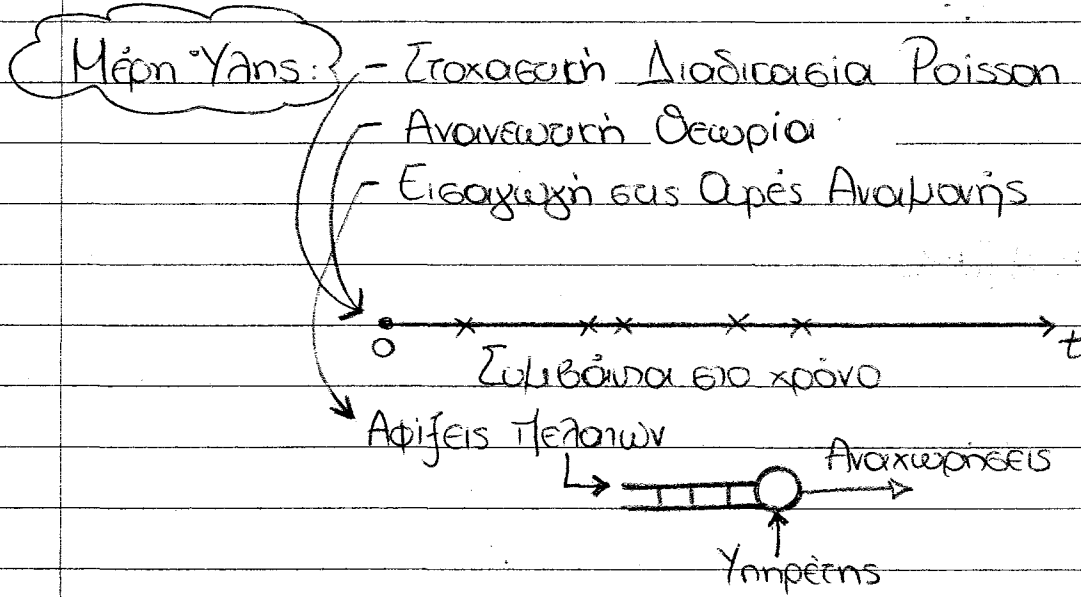


Μάθημα: 1

12/3/2012

- Eclass: Θα ανεβαίνουν ασκήσεις και ενδεικτικές από τις διαλέξεις.
- Βιβλίο: Φασιός (Κεφ. 2, 3 και μέρος του 6).  
Κυλκάρη (Κεφ. 5, 8 και μέρος του 7).
- Ασκήσεις: 50 Ασκήσεις (Φασιός)  
60 >> Φυλλάδια E-class (12 φύλλα x 5)



## Επανάληψη στις Πιθανότητες I (για από το μάθημα + το επόμενο)

### 1) Δεσμευμένη Μέση Τιμή

$(X, Y) = \text{ζεύγος τ.π.}$

$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{XY}(x,y)}{f_Y(y)}$  : Δεσμευμένη συνάρτηση π.θ. (διακριτές)  
 συνάρτηση πυκνότητας (συνεχείς)

$$E[X|Y=y] = m_{X|Y}(y) = \begin{cases} \sum_x x \cdot f_{X|Y}(x|y), & X \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y}(x|y) dx, & X \text{ συνεχής} \end{cases}$$

$E[X|Y=y]$  : μέση τιμή της  $X$  δοθέντος ότι  $Y=y$   
 : αριθμός που εξαρτάται από το  $y$ .

$E[X|Y] = m_{X|Y}(Y)$  : μέση τιμή της  $X$  δαδείσας της  $Y$   
τυχαία μεταβλητή  $Y$  η καλύτερη εω/ση  
της  $Y$  που προσεγγίζει τη  $X$

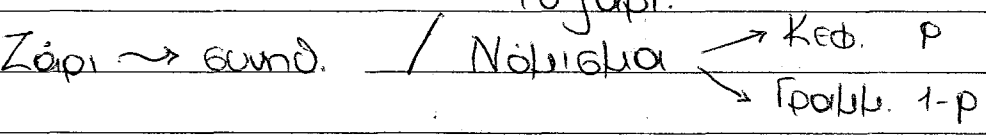
② Θεώρημα Διτσης Μέσας Τιμης

$$E[X] = E[E[X|Y]] = E[m_{X|Y}(Y)] = \begin{cases} \sum_y m_{X|Y}(y) f_Y(y), & Y \text{ διακριτ} \\ \int_{-\infty}^{\infty} m_{X|Y}(y) \cdot f_Y(y), & Y \text{ σω.} \end{cases}$$

όπου  $m_{X|Y}(y) = E[X|Y=y]$ .

