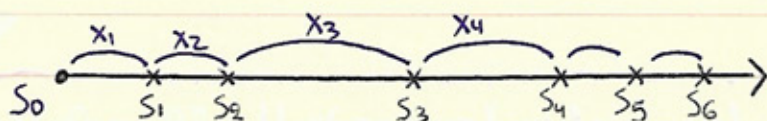


Μάθημα 1<sup>ο</sup> (21/10/2018)

## ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΕΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΕΣ ΜΕ ΚΟΣΤΟΙ

### 1. Ανανεωτικές Διαδικασίες

↳ Σημειακή Στοχαστική Διαδικασία (point process)



$S_i$  = χρόνος  $i$ -οστού γεγ.

$X_i = S_i - S_{i-1}$  = ευδιάστημα

( $S_0 = 0$ ) χρόνος

$$S_1 \leq S_2 \leq S_3 \dots$$

ή (ισοδύναμα)

$$X_i \geq 0, \quad i=1,2,\dots$$

} Απαιτηση για να είναι  
η  $\{S_i\}$  σημειακή διαδικασία

$$N(t) = \sup \{n: S_n \leq t\} = \# \text{ γεγασμένων στο } (0, t]$$

↳ Απαριθμήτρια σημειακή διαδικασία της  $\{S_n\}$

Αυ ζέρω  $N(t)$  ή  $S_1 \leq S_2 \leq S_3 \dots$   
είναι το ίδιο

### ↳ Ανανεωτική Διαδικασία

Ανανεωτική Διαδικασία = Σημειακή Διαδικασία με  $X_i$  ανεφ. & ισού.

$$X_i \sim F_X(t)$$

↳ κατανομή ευδιάφ. χρόνων

$\{N(t)\}$  (απαριθμ.) ανανεωτική διαδικασία

### 2. Βασικά Μέτρα για Ανανεωτικές Διαδικασίες

• Συνάρτηση κατανομής του χρόνου  $S_n$  ( $n$ -οστού γεγ.)

$$F_{S_n}(t) = \Pr[S_n \leq t]$$

• Συνάρτηση Πιθανότητας της  $N(t)$

$$P_n(t) = \Pr[N(t) = n]$$

↳ Πιθανότητα να συμβούν ακριβώς  $n$  γεγονότα

•  $E[S_n]$

$$m_x(t) = E[N(t)] : \text{Αναμενόμενη συνάρτηση}$$

↳ κατά μέσο όρο πόσα γεγονότα θα έχω συμβεί

Παρέμβαση 1<sup>η</sup>: Συντελεστής Laplace-Stieltjes (συν. κατ.)

$X \geq 0, Y \geq 0$  τ.φ. ανεξ.  $X \sim F_X(t), Y \sim F_Y(t)$

$\uparrow$   $\sigma_k$   $\uparrow$   $\sigma_k$

$f_X(t)$  σ.ν.ν.  $f_Y(t)$  σ.ν.ν.

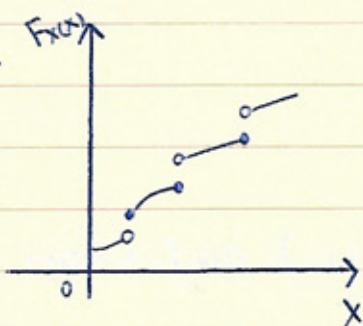
$F_{X+Y}(t) = ??$

→ Αν είχα φικτή θα ήταν άβυσσος αυτών των

$$F_{X+Y}(t) = \Pr[X+Y \leq t] = \begin{cases} \int_0^{\infty} \Pr[X+Y \leq t | X=x] f_X(x) dx, & X \text{ συνεχ.} \\ \sum_x \Pr[X+Y \leq t | X=x] \Pr[X=x], & X \text{ διακριτ.} \end{cases}$$

Θέλω να βρω έναν τρόπο αυτά τα 2 να τα γράφαμε ως ένα

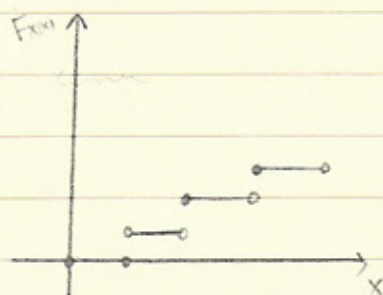
$$= \int_0^{\infty} \Pr[X+Y \leq t | X=x] dF_X(x) = \int_0^{\infty} \Pr[Y \leq t-x] dF_X(x)$$



$$\int_0^{\infty} g(x) dF_X(x) = \int_0^{\infty} g(x) F'_X(x) dx + \sum_{x: \text{άλτα}} g(x) (F_X(x) - F_X(x^-))$$

σημεία που είναι στα άλματα  
Παραγωγισιότητα

Για  $x$  διακριτή:



$$\Rightarrow F'_X(x) = 0 \Rightarrow \int_0^{\infty} g(x) dF_X(x) = \sum_x g(x) (F_X(x) - F_X(x^-))$$

• επομένως, για  $x$  συνεχής έχουμε

$$\int_0^{\infty} g(x) dF_X(x) = \int_0^{\infty} g(x) F'_X(x) dx$$

Γενικά,  $F_{X+Y}(t) = \int_0^\infty \tilde{F}_Y(t-x) dF_X(x) \stackrel{\text{ooo}}{=} (F_X * F_Y)(t)$   
 $\hookrightarrow$  Η σκέψη που χρησιμοποιείτε στα μαθητικά (συνεχών κατανομών)

Προσοχή!!  $(f * g)(t) = \int_0^t f(t-x)g(x)dx \rightsquigarrow$  άλλη σκέψη (πυκνωτική)



Παρέμβαση 2<sup>η</sup>: Μετασχηματισμός t-S

$X \geq 0$  τ.τ.  $f \in \sigma.k$   $F_X(t) \rightsquigarrow$  μετασχ t-S της  $X$ :

$$\tilde{F}_X(s) = \int_0^\infty e^{-st} dF_X(t) = E[e^{-sX}]$$

$\uparrow$  ευνοϊκώς της  $X$  διατηρή συνεχ

Γενικά, αν  $F(t)$  αυξή στο  $[0, \infty) \rightsquigarrow$  μετασχ t-S της  $F$ :

$$\tilde{F}(s) = \int_0^\infty e^{-st} dF(t)$$

Ζεύξη  $F(t) - \tilde{F}(s)$

$F(t)$	$\tilde{F}(s)$	τ.τ
$1_{t \geq 0}$	1	$X=0$
$t$	$\frac{1}{s}$	-
$1 - e^{-\lambda t}$	$\frac{\lambda}{\lambda + s}$	$X \sim \text{Exp}(\lambda) \rightsquigarrow \int_0^\infty e^{-st} (\lambda - t) dt$
$1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}$	$\left(\frac{\lambda}{\lambda + s}\right)^n$	$X \sim \text{Erlang}(n, \lambda)$
$(F * G)(t)$	$\tilde{F}(s) \cdot \tilde{G}(s)$	
$aF(t) * bG(t)$	$a\tilde{F}(s) + b\tilde{G}(s)$	

ooo Τέλος Παρεμβάσεων - Επιστροφή στο 2<sup>οοο</sup>

### 3. Βασική "γέφυρα" μεταξύ $\{S_n\}$ και $\{N(t)\}$

$$\{S_n \leq t\} = \{N(t) \geq n\} \rightsquigarrow \text{Τη χρονική στιγμή } t \text{ έχω σφκεί τουλάχιστον } n \text{ γεγονότα}$$

Το  $n$ -οστό γεγονός  
σκέβη το πολύ σε χρόνο  $t$

$$\{N(t) = n\} = \{S_n \leq t < S_{n+1}\} \rightsquigarrow \text{Το } n\text{-οστό το πολύ σε } t \text{ το } n+1 \text{ μετά το } t$$

ακριβώς  $n$  γεγονότα

$$\{N(t) \leq n\} = \{S_{n+1} > t\} \rightsquigarrow \text{Το } n+1 \text{ γεγονός σκέβη πολύ μετά το } t$$

Την χρονική στιγμή  $t$  το  
πολύ  $n$  γεγονότα

### 4. Υπολογισμοί βασικών μέτρων

$$\blacktriangleright F_{S_n}(t) = \Pr[S_n \leq t] = \Pr\left[\sum_{i=1}^n X_i \leq t\right] = \underbrace{(F_X * F_X * \dots * F_X)}_{n\text{-φορές}}(t) = F_X^{*n}(t)$$

$$\blacktriangleright p_n(t) = \Pr[N(t) = n] = \Pr[S_n \leq t < S_{n+1}] = \Pr[\{S_n \leq t\} \setminus \{S_{n+1} \leq t\}]$$

$$= \Pr[S_n \leq t] - \Pr[S_{n+1} \leq t] = F_X^{*n}(t) - F_X^{*(n+1)}(t)$$

→ αυτό συνεπάγεται  
προφανώς ότι  $\{S_n \leq t\}$

$$\blacktriangleright E[S_n] = n \cdot f, \quad f = E[X_i]$$

$$\blacktriangleright m_X(t) = E[N(t)] = E\left[\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{1}_{\{S_n \leq t\}}\right] = \sum_{n=1}^{\infty} \underbrace{\Pr[S_n \leq t]}_{F_X^{*n}(t)}$$

$$\mathbb{1}_{\{S_n \leq t\}} = \begin{cases} 1, & S_n \leq t \\ 0, & S_n > t \end{cases}$$

↑  
παιχνίδια άσους για όλα  
γεγονότα έγιναν πριν  
την  $t = \#$  γεγονότων πριν την  $t$

### 5. Αυξίστοιοι Μετασχηματισμοί L-S

$$- \tilde{F}_{S_n}(s) = (\tilde{F}_X(s))^n$$

$$- \tilde{p}_n(s) = (\tilde{F}_X(s))^n - (\tilde{F}_X(s))^{n+1} = (1 - \tilde{F}_X(s)) (\tilde{F}_X(s))^n$$

$$-\tilde{m}_x(s) = \sum_{n=1}^{\infty} (\tilde{F}_x(s))^n = \frac{\tilde{F}_x(s)}{1 - \tilde{F}_x(s)} \quad (\text{γεωτ. πρόοδος})$$

## Μάθημα 2<sup>ο</sup> (4/20/28)

### Αναγενετική Θεωρία

#### 1. Αναγενετικός Συλλογισμός

$$h(t) = E[F(N(t))] \quad \text{ή} \quad \Pr[N(t) \in A] \quad \text{ή} \quad E[F_N(t)(S_1, S_2, \dots, S_{N(t)})]$$

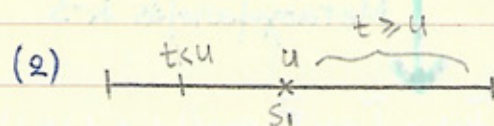
**Αναγενετικός Συλλογισμός:** Είναι ένα εργαλείο δημιουργίας αναγενετικών εξισώσεων για  $h(t)$ . Δουλεύει για δέσφηση στον  $S_1$

Παράδειγμα 1<sup>ο</sup>: Αναγενετική εξίσωση για την αναγενετική σωάρτηση  $m_x(t)$

$$h(t) = m_x(t) = E[N(t)] = E[E[N(t)|S_1]] = \int_0^{\infty} E[N(t)|S_1=u] dF_{S_1}(u) \quad (1)$$

λέει ότι # γεγονότων δεσφείας  
ότι ο χρόνος  $t$  γεγονότων =  $u$

$$E[N(t)|S_1=u] = \begin{cases} 0, & u > t \\ 1 + E[N(t-u)], & u \leq t \end{cases} \quad (2)$$



↳  $(N(t)|S_1=u) \stackrel{st}{=} 1 + N(t-u)$  για  $u \leq t$

$$\begin{aligned} (1) \ \& \ (2) \Rightarrow h(t) &= \int_0^t [1 + h(t-u)] dF_x(u) + t \int_0^{\infty} 0 dF_x(u) \\ &= \int_0^t 1 dF_x(u) + \int_0^t h(t-u) dF_x(u) = F_x(t) + (h * F_x)(t) \end{aligned}$$

άγνωστη σωάρτηση  $\nearrow$   $F_x(t)$   $\nearrow$  άγνωστη σωάρτηση  
 άγνωστη σωάρτηση  $\nearrow$   $(h * F_x)(t)$   $\nearrow$  σ.κ. ευδιάφραση χρόνου

Σημείωση:  $m(t) = F_x(t) + (m * F_x)(t)$

Παράδειγμα 2<sup>ο</sup>: Αναγεννητική Εξίσωση για το μέσο χρόνο του επόμενου γεγονότος από τη στιγμή  $t$

