

# TEORIJA VJEROJATNOSTI



# Proučavanje nasumičnosti i neodređenosti.

Jezik vjerojatnosti u svakodnevnom životu:

- ◆ cijena Plivinih dionica vjerojatno će porasti
- ◆ imamo 90% šansi da dobijemo utakmicu
- ◆ ovdje ima toliko osigurača da će sigurno barem jedan pregorjeti
- ◆ naš predsjednički kandidat ima 80% šanse za pobjedu
- ◆ položiti ću Statistiku 100%



# Osnovni pojmovi i definicije

## Terminologija

**Pokus** = bilo koji postupak ili proces koji rezultira opažanjem

pokus 1: bacanje dvije kocke

pokus 2: mjerenje mase nekog predmeta. Ponavljanje pokusa

pokus 3: izvlačenje kuglice iz kutije. Ponavljanje pokusa

**Ishod ili elementarni događaj** = rezultat pokusa

primjer 1: izvučena je crvena kuglica

primjer 2: dvaput je palo pismo



# Osnovni pojmovi i definicije

**Prostor elementarnih događaja**  $\Omega$  = skup svih ishoda nekog pokusa

Primjer 1: bacamo dva različita novčića. Prostor elementarnih događaja je  $\Omega = \{(P,P), (P,G), (G,P), (G,G)\}$

Primjer 2: bacamo novčić dok ne padne pismo. Prostor elementarnih događaja je  $\Omega = \{(P), (GP), (GGP), (GGGP), \dots\}$

**Događaj** = svaki podskup od  $\Omega$

- **elementarni događaj** = jednočlan podskup

- **složeni događaj** = višečlani podskup



# Osnovni pojmovi i definicije

Primjer 1: bacamo dva različita novčića. Definiramo događaje  $A$  i  $B$ :

$$A = \text{'pali su jednako'} = \{(P,P); (G,G)\}$$

$$B = \text{'pao je barem jedan grb'} = \{(P,G); (G,P); (G,G)\}$$

Događaji  $A$  i  $B$  se međusobno ne isključuju.

Primjer 2: pokus bacanja novčića dok ne padne pismo. Definiramo događaj  $A$ :

$$A = \text{'bacali smo barem četiri puta'} = \{(GGGP); (GGGGP); (GGGGGP), \dots\}$$

**Siguran događaj** =  $\Omega$  (prostor elementarnih događaja)

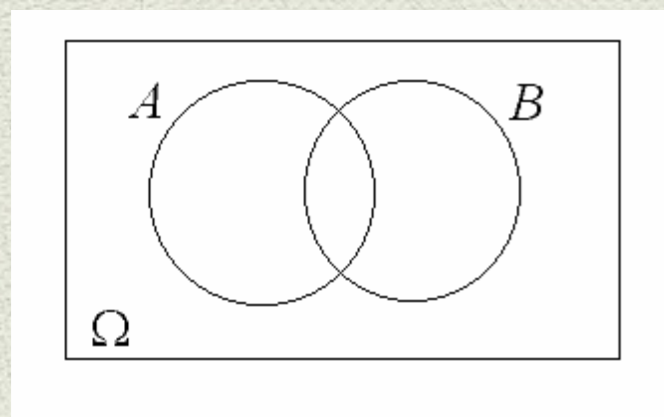
**Nemoguć događaj** =  $\emptyset$  (prazan skup)



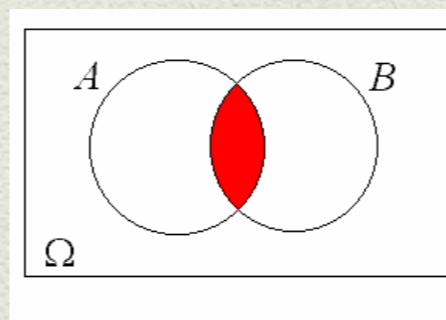
# Osnovni pojmovi i definicije

## - relacije iz teorije skupova

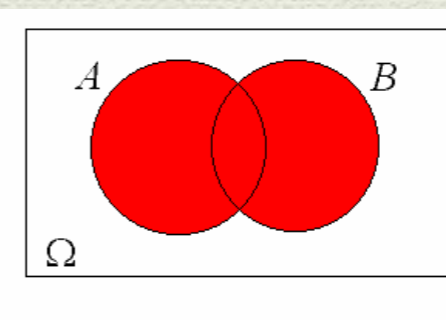
Budući da smo događaje definirali kao skupove, prikladno je primjenjivati operacije iz teorije skupova. Za prikazivanje tih relacija koristimo **Vennove dijagrame**. Prostor elementarnih događaja označimo s  $\Omega$  (pravokutnik), a ishodi tog pokusa predstavljeni su točkama unutar pravokutnika.



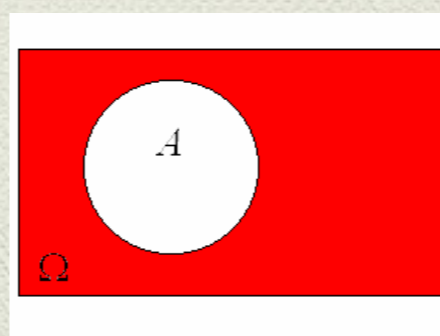
Složeni događaji  $A$  i  $B$



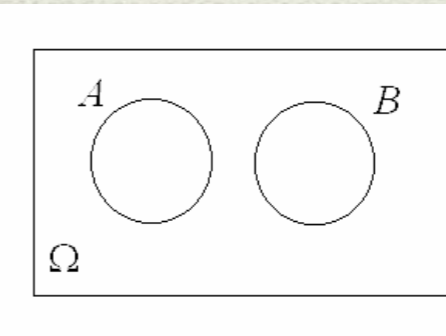
Presjek događaja  $A$  i  $B$   
 $A \cap B$



Unija događaja  $A$  i  $B$   
 $A \cup B$



Komplement događaja  $A$   
 $\bar{A}$



Međusobno isključivi događaji  $A$  i  $B$   
 $A \cap B = \emptyset$



# Definicija vjerojatnosti

## Definicija a priori

Neka je  $m(A)$  broj ishoda koji realiziraju svojstvo  $A$  i neka su svi oni jednako mogući. Neka je  $n$  ukupan broj ishoda. Vjerojatnost događaja  $A$  je:

$$P(A) = \frac{m(A)}{n}; \quad 0 \leq P(A) \leq 1$$

Manjkavosti ove definicije:

- primjenjiva je samo na konačne skupove
- definicija je kružna. Koristimo izraz 'jednako mogući' što znači 'jednako vjerojatni' da bismo definirali vjerojatnost



# Definicija vjerojatnosti

Primjer 1: bacamo novčić. Kolika je vjerojatnost da padne pismo?

$$P = 1/2$$

Na osnovi čega to zaključujemo:

- iskustvo
- pretpostavljena simetrija novčića

Primjer 2: bacamo kocku. A priori vjerojatnost da padne trica je  $P(3) = 1/6$ .

Opres! Još u staroegipatskim piramidama pronađene su “nepoštene” kocke.



## Postoji i druga definicija vjerojatnosti

Za nju je potrebno definirati još dva pojma

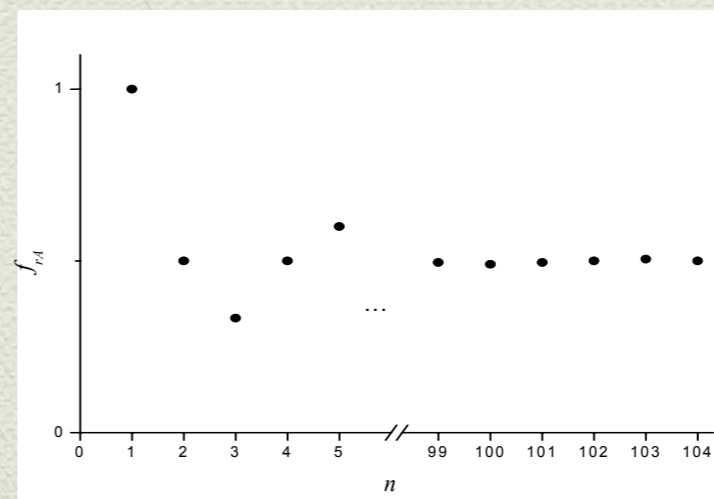
### Frekvencija

Ponovimo slučajni pokus  $n$  puta. Neka se događaj  $A$  pojavio točno  $n_A$  puta. Tada broj  $n_A$  nazivamo **frekvencijom** događaja  $A(f_A)$ , a broj

$f_{rA} = \frac{n_A}{n} = \frac{f_A}{n}$  je relativna frekvencija tog događaja. Vrijedi  $0 \leq f_{rA} \leq 1$

### Statistička stabilnost relativnih frekvencija

Ako se prilikom velikog broja ponavljanja slučajnog pokusa relativne frekvencije događaja  $A$  grupiraju oko nekog broja, kažemo da je relativna frekvencija statistički stabilna.





## Definicija vjerojatnosti a posteriori

Ako slučajni pokus zadovoljava uvjet statističke stabilnosti relativnih frekvencija, onda se vjerojatnost a posteriori proizvoljnog događaja  $A$  definira kao realan broj  $P(A) \in [0,1]$  oko kojeg se grupiraju relativne frekvencije tog događaja

Ovu definiciju još zovemo i 'zakon velikih brojeva'

Problemi:

- kako provjeriti stabilnost?
- kako odrediti vjerojatnost jednog događaja? (Velika je vjerojatnost da sutra neće padati kiša)

**Suprotna vjerojatnost** je vjerojatnost da se svojstvo  $A$  ne realizira:

$$P(\bar{A}) = 1 - P(A) = Q(A)$$

$$P(A) + Q(A) = 1$$



# Aksiomatsko zasnivanje teorije vjerojatnosti

A.N. Kolmogorov, 1933.

Poznajemo li prostor elementarnih događaja  $\Omega$  za neki pokus, svrha teorije vjerojatnosti je da se svakom događaju  $A \subseteq \Omega$  pridruži broj  $P(A)$  koji će biti precizna mjera šanse da se  $A$  ostvari. Svako takvo pridruživanje mora zadovoljavati sljedeće aksiome:

**A1.** Za svaki događaj  $A \Rightarrow P(A) \geq 0$

**A2.**  $P(\Omega) = 1$

**A3.** a) ako se konačan broj događaja  $A_1, A_2, \dots, A_n$  međusobno isključuje,

vrijedi: 
$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

b) ako se prebrojivo beskonačan broj događaja  $A_1, A_2, \dots, A_n$

međusobno isključuje, vrijedi: 
$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$



# Svojstva vjerojatnosti

## Propozicije:

$$P1. \forall A \Rightarrow P(A) = 1 - P(\bar{A})$$

**dokaz:** Iz trećeg aksioma. Neka je  $n = 2$ . Neka je  $A_1 = A \Rightarrow A_2 = \bar{A}$

$$A \cup \bar{A} = \Omega$$

$$1 = P(\Omega) = P(A \cup \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A})$$

**primjer:** znamo da je 85% ljudi Rh-pozitivno. Liječnik čini krvni test na novorođenčadi tako dugo dok ne nađe Rh-negativno. Kolika je vjerojatnost da će morati učiniti barem 2 testa?

**rješenje:**

zanima nas događaj  $A = \text{'barem 2 testa'} = \{(+,-), (+,+,-), (+,+,+,-), \dots\}$

njegov komplement  $\bar{A} = \text{'prvi Rh je negativan'} = \{(-)\}$

Lako izračunamo vjerojatnost  $P(\bar{A}) = 0.15$

Dakle  $P(A) = 0.85$



# Svojstva vjerojatnosti

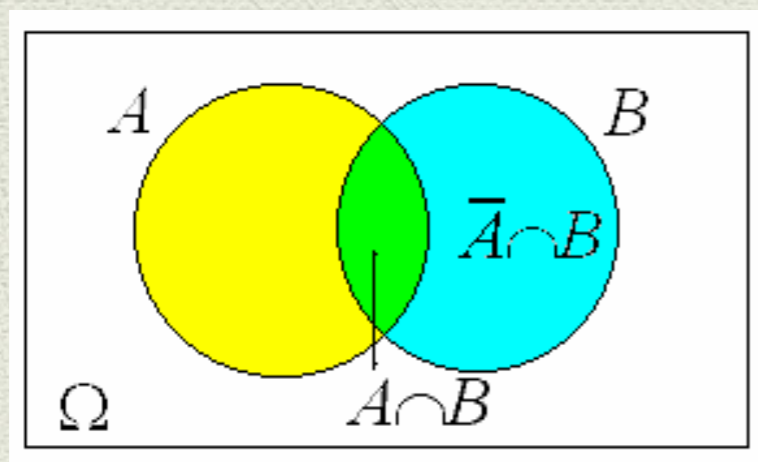
## Propozicije:

P2. Ako se  $A$  i  $B$  isključuju, onda je  $P(A \cap B) = 0$

$$A \cap B = \emptyset \Rightarrow \overline{A \cap B} = \Omega \Rightarrow 1 = P(\Omega) = P(\overline{A \cap B}) = 1 - P(A \cap B)$$

P3. Za bilo koja dva događaja  $A$  i  $B$  vrijedi:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$





## Sustavno određivanje vjerojatnosti

Neka neki pokus ima velik broj mogućih ishoda (elementarnih događaja)  $E_i$ , koji se međusobno isključuju. Za određivanje vjerojatnosti složenog događaja  $A$ , najbolje je najprije odrediti vjerojatnosti svih elementarnih događaja  $E_i$ . Mora vrijediti:  $\forall E_i \Rightarrow P(E_i) \geq 0$ ,

$$\sum_i P(E_i) = 1$$

Tada je vjerojatnost bilo kojeg složenog događaja  $A$  dana zbrajanjem

$$P(A) = \sum_{\text{svi } E_i \text{ iz } A} P(E_i)$$

Primjer: nepoštena kocka

$$P(E_1)=P(E_3)=P(E_5)=1/9; P(E_2)=P(E_4)=P(E_6)=2/9$$

Zanima nas događaj  $A$ ;  $A = \text{'broj manji od 4'}$

$$P(A) = P(E_1)+P(E_2)+P(E_3) = 4/9$$



## Događaji koji se isključuju Zbrajanje vjerojatnosti (“ili”)

Događaji  $A_1$  i  $A_2$  se isključuju ako istovremeno ne mogu nastupiti oba.  
Za događaje koji se isključuju vrijedi da je vjerojatnost da se dogodi **ili**  $A_1$   
**ili**  $A_2$  **ili** ...  $A_n$

$$P(A_1 + A_2 + \dots + A_n) = \frac{m(A_1) + m(A_2) + \dots + m(A_n)}{n} = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n)$$

Primjer: kolika je vjerojatnost da se pri jednom bacanju jedne kocke okrene ili 2 ili 3?

$A_1$  = ‘okrene se 2’  $A_2$  = ‘okrene se 3’ (isključuju se)

$$P(A_1) = 1/6, P(A_2) = 1/6$$

$$P(A_1 + A_2) = P(A_1) + P(A_2) = 1/3$$



## Događaji koji se NE isključuju Množenje vjerojatnosti (“i”)

Razmotrimo  $A_1$  i  $A_2$  - događaji koji se međusobno ne isključuju

Npr. istovremeno bacanje kocke i novčića, događaji  $A_1 =$  ‘okrene se P’,  $A_2 =$  ‘okrene se 2 na kocki’

Definicija: svojstva  $A_1, A_2, \dots, A_n$  su nezavisna ako je vjerojatnost da istovremeno dogode **i**  $A_1$  **i**  $A_2$  **i** ... **i**  $A_n$ :

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n)$$

Primjer: kolika je vjerojatnost da se u istovremenom bacanju novčića i kocke okrene pismo i dvojka?

$$n = 2 \times 6 = 12, m = 1 \Rightarrow P = 1/12$$

$A_1 =$  ‘okrene se P’  $A_2 =$  ‘okrene se 2’

$$P(A_1 \cdot A_2) = P(A_1) \cdot P(A_2) = 1/2 \cdot 1/6 = 1/12$$



# Geometrijska vjerojatnost

Definicija:

$$P = (\text{područje u kojem se svojstvo ostvaruje}) / (\text{ukupno područje}) = M/N$$

*područje*: duljina, površina, volumen...

Primjer: kolika je vjerojatnost da je slučajno odabran realni broj iz intervala  $[0, 5]$  veći od 1 a manji od 3?

$$N = \text{duljina intervala} = 5$$

$$M = 3 - 1 = 2$$

$$P = 2/5$$



## Jednako vjerojatni ishodi

Primjeri:

izvlačenje karata iz novog špila, bacanje poštene kocke, popunjavanje energetskih nivoa,...

