

# Εισαγωγή στις Μαρκοβιανές Διαδικασίες Συνεχούς Χρόνου

I. Δημητρίου

Πανεπιστήμιο Πατρών  
Τμήμα Μαθηματικών

*idimit@math.upatras.gr*

# Περιεχόμενα

- 1 Εισαγωγή στις Μαρκοβιανές αλυσίδες συνεχούς χρόνου
- 2 Πίνακας μεταβάσεων (Transition probability function)
- 3 Οριακή συμπεριφορά (Limiting behavior)

# Εισαγωγή

- Χρησιμοποιώντας ιδιότητες της διαδικασίας Poisson & της εκθετικής κατανομής.
- Θα δώσει την γενική ιδέα για το πως “λειτουργεί” μια Μαρκοβιανή διαδικασία και μετά θα αναφερθούμε στον ‘άκριβή’ ορισμό.
- (Ross, ασκ. 48, pp. 345-346) Έστω ένα  $M/M/n/n$  σύστημα, όπου πελάτες καταφθάνουν σύμφωνα με την διαδικασία Poisson παραμέτρου  $\lambda$ , ενώ κάθε υπάλληλος παρέχει εξυπηρέτηση, που προέρχεται από την  $\exp(\mu)$ . Αν μια άφιξη βρίσκει όλους τους υπάλληλους απασχολημένους. Ποιος ο αναμενόμενος αριθμός απασχολημένων υπαλλήλων;
- $T_k$  = αναμ. αριθμός απασχολημένων υπαλλήλων που βλέπει η 1η άφιξη, όταν έχουμε  $k$  απασχολημένους ( $T_n = ?$ ).
- $T_0 = 0$  (αν έχω 0 απασχολημένους, η επόμενη άφιξη θα βρει σίγουρα 0).
- $T_1 = (1) \frac{\lambda}{\lambda + \mu} + (0) \frac{\mu}{\lambda + \mu} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}$  (αμνήμονη ιδιότητα).

- Γενικά, “Δεσμεύοντας” στο τι θα συμβεί πρώτα:

$$T_k = T_{k-1} \frac{k\mu}{\lambda + k\mu} + k \frac{\lambda}{\lambda + k\mu}, k = 1, 2, \dots$$

- **Ερμηνεία:** Όταν έχουμε  $k$  απασχολημένους, υπάρχουν  $k + 1$ , εκθετικά κατανομημένα “χρονόμετρα που τρέχουν” και αυτό που θα “όλοκληρωθεί” γρηγορότερα θα καθορίσει και την κατάσταση που θα μεταβεί η διαδικασία που μετρά τους απασχολημένους υπάλληλους.

- 1 Υπάρχουν  $k \exp(\mu)$  “ρόλόγια” για κάθε υπολοιπόμενο χρόνο εξυπηρέτησης.
- 2 Ένα  $\exp(\lambda)$  “ρόλοι” για την επερχόμενη άφιξη.
- 3 Χρόνος μέχρι την επόμενη εξυπηρέτηση:  $\exp(k\mu)$ .
- 4 Χρόνος μέχρι την επόμενη άφιξη:  $\exp(\lambda)$ .
- 5 Πιθανότητα να συμβεί πρώτα άφιξη:  $\frac{\lambda}{\lambda + k\mu}$ .
- 6 Πιθανότητα να συμβεί πρώτα εξυπηρέτηση:  $\frac{k\mu}{\lambda + k\mu}$ .

# Παρατηρήσεις

- Όταν έχουμε  $i < n$  busy servers: Υπάρχουν  $i + 1$  εκθετικά κατανομημένα "ρολόγια" ( $i$  από αυτά είναι  $\exp(\mu)$  και  $1 \exp(\lambda)$ ).
  - 1 Χρόνος μέχρι την επόμενη μετάβαση:  $\exp(\lambda + i\mu)$ .
  - 2 Αν  $i = n \Rightarrow \exp(n\mu)$
- Όταν η διαδικασία φύγει από την  $i < n$ , μεταβαίνει στην  $i + 1$  με πιθ.  $\lambda/(\lambda + i\mu)$ , είτε στην  $i - 1$  με πιθ.  $i\mu/(\lambda + i\mu)$ . Όταν  $i = n$ , η διαδικασία μεταβαίνει στην  $n - 1$  με πιθ.  $n\mu/n\mu = 1$ .
- όταν ολοκληρωθεί η μετάβαση από την κατάσταση  $i$ , η όλη διαδικασία επαναλαμβάνεται και νέα εκθετικά κατανομημένα "ρολόγια" αρχίζουν να "τρέχουν" ξανά (λόγω αμνήμονης ιδιότητας).
- **Οποτεδήποτε** εισέρχεται η διαδικασία στην κατάσταση  $i$ , η κατανομή του χρόνου παραμονής παραμονής σε αυτή καθώς και οι πιθανότητες μετάβασης παραμένουν ίδιες (χρονική ομογένεια).