Έβαλα κατεύθυνση x και όχι s γιατί έχω την ίδια κατανομή

$$h(t) = E[S_{N(t)+1}] = \int_0^{\infty} E[S_{N(t)+1} | S_1 = u] dF_X(u) \quad (1)$$

$$E[S_{N(t)+1} | S_1 = u] = \begin{cases} u, & u > t \\ u + E[S_{N(t-u)+1}], & u \leq t \end{cases} \quad (2)$$

$$(1) \& (2) \Rightarrow h(t) = \int_0^t (u + h(t-u)) dF_X(u) + \int_t^{\infty} u dF_X(u) = \underbrace{\int_0^{\infty} u dF_X(u)}_{E(X) = \mu} + \int_0^t h(t-u) dF_X(u)$$

$\xrightarrow{\text{αγν. σ.ω.}}$   $\int_0^t (u + h(t-u)) dF_X(u)$   $\xrightarrow{\text{αγν. σ.ω.}}$   $\int_0^t (h * F_X)(t) dF_X(u)$   $\xrightarrow{\text{σ.κ. ειδικότερων χρόνων}}$   $\int_0^t h(t-u) dF_X(u)$   
 γνωστή συνάρτηση (σταθερά)

## 2. Αναγεννητική Εξίσωση - Λύση

$$h(t) = d(t) + \int_0^t h(t-u) dF_X(u) \leftarrow \text{Αναγεννητική Εξίσωση}$$

$\xrightarrow{\text{αγν. σ.ω.}}$   $d(t)$   $\xrightarrow{\text{γνωστή σ.ω.}}$   $\int_0^t h(t-u) dF_X(u)$   $\xrightarrow{\text{σ.κ. ειδικότερων χρόνων}}$   $(h * F_X)(t)$

↓ Μετασχηματισμός  $\lambda$ -S

$$\tilde{h}(s) = \tilde{d}(s) + \tilde{h}(s) \cdot \tilde{F}_X(s)$$

$$\Rightarrow \tilde{h}(s) = \frac{\tilde{d}(s)}{1 - \tilde{F}_X(s)} = \tilde{d}(s) \left( 1 + \frac{\tilde{F}_X(s)}{1 - \tilde{F}_X(s)} \right) = \tilde{d}(s) + \tilde{d}(s) \tilde{m}(s)$$

Λύση  $\Rightarrow h(t) = d(t) + (d * m)(t) = d(t) + \int_0^t d(t-u) dm(u)$

## 3. Υπολογισμός Αναγεννητικών Συναρτήσεων

Δίνεται  $F_X(t) \longrightarrow$  Ψάχνω  $m_X(t)$

1<sup>ος</sup> Τρόπος:  $F_X(t) \xrightarrow{\text{εύκολο}} \tilde{F}_X(s) \xrightarrow{\text{εύκολο}} \tilde{m}_X(s) \xrightarrow{\text{δύσκολο}} m_X(t)$

2ος Τρόπος:  $m_x = F_x + m * F_x \leadsto$  βγάινω για διαφορική εξίσωση για  $m_x(t)$  και λύσω  $\rightarrow m_x(t)$  (συνήθως πιάνει)

3ος Τρόπος:  $m_x = \sum_{n=1}^{\infty} F_x^{*n}$  (συνήθως πιάνει)

Παράδειγμα 1: Διαδικασία Poisson - Αναγεννητική Σωρότητα

$$X \sim \text{Exp}(\lambda), F_x(t) = 1 - e^{-\lambda t}, t > 0, f_x(t) = \lambda \cdot e^{-\lambda t}, t > 0, \tilde{F}_x(s) = \frac{\lambda}{\lambda + s}$$

$$\tilde{m}_x(s) = \frac{\tilde{F}_x(s)}{1 - \tilde{F}_x(s)} = \frac{\lambda}{s} = \lambda \cdot \frac{1}{s} \xrightarrow{\substack{(\tilde{F}(s) \leftrightarrow F(t)) \\ (1/s \leftrightarrow t)}} m_x(t) = \lambda \cdot t$$

από νινάκκι  
1ος ταθμητός

Παράδειγμα 2: Αναγεννητική Σωρότητα

$$X = \begin{cases} \text{Exp}(\lambda) \text{ με πιθαν } p & , p \in (0, 1), \lambda, t > 0, \lambda \neq t \\ \text{Exp}(t) \text{ με πιθαν } 1-p \end{cases}$$

$$F_x(t) = p(1 - e^{-\lambda t}) + (1-p)(1 - e^{-t}), t > 0$$

$$f_x(t) = p \cdot \lambda e^{-\lambda t} + (1-p) \cdot t e^{-t}, t > 0$$

$$\tilde{F}_x(s) = p \frac{\lambda}{\lambda + s} + (1-p) \frac{t}{t + s} = \frac{\lambda p \cdot (t + s) + t(1-p)(\lambda + s)}{(t + s)(\lambda + s)}$$

$$\tilde{m}_x(s) = \frac{\tilde{F}_x(s)}{1 - \tilde{F}_x(s)} = \frac{\lambda p(t + s) + t(1-p)(\lambda + s)}{(t + s)(\lambda + s) - \lambda p(t + s) - t(1-p)(\lambda + s)}$$

$$= \frac{[\lambda p + t(1-p)] \cdot s + \lambda t}{[s + \lambda(1-p) + tp] \cdot s} = \frac{A}{s} + \frac{B}{s + \lambda(1-p) + tp} \quad (1)$$

$$(1) * s \leadsto A + \frac{Bs}{s + \lambda(1-p) + tp} = \frac{[\lambda p + t(1-p)]s + \lambda t}{s + \lambda(1-p) + tp}$$

$$\stackrel{s=0}{\leadsto} A = \frac{\lambda t}{\lambda(1-p) + tp}$$

(1) \*  $[s + \lambda(1-p) + tp]$  <sup>βάση s, πίζα αυτών</sup>  $B = - \frac{[\lambda p + t(1-p)][\lambda(1-p) + tp] + \lambda t}{\lambda(1-p) + tp}$

$\Rightarrow m_x(t) = At + \frac{B}{\lambda(1-p) + tp} \cdot (1 - e^{-[\lambda(1-p) + tp]t})$

\* Χρησιμοποιώ του μετασχηματισμό  $\frac{\lambda}{\lambda+s} \leftrightarrow 1 \cdot e^{-\lambda t}$

$$\left[ \frac{A}{s} + \frac{B}{s + \lambda(1-p) + tp} = A \cdot \frac{1}{s} + \frac{B}{\lambda(1-p) + tp} \cdot \frac{\lambda(1-p) + tp}{s + \lambda(1-p) + tp} \right]$$

$\frac{\lambda}{\lambda+s} \leftrightarrow 1 \cdot e^{-\lambda t}$

Παράδειγμα 1: Νύση Ανανεωτικής Εφίσωσης

$\{N(t)\}$  ανανεωτική διαδικασία,  $X \sim F_X(t)$

$S_1, S_2, \dots$  χροιά γεγονότων

$h(t) = E[(N(t))^2]$

$h(t) = \int_0^\infty E[(N(t))^2 | S_1 = u] dF_X(u)$

$E[(N(t))^2 | S_1 = u] = \begin{cases} 0, & u > t \rightarrow \text{έχω συμβεί 0 γεγονότα, } N(t) = 0 \Rightarrow 0^2 = 0 \\ E[(1 + N(t-u))^2], & u \leq t \rightarrow \end{cases}$

$\underbrace{E[1 + 2N(t-u) + (N(t-u))^2]}_{1 + 2m(t-u) + h(t-u)}$

$u \leq t, (N(t) | S_1 = u) \stackrel{d}{=} 1 + N(t-u)$

~ ΤΕΛΟΣ ΑΝΑΝΕΩΤΙΚΟΥ ΣΥΝΟΡΙΣΜΟΥ ~

Άρα,  $h(t) = \int_0^t (1 + 2m(t-u) + h(t-u)) dF_X(u) + \int_t^\infty 0 dF_X(u)$

$= \underbrace{\int_0^t 1 dF_X(u) + 2 \int_0^t m(t-u) dF_X(u) + \int_0^t h(t-u) dF_X(u)}_{d(t)}$

Έχω  $d(t) = F_X(t) + 2(m * F)(t)$

Όπως από την ανανεωτική εφίσωση για την ανανεωτική σωάρτηση



$$m = F_x + m * F_x \Rightarrow m * F_x = m - F_x \quad \left( \begin{array}{l} \text{Το χρησιμοποιώ για να} \\ \text{αποδοκιώ σκευδής} \end{array} \right)$$

$$\text{Άρα, } d(t) = F_x(t) + 2m(t) - 2F_x(t) = 2m(t) - F_x(t)$$

★ Η λύση της αναγεννητικής εξίσωσης είναι:  $h(t) = d(t) + (d * m)(t)$

$$\begin{aligned} \text{Άρα, } h(t) &= 2m(t) - F_x(t) + 2(m * m)(t) - (F_x * m)(t) \\ &= 2m(t) - \cancel{F_x(t)} + 2m^{*2}(t) - m(t) + \cancel{F_x(t)} \\ &= m(t) + 2m^{*2}(t) \end{aligned}$$

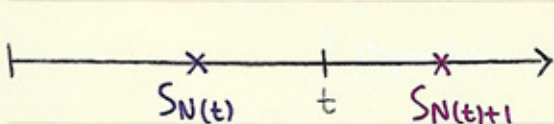
Παράδειγμα 2: Λύση αναγεννητικής εξίσωσης μέσω χρόου Πρώτου γεγονότος μετά την  $t$

$$h(t) = E[S_{N(t)+1}] = \underbrace{f}_{d(t)} + \int_0^t h(t-u) dF_x(u)$$

← μέσος ειδικός χρόος μεταξύ των γεγονότων

$$\text{Άρα, η λύση είναι } h(t) = d(t) + (d * m)(t) = f + f m(t) = f(1 + m(t))$$

Προσοχή!!  $E[S_{N(t)}]$ : μέσος χρόος που σκέβη το τελευταίο γεγονός πριν τη στιγμή  $t$

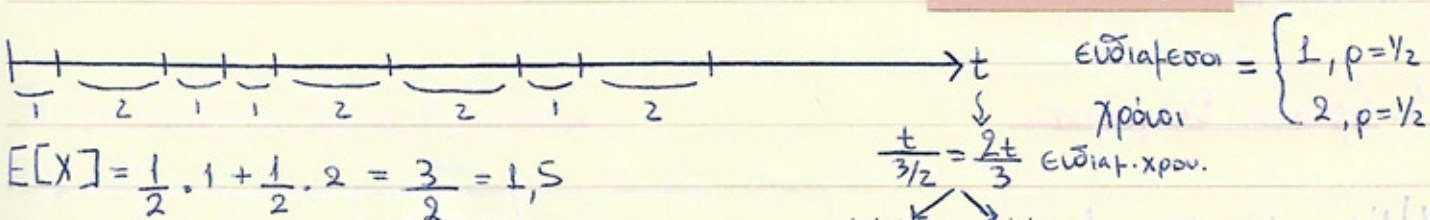


**ΔΕΝ ΙΣΧΥΕΙ**  $E[S_{N(t)}] = f m(t)$

$$\begin{aligned} E[S_{N(t)}] &= E[S_{N(t)+1} - X_{N(t)+1}] \\ &= \underbrace{E[S_{N(t)+1}]}_{f(1+m(t))} - \underbrace{E[X_{N(t)+1}]}_{f} \end{aligned}$$

Σκέφτομαι αναγεννητική διαδικασία:

Φυλλάδιο Κεφ 2  
ασκ 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7  
ως  
κόμπε



$$\text{Άρα, } E[X_{N(t)+1}] = \frac{1}{3} \cdot 1 + \frac{2}{3} \cdot 2 = \frac{5}{3}$$

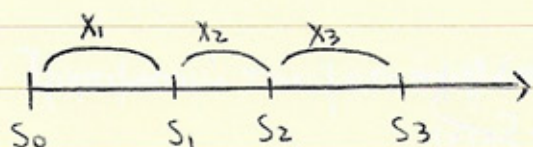
← μέσος χρόος σε συγκεκριμένη χρονική στιγμή

είναι 1  $\downarrow$   $t/3 - 1$  στιγμές που ο χρόος είναι 1  
είναι 2  $\downarrow$   $t/3 \cdot 2$  στιγμές που ο χρόος είναι 2

## Μάθημα 3<sup>ο</sup> (9/10/18)

### ΑΝΑΝΕΩΤΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ - ΟΡΙΑΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

#### 1. Πλαίσιο



$X_i \sim F_X(t)$  ανεξ.

$$S_i = \sum_{j=1}^i X_j, i \geq 1, S_0 = 0$$

$N(t) = \#$  γεγονότων στο  $(0, t]$

#### 2. Περιοδικές / Απεριοδικές ΓΓ

Ορισμός: Η  $X$  λέγεται περιοδική αν  $\exists d > 0: \sum_{k=0}^{\infty} \Pr[X = kd] = 1$

Ο μεγαλύτερος  $d$  με αυτή την ιδιότητα λέγεται περίοδος της  $X$ .