Imamo  $n$  mogućih ishoda, a vjerojatnost svakog od njih je

$$P(E_i) = \frac{1}{n}, \forall i$$

Vjerojatnost događaja  $A$  je  $P(A) = \frac{n(A)}{n}$  (vratili smo se na definiciju a priori)



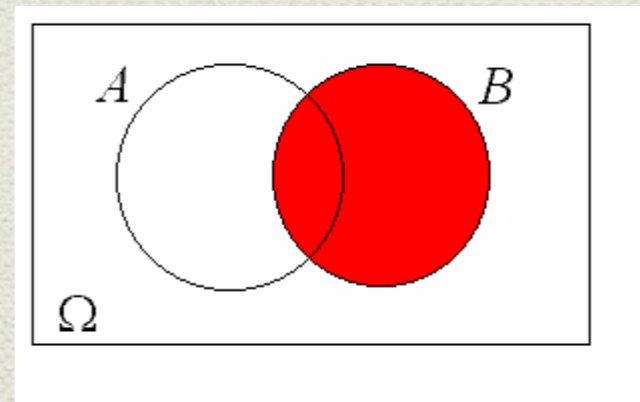
# Uvjetna vjerojatnost i statistika

## Uvjetna vjerojatnost

Često neka vjerojatnost ovisi o tome što znamo o tijeku pokusa. Zamislimo da u nekom pokusu gledamo događaje  $A$  i  $B$ , čije su vjerojatnosti  $P(A)$  i  $P(B)$ . Međutim, ako smo saznali da se već dogodio događaj  $A$ , vjerojatnost događaja  $B$  ne mora biti ista kao kad nismo znali da se događaj  $A$  desio. Tu novu vjerojatnost događaja  $B$  nazivamo:

**Uvjetna** vjerojatnost događaja  $B$  ako se dogodio  $A$  i označavamo  $P(B|A)$

Prije nego što znamo ishod događaja  $A$ , vjerojatnost za  $B$ , je  $P(B)$ . To je vjerojatnost svih elementarnih događaja u skupu  $B$  podijeljena s vjerojatnošću sigurnog događaja  $P(\Omega)$ .

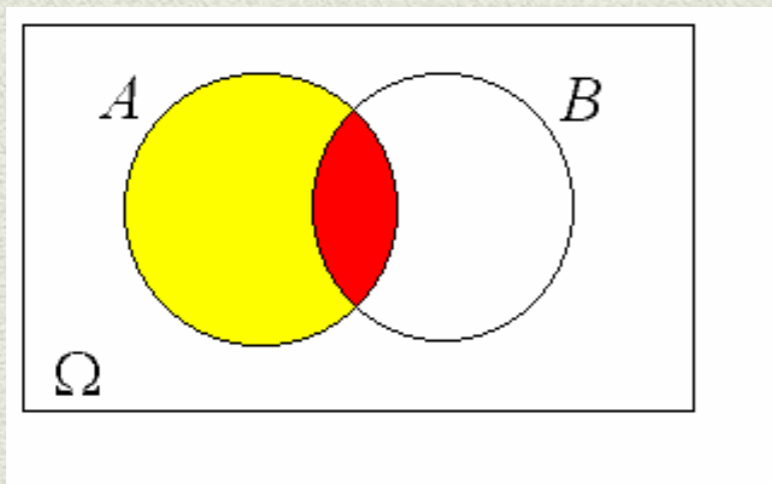


$P(B)$



# Uvjetna vjerojatnost

Međutim, ako se  $A$  već dogodio, onda on predstavlja novi siguran događaj pa je vjerojatnost događaja  $B$  u stvari vjerojatnost svih elementarnih događaja iz skupa  $A \cap B$  podijeljena s vjerojatnošću događaja  $A$ .



Tako dobivamo izraz za uvjetnu vjerojatnost:

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$



# Uvjetna vjerojatnost

## Primjer:

Dva stroja proizvela su 19 proizvoda i bacila ih u istu kutiju. Stroj *A* proizveo je 9 ispravnih i 1 neispravan proizvod, dok je stroj *B* proizveo 7 ispravnih i 2 neispravna proizvoda.

Kontrolor izvlači jedan proizvod iz kutije. a) Kolika je vjerojatnost da izvuče proizvod iz stroja *B*? b) Ako je izvukao neispravan proizvod, kolika je vjerojatnost da je on iz stroja *B*?

Rješenje: Napravimo tablicu

	I	N
A	9	1
B	7	2

$$\text{a) } P(B) = 9 / 19 = 47\%$$

$$\text{b) } P(B|N) = P(B \cap N) / P(N) = 2 / 3 = 67\%$$



# Potpuni sustav događaja

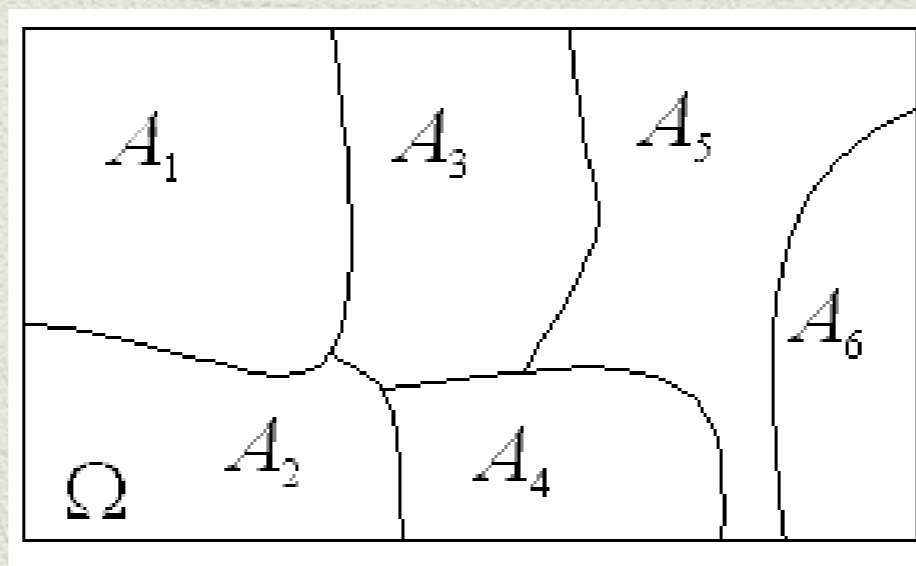
Neka za događaje  $A_i$  ( $i = 1, 2, \dots$ ) vrijedi:

$$A_i \neq \emptyset, \forall i, j \ i \neq j$$

$$A_i \cap A_j = \emptyset, \forall i, j \ i \neq j \quad (\text{međusobno se isključuju})$$

$$\cup A_i = \Omega \quad (\text{prekrivaju cijeli prostor})$$

Tada kažemo da skupovi  $A_i$  čine **potpuni sustav događaja**



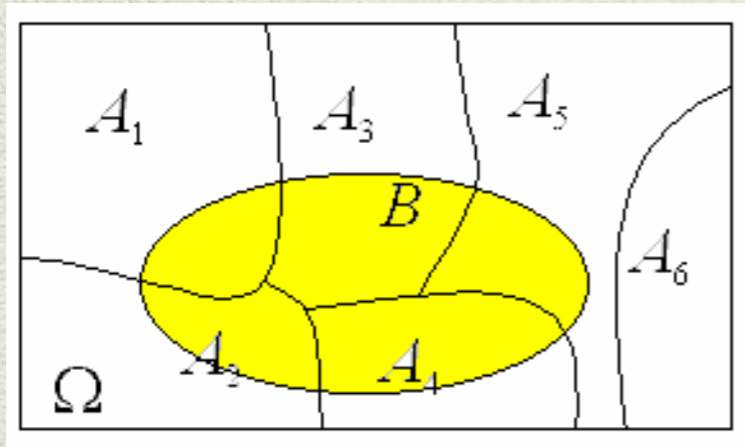


## Zakon totalne vjerojatnosti

Neka  $A_i$  čine potpuni sustav događaja. Tada za bilo koji događaj  $B$  vrijedi:

$$P(B) = \sum_i P(B|A_i) \cdot P(A_i)$$

Dokaz:



Iz slike vidimo da je  $P(B) = \sum P(A_i \cap B)$  pa iz definicije uvjetne vjerojatnosti slijedi gornja tvrdnja.

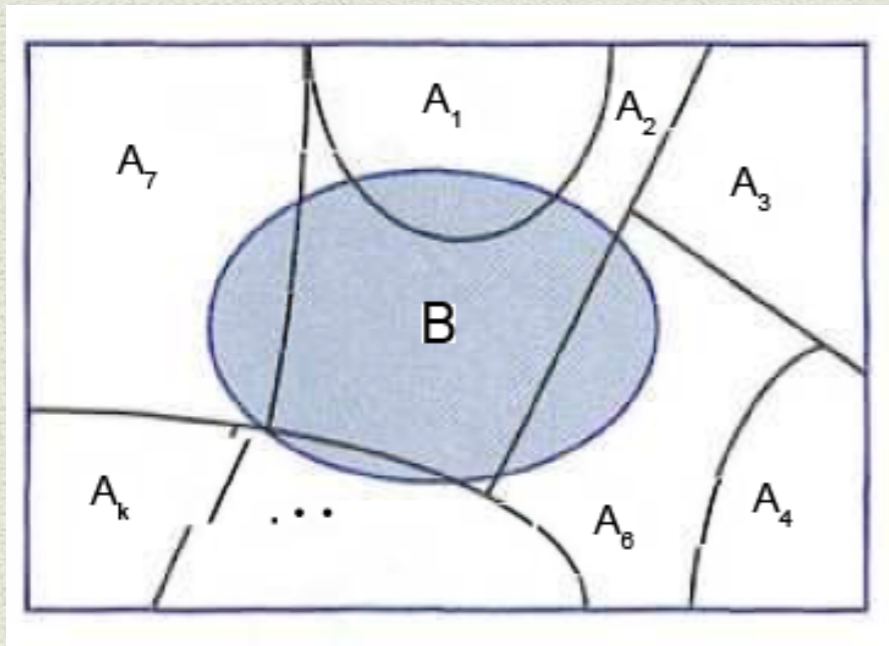


# Bayesov teorem

Neka  $A_i$  čine potpuni sustav događaja. Neka je  $B$  neki događaj. Tada vrijedi:

$$P(A_k|B) = \frac{P(A_k \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B|A_k) \cdot P(A_k)}{P(B)} = \frac{P(B|A_k) \cdot P(A_k)}{\sum_i P(B|A_i) \cdot P(A_i)}$$

(ako se dogodi  $B$ , koja je vjerojatnost da se dogodi  $A_k$ ?)



$A_1, A_2, \dots, A_k$  se međusobno isključuju!



primjer:

$$P(A_k|B) = \frac{P(A_k \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B|A_k) \cdot P(A_k)}{P(B)} = \frac{P(B|A_k) \cdot P(A_k)}{\sum_i P(B|A_i) \cdot P(A_i)}$$

U jednoj školi 40% učenika čine cure, a 60% dečki. Cure podjednako nose hlače i suknje, dok svi dečki nose hlače. Promatrač iz daljine opaža učenika kojem ne može razaznati spol, ali uočava da nosi hlače. Kolika je vjerojatnost da je učenik ženskog spola?

Rješenje:

definirajmo događaje i vjerojatnosti

$A = \text{'učenik je žensko'}$ ,  $P(A) = 0.4$

$B = \text{'učenik nosi hlače'}$ ,  $P(B) = 0.5 \cdot 0.4 + 0.6 = 0.8$     $P(B|A) = 0.5$

Zanima nas  $P(A|B)$

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} = \frac{0.5 \cdot 0.4}{0.8} = 0.25$$



# Slučajna varijabla

**Pokus:** test tri elektronske komponente na ispravnosti

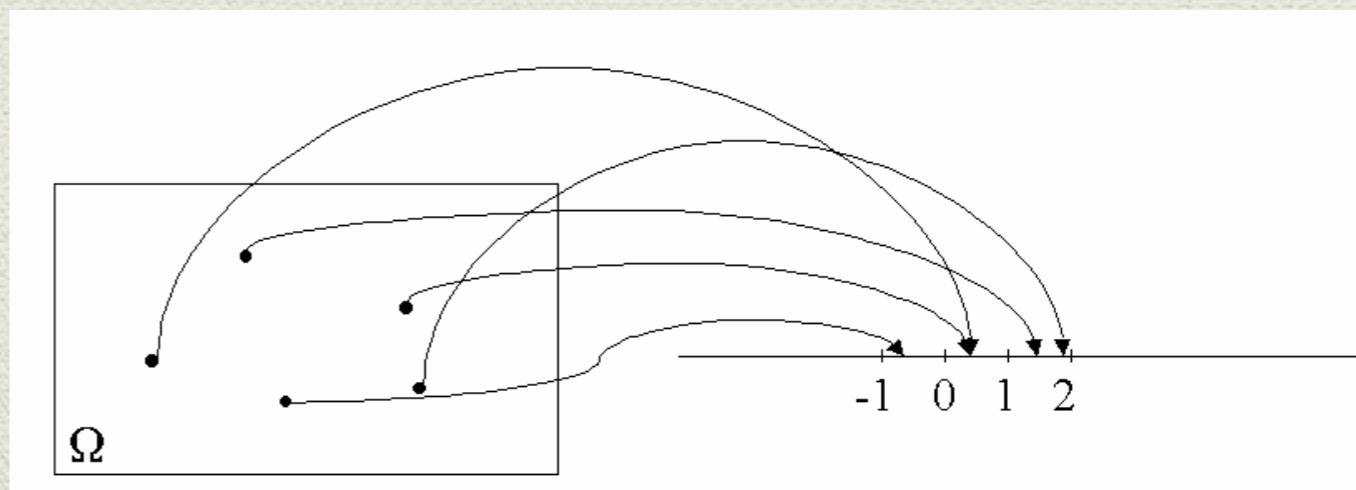
$\Omega = \{NNN, NNI, NIN, INN, NII, INI, IIN, III\}$  (n-neispravan, i-ispravan)

Zanima nas koliko ima neispravnih komponenti. Svakom elementu od  $\Omega$  možemo pridružiti broj 0, 1, 2 ili 3.

**Def:** Za dani prostor događaja  $\Omega$  nekog pokusa, slučajna varijabla jest bilo koje pravilo kojim svakom ishodu pokusa pridružujemo neki broj.

$D$  - skup svih mogućih vrijednosti slučajne varijable  $X$ .  
Vrijedi  $D \subseteq \mathbb{R}$

Sa  $X$  označavamo slučajnu varijablu, a sa  $x$  njenu vrijednost





## Primjeri:

1. Bacamo obojenu kocku. Svakoj boji pridružimo neki broj. Npr. žuta  $\rightarrow$  2.  
 $\Omega = \{\text{bijela, žuta, crvena, narančasta, zelena, bijela}\}; D = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ .  
 $X(\text{bijela}) = 1, X(\text{žuta}) = 2, \text{ itd...}$

2. Bacamo dvije kocke, crvenu i zelenu. Prostor elementarnih događaja je  
 $\Omega = \{(1,1), (1,2), (1,3), \dots, (5,6), (6,6)\} = \{a,b\}: a,b \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$

Definiramo 3 različite slučajne varijable:

a)  $X =$  zbroj točkica na kockama

$$D = \{2, 3, 4, \dots, 12\}; \text{ npr. } X((1,3)) = 4$$

b)  $Y =$  razlika broja točkica na crvenoj i zelenoj kocki

$$Y = \{-5, -4, \dots, 5\}; \text{ npr. } Y((1,3)) = -2$$

c)  $Z =$  umnožak broja točkica na kockama

$$Z = \{1, 2, 3, \dots, 36\}; \text{ npr. } Z((5,3)) = 15$$



## Primjeri:

### 3. Bacanje novčića

a) jednom  $\Omega = \{P,G\}; D = \{0,1\}$

$$X(P) = 0, X(G) = 1$$

Def. Događaj koji ima samo dva moguća ishoda zove se Bernoullijev događaj, a slučajna varijabla koja ga opisuje zove se Bernoullijeva slučajna varijabla.

b) dok ne padne pismo

$$\Omega = \{(P), (GP), (GGP), \dots\}; D = \mathbf{N} = \{1, 2, 3, \dots\}$$

slučajna varijabla:  $Y =$  broj bacanja dok ne padne pismo

$$Y((P)) = 1, Y((GP)) = 2, Y((GGP)) = 3, \dots$$

Slučajne varijable mogu biti diskretne ili kontinuirane!



# Diskretna slučajna varijabla i raspodjela vjerojatnosti

Def: Raspodjela vjerojatnosti diskretne slučajne varijable  $X$  definirana je za svaki broj  $x$  relacijom:

$$p(x) = P(X=x) = P(\text{svi ishodi } s \in \Omega: X(s) = x)$$

Ovdje se  $P(X=x)$  čita 'vjerojatnost da slučajna varijabla  $X$  poprimi vrijednost  $x$ '

Raspodjele vjerojatnosti možemo prikazati tablično ili funkcionalno.

Primjeri: Raspodjele vjerojatnosti za slučajne varijable iz primjera 1, 2a, 2b, 2c, 4a i 4b. To su *a priori* vjerojatnosti uz pretpostavku jednako vjerojatnih ishoda.

