

# ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ ΕΣΤΩ Ε.Ε

13/2/2013

Ορές γραφείου: Δευ. - Τετ. - Παρ 2-3 μμ

E-class ≈ 40 αόμεις + θα γίνουν extra!

Βιβλίο: Kulkarni: Modeling and Analysis of Stochastic Systems

Μέρη: 1) Διαδικασία Poisson (4 εβδ)  
2) Ανανεωτική Θεωρία (5 εβδ)  
3) Εισαγωγή στις Ορές Αναμονής (3 εβδ)  
(+ 1,5 εβδ) στην αρχή βασικά από ΜΘΙ.

## Επανάληψη στις Πιθανότητες

### Δεσμευμένα μέγεθρα

#### ① Δεσμευμένα β.π και β.π.π

•  $(X, Y)$  ζευ  $\rightarrow f_{X,Y}(x,y) = P(X=x, Y=y)$  β.π,  $(X,Y)$  διακριτές  
ΜΘ  $\rightarrow X$  να βριγυεται παντα στο  $x$  και  $Y$  παντα στο  $y$  διατε αντιστοιχο εβδ.  
 $\rightarrow f_X(x,y) = \lim_{\substack{dx \rightarrow 0^+ \\ dy \rightarrow 0^+}} P(x < X \leq x+dx, y < Y \leq y+dy)$   
β.π.π  $(X,Y)$   
συνεχει

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$$

Δεσμευμένα β.π/β.π.π  
ως  $X$  δοθ. οτι  $Y=y$

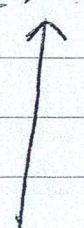
② Δεσμευμένα μέτρα τιμής

$$E[X|Y=y] = m_{X|Y}(y) =$$

↑  
αριθμός που εξαρτάται από το y  
Δεσμευμένα μέτρα τιμής της X  
δοθ όα Y=y.

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_x x f_{X|Y}(x|y), X \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx, X \text{ συνεχής} \end{array} \right.$$

$$E[X|Y] = m_{X|Y}(Y)$$



Τοχαία μεταβλητή  
εξάρτηση της Y,  
"Δεσμευμένα μέτρα τιμής της X  
δοθείσας της Y"

Η καλύτερη προσέγγιση της X από συνάρτηση της Y

③ Θεώρημα Διπλής Μέσης Τιμής

$$E[X] = E[E[X|Y]] = E[m_{X|Y}(Y)]$$

$$= \left\{ \begin{array}{l} \sum_y m_{X|Y}(y) f_Y(y), Y \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} m_{X|Y}(y) f_Y(y) dy, Y \text{ συνεχής} \end{array} \right.$$

||  
 $E[X|Y=y]$

ο συνβολισμός που θα χρησιμοποιούσε.

#### 4) Παράδειγμα

Τυχαίο πείραμα: Ρίψη Σαριού  $\rightarrow$  1<sup>ο</sup> στάδιο

Ρίψη νομίσματος  
όλες φορές δείξει  
το Σάρι  $\rightarrow$  2<sup>ο</sup> στάδιο

$X = \#$  γραμμάτων που έφερε το νομίσμα

Με ευδιαφορέα η  $E[X] = ?$  (Το ερώτημα είναι που βολέει να διεγερθεί)

$Y =$  Αποτέλ. ρίψης του Σαριού

από. για τις πιθανότητες  
της ρίψης του Σαριού

Σεμνήω σων  $Y$

η δυνατές  
π.ο. επιλογές  
είναι  $\frac{1}{2}$ .

$$E[X] = E[E[X|Y]] = \sum_y E[X|Y=y] \cdot f_Y(y) = \sum_{y=1}^6 \binom{y}{2} \frac{1}{6} =$$

Μέση τιμή  
της  $\text{Bin}(y, \frac{1}{2})$

$$= \frac{1}{12} \sum_{y=1}^6 y = \frac{1}{12} \cdot \frac{6 \cdot 7}{2} = \frac{7}{4}$$