Αλλιώς, η  $X$  λέγεται απεριοδική.

Πχ.

•  $X \sim \text{Bin}(n, p)$

$X \in \{0, 1, \dots, n\} \rightarrow$  περ. με  $d=1$

•  $X \sim \text{Geo}(p)$

$X \in \{0, 1, \dots\} \rightarrow$  περ. με  $d=1$

•  $X$  συνεχής ή φεικτή  $\rightarrow$  απεριοδική

•  $X$  διακριτή

$X \in \{1, 1/2, 1/3, 1/4, \dots\} \rightarrow$  απεριοδική

•  $X$  διακριτή

$X \in \{0, 1, \sqrt{2}\} \rightarrow$  απεριοδική

#### 3. Οριακά Θεωρήματα

1] Νόμος Μεγάλων Αριθμών (ΝΜΑ)

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{\mu} \text{ με } \mu \neq 0, \text{ όπου } \mu = E[X_i]$$

$$\left( \frac{N(t)}{t} \approx \frac{t}{\mu} \text{ για μεγάλα } t \right)$$

## 2] Κεντρικό Οριακό Θεώρημα

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left[ \frac{N(t) - t/\mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2 t}{\mu^3}}} \leq x \right] = \Phi(x)$$

όπου  $\Phi(x)$  σ.κ.  $N(0,1)$   
 $\mu = E[X_i]$   
 $\sigma^2 = \text{Var}[X_i]$

## 3] Στοιχειώδες Ανανεωτικό Θεώρημα

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[N(t)]}{t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{m(t)}{t} = \frac{1}{\mu}$$

## 4] Βασικό Ανανεωτικό Θεώρημα (ΒΑΘ) - Key Renewal Theorem

$$h(t) = d(t) + \int_0^t h(t-u) dF_X(u) \quad \text{ανανεωτική εξίσωση}$$

$$h(t) = d(t) + \int_0^t d(t-u) d m_X(u) \quad \text{δύση}$$

Υποθέσεις:  $d(t) = d_1(t) - d_2(t)$  με  $d_1(t), d_2(t) \geq 0$ , φθίνουσες, φραγμένες  
 και  $\int_0^\infty |d(t)| dt < \infty$

$$X \text{ περιοδική} \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} h(t) = \frac{\int_0^\infty d(t) dt}{\mu}$$

$$X \text{ περιοδική με περίοδο } p \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} h(tp+x) = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} d(kp+x)}{t}$$

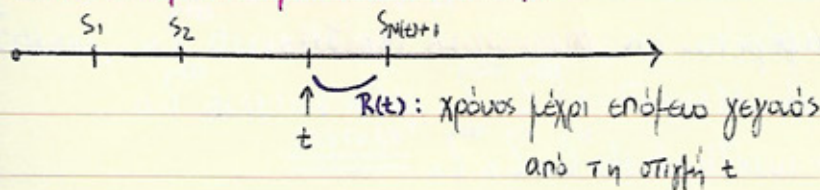
Ιδέα Απόδειξης: Ίσωςτες φθίνουσας  $\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} d(t) = 0 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} h(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^\infty d(t-u) d m_X(u)$

$$\int_0^\infty d(t-u) d m_X(u) = \underbrace{\int_0^{z(t)} d(t-u) d m_X(u)}_{\downarrow 0} + \underbrace{z(t) \int_0^t d(t-u) d m_X(u)}_{\substack{\text{1) } \\ \text{2) }}}$$

$m_X(u) \approx u/\mu$   
για μεγάλα  $u$

$$\frac{1}{\mu} \int_0^t d(t-u) du = \frac{1}{\mu} \int_0^t d(u) du \rightarrow \frac{1}{\mu} \int_0^\infty d(u) du$$

## 4. Υποδεινόμενος Χρόνος Ανανέωσης



$R(t) = SN(t) + L - t$  : Υπολειπόμενος χρόνος ανανέωσης τη στιγμή  $t$   
 Χρόνος ως το πρώτο γεγονός μετά τη στιγμή  $t$

$E[R(t)] = ?$  ,  $\lim_{t \rightarrow \infty} E[R(t)] = ?$

Έστω  $h(t) = E[R(t)]$

Από αναμενόμενο συλλογισμό  $h(t) = \int_0^{\infty} E[R(t)|S_1=u] dF_X(u)$

$E[R(t)|S_1=u] = \begin{cases} u-t, & u > t \\ E[R(t-u)], & u \leq t \end{cases}$

Άρα,  $h(t) = \int_0^t h(t-u) dF_X(u) + \int_t^{\infty} (u-t) dF_X(u)$  αναμενόμενη εξίσωση

$d(t) = \int_0^{\infty} (u-t) dF_X(u) = \int_t^{\infty} (u-t) dF_X(u) \stackrel{t \leq x \leq u}{=} \int_t^{\infty} \int_x^{\infty} dF_X(u) dx = \int_t^{\infty} (1-F_X(x)) dx$

Έχω  $E[R(t)] = d(t) + \int_0^t d(t-u) dF_X(u)$

Για  $X$  συνεχής

$d(t) = dL(t) - 0$   
 $\geq 0, \phi\theta\iota\nu.$   $\geq 0, \phi\theta\iota\nu.$   
 Φραγτ?? Φραγτ

$\int_t^{\infty} (1-F_X(x)) dx \leq \int_0^{\infty} (1-F_X(x)) dx$

Επίσης,  $\int_0^{\infty} d(t) dt \stackrel{0 \leq t \leq x \leq u}{=} \int_0^{\infty} \int_0^t d(t) dt = \int_0^{\infty} \int_t^{\infty} \int_x^{\infty} dF_X(u) dx dt = \int_0^{\infty} \int_x^{\infty} \int_x^{\infty} dF_X(u) dx dt = \int_0^{\infty} \frac{u^2}{2} dF_X(u) = \frac{E[X^2]}{2} < \infty$

Το ΒΑΘ εφαρμόζεται:  $\lim_{t \rightarrow \infty} E[R(t)] = \frac{\int_0^{\infty} d(t) dt}{t} = \frac{E[X^2]}{2t} = \frac{E[X^2]}{2 \cdot E[X]}$

Σημαντικό!!  $\lim_{t \rightarrow \infty} E[R(t)] \neq \frac{E[X]}{2}$  (Που ήταν το αναμενόμενο)

Η σχέση  $\lim_{t \rightarrow \infty} E[R(t)] = \frac{E[X^2]}{2 \cdot E[X]}$  αναφέρεται ως αναμενόμενο παράδοξο

$X$ : χρονικός ευδιάφορος χρόνος,  $E[X] = \mu$ ,  $\text{Var}[X] = \sigma^2$

► Μέσος υποδιειρημένος χρόνος ως το επόμενο γεγονός αν κοιτάξω την ανανεωτική

διαδικασία τυχαία χρονική στιγμή =  $\frac{\mu^2 + \sigma^2}{2} = \frac{\mu^2}{2} + \frac{\sigma^2}{2\mu} \gg \frac{\mu}{2}$  = μέσος μέσος ευδιάφ. χρόνος

↓  
ποιεί  
πόσο το Var

↓  
 $\sigma=0$

### 5. Πλάγια ασύμπτωτη της ανανεωτικής συνάρτησης

$\Sigma \text{A}\Theta \rightarrow$  Για μεγάλα  $t$   $m(t) \approx \frac{t}{\mu}$  ( $\lim_{t \rightarrow \infty} m(t)/t = 1/\mu$ )

$\mu = E[X], \sigma^2 = \text{Var}[X]$

$h(t) = m(t) - \frac{t}{\mu}$ ,  $\lim_{t \rightarrow \infty} h(t) = ?$

Ανανεωτικός Συλλογισμός:  $h(t) = E[N(t)] - \frac{t}{\mu} = \int_0^\infty E[N(t) | S_1 = u] dF_X(u) - \frac{t}{\mu}$  (1)

$E[N(t) | S_1 = u] = \begin{cases} 0, & u > t \\ 1 + E[N(t-u)], & u \leq t \end{cases}$  (2)

$h(t-u) + \frac{t-u}{\mu}$

(1) & (2)  $\Rightarrow h(t) = \underbrace{\int_0^t \left(1 + \frac{t-u}{\mu}\right) dF_X(u) - \frac{t}{\mu}}_{d(t)} + \int_0^t h(t-u) dF_X(u)$  ανανεωτική επίφ. για  $h(t)$

$d(t) = \int_0^t \left(1 + \frac{t-u}{\mu}\right) dF_X(u) - \frac{t}{\mu} = \left(1 + \frac{t}{\mu}\right) F_X(t) - \frac{1}{\mu} \int_0^t u dF_X(u) - \frac{t}{\mu}$

$d'(t) = \frac{1}{\mu} F_X(t) + \left(1 + \frac{t}{\mu}\right) f_X(t) - \frac{1}{\mu} \cdot t \cdot f_X(t) - \frac{1}{\mu} = \underbrace{f_X(t)}_{\geq 0} - \frac{1}{\mu} \underbrace{(1 - F_X(t))}_{\geq 0}$

Άρα,  $d(t) = \underbrace{F_X(t)}_{\text{ave } f} - \frac{1}{\mu} \int_0^t \underbrace{(1 - F_X(u))}_{\text{ave } f} du = -(1 - F_X(t)) + 1 - \frac{1}{\mu} \int_0^t (1 - F_X(u)) du$

$= -(1 - F_X(t)) + \frac{t}{\mu} - \frac{1}{\mu} \int_0^t (1 - F_X(u)) du = \underbrace{-(1 - F_X(t))}_{dz(t)} + \frac{t}{\mu} - \frac{1}{\mu} \int_0^t (1 - F_X(u)) du$

$d_1(t)$

$d_1(t), dz(t) \geq 0$ , φθίν, φραγτ. (ανά το  $t$ )

Επίσης,  $\int_0^\infty dz(t) dt = \mu$

$\int_0^\infty d_1(t) dt = \frac{1}{\mu} \int_0^\infty \int_0^\infty (1 - F_X(u)) du dt = \frac{1}{\mu} \int_0^\infty \int_0^\infty \int_0^\infty dF_X(x) du dt$

$\frac{\partial x \partial u \partial t}{\partial t \partial u \partial x}$

$= \frac{1}{\mu} \int_0^\infty \frac{x^2}{2} dF_X(x) = \frac{E[X^2]}{2\mu} < \infty$

$$\int_0^{\infty} |d(t)| dt = \int_0^{\infty} |d(t) - dz(t)| dt \leq \int_0^{\infty} \frac{E[X^2]}{2t} < \infty$$

Αρα, ΒΑΘ εφαρμόσιμη

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left( m(t) - \frac{t}{t} \right) = \lim_{t \rightarrow \infty} h(t) = \frac{\int_0^{\infty} d(t) dt}{t} = \frac{\frac{E[X^2]}{2t} - t}{t} = \frac{E[X^2] - 2t^2}{2t^2}$$

$$= \frac{\sigma^2 + t^2 - 2t^2}{2t^2} = \frac{\sigma^2 - t^2}{2t^2}$$

Αρα, η  $m(t)$  έχει παράγια ασυμπτωτική  $\frac{t}{t} + \frac{\sigma^2 - t^2}{2t^2}$

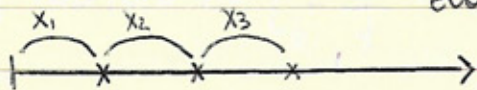
Μάθημα 4<sup>ο</sup> (11/10/18)

Enjoy  
 $\{N(t)\} \sim$  διαδικασία  
 $N(t) \sim \tau.t$

~ Διαδικασία Poisson ~

Ορισμοί

2. Αναγεννητικός:  $\{N(t)\}$  Poisson( $\lambda$ ) διαδικασία  $\Leftrightarrow \{N(t)\}$  αναγεννητική διαδ. με κατανομή ευδιάκετων χρόνων  $Exp(\lambda)$



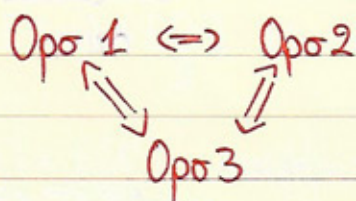
2. Ομογενής/Μακροσκοπικός:  $\{N(t)\}$  Poisson( $\lambda$ ) διαδ.  $\Leftrightarrow$ 

- (i) Αυξ. προσυμφύσεις  $(t_1 < t_2 < \dots < t_n: N(t_1), N(t_2) - N(t_1), \dots, N(t_n) - N(t_{n-1})) \stackrel{d}{\sim}$
- (ii) Ομογενείς προσυμφύσεις  $(t, s > 0: N(s+t) - N(s) \stackrel{d}{=} N(t))$
- (iii)  $N(t) \sim$  Poisson( $\lambda t$ )  $(Pr[N(t) = n] = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, n \geq 0)$

