

# Ουρές Αναμονής 07.12.2022

Μάθημα 19

Αντιστρεψιμότητα - Εφαρμογές στην Θεωρία Ουρών

① Σύνταξη

•  $\left\{ \begin{matrix} \lambda(t) \\ \mu(t) \end{matrix} \right\} \rightarrow \left\{ \hat{\lambda}(t) \right\}, \hat{\lambda}(t) = \lambda(-t)$  λέγεται αντιστροφή

•  $\left\{ \lambda(t) \right\}$  αντιστρεψιμή  $\Leftrightarrow \left\{ \lambda(t) \right\}, \left\{ \hat{\lambda}(t) \right\}$  στοχαστικά ισοδύναμες

• Αν  $\left\{ \lambda(t) \right\}$  ΜΑΣΧ σταθερή, αδιαχώριστη με κατανομή ισορροπίας  $(p_j)$ , τότε και η  $\left\{ \hat{\lambda}(t) \right\}$  είναι ΜΑΣΧ, αδιαχώριστη, σταθερή με κατανομή ισορροπίας  $(p_j)$  και φυσικά  $q_{ij} = \frac{p_j q_{ji}}{p_i}$

- $\{X(t)\}$  ΜΑΣΧ με ρυθμω  $q_{ij}$  και κατανομή ισορροπίας  $(P_j)$ , αδασκωρίστη, εταβίτη.

$\{X(t)\}$  αντιστοίχτη  $\Leftrightarrow$  το γνωμενο των ρυθμω μεταβάσεω σε καθε κύκλο καταστάσεω είναι ίδιο ως προς -us 2 φορές



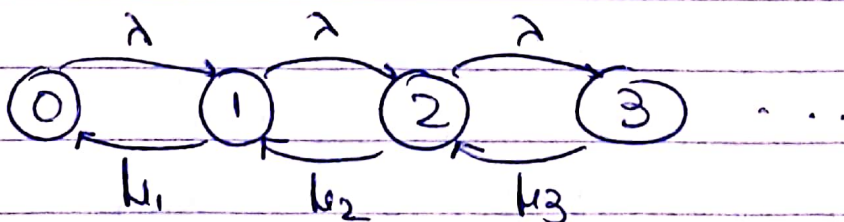
$$P_i q_{ij} = P_j q_{ji}, \quad i \neq j$$

## 9 Θεώρημα Burke

Σε μια απλή μαρκοβιανή ουρά με  $A(t) = \text{Poisson}$  διαδικασία αφίξεω,  $Q(t) = \#$  πελάτων στο σύστημα, DCA διαδικασία αναχωρήσεω, έχωμε

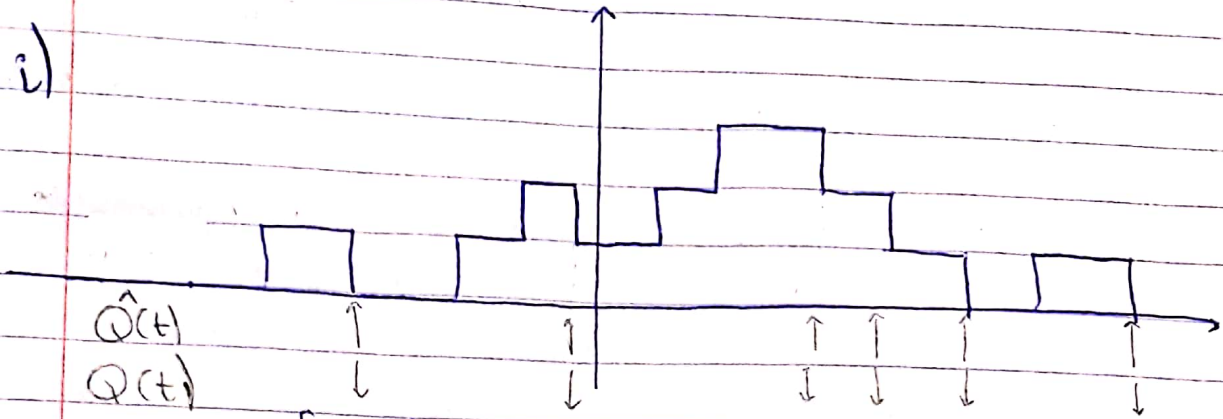
i)  $\{D(t)\}$  Poisson με τον ίδιο ρυθμω με την  $\{A(t)\}$

ii) Για κάθε  $t_0$ , η  $Q(t_0)$  και η  $\{D(t) : t \leq t_0\}$  είναι ανεξαρτητές