# Γενίκευση

- Οποτεδήποτε η διαδικασία είναι στην κατάσταση  $i$ , υπάρχουν  $n_i$  εκθετικά κατανομημένα "ρολόγια" που "τρέχουν" και το πρώτο που θα "τελειώσει" θα καθορίσει την επόμενη κατάσταση. Έστω  $q_{i,j_1}, q_{i,j_2}, \dots, q_{i,j_{n_i}}$  οι ρυθμοί των εκθετικά κατανομημένων "ρολογιών" με  $j_1, j_2, \dots, j_{n_i}$  οι  $n_i$  καταστάσεις στις οποίες μπορεί να μεταβεί η διαδικασία.  
 $\Rightarrow$  Ο χρόνος μέχρι την επόμενη μετάβαση:  $\exp(v_i)$ ,  
$$v_i = \sum_{m=j_1}^{j_{n_i}} q_{i,m}.$$
- Όταν η διαδικασία φύγει από την  $i$ , μεταβαίνει στην  $j_l$  με πιθαν.  $q_{i,j_l}/v_i$ ,  $l = 1, 2, \dots, n_i$ .
- όταν ολοκληρωθεί η μετάβαση από την κατάσταση  $i$ , η όλη διαδικασία επαναλαμβάνεται και νέα εκθετικά κατανομημένα "ρολόγια" αρχίζουν να "τρέχουν" ξανά (λόγω αμνήμονης ιδιότητας).

# Παραδείγματα

- **Διαδικασία Poisson:**  $E = \{0, 1, 2, \dots\}$ . Κάθε φορά που είμαστε στην  $i$  μπορεί να μεταβεί μόνο στην  $i + 1$ . Υπάρχει ένα εκθετικά κατανομημένο ρολόι με ρυθμό  $q_{i,i+1} = \lambda$ . Ο χρόνος μέχρι την επόμενη μετάβαση είναι  $\exp(v_i) \equiv \exp(\lambda)$ . Μεταβαίνει στην  $i + 1$  με πιθ.  $q_{i,i+1}/v_i = v_i/v_i = 1$ .
- **Διαδικασία γεννήσεων Pure birth process:** Γενίκευση της διαδικασίας Poisson με  $q_{i,i+1} = \lambda_i$ .
- **Διαδικασία γεννήσεων-θανάτων Birth-Death process:** Επιτρεπόμενες μεταβάσεις από την  $i$ , μόνο στις  $i - 1$ ,  $i + 1$ . Οποτεδήποτε είμαστε στην κατάσταση  $i$ , υπάρχουν 2 ανεξάρτητα εκθετικά κατανομημένα ρολόγια:  $q_{i,i+1} = \lambda_i$ ,  $q_{i,i-1} = \mu_i$  και  $v_i = \lambda_i + \mu_i$ , ( $i > 0$ ). Όταν  $i = 0$ , τότε μπορούμε να μεταβούμε μόνο στην 1,  $q_{0,1} = \lambda_0$ .
- Κάθε στοχ. διαδικασία που “λειτουργεί” με αυτόν τον τρόπο είναι Μαρκοβιανή διαδικασία.

## Ορισμός 1

Μια στοχ. διαδ. συνεχούς χρόνου  $\{X(t) : t \geq 0\}$  με χώρο καταστάσεων  $E$  έχει την *Μαρκοβιανή ιδιότητα* αν

$$P(X(t+s) = j | X(s) = i, X(u), 0 \leq u < s) = P(X(t+s) = j | X(s) = i) \\ := p_{ij}(s, t+s)$$

- **Μαρκοβιανή ιδιότητα**  $\Rightarrow$  Δοθείσης της παροντικής κατάστασης  $X(s)$ , η μελλοντική κατάσταση  $X(t+s)$  είναι ανεξάρτητη των παρελθοντικών:  $X(u) = x(u); u < s$ .
- Στόχος ο καθορισμός *συναρτήσεων μετάβασης*  
 $P(X(t+s) = j | X(s) = i)$   
 $\Rightarrow$  για κάθε  $t, s \geq 0$  και για κάθε ζεύγος καταστάσεων  $(i, j)$ ,  $i, j \in E$ .



# Χρονική ομογένεια

## Ορισμός 2

Μια Μαρκοβιανή διαδικασία είναι *χρονικά ομογενής* (time-homogeneous) αν για κάθε  $s \leq t$  και για κάθε  $i, j \in E$

$$P(X(t+s) = j | X(s) = i) = P(X(t) = j | X(0) = i) := p_{ij}(t).$$

- Οποτεδήποτε η διαδικασία εισέρχεται στην κατάσταση  $i$ , ο τρόπος με τον οποίο εξελίσσεται πιθανοθεωρητικά από αυτό το σημείο, είναι ο ίδιος όπως αν η διαδικασία ξεκινούσε από την κατάσταση  $i$  την χρ. στιγμή 0.
- Η χρονική ομογένεια και η Μαρκοβιανή ιδιότητα απλοποιούν την ανάλυση.
- Ο πίνακας  $\mathbb{P}(t) := (p_{ij}(t))_{i,j \in E}$  καλείται πίνακας μεταβάσεων.

