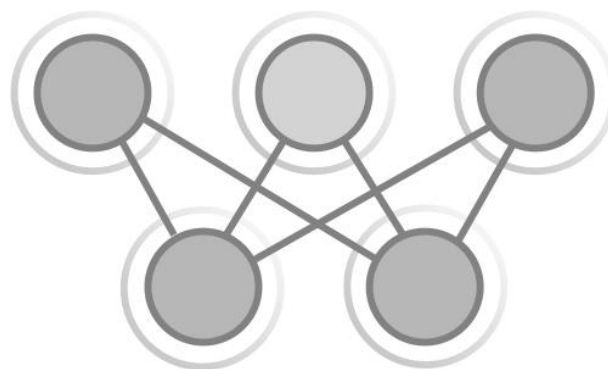


Prof.dr.sc. Bojana Dalbelo Bašić

Fakultet elektrotehnike i računarstva
Zavod za elektroniku, mikroelektroniku, računalne i inteligentne sustave

www.zemris.fer.hr/~bojana
bojana.dalbelo@fer.hr

Uvod u statističko zaključivanje



UVOD U STATISTIČKO ZAKLJUČIVANJE

riječ STATISTIKA (lat. *status* = stanje)

riječ VARIJABLA (engl. *variable* = *variate* = *factor*)

Statistika

- deskriptivna
- inferencijalna (*intervalne procjene, testiranje hipoteza*)
- univarijatna
- bivarijatna
- multivarijatna (testiranje, eksplorativna statistika)
- parametarska/neparametarska