# Απόδειξη

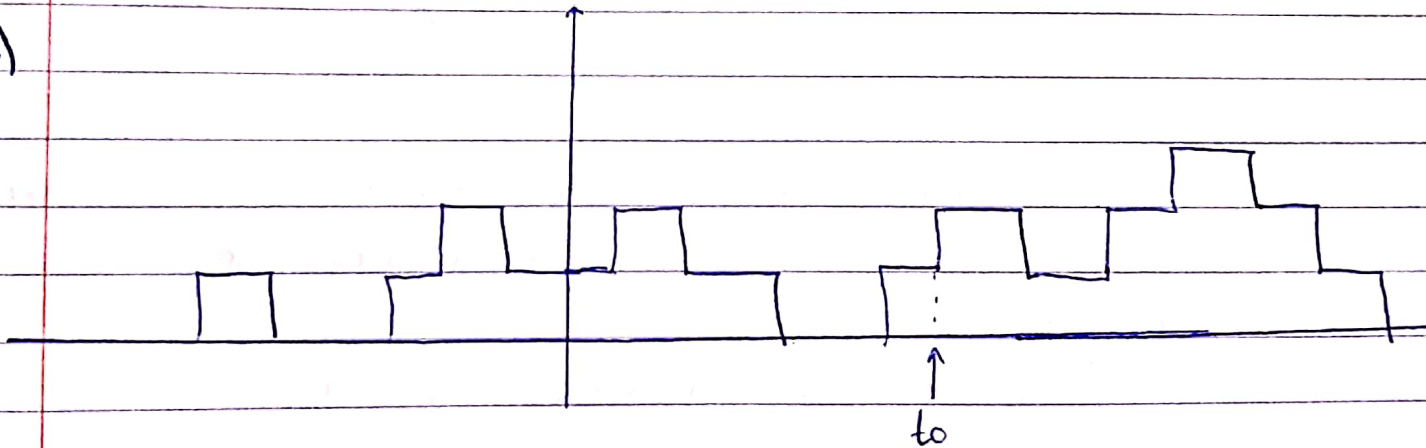
i)



Από το  $\{Q(t)\}$  είναι αυθαίρετα γεννηόμενα - συνάρτηση, είναι αντίστροφη ΜΑΡΧ. Άρα οι διαδικασίες αρίθμων στην  $\{Q(t)\}$  και  $\{\hat{Q}(t)\}$  είναι ισοδύναμες.

Η διαδικασία αρίθμων στην  $\{\hat{Q}(t)\}$  είναι Poisson, όπως επιπλέον με την διαδικασία ανακωπησεων της  $\{Q(t)\}$ . Άρα έχουμε το (i).

ii)



$\hat{Q}(-t_0)$  - είναι ανεξάρτητη από την διαδικασία των αρίθμων της στο  $[-t_0, t_0)$  (επειδή η  $\{\hat{Q}(t)\}$  είναι στατιστικά ισοδύναμη με την  $\{Q(t)\}$ ).

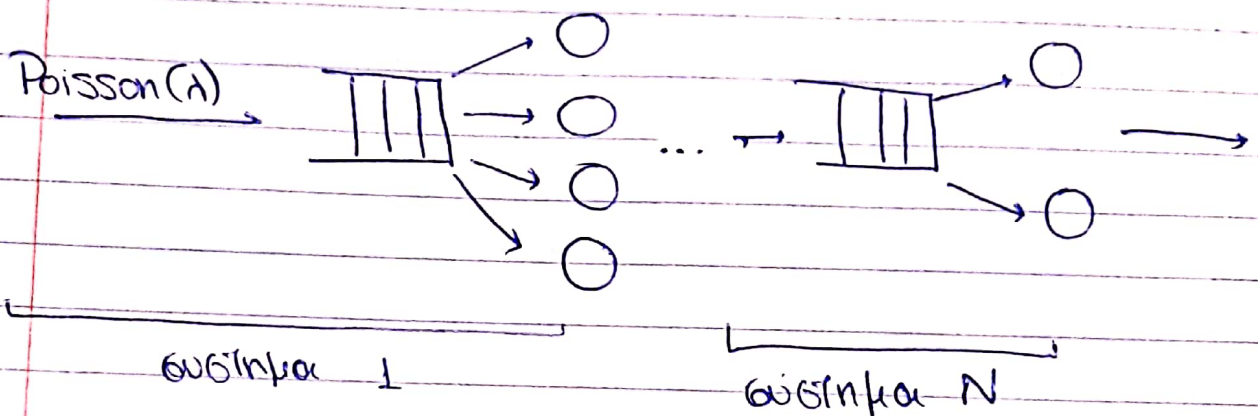
Μεταφορώντας για την  $\{Q(t)\}$  :  $Q(t) = \hat{Q}(-t)$  και η διαδικασία των ανακωπησεων της αρχικής μέχρι το  $t_0$  είναι η διαδικασία αρίθμων της αντίστροφης από το  $-t_0$