3. Τομικός/Μικροσκοπικός:  $\{N(t)\}$  Poisson( $\lambda$ ) διαδ.  $\Leftrightarrow$ 

- (i) Αυξ. προσυμφύσεις  $\leftarrow$  ένταση (αυτός με τον οποίο ορίζεται η διαδικασία)
- (ii) Ομογενείς - " -  $\leftarrow$   $\begin{cases} 1 - \lambda h + o(h), & h=0 \\ \lambda h + o(h), & h=1 \\ 0(h), & h \geq 2 \end{cases}$
- (iii)  $Pr[N(h) = n] = \begin{cases} 1 - \lambda h + o(h), & n=0 \\ \lambda h + o(h), & n=1 \\ 0(h), & n \geq 2 \end{cases}$

$$\frac{0(h)}{h} \xrightarrow{h \rightarrow 0^+} 0$$

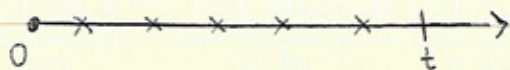


## Θεώρημα Campbell

{N(t)} στοχ. διαδ. Poisson(λ), S<sub>1</sub>, S<sub>2</sub>, ... χρόνοι γεγαυμένων. Τότε:

$$(S_1, S_2, \dots, S_n | N(t) = n) = (U_1 = n, U_2 = n, \dots, U_n = n)$$

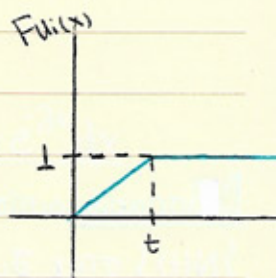
όπου U<sub>i</sub> = n η i-οστή διατεταγμένη τ<sub>f</sub> από n ανεξ. Uniform([0, t])



Τύποι από διατεταγμένες τ<sub>f</sub> για τυχαίο δείγμα <sup>ανεξ. + ισov.</sup> Uniform([0, t])

U<sub>1</sub>, U<sub>2</sub>, ..., U<sub>n</sub> ανεξ. ~ Uniform([0, t])

σ.π.π  $f_{U_i}(x) = \begin{cases} 1/t, & x \in [0, t] \\ 0, & \text{διαφ.} \end{cases}$       σ.κ  $F_{U_i}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x/t, & 0 < x < t \\ 1, & x \geq t \end{cases}$



σ.κ  $\rightarrow F_{U_i=n}(x) = \Pr[U_{i=n} \leq x] = \Pr[\text{τουλάχισ. } i \text{ από τις } U_1, \dots, U_n \leq x]$

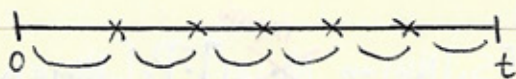
παράδειγμα

$$= \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} F_{U_i}(x)^k (1 - F_{U_i}(x))^{n-k} = \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} \left(\frac{x}{t}\right)^k \left(1 - \frac{x}{t}\right)^{n-k}$$

σ.π.π  $\rightarrow f_{U_{i=n}}(x) = \frac{n!}{\binom{n}{i-1} \binom{n-i+1}{1}} \cdot \left(\frac{x}{t}\right)^{i-1} \cdot \frac{1}{t} \left(1 - \frac{x}{t}\right)^{n-i}$  ← υπολογίζω πάνω από x

$\frac{n!}{(i-1)!(n-i)!}$        $\frac{x}{t}$  i-1 φορές από x       $\frac{1}{t}$  1 από x

$$E[U_{i=n}] = \frac{it}{n+1}$$



$$f(U_1 = n, U_2 = n, \dots, U_n = n)(x_1, x_2, \dots, x_n) = \begin{cases} n!/t^n, & 0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n \leq t \\ 0, & \text{διαφ.} \end{cases}$$

## Βασική Συνέπεια του Θεωρήματος Campbell για αναλογισμούς

$$\Pr[(S_1, S_2, \dots, S_n) \in A | N=n] = \Pr[(U_1=n, U_2=n, \dots, U_n=n) \in A]$$

$$E[f(S_1, S_2, \dots, S_n) | N(t)=n] = E[f(U_1=n, U_2=n, \dots, U_n=n)]$$

### Υπόθεση

$\{N_i(t)\}$  στοχ. διαδ. Poisson  $(\lambda_i)$ ,  $i=1, 2, \dots, n$  ανεξ.

$N(t) = \sum_{i=1}^n N_i(t)$  η υπόθεση τους: (i)  $\{N(t)\}$  στοχ. διαδ. Poisson  $(\sum_i \lambda_i)$

(ii) Αν  $Z_k$  είναι ο τύπος (διαδ. από την οποία έχει προέλθει) του  $k$ -οστού γεγ. της  $N(t)$ , τότε  $Z_1, Z_2, \dots$  είναι ανεξ. & ισων. και  $\Pr[Z_k=i] = \frac{\lambda_i}{\sum_j \lambda_j}$

### Διάσπαση (αυτιότροφη υπέρθεσης)

$\{N(t)\}$  στοχ. διαδ. Poisson  $(\lambda)$

$Z_1, Z_2, \dots$  ανεξ. & ισων με  $\Pr[Z_k=i] = p_i$ ,  $i=1, 2, \dots, n$

$$N_i(t) = \sum_{k=1}^{N(t)} \mathbb{1}_{\{Z_k=i\}} = \# \text{ γεγ. τύπου } i \text{ στο } [0, t]$$

$\Downarrow$   
 $\{N_i(t)\}$  στοχ. διαδ. Poisson  $(\lambda p_i)$  ανεξ.

### Άσκηση

$\{N(t)\}$  στοχ. διαδ. Poisson  $(\lambda)$

$S_1, S_2, \dots$  χρόνοι γεγαδίων

$$E[S_1 | N(t) \geq 1] = ?$$

Λύση

1<sup>ος</sup> τρόπος (θεωρ. Campbell)

$$E[S_1 | N(t) \geq 1] = \sum_{n=0}^{\infty} E[S_1 | N(t)=n, N(t) \geq 1] \cdot \Pr[N(t)=n | N(t) \geq 1]$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{E[U_1=n]}{n+1} \frac{\Pr[N(t)=n, N(t) \geq 1]}{\Pr[N(t) \geq 1]} = \frac{1}{\Pr[N(t) \geq 1]} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{t}{n+1} \Pr[N(t)=n]$$

$$= \frac{1}{\lambda(1-e^{-\lambda t})} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda t}{n+1} \cdot \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^n}{n!} = e^{\lambda t} - 1 - \lambda t$$

εξάγεται παραλείποντας  $n=0, n=1$   
φορμ. από  $n=2$



Τελικά  $E[S_1 | N(t) \geq 1] = \frac{1 - e^{-\lambda t} - \lambda t e^{-\lambda t}}{\lambda(1 - e^{-\lambda t})}$

2ος Τρόπος

$$E[S_1] = \underbrace{\Pr[N(t)=0]}_{e^{-\lambda t}} E[S_1 | N(t)=0] + \underbrace{\Pr[N(t) \geq 1]}_{1 - e^{-\lambda t}} E[S_1 | N(t) \geq 1]$$

$t + \frac{1}{\lambda}$  (αναμεταξύ διαστάσεων)

=> ...

3ος Τρόπος

$$E[S_1 | N(t) \geq 1] = E[S_1 | S_1 \leq t] = \frac{E[S_1 \cdot \mathbb{1}_{S_1 \leq t}]}{\Pr[S_1 \leq t]} = \frac{\int_0^t x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx}{1 - e^{-\lambda t}}$$

$$= \frac{\lambda \int_0^t \frac{\lambda}{1} x^{2-1} e^{-\lambda x} dx}{1 - e^{-\lambda t}} = \frac{1 - e^{-\lambda t} - \lambda t e^{-\lambda t}}{\lambda(1 - e^{-\lambda t})}$$

$E[X|A] = \frac{E[X \cdot \mathbb{1}_A]}{E[A]}$

Σημειώσεις - Κεφ 2

Ασκ 25 / σελ 36

$X \sim \text{Exp}(\lambda)$  : χρόνος ζωής μηχανήματος

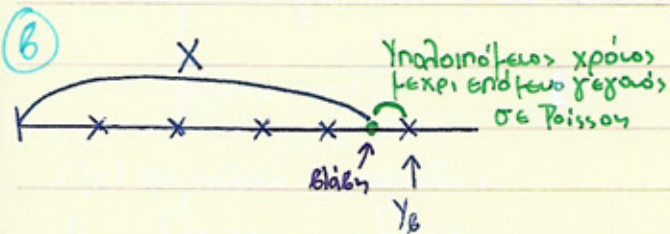
Μέσος χρόνος μεταξύ διαδοχ. επιθεωρήσεων =  $T = 1/\lambda$  ,  $\lambda$  : αριθμός επιθ.

α. είτε υπερτερμωστικά :  $T, 2T, 3T, \dots$

β. είτε ευζελώς τυχαία : στις στιγμές μιας στοχ. διαδ. Poisson( $\lambda$ )

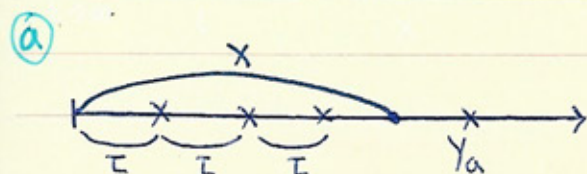
$E[Y_a]$  = μέσος χρόνος αποκάλυψης βλάβης με τη διαδ. α

$E[Y_b]$  = - || - β



$$E[Y_b] = E[X] + E[Y_b - X] = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda}$$

$\lambda = \text{Exp}(\lambda)$



$$\begin{aligned}
 E[Y_a] &= E\left[\left\lfloor \frac{X}{T} + 1 \right\rfloor \cdot T\right] = \int_0^\infty \left\lfloor \frac{x}{T} + 1 \right\rfloor \cdot T \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} \int_{nT}^{(n+1)T} (n+1)T \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = T \cdot \sum_{n=0}^{\infty} (n+1) [e^{-\lambda x}]_{nT}^{(n+1)T} \\
 &= T \sum_{n=0}^{\infty} (n+1) (e^{-\lambda nT} - e^{-\lambda (n+1)T}) = T \cdot \left( \sum_{n=0}^{\infty} (n+1) e^{-\lambda nT} - \sum_{n=1}^{\infty} n e^{-\lambda nT} \right) \\
 &= T \cdot \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda nT} \stackrel{\text{Γεωφ. σειρά}}{=} \frac{T}{1 - e^{-\lambda T}}
 \end{aligned}$$

για  $n=0$  δεν τε ωρίσει  $\Rightarrow$  φύγαν

Έχουμε,  $E[Y_a] \leq E[Y_b] \Leftrightarrow \frac{T}{1 - e^{-\lambda T}} \leq \frac{1}{\lambda} + T \Leftrightarrow \frac{1}{\lambda} + T - \frac{T}{1 - e^{-\lambda T}} \geq 0$

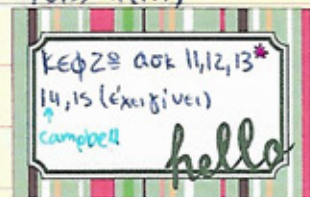
$$\Leftrightarrow \frac{(1/\lambda + T)(1 - e^{-\lambda T}) - T}{1 - e^{-\lambda T}} \geq 0 \Leftrightarrow \frac{(1 + \lambda T)(1 - e^{-\lambda T}) - \lambda T}{\lambda(1 - e^{-\lambda T})} \geq 0$$

$\stackrel{\text{παρ.} \geq 0}{\Leftrightarrow} 1 - e^{-\lambda T} - \lambda T e^{-\lambda T} \geq 0 \Leftrightarrow \Pr[N \geq 2] \geq 0 \checkmark$  ισχύει  
 $\stackrel{\text{θ.β.ο αριθ} \geq 0}{\Leftrightarrow}$

$N \sim \text{Poisson}(\lambda T)$

Άρα, καλύτερα η (α)

Μάθημα 5 (16/10/18)



## ~ Ανασυνωτικές Διαδικασίες Κόστους ~

Ορισμός:  $\{N(t)\}$  ανασυνωτική διαδικασία,  $\lambda_1, \lambda_2, \dots$  ευδιάκριτοι χρόνοι της  $\{N(t)\}$

$S_1, S_2, \dots$  χρόνοι χειρουργείων της  $\{N(t)\}$ ,  $\{C(t)\}$  στοχαστική διαδικασία

$$C_n = C(S_n) - C(S_{n-1}), n \geq 1$$

Αν  $(X_n, C_n)_{n \geq 1}$  ανεξάρτητες & ισόνομες  $\sim F_{X,C}(x,y)$ , τότε η  $\{C(t)\}$  λέγεται ανασυνωτική διαδικασία κόστους

### Αλματική Ανασυνωτική Διαδικασία Κόστους

$\{N(t)\}$  ανασυνωτική διαδικασία όπως πριν

$Y_1, Y_2, \dots$  ανεξ & ισου και ανεξ. από τη  $\{N(t)\}$

$$C(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} g(X_i, Y_i)$$

↑ μήκος κύκλου  
↑ τυχάιος Παράγοντας

(Το άλφα εξαρτάται από τον τυχάιο Παράγοντα)

$\{C(t)\}$ : Αλφατική ανανεωτική διαδικασία κόστους

↳ είναι αναν. διαδικασία κόστους με  $(X_n, C_n) = (X_n, g(X_n, Y_n))_{n \geq 1}$

## Παραδείγματα

1.  $g(x, y) = 1 \rightarrow C(t) = N(t)$

2.  $g(x, y) = y \rightarrow C(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i$  σύνθετη αναν. διαδ.