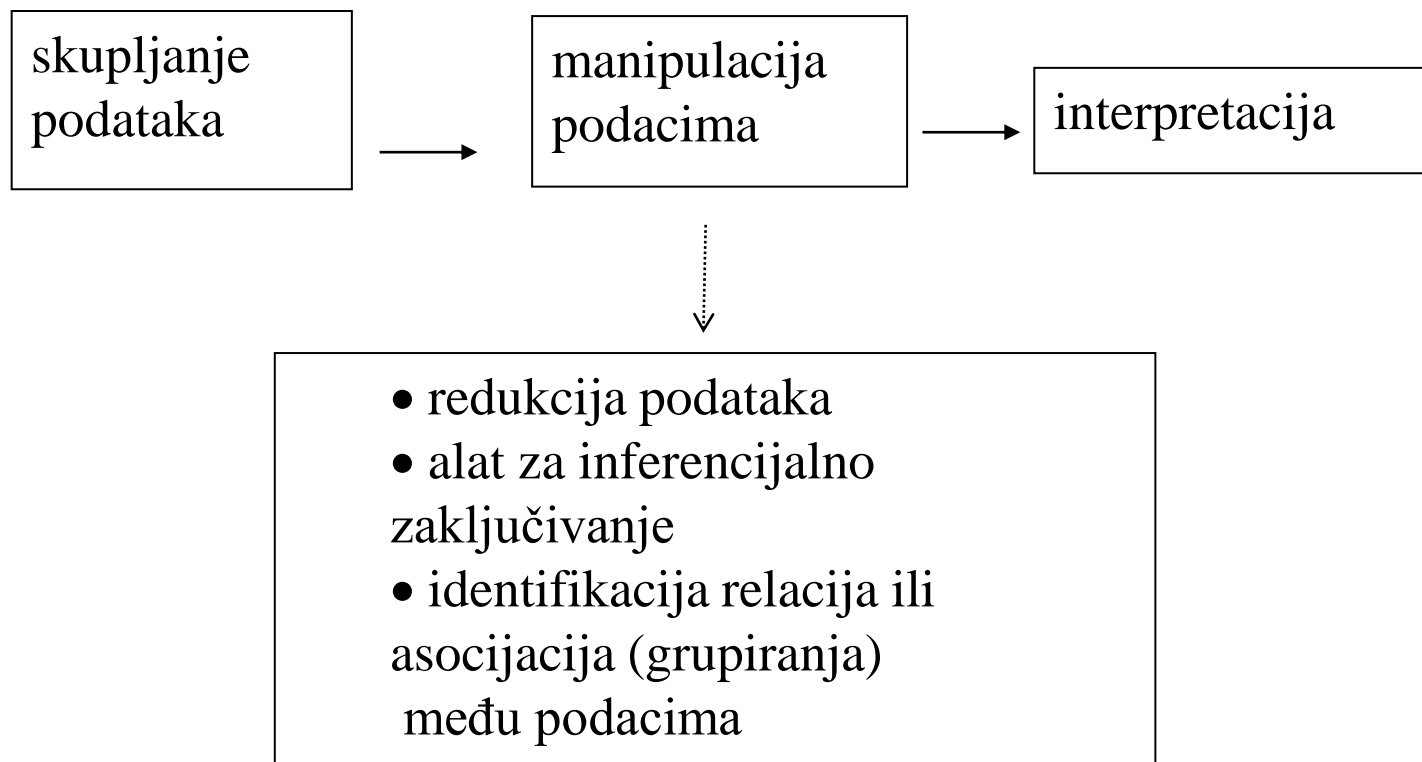
UVOD U STATISTIČKO ZAKLJUČIVANJE

Variable:

- zavisne, kriterijske varijable (*engl. dependent, criterion, response variable*)
- nezavisne, prediktorske varijable (*engl. independent, predictor, controlled, regressor variable*)

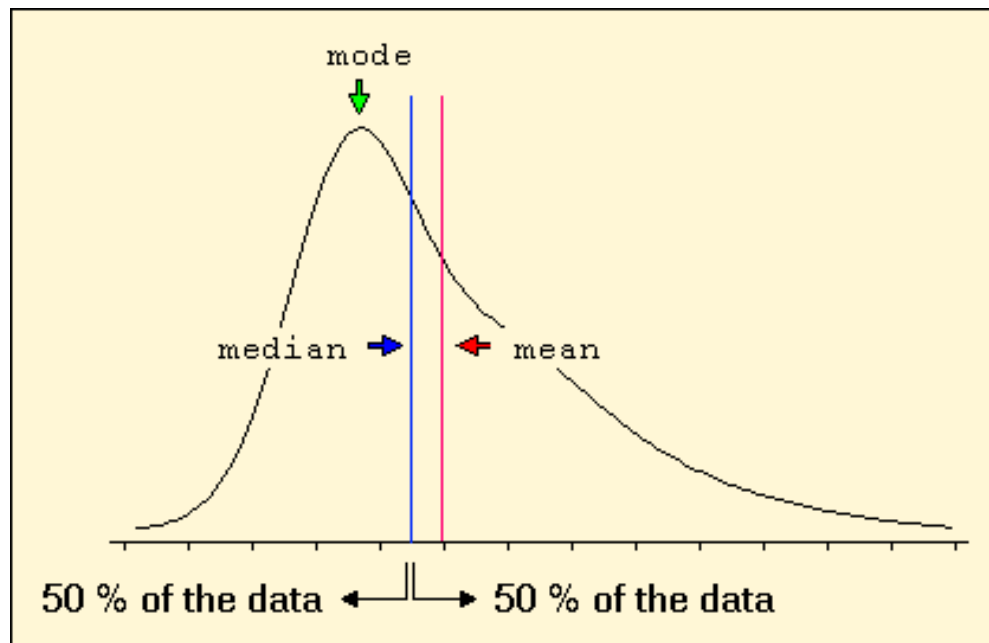
UVOD U STATISTIČKO ZAKLJUČIVANJE

Ciljevi statističke analize:



- **Objekti**
- **Varijable (obilježja, značajke)**
- **Mjerne skale:**
 - kvalitativne
 - nominalna
 - uređajna (relacija $<$) [primjer: skala tvrdoće]
 - kvantitativne
 - intervalna (operacije + i -) [primjer °C, °F]
 - racionalna (operacije +, -, *, /) [primjer °K]
- *Zadnje dvije su metrička skala*
- Podjela prema vrijednostima koje poprimaju:
 - kvalitativne vs. kvantitativne
 - diskretne vs. kontinuirane

- Mjere centralne tendencije:
 - aritmetička sredina (engl. mean)
 - medijan
 - mod