$$\{D(t) : t \leq t_0\} = \{\hat{A}(t) : t \geq -t_0\}$$

Άρα έχουμε το (ii)

### ③ Κατανομή Ισορροπίας απλών μαρκοβιανών αλυσίδων σε σειρά

Έστω  $N$  συστήματα σε σειρά. Οι αναχωρήσεις στο σύστημα  $i$  γίνονται αργότερα στο  $i+1$ ,  $i=1, \dots, N-1$ . Οι αναχωρήσεις από το σύστημα  $N$  φεύγουν από το δίκτυο. Οι αργίες στο σύστημα 1 είναι Poisson με ρυθμό  $\lambda$ .



Κάθε σύστημα κλεινωμένο με Poisson διαδικασία αργιών με ρυθμό  $\lambda$  είναι απλή μαρκοβιανή αλυσίδα με κατανομή Ισορροπίας

$$Pr \{ Q_i = n_i \} = P_i(n_i), \quad n_i \geq 0$$

Τότε

- ① Για κάθε  $t_0$ , οι  $Q_1(t_0), \dots, Q_N(t_0)$  ανεξάρτητες
- ② Η κατανομή Ισορροπίας του βεριανού δικτύου είναι

$$P(\underline{n}) = P(n_1, \dots, n_N) = P_1(n_1) \cdot P_2(n_2) \cdot \dots \cdot P_N(n_N)$$

$\underline{n} \in \mathbb{N}_0^N$  (διανύσματα φυσικών)

## Απόδειξη

1)

Έστω το Από το σενάριο Burke,  
 $Q_1(t)$  και  $\{D_1(t) : t \leq t_0\}$  ανεξάρτητες, με  $\{D_1(t)\}$   
εξασθετική διαδικασία Poisson με ρυθμό  $\lambda$ .  
Αρα  $Q_1(t)$  ανεξάρτητη από την διαδικασία αρίθμων  
 $\{A_2(t) : t \leq t_0\}$  ← διαδικασία αρίθμων στο τμήμα 2  
Όπως  $Q_2(t)$  εξαρτάται από  $\{A_2(t) : t \leq t_0\}$  και  
τους χρόνους εξυπηρέτησης στο τμήμα 2.  
Αρα  $Q_1(t_0), Q_2(t_0)$  ανεξάρτητες, κ.ο.κ

$$2) P(\underline{n}) = \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr [Q_1(t) = n_1, \dots, Q_N(t) = n_N]$$

Όπως  $\forall$  χρονική στιγμή  $t$ ,  $Q_1(t), \dots, Q_N(t)$   
ανεξάρτητες. Αρα

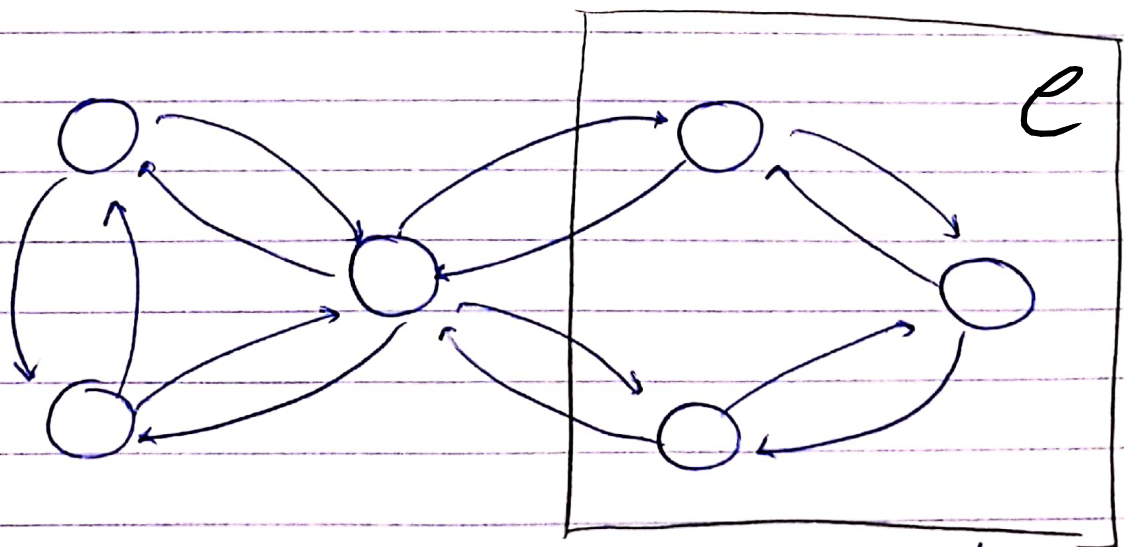
$$P(\underline{n}) = \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr [Q_1(t) = n_1] \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr [Q_2(t) = n_2] \dots \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr [Q_N(t) = n_N]$$

