

αρχείο 01

Επισκόπηση χρήσιμων γνώσεων

από τη Θεωρία Πιθανοτήτων (και όχι μόνο)

μέρος Α

# Ολοκλήρωμα Riemann

Έστω  $f: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$

$$a = t_0 < t_1 < t_2, \dots < t_n = b$$

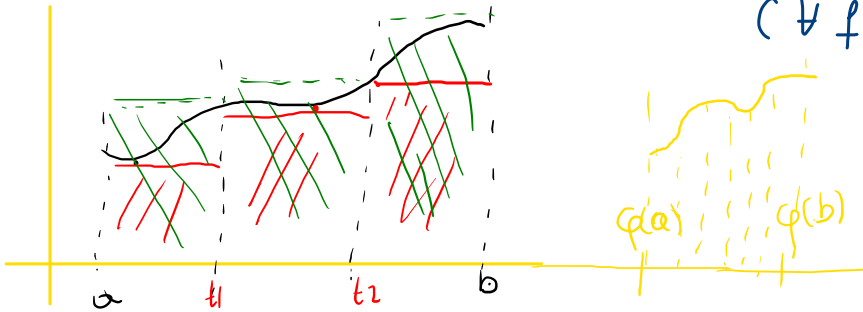
$\{t_0, \dots, t_n\}$  διαμερίση του  $[a, b]$ , (π.ε.π.ρ. ώσπου)

Κάτω ολοκλήρωμα Riemann ως  $f: L(f) = \int_a^b f(x) dx = \sup_{\text{διαμ. του } [a, b]} \left\{ \sum_{i=1}^n \inf_{x \in [t_{i-1}, t_i]} f(x) (t_i - t_{i-1}) \right\}$

Άνω ολοκ. Riemann ως  $f: U(f) = \int_a^b f(x) dx = \inf_{\text{διαμ. του } [a, b]} \left\{ \sum_{i=1}^n \sup_{x \in [t_{i-1}, t_i]} f(x) (t_i - t_{i-1}) \right\}$

Εάν  $L(f) = U(f)$  τότε  $f$  είναι Riemann ολοκληρώσιμη με ολοκλήρωμα Riemann  $= \int_a^b f(x) dx$ .

( $\forall f: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$  όπως είναι Riemann ολοκ. )



# Ολοκλήρωμα Riemann-Stieltjes

Έστω  $f: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $a = t_0 < t_1 < \dots < t_n = b$  διαμερισμό του  $[a, b]$   
και  $\varphi: [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$  αυξουσα.

Κάτω ολοκλήρωμα R-S της  $f$  ως προς  $\varphi$ :

$$\int_a^b f(x) d\varphi(x) = \sup_{\text{διαμ. του } [a, b]} \left\{ \sum_{i=1}^n \inf_{x \in [t_{i-1}, t_i]} f(x) (\varphi(t_i) - \varphi(t_{i-1})) \right\}$$

Άνω ολοκλήρωμα R-S της  $f$  ως προς  $\varphi$ :

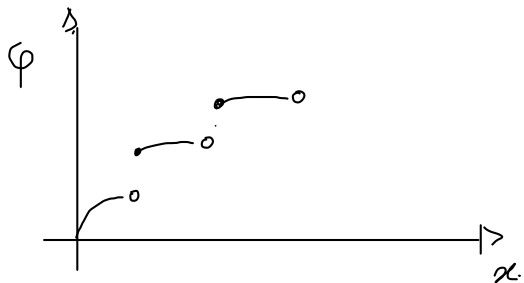
$$\int_a^b f(x) d\varphi(x) = \inf_{\text{διαμ. του } [a, b]} \left\{ \sum_{i=1}^n \sup_{x \in [t_{i-1}, t_i]} f(x) (\varphi(t_i) - \varphi(t_{i-1})) \right\}$$

Εστ.  $\int_a^b f(x) d\varphi(x) = \int_a^b f(x) d\varphi(x)$  τότε η  $f$  είναι R-S ολοκληρώσιμη  
(ως προς  $\varphi$ )

