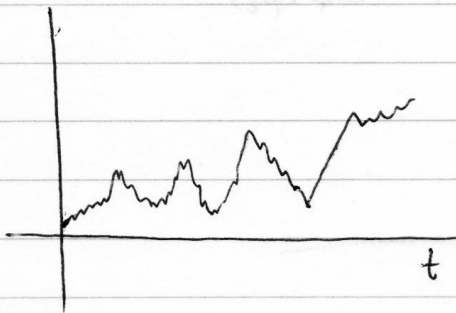


Μαρκοβιανή Αλυσίδα Συνέχους Χρόνου

$$Q = \begin{pmatrix} -q_0 & q_{01} & q_{02} & \dots \\ q_{10} & q_{11} & & \\ & & -q_i & \dots \end{pmatrix}$$

Ορισμός: Μια ΜΑΣΧ ονομάζεται κλωανάκη αν $\sum_{j \in S} P(X(t)=j | X(0)=i) = 1$
 $\forall i \in S, \forall t < \infty$



Με τη δ. 1 γίνεται πτεροασπίστος αριθμός μεταβάσεων σε κάθε πτεροασπίστω χρονικό διάστημα

πιδανότητα μεταβάσης

Λήμμα 1: Έστω $P_{ij}(t) = P(X(t)=j | X(0)=i)$. Τότε:

a) $\lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - P_{ii}(t)}{t} = q_i \Leftrightarrow P_{ii}(t) = 1 - q_i t + o(t)$

b) $\lim_{t \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t)}{t} = q_{ij}, i \neq j \Leftrightarrow P_{ij}(t) = q_{ij} t + E_{ij}(t)$ π.ω. $\lim_{t \rightarrow 0} \frac{E_{ij}(t)}{t} = 0$

$= q_{ij} t + o(t)$

$E_{ij}(t) = o(t)$

↓
συμπίπτει

Γενικά

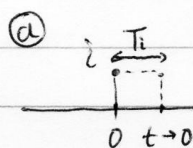
$f(t) = o(g(t)), t \rightarrow a \Leftrightarrow \lim_{t \rightarrow a} \frac{f(t)}{g(t)} = 0$

$\lim_{t \rightarrow 0} P_{ij}(t) = 0 \quad i \neq j$ (η πιθαν. μετά από ένα ανεπιτόσο του χρόνου από το i να πάμε στο j τείνει στο 0: το πιθανότερο είναι ότι δεν θα έχουμε προλάβει να μετακινήσουμε)

$\lim_{t \rightarrow 0} P_{ii}(t) = 1$

↓
η πιθαν. μετά από ένα ανεπιτόσο του χρόνου από το i να μείνουμε στο i τείνει στο 1

$1 - P_{ii}(t) = P(\text{έχει γίνει τουλάχιστον μία μετάβαση στο } [0, t]) \approx P(T_i \leq t) = 1 - e^{-q_i t} \Rightarrow$



(το T_i αναπαριστά εκθετική κατανομή!)

$$\Rightarrow \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - P_{ii}(t)}{t} = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - e^{-q_i t}}{t} \stackrel{\text{L'Hospital}}{=} q_i$$

$$\textcircled{b} \quad \frac{P_{ij}(t)}{t} \approx q_i P_{ij} = q_{ij}$$

$$\sum_{j \neq i} P_{ij}(t) = 1 - P_{ii}(t) \quad P_{ij}(t) \approx q_{ij} t$$

Συνοψισμός των Διαφορικών Μεταβατικών

$$P_{ij}(t) = P(X(t)=j | X(0)=i) \quad P'_{ii}(0^+) = -q_i$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} P_{ii}(t) = 1 = P_{ii}(0)$$

Λήμμα

$$P_{ii}(t) = 1 - q_i t + o(t)$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} P_{ij}(t) = 0 = P_{ij}(0) \quad i \neq j$$

(t → 0)

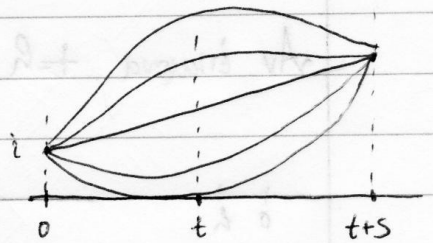
$$P_{ij}(t) = q_{ij} t + o(t)$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t)}{t} = P'_{ij}(0^+)$$

Λήμμα 2 (Chapman-Kolmogorov Equations)

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

$$= \sum_{k \in S} P_{ik}(t) P_{kj}(s)$$



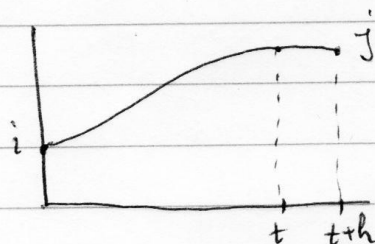
$$\Rightarrow \boxed{P_{ij}(t+s) = \sum_{k \in S} P_{ik}(t) P_{kj}(s) \quad \forall i, j \in S} \\ \forall t, s \geq 0$$

Ακριβής Περιγραφή

$$P_{ij}^{(n+k)} = \sum_e P_{ie}^{(n)} P_{ej}^{(k)}$$

$$P^{(n)} \Downarrow \\ = P^n$$

Έστω $s=h \rightarrow 0$



$$P_{ij}(t+h) = \sum_k P_{ik}(t) \cdot P_{kj}(h) = P_{ij}(t) \cdot P_{jj}(h) + \sum_{k \neq j} P_{ik}(t) P_{kj}(h)$$

$$\Rightarrow P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t) = P_{ij}(t) \cdot (P_{jj}^{(h)} - 1) + \sum_{k \neq j} P_{ik}(t) P_{kj}(h)$$