④ Παράθεση αντιστρέψιμων διαδικασιών -  
Περιοχή αντιστρέψιμης ΜΑΣΧ

Πρόταση 1: Αν  $\{X_1(t)\}, \{X_2(t)\}$  ανεξάρτητες αντιστρέψιμες διαδικασίες εισόδου, τότε η παράθεση τους  $\{(X_1(t), X_2(t))\}$  είναι αντιστρέψιμη.

Η απόδειξη είναι άμεσα επληρώσει τω ορθώ.

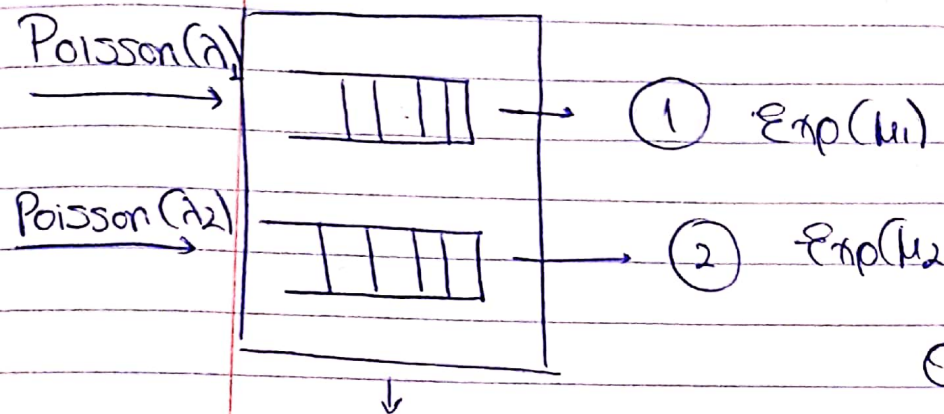
Πρόταση 2: Αν  $\{X(t)\}$  αντιστρέψιμη, ομογενής, ελαστική ΜΑΣΧ με χώρο καταστάσεων  $X$  και  $C \subseteq X$ .  
Τότε, η περιορισμένη ως  $\{X_C(t)\}$  στο  $C$  είναι αντιστρέψιμη (συμβολίζουμε  $\{X_C(t)\}$ ).  
Αν  $(P_j)$  η κατανομή ισορροπίας ως  $\{X(t)\}$  και  $(P_{Cj})$  η κατανομή ισορροπίας ως  $\{X_C(t)\}$  ισχύει ότι  $P_{Cj} = \frac{P_j}{\sum_{i \in C} P_i}$



Άμεσα επληρώσει τω εξήγηση αντίστοιχης ισορροπίας.

⑤ Παράδειγμα

2 ποσοστάτες M/M/1 αλυσ με κοινό στερεοτύπο  
 τύπο αναμονής για k θέσεις.



Οι αρίθμοι και οι  
 εξυπηρέτησεις στις 2  
 ουρές ανεξάρτητες.