③ Παράδειγμα

Τυχαίο Πείραμα: 1) Πίχνω ζάρια  
2) Πίχνω νόμισμα τόσες φορές όσες δείξει  
το ζάρι.



$X = \#$  κεφαλών

$E[X] = j$       $Y$ : αποτέλ. ζαριού

Απ:

$E[X] = E[E[X|Y]]$  (1)

$E[X|Y=y] = y \cdot p$

$(X|Y=y) \sim \text{Bin}(y, p)$ , όπου  $y$ : αριθμ. πειραμ.

$E[X] = \sum_{y=1}^6 E[X|Y=y] f_X(y) = \sum_{y=1}^6 y \cdot p \cdot \frac{1}{6} = \frac{p}{6} \sum_{y=1}^6 y = \frac{p}{6} \cdot \frac{6 \cdot 7}{2} = \frac{7p}{2}$   
 $p$ : πιθαν. επιτυχίας

④ Παράδειγμα

Φυλακισμένος: Διαλέγει πόσα σπιν τυχν

- 1  $\rightarrow$  Άμεση ελευθερία
- 2  $\rightarrow$  Πίσω στο cell μετά από 1 βήμα
- 3  $\rightarrow$       $\gg$     $\gg$     $\gg$     $\gg$     $\gg$  4 βήμα

$E[X] = j$

Απ:  $Y$ : η πρώτη επιλογή νόπτου,  $X$ : # βερών μέχρι την ελευθερία

$$E[X|Y=y] = \begin{cases} 0, & y=1 \\ 1+E[X], & y=2 \\ 4+E[X], & y=3 \end{cases}$$

$$E[X] = \sum_{y=1}^3 E[X|Y=y] \cdot f_Y(y) = 0 \cdot f_Y(1) + (1+E[X]) \cdot f_Y(2) + (4+E[X]) \cdot f_Y(3) \Rightarrow$$

$$E[X] = (1+E[X]) \cdot \frac{1}{3} + (4+E[X]) \cdot \frac{1}{3} = \frac{5}{3} + \frac{2}{3} E[X] \Rightarrow \underline{\underline{E[X]=5}}$$

⑤ Παράδειγμα

Τυχαία Πείραμα: πιθανή διαδικασία  $\begin{cases} \rightarrow \text{επιτ. με πιθαν. } p \\ \rightarrow \text{αποτ. } \Rightarrow 1-p \end{cases}$

$X$  = # πειραμάτων μέχρι την 1<sup>η</sup> επιτυχία

$E[X] = ;$  (μέση τιμή γεωμετρικής κατανομής)

Απ: Κλασικός Υπολογισμός:  $f_X(x) = P(X=x) = (1-p)^{x-1} p, x=1, 2, \dots$

$$E[X] = \sum_{x=1}^{\infty} x \cdot f_X(x) = \sum_{x=1}^{\infty} x \cdot (1-p)^{x-1} p = ;$$

$$\sum_{x=0}^{\infty} t^x = \frac{1}{1-t} \xrightarrow{d/dt} \sum_{x=1}^{\infty} x \cdot t^{x-1} = \frac{1}{(1-t)^2} \xrightarrow{t=1-p} \sum_{x=1}^{\infty} x (1-p)^{x-1} = \frac{1}{p^2}$$

$$\xrightarrow{\cdot p} E[X] = \frac{1}{p}$$

Με άλλα δικάρια μ.τ.:  $f_X(x) = P(X=x) = (1-p)^{x-1} \cdot p, x=1, 2, \dots$

$E[X] = ;$

$Y$ : αποτέλεσμα της 1<sup>ης</sup> πειρας  $\begin{cases} \rightarrow 0 \text{ αποτυχ.} \\ \rightarrow 1 \text{ επιτυχία} \end{cases}$