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t)}{h} = P_{ij}(t) \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{jj}^{(h)} - 1}{h} + \sum_{i \neq j} P_{ik}(t) \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{kj}(h)}{h}$$

$$\Rightarrow \boxed{P'_{ij}(t) = -P_{ij}(t) q_j + \sum_{k \neq j} P_{ik}(t) q_{kj}} \quad \forall i, j \in S$$

$$P'_{ij}(t) = -q_j P_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} q_{kj} P_{ik}(t)$$

προβολικές

$$\boxed{P'(t) = P(t) \cdot Q}$$

όπου $P(t) = (P_{ij}(t))_{i,j \in S}$

Ch-kolin $s=k$ $(t, t+h) \uparrow$

Av έταρα $t=h$ (h, s)

0 h h+t

$$P'_{ij}(t) = -q_i P_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} q_{ik} P_{kj}(t)$$

$$\boxed{P'(t) = Q \cdot P(t)}$$

αναβολικές

η διάσταση του πίνακα είναι ο χώρος μεταβλητών S, άρα ο πίνακας

επιζητείται να είναι μια άτα-
πος.

Αρχικές Συνθήκες

$$P(0) = I$$

$$\begin{pmatrix} P_{ii}(0) = 1 \\ P_{ij}(0) = 0 \quad \forall i \neq j \end{pmatrix}$$

22/12/2014

Μαθημα 18

$P_{ij}(t) = P(X(t)=j | X(0)=i)$ συνάρτηση πιθανότητας μεταβάσεων

Προσφορικές εξισώσεις

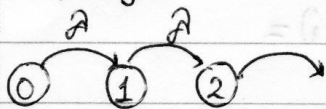
$$P'_{ij}(t) = -q_j P_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} q_{kj} P_{ik}(t), \quad i \in S$$

Αρχικές συνθήκες $P_{ij}(0) = \begin{cases} 0 & , i \neq j \\ 1 & , i = j \end{cases}$

$[0, t-h], [t-h, t] \quad [0, h], [h, t]$

$$P'_{ij}(t) = -q_i P_{ij}(t) + \sum_{k \neq i} q_{ik} P_{kj}(t), \quad i \in S$$

Παράδειγμα: Διαδικασία Poisson (λ)



$$q_{i, i+1} = \lambda \quad i = 0, 1, 2, \dots$$

$$q_{ik} = 0 \quad i \neq k$$

$$q_i = -\sum_{j \neq i} q_{ij} = -\lambda$$

Το λ είναι ο μέσος αριθμός συμβάντων ανά μονάδα χρόνου!

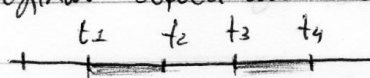
(Poisson) $P'_{ij}(t) = -\lambda P_{ij}(t) + \lambda P_{i+1, j}(t)$

$$P_{ij}(t) = \begin{cases} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{j-i}}{(j-i)!}, & j \geq i \\ 0, & j < i \end{cases}$$

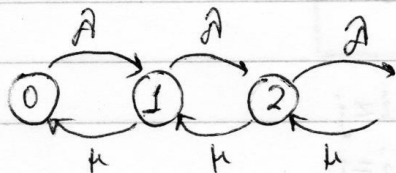
Διαδικασία Poisson (λ)

$\{N(t), t \geq 0\}$, $N(t)$ = αριθμός συμβάντων στο διάστημα $[0, t]$

1) $\forall t, N(t) \sim \text{Poisson}(\lambda t)$

- 2) Οι χρόνοι μεταξύ διαδοχικών συμβάντων $\sim \text{Exp}(\lambda)$
- 3) $\forall t_1 < t_2 < t_3 < t_4$ 

$N(t_4) - N(t_3)$ και $N(t_2) - N(t_1)$



$P_{ij}(t) = \dots$ (στο πρώτο βροχο $\lambda \chi(-0)$) $\leftarrow \ddot{\circ}$

$P_{ij}(t) = P[X(t)=j | X(0)=i]$

Αν δίνεται (εκτός του λ) και η αρχική κατανομή,

$P_i(0) = P(X(0)=i), i \in S$

δηλ. $\underline{P}(0) = (P_0(0), P_1(0), \dots)$

Έστω $\underline{P}(t) = (P_0(t), P_1(t), \dots)$ όπου $P_j(t) = P(X(t)=j), j \in S$

κάνοντας διαίρεση ως προς $X(0)=i, i \in S$

$P_j(t) = \sum_{i \in S} P(X(0)=i) \cdot P(X(t)=j | X(0)=i) =$

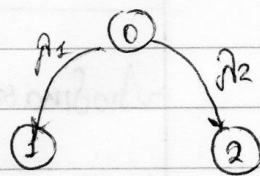
$= \sum_{i \in S} P_i(0) \cdot P_{ij}(t) \Rightarrow \underline{P}(t) = \underline{P}(0) \cdot \underline{P}(t)$

$\underline{P}'(t) = \dots$

$\lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t)$

$S_{ij} = \min \{t : X(t)=j | X(0)=i\}$ χρόνος πρώτης επίσκεψης στην $j / X(0)=i$

$F_{ij}(t) = P(S_{ij} \leq t), f_{ij} = F_{ij}(\infty) = P(S_{ij} < \infty) (\leq 1)$



Για $j=j$

$S_{jj} = \min \{t : X(t)=j, \exists s < t : X(s) \neq j | X(0)=j\}$

χρόνος πρώτης επιστροφής στην $j | X(0)=j$

$F_{jj}(t) = P(S_{jj} \leq t), f_{jj} = F_{jj}(\infty) = P(S_{jj} < \infty)$

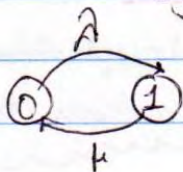
$\nu_j = 1 \Rightarrow j$ επαναληπτική
 $\nu_j < 1 \Rightarrow j$ παροδική