3.  $g(x, y) = ax + by$

## Στοιχειώδες Ανανεωτικό Θεώρημα με κόσμη (ΣΑΘΚ)

$\{N(t)\}$  αναν. διαδ.,  $\lambda_1, \lambda_2, \dots$  ευδιατ. χρόνοι,  $S_1, S_2, \dots$  χρόνοι γερ.

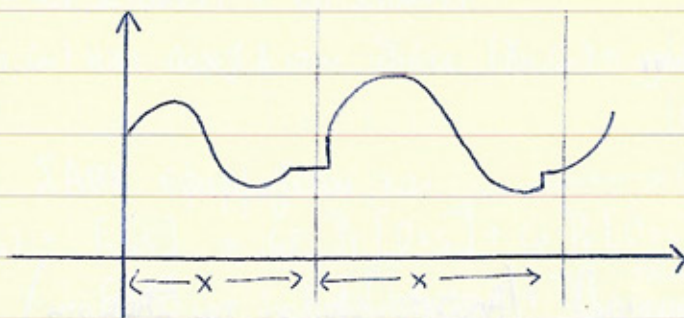
$\{C(t)\}$  αναν. διαδ. κόστους με υποκειφ. αναν.  $\{N(t)\}$

↑  $(X_n, C_n) \sim F_{X, C}(x, y)$  κόσμος σε 2 κύκλω

1.  $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{C(t)}{t} = \frac{E[C]}{E[X]}$  με  $n \neq 1$   
↑ διαρκεια 2 κύκλω

2.  $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[C(t)]}{t} = \frac{E[C]}{E[X]}$

## Ντετερμινιστικό Ανάλυχο



$C(t)$  περιόδικη με περίοδο  $x$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\int_0^t C(u) du}{t} = \frac{\int_0^x C(u) du}{x}$$

## Αναγεννητικές Διαδικασίες

Ορισμός:  $\{X(t)\}$  αναγεννητική διαδικασία  $\Leftrightarrow \exists S_1 : \Pr[S_1=0] < 1$  οχι τετριμένος ώστε:  
 $\Pr[S_1 < \infty] = 1$  παρασιτικός

- (i)  $\{X(t) : 0 \leq t < S_1\}, \{X(t) : t \geq S_1\}$  ανεξ.  
(ii)  $\{X(t) : t \geq 0\}$  } στοχ. ισοδύναμες (=ισόδωλ-ες)  
 $\{X(t+S_1) : t \geq 0\}$  (Κάνει Reset)

\* Αν έχω μια  $\{X(t)\}$  που είναι αναγεννητική, τότε υπάρχουν  $S_1, S_2, \dots$  χροί χειραίωσης αναγ. διαδ. ώστε:

- (i)  $\{X(t) : 0 \leq t < S_n\}, \{X(t) : t \geq S_n\}$  ανεξ.  
(ii)  $\{X(t) : t \geq 0\}, \{X(t+S_n) : t \geq 0\}$  στοχ. ισοδ.

## Οριακές Κατανομές Αναγεννητικών Διαδικασιών

$\{X(t)\}$  αναγεννητική διαδικασία με χώρο καταστάσεων  $\mathbb{R}$ ,  $S_1, S_2, \dots$  χροί αναγέννησης  
 $F_X(\infty)(x) = \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr[X(t) \leq x]$  οριακή συνάρτηση κατανομής (μπορεί να  $\exists$  ή  $\nexists$ )

$F_X(x) = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[0 \int_0^t \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du]}{t}$  (λακρονόθετο μέσο ποσοστό) οριακή αναμενόμενη δείγματούχοι  
του χρόνου που η  $\{X(t)\} \leq x$  συνάρτηση κατανομής

Προσπαθήστε να συνδέσετε αυτές τις δύο κατανομές  $F_X(\infty), F_X$

Έχω για  $x$  σταθερό  $c(t) = 0 \int_0^t \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du$  είναι αναγ. διαδ. κόστους με υποκείφ. αναγεννητική την αναριθμήτρια  $\{N(t)\}$  των σφαιρών αναγέννησης

Πράγματι,  $(X_n, \underbrace{S_{n-1}}_{C_n} \int_0^{S_{n-1}} \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du)$  ανεξ, 100%  $n \geq 1$

## Θεώρημα

1.  $F_X(x) = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[0 \int_0^t \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du]}{t} = \frac{E[0 \int_0^X \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du]}{E[X]}$  (Απόδειξη: εφαρμογή του ΣΑΘΚ στην  $c(t) = 0 \int_0^t \mathbb{1}_{\{X(u) \leq x\}} du$ )

2. Αν  $X$  ανεπιόδική  $F_X(x) = F_X(\infty)(x)$

# Ποιοτικά //

1. Αν ο χ.κ της  $\{X(t)\}$  είναι  $\{0, 1, 2, \dots\}$ , τότε:

$$P_X(j) \stackrel{\text{opp}}{=} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[O_S^t \mathbb{1}_{\{X(u)=j\}} du]}{t} = \frac{E[O_S^X \mathbb{1}_{\{X(u)=j\}} du]}{E[X]} \stackrel{\text{ανεξάρτητο}}{=} \lim_{t \rightarrow \infty} \Pr[X(t)=j] \stackrel{\text{opp}}{=} P_{X(\infty)}(j)$$

2.  $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[O_S^t g(X(u)) du]}{t} = \frac{E[O_S^X g(X(u)) du]}{E[X]} \stackrel{\text{χ. ανεξ.}}{=} \lim_{t \rightarrow \infty} E[g(X(t))]$

## Εφαρμογή: Σωτήρηση / Αυτοκατάσταση Μηχανήματος

Μηχανή με  $O_1, O_2, \dots$  χρόνοι λειτουργίας (operation times)

$D_1, D_2, \dots$  χρόνοι επισκευής (down times)

Χρόνος επιθεωρ./αυτ.  $\rightarrow s$

Επισκευή  $\rightarrow$  λόγω βλάβης: κόστος  $c_f$  (cost of failure)

$\rightarrow$  λόγω συντήρησης  $c_p$  (cost of preventive maintenance)

Μακροπρόθεστο μέσο κόστος επισκευών ανά χρόν. μον. = Πρώτος κόστος επισκευής

Βέλτιστο  $s = ??$

Υπόθεση:  $(O_n, D_n)_{n \geq 1}$  ανεξ. & ισων  $\sim F_{O,D}(x,y)$  σωχής σ.κ

$$C(s) = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\text{κόστος επισκευών στο } (0,t)]}{t}$$

$$X_n = n\text{-οστός κύκλος μηχανής} = \min(O_n, s) + D_n$$

$$C_n = c_f \mathbb{1}_{\{0 \leq s\}} + c_p \mathbb{1}_{\{0 > s\}}$$

$$(X_n, C_n)_{n \geq 1} \text{ ανεξ. \& ισων } \Rightarrow \text{δίδει } (X_n, C_n) = g(O_n, D_n), n \geq 1$$

$(O_n, D_n)_{n \geq 1}$  ανεξ. & ισων

Το ΣΑΘΚ εφαρμόζεται, και  $\rightarrow$  Δε βάζω δείκτες  $O_1, O_2, \dots$  γιατί είναι ισόουτες

$$C(s) = \frac{E[C]}{E[X]} = \frac{c_f \cdot \Pr[0 \leq s] + c_p \cdot \Pr[0 > s]}{E[\min(0, s) + D]} = \frac{c_f \cdot F_O(s) + c_p (1 - F_O(s))}{\int_0^{\infty} (1 - F_{\min(O,s)}(u)) du + \int_0^{\infty} (1 - F_D(u)) du}$$

$\Pr[\min(0, s) > u]$

$\rightarrow c_f \leq c_p$  φθίνουσα σω. του  $s$

$\rightarrow c_f > c_p$  αύξανσα σω. του  $s$

$$= \frac{c_p + (c_f - c_p) F_O(s)}{\int_0^s (1 - F_O(u)) du + \int_0^{\infty} (1 - F_O(u)) du}$$

$\hookrightarrow$  ανεξ. σω. του  $s$

$$1) C_f \leq C_p \Rightarrow C(s) \text{ φθίνουσα} \Rightarrow S^* = \infty$$

$$2) C_f > C_p \xrightarrow{\text{βελτιστοποίηση}} \frac{d}{ds} C(s) = 0 \Rightarrow (C_f - C_p) F_0(s) \left( \int_0^s (1 - F_0(s)) du + \int_0^\infty (1 - F_0(s)) du \right) - (C_p + (C_f - C_p) F_0(s)) (1 - F_0(s)) = 0 \leftarrow \text{Δίνει τα υποψήφια βέλτιστα}$$

### Εφαρμογή: Ευλαστότητα Ανανεωτικής Διαδικασίας

Μηχανή με χρόνος λειτουργίας  $O_1, O_2, \dots$

χρόνος επισκευής (αρχίας)  $D_1, D_2, \dots$

$(O_n, D_n), n \geq 1$  ανεξ & ισων.  $\sim F_{O,D}(x, y)$

$P_0$  = Μακροπρόθεσμο μέσο ποσοστό χρόνου που λειτουργεί η μηχανή = ??

$$I(u) = \begin{cases} 1, & \text{αν η μηχανή λειτουργεί τη στιγμή } u \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

$$P_0 = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E \left[ \int_0^t I(u) du \right]}{t}$$

$$\text{Έστω } C(t) = \int_0^t I(u) du$$

$\{N(t)\}$  η αναν. διαδ. με ευδιαφ. χρ.  $X_n = O_n + D_n, n \geq 1$

$$C_n = C(S_n) - C(S_{n-1}) = O_n$$

Άρα,  $(X_n, C_n) = (O_n + D_n, O_n), n \geq 1$

Άρα,  $(X_n, C_n) = g(O_n, D_n), n \geq 1$  με  $g(x, y) = (x + y, x)$

$(O_n, D_n), n \geq 1$  ανεξ & ισων. οπότε ΣΑΘΚ εφαρμόζεται

$$P_0 = \frac{E[C]}{E[X]} = \frac{E[O]}{E[O] + E[D]}$$

### Μάθημα 6 (23/10/18)

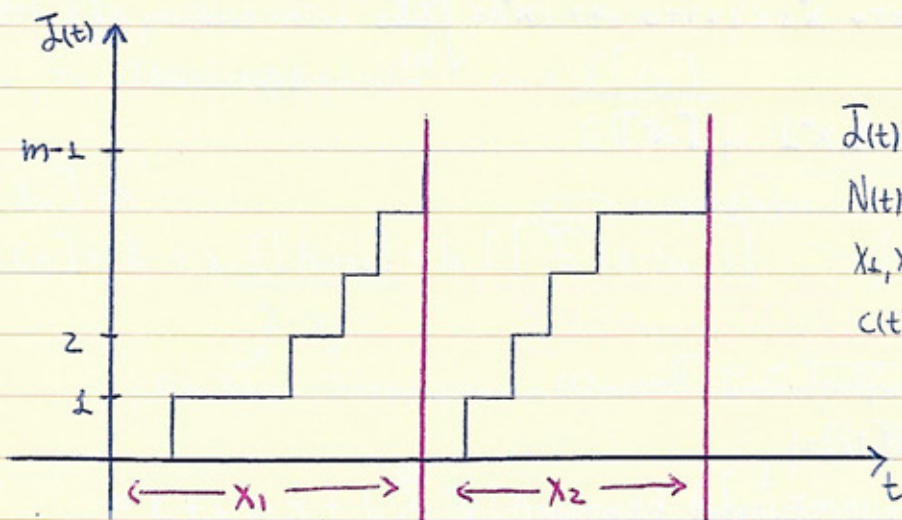
#### Εφαρμογές - ΣΑΘΚ

##### ► Εκκαθάριση Αποθήκης I

- Αποθήκη
- Αφίξη προϊόντων με  $\{A(t)\}$  αναν. Διαδ.
- $Y_1, Y_2, \dots$  ευδιαφ. χρόνοι με  $E[Y_i] = t$
- Όταν συσσωρευθούν  $m$  προϊόντα εκκαθαρίζεται ακαριαία

- Κόστος ανά εκκαθάριση:  $K$
- Κόστος ανά εκκαθ. προϊόντος:  $k$
- Κόστος αποθήκευσης ανά προϊόν & χρονική μονάδα:  $h$
- Μακροπρόθεσμος ανατ. ρυθμός κόστους ως συνάρτηση του  $m$ :  $c(m)$
- Βέλτιστο  $m$ ?