1.

$$p(x) = \begin{cases} 1/6 & , \quad x \in D = \{1,2,3,4,5,6\} \\ 0 & , \quad x \notin D \end{cases}$$

2.a)

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{36} (6 - |x - 7|) & , \quad x \in D = \{2,3,4,\dots,12\} \\ 0 & , \quad x \notin D \end{cases}$$



Primjeri:

2.b)

$$p(y) = \begin{cases} \frac{1}{36}(6 - |y|) & , \quad y \in D = \{-5, -4, \dots, 0, \dots, 5\} \\ 0 & , \quad y \notin D \end{cases}$$

2.c)

$z$	$p(z)$
1	1/36
2	2/36
3	2/36
4	3/36
5	2/36
6	4/36
8	2/36
9	1/36
10	2/36
12	4/36
15	2/36
16	1/36
18	2/36
20	2/36
24	2/36
25	1/36
30	2/36
36	1/36



# Primjeri:

4.a)

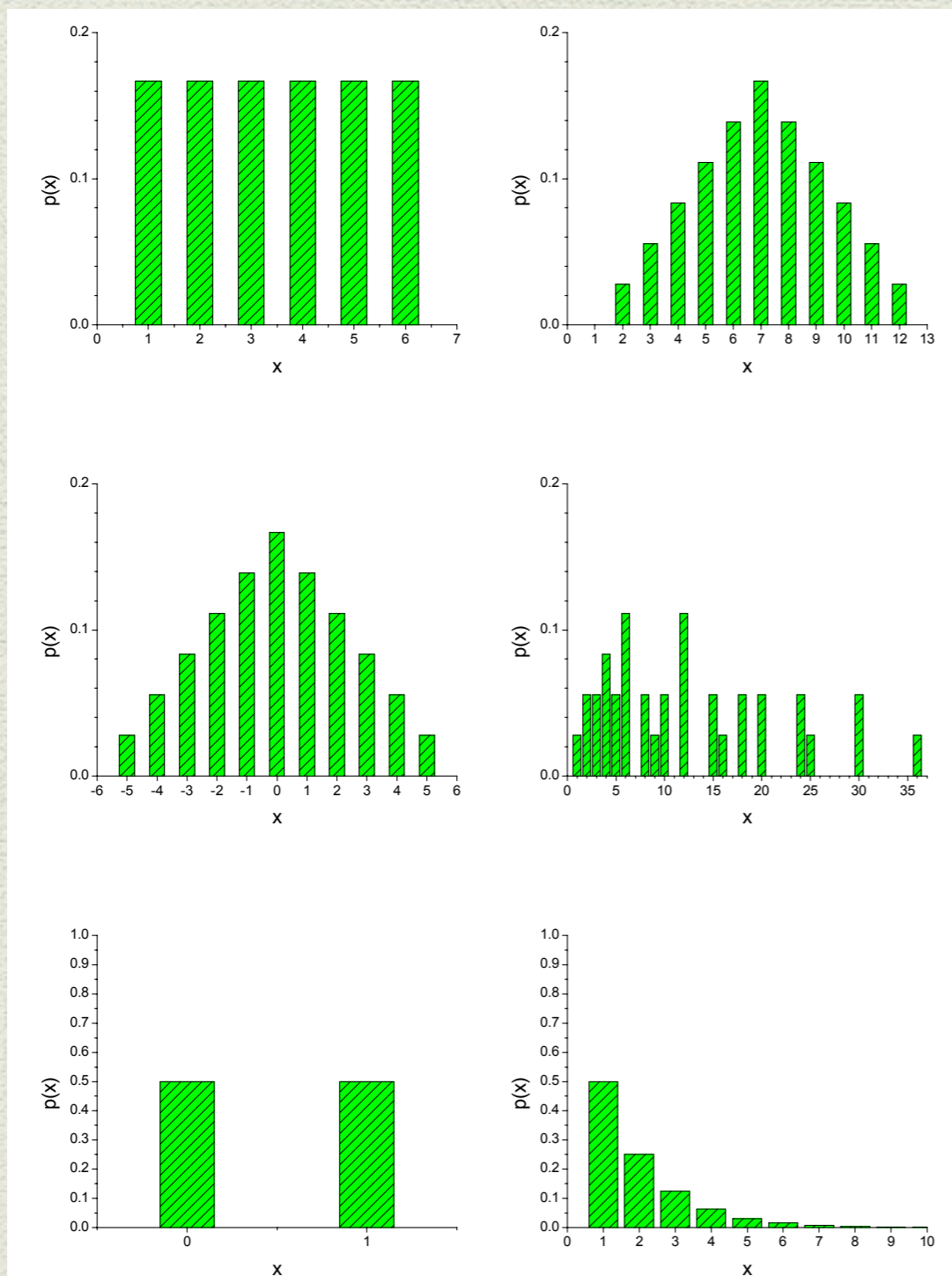
$$p(x) = \begin{cases} 1/2 & , \quad x \in D = \{0,1\} \\ 0 & , \quad x \notin D \end{cases}$$

4.b)

$$p(y) = \begin{cases} 1/2^y & , \quad y \in \mathbf{N} = \{1,2,3,4,\dots\} \\ 0 & , \quad y \notin \mathbf{N} \end{cases}$$



Raspodjele vjerojatnosti za slučajne varijable iz primjera 1, 2a, 2b, 2c, 4a i 4b:



Važno!!

$$\sum_{x \in \mathcal{D}} p(x) = 1$$



# Funkcija raspodjele vjerojatnosti - kumulativna funkcija distribucije

**Def.** Za diskretnu slučajnu varijablu koja ima raspodjelu vjerojatnosti  $p(x)$  definira se **funkcija raspodjele  $F(x)$**  na sljedeći način:

$$F(x) = P(X \leq x) = \sum_{y \leq x} p(y)$$

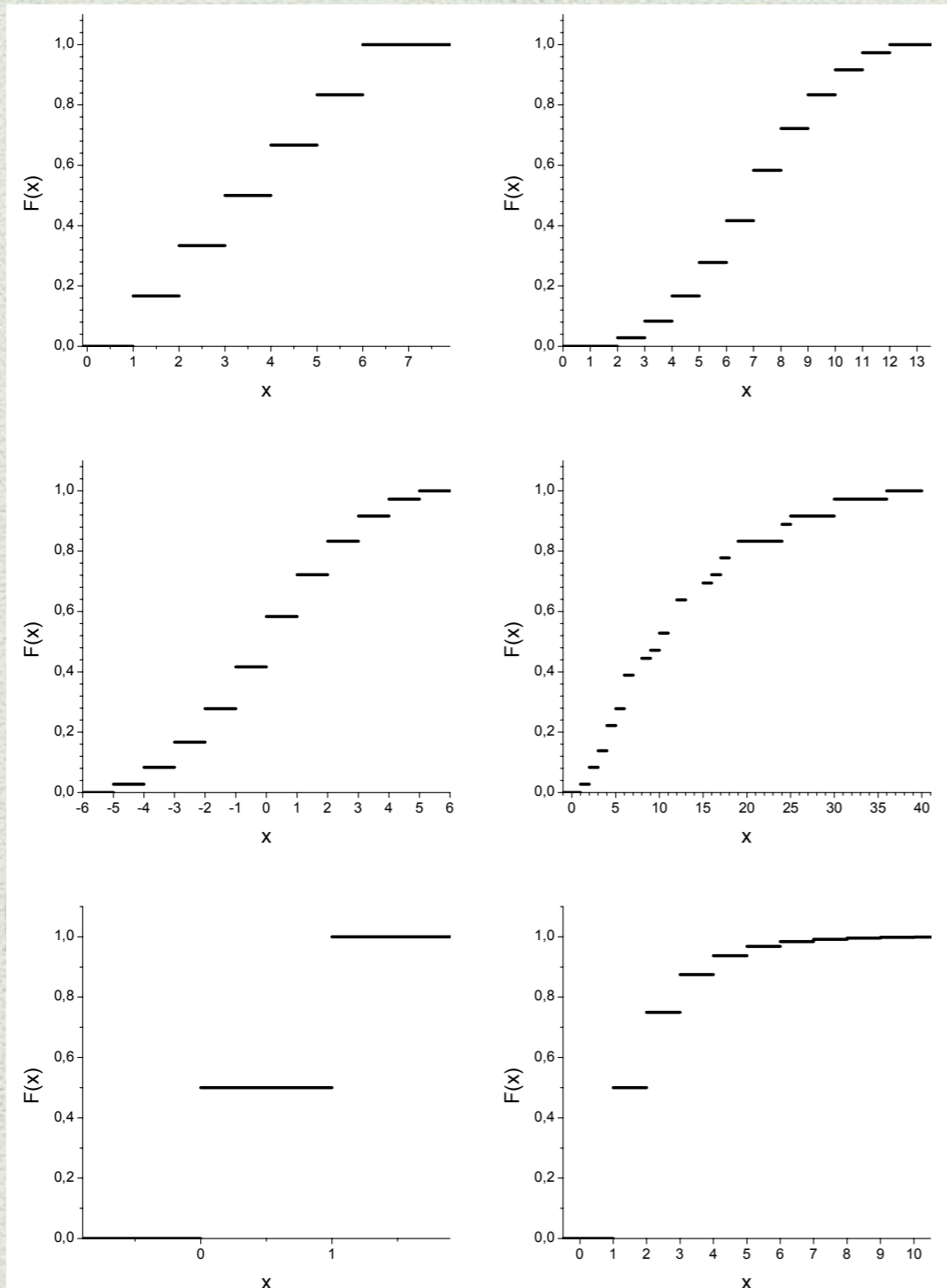
Za svaki  $x$ ,  $F(x)$  predstavlja vjerojatnost da  $X$  poprimi vrijednost ne veću od  $x$ .

Vrijedi:

$$\boxed{F(-\infty) = 0; \quad F(+\infty) = 1}$$



# Primjer: funkcije raspodjele za slučajne varijable iz primjera 1, 2a, 2b, 2c, 4a i 4b:



Za bilo koja dva broja  $a$  i  $b$  ( $a < b$ ) vrijedi sljedeće:

$$P(a \leq X \leq b) = F(b) - F(a-),$$

gdje  $a-$  predstavlja najveću vrijednost varijable  $X$  koja je strogo manja od  $a$



Primjer 4 b) Kolika je vjerojatnost da ćemo morati bacati najmanje dva a najviše 5 puta?

$$P(2 \leq Y \leq 5) = F(5) - F(1)$$

$$F(1) = \sum_{y'=1}^1 \frac{1}{2^{y'}} = \frac{1}{2},$$

$$F(5) = \sum_{y'=1}^5 \frac{1}{2^{y'}} = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \frac{1}{16} + \frac{1}{32} = \frac{31}{32}$$

$$P(2 \leq Y \leq 5) = \frac{15}{32}$$



# Karakterizacija raspodjela

## Očekivana vrijednost diskretne slučajne varijable

Zanima nas srednja vrijednost raspodjele!

Def. Neka je  $X$  diskretna slučajna varijabla sa skupom mogućih vrijednosti  $D$  i neka je  $p(x)$  njezina funkcija vjerojatnosti. Tada je srednja vrijednost ili očekivanje varijable  $x$  dano s:

$$E(X) = \mu_X = \sum_{x \in D} x \cdot p(x)$$

Očekivanja za raspodjele vjerojatnosti iz primjera 1, 2a, 2b, 2c, 4a i 4b:

1. 
$$E(X) = \sum_{x \in D} x \cdot p(x) = \sum_{x=1}^6 \frac{1}{6} x = \frac{21}{6} = 3.5$$

2.a) 
$$E(X) = 2 \cdot \frac{1}{36} + 3 \cdot \frac{2}{36} + \dots + 7 \cdot \frac{6}{36} + \dots + 12 \cdot \frac{1}{36} = 7$$

2.b) 
$$E(Y) = -5 \cdot \frac{1}{36} - 4 \cdot \frac{2}{36} + \dots + 0 \cdot \frac{6}{36} + \dots + 5 \cdot \frac{1}{36} = 0$$

2.c) 
$$E(Z) = 12.25$$

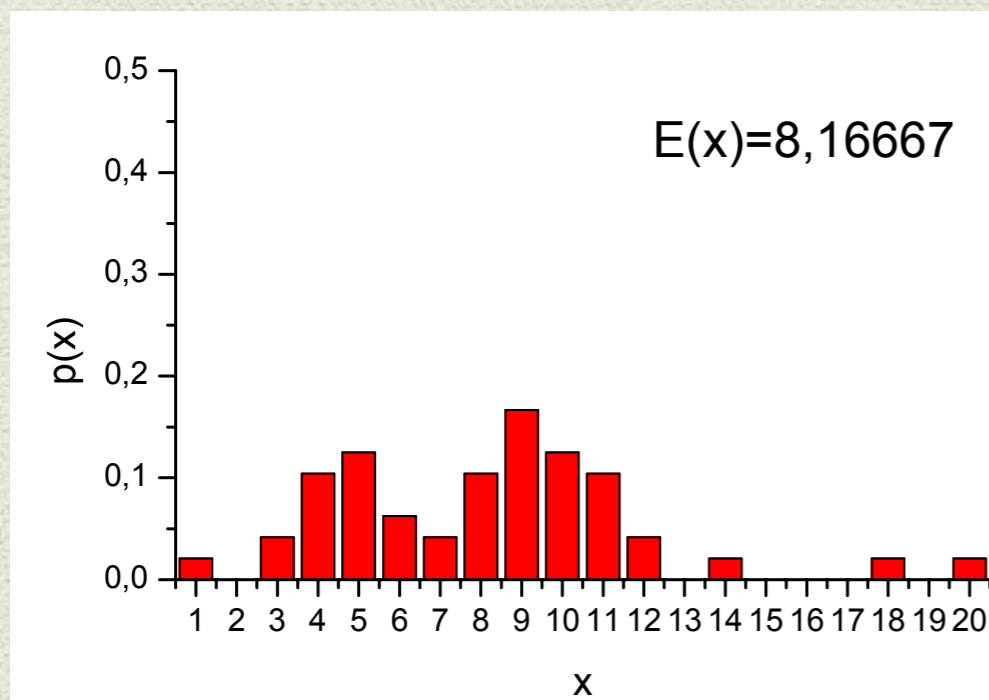
4.a) 
$$E(X) = \sum_{x=0}^1 x \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

4.b) 
$$E(Y) = \sum_{y=1}^{\infty} y \cdot \frac{1}{2^y} = 2$$

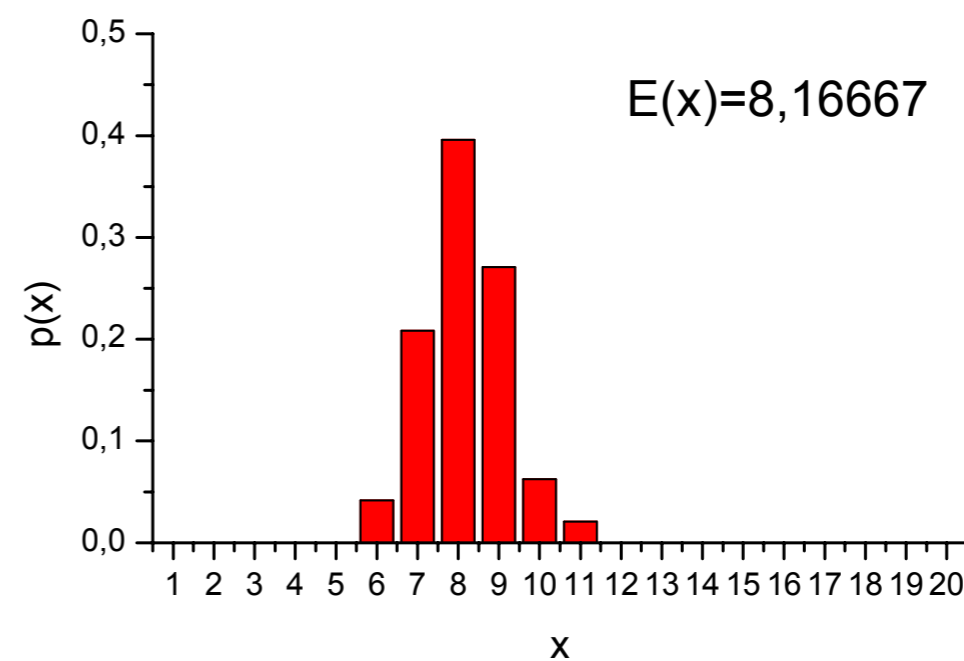


# Varijanca diskretne slučajne varijable

Sjetimo se primjera djece iz parka! Prosječna starost djece je bila 8.17 godina. Zanima nas raspršenost dječjih uzrasta u parku.



raspodjela starosti djece



neka druga raspodjela

**jednake srednje vrijednosti!**



# Mjera raspršenja - srednje kvadratično odstupanje, tj. aritmetička sredina kvadrata odstupanja

Neka je  $X$  diskretna slučajna varijabla i neka je  $p(x)$  njezina raspodjela vjerojatnosti. Tada je **varijanca** od  $X$  dana s očekivanjem kvadrata odstupanja od  $\mu$ .

$$V(X) = \sigma_X^2 = \sum_{x \in D} (x - \mu_X)^2 p(x) = E(X - \mu_X)^2$$

Veličinu nazivamo  $\sigma_X = \sqrt{V(X)}$  **standardnim odstupanjem** ili **standardnom devijacijom** slučajne varijable  $X$ .

