

Ασκήσεις από βιβλίο Ross

Κεφάλαιο 2: 2.1-2.6, 2.8\*, 2.9\*, 2.11, 2.12, 2.18\*, 2.19, 2.20

Κεφάλαιο 3: 3.1, 3.3\*, 3.4-3.7, 3.9-3.11, 3.15, 3.16\*, 3.22

**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4.**

**ΤΥΧΑΙΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ**

Γενικά μια τυχαία μεταβλητή είναι μια αριθμητική μεταβλητή (έναν πραγματικός αριθμός) της οποίας η τιμή εξαρτάται από την έκβαση ενός πειράματος τύχης.

Διαφορά με αποτελέσματα ενός π.τ. (πειράματος τύχης):

στη ρήση δύο ζαριών, το (3,6) είναι αποτέλεσμα

το άθροισμα 3+6 είναι για τυχαία μεταβλητή

**ΟΡΙΣΜΟΣ:** Έστω (διακριτός) χώρος πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{P})$ .

Μια διακριτή **τυχαία μεταβλητή** είναι για συνάρτηση  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

Παράδειγμα:

Ρίχνουμε ένα ζάρι δύο φορές και κοιτάμε το άθροισμα των δύο ζαριών.

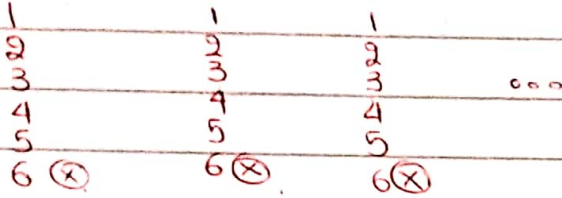
αποτελέσματα ( $\omega$ )	άθροισμα ( $x$ )
(1, 1)	2
(1, 2)	3
(1, 3)	4
(1, 4)	5
(1, 5)	6
(1, 6)	7
(2, 1)	3
(2, 2)	4
(2, 3)	5
(2, 4)	6
(2, 5)	7
(2, 6)	8
...	...

(διαφορά μεταξύ αποτελέσματος και άθροισματος)

Παράδειγμα 2:

Πίχνω το ζάρρι μέχρι που αράω 6. Έστω  $X$  ο αριθμός των ριψεών. Τότε η  $X$  είναι για τ.υ..

1<sup>η</sup> ρίψη 2<sup>η</sup> ρίψη 3<sup>η</sup> ρίψη



$$\Omega = \{ \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n : n \in \mathbb{N}, \omega_1, \dots, \omega_{n-1} \in \{1, 2, 3, 4, 5\}, \omega_n = 6 \}$$

$\uparrow$  # ριψεών       $\uparrow$  κάθε ω<sub>n-1</sub> από 1-5       $\uparrow$  τελικό ω<sub>n</sub> 6

[Πιθανές εκβάσεις του π.τ. είναι π.χ.:

$\rightarrow 1, 3, 6$  ή  $\rightarrow 2, 4, 5, 3, 6$  ή  $\rightarrow 6$  ή  $\rightarrow 3, 3, 2, 1, 3, 5, 3, 6$  ή  $\rightarrow 2, 4, 6$

Η τ.υ.  $X$  που μετράει τον αριθμό ριψεών θα είναι:

$$X(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) = n$$

$\uparrow$  τ.μ.       $\omega$  αλληλεξάρτηση       $\uparrow$  την τ.υ. τυχαίας μεταβλητής που αντιστοιχεί στο αποτέλεσμα  $\omega = \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$ .