# Transition times

- $T_i :=$  χρόνος παραμονής της  $\{X(t) : t \geq 0\}$  στην  $i \in E$ .
- $T_i$  είναι ο συνολικός χρόνος που απαιτείται μέχρι την μετάβαση από την  $i$  σε μια οποιαδήποτε άλλη κατάσταση  $j \in E$ .

## Πρόταση 1

*Η  $T_i$  προέρχεται από την εκθετική κατανομή.*

**Απόδειξη:** Για  $s \geq 0$ , το γεγονός  $\{T_i > s\}$  είναι ισοδύναμο με το  $\{X(u) = i, 0 \leq u \leq s\}$ . Ομοίως το  $\{T_i > t + s\}$  είναι ισοδύναμο με το  $\{X(u) = i, 0 \leq u \leq s + t\}$ .

$$\begin{aligned} P(T_i > t + s | T_i > s) &= P(X(u) = i, u \in [0, t + s] | X(u) = i, u \in [0, s]) \\ &= P(X(u) = i, u \in [s, t + s] | X(u) = i, u \in [0, s]) \\ &= P(X(u) = i, u \in (s, t + s] | X(u) = i, u \in [0, s]) \text{ (Markov property)} \\ &= P(X(u) = i, u \in (0, t] | X(0) = i) \text{ (Time homogeneity)} \\ &= P(T_i > t). \end{aligned}$$

Άρα η  $T_i$  έχει την αμνήμονη ιδιότητα.

# Εναλλακτικός ορισμός

- Μια στ.δ. συνεχούς χρόνου  $\{X(t)\}$  είναι Μαρκοβιανή αν
  - 1 Οι χρόνοι μετάβασης  $T_i, i \in E$  είναι  $\exp(\nu_i)$ .
  - 2 Όταν συμβαίνουν οι μεταβάσεις, η ζ.δ. μεταβαίνει από την  $i$  στην  $j$  με πιθανότητες  $P_{ij} = q_{ij}/\nu_i \Leftrightarrow q_{ij} = \nu_i P_{ij}$  και

$$\sum_{j \in E} P_{ij} = 1, P_{i,i} = 0.$$

- 3 Οι χρόνοι  $T_i$  και η κατάσταση  $j$  στην οποία μεταβαίνει μετά το πέρασ του  $T_i$  η στ.δ. είναι ανεξάρτητοι.
- Ο πίνακας  $P = (P_{ij})_{i,j \in E}$  ορίζει μια *εμφυτευμένη Μαρκοβιανή αλυσίδα* στην  $\{X(t)\}$ , σε χρονικές στιγμές μεταβάσεων.
  - Η  $\{X(t)\}$  συμπεριφέρεται σαν μια Μαρκοβιανή αλυσίδα διακριτού χρόνου με την διαφορά ότι:
    - Οι μεταβάσεις συμβαίνουν μετά από χρονικό διάστημα  $T_i \in \exp(\nu_i)$ .
    - Σε αντίθεση με τις Μαρκ. αλυσίδες διακριτού χρόνου, που οι μεταβάσεις συμβαίνουν μετά από *συγκεκριμένα* (fixed) χρ. διαστήματα.

# Ρυθμοί μετάβασης

- Μέσος χρόνος μέχρι την επόμενη μετάβαση:  $E(T_i) = 1/\nu_i$   
 $\Rightarrow \nu_i$  είναι ο ρυθμός των μεταβάσεων έξω από την κατάσταση  $i$ .  
 $\Rightarrow$  Από αυτές τις μεταβάσεις, ένα ποσοστό  $P_{ij}$  είναι στην κατάσταση  $j$ .
- **Ορ:** Ορίζονται ως  $q_{ij} = \nu_i P_{ij}$ .
- Αν γνωρίζουμε τα  $q_{ij}$ , μπορούμε να έχουμε τα
  - 1  $\nu_i = \nu_i \sum_{j \in E} P_{ij} = \sum_{j \in E} \nu_i P_{ij} = \sum_{j \in E} q_{ij}$ .
  - 2  $P_{ij} = q_{ij}/\nu_i = q_{ij} \left( \sum_{j \in E} q_{ij} \right)^{-1}$ .

# Διαδικασία γεννήσεων-θανάτων

- Έστω  $X(t)$ , με τιμές  $E = \{0, 1, 2, \dots\}$  (π.χ. αρ. πελατών σε ένα κατάστημα την χ.στ.  $t$ ).
- Γεννήσεις (αφίξεις) και θάνατοι (εξυπηρετήσεις) συμβαίνουν με ρυθμούς εξαρτώμενους από την κατάσταση της  $\{X(t)\}$ . Αν  $X(t) = i$ ,
- αφίξεις  $\Rightarrow$  Πελάτες φθάνουν μετά από εκθετικά κατανομημένο χρ. διάστημα με μέση τιμή  $1/\lambda_i$ .  
 $\Rightarrow$  Ρυθμός αφίξεων =  $\lambda_i$  πελάτες στη μονάδα του χρόνου.
- εξυπηρετήσεις  $\Rightarrow$  Οι εξυπηρετήσεις είναι εκθετικά κατανομημένες με μέση τιμή  $1/\mu_i$ .  
 $\Rightarrow$  Ρυθμός εξυπηρετήσεων =  $\mu_i$  πελάτες στη μονάδα του χρόνου.
- Οι αφίξεις και οι εξυπηρετήσεις είναι ανεξάρτητες.
- Οι διαδ. Γεννήσεων-Θανάτων (Birth-Death process (BD)) είναι Μαρκοβιανές διαδικασίες.