Izračunamo li standardne devijacije za raspodjele s prethodne slike, dobivamo  $\sigma = 3.64$  za lijevu raspodjelu, i  $\sigma = 1.03$  za desnu

Važno svojstvo koje često olakšava račune je:

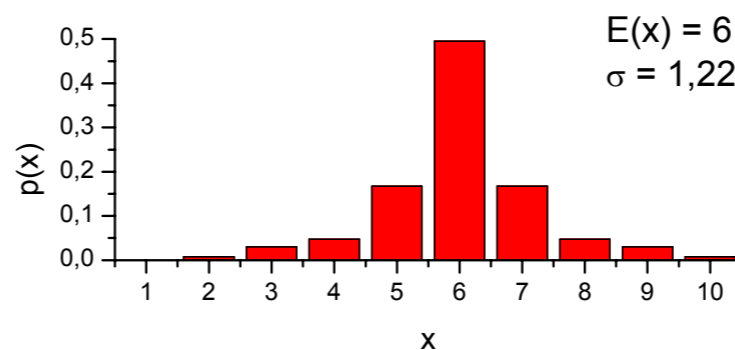
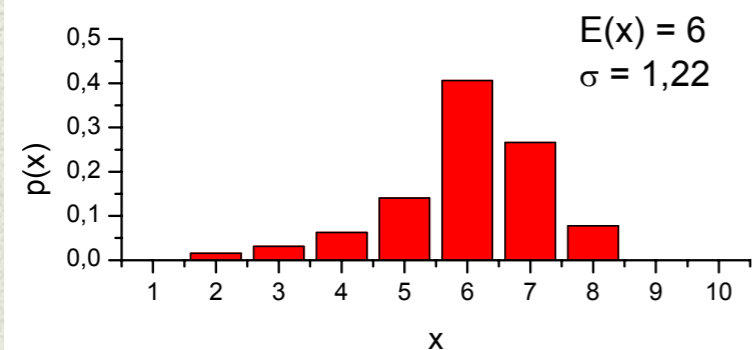
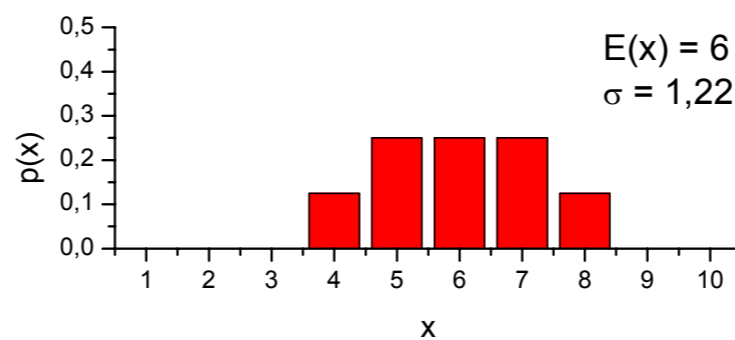
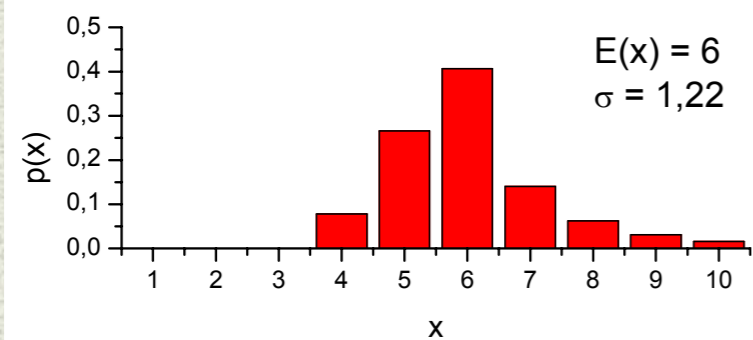
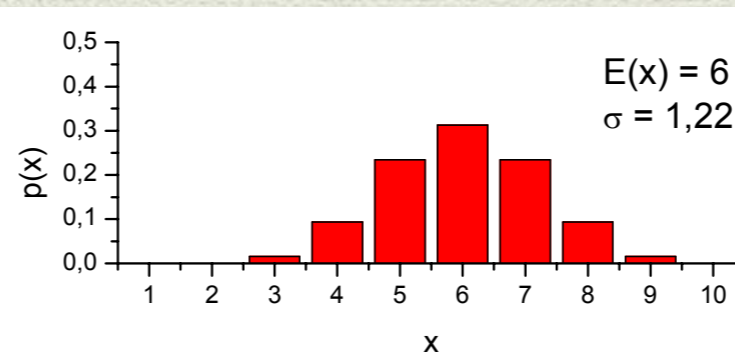
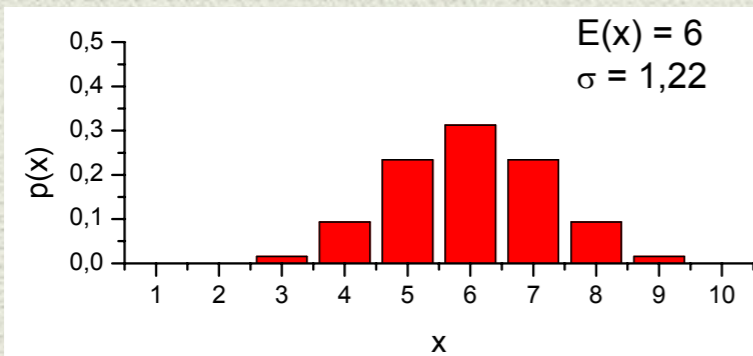
$$V(X) = \sigma^2 = \sum_{x \in D} (x^2 p(x) - \mu_X^2) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$\overline{(x^2)} - (\bar{x})^2$$



# Momenti višeg reda

- dodatne veličine koje opisuju raspodjelu
- sljedeće raspodjele imaju istu srednju vrijednost i standardnu devijaciju



$$E(x) = \mu = \sum_x xp(x)$$
$$V(x) = \sum_x (x - \mu)^2 p(x)$$



# Momenti višeg reda

Def. **Središnji (centralni) moment**  $r$ -tog reda je:

$$M_r = \sum_{x \in D} (x - \mu)^r p(x)$$

Def. **Pomoćni (ishodišni) moment**  $r$ -tog reda je:

$$m_r = \sum_{x \in D} x^r p(x)$$

- središnji moment nultog reda totalnu vjerojatnost:

$$M_0 = m_0 = 1$$

- središnji moment prvog reda predstavlja srednje odstupanje od aritmetičke sredine:

$$M_1 = 0$$



# Momenti višeg reda

- pomoćni moment prvog reda predstavlja očekivanje ili aritmetičku sredinu:

$$m_1 = E(X) = \bar{x} = \mu$$

- središnji moment drugog reda predstavlja varijancu:

$$M_2 = V(X) = \sigma^2$$

- za izračun središnjeg momenta drugog reda možemo upotrijebiti relaciju:  $M_2 = m_2 - m_1^2$

Općenita formula za središnji moment  $r$ -tog reda je:

$$M_r = \sum_k (-1)^k \binom{r}{k} m_{r-k} m_1^k$$



# Momenti višeg reda

Moment trećeg reda govori o asimetriji. Primjeri iz lijevog stupca prethodne slike imaju sljedeće momente trećeg reda:

$$M_3 = 0, M_3 = 1.594 > 0, M_3 = -1.594 < 0$$

Definiramo veličinu koeficijent asimetrije kao  $\alpha_3 = \frac{M_3}{\sigma^3}$

Ako je  $\alpha_3 = 0$  raspodjela je simetrična, ako je  $\alpha_3 > 0$  onda je nagnuta udesno a ako je  $\alpha_3 < 0$  onda je nagnuta ulijevo.

Gornji primjeri imaju:  $\alpha_3 = 0, \alpha_3 = 0.868 > 0, \alpha_3 = -0.868 < 0$



# Momenti višeg reda

Moment četvrtog reda govori o spljoštenosti. Primjeri iz desnog stupca prethodne slike imaju sljedeće momente četvrtog reda:

$$M_4 = 6, M_4 = 4.5, M_4 = 10.67$$

Definiramo veličinu koeficijent spljoštenosti kao  $\alpha_4 = \frac{M_4}{\sigma^4}$

Ako je  $\alpha_4 = 3$  raspodjela je 'normalno spljoštena', ako je  $\alpha_4 > 3$  onda je 'šiljata' a ako je  $\alpha_4 < 3$  onda je 'široka'.

Gornji primjeri imaju:  $\alpha_4 = 2.67, \alpha_4 = 2, \alpha_4 = 4.74$



# Binomna ili Bernoullijeva raspodjela

**Bernoullijev (binomni) pokus:** pokus koji ima samo dva moguća ishoda

- 'uspjeh' =  $A$ , 'neuspjeh' =  $\bar{A}$

- vjerojatnost uspjeha označavamo s  $p$ , a neuspjeha s  $q$ :

$$p = P(A), q = P(\bar{A})$$

Očito je  $p + q = 1$

Bernoullijev (binomni) pokus:

1. sastoji se od  $n$  pokušaja, a  $n$  je određen unaprijed

2. pokušaji su identični Bernoullijevi pokusi s mogućim ishodima

'uspjeh' =  $A$  i 'neuspjeh' =  $\bar{A}$

3. Pokušaji su nezavisni. Ishod bilo kojeg pokušaja ne utječe na ishod drugog

4. Vjerojatnost 'uspjeha' jednaka je za sve pokušaje i označavamo ju s  $p$



## Primjeri:

1. Bacamo novčić četiri puta (ili bacimo četiri novčića). Uspjeh je kad padne 'glava':

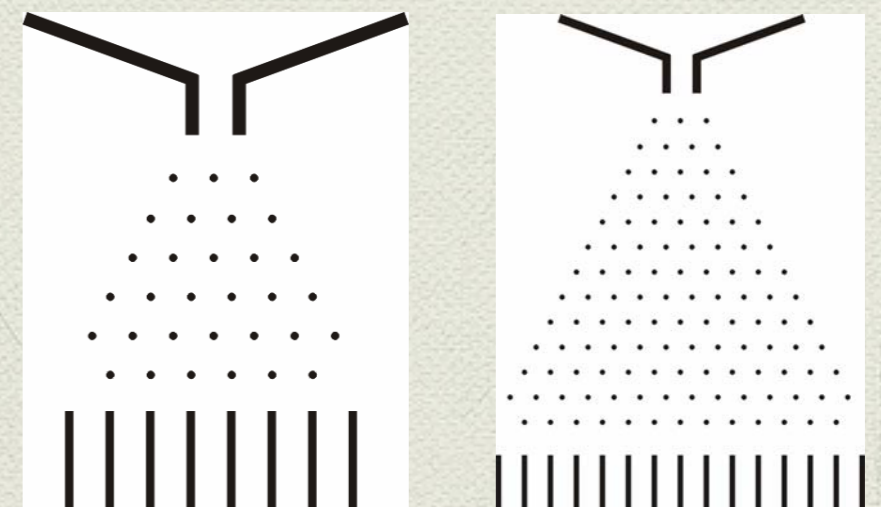
$$n = 4, p = 1/2$$

2. Bacamo kocku 10 puta. Uspjeh je kad padne šestica:

$$n = 10, p = 1/6$$

3. Galtonova daska: kuglicu spuštamo na čavlice koji su složeni u pravilnu trokutastu rešetku. Padom na čavlič, kuglica može skrenuti ulijevo (*neuspjeh*) ili udesno (*uspjeh*). Ako je daska pravilna i vodoravna, ti su ishodi jednako vjerojatni.

$$n = \text{broj redova čavlića}, p = 1/2$$





# Binomna slučajna varijabla

**Def.** Ako imamo binomni eksperiment koji se sastoji od  $n$  pokušaja, slučajnu varijablu  $X$  definiranu kao  $X = \text{broj uspjeha u } n \text{ pokušaja}$  nazivamo **binomna slučajna varijabla** i označavamo ju  $X \sim \text{Bin}(n, p)$

## Binomna raspodjela vjerojatnosti

Ako imamo binomni eksperiment i binomnu slučajnu varijablu  $X \sim \text{Bin}(n, p)$  njezinu **raspodjelu vjerojatnosti**  $p(x)$  nazivamo binomna raspodjela i označavamo ju s  $b(x; n, p)$

Odredimo vrijednosti  $b(x; n, p)$

- pogledajmo Galtonovu dasku s  $n = 4$



# Galtonova daska - binomni pokus s $n = 4$

$A =$  'kuglica se odbila udesno',  $\bar{A} =$  'kuglica se odbila ulijevo'

$x =$  broj odbijanja udesno

Svi mogući ishodi binomnog pokusa s  $n = 4$

$p=0.5, q=0.5$

ishod	slučajna varijabla $x$	vjerojatnost
$\bar{A}\bar{A}\bar{A}\bar{A}$	0	$q^4$
$\bar{A}\bar{A}\bar{A}A$	1	$p \cdot q^3$
$\bar{A}\bar{A}A\bar{A}$	1	
$\bar{A}A\bar{A}\bar{A}$	1	
$A\bar{A}\bar{A}\bar{A}$	1	
$\bar{A}\bar{A}AA$	2	$p^2 \cdot q^2$
$\bar{A}A\bar{A}A$	2	
$\bar{A}AAA$	2	
$A\bar{A}\bar{A}A$	2	
$A\bar{A}A\bar{A}$	2	
$AA\bar{A}\bar{A}$	2	
$\bar{A}AAA$	3	$p^3 \cdot q$
$A\bar{A}AA$	3	
$AA\bar{A}A$	3	
$AA\bar{A}\bar{A}$	3	
$AAAA$	4	$p^4$

vrijednost 0 za 1 ishod, tj.  $\binom{4}{0}$

vrijednost 1 za 4 ishoda, tj.  $\binom{4}{1}$

vrijednost 2 za 6 ishoda, tj.  $\binom{4}{2}$

vrijednost 3 za 4 ishoda, tj.  $\binom{4}{3}$

vrijednost 4 za 1 ishod, tj.  $\binom{4}{4}$



# Binomna raspodjela vjerojatnosti

Općenito:

- ishod događaja je  $AA\bar{A}\dots\bar{A}A$ , ukupno ima  $n$  događaja
- $A$  se pojavljuje  $x$  puta, a  $\bar{A}$  ( $n-x$ ) puta
- ukupno postoji  $\frac{n!}{x!(n-x)!} = \binom{n}{x}$  permutacija gornjeg niza
- svaki gornji niz ostvaruje se s vjerojatnošću (nezavisni događaji)

$$p^x(1-p)^{n-x} = p^x q^{n-x}$$

Stoga je:

$$b(x; n, p) = \begin{cases} \binom{n}{x} p^x q^{n-x} & , x = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0 & , \text{inače} \end{cases}$$



## Primjer:

Neki uređaj daje 30% loših proizvoda. Kolika je vjerojatnost da će od 10 proizvoda njih 3 biti loših?

- vjerojatnost da izvučemo loš proizvod:  $p = 0.3$
- vjerojatnost da izvučemo dobar proizvod:  $q = 0.7$

$$n = 10, x = 3$$

- $P(x = 3)$  - vjerojatnost da od 10 proizvoda 3 budu loša

$$P(x = 3) = \binom{10}{3} 0.3^3 0.7^7 = 0.2668$$

$$b(3; 10, 0.3)$$

$$P(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$



# Rekurzivna formula

- računanje koeficijenata  $\binom{n}{x}$  nije jednostavno
- zato se služimo rekurzivnom formulom
- rekurzivna formula: izračunavanje vrijednosti vjerojatnosti  $P(x)$  iz već poznate  $P(x-1)$
- za binomnu raspodjelu vrijedi:

$$P(x) = \frac{n-x+1}{x} \frac{p}{q} P(x-1)$$

Izvod:  $P(0) = \binom{n}{0} p^0 q^{n-0} = q^n$

$$\frac{P(x)}{P(x-1)} = \frac{\binom{n}{x} p^x q^{n-x}}{\binom{n}{x-1} p^{x-1} q^{n-x+1}} = \frac{\frac{n!}{x!(n-x)!}}{\frac{n!}{(x-1)!(n-x+1)!}} \cdot \frac{1}{p^{-1}q} = \frac{n-x+1}{x} \frac{p}{q}$$



# Očekivanje i varijanca za binomnu raspodjelu

- očekivanje

$$E(x) = \sum_{x=0}^n xP(x) = \sum_{x=1}^n x \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

vrijedi sljedeće:

$$\binom{n}{x} = \frac{n(n-1)!}{x(x-1)![(n-1)-(x-1)]!} = \frac{n}{x} \frac{(n-1)!}{(x-1)![(n-1)-(x-1)]!} = \frac{n}{x} \binom{n-1}{x-1}$$

pa imamo:

$$E(x) = \sum_{x=1}^n n \binom{n-1}{x-1} p^x q^{n-x} = np \sum_{x=1}^n \binom{n-1}{x-1} p^{x-1} q^{n-x} = \{x-1 = y, n-1 = m, y_{\max} = n-1 = m, y_{\min} = 0\} =$$

$$= np \sum_{y=0}^m \binom{m}{y} p^y q^{m-y} = np$$

$$\sum_y P(y) = 1$$



# Očekivanje i varijanca za binomnu raspodjelu

Konačno, očekivanje binomne raspodjele:

$$E(x) = n \cdot p$$

**Varijanca:**

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = E(X)^2 - n^2 p^2$$

prvi član:

$$E(X^2) = \sum_{x=0}^n x^2 \cdot b(x; n, p) = \sum_{x=1}^n \binom{n}{x} p^x q^{n-x} x^2 = np \sum_{x=1}^n \binom{n-1}{x-1} p^{x-1} q^{n-x} x$$

uvodimo supstituciju:  $y = x - 1, m = n - 1$

$$E(X^2) = np \sum_{y=0}^m \binom{m}{y} p^y q^{m-y} (y+1) = np \left[ \sum_{y=0}^m y \binom{m}{y} p^y q^{m-y} + 1 \right]$$



# Očekivanje i varijanca za binomnu raspodjelu

$$\begin{aligned} E(X^2) &= np \{1 + E(y)\} = np \{1 + mp\} = np \{1 + np - p\} = \\ &= (np)^2 + np(1 - p) = [E(x)]^2 + np - np^2 \end{aligned}$$