Έστω $\delta_j = E(S_{jj})$

Αν j παροδική $\Rightarrow \delta_j = \infty$

Αν j επαναληπτική $\begin{cases} \delta_j < \infty & \text{δεν επαναληπτική} \\ \delta_j = \infty & \text{μην επαναληπτική} \end{cases}$

Αν j επαναληπτική



$T_0 \sim \text{Exp}(\lambda)$

$T_1 \sim \text{Exp}(\kappa)$

Πρόβλημα:

Αν j παροδική ή μην επαναληπτική

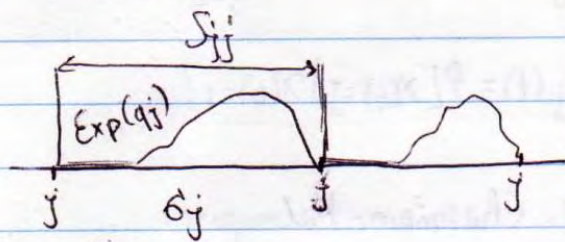
$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}(t) = 0$$

Αν j δεν επαναληπτική

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}(t) = \frac{1/q_j}{\delta_j} = \frac{1}{q_j \delta_j} = \lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}(t)$$

Δεν διακριτή περίπτωση
 $\lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}^{(n)} = \frac{1}{\nu_j}$

% χρόνου στη j
 (εξέρχεται από ορισκή πιθανότητα)



07/01/2015

Καλή χρονιά 😊

Μαθημα 19

Μαρκοβιανή αλυσίδα συνεχούς χρόνου

$$\{X(t), t \geq 0\} \quad S = \{0, 1, 2, \dots\}$$

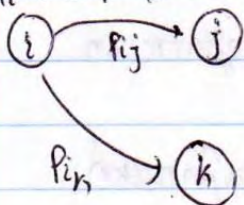
1) Έστω T_j ο χρόνος παραμονής στην κατάσταση j

$$T_j \sim \text{Exp}(q_j)$$

Όταν γίνει η μετάβαση, $i \rightarrow j$ με π.δ. P_{ij}

$$T_i \sim \text{Exp}(q_i)$$

$i \neq j$



Στο συνεχές χρόνο, αντιστα με το διακριτό, όταν γίνει μετάβαση από μία κατάσταση σε άλλη ΔΕΝ συλλογισθούμε την επίδραση στην κατάσταση που βρίσκουμε

2) Αν $X(t)=i$

$$\forall j \neq i \quad T_{ij} \sim \text{Exp}(q_{ij})$$

$$T_{ij} \text{ ανεξ. } \forall j \neq i$$

$$T_i = \min_{j \neq i} T_{ij}$$

$$\text{Αν } \min_{j \neq i} T_{ij} = T_{ik} \Rightarrow \text{νέα κατάσταση} = k$$

$$\bullet q_{ij} = q_i P_{ij} \quad \bullet q_i = \sum_{j \neq i} q_{ij} \quad \bullet P_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_i}$$

$$P_{ij}(t) = P[X(t)=j | X(0)=i]$$

Εξ. Chapman-Kolmogorov

$$P_{ij}(t+s) = \sum_{k \in S} P_{ik}(t) P_{kj}(s) \quad \forall t, s \geq 0$$

$$\text{Προβλεπόμενες Εξισώσεις: } P'_{ij}(t) = -q_j P_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} q_{kj} P_{ik}(t), i \in S$$

\Downarrow

$$\text{Ανασπορευόμενες Εξισώσεις: } P'_{ij}(t) = -q_i P_{ij}(t) + \sum_{k \neq i} q_{ki} P_{kj}(t), i \in S$$

Ισοδυναμία συστημάτων εξισώσεων!

Όριας συνθήκες: $P_{ij}(0) = \begin{cases} 0 & , i \neq j \\ 1 & , i = j \end{cases}$

Μεταβατική κατάσταση

$\forall P_i(0) = P(X_0 = i), i \in S$

$\underline{P}(0) = (P_0(0), P_1(0), \dots)$ αρχική κατάσταση

$P_j(t) = P(X_t = j)$

$P_j(t) = \sum_{i \in S} P_i(0) P_{ij}(t)$

$P_j'(t) = -q_j P_j(t) + \sum_{k \neq j} P_k(t) q_{kj} \quad \forall j \in S$

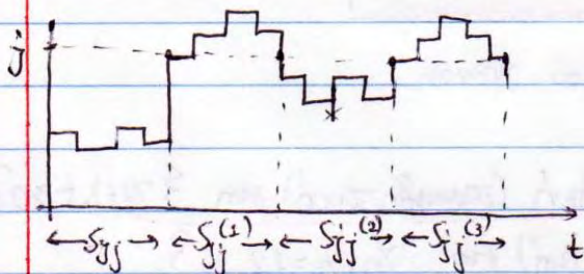
$P_j(0) =$ αρχική συνθήκη

Πιθανός ρυθμικός μεταβατισμός

$$Q = \begin{pmatrix} -q_0 & q_{02} & q_{02} & \dots \\ q_{10} & -q_1 & q_{12} & \dots \\ q_{20} & q_{21} & -q_2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

$P'(t) = P(t) \cdot Q = Q \cdot P(t)$

Αβληπτική συμπεριφορά ($t \rightarrow \infty$)



S_{jj} = χρόνος επανόδου στη j
 S_{ij} = χρόνος πρώτου μεταβατισμού i → j
 $S_{jj}^{(1)}, S_{jj}^{(2)} \dots$ α.λ.τ.μ

ανεξάρτητα & ισόνομα
 (Μαρκοβιανή ιδιότητα)