Παράδειγμα 3:

Πίχνουμε δυο ζάρια και μελετάμε το άθροισμα  $X$  των δυο ριψεών. Να βρεθεί η πιθανότητα  $P(X=k)$ ,  $k=2, \dots, 12$ . Ποιος είναι ο δ.χ.γ

$$\Omega = \left\{ \begin{array}{l} 1 \ (1,1) \ (1,2) \ (1,3) \ (1,4) \ (1,5) \ (1,6) \\ 2 \ (2,1) \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \end{array} \right\}$$

	1	2	3	4	5	6	
1	$\omega=(1,1)$ $x=2$	$\omega=(1,2)$ $x=3$	$\omega=(1,3)$ $x=4$	5	6	7	$P(X=2) = 1/36$
2	3	4	5	6	7	8	$P(X=3) = 2/36$
3	4	5	6	7	8	9	$P(X=4) = 3/36$
4	5	6	7	8	9	10	$P(X=5) = 4/36$
5	6	7	8	9	10	11	$P(X=6) = 5/36$
6	7	8	9	10	11	12	$P(X=7) = 6/36$
							$P(X=8) = 7/36$

βυνάρτηση μίας πιθανότητας

$P(3) = P\{\omega : X(\omega) = 3\} = P\{(1,2), (2,1)\} = 2/36$

$P(4) = \dots$   
 $P(5) = \dots$   
 $\vdots$



**ΟΡΙΣΜΟΣ:** Έστω (διακριτός) χώρος πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{P})$  και έστω διακριτή Τ.Υ.  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ . Η **συνάρτηση** **υψους πιθανότητας** της  $X$  ορίζεται η

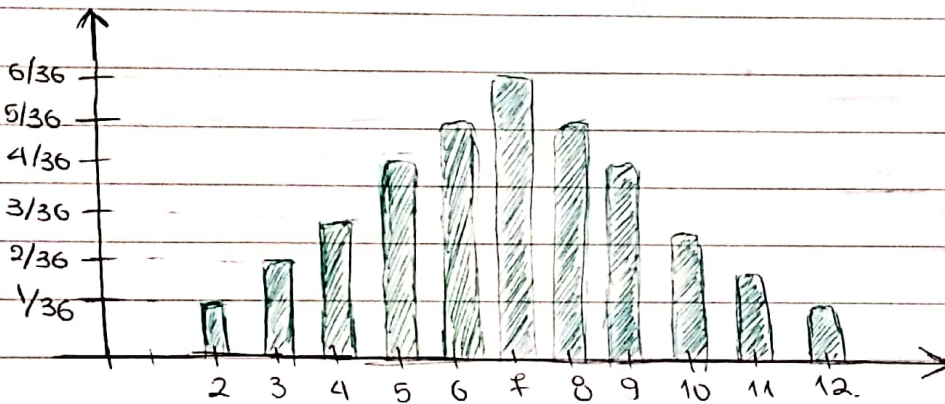
συνάρτηση  $p_X(x) = \mathbb{P}(X=x) \equiv \mathbb{P}\{\omega: X(\omega)=x\}$   
↑  
 συνολικός  
 εννοείται από  
 το αλληλοαξιομεταξύ  
 (ή αλλιώς  $= \mathbb{P}(X^{-1}(x))$ )

\* άλλο το  $X$  και  
 άλλο το  $x$ .

⊛ **Πίνακας πιθανοτήτων.**

$x$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$p(x)$	1	2	3	4	5	6	5	4	3	2	1

/36



**Επίλυση:** Έστω δύο Τ.Υ.  $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Τ.Ω.  $p_X = p_Y$ . Μπορούμε να  
 συμπεράσουμε ότι  $X=Y$ ;  
**ΟΧΙ!**

Παράδειγμα: δύο ανεξάρτητες ρίψεις ενός νομίσματος  $\{0,1\}$ .

$\omega$	$X$ (AND)	$Y$ (NOR)
(0,0)	0	1
(0,1)	0	0
(1,0)	0	0
(1,1)	1	0

$\left\{ \begin{array}{l} P_{AND}(0) = 3/4 \\ P_{AND}(1) = 1/4 \end{array} \right.$

$\left\{ \begin{array}{l} P_{NOR}(0) = 3/4 \\ P_{NOR}(1) = 1/4 \end{array} \right.$

$\left. \begin{array}{l} P_{AND} = P_{NOR} \\ AND \neq NOR \end{array} \right\}$

είναι ίσα κατά  
 κατανομή

**ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗ:** Αν  $p_X \equiv p_Y$  για δύο Τ.Υ.  $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , **δεν** σημαίνει  $X \stackrel{d}{=} Y$   
**ΠΡΟΣΟΧΗ!!!**  $X \stackrel{d}{=} Y \not\Rightarrow X=Y$