#### 5) Παράδειγμα

Νόμισμα φέρνει  $K \rightarrow$  με  $p$

$\Gamma \rightarrow$  με  $1-p$

$X = \#$  ριψών μέχρι των  $1 \leq K$

$E[X] = ?$

1<sup>ος</sup> τρόπος

$$f_X(x) = P(X=x) = (1-p)^{x-1} \cdot p, \quad x=1, 2, \dots$$
$$E[X] = \sum_x x f_X(x) = \sum_{x=1}^{\infty} x (1-p)^{x-1} p = \frac{1}{p}$$

$$\left( \sum_{x=0}^{\infty} t^x = \frac{1}{1-t} \quad \frac{d}{dt} \sum_{x=1}^{\infty} x t^{x-1} = \frac{1}{(1-t)^2} \right)$$

$$\stackrel{t=1-p}{\Rightarrow} \sum_{x=1}^{\infty} x(1-p)^{x-1} = \frac{1}{p^2} \Rightarrow \sum_{x=1}^{\infty} x(1-p)^{x-1} p = \left( \frac{1}{p} \right)$$

Β' τρόπος

$Y = \text{απόζηλ 1ης ρίψης}$   $\begin{cases} \rightarrow K_{\text{sum}}(1) \\ \rightarrow \Gamma_{\text{sum}}(0) \end{cases}$

$$E[X] = E[E[X|Y]] = \sum_{y=0}^1 E[X|Y=y] P[Y=y]$$

$$= (1-p) \underbrace{E[X|Y=0]}_{1+E[X]} + p \underbrace{E[X|Y=1]}_1$$

$$\Rightarrow E[X] = (1-p) \cdot (1+E[X]) + p \cdot 1$$

$$= 1 + (1-p) E[X]$$

$$\Rightarrow \boxed{E[X] = \frac{1}{p}}$$

Ⓒ Παράδειγμα

η καπέλα — η άσφα.

Διαλέγουν έναν τύχη με κλειστά γάντια.

Όσοι βρουν το δικό τους αποχωρούν. Οι υπόλοιποι συνεχίζουν και.

$R_n = \#$  γύρων μέχρι να φύγουν όλοι, ξεκινώντας με  $n$  άτομα

$$E[R_1] = ?$$

$$E[R_1] = 1$$

$$E[R_2] = \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} (1 + E[R_2])$$

βρίσκουν  
καίλωθίαν και  
κανίδα τους  
εξ ου 1ο γύρο

Δεν τα βρίσκουν τον 1ο  
γύρο και βάζει από  
2ον οργάνο.

Αγορά:  $\begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix}$   
Κανίδα:  $\begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix}$

$$\Rightarrow E[R_2] = 2$$

$$E[R_3] =$$

$$E[R_3 | ] = 1$$

$$E[R_3 | ] = 1 + E[R_2]$$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 2 & 3 \end{bmatrix}$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 1 & 3 & 2 \\ 2 & 1 & 3 \end{bmatrix}$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 2 & 1 & 3 \\ 2 & 3 & 1 \end{bmatrix}$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 2 & 3 & 1 \\ 3 & 1 & 2 \end{bmatrix}$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 3 & 1 & 2 \\ 3 & 2 & 1 \end{bmatrix}$

$\frac{1}{6} \leftarrow \begin{bmatrix} 3 & 2 & 1 \end{bmatrix}$

πρώτον από  
τα κανίδα

1 πηξε  
το κανίδα  
του

κανίδα SW  
καίλωθιαν το  
κανίδα του

1 πηξε το  
κανίδα του

$$E[R_3] = \frac{1}{6} \cdot 1 + \frac{3}{6} \cdot (1 + E[R_2]) + \frac{2}{6} (1 + E[R_3])$$

$$\Rightarrow \frac{2}{3} E[R_3] = 1 + \frac{1}{2} E[R_2]$$

$$\Rightarrow E[R_3] = 3$$

Υπολογισμός πως όλα  
αγορά εισαγγελη πηξινου  
τασοι γυροι θα χρωστανουν  
( $E[R_n] = n$ )