# Transition times and probabilities

- **Q:** Χρόνοι μετάβασης  $T_i$ ; Αναχωρεί από την κατάσταση  $i \neq 0$  όταν συμβεί είτε μια γέννηση, είτε ένας θάνατος.
- Αν  $T_B, T_D$  οι χρόνοι μέχρι την επόμενη γέννηση, θάνατο αντίστοιχα. Τότε  $T_i = \min\{T_B, T_D\}$ .  
 $\Rightarrow$  αφού  $T_B, T_D$  είναι εκθετικά κατανομημένα, τότε  $T_i \sim \exp(\nu_i)$  με  $\nu_i = \lambda_i + \mu_i$ .
- Όταν φύγει από την  $i$  μεταβαίνει στην  $i+1$  (άφιξη πρώτα) ή στην  $i-1$  (εξυπηρέτηση πρώτα)  
 $\Rightarrow$  Η άφιξη συμβαίνει πρώτα με πιθ.  $P_{i,i+1} = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i}$   
 $\Rightarrow$  Η εξυπηρέτηση συμβαίνει πρώτα με πιθ.  $P_{i,i-1} = \frac{\mu_i}{\lambda_i + \mu_i}$
- Αναχωρεί από την κατ. 0 μόνο με μια άφιξη, οπότε

$$\nu_0 = \lambda_0, P_{0,1} = 1.$$

- Δεν φεύγει από την 0, αν  $\lambda_0 = 0$  (model extinction population).

- Μετάβαση από την  $i$  στην  $i + 1$

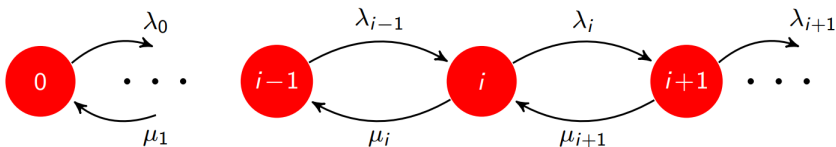
$$q_{i,i+1} = v_i P_{i,i+1} = (\lambda_i + \mu_i) \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i} = \lambda_i.$$

- Μετάβαση από την  $i$  στην  $i - 1$

$$q_{i,i-1} = v_i P_{i,i-1} = (\lambda_i + \mu_i) \frac{\mu_i}{\lambda_i + \mu_i} = \mu_i.$$

- Για  $i = 0 \Rightarrow q_{0,1} = v_0 P_{0,1} = \lambda_0.$

- Όμοια για διαδ. Poisson,  $M/M/1 \dots$



# Transition probability function

## ■ Δύο ισοδύναμοι ‘όρισμοί’ για μια ΜΑΣΧ

1 Γνώση των μέσων χρόνων μετάβασης  $1/\nu_1$  + τις πιθανότητες  $P_{ij}$  ή ισοδύναμα τους ρυθμούς μετάβασης  $q_{ij}$ .  
⇒ καλύτερη εποπτική εικόνα μελέτης και μοντελοποίησης.

2 Γνώση των πιθανοτήτων μετάβασης

$$p_{ij}(t) = P(X(t) = j | X(0) = i).$$

⇒ Επιτυγχάνεται πιο “φορμαλιστική” περιγραφή της ΜΑΣΧ.

⇒ Συνεχής συνάρτηση του  $t$ .

⇒ Συνήθως είναι αδύνατο να βρούμε σε “κλειστή μορφή” τα  $P_{ij}(t)$

⇒ Μόνο σε ορισμένες ειδικές περιπτώσεις: Διαδ. Poisson( $\lambda$ ):

$$p_{ij}(t) = P(\text{να γίνουν } j-i \text{ γεγονότα στο } (0, t]) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{j-i}}{(j-i)!}.$$

- **ΣΤΟΧΟΣ:** Να υπολογιστούν τα  $p_{ij}(t)$  με την βοήθεια των ρυθμών μετάβασης  $q_{ij}$  (ή των  $P_{ij}$ )  
⇒ με συνθήκη  $p_{i,i}(0) = 1, p_{ij}(0) = 0$ .



