = \frac{1}{1 + \hat{a}}, \quad p_1 = \frac{1/\mu}{1/\gamma + 1/\mu} = \frac{\hat{a}}{1 + \hat{a}}$$

- Täyden syklin (miettimisjakso + aktiivijakso) keskimääräinen kesto on  $1/\gamma + 1/\mu$ .
- Puheluiden saapumisnopeus (yksi per sykli) on

$$\frac{1}{1/\gamma + 1/\mu} = \frac{1/\gamma}{1/\gamma + 1/\mu} \gamma = p_0 \gamma$$

saapumisnopeus miettimistilassa  $\gamma$   
miettimistilan todennäköisyys  $p_0$

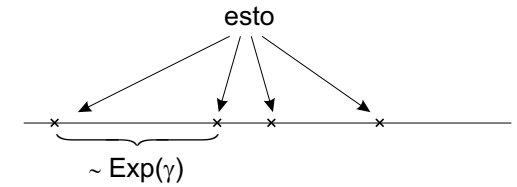
- Tarjottu kuorma = välitetty kuorma (per lähde)

$$a^\infty = p_1 = \frac{\hat{a}}{1 + \hat{a}} \quad \text{ns. tarkoitettu kuorma per lähde (ei estoa)}$$

## Yksittäisen lähteen käyttäytyminen (jatkoa)

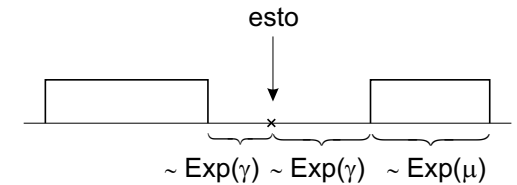
Tapaus  $s = 0$ : Ei yhtään palvelinta.

- Kaikki puheluyritykset estyvät.
- Puheluyrityksiä tulee frekvenssillä  $\gamma$ , joka on suurempi kuin tapauksessa  $s = \infty$  ( $p_0\gamma$ ), koska nyt asiakas on koko ajan miettimistilassa.



Tapaus  $0 \leq s \leq n$ : Varsinainen tutkittava tilanne.

- Asiakas vuorottelee  $\text{Exp}(\mu)$ -kestoisen aktiivitilan ja yhdestä tai useammasta  $\text{Exp}(\gamma)$ -kestoisesta jaksosta muodostuvan miettimistilan välillä.



## Järjestelmän analyysi syntymä-kuolema-prosessina

Otetaan tilamuuttujaksi järjestelmässä sisällä olevien asiakkaiden (käynnissä olevien puheluiden) lukumäärä  $N_t$ .

$N_t$  muodostaa syntymä-kuolema-tyyppisen Markovin prosessin.

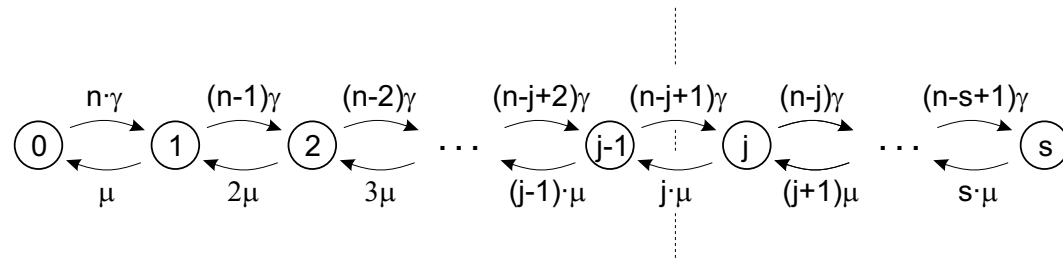
Tilamuuttuja  $N_t$  määrää (riippumatta menneisyydestä) todennäköisyydet uuden puhelun tulemiselle tai käynnissäolevan päätymiselle aikayksikköä kohden (eksponenttijakaumat!).