και Ολοκλήρωμα R-S =  $\int_a^b f(x) d\varphi(x)$

## ΘΕΩΡΗΜΑ

Αν η  $\varphi$  είναι κατά τμήματα συνεχής και παραγωγίσιμη μεταξύ των σημείων αδιέξοδος και  $f$  συνεχής



$$\int_a^b g(x) d\varphi(x) = \sum_{\substack{x \in [a,b] \\ \varphi \text{ αδιέξοδος στο } x}} g(x) (\varphi(x) - \varphi(x^-)) + \int_a^b g(x) \varphi'(x) dx$$

Για  $\varphi(x) = x$  το ολοκλήρωμα R-S ίδιο με το ολοκλήρωμα R

Αν  $\varphi$  είναι βωάρωση κατανομής, σημεία αδιέξοδος έχω για διακριτές και μικρές τ.μ.

= αναρπιδω  
 Ερω X Τμ  
 ΟΜΣ  
 Πλοαιουτες

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$0 \leq F(x) \leq 1 \quad x \in \mathbb{R}$$

$$F(x_1) \leq F(x_2) \quad x_1 < x_2$$

$$\lim_{h \rightarrow 0^+} F(x+h) = F(x) \quad (\text{Def. σωεκισ})$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$$

$$E(X) = \left( \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) \right) = \begin{cases} \sum_{x=0}^{\infty} x P(X=x) & \text{σπ.} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx & \text{σππ.} \end{cases}$$

X διακριτή

X σωεκισ

Γου X μη αρυυακί Τμ  $E(X) = \int_0^{\infty} (1 - F(x)) dx$  \*\*

$$\Gamma\epsilon\nu\iota\kappa\alpha\iota \quad E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$$

$$V(aX + \beta) = a^2 V(X)$$

$$\underline{\underline{V(X) = E(X^2) - E^2(X)}}$$

# ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ ως ολοκλήρωμα Riemann-Steiljes

Έστω  $X$  Τμ. με αθροιστική συν. κατανομή  $F_X(x) = P(X \leq x)$   
Τότε για  $g(\cdot)$  συνεχή συνάρτηση έχω:

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) dF(x)$$

Πράγματι από προηγούμενο Θέωρημα:

- Για  $X$  διακριτή  $E[g(X)] = \sum g(x)(F_X(x) - F_X(x^-)) = \sum g(x)P(X=x)$

- Για  $X$  συνεχής  $E[g(X)] = \int g(x) F_X'(x) dx = \int g(x) f(x) dx$

( $F$  δεξιά συνεχής)

$X$  διακριτή  $\int_{-\infty}^{\infty} g(x) dF(x) = \sum_x g(x) \underbrace{[F(x) - F(x^-)]}_{= P(X=x)} = E[g(X)]$

Πολυδιστάτες τ.μ.

Η διαδικασία  $(X, Y)$  καλείται συνεχής or υπάρχει συνάρτηση  $f_{X, Y}(x, y)$  τ.ω.  $f_{X, Y}(x, y) \geq 0$   $x, y \in \mathbb{R}$  και  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X, Y}(x, y) dx dy = 1$

και η απο κοινού συνάρτηση κατανομής:

$$F_{X, Y}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(t, s) ds dt$$

$$P(a < X \leq b, \gamma < Y \leq \delta) = \int_a^b \int_{\gamma}^{\delta} f_{X, Y}(x, y) dy dx$$

και

για κάθε σημείο συνέχειας  $(x, y)$  της  $F_{X, Y}(x, y)$ :

$$f_{X, Y}(x, y) = \frac{\partial^2 F_{X, Y}(x, y)}{\partial x \partial y} = \lim_{\delta x, \delta y \rightarrow 0^+} \frac{P(x < X \leq x + \delta x, y < Y \leq y + \delta y)}{\delta x \delta y}$$

$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X, Y}(x, y) dy$  περιθώρια συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ.  $X$   
 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X, Y}(x, y) dx$  " " " " "  $Y$   
είναι συναρτήσεις πυκν. πιθαν. (μην αρνητικές + ολοκλ = 1.)