Για να είναι
 έχουν την ίδια
 κατάσταση, τρέιγου 😊

$F_{ij}(t) = P(S_{ij} \leq t)$

$F_{jj}(t) = P(S_{jj} \leq t)$

$f_{jj} = \lim_{t \rightarrow \infty} F_{jj}(t) = F_{jj}(\infty)$

$$f_{jj} = \lim_{t \rightarrow \infty} F_{jj}(t) = F_{jj}(\infty) \begin{cases} = 1, j = \text{επιβαρτητική} \\ < 1, j = \text{παροδική} \end{cases}$$

$\delta < \infty$ → Δετικά επιβαρτητική
 $\delta = \infty$ → μηδενικά επιβαρτητική

$$\delta_j = E(S_{jj})$$

⊛ Περιοδικότητα ΔΕΝ υπάρχει στο συνεχές χρόνο

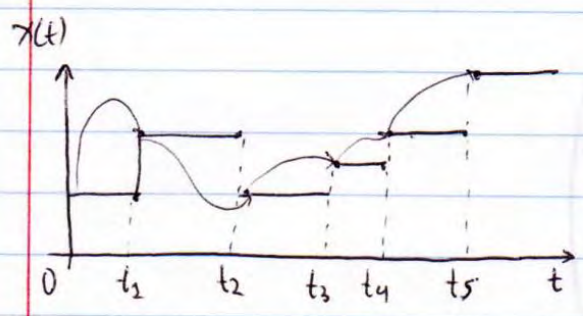
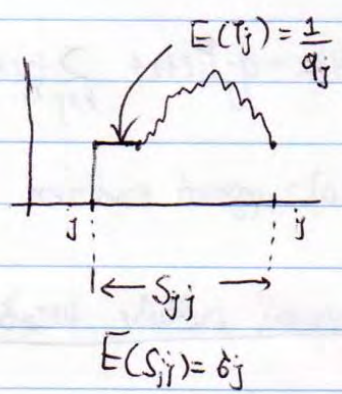
Σημειώσεις:

Αν j είναι παροδική ή μηδενικά επιβαρτητική

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}(t) = 0$$

Αν j είναι δετικά επιβαρτητική

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P_{jj}(t) = \frac{1}{q_j} > 0 \quad \left(= \frac{1/q_j}{\delta} \right)$$



$0 < t_1 < t_2 < t_3 \dots$, διαδοχικές στιγμές μεταβάσεων

Έστω $\chi_n = \chi(t_n)$ $\{ \chi_n, n=1, 2, \dots \}$ ΜΑΔΧ
 $P_{ij} = P(\chi_{n+1} = j | \chi_n = i) = \frac{q_{ij}}{q_i}$

↓
 Εμφυτευμένη διαδικασία διακριτού χρόνου

• Μια κατάσταση j είναι παροδική (επιβαρτητική) στο $\{ \chi(t), t \geq 0 \}$ αν και μόνο αν είναι παροδική (επιβαρτητική) στο $\{ \chi_n, n=1, 2, \dots \}$.

• Η j είναι προσιτή από την i ($i \rightarrow j$) αν $\exists t > 0: P_{ij}(t) > 0$.

Αν $i \rightarrow j \Rightarrow f_{ij} > 0, f_{ij} = \lim_{t \rightarrow \infty} P(S_{ij} \leq t) = \lim_{t \rightarrow \infty} F_{ij}(t)$

i επικοινωνεί j , $i \leftrightarrow j$: $i \rightarrow j$
 $j \rightarrow i$

09/01/2015

Μαθημα 20

Αδιαχώριστες ΜΑΣΧ

• Αν παροδική ή μηδενικά επαναληπτική $\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t) = 0 \quad \forall j \in S$

• Αν δευτερά επαναληπτική $\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t) = P_j = \frac{1}{q_j \epsilon_j} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\int_0^T \mathbb{1}(x(t)=j) dt}{T}$

$P_j(t) = \sum_{i \in S} P_i(t) P_{ij}(t)$ (% πιθανότητα $X(t)=j$, στο $[0, T]$)

Αναδομικές εξισώσεις: $P'_{ij}(t) = -q_i P_{ij}(t) + \sum_{k \neq i} q_{ik} P_{kj}(t)$ (*)

Προδομικές εξισώσεις: $P'_{ij}(t) = -q_j P_{ij}(t) + \sum_{k \neq j} P_{ik}(t) q_{kj}$ (**)

Αν $\lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t) = P_j \quad \forall j, i$

$\lim_{t \rightarrow \infty} P'_{ij}(t) = 0$

(*) $\Rightarrow 0 = -q_i P_j + \sum_{k \neq i} q_{ik} P_j = P_j (-q_i + \sum_{k \neq i} q_{ik})$
 (κον γίνεται $0=0$, απα για ταυτα
 ετσι, οριστε η εξισων αυτη κον
 ειναι αδενωσιν (εχει τεσπληκωμ ανωσιν)

(**)(**) $\Rightarrow 0 = -q_j P_j + \sum_{k \neq j} P_k q_{kj} \quad \forall j \Rightarrow$

$P_j q_j = \sum_{k \neq j} P_k q_{kj}, j \in S$

εξισωσιν ισοσπορτιασ

$\sum_{j \in S} P_j = 1$

εξισωσιν κανονιωσπορτιασ

κοναδωσιν ανωσιν (X)

Συμπέρασμα: Αδιαχώριστη ΜΑΣΧ δευτερά επαναληπτική εσυν το ευσμτκα

επιβάσεων \mathbb{M} έχει μοναδική δυνατή λύση $\{P_j > 0, j \in S\}$

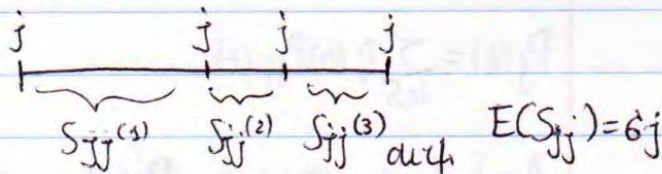
Η P είναι σταθερή αν $P(0) = P \Rightarrow P(t) = P \forall t$

Επιβατική Ισορροπία

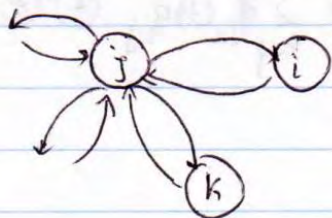
$$P_j q_j = \sum_{k \neq j} P_k a_{kj}, \quad j \in S$$

$$\sum_{j \in S} P_j = 1$$

$$P_j = \frac{1}{q_j \delta_j} \Rightarrow P_j q_j = \frac{1}{\delta_j}$$



$P_k a_{kj}$ = αριθμός μεταβάσεων $k \rightarrow j$ ανά μονάδα χρόνου.