Konačno, varijanca je:

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = np - np^2 = np(1 - p) = npq$$

Na sličan način kao za očekivanu vrijednost i varijancu može se pokazati:

$$\alpha_3 = \frac{q - p}{\sqrt{npq}}; \quad \alpha_4 = 3 + \frac{1 - 6pq}{npq}$$

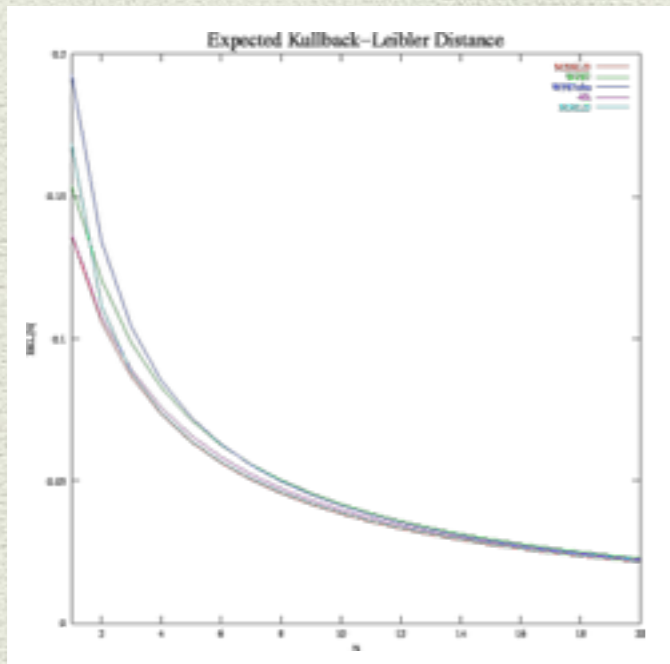


# Izgled binomne raspodjele

(i) može se desiti da raspodjela tvori padajući niz:

$$P(0) \geq P(1) \geq P(2) \geq \dots \geq P(n)$$

$$\frac{P(x)}{P(x-1)} = \frac{n-x+1}{x} \frac{p}{q}$$



iz rekurzivne relacije:

$$P(x) \leq P(x-1) \Rightarrow \frac{n-x+1}{x} \frac{p}{q} \leq 1, \text{ za sve } x$$

$$x(p+q) \geq p(n+1) \text{ tj. } p \leq \frac{x}{n+1}, \text{ za sve } x$$

- ova relacija je ispunjena za sve  $x$  ako je zadovoljena za  $x = 1$ , pa je uvjet da bi binomne vjerojatnosti činile padajući niz:

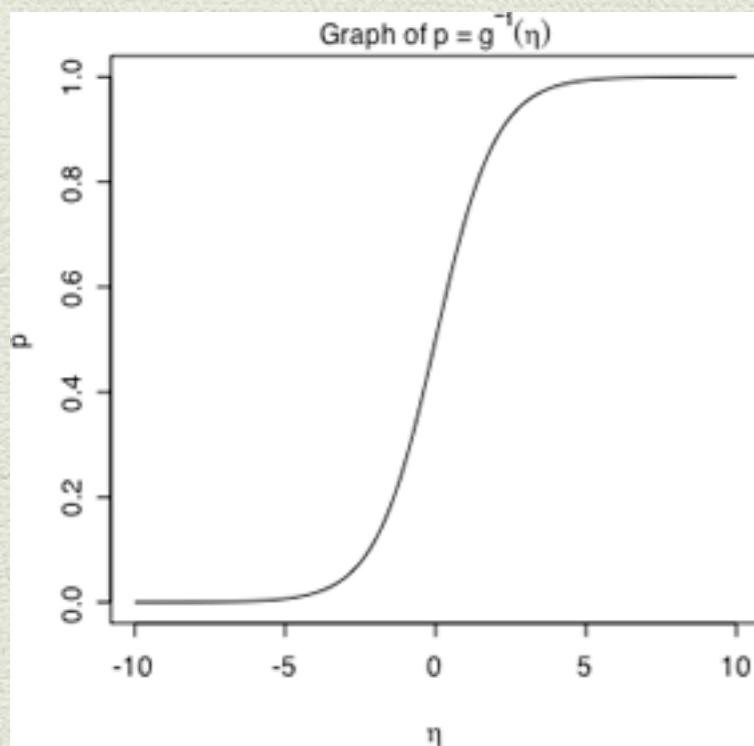
$$p \leq \frac{1}{n+1}$$



# Izgled binomne raspodjele

(ii) može se desiti da raspodjela tvori rastući niz:

$$P(0) \leq P(1) \leq P(2) \leq \dots \leq P(n)$$



- isto kao i u prethodnom slučaju, dobiva se uvjet:

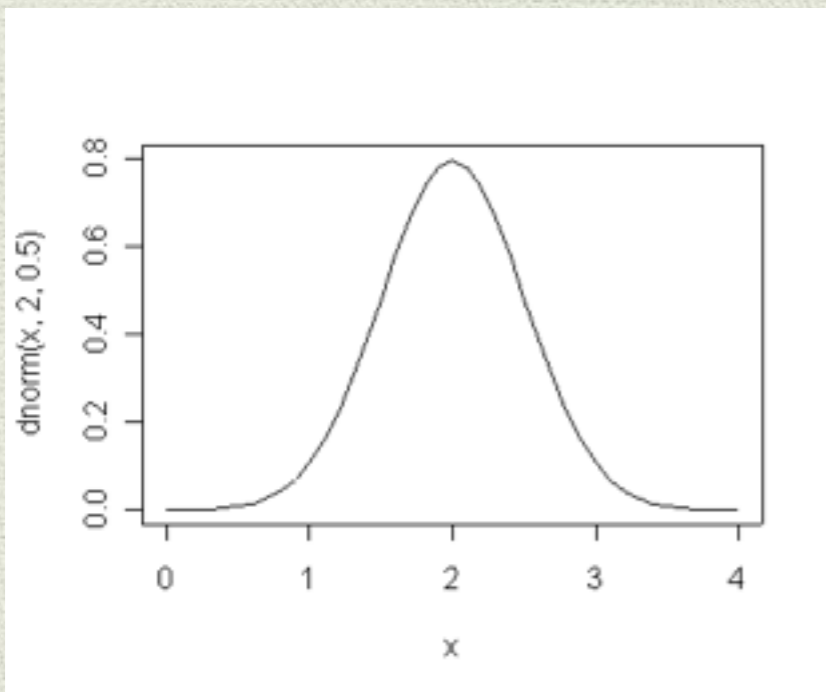
$$p \geq \frac{n}{n+1}$$



# Izgled binomne raspodjele

(iii) kad ne tvori ni rastući, ni padajući niz, binomna raspodjela ima maksimum u nekoj točki  $x_0$ ,  $x_0 \neq 0$ ,  $x_0 \neq n$

$$P(x_0-1) \leq P(x_0) \geq P(x_0+1)$$



iz rekurzivne relacije:

$$P(x_0 - 1) \leq P(x_0) \Rightarrow qx_0 \leq np - px_0 + p$$
$$x_0 \leq np + p$$

$$P(x_0) \geq P(x_0 + 1) \Rightarrow x_0 \geq np - q$$

Maksimum je definiran sa:  $np - q \leq x_0 \leq np + p$

- ako  $np-q$  nije cijeli broj, samo jedan  $x_0$  zadovoljava gornju relaciju
- ako  $np-q$  je cijeli broj, postoje dva  $x_0$  koji zadovoljavaju gornju relaciju



# Poissonova raspodjela

- Binomna raspodjela polazi od osnovnih postavki kombinatorike i teorije vjerojatnosti, i stoga je egzaktana, tj. vrijedi za proizvoljne  $p$  i  $n$   
- međutim, kao što smo već spomenuli, česti su problemi s računanjem binomnih koeficijenata, pa zato gledamo njezin graničan slučaj pretpostavke:

1.  $n \rightarrow \infty$  (velik broj pokusa)

2.  $m = np = \text{const.}$ , tj.  $p = m/n \rightarrow 0$  (mala vjerojatnost događaja)

$$\begin{aligned} P(x, m) &= \binom{n}{x} p^x q^{n-x} = \frac{n(n-1)\dots(n-x+1)}{x!} p^x q^{n-x} = \\ &= \frac{n(n-1)\dots(n-x+1)}{x!} \frac{m^x}{n^x} \left(1 - \frac{m}{n}\right)^{n-x} = \end{aligned}$$



# Poissonova raspodjela

$$P(x, m) = \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{x-1}{n}\right)}{x!} m^x \left(1 - \frac{m}{n}\right)^{n-x}$$

- stavimo  $n \rightarrow \infty$

$$\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{x-1}{n}\right) \rightarrow 1$$

$$\left(1 - \frac{m}{n}\right)^{n-x} \rightarrow \left(1 - \frac{m}{n}\right)^n$$



$$P(x, m) = \frac{m^x}{x!} \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ np=m}} \left(1 - \frac{m}{n}\right)^n$$

I konačno:

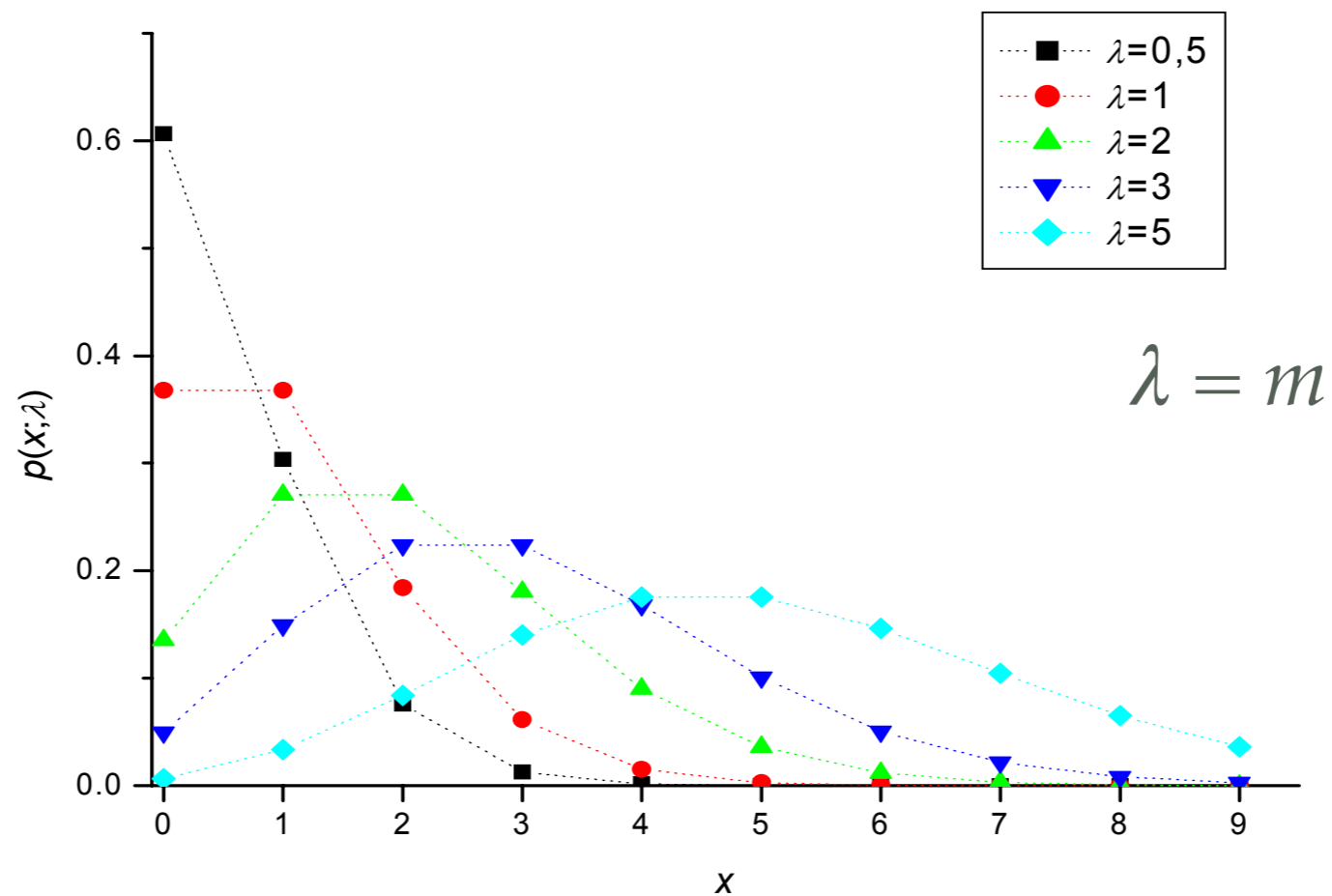
$$P(x, m) = \frac{m^x}{x!} e^{-m}$$

$$e^t = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!}$$
$$e^{-t} = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{t}{n}\right)^n$$



# Poissonova raspodjela

$$P(x; m) = \frac{m^x}{x!} e^{-m}$$



Slika 1: Poissonova raspodjela za nekoliko različitih  $\lambda$ .



# Poissonova raspodjela

- Poissonova raspodjela je granični slučaj binomne raspodjele za veliki  $n$  i mali  $p$
- može se pokazati da je Poissonova raspodjela adekvatna zamjena za binomnu ako je  $p \leq 0.1$  i  $m = np \leq 5$
- u praksi je često zadovoljavajuća i za veće vrijednosti

## Očekivanje i varijanca

- u binomnoj raspodjeli imali smo:

$$E(x) = np \text{ i } V(x) = npq = np(1-p)$$

- ako je  $p \ll 1$  očekivali bismo za Poissonovu raspodjelu:

$$E(x) = np = m \text{ i } V(x) = np = m$$

Da li je to uistinu tako?



# Poissonova raspodjela

Očekivana vrijednost:

$$\begin{aligned} E(x) &= \{n \rightarrow \infty\} = \sum_{x=0}^{\infty} xP(x) = \sum_{x=1}^{\infty} x \frac{m^x}{x!} e^{-m} = \\ &= e^{-m} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{m^{x-1} m}{(x-1)!} = \{x-1 = y\} = me^{-m} \sum_{y=0}^{\infty} \frac{m^y}{y!} = me^{-m} e^m = m \end{aligned}$$

Varijanca:

$$\begin{aligned} E(x^2) &= \{n \rightarrow \infty\} = \sum_{x=0}^{\infty} x^2 P(x) = \sum_{x=1}^{\infty} x^2 \frac{m^x}{x!} e^{-m} = \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} x e^{-m} m \frac{m^{x-1}}{(x-1)!} = me^{-m} \left[ \sum_{x=1}^{\infty} \frac{m^{x-1}}{(x-1)!} + \sum_{x=1}^{\infty} (x-1) \frac{m^{x-1}}{(x-1)!} \right] = \end{aligned}$$

Podsjetnik:

$$V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2$$



# Poissonova raspodjela

$$\begin{aligned} &= me^{-m} \left[ \sum_{y=0}^{\infty} \frac{m^y}{y!} + \sum_{x=2}^{\infty} \frac{m^{x-1}}{(x-2)!} \right] = me^{-m} \left[ e^m + m \sum_{x=2}^{\infty} \frac{m^{x-2}}{(x-2)!} \right] = me^{-m} \left[ e^m + m \sum_{y=2}^{\infty} \frac{m^y}{y!} \right] = \\ &= me^{-m} \left[ e^m + me^m \right] = m + m^2 \end{aligned}$$

$$V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2 = m + m^2 - m^2 = m$$

Sličnim načinom pokazuje se da je:

$$\alpha_3 = \frac{1}{\sqrt{m}}; \quad \alpha_4 = 3 + \frac{1}{m}$$



# Poissonova raspodjela - rekurzijska formula

$$\frac{P(x)}{P(x-1)} = \frac{\frac{m^x e^{-m}}{x!}}{\frac{m^{x-1} e^{-m}}{(x-1)!}} = \frac{m}{x}$$

Dakle, vrijedi:

$$P(x) = \frac{m}{x} P(x-1); \quad P(0) = e^{-m}$$

- puno jednostavnije nego u binomnoj raspodjeli!