Tilassa  $N_t = j$

- $n - j$  lähdeä vapaana “miettimistilassa”
  - aika seuraavan puhelun generointiin  $\sim \text{Exp}((n - j)\gamma)$
  - todennäköisyys aikayksikköä kohden siirtyä yhtä suurempaan miehitystilaan  $\lambda_j = (n - j)\gamma$  (tilariippuva saapumisnopeus)
  - tilassa  $s$  kaikki palvelimet ovat käytössä, joten  $\lambda_s = 0$
- $j$  puhelua käynnissä
  - aika seuraavan päättymiseen  $\sim \text{Exp}(j\mu)$
  - $\mu_j = j\mu$  (tilariippuva päättymisnopeus)

## Tasapainotodennäköisyydet

Syntymä-kuolema-prosessia kuvaa seuraava tilakaavio



Merkitsemällä todennäköisyysvirrat leikkauksen yli yhtäsuuriksi, saadaan rekursio

$$(n - j + 1) \gamma \pi_{j-1} = j \mu \pi_j, \quad j = 1, 2, \dots, s$$

jonka avulla kaikki todennäköisyydet voidaan palauttaa  $\pi_0$ :aan,

$$\pi_j = \frac{n - j + 1}{j} \cdot \frac{n - j + 2}{j - 1} \dots \frac{n - 1}{2} \cdot \frac{n}{1} \cdot \left(\frac{\gamma}{\mu}\right)^j \pi_0 = \binom{n}{j} \hat{a}^j \pi_0$$

Sovelletaan normiehtoa  $\sum_{j=0}^s \pi_j = 1$

$$\pi_j[n] = \frac{\binom{n}{j} \hat{a}^j}{\sum_{k=0}^s \binom{n}{k} \hat{a}^k}$$

$$j = 0, 1, \dots, s$$

lähteiden lukumäärä  $n$  merkitty eksplisiittisesti näkyviin,  $\pi_j[n]$

## Tasapainotodennäköisyydet (jatkoa)

Merkitään  $p = p_1 = a^\infty$ , lähteen päälläolotodennäköisyys estottomassa tapauksessa.

$$p = \frac{\hat{a}}{1 + \hat{a}} \quad \Rightarrow \quad \hat{a} = \frac{p}{1 - p}$$

Tämän avulla tilatodennäköisyyden lauseke voidaan kirjoittaa muotoon

$$\pi_j[n] = \frac{\binom{n}{j} p^j (1 - p)^{n-j}}{\sum_{k=0}^s \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}} \quad \begin{array}{l} j = 0, 1, \dots, s \\ (0 \text{ muulloin}) \end{array}$$

- Katkaistu binomijakauma (kun  $s < n$ )
- Binomijakauma, kun  $s \geq n$   
(estoton tapaus, kukin lähde muista riippumatta päällä todennäköisyydellä  $p$ )

Insensitiivisyys: Samalla tavalla kuin tavallisessa estojärjestelmässä tulos on insensitiivi pitoajan jakauman suhteen (vaikka nyt tehty johto nojautuikin pitoajan eksponentiaalisesti oletettuun jakaumaan).

## Aika- ja kutsuestot

Aikaesto: aikaosuus, jonka systeemi viettää tilassa  $s$ ; tilan  $s$  tasapainotodennäköisyys  $\pi_s$

$$E_n(s, \hat{a}) = \frac{\binom{n}{s} \hat{a}^s}{\sum_{k=0}^s \binom{n}{k} \hat{a}^k}$$

Kutsuesto: todennäköisyys, jolla saapuva kutsu estyy

- Tilariippuvasta saapumisnopeudesta johtuen tuloprosessi ei ole poissoninen.
- Kutsuesto  $\neq$  aikaesto
- Yleensäkin  $\pi_j^*[n] \neq \pi_j[n]$ , missä

$$\begin{cases} \pi_j^*[n] = P\{\text{kutsun saapuessa järjestelmä on tilassa } j\} \\ \pi_j[n] = P\{\text{järjestelmä on tilassa } j \text{ satunnaisella ajanhetkellä}\} \end{cases}$$

## Saapuvan kutsun näkemä tilatodennäköisyys

$$\pi_j^*[n] = \frac{\lambda_j \pi_j[n]}{\sum_{k=0}^s \lambda_k \pi_k[n]}$$

Perustelu: Tarkastellaan pitkää ajanjaksoa  $T$ .

- Systemi viettää keskimäärin ajan  $\pi_j[n]T$  tilassa  $j$ .
- Tänä aikana saapuu keskimäärin  $\lambda_j \pi_j[n]T$  kutsua (näkevät systeemin tilassa  $j$ ).
- Kaiken kaikkiaan ajassa  $T$  saapuu keskimäärin  $T \sum_{k=0}^s \lambda_k \pi_k[n]$  kutsua.
- Niiden kutsujen osuus, jotka näkevät systeemin tilassa  $j$ , on lausekkeen mukainen.