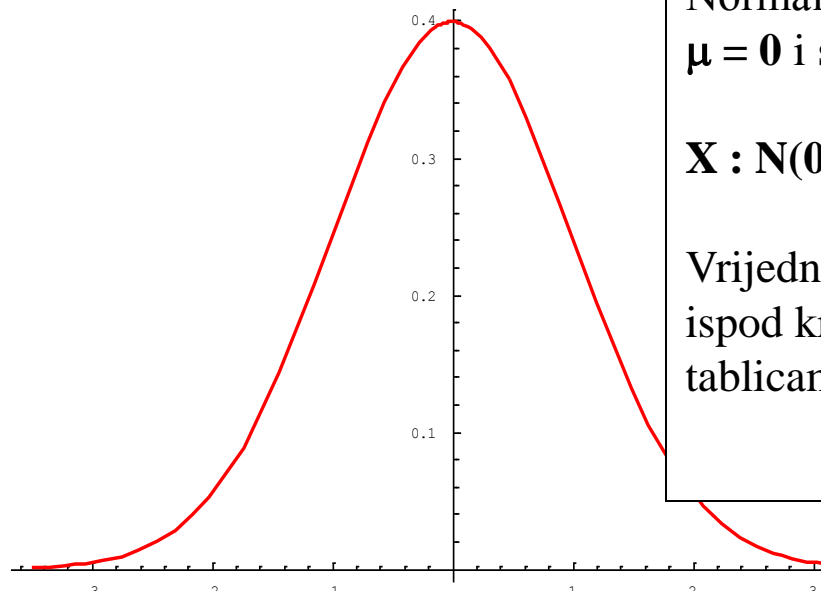


- Mjere rasipanja
 - varijanca (srednje kvadratno odstupanje)
 - standardna devijacija
 - rang
 - interkvartilni rang
 - srednje apsolutno odstupanje
- Distribucije frekvencija
 - relativne
 - kumulativne
- Grafički prikazi empirijskih distribucija:
 - histogrami
 - poligoni
 - *box and whisker* plot

Teorijske Distribucije

- binomna
- normalna
- t–distribucija
- χ^2
- F distribucija

- Normalna distribucija



Normalna distribucija s očekivanjem $\mu = 0$ i standardnom devijacijom $\sigma = 1$.

$X : N(0,1)$ - Označavamo je s **U** ili **Z**.

Vrijednosti vjerojatnosti tj. površina ispod krivulje **U** dani su u statističkim tablicama.

- Uobičajena oznaka za normalnu distribuciju s parametrima: očekivanjem μ i varijancom σ^2 je $N(\mu, \sigma^2)$.

- Velika većina obilježja u prirodi distribuirana je prema normalnoj razdiobi
- Iz tablica za jediničnu normalnu distribuciju U očitavamo:

$$P(-1.65 < U < 1.65) = 90\%$$

$$P(-1.96 < U < 1.96) = 95\%$$

$$P(-2.58 < U < 2.58) = 99\%$$

- Neka je X normalno distribuirana, tj. $X: N(\mu, \sigma^2)$. Vrijedi transformacija:

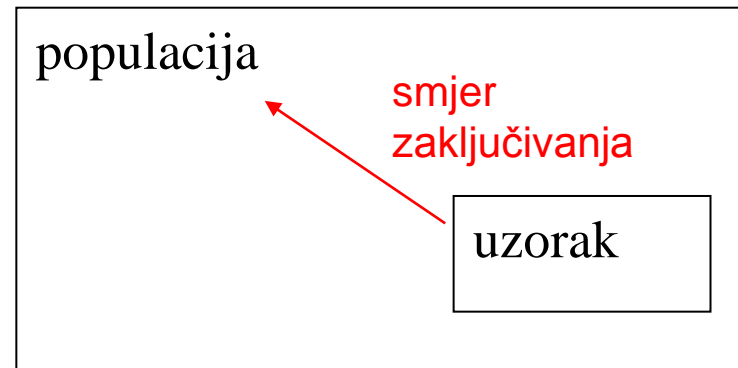
STANDARDIZACIJA - svođenje $X: N(\mu, \sigma^2)$ na U sa

transformacijom
$$U = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

$X: N(\mu, \sigma^2)$

- $P(\mu - 1.65\sigma < X < \mu + 1.65\sigma) = 90\%$
- $P(\mu - 1.96\sigma < X < \mu + 1.96\sigma) = 95\%$
- $P(\mu - 2.58\sigma < X < \mu + 2.58\sigma) = 99\%$

INFERENCIJALNA STATISTIKA



- **Populacija** – skup svih mogućih vrijednosti slučajne varijable
- **Uzorak** – podskup populacije
- **Parametar** je bilo koja funkcija populacije, neko svojstvo populacije koje nas zanima, npr. srednja vrijednost, standardna devijacija, proporcija, itd. Parametar se odnosi na populaciju i označava se malim grčkim slovima (μ , σ , π itd).