Λύση



$I(t) = \#$  Προϊόντων στην αποθήκη  
 $N(t) = \#$  εκκαθαρ. μέχρι το  $t$   
 $X_1, X_2, \dots$  : ευδιάτ. χρόνοι της  $\{N(t)\}$   
 $c(t)$ : κόστος στο  $(0, t]$

Έστω  $X_n$ : χρόνος μεταξύ  $(n-1)$ -οστής και  $n$ -οστής εκκαθ.

$C_n$ : αντίστοιχο κόστος

$$X_n = \underbrace{Y_{(n-1)m+1}}^{(n-1)m \text{ προϊόντα των προηγούμενων κύκλων}} + \underbrace{Y_{(n-1)m+2}} + \dots + \underbrace{Y_{(n-1)m+m}} = \sum_{i=1}^m Y_{i,n}$$

$$C_n = K + k \cdot m + h \cdot \sum_{j=1}^{m-1} \underbrace{\sum_{i=j+1}^m Y_{i,n}}_{\text{Χρόνος αποθην. } j\text{-οστά προϊόντα } n\text{-οστά κύκλου}}$$

$(X_n, C_n)$  εφάρτ.  $Y_{i,n} \ 1 \leq i \leq m$

Αρα,  $(X_n, C_n)$  είναι ανεξ & ισων.  $\Rightarrow$  το ΣΑΘΚ είναι εφαρμόσιμο

$E[X_n] = m \cdot t$

$$E[C_n] = K + k \cdot m + h \cdot t \cdot \sum_{j=1}^{m-1} (m-j) = K + km + h \cdot t \cdot \frac{(m-1) \cdot m}{2}$$

Αρα, εφαρμόζοντας ΣΑΘΚ έχουμε  $c(m) = \frac{E[C_n]}{E[X_n]} = \frac{K}{m \cdot t} + \frac{k}{t} + \frac{h(m-1)}{2}$

Για την  $c(x)$  με  $c(x) = \frac{k}{x} + \frac{k}{t} + \frac{h(x-1)}{2}$ ,  $x > 0$

$$c'(x) = -\frac{k}{x^2} + \frac{h}{2}, x > 0$$

$$c''(x) = \frac{2k}{x^3} > 0$$

Άρα,  $c(x)$  κυττά με ελάχ. στο  $x^*$ :  $c'(x) = 0 \Rightarrow x^* = \sqrt{\frac{2k}{ht}}$

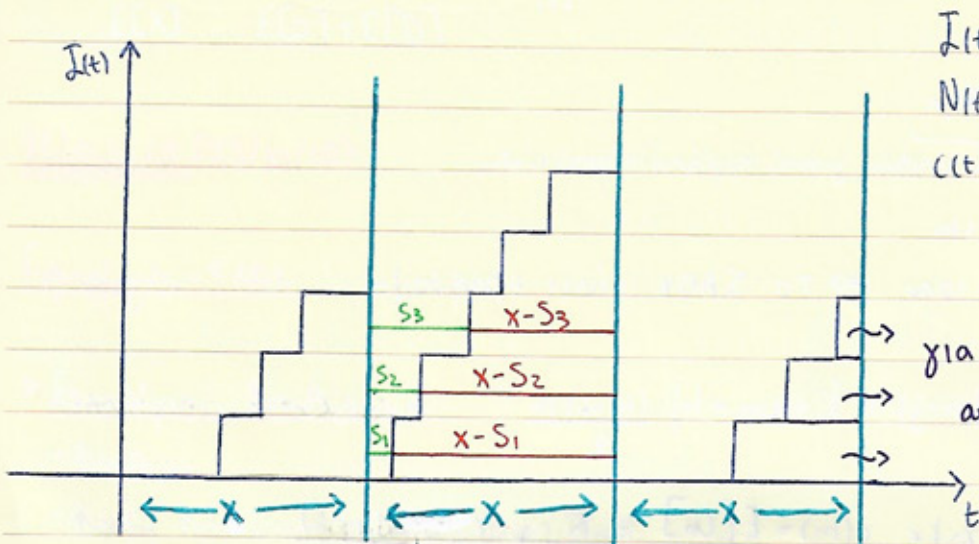
→ Είναι βέλτιστο να εκκαθαρίσει την αποθήκη κάθε τόσα αυτεκείμνα

Το βέλτιστο  $m$  είναι  $m^* = \lfloor x^* \rfloor$  ή  $\lceil x^* \rceil$

### ► Εκκαθάριση Αποθήκης II

- Αποθήκη
- Αφιγή προϊόντων σύμφωνα με  $\{A(t)\}$  διαδ. Poisson( $\lambda$ )  
 $Y_1, Y_2, \dots$  ευδιαφ. χρόνοι  $E[Y_i] = 1/\lambda$
- Κάθε  $x$  χρονικές μονάδες η αποθ. εκκαθ. ακαριαία
- Κόστος ανά εκκαθάριση:  $K$
- Κόστος ανά εκκαθ. προϊόντος:  $k$
- Κόστος αποθήκευσης ανά προϊόν & χρον. μον.:  $h$
- Μακροπρόθεσμος αναμ. ρυθμός κόστους ως συνάρτηση του  $x$ :  $c(x)$
- Βέλτιστο  $x$ ?

### Λύση



$I(t)$ : ύψος αποθέματος τη στιγμή  $t$   
 $N(t) = \# \text{εκκαθ. στο } (0, t] = \lfloor t/x \rfloor$   
 $c(t)$ : κόστος στο  $(0, t]$

για  $E[c_n]$  άθροισμα αυτά τα εμβαδά



$$X_n = x$$

$$C_n = K + k A_n(x) + n \cdot \sum_{i=1}^{A_n(x)} (x - S_{n,i}), \text{ όπου } A_n(t) = \# \text{ αφίξεων στο } [(n-1)x, (n-1)x + t]$$

$S_{n,1}, S_{n,2}, \dots, S_{n,A_n(x)}$  είναι οι χρόνοι αφίξεων προόδων στο  $n$ -οστό κύκλο (μετρώτας από τη στιγμή  $(n-1)x$ )

$(X_n, C_n), n \geq 1$  ανεξ & ίδιον. (λόγω ανεξ & δοχέων προσεγγίσεων της  $A(t)$ )

$\hookrightarrow$  εφάρτται από την  $\{A(t): (n-1)x < t \leq nx\}$

Άρα, το ΣΑΘΚ εφαρμόζοιτο:  $C_n = \frac{E[C_n]}{E[X_n]}$

$$E[X_n] = x$$

$$E[C_n] = K + k \cdot E[A_n(x)] + h \cdot E\left[\sum_{i=1}^{A_n(x)} (x - S_{n,i})\right]$$

$\lambda \cdot x$   
 ρυθμός Poisson  $\uparrow$  διάστημα  $x$

$A_n(x) \sim$  προβλήμα

Δοσείω στην  $t = A_n(x)$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \Pr[A_n(x) = j] \cdot E\left[\sum_{i=1}^{A_n(x)} (x - S_{n,i}) \mid A_n(x) = j\right]$$

στον  $n$ -οστό κύκλο ήρθαν  $j$  γεγονότα  
 $\Downarrow$  Campbell

$$= K + k \cdot \lambda \cdot x + h \sum_{j=0}^{\infty} \Pr[A_n(x) = j] \cdot E\left[\sum_{i=1}^j (x - U_i = j)\right], \text{ όπου } U_i = j \text{ είναι η } i\text{-οστή μικρότερη από } j \text{ ανεξ. & ίδιον. Uniform}(0, x]$$

Άρα,  $E[C_n] = K + k \lambda x + h \sum_{j=0}^{\infty} \Pr[A_n(x) = j] \left[ jx - \sum_{i=1}^j \frac{ix}{j+1} \right]$

$$\frac{x}{j+1} \cdot \frac{j(j+1)}{2} = \frac{jx}{2}$$

$$= K + k \lambda x + h \cdot \frac{x}{2} E[A_n(x)] = K + k \lambda x + \frac{h \lambda x^2}{2}$$

Άρα,  $c(x) = \frac{K}{x} + k \lambda + \frac{h \lambda x}{2}, x > 0$

$$c'(x) = -\frac{k}{x^2} + \frac{h \lambda}{2}$$

$$c''(x) = \frac{2k}{x^3} > 0$$

Άρα,  $c(x)$  κυρτή με ελάχιστο στο  $c'(x^*) = 0 \Rightarrow x^* = \sqrt{\frac{2k}{h \lambda}} \sim$  είναι βέλτιστο να εκκαθαρίσει την αποθήκη κάθε τόσο χρόνο

Ανταδίσ, όταν φαίνεται  $\lambda x^* = \sqrt{\frac{2k \lambda}{h}}$  προϊόντα

δηλαδή κάθε  $\sqrt{\frac{2k}{h \lambda}}$  προϊόντα όπου  $f = \frac{1}{\lambda}$

(ίδιο με το  $\bar{a}$ )

\* Ευλλακτικός υπολογισμός της  $E[C_n]$

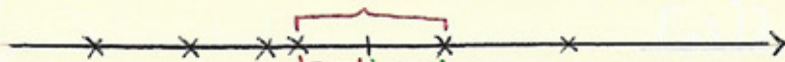
$$E[C_n] = K + k E[A_n(x)] + h \cdot E\left[\int_0^x A_n(t) dt\right] = K + k\lambda x + h \cdot \int_0^x E[A_n(t)] dt$$

$$= K + k\lambda x + \frac{h\lambda x^2}{2}$$

### Μέτρηση υπολειπόμενου χρόνου αναγέννησης με ΣΑΘΚ

$\{N(t)\}$  αυαν. διαθ. με κατανομή ενδιάφ. χρόν.  $\sim F_X(x)$

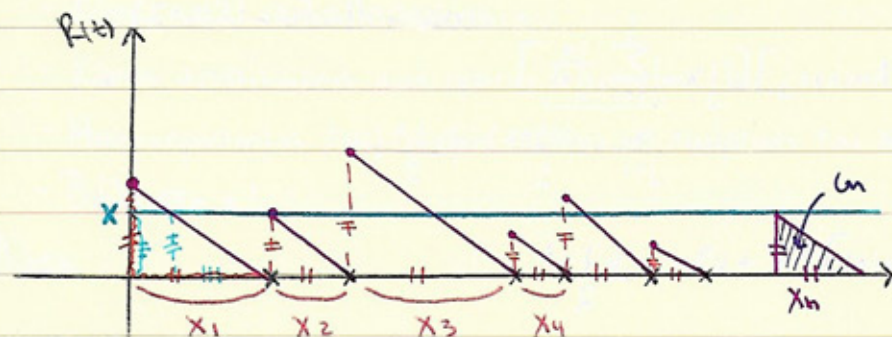
$T(t) =$  ολικός χρόν. αυαν.