$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X, Y}(x, y)}{f_Y(y)}$ ,  $f_Y(y) > 0$   
Δεδομένη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ.  $X$  δεδομένης της τ.μ.  $Y$

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

Έστω  $(X, Y)$  διδιάστατη τμ. Η συνάρτηση

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y), \quad -\infty < x < \infty, \quad -\infty < y < \infty$$

καλείται  $X, Y$  από κοινού (σθροιστική) συνάρτηση κατανομής των  $X, Y$

Η διδιάστατη τμ  $(X, Y)$  καλείται διακριτή αν με πιθανότητα 1 παίρνει πεπερασμένο ή το πολύ αριθμήσιμο πλήθος τιμών.

$$f_{X, Y}(x_i, y_j) = P(X = x_i, Y = y_j) \quad i, j = 0, 1, 2, \dots$$

καλείται από κοινού συνάρτηση πιθανοτήτων των  $X, Y$

$$f_{X, Y}(x_i, y_j) \geq 0 \quad \forall x_i, y_j \quad \text{και} \quad \sum_i \sum_j f_{X, Y}(x_i, y_j) = 1$$

Η συνάρτηση  $f_X(x_i) = \sum_j f_{X, Y}(x_i, y_j)$  καλείται περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας της τμ.  $X$

$$\sum_i f_X(x_i) = 1 \quad (\text{είναι συνάρτηση πιθανότητας})$$

$$f_{X/Y}(x_i/y_j) = \frac{f_{X, Y}(x_i, y_j)}{f_Y(y_j)} \quad i = 0, 1, \dots \quad \mu \in f_Y(y_j) > 0$$

καλείται δεσμευμένη συνάρτηση πιθανότητας της τμ  ~~$X$~~  δεδομένης της τμ  ~~$Y$~~



♡ Δεσμευμένη μέση τιμή

$$I_A = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \begin{array}{l} \text{συμβεί το A} \\ \text{διαφορετικά} \end{array}$$

Δεσμευμένη μέση τιμή της τ.μ.  $X$  δεδομένου του ευδεχομένου  $A$

$$E(X|A) = \frac{E(X \cdot I_A)}{P(A)}$$

Δεσμευμένη μέση τιμή της τ.μ.  $X$  δεδομένου (του ευδεχομένου) η τ.μ.  $Y = y$

$$E(X|Y=y) = \begin{cases} \sum_x x f_{X|Y}(x/y) & (X,Y) \text{ διακριτή} \\ \int x f_{X|Y}(x,y) dx & (X,Y) \text{ εωχής} \end{cases} = m_{X|Y}(y) \quad \begin{array}{l} \text{συνάρτηση του } y \\ \text{(συνάρτηση πιθανοδότησης της } X \text{ στη } Y) \end{array}$$

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

$$\begin{aligned} E[X|Y=y] &= \frac{E[X \cdot I_{\{Y=y\}}]}{P(Y=y)} = \frac{\sum_x \sum_y x I_{\{Y=y\}} f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \\ &= \frac{\sum_x x f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \sum_x x \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \sum_x x f_{X|Y}(x/y) \end{aligned}$$

$$E[g(X) | Y=y] = \begin{cases} \sum_x g(x) f_{X|Y}(x/y) \\ \int g(x) f_{X|Y}(x/y) dx \end{cases}$$

$$\text{Var}(X | Y=y) = E[(X - E(X))^2 | Y=y] = E(X^2 | Y=y) - E^2(X | Y=y)$$

Προφανώς

$$E(a|Y) = a$$

α σταθερά

(όπου ορίζεται)

$$E(aX + bZ|Y) = aE(X|Y) + bE(Z|Y)$$

$$E(X|Y) \geq 0 \text{ εαν } X \geq 0$$

$$E(X|Y) = E(X)$$

$$E(g(X)|Y) = E[g(X)] \text{ εαν } X, Y \text{ ανεξ. τ.μ.}$$

$$E(g(X)h(Y)|Y) = h(Y) E[g(X)|Y]$$

$$\text{εαν } I_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{εαν } \omega \in A \\ 0 & \text{εαν } \omega \in A^c \end{cases}$$

$$E(I_A) = P(A)$$

X τ.μ.