$$E[X|Y=0] = 1 + E[X]$$

$$E[X|Y=1] = 1$$

$$E[X] = \sum_{y=0}^1 E[X|Y=y] \cdot f_Y(y) = (1+E[X])(1-p) + 1 \cdot p =$$

$$= 1 + (1-p) \cdot E[X] \Rightarrow \underline{\underline{E[X] = \frac{1}{p}}}$$

6) Παράδειγμα

$X \sim \text{Exp}(\lambda)$  Χρόνος ζωής ενός εξαρτήματος

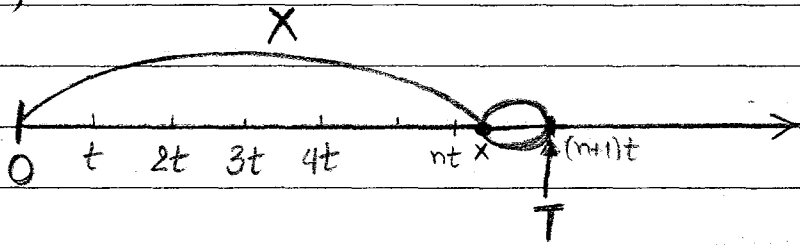
$f_X(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}, x > 0$

Επιθεωρητής ελέγχει το εξάρτημα κάθε  $t$  χρονικές μονάδες

$T$  = χρονική στιγμή που το εξάρτημα ανακαλύπτεται κατεστραμμένο

$E[T] = ?$

Απ:



$E[T] = E[E[T|X]] = \int_0^{\infty} E[T|X=x] \cdot f_X(x) dx$

$E[T|X=x] = (n+1)t, \text{ αν } nt \leq x < (n+1)t$

$E[T] = \sum_{n=0}^{\infty} \int_{nt}^{(n+1)t} E[T|X=x] f_X(x) dx = \sum_{n=0}^{\infty} \int_{nt}^{(n+1)t} (n+1)t \cdot \lambda \cdot e^{-\lambda x} dx$

$= \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t \cdot \lambda \int_{nt}^{(n+1)t} e^{-\lambda x} dx = \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t [-e^{-\lambda x}]_{nt}^{(n+1)t} =$

$= \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t (e^{-\lambda nt} - e^{-\lambda(n+1)t}) =$

$= \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t e^{-\lambda nt} - \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t e^{-\lambda(n+1)t} = m$

$= \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)t e^{-\lambda nt} - \sum_{m=1}^{\infty} m t e^{-\lambda mt} \quad (\alpha \lambda \lambda \lambda \lambda \text{ το } m \text{ με } n)$

$= t \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda nt} = t \sum_{n=0}^{\infty} (e^{-\lambda t})^n = t \cdot \frac{1}{1 - e^{-\lambda t}}$

Παρατηρώ ότι  $\lim_{t \rightarrow 0} E[T] = \frac{1}{\lambda} = E[X]$ , όπως αναμενόταν!

## 7) Παράδειγμα

Οι A και B μονομιασών

Ευεστία του A =  $1/3$

>> του B =  $3/4$

Πιθανά εναλλαί.

- Τι είναι το "πλεονέκτημα πρώτου κτυπήματος" για τον A;
- $E[\# \text{βολών μέχρι να κτυπήσει ένας από τους δύο / ξεκινάει ο } i] =$   
 $\dots, i=A, B$

## Υπόδειξη

- Για να υπολογίσουμε το "πλεονέκτημα" θα πάρουμε το λόγο
 
$$\frac{P(\text{ενίβ. ο A} \mid \text{ξεκινάει ο A})}{P(\text{ενίβ. ο A} \mid \text{ξεκινάει ο B})}$$

το οποίο υπολογίζεται με θεωρήμα ολικής πιθανότητας.

- Θα υπολογιστεί με το θεωρήμα διπλής μέσης τιμής.