$A(t) \uparrow R(t) = S_{N(t)+1} - t$   
 ηλικία  $T(t)$  υπολειπόμενος χρόν. αυαν. τη στιγμή  $t$

$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E\left[\int_0^t R(u) du\right]}{t}$  : Μακροπρόθεσμος αναφευόμενος δείκτης μέσου υπολείν. χρόν. αυαν

$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E\left[\int_0^t 1_{\{R(u) \leq x\}} du\right]}{t} = F_R(x) \leftarrow$  Πιθανότητα ο υπολείν. χρόν. αυαν.  $\leq x$



(i)  $c(t) = \int_0^t R(u) du$

$$(X_n, C_n) = (X_n, \int_0^{X_n} R(u) du) = (X_n, \int_0^{X_n} (X_n - u) du) = (X_n, X_n^2/2), n \geq 1 \text{ ανεξ. } \& \text{ ισων.}$$

$\Rightarrow$  ΣΑΘΚ εφαρμόσιμο

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E\left[\int_0^t R(u) du\right]}{t} = \frac{E[C_n]}{E[X_n]} = \frac{E[X_n^2]}{2 E[X_n]} = \frac{\overset{\sigma^2}{\text{Var}[X_n]} + \overset{t}{(E[X_n])^2}}{2 E[X_n]} = \frac{t}{2} + \frac{\sigma^2}{2} \geq \frac{t}{2}$$

(ii)  $c(t) = \int_0^t 1_{\{R(u) \leq x\}} du$

$C_n = \min(X_n, x)$   $\rightarrow$  όταν είναι συνέχεια κάτω από το x  $\Rightarrow$  όλος ο χρόνος

Εδώ έχω  $(X_n, C_n) = (X_n, \min(X_n, x)), n \geq 1 \text{ ανεξ. } \& \text{ ισων.}$

$$\begin{aligned} \text{Άρα, } \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E \left[ \int_0^t \mathbb{1}_{\{R(u) \leq x\}} du \right]}{t} &= \frac{E[\min(X_n, X)]}{E[X_n]} = \frac{\int_0^\infty \Pr[\min(X_n, X) > u] du}{t} \\ &= \frac{\int_0^\infty \Pr[X_n > u, X > u] du}{t} = \frac{\int_0^\infty \Pr[X_n > u] du}{t} \\ &= \frac{\int_0^\infty (1 - F_X(u)) du}{t} \end{aligned}$$

$= 1 - F_{\min(X_n, X)}(u)$

## Μάθημα 7 (25/10/18)

### Μαρκοβιανή Αλυσίδα Διακριτού Χρόνου

Ορισμός:  $\{X_n: n=0, 1, 2, \dots\}$  ΜΑΔΧ  $\Leftrightarrow$  (i)  $\exists S$  αριθμητικό  $\mu \in \Pr[X_n \in S] = 1, \forall n \geq 0$   
 (ii)  $\Pr[X_{n+1} = j \mid X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}, X_n = i]$   
 $= \Pr[X_{n+1} = j \mid X_n = i], \forall i, j \in S, n \geq 0$

$$\pi_j^{(n)} = \Pr[X_n = j], j \in S, n \geq 0$$

$$\Pi^{(n)} = (\pi_j^{(n)}: j \in S) \rightarrow \text{μεταβατική κατανομή τη στιγμή } n$$

$$\Pi^{(0)} = (\pi_j^{(0)} = \Pr[X_0 = j], j \in S) \rightarrow \text{αρχική κατανομή}$$

Αν  $\Pr[X_{n+1} = j \mid X_n = i]$  ανεξ. των  $n, \forall i, j$  τότε  $\{X_n\}$  ομογενής

\* Από δω και πέρα ΜΑΔΧ  $\rightarrow$  ΜΑΔΧ + ομογενής

$$P_{ij} = \Pr[X_{n+1} = j \mid X_n = i], \forall i, j \in S$$

$P = (p_{ij}) \rightarrow$  πίνακας πιθανοτήτων μετάβασης 1ης τάξης

$\Pi^{(0)}, P \rightarrow$  προσδιορίζουν πλήρως την  $\{X_n\}$

### ~ Βασικοί Υπολογισμοί σε Διακριτό Χρόνο ~

$$1. \Pr[X_0 = i_0, X_1 = i_1, X_2 = i_2, \dots, X_n = i_n] = \pi_{i_0}^{(0)} \cdot P_{i_0 i_1} \cdot P_{i_1 i_2} \cdots P_{i_{n-1} i_n}$$

$$2. \Pr[X_{m+n} = j \mid X_m = i] \stackrel{m \geq 0}{=} \Pr[X_n = j \mid X_0 = i] = \pi_j^{(n)}$$

$P^{(m)} = (P_{ij}^{(m)}) \rightarrow$  πίνακας πιθαν. μεταβ. n-οστής τάξης

$$\text{Έχουμε: } P_{ij}^{(n)} = \Pr[X_n = j \mid X_0 = i] \stackrel{\text{θ.ο.π}}{=} \sum_{k \in S} \Pr[X_m = k \mid X_0 = i] \Pr[X_n = j \mid X_m = k], 0 < m < n$$

$$\stackrel{\text{Μαρκ.}}{\text{ότι}} \sum_{k \in S} P_{ik}^{(m)} P_{kj}^{(n-m)} \Rightarrow P^{(n)} = P^{(m)} \cdot P^{(n-m)}, 0 < m < n$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}^{(n)} = \mathbb{P}^{(1)} \cdot \mathbb{P}^{(n-1)} = \mathbb{P}^2 \cdot \mathbb{P}^{(n-2)} = \dots = \mathbb{P}^n$$

$$3. \mathbb{P}_{ij}^{(n)} = \Pr[X_n = j] = \sum_{i \in S} \underbrace{\Pr[X_0 = i]}_{\pi_i^{(0)}} \underbrace{\Pr[X_n = j | X_0 = i]}_{\mathbb{P}_{ij}^{(n)}}$$

$$(\underline{\pi}^{(n)})^T = (\underline{\pi}^{(0)})^T \mathbb{P}^n, n \geq 0$$

### Επικοινωνία Καταστάσεων

$\{X_n\}$  ΜΑΔΧ με χ.κ S και πίνακα πιθ.  $\mathbb{P} = (p_{ij})$ ,  $i, j \in S$

$i \rightarrow j$  (j προσπελάσιμη από την i) αν  $i_0, i_1, \dots, i_n \in S : \pi_{i_0} \cdot \pi_{i_1} \cdot \pi_{i_2} \dots \pi_{i_n} > 0$

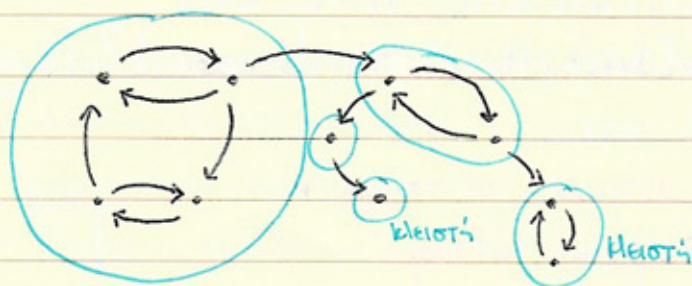
$$\Leftrightarrow \exists n : \mathbb{P}_{ij}^{(n)} > 0$$

$i \rightarrow j$  &  $j \rightarrow i \Leftrightarrow i \leftrightarrow j$  i, j επικοινωνούν

" $\leftrightarrow$ " σχέση ισοδυναμίας



χ.κ διαφερίεται σε κλάσεις επικοινωνίας



C κλάση επικοινωνίας

C κλειστή  $\Leftrightarrow \mathbb{P}_{ij} = 0, i \in C, j \notin C$

C ανοικτή  $\Leftrightarrow C$  όχι κλειστή

S κλάση επικ  $\Leftrightarrow \{X_n\}$  αδιαχώριστη

### Χρόνοι Απορρόφησης

$\{X_n\}$  ΜΑΔΧ με χ.κ S,  $\mathbb{P} = (p_{ij})$

C κλειστή κλάση επικοινωνίας

$T_C = \inf \{n \geq 0 : X_n \in C\} \rightsquigarrow$  χρόνος 1<sup>ης</sup> εισόδου στο C

$h_i(C) = \Pr[T_C < \infty | X_0 = i] \rightsquigarrow$  πιθ. απορ. στο C ξεκινώντας από το i

$m_i(C) = E[T_C | X_0 = i], i \in S \rightsquigarrow$  μέσος χρόνος απορρόφησης

### Υπολογισμός των $h_i(C) = (h_i(C) : i \in S)$

Θεώρημα: Η  $h_i(C)$  είναι η ελάχιστη μη αρνητική λύση του συστήματος: 
$$\begin{cases} h_i(C) = 1, i \in C \\ h_i(C) = \sum_{j \in S} p_{ij} h_j(C), i \in S \setminus C \end{cases}$$

## Υπολογισμός του $m_i(c) = (m_i(c) : i \in S)$

Θεώρημα: Η  $m_i(c)$  είναι η ελάχιστη μη αρνητική λύση του συστήματος: 
$$\begin{cases} m_i(c) = 0, & i \in C \\ m_i(c) = 1 + \sum_{j \in S} P_{ij} m_j(c), & i \in S \end{cases}$$

## Χρόνος Επανόδου

$i \in S$

$h_i$ : π.θ. επανόδου στην  $i$

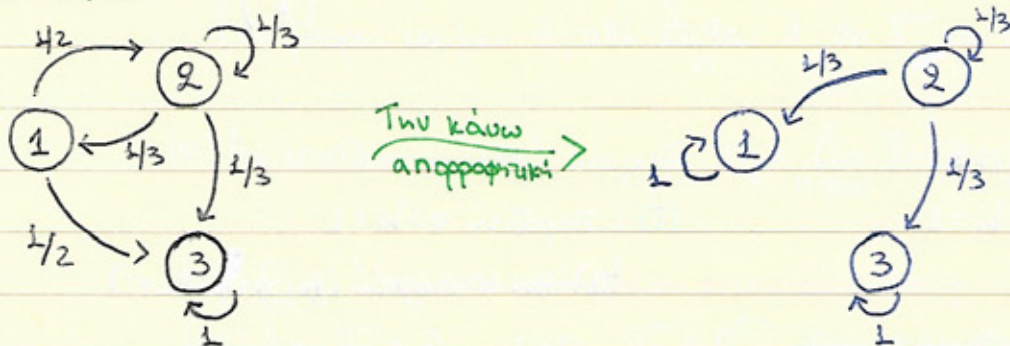
$m_i$ : μέσος χρόνος επανόδου στην  $i$

Υπολογίζουμε τα  $h_i(z_i)$ ,  $m_i(z_i)$  για την τροποποιημένη ΜΑΔΧ όπου η  $i$  έχει γίνει απορροφητική. Μετά

$$h_i = \sum_{j \in S} P_{ij} h_j(z_i)$$

$$m_i = 1 + \sum_{j \in S} P_{ij} m_j(z_i)$$

## Παράδειγμα



$$h_1 = ? \quad m_1 = ?$$

$$h_1(z_{13}) = 1$$

$$h_2(z_{13}) = \frac{1}{3} h_1(z_{13}) + \frac{1}{3} h_2(z_{13}) + \frac{1}{2} h_3(z_{13}) \Rightarrow h_2(z_{13}) = \frac{1}{2}$$

$$h_3(z_{13}) = 0$$

$$\text{Άρα, } h_1 = \frac{1}{2} h_2(z_{13}) + \frac{1}{2} h_3(z_{13}) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot 0 = \frac{1}{4}$$

## Παράδειγμα: "Χρωκονομία Παικτών"

Παιχνίδι  $\begin{cases} \rightarrow \text{κερδίω με π.θ. } p \\ \rightarrow \text{χάνω με π.θ. } 1-p \end{cases}$

Στοιχηματίζω  $1 \in$  σε κάθε γύρο

Στόχος να φύγω με  $N \in$

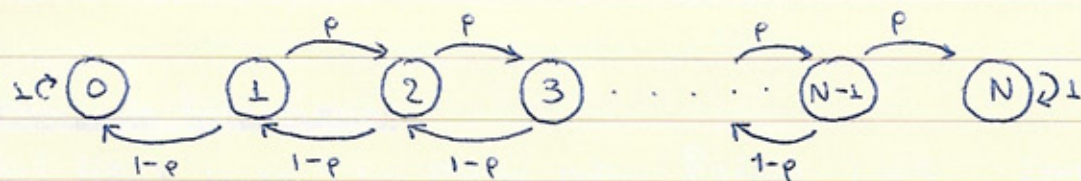
Πιθανότητα να φύγω με  $N \in$ ?

Μέση διάρκ. του παιχνιδιού?

$X_n$  = περιουσία τη στιγμή  $n$

↕

ΜΑΔΧ



$h_i(\{N\})$  = πθ. να φύγω fr  $N \in$ , ξεκινάω fr  $i \in$

Για να βρω λύση:

$$h_N(\{N\}) = 1$$

$$h_0(\{N\}) = 0$$

$$h_i(\{N\}) = p h_{i+1}(\{N\}) + q h_{i-1}(\{N\}), 1 \leq i \leq N-1$$

$$\left. \begin{array}{l} \text{λύση} \\ \end{array} \right\} h_i(\{N\}) = \frac{\left(\frac{q}{p}\right)^{N-i} - \left(\frac{q}{p}\right)^N}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N} \quad \left( \begin{array}{l} \text{Μπορεί να} \\ \text{είναι και} \\ \text{λάθος} \end{array} \right)$$

## ΕΠΑΝΑΛΗΠΤΙΚΟΤΗΤΑ

$\{X_n\}$  ΜΑΔΧ fr  $X, K \in S, i \in S$

(i)  $i$  επαναληπτική  $\Leftrightarrow h_i = 1$

(ii)  $i$  παροδική  $\Leftrightarrow h_i < 1$

(πλήθος επισκέψεων έχει γεωμ. κατ.)