\*  $M = \#$  ανθρωπων που πηχνουν εξ ου 1ο γυρο

$$E[R_n] = E[E[R_n | M]]$$

$$= \sum_{m=0}^n (1 + E[R_{n-m}]) P[M=m]$$

$$= 1 + \sum_{m=0}^n E[R_{n-m}] P[M=m]$$

## Εικασία

$$E[R_n] = n$$

Για  $n=1$  ισχύει  $E[R_1] = 1$

Εξωστύ ισχύει για μέχρι το  $n-1$

$$E[R_i] = 1, \quad 1 \leq i \leq n-1$$

$$E[R_n] = 1 + \sum_{m=1}^n (n-m)P(M=m) + E[R_n]P[M=0]$$

$$= 1 + n \cdot (1 - P[M=0]) - \overset{\text{⊗}}{E[M]} + E[R_n]P[M=0]$$

$$\text{Άρα: } E[R_n](1 - P[M=0]) = n(1 - P[M=0])$$

$$\Rightarrow E[R_n] = n.$$

$$\text{Άρα } E[R_n] = n, \quad n=1, 2, \dots$$

$$\text{⊗ } M = \sum_{i=1}^n I_i, \quad I_i = \begin{cases} 1, & \text{αν ο } i \text{ πήρε το κάρδιο του} \\ & \text{όταν } 1 \leq i \leq n \end{cases}$$
$$\Rightarrow E[M] = \sum_{i=1}^n E[I_i] = n \cdot \frac{1}{n} = 1.$$

## ⊗ Παράδειγμα

Φυλακισμένος διαδίδει 1 νόρτα από 3

1 → Άμεση ελευθέρια

2 → Πίσω στο κελί σε 10 μέρες

3 → " " " " 30 μέρες

Μεθο χρόνο  
ως την ελευθέρια

Και μετά αμυνόει και ξανά  
νόρτα...

X

$$E[X] = ?$$

Y = Πόρτα ως 1<sup>η</sup> επιλογή

$$E[X] = \underbrace{P[Y=1]}_{1/3} E[X|Y=1] + \underbrace{P[Y=2]}_{1/3} E[X|Y=2] + \underbrace{P[Y=3]}_{1/3} E[X|Y=3]$$

0                      10 + E[X]                      30 + E[X]

$$E[X] = \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{1}{3} (10 + E[X]) + \frac{1}{3} (30 + E[X])$$

$$\Rightarrow E[X] = \dots$$

### 8) Παράδειγμα

Οι A, B μονομαχούν (εναλλάξ) μέχρι να εσωρευτεί κάποιος

$$P(\text{εσωρευτός } A) = \frac{1}{2}$$

$$P(\text{εσωρευτός } B) = \frac{1}{3}$$

$$P(\text{επιβίωσης του } A \mid \text{αρχίζει ο } A)$$

$$E[\# \text{ γύρων ως μονομαχίας} \mid \text{αρχίζει ο } A] = ?$$

$$P(\text{επιβ } A \mid \text{αρχίζει ο } A) = P_A = ?$$

$$P(\text{επιβ } B \mid \text{αρχίζει ο } A) = 1 - P_A = ?$$

$$P(\text{επιβ } A \mid \text{αρχίζει ο } B) = 1 - P_B = ?$$

$$P(\text{επιβ } B \mid \text{αρχίζει ο } B) = P_B = ?$$

$$E[\# \text{ γύρων} \mid \text{αρχ } A] = z_A = ?$$

$$E[\# \text{ γύρων} \mid \text{αρχ } B] = z_B = ?$$

ΘΟΠ

$$\left. \begin{aligned} P_A &= \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} (1 - P_B) \\ P_B &= \frac{1}{3} \cdot 1 + \frac{2}{3} (1 - P_A) \end{aligned} \right\} \begin{array}{l} \text{Σύστημα, } P_A = ?, P_B = ? \\ \implies \end{array}$$

ΘΔΜΤ (για  $z_0 \neq z_{\text{ων χιρών}}$ )

$$\left. \begin{aligned} z_A &= \frac{1}{2} \cdot 1 + \frac{1}{2} (1 + z_B) \\ z_B &= \frac{1}{3} \cdot 1 + \frac{2}{3} (1 + z_A) \end{aligned} \right\} \implies z_A = ?, z_B = ?$$