Θέλουμε να βρούμε  
 την κατανομή ισορροπίας  
 του συστήματος

κοινός τύπος αναμονής  
 με k θέσεις

Αν δεν είχαμε κοινό τύπο αναμονής, θα είχαμε 2  
 ανεξάρτητες M/M/1 αλυσ (αυτοδέξιμες).  
 Οπότε  $\{(Q_1(t), Q_2(t))\}$   
 με  $Q_i(t) = \#$  πελατών στο βάζμα i την στιγμή t  
 θα ήταν αυτοδέξιμη με σταθερή κατανομή.

$$P(n_1, n_2) = P_1(n_1)P_2(n_2) = (1-p_1)p_1^{n_1} (1-p_2)p_2^{n_2}$$

$n_1, n_2 \geq 0$

Η διαδικασία του πλάνους των πελατών στο  
 βάζμα με τον κοινό τύπο αναμονής είναι η περκομή  
 της  $\{(Q_1(t), Q_2(t))\}$  στο βάζμα

$$C = \{ (n_1, n_2) : \max(0, n_1-1) + \max(0, n_2-1) \leq k \}$$

Επιπλέον, η κατανομή ισορροπίας είναι

$$P_c(n_1, n_2) = \frac{P(n_1, n_2)}{\sum_{(m_1, m_2) \in C} P(m_1, m_2)}$$

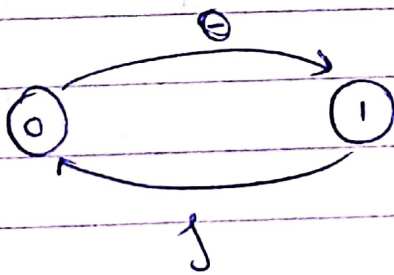
⑥ Η  $N|N|I$  με ανεξάρτες περιόδους αρίθμων /  
εξυπηρέτησων

Το σύστημα έχει 2 καταστάσεις

ON (1) → δέχεται αρίθμους, εξυπηρετεί

OFF (0) → ούτε δέχεται αρίθμους ούτε εξυπηρετεί

Η εναλλαγή των καταστάσεων 0,1 είναι:



Όταν είναι ON, συμπεριφέρεται ως  $N|N|1$   
με ρυθμους αρίθμους  $\lambda$ , ρυθμους εξυπηρέτησων  $\mu$ .

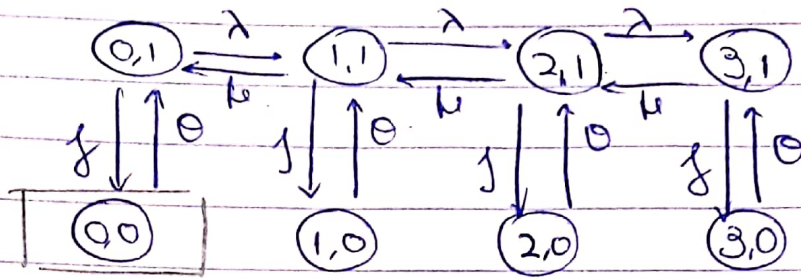


Για μια Markovian περιγραφή του συστήματος,  
 χρειάζονται  $\lambda$  &  $\mu$ :

$Q(t)$  = # πελάτων την στιγμή  $t$

$I(t)$  = κατάσταση συστήματος την στιγμή  $t$

Για την  $\{(Q(t), I(t))\}$  έχουμε το διαγράμμα:



Το διαγράμμα ανωτέρω είναι αλγεβρικό δέντρο  
 από  $\{(Q(t), I(t))\}$  αντίστροφο.

$$P(n,1) = \frac{\theta \lambda^n}{\mu^n} P(0,0), \quad n \geq 0$$

$$P(n,0) = \frac{\theta \lambda^n}{\mu^n \theta} P(0,0), \quad n \geq 0$$

$$\left( \begin{array}{c} \rho = \lambda \\ \mu \end{array} \right)$$

$$P(n,1) = \frac{\theta \rho^n}{\mu} P(0,0), \quad n \geq 0$$

$$P(n,0) = \rho^n P(0,0), \quad n \geq 0$$

Από Εξίσωση κανονικοποίησης

$$\sum_{n=0}^{\infty} P(n,0) + P(n,1) = 1 \rightarrow$$

$$P(0,0) \left(1 + \frac{\theta}{\gamma}\right) \sum_{n=0}^{\infty} \rho^n = 1$$

$$\text{Ευσταθία} \Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} \rho^n < +\infty$$

$$\text{Τότε } P(0,0) = \frac{(1-\rho)\gamma}{\theta + \gamma}$$

Τεταωι

$$P(n,0) = \frac{\rho^n (1-\rho)\gamma}{\theta + \gamma}, \quad n \geq 0$$

$$P(n,1) = \frac{\theta}{\theta + \gamma} (1-\rho)\rho^n, \quad n \geq 0$$

Ακρίβεις 1, 2, 3, 4 (κεφάλαιο 10)