$$I_A(X) = \begin{cases} 1 & X \in A \\ 0 & X \in A^c \end{cases}$$

$$E[I_A(X)|Y] = P(X \in A|Y)$$



ΘΕΩΡΗΜΑ ΔΙΠΛΗΣ ΜΕΣΗΣ ΤΙΜΗΣ

Εάν οι μέσες τιμές υπάρχουν.

Law of Iterated Expectations  
Law of Total Expectation  
Adam's law.

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

$$\begin{aligned}
 E[\underbrace{E[X|Y]}_{g(Y)}] &= \int_{-\infty}^{\infty} \overset{\text{απόδειξη}}{g(y)} f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{E(X|Y=y)}_{f_Y(y)} f_Y(y) dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} x f_{XY}(x,y) dx}_{f_Y(y)} f_Y(y) dy = \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f_{(X,Y)}(x,y)}{f_Y(y)} f_Y(y) dx dy = \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} x \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dy dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = E(X)
 \end{aligned}$$

## ΑΣΚΗΣΗ

Δύο εργοστάσια παράγουν λαμπτήρες. Ένας λαμπτήρας από το εργοστάσιο Α δουλεύει κατά μέσο όρο 5000 ώρες, ενώ από το εργοστάσιο Β 4000 ώρες. Εάν γνωρίζουμε ότι στο ράφι του super market, 60% των λαμπτήρων είναι από το εργοστάσιο Α και 40% από το εργοστάσιο Β, ποιος είναι ο αναμενόμενος χρόνος ζωής μιας <sup>ως</sup> λαμπτήρας που αγοράστηκε από το ΣΜ;

$$L \text{ χρόνος ζωής του λαμπτήρα}$$
$$E(L) = \underbrace{E(L|A)P(A) + E(L|B)P(B)}_{E[E(L|A)]}$$

$$= 5000 \cdot \frac{60}{100} + 4000 \cdot \frac{40}{100} = 4600$$

## ΆΣΚΗΣΗ

Ένας ανδρακώχως είναι εγκαθισμένος σ' ένα ορικό με τρεις πόρτες.

Η πόρτα 1 τον οδηγεί στην έξοδο μετά από διαδρομή 2 ωρών

Η πόρτα 2 τον οδηγεί μέσω τούνελ βανά στην αρχική του θέση μετά από διαδρομή 3 ωρών

Η " 3 " " " " " " " " " " " 5 ωρών

Υποθέτουμε ότι ο ανδρακώχως είναι εξίσου πιθανό να διαλέξει κάποια πόρτα κάθε φορά.  
Ποιος είναι ο αναμενόμενος χρόνος μέχρι την έξοδο

Λύση

$X$  χρόνος μέχρι την έξοδο,  $Y = \#$  της πόρτας που θα διαλέξει

$$E(X) = E[E(X|Y)] \quad \text{Θ Δ Μ Τ}$$

$$E(X) = E(X|Y=1)P(Y=1) + E(X|Y=2)P(Y=2) + E(X|Y=3)P(Y=3)$$

$"1/3 \qquad \qquad "1/3 \qquad \qquad "1/3$

$$E(X|Y=1) = 2$$

$$E(X|Y=2) = 3 + E(X)$$

$$E(X|Y=3) = 5 + E(X)$$

$$E(X) = 2 \cdot \frac{1}{3} + (3 + E(X)) \cdot \frac{1}{3} + (5 + E(X)) \cdot \frac{1}{3} \Rightarrow E(X) = 10$$