INFERENCIJALNA STATISTIKA

- Često nam vrijednosti parametra populacija nisu dostupne te ih procjenjujemo na temelju uzorka
- Procjena nekog parametra populacije na temelju uzorka naziva se **statistika ili procjenitelj** i označava se malim slovima (\bar{x} , s , p , ...). Općenito je vrijednost statistike i nepoznatog parametra populacije dana izrazom:
- **Statistika = Parametar_populacije \pm pogreška**
- Taj se izraz može zapisati u obliku:

nepoznato

$$\text{Parametar_populacije} = \text{Statistika} \pm \text{pogreška}$$

- Ono što želimo znati je s kojom **točnošću (preciznošću)** i s kojom **pouzdanošću (vjerojatnosti)**, neka statistika procjenjuje parametar populacije
- Primjer: $\mu = \bar{x} \pm \text{pogreška}$
- **Parametar** je svojstvo **populacije**
- **Statistika** je funkcija **uzorka** (podskupa te populacije) te za svaki novi uzorak izvučen iz iste populacije (istog osnovnog skupa) možemo dobiti različitu vrijednost statistike!!!

- Ali, ako znamo kako je statistika uzorka distribuirana – tj. ako znamo kako je distribuirana vrijednost statistike (\bar{x}) na temelju beskonačno mnogo uzoraka iste veličine izvučenih iz te populacije (to je distribucija vjerojatnosti statistike uzorka) – tada uz pomoć vjerojatnosti možemo procijeniti s kojom pouzdanošću se parametar populacije nalazi u određenim granicama. Dakle, možemo odrediti granice oko \bar{x} u kojima se nalazi parametar μ i pridruženu vjerojatnost za takvo odstupanje. ($\mu = \bar{x} \pm \text{pogreška, uz određenu vjerojatnost, tj. pouzdanost}$)

Ta se distribucija vjerojatnosti statistike uzorka naziva se

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA

(engl. sampling distribution)

- Poznavanje **distribucije uzorkovanja** neke statistike temelj je za inferencijalno statističko zaključivanje (intervale procjene parametara populacije, testiranje hipoteza)
- Svaki parametar populacije (srednja vrijednost μ , proporcija π , varijanca σ^2 , ...) ima svoju distribuciju uzorkovanja
- Važno svojstvo distribucije vjerojatnosti statistike su njezino očekivanje i standardna devijacija. Ta se **standardna devijacija distribucije neke statistike naziva STANDARDNA POGREŠKA (SE)**
- Od posebnog je značenja distribucija uzorkovanja srednje vrijednosti

- **Priistranost procjenitelja** Y za neki proizvoljan parametar populacije p je

$$E[Y] - p.$$

-

Ako je razlika $E[Y] - p = 0$ kažemo da je **procjenitelj nepristran**.

- Napomena: $E[Y]$ je očekivanje slučajne varijable Y

Primjer:

- Srednja vrijednost uzorka je nepristran procjenitelj prave srednje vrijednosti populacije μ .
- Proporcija uzorka x/n je nepristran procjenitelj prave proporcije π .

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- CENTRALNI GRANIČNI TEOREM

Neka je dana populacija sa srednjom vrijednošću μ i standardnom devijacijom σ .

Neka je μ srednja vrijednost od n slučajno odabranih nezavisnih opservacija iz te populacije.