Zadaća: dokažite da je najvjerojatnija vrijednost  $x_0$  slučajne varijable  $x$  u Poissonovoj raspodjeli dana s  $(m-1) \leq x_0 \leq m$



# Poissonova raspodjela

## Primjena Poissonove raspodjele:

a) aproksimacija binomne raspodjele

b) proučavanje rijetkih događaja

npr.: - prometne nesreće na određenoj dionici autoceste u jednom danu  
- telefonski pozivi centrali u jednoj minuti  
- defekti po jedinici duljine bakrene žice  
- broj čestica kozmičkog zračenja detektiranih u sekundi



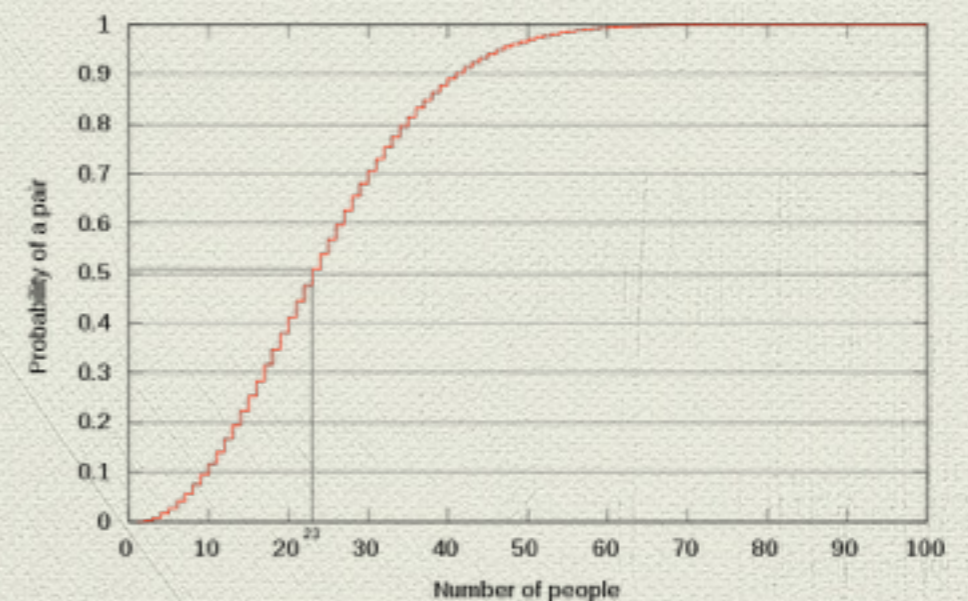
# Poissonova raspodjela - primjer

## 'Rođendanski' problem

Kolika je vjerojatnost da u skupu od  $n$  nasumično odabranih ljudi dvoje imaju rođendan isti dan?

- očito, ukoliko je  $n > 366$ , vjerojatnost je 100%
- ali, ukoliko je  $n = 57$ , vjerojatnost je 99%
- za  $n = 23$ , vjerojatnost je 50%

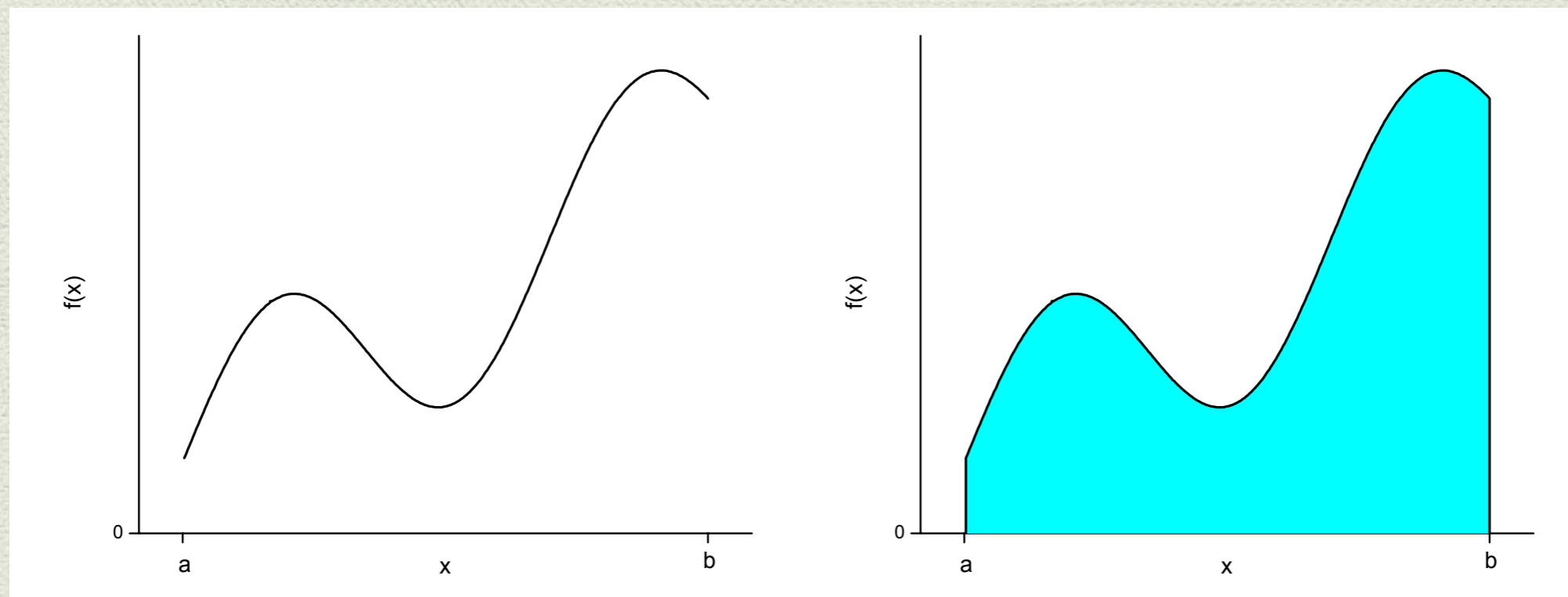
Provjerite za zadaću





# Pojam integrala

Prilikom razmatanja kontinuiranih raspodjela često ćemo se susretati s problemom određivanja površine ispod funkcije.



Problem: funkcija je prikazana zakrivljenom crtom i nema jednostavnog geometrijskog načina da točno izračunamo obojenu površinu

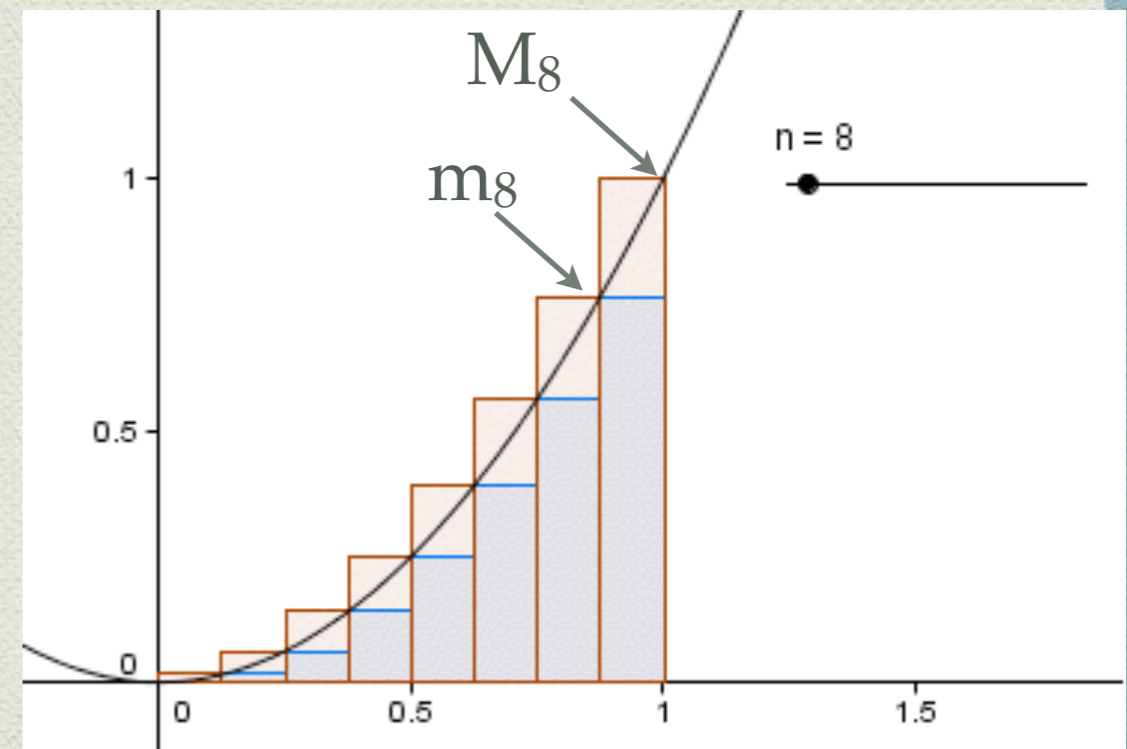


# Pojam integrala

Ideja: promatrana ploha podijeli se na manje dijelove koji se onda aproksimiraju pravokutnicima. Podijelimo promatrani interval  $[a, b]$  na  $n$  ekvidistantnih segmenata  $[x_{k-1}, x_k]$ . Pri tome je  $x_0 = a$  i  $x_n = b$ . Na svakom segmentu pronađemo najveću ( $M_k$ ) i najmanju ( $m_k$ ) vrijednost funkcije  $f$ . Definirajmo sume:

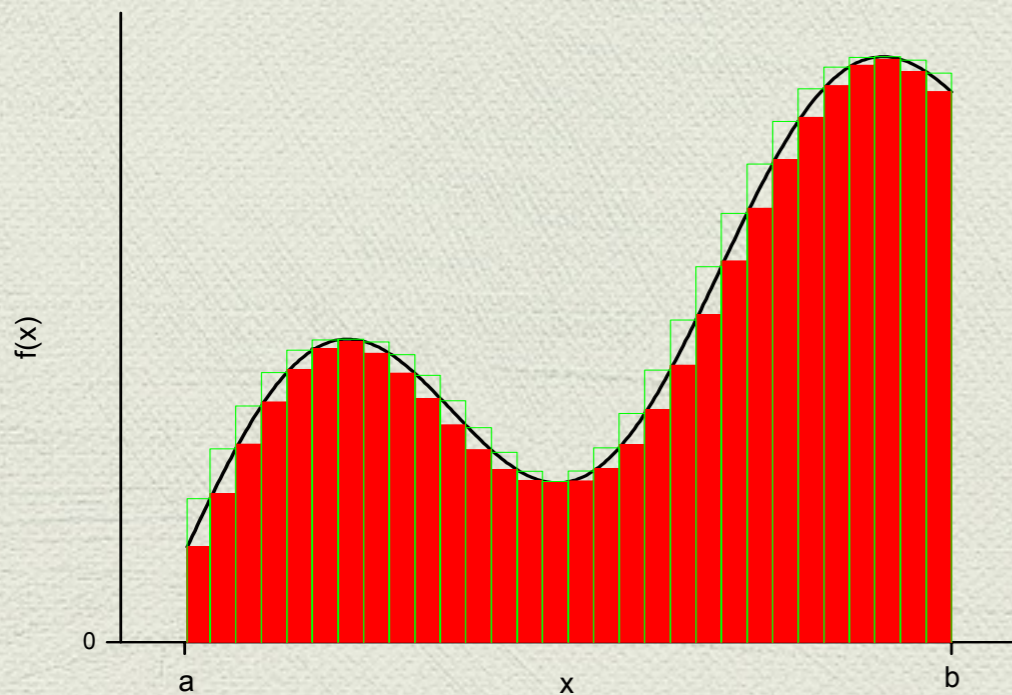
$$S = \sum_{k=1}^n m_k (x_k - x_{k-1}) = \sum_{k=1}^n m_k \Delta x$$

$$S = \sum_{k=1}^n M_k (x_k - x_{k-1}) = \sum_{k=1}^n M_k \Delta x$$





# Pojam integrala



Očito je tražena površina  $I$  veća od  $s$ , a manja od  $S$ . Što je veći broj segmenata  $n$  na koje smo podijelili promatrani interval, to je razlika između  $s$  i  $S$  manja, pa je procjena iznosa površine  $I$  to bolja.

Ako je promatrana funkcija  $f$  neprekinuta i konačna na promatranom intervalu, onda će se u granici  $n \rightarrow \infty$  sume  $s$  i  $S$  izjednačiti.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} s_n = \lim_{n \rightarrow \infty} S_n = I$$

$$I = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n f(x_k) \Delta x = \int_{[a,b]} f(x) dx = \int_a^b f(x) dx$$



# Pojam integrala

Def.: **Primitivna funkcija** od  $f$  je svaka funkcija  $F$  sa svojstvom

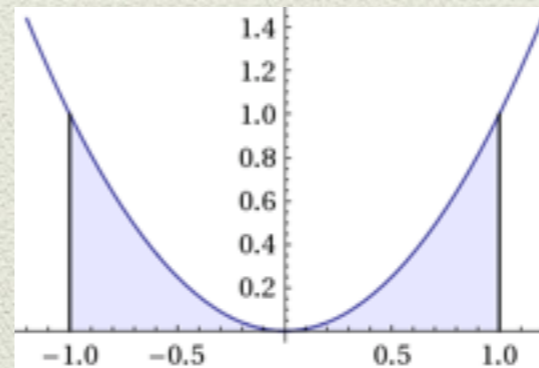
$$F'(x) = f(x)$$

Sve primitivne funkcije neke funkcije  $f$  razlikuju se samo za konstantu!

Za neprekidne funkcije vrijedi Leibniz-Newtonova formula:

$$\int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$

Primjer:  $\int_{-1}^1 x^2 dx = \left[ \frac{x^3}{3} \right]_{-1}^1 = \frac{(1)^3}{3} - \frac{(-1)^3}{3} = \frac{2}{3}$





# Pojam integrala

Tablica osnovnih “tabličnih”  
primitivnih funkcija:

$f(x)$	$F(x)$
$x^n, n \neq -1$	$\frac{x^{n+1}}{n+1}$
$x^{-1}$	$\ln x $
$e^x$	$e^x$
$a^x$	$\frac{a^x}{\ln a}$
$\sin x$	$-\cos x$
$\cos x$	$\sin x$
$\frac{1}{\cos^2 x}$	$\operatorname{tg} x$
$\frac{1}{\sin^2 x}$	$-\operatorname{ctg} x$
$\vdots$	$\vdots$



# Kontinuirana slučajna varijabla i raspodjela vjerojatnosti

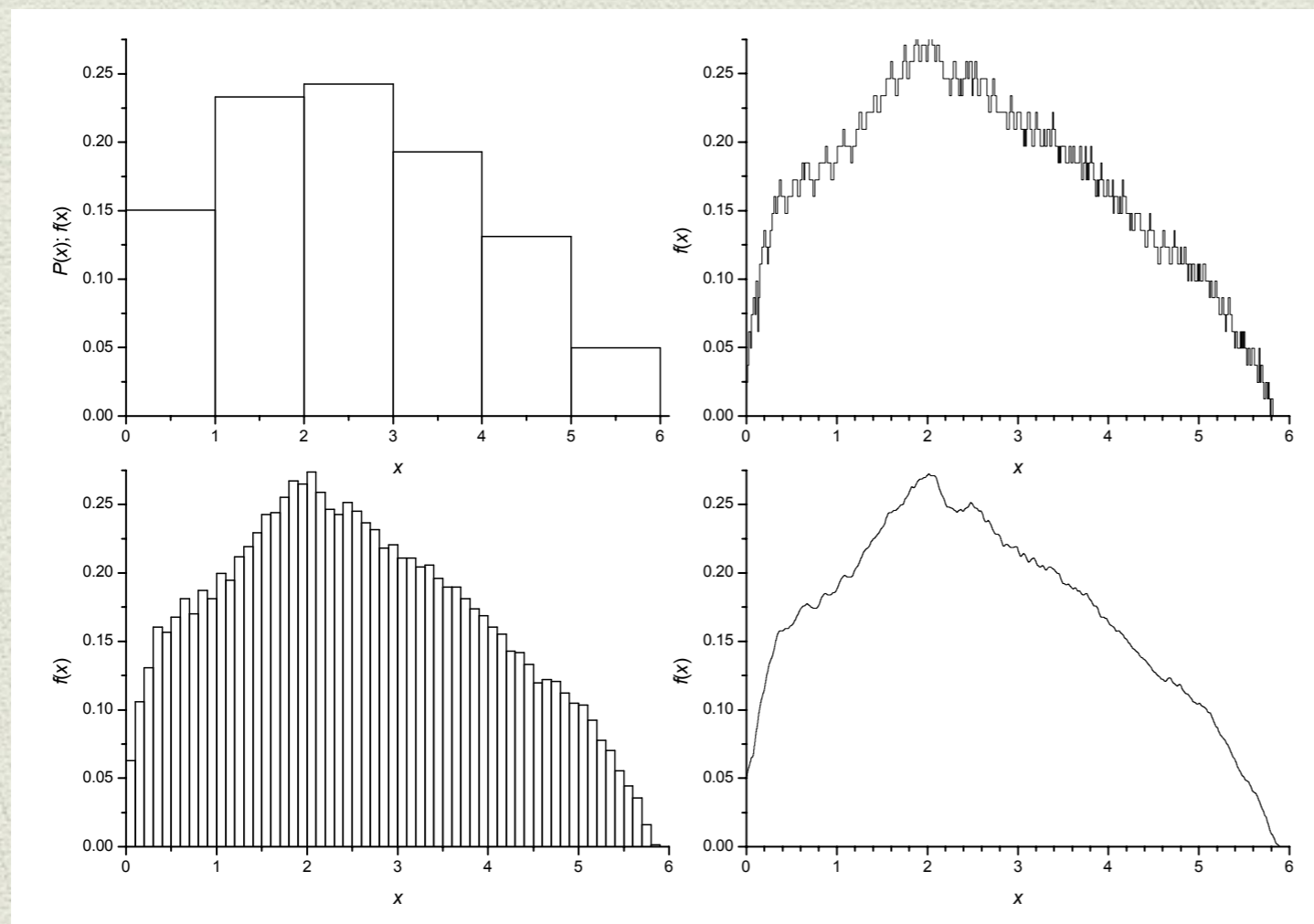
- do sada smo razmatrali diskretne slučajne varijable
- moguće vrijednosti čine konačan skup ili se mogu služiti u uredan beskonačan niz
- u slučaju kontinuirane slučajne varijable, moguće vrijednosti čine cijeli interval brojeva

Def.: Slučajna varijabla  $X$  je kontinuirana ako skup njezinih vrijednosti čini cijeli interval brojeva, tj. ako je za neke  $A$  i  $B$  ( $A < B$ ), svaki  $x \in [A, B]$  moguć.