# Καθορισμός $\rho_{ij}(t)$

- **ΣΤΟΧΟΣ:** Κατασκευή μιας διαφορικής εξίσωσης με λύση τα  $\rho_{ij}(t)$   
⇒ Μελέτη των  $\rho_{ij}(t)$  σε “πολύ μικρές” αλλαγές του χρόνου.
- Διαχωρισμός σε 2 υπο-προβλήματα:  
⇒ πιθ. μετάβασης σε “πολύ μικρό” διάστημα  $h$ :  $\rho_{ij}(h)$   
⇒ πιθ. μετάβασης σε  $t+h$ , ως συνάρτηση αυτών σε διάστημα  $t$  και  $h$ .
- Μπορούμε να συνδυάσουμε τα 2 αποτελέσματα με 2 διαφ. τρόπους:
  - 1 Μετάβαση απο χ.στ. 0 σε  $t$  και μετά στην  $t+h$  ⇒ *προδρομικές εξισώσεις*
  - 2 Μετάβαση απο χ.στ. 0 σε  $h$  και μετά στην  $t+h$  ⇒ *οπισθοδρομικές εξισώσεις*

# Πιθανότητες μετάβασης σε ‘άπειροστό’ χρόνο

## Θεώρημα 3

Οι πιθανότητες  $p_{ij}(t)$ ,  $p_{i,i}(t)$  ικανοποιούν τα παρακάτω όρια καθώς το  $t \rightarrow 0$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{p_{ij}(t)}{t} = q_{ij}, \quad \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - p_{i,i}(t)}{t} = v_i. \quad (1)$$

- Αφού  $p_{ij}(0) = 0$ ,  $p_{i,i}(0) = 1$  τα όρια στην (1) είναι οι παράγωγοι στο 0:

$$\frac{d}{dt} p_{ij}(t)|_{t=0} = q_{ij}, \quad \frac{d}{dt} p_{i,i}(t)|_{t=0} = -v_i.$$

- Τα όρια υποδηλώνουν ότι για “μικρό”  $h$  (Taylor)  
 $p_{ij}(h) = q_{ij}h + o(h)$ ,  $p_{i,i}(h) = 1 - v_i h + o(h)$  ( $o(h)/h \rightarrow 0$  όταν  $h \rightarrow 0$ ).
- $q_{ij}$ : ‘άπειροστές’ πιθανότητες μετάβασης

## Θεώρημα 4

Για κάθε  $s, t \geq 0$

$$p_{ij}(t+s) = \sum_{k \in E} p_{i,k}(t) p_{k,j}(s).$$

- Δηλ. για να μεταβούμε σε χρόνο  $t+s$  από την κατάσταση  $i$  στην κατάσταση  $j$ :
  - $\Rightarrow$  Μετάβαση από την  $i$  σε κάποια ενδιάμεση κατάσταση  $k$  σε χρόνο  $t \Rightarrow p_{i,k}(t)$
  - $\Rightarrow$  Μετάβαση από την  $k$  στην  $j$  στον υπολοιπόμενο χρόνο  $s \Rightarrow p_{k,j}(s)$
  - $\Rightarrow$  άθροισε για όλες τις ενδιάμεσες καταστάσεις  $k$

## Απόδειξη:

$$\begin{aligned} P_{ij}(t+s) &= \mathbb{P}(X(t+s) = j \mid X(0) = i) && \text{Definition of } P_{ij}(t+s) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(X(t+s) = j \mid X(t) = k, X(0) = i) \mathbb{P}(X(t) = k \mid X(0) = i) && \text{Law of total probability} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(X(t+s) = j \mid X(t) = k) P_{ik}(t) && \text{Markov property of CTMC} \\ &&& \text{and definition of } P_{ik}(t) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} P_{kj}(s) P_{ik}(t) && \text{Definition of } P_{kj}(s) \end{aligned}$$

## Συνδυασμός Θεωρ. 3, 4

- Συνδύασε τα Θ. 3, 4 για να προσδιορίσεις το  $p_{ij}(t+h)$  για “μικρό”  $h$ .
- Οι C-K εξισώσεις δίνουν

$$p_{ij}(t+h) = \sum_{k \in E} p_{i,k}(t)p_{k,j}(h) = p_{ij}(t)p_{jj}(h) + \sum_{k \neq j} p_{i,k}(t)p_{k,j}(h)$$

- Αντικατέστησε τις “άπειροστές” πιθανότητες για τα  $p_{jj}(h), p_{kj}(h)$ :

$$p_{ij}(t+h) = p_{ij}(t)(1 - v_j h) + \sum_{k \neq j} p_{i,k}(t)q_{kj}h + o(h).$$

- Αφαίρεσε από τα δύο μέλη το  $p_{ij}(t)$  και διάφερε με  $h$ :

$$\frac{p_{ij}(t+h) - p_{ij}(t)}{h} = -v_j p_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} p_{i,k}(t)q_{kj} + \frac{o(h)}{h}.$$

- Το αριστερό μέλος υποδηλώνει “παράγωγο”...αν  $h \rightarrow 0$

# Kolmogorov's forward equations

## Θεώρημα 5

Για κάθε  $i, j \in E$ , οι πιθ. μετάβασης  $p_{ij}(t)$  μιας ΜΑΣΧ ικανοποιούν το σύστημα διαφορικών εξισώσεων διαφορών:

$$\frac{d}{dt}p_{ij}(t) = \sum_{k \neq j} p_{i,k}(t)q_{kj} - \nu_j p_{ij}(t). \quad (2)$$

■ Ερμηνεία όρων στην (2):

