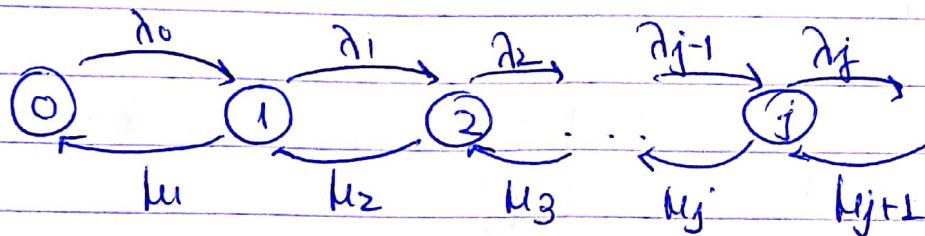


## Απλές Μακροβιανές Ουρές

### 1. ΥΠΕΡΘΕΤΙΣΕΙΣ

- Απλή μακροβιανή ουρά είναι μια ουρά για την οποία η  $\{Q(t)\}$  είναι ΜΑΣΧ ως προς γεγονός-συνεχούς.



### 1) Ευστόχεια:

$$B^{-1} = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_{j-1}}{\mu_1 \cdot \dots \cdot \mu_j} = \begin{cases} +\infty, & \text{αδύναμη} \\ < +\infty, & \text{ευστόχεια} \end{cases}$$

### 2) Κατανομές πιθανότητας πιθανούς πελάτων σε συνεχή χρόνο

$$P_j = \begin{cases} B & , j=0 \\ B \frac{\lambda_0 \cdot \lambda_{j-1}}{\mu_1 \cdot \dots \cdot \mu_j} & , j \geq 1 \end{cases}$$

3) Ρυθμός Διασκέδασης

$$\lambda^* = \sum_{n=0}^{\infty} \lambda_n P_n = \sum_{n=1}^{\infty} k_n P_n = k^*$$

4) Κατανομές Ισορροπίας # περιόδων σε στιγμές αφίξεων - αναχωρήσεων

$$a_j = \frac{\lambda_j P_j}{\lambda^*}, \quad j \geq 0 \quad d_j = \frac{k_{j+1} P_{j+1}}{k^*}, \quad j \geq 0$$

5) Μέσες τιμές

$$\begin{matrix} E[Q] & , & E[S] \\ E[Q^-] & , & E[Q^+] \end{matrix} \quad (\text{αριθμός αναμονών μέσος χρόνος})$$

6) Μετάβαση ως προς αποστάσεις

$$E[I] = \frac{1}{\lambda_0} \quad \rho_0 = \frac{E[I]}{E[Z]} \Rightarrow E[Z] = \frac{E[I]}{\rho_0}$$

7) Κατανομή  $S, W$

$$F_S(x) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j \Pr[S \leq x | Q^- = j]$$



## 2. $M/M/1$ ουρά με αποσπασμένους πελάτες (balking)

Poisson( $\lambda$ ) διαδικασία αφίξεων  
 $\text{Exp}(\mu)$  χρόνο εξυπηρέτησης

1 server, οίτηρη χωρητικότητα, FCFS

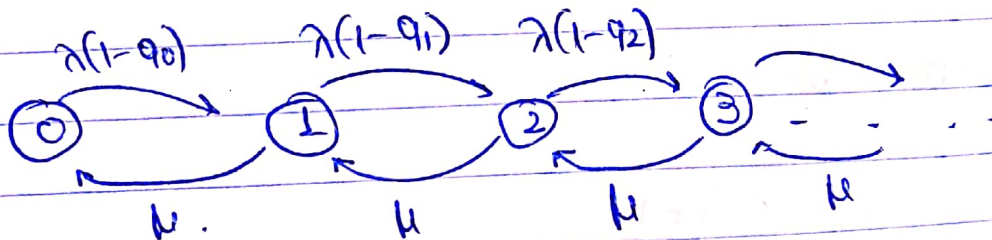
Κάθε αποσπασμένος πελάτης που βλέπει  $n$  πελάτες (χωρίς τον ίδιο) αναχωρεί αμέσως με πιθανότητα  $q_n$

Συνάρτηση  $q_n$  και  $\lim_{n \rightarrow \infty} q_n = 1$

$Q(t) = \#$  πελατών την στιγμή  $t$

καταστάσεις	επιόμενα καταστάσεις	χρόνος
0	1	$\text{Exp}(\lambda(1-q_0))$
$n \geq 1$	$n+1$	$\text{Exp}(\lambda(1-q_n))$
	$n-1$	$\text{Exp}(\mu)$

Από  $\{Q(t)\}$  ΜΑΣΝ  
 χωρίς γεννήματα - θανάτους.