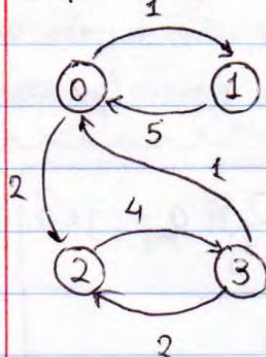


$$q_j = \sum_{i \neq j} q_{ji}$$

συνολικός αριθμός εισόδων (από τη λύση τους αριθμούς εισόδου στις διάφορες καταστάσεις)

$$\text{συνολικός αριθμός εξόδων} = \text{συνολικός αριθμός εισόδων}$$

Παράδειγμα 1



αδιαφορία } \rightarrow δ.ε.
περίεργη

Ορισμένη κατανομή $(P_0, P_1, P_2, P_3) = P$

$$0: P_0 (q_{01} + q_{02}) = P_1 a_{10} + P_2 a_{20} + P_3 a_{30} \Rightarrow P_0 \cdot 3 = P_1 \cdot 5 + P_2 \cdot 0 + P_3 \cdot 1$$

$$1: P_1 \cdot 5 = P_0 \cdot 1$$

$$2: P_2 \cdot 4 = P_0 \cdot 2 + P_3 \cdot 2$$

$$P_0 + P_1 + P_2 + P_3 = 1$$

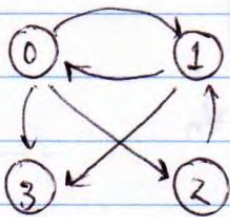
$$Q = \begin{pmatrix} -q_0 & q_{01} & q_{02} & \dots \\ q_{10} & -q_1 & q_{12} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

Εξ. ισορροπίας (j) $\sum_{k \neq j} P_k q_{kj} - P_j q_j = 0 =$

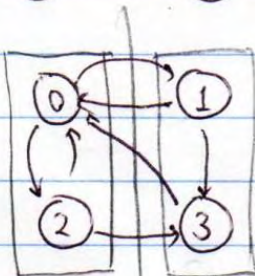
$$= P_0 q_{0j} + P_1 q_{1j} + \dots - q_j P_j + q_{j+1} P_{j+1} + \dots = 0 \Rightarrow \underline{P} \cdot \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} = 0 \quad \forall j$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \underline{P} \cdot Q = 0 \\ \sum_{j \in S} P_j = 1 \end{cases}$$

(Σω διακριτό χώρο, $\underline{\pi} = \underline{\pi} \cdot P$
 $\sum_{j \in S} \pi_j = 1$)



Εξ. 0

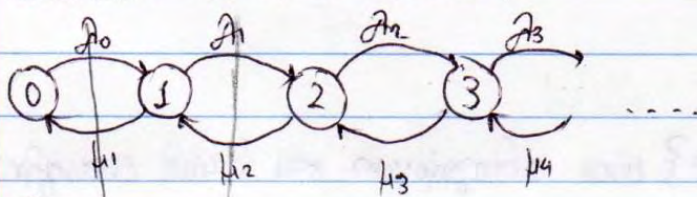


πίεση προς μεταβαίνει A → B =
 πίεση προς μεταβαίνει B → A

$$A \quad B \subset S \quad P_0 q_{01} + P_2 q_{23} = P_1 q_{10} + P_3 q_{30}$$

Παράδειγμα 2

Διαδικασία Γεννήσεων - Θανάτων



$S = \mathbb{N}_0$ αδιαχώριστο

$$0-1 \quad P_0 \lambda_0 = P_1 \mu_1$$

$$1-2 \quad P_1 \lambda_1 = P_2 \mu_2$$

$$P_2 \lambda_2 = P_3 \mu_3$$

⋮

$$P_n \lambda_n = P_{n+1} \mu_{n+1}$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} P_n = 1$$

$$P_1 = P_0 \frac{\lambda_0}{\mu_1}$$

$$P_2 = P_1 \frac{\lambda_1}{\mu_2} = P_0 \frac{\lambda_0 \lambda_1}{\mu_1 \mu_2}$$

$$P_3 = P_2 \frac{\lambda_2}{\mu_3} = P_0 \frac{\lambda_0 \lambda_1 \lambda_2}{\mu_1 \mu_2 \mu_3}$$

$$\vdots$$
$$P_n = P_0 \frac{\lambda_0 \lambda_1 \dots \lambda_{n-1}}{\mu_1 \mu_2 \dots \mu_n}$$

C_n

$$P_n = P_0 C_n, \quad n=0,1,2,\dots$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} P_n = P_0 \sum_{n=0}^{\infty} C_n = 1$$

$$\textcircled{i} \quad \sum_{n=0}^{\infty} C_n < \infty \Rightarrow P_0 = \frac{1}{\sum C_n} > 0$$

$$\Rightarrow P_n = \frac{C_n}{\sum C_n} > 0 \quad \forall n$$

→ Δ.ε.

$$\textcircled{ii} \quad \sum C_n = \infty \Rightarrow P_n = 0 \quad \forall n$$

14/01/2015

Μαθημα 21

Έστω $\{X(t), t \geq 0\}$ ΜΑΣΧ

$Q =$ πίνακας πιθανών μεταβάσεων $\Leftrightarrow \{q_{ij}, i \neq j\}$

Εμπροσθεν ΜΑΣΧ $\{X_n, n=1,2,\dots\}$ όπου $X_n = X(t_n^+)$
και $t_n = n$ χρονική στιγμή ποσοπής μεταβάσεως

$$P_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_i}, \quad i \neq j$$

Έστω ότι η $\{X(t), t \geq 0\}$ είναι αδιασπρίσιμη και θετικά σταθμισμένη.