- 1  $\frac{d}{dt}p_{ij}(t)$ : ρυθμός αλλαγής της  $p_{ij}(t)$ .
- 2  $p_{i,k}(t)q_{kj}$ : (μετάβαση στην  $k$  από το  $0 \rightarrow t$ )  $\times$  (ρυθμός μετάβασης από την  $k$  στην  $j$  την επόμενη χρ. στιγμή)
- 3  $\nu_j p_{ij}(t)$ : (μετάβαση στην  $j$  από το  $0 \rightarrow t$ )  $\times$  (ρυθμός μετάβασης έξω από  $j$  την επόμενη χρ. στιγμή)

Σε όρους πινάκων, η (2) γράφεται

$$\frac{d}{dt}\mathbb{P}(t) = \mathbb{P}(t)\mathbb{Q}. \quad (3)$$

- Ο πίνακας

$$Q = \begin{pmatrix} -\nu_0 & q_{0,1} & q_{0,2} & \dots \\ q_{1,0} & -\nu_1 & q_{1,2} & \dots \\ q_{2,0} & q_{2,1} & -\nu_2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

καλείται “άπειροστός” γεννήτορας της ΜΑΣΧ ή πίνακας ρυθμών μετάβασης.

1  $q_{ij} \geq 0$

2  $-\nu_i + \sum_{j \neq i} q_{ij} = 0$  (άθροισμα των στοιχείων κάθε γραμμής ίσο με 0).

- Αφού  $p_{ij}(0) = 0$ ,  $p_{jj} = 1 \Rightarrow P(0) = I$ .
- Από την (3),

$$P(t) = e^{Qt} = \sum_{n=0}^{\infty} Q^n \frac{t^n}{n!}. \quad (4)$$

- Δύσκολη έως αδύνατη η εύρεση του  $P(t)$  σε “κλειστή” μορφή.
- Σπουδαίος ο ρόλος του  $Q$ .

# ΜΑΣΧ δύο καταστάσεων: το M/M/1/1

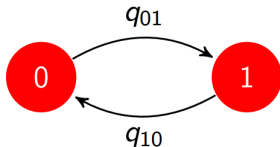
- $X(t)$ : αρ. πελατών στο σύστημα τη χ.στ.  $t$ ,  $E = \{0, 1\}$ .
- Ρυθμοί μετάβασης:  $q_{0,1} = \lambda$  και  $q_{1,0} = \mu$ .
- Γνωρίζοντας τα  $q_{0,1}$ ,  $q_{1,0}$  μπορούμε να βρούμε τους χρόνους ‘έξόδου’ από οποιαδήποτε κατάσταση:

$$\nu_0 = \sum_j q_{0,j} = q_{0,1} = \lambda, \quad \nu_1 = \sum_j q_{1,j} = q_{1,0} = \mu.$$

- Χρησιμοποίησε τις προδρομικές εξισώσεις Kolmogorov για να βρεις τις πιθανότητες μετάβασης

$$p_{0,0}(t), p_{0,1}(t), p_{1,0}(t), p_{1,1}(t).$$

- Παρατήρησε ότι:  $p_{0,0}(t) + p_{0,1}(t) = 1$ ,  $p_{1,0}(t) + p_{1,1}(t) = 1$ .





# Εξισώσεις Kolmogorov

- Ο γεννήτορας της  $\{X(t)\}$  είναι

$$Q = \begin{pmatrix} -\lambda & \lambda \\ \mu & -\mu \end{pmatrix}$$

- Αν  $\frac{d}{dt}p_{ij}(t) = p'_{ij}(t)$  τότε

$$p'_{0,0}(t) = -\lambda p_{0,0}(t) + \mu p_{0,1}(t), \quad p_{0,0}(0) = 1,$$

$$p'_{0,1}(t) = -\mu p_{0,1}(t) + \lambda p_{0,0}(t), \quad p_{0,1}(0) = 0,$$

$$p'_{1,0}(t) = -\lambda p_{1,0}(t) + \mu p_{1,1}(t), \quad p_{1,0}(0) = 0,$$

$$p'_{1,1}(t) = -\mu p_{1,1}(t) + \lambda p_{1,0}(t), \quad p_{1,1}(0) = 1.$$

- Δεν χρειάζεται να λύσουμε ταυτόχρονα και τις 4. Αρκεί να πάρουμε π.χ. τις δυο πρώτες και να χρησιμοποιήσουμε την  $p_{0,0}(t) + p_{0,1}(t) = 1$ .