# Kontinuirana slučajna varijabla i raspodjela vjerojatnosti

Primjer: mjerimo dubinu nekog jezera na 8115 mjesta. Slike prikazuju: 1. raspodjelu dubina zaokruženih na cijele metre; 2. zaokruženih na cijele decimetre; 3. zaokruženih na cijele centimetre; 4. kontinuiranu raspodjelu dubina



Za svaki interval  $\Delta x$  definiramo funkciju  $f(x)$  na sljedeći način:

$$P(x \leq X \leq x + \Delta x) = f(x)\Delta x$$

Na četvrtoj slici intervali su infinitezimalni ( $\Delta x \rightarrow dx$ )

$$P(x \leq X \leq x + \Delta x) = f(x)dx$$

*Površina ispod svih grafova = 1!*



# Funkcija gustoće vjerojatnosti

Def.: Neka je  $X$  kontinuirana varijabla. **Raspodjela vjerojatnosti ili funkcija gustoće vjerojatnosti** varijable  $X$  je funkcija  $f(x)$  takva da za bilo koja dva broja  $a \leq b$  vrijedi:

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$

tj. vjerojatnost da  $X$  poprimi vrijednost u intervalu  $[a, b]$  dana je površinom ispod funkcije gustoće vjerojatnosti u tom intervalu.

Vrijedi sljedeće:

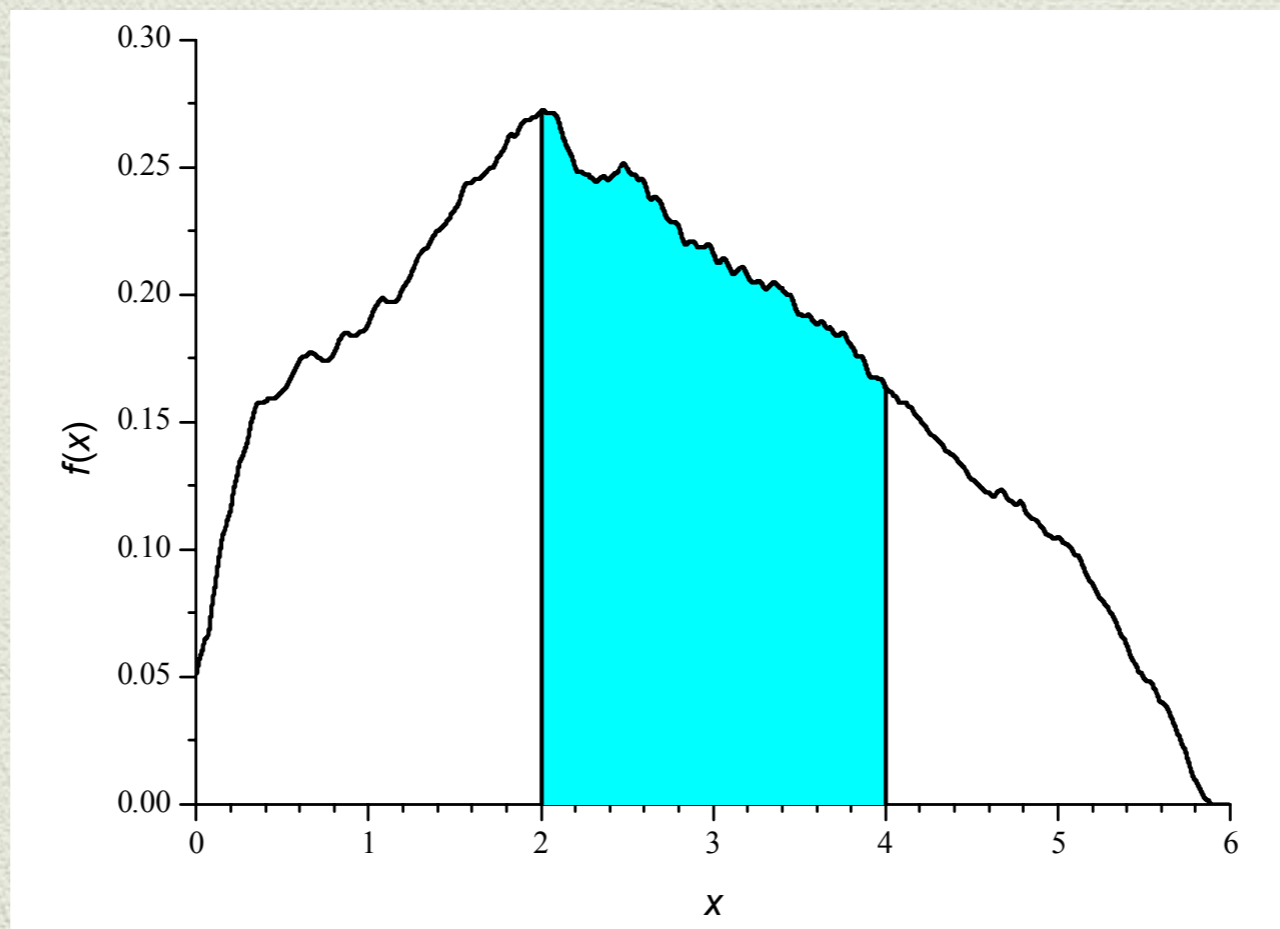
1.  $f(x) \geq 0, \forall x$

2.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$



# Funkcija gustoće vjerojatnosti

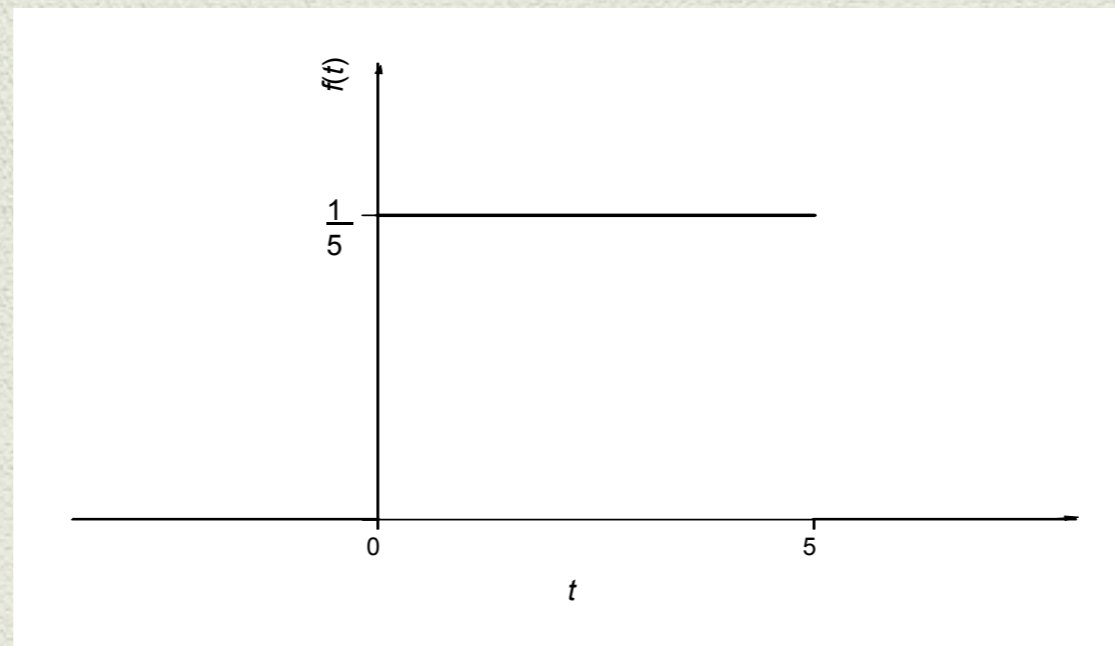
Primjer: za raspodjelu dubine jezera -  $P(2 \leq X \leq 4) = \int_2^4 f(x)dx$





# Funkcija gustoće vjerojatnosti

Primjer: čekanje tramvaja koji vozi svakih 5 min



$$P(X \leq 3) = \int_{-\infty}^3 f(x) dx = \frac{3}{5}$$

Uniformna ili pravokutna raspodjela!

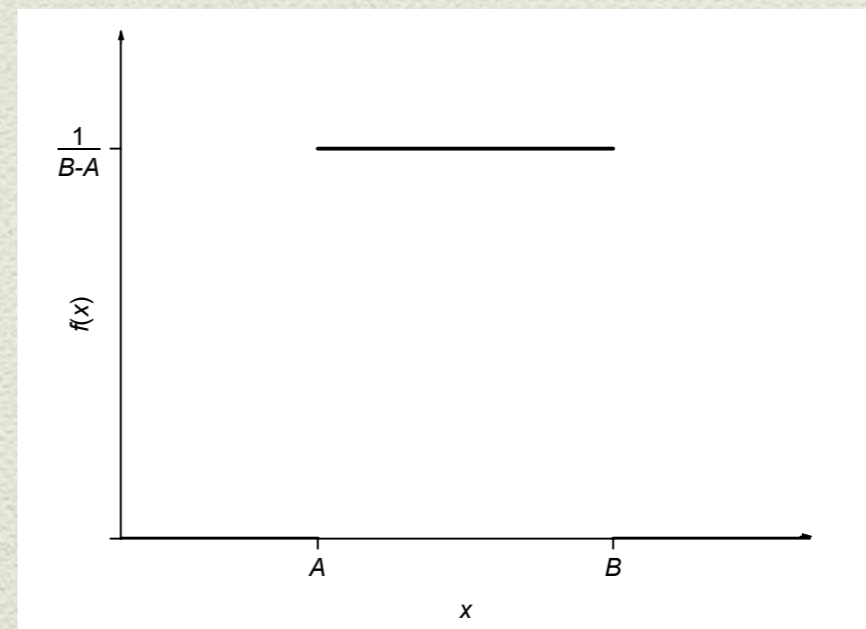


# Funkcija gustoće vjerojatnosti

Def.: Kontinuirana slučajna varijabla  $X$  ima uniformnu raspodjelu u intervalu  $[A, B]$  ako je funkcija gustoće vjerojatnosti dana s

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{B-A} & A \leq X \leq B \\ 0 & \text{inace} \end{cases}$$

Ilustracija pravokutne raspodjele:





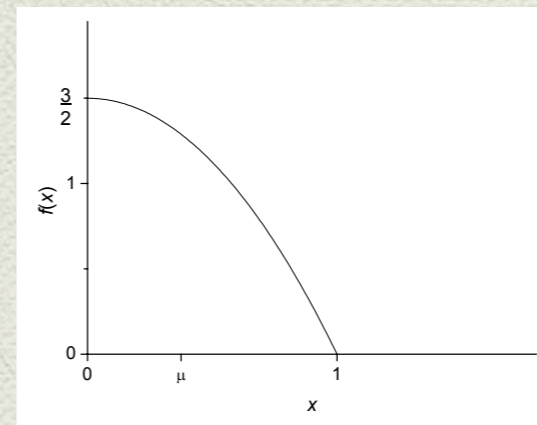
# Očekivanje kontinuirane slučajne varijable

Def.: Neka je  $X$  kontinuirana varijabla i  $f(x)$  njezina funkcija gustoće vjerojatnosti. Onda je njezino **očekivanje**

$$\mu_X = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$$

Primjer: neka je

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-x^2) & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{inace} \end{cases}$$



Očekivanje je:

$$E(X) = \int_0^1 x \cdot f(x) dx = \frac{3}{2} \int_0^1 (x - x^3) dx = \frac{3}{4} - \frac{3}{8} = \frac{3}{8}$$



# Varijanca kontinuirane slučajne varijable

Def.: Neka je  $X$  kontinuirana varijabla i  $f(x)$  njezina funkcija gustoće vjerojatnosti, a  $\mu$  njezino očekivanje. Onda je njezina **varijanca** dana relacijom:

$$V(X) = \sigma_X^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x) dx = E\left((X - \mu)^2\right)$$

**Standardna devijacija** je  $\sigma_X = \sqrt{V(X)}$

Vrijedi:  $V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$

Momenti:

$$m_r = \int_{-\infty}^{\infty} x^r f(x) dx$$

$$M_r = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^r f(x) dx$$



# Normalna (Gaussova) raspodjela

- premda postoje mnoge druge raspodjele, normalna raspodjela objašnjava najveći broj statističkih opažanja
- npr. raspodjela visina odraslih ljudi ili rezultati mjerenja fizikalnih veličina

Def.: Za slučajnu varijablu  $X$  kažemo da je distribuirana po zakonu normalne vjerojatnosti ako je područje njenih vrijednosti  $(-\infty, +\infty)$ , a funkcija gustoće vjerojatnosti

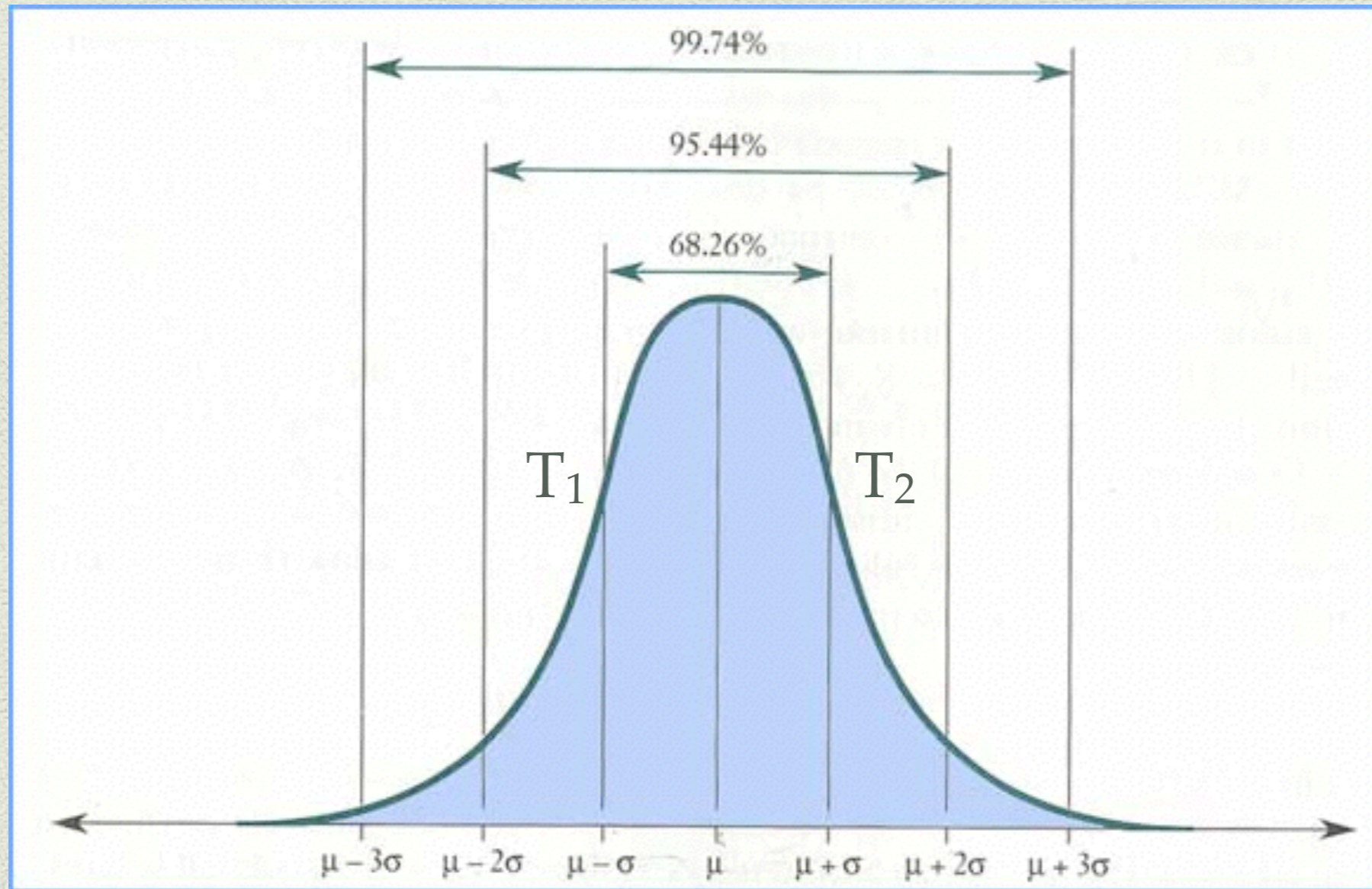
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

- gdje je  $\mu = E(x)$ ,  $\sigma = \sqrt{V(x)}$

- također je  $\alpha_3 = 0$  (simetrična raspodjela)  
 $\alpha_4 = 3$  (normalna spljoštenost)