Τότε $\left\{ \begin{array}{l} \textcircled{1} \text{ και η εμπροσθεν αδιασπρίσιμη και θετικά σταθμισμένη} \\ \textcircled{2} \text{ και οι δύο έχουν μοναδικές σταθμισμένες κατανομές.} \end{array} \right.$

Έστω $\{P_j, j \in S\}$ η σταθική κατανομή της $\{X(t), t \geq 0\}$

Έστω $\{\pi_j, j \in S\}$ η σταθική κατανομή της εφικτωμένης

$$P_j = \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{i \in S} \text{ποσοστό χρόνου στην κατάσταση } j \text{ στο } [0, t]$$

$$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{\text{πρώτες μεταβάσεις}} \text{ποσοστό μεταβάσεων προς ή από την κατάσταση } j \text{ σε } n$$

Για τις εφικτές συνεχείς χρόνου

$$P_j q_j = \sum_{i \neq j} P_i q_{ij}$$

$$\sum_{j \in S} P_j = 1$$

Εφικτωμένη

$$\pi_j = \sum_{i \in S} \pi_i P_{ij} = \sum_{i \neq j} \pi_i P_{ij} = \sum_{i \neq j} \pi_i \frac{q_{ij}}{q_i} = \sum_{i \neq j} \frac{\pi_i}{q_i} q_{ij}$$

$P_{ii} = 0$ τι

$$\sum \pi_j = 1$$

$$\Rightarrow \frac{\pi_j q_j}{q_j} = \sum_{i \neq j} \frac{\pi_i}{q_i} q_{ij}$$

$$\text{Αν θέσω } \chi_j = \frac{\pi_j}{q_j}$$

Δεν έχουμε στην εφικτωμένη μεταβάσεις στον εαυτό μας

$$\text{Γενικά } P_j = c \chi_j \quad c \in \mathbb{R}$$

$$\text{Επίσης } \sum P_j = 1 \Rightarrow c \sum \frac{\pi_j}{q_j} = 1$$

$$\Rightarrow c = \frac{1}{\sum_{j \in S} \frac{\pi_j}{q_j}}$$

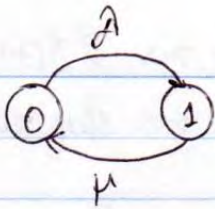
$$\Rightarrow P_j = \frac{\pi_j / q_j}{\sum_{j \in S} \pi_j / q_j}$$

Οι δύο σταθικές κατανομές συνδέονται ως εξής:

$$P_j = \frac{\pi_j / q_j}{\sum_{j \in S} \pi_j / q_j}, \quad \pi_j = \frac{P_j q_j}{\sum_{j \in S} P_j q_j}$$

Παράδειγμα:

3x



$$q_0 = \lambda \quad q_{01} = \lambda$$

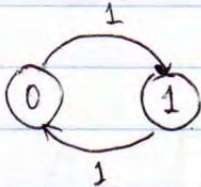
$$q_1 = \mu \quad q_{10} = \mu$$

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

$$P_{01} = \frac{q_{01}}{q_0} = 1$$

$$P_{10} = \frac{q_{10}}{q_1} = 1$$

Εύρηνη



Εδώ έχουμε πιθανότητες μεταβάσεως ενός βήματος!!!

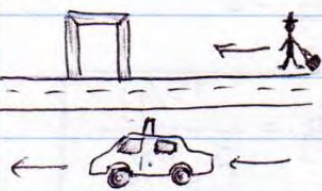
$$\pi_0 = \pi_1 = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow P_0 = \frac{\pi_0 / q_0}{\frac{\pi_0}{q_0} + \frac{\pi_1}{q_1}} = \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\lambda}}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\mu}} = \frac{\mu}{\lambda + \mu} = P_0$$

$$P_1 = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}$$

Άσκηση 1

Πιάτσα ταξί



Υποθέτουμε ότι ο πελάτης αν δεν βρει ταξί φύγει, άρα τα ταξί που έρχονται ούρουρα δεν βρίσκουν πελάτες να περιμένουν

Πελάτες φτάνουν στην πιάτσα για ταξί, οι χρόνοι μεταξύ αφίξεων πελάτων ~ Exp(λ)
Υποθέτουμε ότι η πιάτσα έχει χωρητικότητα b (δηλ. μπορεί να περιμένουν μέχρι b ταξί στην πιάτσα)

Χρόνοι μεταξύ αφίξεων ταξί ~ εκθετική κατανομή με παράμετρο θ.

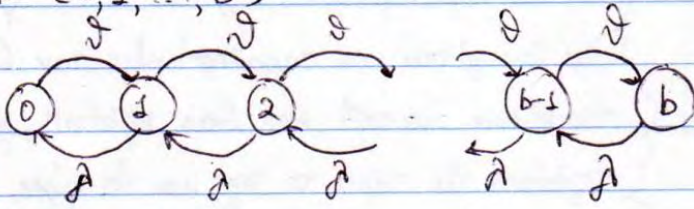
Ζητούνται: P

- ① Μοντέλο MASH, διάγραμμα μεταβάσεων
- ② Αδιαχώριση, γενική επαναληπτική
- ③ Ποσοστό χρόνου χωρίς ταξί.