# ΜΑΣΧ δύο καταστάσεων: το M/M/1/1 (συνεχ.)

- Αντικαθιστώντας την  $p_{0,1}(t) = 1 - p_{0,0}(t)$  στην 1η:

$$p'_{0,0}(t) = -\lambda p_{0,0}(t) + \mu(1 - p_{0,0}(t)) = -(\lambda + \mu)p_{0,0}(t) + \mu.$$

- Πρόκειται για μια μη-ομογενή δ.ε. 1ης τάξης με σταθερούς συντελεστές και λύση ( $p_{0,0}(0) = 1$ )

$$\begin{aligned} p_{0,0}(t) &= e^{-\frac{\lambda+\mu}{1}t} \left[ p_{0,0}(0)e^{-\frac{\lambda+\mu}{1}0} + \int_0^t \frac{\mu}{1} e^{-\frac{\lambda+\mu}{1}u} du \right] \\ &= e^{-\frac{\lambda+\mu}{1}t} \left[ 1 + \frac{\mu}{\lambda+\mu} \int_0^t de^{-(\lambda+\mu)u} \right] \\ &= \frac{\mu}{\lambda+\mu} + \frac{\lambda}{\lambda+\mu} e^{-(\lambda+\mu)t}. \\ p_{0,1}(t) &= 1 - p_{0,0}(t) = \frac{\lambda}{\lambda+\mu} (1 - e^{-(\lambda+\mu)t}). \end{aligned}$$

- Ομοίως τα υπόλοιπα (άσκηση...)

$$\mathbb{P}(t) = \begin{pmatrix} \frac{\mu}{\lambda+\mu} + \frac{\lambda}{\lambda+\mu} e^{-(\lambda+\mu)t} & \frac{\lambda}{\lambda+\mu} (1 - e^{-(\lambda+\mu)t}) \\ \frac{\mu}{\lambda+\mu} (1 - e^{-(\lambda+\mu)t}) & \frac{\lambda}{\lambda+\mu} + \frac{\mu}{\lambda+\mu} e^{-(\lambda+\mu)t} \end{pmatrix}.$$

# Οριακή συμπεριφορά των $p_{i,j}(t)$ (συνέχεια)

- Παρατηρούμε ότι τα  $p_{ij}(t)$  συγκλίνουν “έκθετικά” καθώς  $t \rightarrow \infty$ .  
 $\Rightarrow$  ο ρυθμός σύγκλισης εξαρτάται από το μέγεθος του  $\lambda + \mu$ .
- Οι οριακές (στάσιμες) πιθανότητες είναι:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{0,0}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} p_{0,1}(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu},$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{1,0}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} p_{1,1}(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}.$$

- Οι οριακές πιθανότητες υπάρχουν και είναι ανεξάρτητες της αρχικής κατάστασης

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}(t) = \begin{pmatrix} \frac{\mu}{\lambda + \mu} & \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \\ \frac{\mu}{\lambda + \mu} & \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \end{pmatrix}.$$

# Οριακή συμπεριφορά

- Έχοντας κατά νου την εμφυτευμένη Μαρκοβιανή αλυσίδα (ΜΑΔΧ) σε χρ. στ. μεταβάσεων της  $\{X(t)\}$ 
  - ⇒ οι πιθ. μετάβασης ορίζουν τον πίνακα  $P$
  - ⇒ Σε αυτόν ισχύει  $P_{i,i} = 0$ .
- Οι καταστάσεις  $i \leftrightarrow j$  (επικοινωνούν) στο πλαίσιο της ΜΑΣΧ αν  $i \leftrightarrow j$  σε αυτό της εμφυτευμένης ΜΑΔΧ.
  - ⇒ Η επικοινωνία ορίζει διαμέριση των καταστάσεων της ΜΑΔΧ
  - ⇒ Ορίζει επίσης διαμέριση των καταστάσεων της ΜΑΣΧ.
- Η ΜΑΣΧ είναι αδιαχώριστη αν η αντίστοιχη εμφυτευμένη ΜΑΔΧ είναι αδιαχώριστη.
- Η  $i \in E$  είναι επαναληπτική αν είναι επαναληπτική στο πλαίσιο της εμφυτευμένης ΜΑΔΧ (ανάλογα είναι παραοδική και θετικά επαναληπτική).
- Περιοδικότητα δεν εμφανίζεται στις ΜΑΣΧ.

# Οριακή συμπεριφορά

## Θεώρημα 6

Έστω μια αδιαχώριστη και θετικά επαναληπτική ΜΑΣΧ με ρυθμούς μεταβάσεων  $\nu_i, q_{ij}$ . Τότε τα  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t)$ , υπάρχουν και είναι ανεξάρτητα της αρχικής κατάστασης. Δηλ.

$$\pi_j = \lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t) \text{ (υπάρχουν για όλα τα } (i,j) \in E \text{).}$$

Επιπλέον, οι οριακές πιθανότητες  $\pi_j, j \in E$  είναι η μοναδική μη-αρνητική λύση του συστήματος

$$\nu_j \pi_j = \sum_{k \neq j, k \in E} q_{kj} \pi_k, \quad \sum_{j \in E} \pi_j = 1.$$

- Οι οριακές πιθανότητες υπάρχουν και είναι ανεξάρτητες της αρχικής κατάστασης.
- Αποτελούν λύση ενός συστήματος γραμμικών εξισώσεων.