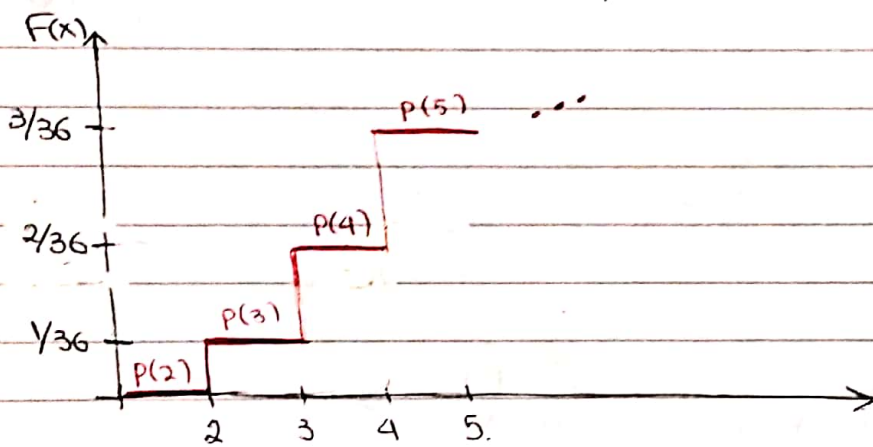
[Όταν δεν θα έχω τιμές από το 1-10, αλλά υπάχει να έχω τιμές πέρα από  
 αυτές, και όλα πάλι με την πυκνότητα (δεν θα έχω πια διακριτά  
 στοιχεία αλλά συνεχής συνάρτηση), δεν με βοηθάει η συνάρτηση υψους π.δ.]

**ΟΡΙΣΜΟΣ:** Η αθροιστική κατανομή πιθανότητας (CDF) μιας τυχαίας μεταβλητής  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  ορίζεται ως  $F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}\{\omega: X(\omega) \leq x\}$

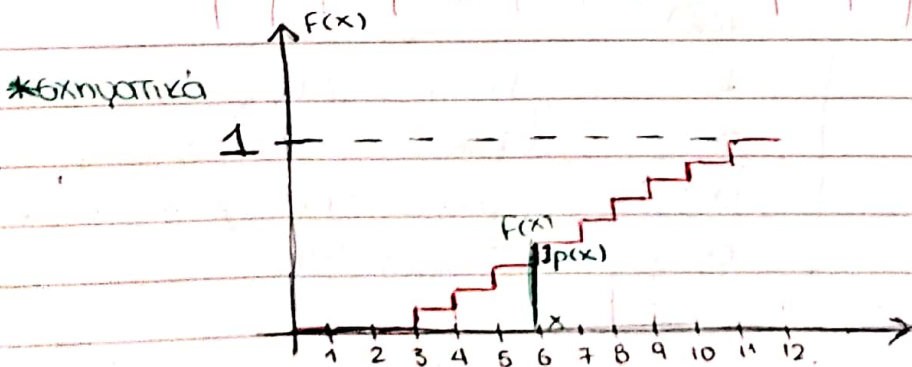
**ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ:**

(1) Αν η τ.ψ.  $X$  πάρει διακριτές τιμές  $x_i, i=1,2,\dots$  ( $x_i < x_j$ , αν  $i < j$ ) τότε, η  $F_X$  είναι βηματική συνάρτηση με άλμα  $p(x_i)$  στο κάθε σημείο  $x_i$ , δηλαδή:

- (α) η  $F(x)$  είναι σταθερή στο  $[x_{i-1}, x_i]$  \*
- (β)  $F(x_i) - F(x_{i-1}) = p(x_i)$ .