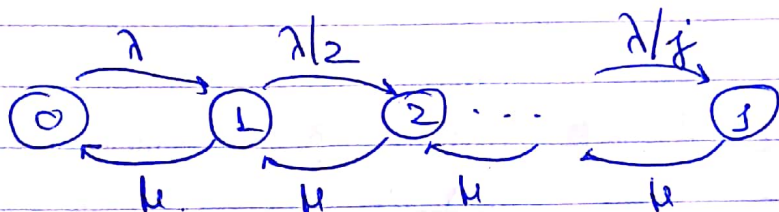


Θα μελετήσουμε την ειδική περίπτωση  $q_n = \frac{n}{n+1}$   
 $(q_0=0, q_1=\frac{1}{2}, q_2=\frac{2}{3} \dots)$

$1 - q_n = \frac{1}{n+1}$  (η πιθανότητα είσοδου στο σύστημα είναι αντίστροφα ανάλογη των  $\#$  πελάτων αν κ.π.ω)

Ευσταθία

$$B^{-1} = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j \frac{1}{j!} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{p^j}{j!} = e^p < +\infty$$



↓  
 # για τους  
 ευστάθεις

Κατανομή Ισορροπίας # πελάτων (σε συνεχή χρόνο)

Στην Μ/Μ/1  
 $P_j = (1-p)p^j$   
 $p < 1$   
 $Q \sim \text{Geom}(p)$

$P_j = e^{-p} \frac{p^j}{j!}$  για  $j \geq 0$ . Άρα  $Q \sim \text{Poisson}(p)$   
 $E[Q] = p, E[S] = \frac{1}{\mu}$

↑  
 για τους  
 αόκλιους πελάτες

Ρυθμός Διατετακούς

$$\lambda^* = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j P_j = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda}{j+1} \frac{e^{-p} p^j}{j!}$$

$$= \frac{\lambda e^{-p}}{p} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{p^{j+1}}{(j+1)!}$$

Άρα  $\lambda^* = \mu(1 - e^{-p})$



Ευαριστικά

$$\mu^* = \lambda^* = \sum_{j=1}^{\infty} k_j P_j = \mu \sum_{j=1}^{\infty} P_j = \mu(1 - p_0) = \mu(1 - e^{-\rho})$$

Κατανομές # Τρενάτων σε στιγμές αφίξεων - αποχωρήσεων

Λόγω PASTA:  $Q_j = P_j = \frac{e^{-\rho} \rho^j}{j!}, j \geq 0$

Λόγω μεμονωμένων αφίξεων - αποχωρήσεων  $d_j = a_j$

Κατανομές # Τρενάτων σε στιγμές εισόδων - τρεπόμενου εξοπλισ.

$$Q_j^{\text{enter}} = \frac{\lambda_j P_j}{\lambda^*} = \frac{\lambda e^{-\rho} \rho^j}{(j+1) j! \mu(1 - e^{-\rho})} = \frac{e^{-\rho} \rho^{j+1}}{\mu e^{-\rho} (j+1)!}, j \geq 0$$

$$d_j^{\text{enter}} (= a_j^{\text{enter}}) = \frac{k_{j+1} P_{j+1}}{\mu^*}$$

Ποσοστό χαμένων τρενάτων

$$\frac{\lambda - \lambda^*}{\lambda} = 1 - \frac{\lambda^*}{\lambda} = 1 - \frac{(1 - e^{-\rho})}{\rho}$$

$$\frac{\lambda^*}{\lambda} = \frac{\mu(1 - e^{-\rho})}{\lambda}$$
$$\frac{\lambda^*}{\lambda} = \frac{\mu(1 - e^{-\rho})}{\mu \rho} = \frac{1 - e^{-\rho}}{\rho}$$

Ευνοηθείται:

Ποσότητα χαμένων τηλεφώνων =  $\Pr$  [αύξηση απορριψήσεων τηλεφώνων]

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \Pr[Q=j] \Pr[\text{αύξηση απορριψήσεων} | Q=j]$$
$$= \sum_{j=0}^{\infty} \rho_j \rho_j = \sum_{j=0}^{\infty} \rho_j \rho_j = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{e^{-\rho} \rho^j}{j!} \cdot \frac{j}{j+1} = 1 - \frac{1}{j+1}$$

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

Μέσος χρόνος παραμονής αφισθέντα

$$E[S] = \frac{E[Q]}{\lambda} = \frac{1}{\mu}$$

Μέσος χρόνος παραμονής εισερχόμενα

ει χρόνος  $E[S] = \Pr[\text{εισόδου}] E[S^{\text{enter}}] + \Pr[\text{απορριψήσεων}] \cdot 0$   
↑  
μέσος χρόνος παραμονής αφισθέντα

$$\Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{1 - e^{-\rho}}{\rho} E[S^{\text{enter}}] \Rightarrow$$