# ΠΡΟΤΑΣΗ

(Αξία 1 σειράς ασκήσεων 1 21-22 Μηνουμέρας)

Eve's Law

$$\text{Var}(X) = E(\text{Var}(X|Y)) + \text{Var}(E(X|Y))$$

απόδειξη.

$$\text{Var}(X) = \underline{E(X^2)} - \underline{E^2(X)}$$

$$E(X^2) = E[E(X^2|Y)]$$

$$E(X^2|Y) = \text{Var}(X|Y) + E^2(X|Y)$$

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

$$\} \Rightarrow \underline{E(X^2)} = E(\text{Var}(X|Y)) + E(E^2(X|Y))$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E[\text{Var}(X|Y)] + E[E^2(X|Y)] - E^2[E(X|Y)] \\ &= E[\text{Var}(X|Y)] + \text{Var}[E(X|Y)] \end{aligned}$$

Άσκηση H/W.

Έστω  $X, Y$  τμ,  $E(Y|X) = c$ . Δείξτε ότι  $X, Y$  είναι ασυμμετρικές

(#2 Σειρά ασκήσεων 1, ΣΜΕΓ 21-22 Μπορούνέτας.)

**ΑΣΚΗΣΗ 2.** Δίνονται τυχαίες μεταβλητές  $X, Y$ , όπου η περιθώρια κατανομή της  $Y$  είναι  $Y \sim \mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ , ενώ η δεσμευμένη κατανομή της  $X$  δεδομένης της τιμής της  $Y$  είναι  $X|Y = y \sim \mathcal{N}(ay, \sigma^2 y)$ . Να υπολογιστούν η μέση τιμή και η διασπορά της  $X$ .

$$E(X) = E[E(X|Y)] = E[ay] = a \cdot E(Y) = a \cdot \mu_Y$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E[\text{Var}(X|Y)] + \text{Var}[E(X|Y)] \\ &= E[\sigma^2 \cdot Y] + \text{Var}(a \cdot Y) \\ &= \sigma^2 E(Y) + a^2 \text{Var}(Y) = \sigma^2 \mu_Y + a^2 \sigma_Y^2 \end{aligned}$$



Να θυμόμαστε εδώ, πριν προχωρήσουμε

## Βασικές Δυναμοσειρές

$$\sum_{k=0}^{\infty} p^k (1-p)^k = 1, \quad 0 < p < 1$$

$$(1) \sum_{k=0}^{\infty} z^k = \frac{1}{1-z} \quad |z| < 1 \quad \text{Γεωμετρική σειρά}$$

$$(\text{Θυμηθείτε } \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)p^k = 1 \quad 0 < p < 1)$$

$X \sim \text{Geom}(p)$   
≠ επιτυχιών μέχρι 1<sup>η</sup> αποτυχία

$$(2) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{z^k}{k!} = e^z \quad \forall z \in \mathbb{R} \quad (\text{Θυμηθείτε } \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} = 1 \quad X \sim \text{Poisson}(\lambda))$$

Χρήσιμο  $e^z = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{z}{n}\right)^n$

$$(3) \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} z^k = (1+z)^n \quad \left( \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k} = (a+b)^n \right)$$

$$(4) \sum_{k=0}^{\infty} \binom{k}{n} z^k = \frac{z^n}{(1-z)^{n+1}} \quad \text{Αρνητική Δυναμοσειρά (Αδυναμία)} \quad \left( \begin{matrix} \text{WS} \\ \text{Αδυναμία} \end{matrix} \right)$$

$$(5) \sum_{k=0}^{\infty} \left[ \binom{n}{k} \right] z^k = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{n+k-1}{k} z^k = \frac{1}{(1-z)^n} \quad |z| \leq 1$$