$x$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$p(x)$	1	2	3	4	5	6	5	4	3	2	1
$F(x)$	1	3	6	10	15	21	26	30	33	35	36



(2) Η  $F(x)$  είναι αύξουσα αν  $x_1 \leq x_2$  τότε  $\{\omega: X(\omega) \leq x_1\} \subseteq \{\omega: X(\omega) \leq x_2\}$   
 $\Rightarrow F(x_1) = \mathbb{P}(X \leq x_1) \leq \mathbb{P}(X \leq x_2) = F(x_2)$

(3) Αν  $x_{\max} = \sup\{\omega \in \Omega: X(\omega) < \infty\}$ , τότε  $F(x_{\max}) = 1$   
 $F(x_{\max}) = \mathbb{P}\{\omega: X(\omega) \leq x_{\max}\} = \mathbb{P}(\Omega) = 1 \Rightarrow \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$

↑ συνάρτηση κομής πιθανότητας

**Παράδειγμα: (ΚΑΤΑΝΟΜΗ POISSON).**

Μια τυχαία μεταβλητή  $X$  έχει β.μ.π.  $p(k) = c \frac{\lambda^k}{k!}$ , όπου  $\lambda > 0$   
↑  $c$  ↑  $\lambda$  ↑  $k!$   
 ↑ προσδιοριστική σταθερά ↑ εξωτερική σταθερά

και  $c > 0$  σταθερές,  $\forall k=0,1,2,\dots$

(α)  $P(X=0) = j$ , (β)  $F(\lambda) = j$ . (γ) να υπολογιστεί το  $\lim_{n \rightarrow \infty} F(n)$ .

↑ ↑ ↑  
όλες οι πιθανές τιμές της X

(α)  $P(X=0) = p(0) = c$

Η προσδιοριστική σταθερά  $c$  θα πρέπει να είναι τ.ω.  $\sum_{k=0}^{\infty} c \frac{\lambda^k}{k!} = 1 \Rightarrow$

$\Rightarrow 1 = c \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = c \cdot e^\lambda \Rightarrow c = e^{-\lambda}$

↑  
συμψηφισμένοι  
 $e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$

Άρα,  $P(X=0) = e^{-\lambda}$

(β).  $F(\lambda) = P(X \leq \lambda)$

$= P(X=0) = e^{-\lambda} \cdot 1$

$+ P(X=1) = e^{-\lambda} \cdot \lambda$

$+ P(X=2) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^2}{2}$

(γ)  $F(n) = P(X \leq n) = P(X=0) + P(X=1) + \dots + P(X=n)$ .

$= e^{-\lambda} \cdot \left[ 1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2!} + \dots + \frac{\lambda^n}{n!} \right]$

$= e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^k}{k!}$

$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} F(n) = e^{-\lambda} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot e^\lambda = 1$ .

**Παράδειγμα: (ΑΟΧΙΜΕΣ ΒΕΡΝΟΥΛΛΙ ΔΙΣΤΗΜΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ)**

Εκτελούμε  $n$  ανεξάρτητες ρίψεις ενός κίβδηλου νομίσματος που φέρνει "1" με πιθανότητα  $p$  ("1" αντιπροσωπεύει κ ή ρ, όπως προτιμήσει ο αναγνώστης).

(α) ποιος ο β.χ. του πειράματος; , (β) ορίσω την τυχαία μεταβλητή  $X$  ως το συνολικό αριθμό των "1". Γνω η β.μ.π της  $X$ ;

(α) Τα δυνατά αποτελέσματα προσδιορίζονται ως εξής:

$\{ \xi_{0,13} | \xi_{0,13} | \dots | \xi_{0,13} \}$   
↑ ↑ ↑  
1 ρίψη 2 ρίψεις ... n ρίψης

Άρα, ο β.χ. του πειράματος είναι  $\Omega = \xi_{0,13} \cdot \xi_{0,13} \cdot \dots \cdot \xi_{0,13}$   
 $\Rightarrow \Omega = \xi_{0,13}^n$  ( $\rightarrow |\Omega| = 2^n$ ).

(β) ο ακριβής ορισμός της  $X$  είναι  $X(\omega) = X(a_1, a_2, \dots, a_n) = \sum_{k=1}^n a_k$   
 $\uparrow \quad \uparrow \quad \uparrow$   
 $\{0,1\} \{0,1\} \{0,1\}$