Πιθανότητα εισόδου =  $\mu$  και προθέσμενος αριθμός εισερχομένων =  $\lambda^* / \lambda$

$$E[S^{\text{enter}}] = \frac{\lambda}{\mu^2 (1 - e^{-\rho})}$$



## B' Toinos

$$E[S^{\text{enter}}] = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j^{\text{enter}} \cdot E[S^{\text{enter}} | Q^- = j, \text{enter}]$$

θαίνει j του κ(α)να

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

$$E[S^{\text{enter}}] = \frac{\lambda}{\mu^2(1-e^{-\rho})}$$

## λ' Toinos

Notes Little

$$E[Q] = \lambda^* E[S^{\text{enter}}]$$

$$\Rightarrow \rho = \mu(1-e^{-\rho}) E[S^{\text{enter}}] \Rightarrow$$

$$\Rightarrow E[S^{\text{enter}}] = \frac{\lambda}{\mu^2(1-e^{-\rho})}$$

Κύκλος αλληλεξαρτήσεων

$$E[I] = \frac{1}{\lambda(1-\rho)}$$

$$\rho = \frac{E[I]}{E[Z]} \Rightarrow E[Z] = \frac{1}{\lambda e^{-\rho}}$$

$$E[Y] = E[Z] - E[I] \Rightarrow E[Y] = \frac{1}{\lambda e^{-\rho}} - \frac{1}{\lambda} \left( \frac{1 - e^{-\rho}}{\lambda e^{-\rho}} \right)$$

### 3. Η M/M/1 ουρά με μεταβλητή ταχύτητα εξυπηρέτησης

Poisson( $\lambda$ ) διαδικασία αφίξεων

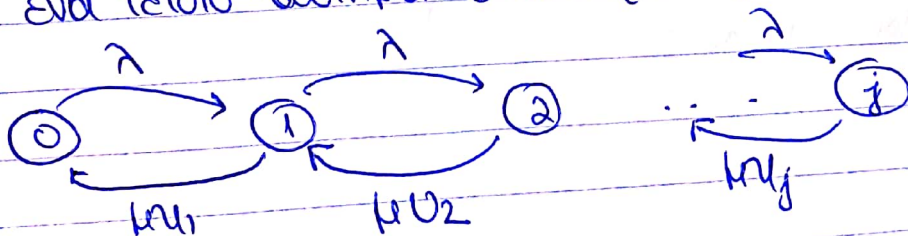
Exp( $\mu$ ) χρόνος εξυπηρέτησης

1 server,  $k=10$ , FCFS

Όταν υπάρχουν  $n$  πελάτες, ο υπηρέτης δουλεύει με ταχύτητα  $\mu_n$

Αν σε κάποια στιγμή ο υποδεικνόμενος ονομαστικός χρόνος εξυπηρέτησης είναι  $X \sim \text{Exp}(\mu)$ , ο πραγματικός χρόνος είναι  $\frac{X}{\mu_n} \sim \text{Exp}(\mu_n \cdot \mu)$ .

Αρα ένα τέτοιο σύστημα έχει  $\{Q(t)\}$  MASH.





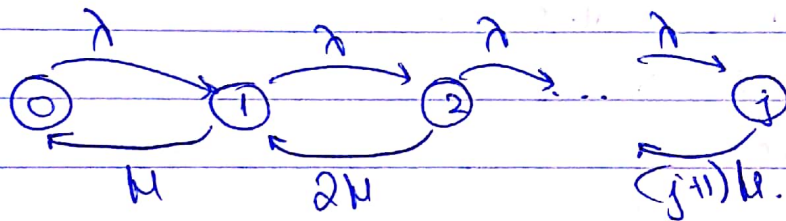
## Σημαντικές Εξώμας Περιπτώσεις

1.  $u_n = \begin{cases} n, & n \leq c \\ c, & n > c \end{cases}$  (περίπτωση  $M/M/c$ )

2.  $u_n = \begin{cases} u, & n \leq c \\ u', & n > c \end{cases}$

3.  $u_n = n$

Μετασχηματισμός (3).



Συστοίκα

$$B^{-1} = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j \frac{1}{j!} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\rho^j}{j!} = e^{\rho} < +\infty$$

Πάντα συστοίκα

## Karlinovés isapportions

$$d_j = a_j = p_j = e^{-\rho} \frac{\rho^j}{j!}, \quad j \geq 0$$

$$Q, Q^+, Q^- \sim \text{Poisson}(\rho).$$

Agkivós 6.1 éws 6.5.