Sijoittamalla ylläolevaan lausekkeeseen  $\lambda_j = (n - j)\gamma$  nähdään (todistus harjoitustehtävänä)

$$\pi_j^*[n] = \pi_j[n - 1]$$

Saapuvan asiakkaan näkemä tilajakauma on sama kuin tasapainojakauma systeemissä, jossa asiakkaita on yksi vähemmän. Saapuva asiakas on ikään kuin “ulkopuolinen tarkkailija”.

Kutsuesto:

(Engsetin kaava)

$$B_n(s, \hat{a}) = \pi_s^*[n] = \pi_s[n - 1] = \frac{\binom{n-1}{s} \hat{a}^s}{\sum_{k=0}^s \binom{n-1}{k} \hat{a}^k}$$

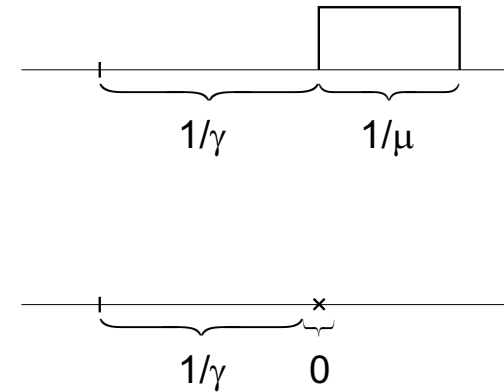


## Toteutunut tarjottu ja välitetty kuorma

Merkitään kutsuestoa lyhyesti  $B$ :llä.

Tarkastellaan yhtä sykliä, joka sisältää

- Miettimisjakson (keskipituus  $1/\gamma$ )
- Palvelujakson, joka
  - todennäköisyydellä  $1 - B$  on todellinen aktiivijakso (keskipituus  $1/\mu$ )
  - todennäköisyydellä  $B$  on surkastunut 0-kestoiseksi estotapahtumaksi



Syklin keskipituus on  $1/\gamma + (1 - B) \cdot 1/\mu + B \cdot 0 = 1/\gamma + (1 - B) \cdot 1/\mu$ .

Todennäköisyys, että lähde on miettimisvaiheessa on  $\frac{1/\gamma}{1/\gamma + (1 - B) \cdot 1/\mu} = \frac{1}{1 + (1 - B)\hat{a}}$

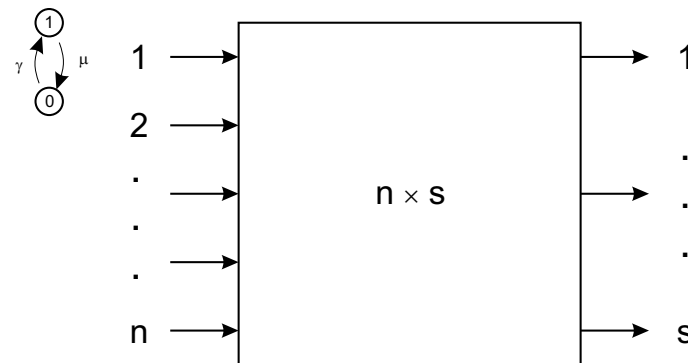
Kukin  $n$ :stä lähteestä miettimisvaiheessa ollessaan generoi uusia kutsuja nopeudella  $\gamma$ . Tarjottu liikenneintensiteetti  $a$  on kutsujen saapumisnopeus kertaa yhteyden pitoaika  $1/\mu$ .

$$a = \frac{\hat{a}}{1 + (1 - B)\hat{a}} n$$

Välitetty liikenneintensiteetti

$$a_c = (1 - B)a = \frac{(1 - B)\hat{a}}{1 + (1 - B)\hat{a}} n = \sum_{k=0}^s k \pi_k$$

## Esimerkki. Äärellisen populaation järjestelmä: keskitin



- $n$  käyttäjää, joista kukin on yhdistetty omalla johdollaan keskittimen tulopuolelle.
- $s < n$  lähtöä; liikenne on keskitetty pienempään määrään johtoja, koska on epätodennäköistä, että kaikki käyttäjät olisivat aktiivisia samanaikaisesti.
- Samanaikainen käyttö on kuitenkin mahdollista; keskityksen määrä on mitoitettava siten, että todennäköisyys estolle on riittävän pieni.
- Esto voidaan laskea annetulla kutsueston kaavalla (Engsetin kaava).