①

$\{X(t), t \geq 0\}$ $X(t)$ = αριθμός ταξί στην πίστα τη στιγμή t

$S = \{0, 1, \dots, b\}$



Άσκηση: Να βρούμε τον Q .

② Αξιοχρόσιον } = θεωρία επαναληπτική (άρα έχει και μοναδική σταθερή κατανομή)
Πεπερασμένη }

③ Στάσιμη κατανομή

$P_0 \cdot \theta = P_1 \cdot \lambda \Rightarrow P_1 = P_0 \cdot \frac{\lambda}{\theta}$

$P_1 \cdot \theta = P_2 \cdot \lambda \Rightarrow P_2 = P_1 \cdot \frac{\lambda}{\theta}$

$P_n = P_0 \left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^n, n=0, 1, \dots, b$

$$\sum_{n=0}^b P_n = 1 \Rightarrow P_0 \sum_{n=0}^b \left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^n = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P_0 \frac{1 - \left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^{b+1}}{1 - \frac{\lambda}{\theta}} = 1 \Rightarrow$$

$$P_n = \frac{\left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^n \left[1 - \frac{\lambda}{\theta}\right]}{1 - \left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^{b+1}}, n=0, 1, \dots, b$$

Άσκηση 2

(συνέχεια της 1)

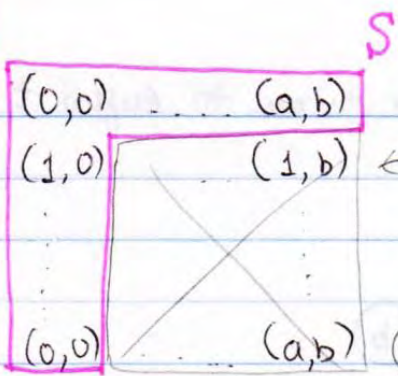
Έστω ότι και οι πελάτες περιμένουν, ο χώρος αναμονής των πελατών είναι α άτομων

% χρόνου χωρίς ταξί

$$P_0 = \frac{1 - \frac{\theta}{\lambda}}{1 - \left(\frac{\lambda}{\theta}\right)^{b+1}}$$

Να υπολογιστεί να δώσουμε $X(t) = (i, j)$

i = αριθμός πελατών } που περιμένουν $i \in \{0, \dots, a\}$
 j = αριθμός ταξί } $j \in \{0, \dots, b\}$



← Αυτές οι καταστάσεις δεν θα παρατηρηθούν!
 π.χ. δεν γίνεται να παρατηρήσουμε την (1,2), να περιμένουν δύο ταξί και ένας πελάτης, γιατί, ο ένας πελάτης θα πάρει το ταξί και θα φύγει, άρα θα μείνει ένα ταξί να περιμένει!

Ευχαριστώ:

$X(t) \in \{-a, \dots, b\}$

$X(t) = -i < 0$, i πελάτες

$X(t) = j > 0$, j ταξί

ή να περιμένουν πελάτες ή να περιμένουν ταξί!

16/01/2015

Μάθημα 22

Άσκηση 1

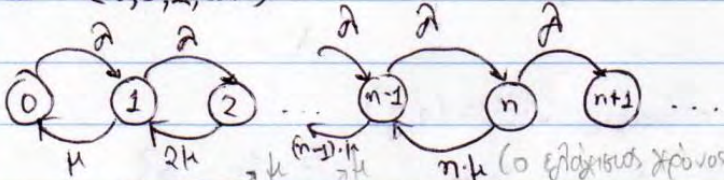


Κάθε άτομο παραμένει στο χώρο χρόνο $\sim \text{Exp}(\mu)$
 Ε(αριθ. ατόμων στην πλάτεια σε σταθιμή κατάσταση) = ?

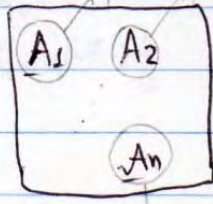
Προφίτες
 διαδικασία Poisson (λ)

$\{X(t), t \geq 0\}$ όπου $X(t)$ = αριθ. ατόμων στην πλάτεια τη στιγμή t

$S = \{0, 1, 2, \dots\}$



$X(t) = n$:



- Γεγονότα: ① Έρχεται ένα νέο άτομο (με ρυθμό λ) $\rightarrow n+1$
 ② Φεύγει ένα άτομο $\rightarrow n-1$

nⁱ ② φέρει ο A₁ (μ) → (n-1)

φέρει ο A₂ (μ) → (n-1)

φέρει ο A_n (μ) → (n-1)

Με άλλα λόγια, ένα κανάλιο άτοκο έρχεται με ρυθμό λ.

Όπως από τα ήδη υπάρχοντα άτοκα μπορεί να φέρει το οποιοδήποτε (ο A₁, ο A₂ ή ο A₃ κλπ) με ρυθμό μ το καθένα.