$i$  θετ. επαναλ.  $i$  μηδενικά επαναλ.

$$h_i = 1, m_i < \infty \quad h_i = 1, m_i = \infty$$

! Οι έννοιες αυτές ισχύουν για όλη την κλάση επικοινωνίας της  $i$   
(δηλαδή, αν  $i$  επαναληπτική και  $i \leftrightarrow j$  τότε  $j$  επαναληπτική)

## Περιοδικότητα

$\{X_n\}$  ΜΑΔΧ  $X, K \in S, i \in S$

$$d(i) = \text{ΜΚΔ} \{n: P_{ii}^{(n)} > 0\}$$

Αν  $d(i) = 1 \Leftrightarrow i$  απεριοδική

$d(i) > 1 \Leftrightarrow i$  περιοδική fr περίοδο  $d(i)$

! Επίσης, η περιοδικότητα είναι ιδιότητα κλάσης

Αν  $p_{ii} > 0$ , τότε  $i$  απεριοδική  $\left( \begin{array}{c} \circ \\ \circ \end{array} \right)$

## Οριακή Συμπεριφορά ΜΑΔΧ

Θεώρημα:  $\{X_n\}$  αδιαχ. ΜΑΔΧ με  $\chi, \kappa \in S$ ,  $P = (p_{ij})$

Η  $\{X_n\}$  θετικά επαναλ.  $\Leftrightarrow$  Το σύστημα  $\begin{cases} \pi_j = \sum_{i \in S} \pi_i p_{ij}, j \in S \text{ (εξισ.)} \\ \sum_{j \in S} \pi_j = 1 \text{ (κανον.)} \end{cases}$  έχει λύση.

Αν το σύστημα έχει λύση, τότε επιπλέον

(i) είναι μοναδική

(ii)  $\pi_j > 0, j \in S$

(iii)  $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{k=0}^{n-1} \mathbb{1}_{\{X_k=j\}}}{n}$   $\leftarrow$  μετράει πόσες φορές πήγα στη  $j$  με  $n \in \mathbb{N}, j \in S$

(iv)  $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E \left[ \sum_{k=0}^{n-1} \mathbb{1}_{\{X_k=j\}} \right]}{n}$

(v)  $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{k=0}^{n-1} \Pr[X_k=j]}{n} = c - \lim_{n \rightarrow \infty} \Pr[X_n=j], j \in S$

(αν μπορεί να  $\sum_{k=1}^n a_k \exists$ , αλλά  $\frac{\sum_{k=1}^n a_k}{n} \exists$ , αν  $\exists^{\text{av}}$  και τα δύο είναι ίσα)

(vi) Αν επιπλέον η  $\{X_n\}$  απεριοδ.  $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \Pr[X_n=j], j \in S$

(vii)  $\pi_j = 1/m_j \leftarrow$  μέσο χρόνο επανόδου στη  $j$

(viii) Αν  $\Pi^{(n)} = \Pi$ , τότε  $\Pi^{(n)} = \Pi \leftarrow$  λύση του συστήματος

(ix) Η  $\Pi$  είναι αριστερό ιδιοδιάνυσμα του  $P$  με ιδιοτιμή 1  $\Pi^T = \Pi^T P$

## Μάθημα 8<sup>ο</sup> (30/10/18)

### ΜΑΔΧ με ΔΟΜΗ ΚΟΣΤΟΥΣ

#### 2. Οριακή / Στατική κατανομή

$\{X_n: n \geq 0\}$  ΜΑΔΧ αδιαχώριστη

$S, \chi, \kappa, P = (p_{ij})$  Πίνακας πιθανοτήτων μετάβασης

$\left. \begin{matrix} \pi_j = \sum_{i \in S} \pi_i p_{ij} \\ \sum_{j \in S} \pi_j = 1 \end{matrix} \right\} \Rightarrow \pi_j$  : μακροπρόθεστο ποσοστό χρόνου που η  $\{X_n\}$  περνάει στη  $j, j \in S$

$p_{ij}$  : μακροπρόθεστο ποσοστό των μεταβάσεων προς τη  $j$  μετά από κάθε επίσκεψη στην  $i$

$\pi_i p_{ij}$  : μακροπρόθεστο ποσοστό μεταβάσεων  $i \rightarrow j$  ανά χρονική μονάδα

## Εξίσωση Ισορροπίας για την $j$

$$\pi_j \cdot \sum_{i \in S} P_{ij} = \sum_{i \in S} \pi_i P_{ij}$$

τακτορ. αριθός    τακτορ. αριθός

μετάβασης  $j \rightarrow \bullet$     μετάβασης  $\bullet \rightarrow j$

## 2. Εξισώσεις γενικευμένης ισορροπίας για την $(\pi_j)$

$(\pi_j)$  στάσιμη κατανομή της  $\{X_n\}$

$$\forall A \subseteq S \quad \sum_{j \in A} \sum_{i \in A^c} \pi_j P_{ij} = \sum_{i \in A^c} \sum_{j \in A} \pi_j P_{ij}$$

## 3. Ερμηνεία $\pi_j / \pi_i$

$1/\pi_i$  : μέσος χρόνος επανόδου στην  $i$

Επισκέψεις στην  $i \rightarrow$  Αναν. διαδ.

$\pi_j / \pi_i$  : μέσος αριθμός επισκέψεων στην  $j$

μεταξύ δύο διαχ. επισκέψεων στην  $i$

$$\left( \begin{array}{l} \pi_j = 0.3 \rightarrow \text{30\% των επισκέψεων στην } j \\ \pi_i = 0.2 \rightarrow \text{20\% των επισκέψεων στην } i \end{array} \right)$$

## 4. Δόση κόστους σε MARCH

$\{X_n\}$  MARCH με  $X \in S$ ,  $P = (p_{ij})$  αδιαχώριστη

$c: S \rightarrow \mathbb{R}$

$i \rightarrow c(i)$ : κόστος παραμονής (επισκέψεως) της  $i$

$d: S \times S \rightarrow \mathbb{R}$

$(i, j) \rightarrow d(i, j)$ : κόστος μετάβασης από την  $i \rightarrow j$

$C =$  Μακροπρόθεσμος μέσος αριθός κόστους :  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E \left[ \sum_{k=0}^{n-1} c(X_k) + \sum_{k=0}^{n-1} d(X_k, X_{k+1}) \right]}{n}$

## Θεώρημα

Αν  $\{X_n\}$  είναι στάσιμη κατανομή  $(\pi_j: j \in S)$  και  $\sum_{i \in S} \pi_i c(i) < \infty$ ,  $\sum_{i \in S} \sum_{j \in S} \pi_i P_{ij} d(i, j) < \infty$ , τότε

$$C = \sum_{i \in S} \pi_i c(i) + \sum_{i \in S} \sum_{j \in S} \pi_i P_{ij} d(i, j), \text{ δηλαδή } C = E[c(X_k)] + E[d(X_k, X_{k+1})], \text{ όπου}$$

μέσο κόστος παραμονής

μέσο κόστος μετάβασης



$$X_k \sim (\pi_i : i \in S), (X_{k+1} | X_k = i) \sim (p_{ij} : j \in S)$$

### Ίδια Απόδειξη

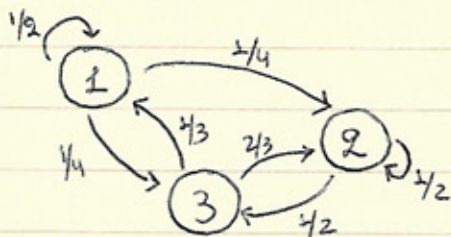
Εφαρμογή του ΣΑΘΚ για την αναμενόμενη διαδικασία των επισκέψεων σε κάποια κατάσταση "0"

$$C = \frac{\sum_{i \in S} \pi_i / \pi_0 \cdot C(i) + \sum_{i \in S} \sum_{j \in S} \pi_i / \pi_0 \cdot P_{ij} d(i,j)}{1 / \pi_0}$$

### Παράδειγμα

Έστω μεταφορικό μέσο που κινείται μεταξύ 3 πόσεων

ΜΑΔΧ "Μεταβάσεις"



i	C(i)	i \ j	1	2	3	
1	1	1	1	2	3	
2	1	2	2	1	2	d(i,j)
3	2	3	3	3	1	

$$\pi_1 = \frac{1}{3} \cdot \pi_3 + \frac{1}{2} \cdot \pi_1 \quad (1)$$

$$\pi_2 = \frac{1}{4} \cdot \pi_1 + \frac{1}{2} \cdot \pi_2 + \frac{2}{3} \cdot \pi_3 \quad (2)$$

$$\pi_3 = \frac{1}{2} \cdot \pi_2 + \frac{1}{4} \cdot \pi_1 \quad (3)$$

$$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \quad (4)$$

Μπορώ να πετάξω για αφού είναι γραμμικά εξαρτημένες

$$(1) \Rightarrow \pi_3 = \frac{3}{2} \cdot \pi_1$$

$$(3) \Rightarrow \frac{3}{2} \cdot \pi_1 = \frac{1}{4} \cdot \pi_1 + \frac{1}{2} \cdot \pi_2 \Rightarrow \pi_2 = \frac{5}{2} \cdot \pi_1$$

$$(4) \Rightarrow \pi_1 + \frac{5}{2} \cdot \pi_1 + \frac{3}{2} \cdot \pi_1 = 1 \Rightarrow \pi_1 = \frac{1}{5}, \pi_2 = \frac{1}{2}, \pi_3 = \frac{3}{10}$$

$$C = \frac{\pi_1 C(1) + \pi_2 C(2) + \pi_3 C(3) + \pi_1 P_{11} d(1,1) + \pi_1 P_{12} d(1,2) + \pi_3 P_{33} d(3,3)}{1/10} = \frac{1}{5} \cdot 1 + \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{3}{10} \cdot 2 + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{4} \cdot 2 + \dots + \frac{3}{10} \cdot 0 \cdot 1 = \dots$$

## Μαρκοβιανές Αλυσίδες Συνεχούς Χρόνου (ΜΑΣΧ)

Ορισμός:  $\{X(t) : t \geq 0\}$  ΜΑΣΧ με πιθανότητες  $q_{ij} \Leftrightarrow$

(i)  $S$  χ.κ αριθμησίτος

(ii)  $\Pr[X(s+t)=j | X(u)=i, 0 \leq u < s, X(s)=i] = \Pr[X(s+t)=j | X(s)=i] \stackrel{\text{αυ δεν εξαρτάται από το } s \text{ οποιονδήποτε}}{=} P_{ij}(t)$

(iii)  $q_{ij} = p_{ij}'(0) = \begin{cases} \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P_{ij}(h) - \delta_{ij}}{h}, & i \neq j \\ \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P_{ii}(h) - 1}{h}, & i = j \quad *$

$$* P'_{ij}(0^+) = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P_{ij}(h) - P_{ij}(0)}{h} = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ q_i, & i = j \end{cases}$$

ή ισοδύναμα  $P_{ij}(h) = \begin{cases} q_{ij}h + o(h), & i \neq j \\ 1 + q_{ii}h + o(h), & i = j \end{cases}$  με  $\frac{o(h)}{h} \rightarrow 0$  καθώς  $h \rightarrow 0^+$

$$1 - q_i h \quad q_i = -q_{ii} = \sum_{j \neq i} q_{ij}$$

Άρα,  $P_{ij}(h) = \begin{cases} q_{ij}h + o(h), & i \neq j \\ 1 - q_i h + o(h), & i = j \end{cases}$

### Χρόνος Παραλαβής

Έστω  $\{X(t)\}$  ΜΑΣΧ με πιθανότητες  $q_{ij}$ ,  $q_i = \sum_{j \neq i} q_{ij}$

(i)  $T_i$ : χρόνος παραλαβής στην  $i$  ??

(ii)  $\Pr[X(T_i) = j | X(0) = i]$  ??

(i)  $\Pr[T_i \leq x] = F_{T_i}(x)$

Τότε,  $\Pr[X < T_i \leq x+h | T_i > x] = 1 - P_{ii}(h) + o(h) = q_i h + o(h)$

$$\Rightarrow \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{\Pr[X < T_i \leq x+h]}{h \cdot \Pr[T_i > x]} = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{1 - P_{ii}(h) + o(h)}{h}$$

$$\Rightarrow \frac{F_{T_i}'(x)}{1 - F_{T_i}(x)} = q_i \Rightarrow (1 - F_{T_i}(x))' = q_i$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dx} (-\log(1 - F_{T_i}(x))) = q_i \Rightarrow -\log(1 - F_{T_i}(x)) + \log(1 - F_{T_i}(0)) = q_i x$$

→ συχνότητα εμφάνισης από την  $i$

$$\Rightarrow F_{T_i}(x) = 1 - e^{-q_i x}, \quad x \geq 0 \Rightarrow T_i \sim \text{Exp}(q_i) \quad \text{η } q_i \text{ περίοδος χρόνου που κάθεται στην } i$$

Είναι αυτό που περιμένατε αφού έχουμε Μ.Α.

δηλαδή αλυσίδα ιδιότητες

(iii)  $\Pr[X(T_i) = j | X(0) = i] = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{\Pr[X(h) = j | X(0) = i, X(h) \neq i]}{\Pr[X(0) = i, X(h) \neq i]} = \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{P_{ij}(h)}{\Pr[X(0) = i, X(h) \neq i]}$

$$= \lim_{h \rightarrow 0^+} \frac{\Pr[X(0) = i] \Pr[X(h) = j | X(0) = i] / h}{\Pr[X(0) = i] \Pr[X(h) \neq i | X(0) = i] / h} = \frac{q_{ij}}{q_i}$$