# Εξισώσεις Kolmogorov

- Όπως και στις ΜΑΔΧ, η δυσκολία προκύπτει στην απόδειξη του ότι **υπάρχουν** τα  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t)$ .
- Σχέση από τις προδρομικές εξισώσεις Kolmogorov

$$\frac{d}{dt} p_{ij}(t) = \sum_{k \neq j} p_{i,k}(t) q_{kj} - \nu_j p_{ij}(t). \quad (5)$$

- Αν οι οριακές πιθανότητες υπάρχουν, τότε ανεξάρτητα από την αρχική κατάσταση

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{d}{dt} p_{ij}(t) = 0, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t) = \pi_j$$

- Για  $t \rightarrow \infty$  στη (5)

$$0 = \sum_{k \neq j} \pi_k q_{kj} - \nu_j \pi_j \quad (\text{Στάσιμες εξισώσεις}).$$

- Σε όρους πινάκων, αν  $\pi = (\pi_j)_{j \in E}$ ,

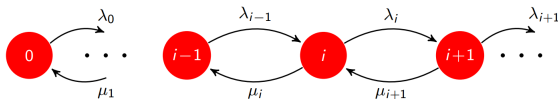
$$\pi \mathbf{Q} = \mathbf{0}, \quad \pi \mathbf{1} = 1.$$

# Ολικές εξισώσεις ισορροπίας

- Από τις στάσιμες εξισώσεις  $\Rightarrow v_j \pi_j = \sum_{k \neq j, k \in E} q_{kj} \pi_k$ .
- $\pi_j$ : Ποσοστό του χρόνου που περνά η ΜΑΣΧ στην  $j$ .
- $v_j$ : Ρυθμός μετάβασης έξω από την κατάσταση  $j$   
δοθέντος ότι η ΜΑΣΧ είναι στην  $j$   
 $\Rightarrow v_j \pi_j$ : Ρυθμός μετάβασης έξω από την κατάσταση  $j$   
(unconditional).
- $q_{kj}$ : Ρυθμός μετάβασης από την  $k$  στην  $j$  δοθέντος ότι η ΜΑΣΧ είναι στην  $k$   
 $\Rightarrow q_{kj} \pi_k$ : Ρυθμός μετάβασης την  $k$  στην  $j$  (unconditional).  
 $\Rightarrow \sum_{k \neq j, k \in E} q_{kj} \pi_k$ : Ρυθμός εισόδου στην  $j$ , από όλες τις καταστάσεις.
- Ρυθμός εξόδου από την  $j$  = Ρυθμός εισόδου στην  $j$ .
- Εξισώσεις ισορροπίας  $\Rightarrow$  εξισώνουν τον αρ. των μεταβάσεων μέσα και έξω από μια κατάσταση.

# Διαδικασία Γεννήσεων-Θανάτων

- Γεννήσεις/θανάτοι συμβαίνουν με ρυθμούς εξαρτώμενους από την κατάσταση της ΜΑΣΧ. Αν  $X(t) = i$ ,
- Γεννήσεις  $\Rightarrow$  ένα νέο μέλος προστίθεται μετα από χρόνο  $\exp(\lambda)$ .  
 $\Rightarrow$  Ρυθμός γεννήσεων:  $q_{i,i+1} = \lambda$ .
- Θάνατοι  $\Rightarrow$  ένα μέλος πεθαίνει μετα από χρόνο  $\exp(\mu_i)$ .  
 $\Rightarrow$  Ρυθμός θανάτων:  $q_{i,i-1} = \mu_i$ .
- Ρυθμοί εξόδου  $\nu_i = \lambda_i + \mu_i$ ,  $i > 0$ ,  $\nu_0 = \lambda_0$ .



- Ολικές εξισώσεις ισορροπίας: **ρυθμός εξόδου από  $j$**  = **ρυθμός εισόδου στην  $j$**

$$\begin{aligned} \lambda_0 \pi_0 &= \mu_1 \pi_1 \\ (\lambda_j + \mu_j) \pi_j &= \lambda_{j-1} \pi_{j-1} + \mu_{j+1} \pi_{j+1}, \quad j > 0. \end{aligned}$$



# Αναδρομική επίλυση

Λύνοντας το παραπάνω σύστημα εξισώσεων διαφορών αναδρομικά

$$\pi_1 = \frac{\lambda_0}{\mu_1} \pi_0.$$

Αντικαθιστώντας στην 2η για  $j = 1 \dots$

$$\pi_2 = \frac{\lambda_1}{\mu_2} \pi_1 = \frac{\lambda_0 \lambda_1}{\mu_1 \mu_2} \pi_0.$$

Συνεχίζοντας,

$$\pi_j = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} \pi_0, j \geq 1.$$

# Αναδρομική επίλυση (συνέχεια)

Όμως πρέπει

$$1 = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j = \pi_0 \left[ 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} \right].$$

Αν η σειρά

$$\sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} < \infty,$$

τότε

$$\pi_0 = \left[ 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} \right]^{-1}$$

και

$$\pi_j = \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} \times \left[ 1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{j-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_j} \right]^{-1}, \quad j \geq 1.$$

# Reading material

- 1 V. Kulkarni, (2010). Introduction to Modeling and Analysis of Stochastic Systems, Springer. (**Chapter 4**, Sections 4.1-4.6)
- 2 S. Ross (2010), Introduction to Probability Models, 10th ed., Academic Press. (**Chapter 6**).