Αρα ο ελάχιστος χρόνος να φέρει κάποιος από τους A₁, ..., A_n είναι n·μ

Εξισώσεις Ισορροπίας

$$P_0 \lambda = P_1 \cdot \mu \Rightarrow P_1 = P_0 \cdot \frac{\lambda}{\mu}$$

$$P_1 \lambda = P_2 \cdot 2\mu \Rightarrow P_2 = P_0 \cdot \frac{\lambda^2}{2\mu^2}$$

$$P_2 \lambda = P_3 \cdot 3\mu \Rightarrow P_3 = P_0 \cdot \frac{\lambda^3}{2 \cdot 3 \cdot \mu^3}$$

⋮

γενικά $P_n = P_0 \cdot \frac{\lambda^n}{n! \mu^n}$

Κανονικοποίηση

$$\sum_{n=0}^{\infty} P_n = 1 \Rightarrow \sum_{n=0}^{\infty} P_0 \cdot \frac{\lambda^n}{n! \mu^n} = 1 \Rightarrow P_0 \cdot \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda/\mu)^n}{n!} = 1$$

↓
Προβλεπώνται by
Taylor :)

$$\Rightarrow P_0 = e^{-(\lambda/\mu)} > 0 \Rightarrow \boxed{P_n = e^{-(\lambda/\mu)} \frac{(\lambda/\mu)^n}{n!}, n=0,1,2,\dots (>0)} \Rightarrow \text{D.E.}$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(X(t)) = ?$$

$$P_n = ? = \lim_{t \rightarrow \infty} P(X(t) = n) = e^{-(\lambda/\mu)} \frac{(\lambda/\mu)^n}{n!} \Rightarrow \lambda(t) \xrightarrow{\infty} \text{Poisson}(\lambda/\mu)$$

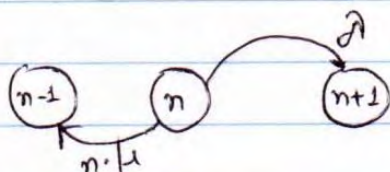
$$\Rightarrow E(X(t)) \rightarrow \lambda/\mu$$



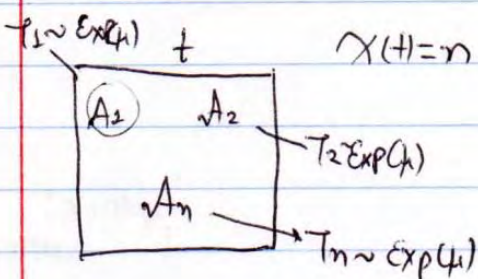
π.α. $\lambda = 100/\text{min} = 6000/\text{hr}$

Κάθε δευτερόλεπτο κατά μέσο όρο 2 ώρες, $E(\text{χρόνος παρακουνής}) = 2 \text{ hr} = \frac{1}{\mu}$
 $\Rightarrow \mu = \frac{1}{2}$

$E(X(t)) \rightarrow \frac{\lambda}{\mu} = \frac{6000}{1/2} = 12000$



Η εκθετική έχει την αλυσίδα ιδιοτήτων!



Άσκηση 2

Σταθμοί ενοικιάσεως A

2 αυτοκίνητα ενός τύπου

Πελάτες στην πιάτ A (Poisson λ_A)

Πελάτες στην πιάτ B (Poisson λ_B)

Χρόνος ενοικιάσεως $\sim \text{Exp}(\mu)$

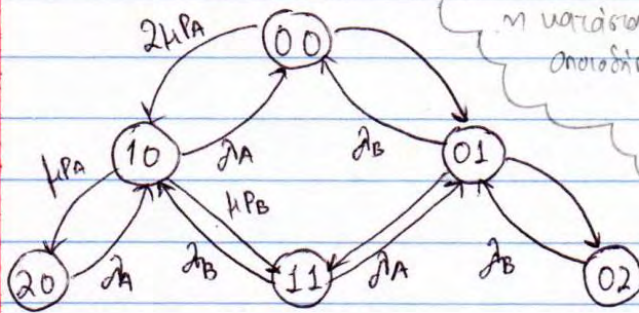
Επιβροχή αυτοκινήτων \rightarrow A με π.θ. P_A } $P_A + P_B = 1$
 \rightarrow B με π.θ. P_B

α) ΜΑΧ, διάγραμμα ρυθμίων

β) Για $\lambda_A = \lambda_B = \lambda$, $P_A = P_B = \frac{1}{2}$ να βρεθεί η σταθίμη κατανομή και το % χρόνου που είναι ενοικιασμένα 0, 1, ή 2 αυτοκίνητα.

α) $X(t) = (i, j)$ $i = \text{αριθ. αυτοκ. A}$, $j = \text{αριθ. αυτοκ. B}$ $i + j \leq 2$

$2-i-j = \text{αρ. ενοικιασμένων}$



Έχω δύο αυτοκίνητα στο δρόμο:
 η κατάσταση θα αλλάξει όταν
 οποιοδήποτε από τα 2 θα επιστρέψει,
 γι' αυτό γίνεται με ρυθμό 2μ .
 (δες και την ασκ. 1, με
 την. πλάγια :)

$(2,0) \rightarrow (1,0) \quad q_{20,10} = \lambda_A$

T_{10} = χρόνος παραμονής στην $(1,0)$

$T_{10} \sim \text{Exp}(q_{10})$

$(1,0) \rightarrow (2,0) \quad q_{10,20} = \mu$

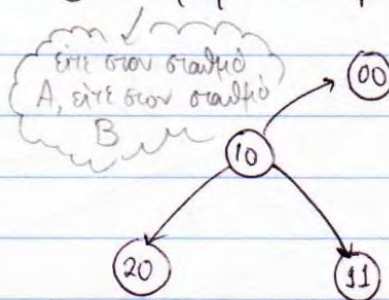
$q_{10} = ?$

$P_{10,20} = P(10 \rightarrow 20 \text{ όταν γίνει μεταβολή}) = P(\text{επιστροφή πριν την ενοίκιαση}) \cdot P(\text{επιστροφή στην A | επιστροφή πριν την ενοίκιαση})$

Γεγονότα που αλλάζουν κατάσταση

(1) Ενοίκιαση στην A $\sim \text{Exp}(\lambda)$

(2) Επιστροφή $\text{Exp}(\mu)$



$= \frac{\mu}{\lambda + \mu}$

||
 P_A

$P_{10,20} = \frac{q_{10,20}}{q_{10}}$

$q_{10,20} = (\lambda_A + \mu) \cdot \frac{\mu}{\lambda + \mu} \cdot P_A = \mu \cdot P_A$