Μηουρνέας

**ΑΣΚΗΣΗ 7.** Δείξτε ότι

$$\sum_{k=0}^{\infty} \binom{k}{n} z^k = \frac{z^n}{(1-z)^{n+1}}.$$

Βοιητικό φύλλαδιο Αδειάσεων 1 Οικονόμου

1. Ένας φοιτητής έχει  $n$  βιβλία, αριθμημένα ως  $1, 2, \dots, n$ . Το βιβλίο  $k$  έχει ακριβώς  $i$  τυπογραφικά λάθη με πιθανότητα  $k^i / (k+1)^{i+1}$ , όπου  $i = 0, 1, 2, \dots$  και  $k = 1, 2, \dots, n$ . Ο φοιτητής διαλέγει ένα βιβλίο στην τύχη (ομοιόμορφα) και το διαβάζει. Να βρεθεί η μέση τιμή και η διασπορά του αριθμού των τυπογραφικών λαθών που θα βρει.

Βιντεοδιάλεξη μαθήματος 24 - Χωρίο Α

$K = \#$  βιβλίου που επέλεξε       $N = \#$  λαθών που βρήκε

$E(N), \text{Var}(N)$

$E[N] = E[E(N|K)]$

$E[N|K=k] = j$        $E[N|K=k] = \sum_{i=0}^{\infty} i P(N=i|K=k) =$   
 $P(N=i|K=k) = \left(\frac{k}{k+1}\right)^i \left(\frac{1}{k+1}\right)$  }  
 $i=0, 1, \dots$

$= \sum_{i=0}^{\infty} i \left(\frac{k}{k+1}\right)^i \frac{1}{k+1} \quad ; \quad = \frac{1}{k+1} \cdot \frac{\frac{k}{k+1}}{\left(1 - \frac{k}{k+1}\right)^2} = k$

$\sum_{i=0}^{\infty} i p^{i-1} = \frac{1}{1-p}$       ή       $\sum_{i=0}^{\infty} i p^{i-1} = \frac{1}{(1-p)^2}$       ή       $\sum_{i=0}^{\infty} i p^i = \frac{p}{(1-p)^2}$

$E[N] = E[E(N|K)] = E[K] \stackrel{K \sim U(1, \dots, n)}{=} \frac{n+1}{2}$

$V(N) = E(V(N|K)) + V(E(N|K))$

$V(N|K=k) \stackrel{N|K=k \sim \text{Geom}(p)}{=} \frac{1-p}{p^2} = \dots = k(k+1)$        $\frac{2}{n-1}$   
 $\frac{1}{12}$

$E(V(N|K)) = E(K \cdot (K+1)) = E(K^2) + E(K) = \text{Var}(K) + E(K)^2 + E(K)$   
 $= \dots = \frac{4n^2 + 12n + 8}{12}$

$V(E(N|K)) = V(K) = \frac{n^2 - 1}{12}$

$V(N) = \frac{5n^2 + 12n + 7}{12}$

2. Μια κάλπη περιέχει  $a$  λευκά και  $b$  μαύρα σφαιρίδια. Αφού τραβήξουμε ένα σφαιρίδιο, το επανατοποθετούμε στην κάλπη αν είναι λευκό. Αν, όμως, είναι μαύρο, τότε βάζουμε στη θέση του ένα λευκό (από κάποια άλλη κάλπη). Έστω  $X_n$  ο αριθμός των λευκών σφαιριδίων στην κάλπη, αφού η διαδικασία έχει επαναληφθεί  $n$  φορές.

1. Αποδείξτε ότι

$$E[X_{n+1}] = \left(1 - \frac{1}{a+b}\right) E[X_n] + 1.$$

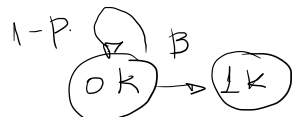
2. Βρείτε έναν 'κλειστό' τύπο για την  $E[X_n]$ .