# Normalna (Gaussova raspodjela)

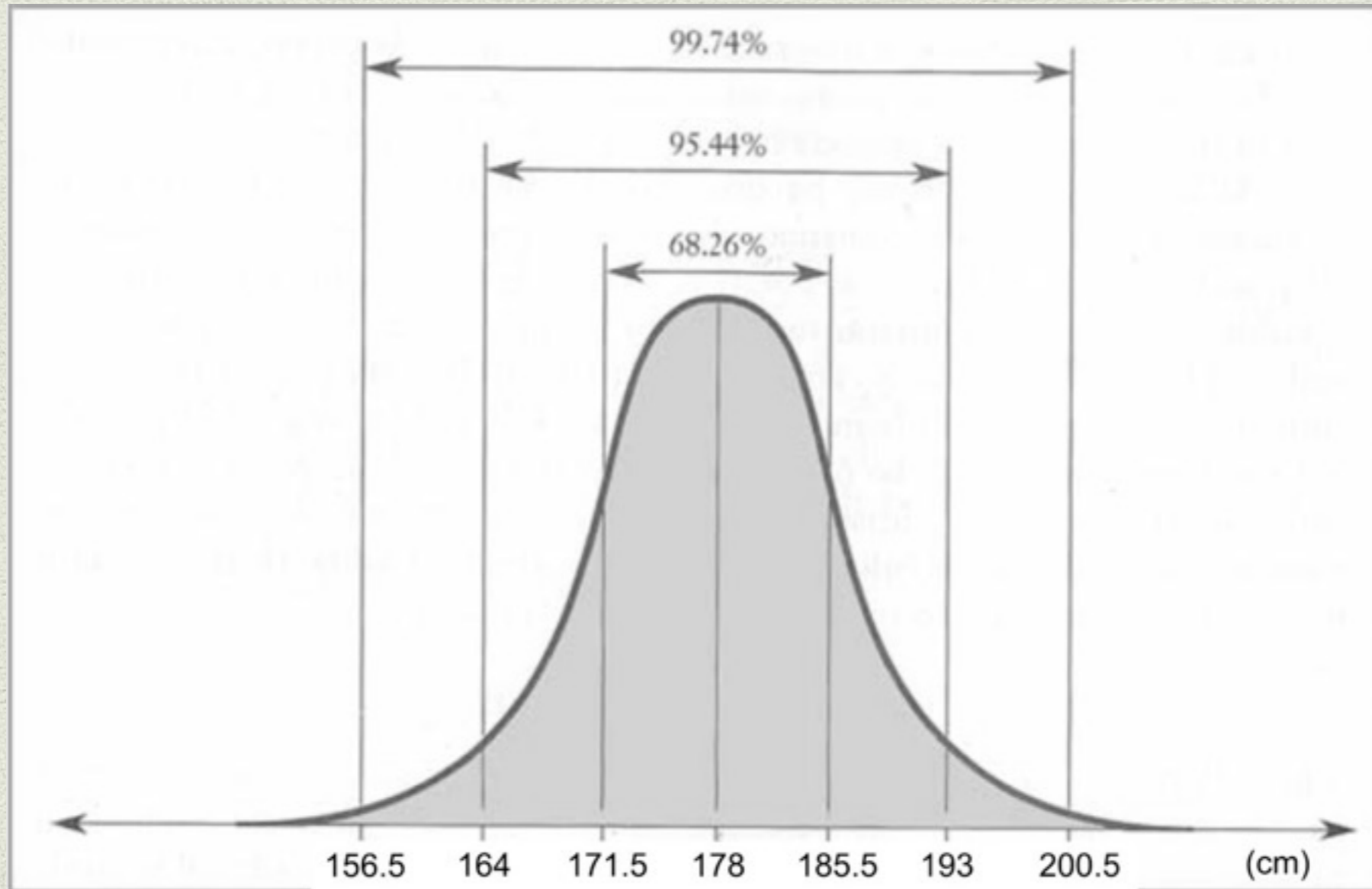


T1 i T2 - točke infleksije!

Npr.: prosječna visina muškaraca u Hr 178 cm  
st. devijacija 7.5 cm



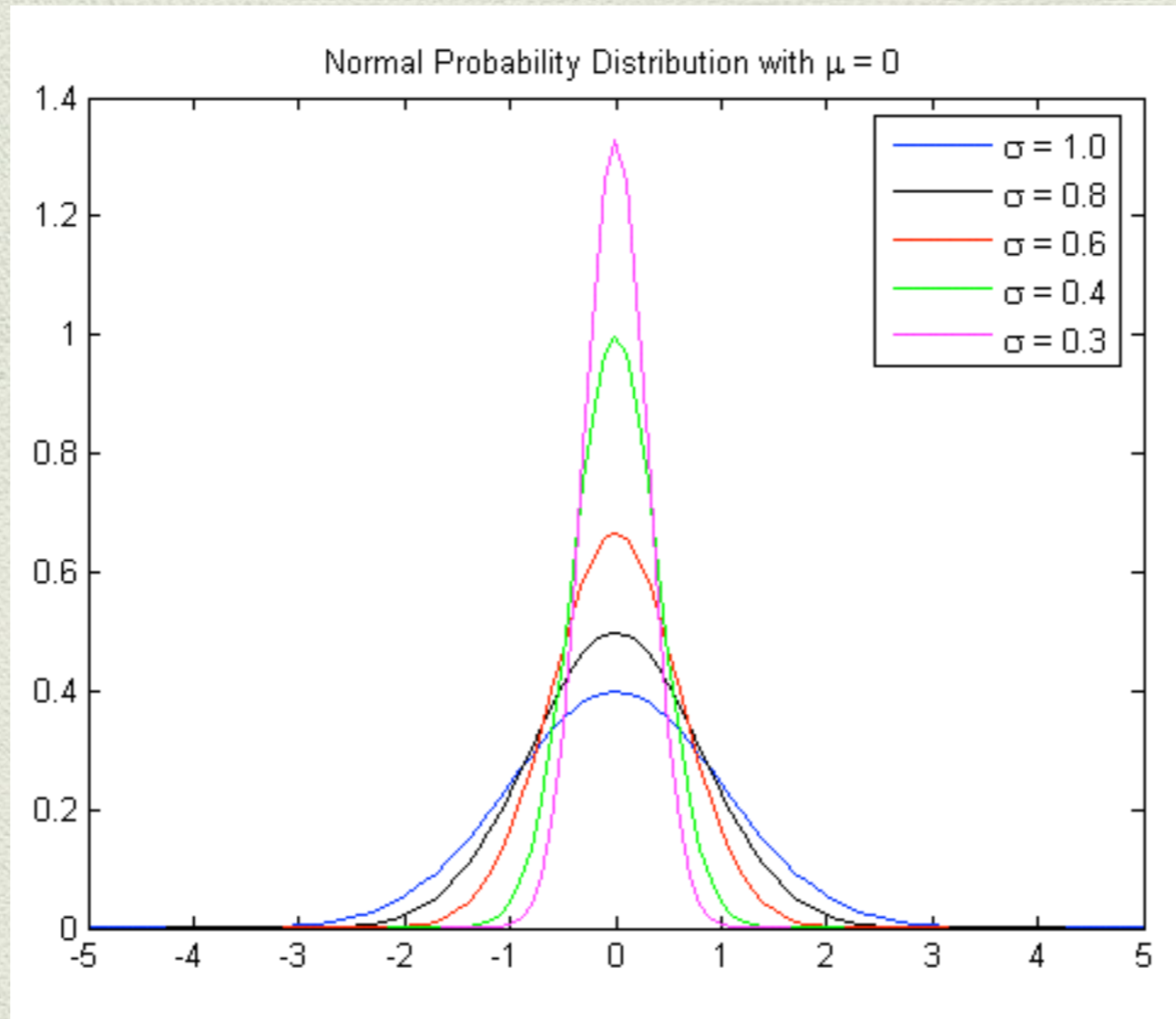
# Normalna (Gaussova raspodjela)



Npr.: prosječna visina muškaraca u Hr 178 cm  
st. devijacija 7.5 cm



# Normalna (Gaussova raspodjela)



Što veći  $\sigma$  to je funkcija gustoće vjerojatnosti šira!



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

Znamo otprije:

$$P(x_1 < x < x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx = F(x_2) - F(x_1)$$

U slučaju Gaussove raspodjele:

$$P(x_1 < x < x_2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{x_1}^{x_2} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx$$

uvodimo sljedeće supstitucije:

$$u = \frac{x - \mu}{\sigma}; \quad du = \frac{1}{\sigma} dx$$

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu}{\sigma}; \quad u_2 = \frac{x_2 - \mu}{\sigma}$$



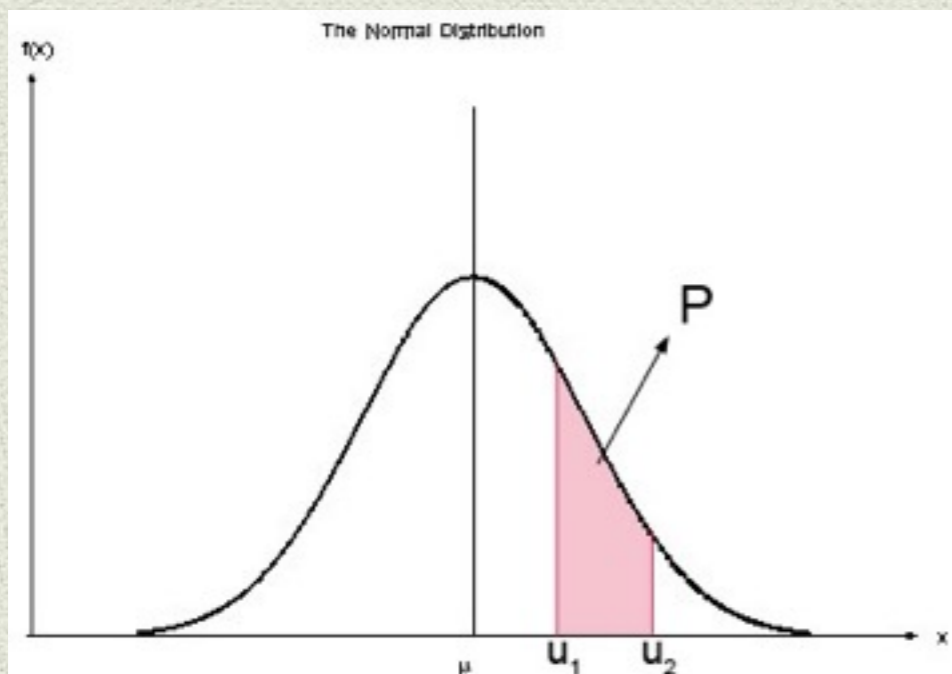
# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

To daje:

$$P(x_1 < x < x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{u_1}^{u_2} e^{-\frac{1}{2}u^2} du$$

Kako riješiti gornji izraz?

1)  $u_1, u_2 \geq 0$  ( $x_1, x_2 \geq \mu$ )



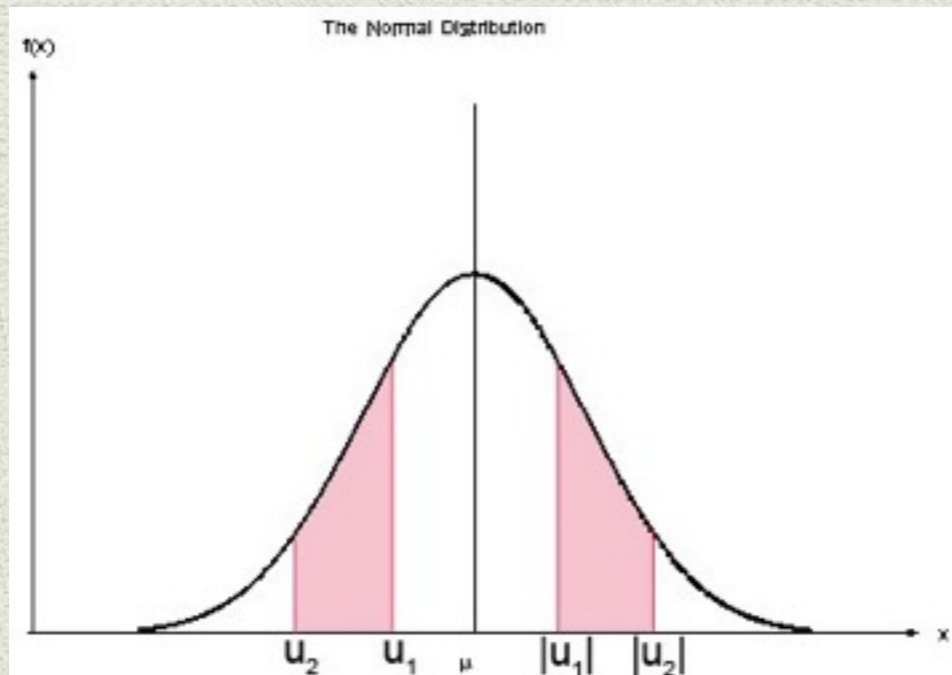
$$P = \Phi(u_2) - \Phi(u_1)$$

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{1}{2}u^2} du$$



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

2)  $u_1, u_2 \leq 0$  ( $x_1, x_2 \leq \mu$ )

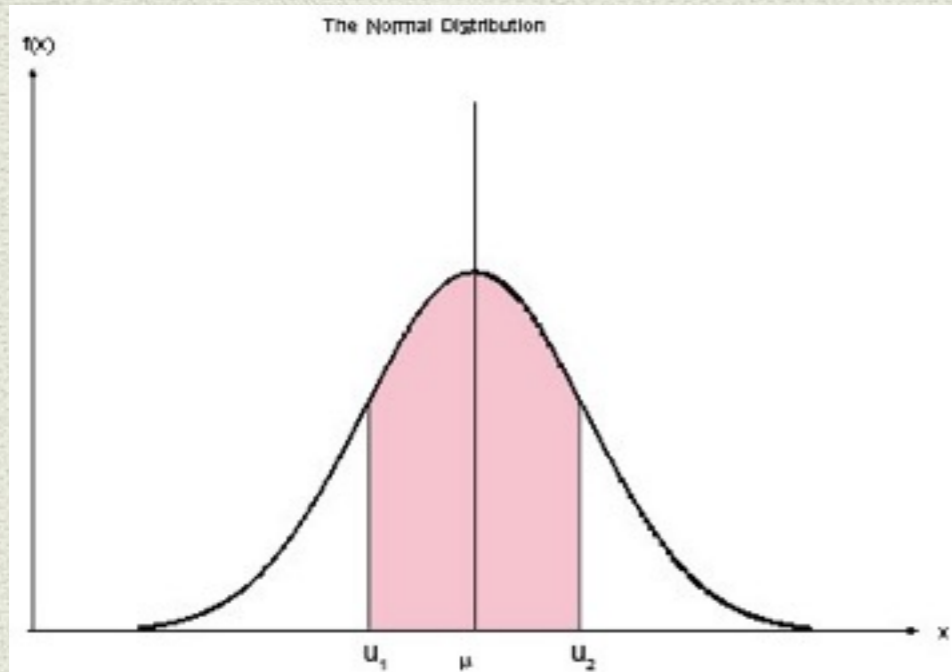


$$P = \Phi(|u_2|) - \Phi(|u_1|)$$



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

3)  $u_1 \leq 0, u_2 \geq 0$  ( $x_1 \leq \mu, x_2 \geq \mu$ )



$$P = \Phi(|u_1|) + \Phi(|u_2|)$$



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

## Svojstva funkcije $\Phi(t)$

(i)  $\Phi(-t) = -\Phi(t)$

$$\Phi(-t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{-t} e^{-\frac{1}{2}u^2} du = \left\{ u = -v, du = -dv \right\} = -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{1}{2}v^2} dv = -\Phi(t)$$

Uz to svojstvo, prethodna tri slučaja postaju:

$$P(x_1 < x < x_2) = \Phi(u_2) - \Phi(u_1)$$



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

$$(ii) \phi(\infty) = 1/2$$

To je intuitivno jasno jer  $P(0 < x < \infty) = \frac{1}{2}$

$$\Phi(\infty) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{2}u^2} du = \left\{ \frac{u^2}{2} = z, du = \sqrt{2}dz \right\} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-z^2} dz$$

$$\Phi^2 = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-x^2} e^{-y^2} dx dy = \left\{ \begin{array}{l} x^2 + y^2 = r^2, x = r \cos \varphi, y = r \sin \varphi, dx dy = r dr d\varphi \\ 0 < x, y < \infty \Rightarrow 0 < r < \infty, 0 < \varphi < \frac{\pi}{2} \end{array} \right\}$$

$$\Phi^2 = \frac{1}{\pi} \int_0^{\frac{\pi}{2}} d\varphi \int_0^{\infty} e^{-r^2} r dr = \frac{1}{\pi} \times \frac{\pi}{2} \times \int_0^{\infty} e^{-r^2} \frac{d(r^2)}{2} = \frac{1}{4} \int_0^{\infty} e^{-s} ds = \frac{1}{4}$$

$$\Phi = \sqrt{\Phi^2} = \frac{1}{2}$$



# Vjerojatnost pri normalnoj raspodjeli

(iii)  $\phi(0) = 0$  - očito

## Sumirajmo svojstva normalne raspodjele

- $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$
- $\mu = E(x), \sigma = V(x), \alpha_3 = 0, \alpha_4 = 0$
- $P(x_1 < x < x_2) = \Phi\left(\frac{x_2 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - \mu}{\sigma}\right)$
- $\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{1}{2}u^2} du$
- $\Phi(-t) = 1 - \Phi(t); \Phi(0) = \frac{1}{2}; \Phi(\infty) = 1$



# MURPHY'S LAW

What can go wrong, will go wrong.

Essentially, the laws of nature always work, whether we are paying attention or not.

(Equipment blows to protect fuses.)

(Interchangeable parts aren't & fail-safes don't.)

Mrs MURPHY'S COROLLARY

Murphy is too much of an optimist.