Σημειώσεις τηλεδιδασκαλίας συνάντησης 4 - Χωρίο 4

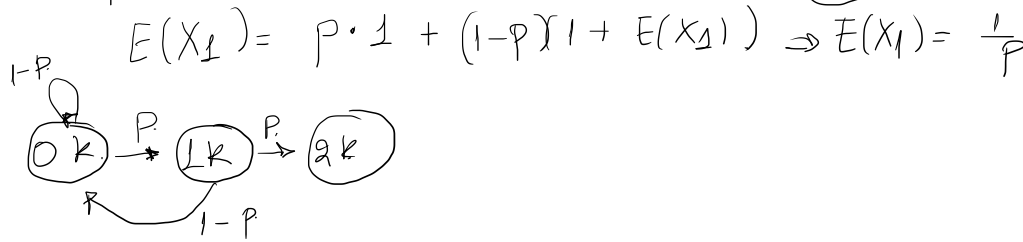
3. Κάθε φορά που ρίπτεται ένα νόμισμα, προσγειώνεται ως 'κεφαλή' με πιθανότητα  $p$  και ως 'γράμματα' με πιθανότητα  $1-p$ . Να υπολογιστεί ο μέσος αριθμός ρίψεων μέχρι να παρατηρηθεί μια σειρά από  $r$  συνεχόμενες κεφαλές.

Σημειώσεις τηλεδιδασκαλίας συνάντησης 1 - Χωρίο 2

Μπορείτε να εφευρέσετε πρώτα το  $E(X_1)$

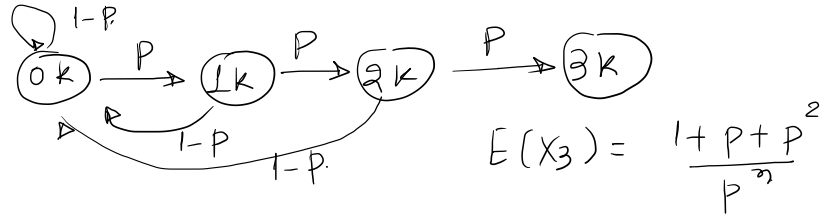


Δείτε το  $E(X_2)$



$$E(X_2) = (1-p)(1 + E(X_2)) + p(1-p)(2 + E(X_2)) + p^2 \cdot 2 \Rightarrow E(X_2) = \frac{1+p}{p^2}$$

Για το  $E(X_3)$



Συνεχίζοντας

$$E(X_n) = \frac{1+p+p^2+\dots+p^{n-1}}{p^n} = \frac{1-p^n}{(1-p)p^n}$$

Για  $p = \frac{1}{2}$   $E(X_n) = 2^{\eta+1} - 2$  !

# ΑΣΚΗΣΗ H/W

Έστω  $X_1, \dots, X_n$  τ.μ ανεξάρτητες και ισόνομες,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ . Να βρεθούν:

(α)  $E(S_n / X_1)$

(β)  $E(X_1 / S_n)$

$E(X_1 / S_n = s)$

$$(α) E(S_n / X_1) = \sum_{i=1}^n E(X_i / X_1) =$$

$$\left\{ \begin{array}{l} E(X_i / X_1) = E(X_i) - E(X_1) \\ \text{για } i \neq 1 \end{array} \right\} = E(X_1 / X_1) + \sum_{i=2}^n E(X_i / X_1)$$

$X_i$   
μεση τιμή  
↓

$$= \underset{\parallel}{X_1} + \sum_{i=2}^n E(X_i) = X_1 + (n-1)E(X_1)$$

$$E(S_n / X_1 = x_1) = x_1 + (n-1)E(X)$$

(X τ.μ ίδια καταν  $x_1, \dots, x_n$ )

(β)  $s = E(S_n / S_n = s)$

$$\underline{s} = E(S_n / S_n = s) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i / S_n = s\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i / S_n = s) = \underbrace{n \cdot E(X_1 / S_n = s)}_{\substack{\text{συμμετρικού ρόλου} \\ \text{των } X_i \text{ στο } S_n}}$$

$$E(X_1 / S_n = s) = \frac{s}{n}$$

$$E(X_1 / S_n) = \frac{S_n}{n}$$