Distribucija uzorkovanja srednje vrijednosti približava se normalnoj sa očekivanjem μ i standardnom devijacijom $SE = \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ kada $n \rightarrow \infty$

pogledati tekst i simulacije na adresi

<http://www.ruf.rice.edu/~lane/rvls.html>, posebno za ilustraciju CGT

pogledati animirani primjer na adresi

http://www.ruf.rice.edu/~lane/stat_sim/sampling_dist/index.html

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- **Standardna pogreška** (*engl. standard error*) nekog parametra je standardna devijacija distribucije uzorkovanja tog parametra. Ponekad se označava sa **SE**

Primjer

- Standardna pogreška distribucije uzorkovanja srednje vrijednosti je $SE = \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{n}}$, gdje je X slučajna varijabla osnovnog skupa (na primjer: visine populacije studenata Zagrebačkog Sveučilišta, težine proizvoda koje proizvede neka tvornica, itd.). Često se umjesto σ_X piše samo σ

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- Prije smo napomenuli da je
Parametar = Statistika \pm pogreška
- Ako za statistiku koja nas zanima odaberemo srednju vrijednost tada je

$$\mu = \bar{x} \pm \text{pogreška}$$

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- Prije smo napomenuli da je
Parametar = Statistika \pm pogreška
- Ako za statistiku koja nas zanima odaberemo srednju vrijednost tada je
$$\mu = \bar{x} \pm \text{pogreška}$$
- No sada, na temelju centralnog graničnog teorema koji nam kaže da su srednje vrijednosti uzoraka veličine n također distribuirane normalno sa standardnom pogreškom $SE = \sigma/\sqrt{n}$, možemo pisati:

$$\mu = \bar{x} \pm u_p \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \text{ sa pouzdanošću } I(u_p),$$

gdje je u_0 vrijednost jedinične normalne razdiobe, a $I(u_p)$ pripadna pouzdanost (vjerojatnost). Te se vrijednosti očitavaju u statističkim tablicama.

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

u_p	1.64	1.96	2.58
pouzdanost $I(u_p)$	90%	95%	99%

- Intervalna procjena očekivanja (za velike uzorke, $n \geq 30$)
$$\mu = \bar{x} \pm u_p \sigma / \sqrt{n},$$
 sa pouzdanošću $I(u_p)$,
dok je za male uzorke umjesto vrijednosti u_p jedinične normalne distribucije vrijednost studentove t-distribucije koja se očitava iz statističkih tablica za zadani broj stupnjeva slobode k , gdje je $k = n - 1$, a n je broj elemenata u uzorku.

$$\mu = \bar{x} \pm t(k) \sigma / \sqrt{n},$$
 s pouzdanošću ovisnom o $t(k)$

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- Centralni granični teorem (CGT) $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$
- Iz tvrdnje CGT-a slijede formule za **intervalne procjene očekivanja μ (za velike n , $n > 30$)**:

$$\bar{X} : N(\mu, \sigma^2/n)$$

- $P(\bar{x} - 1.65 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 1.65 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 90\%$
- $P(\bar{x} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 95\%$
- $P(\bar{x} - 2.58 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 2.58 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}) = 99\%$

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

Primjer:

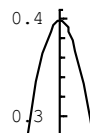
- Neka je X je normalno distribuirana sl. varijabla (kraće ćemo reći normalna distribucija).
- Neka su parametri od X - očekivanje 34 i standardna devijacija 4
- To zapisujemo X : $N(34, 4^2)$
- Kolika je vjerojatnost da slučajno izvučen primjer iz te distribucije poprimi vrijednost veću od 30?

$$P(X > 30) = P(U > (30 - 34)/4) = P(U > -1) =$$

(očitavamo iz stat. tablica) = 0.841

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA SREDNJE VRIJEDNOSTI

- Ako sada izvlačimo uzorak od 16 elemenata iz zadane distribucije $X: N(34, 4^2)$ i računamo srednju vrijednost, kolika je vjerojatnost da srednja vrijednost izračunata iz tog uzorka bude veća od 30?
- Prema CGT, \bar{X} je distribuirano s očekivanjem 34 i standardnom devijacijom $SE = 4/\sqrt{16} = 1$, dakle
- $P(\bar{X} > 30) = (\text{standardizacija}) = P(U > (30 - 34)/1) = P(U > -4) = 1$



- Slučajni pokus: dva moguća ishoda, A i nonA.
- Vjerojatnost događaja A, $P(A) = \pi$ i vjerojatnost da se ne dogodi A, $P(\text{non}A) = 1 - \pi$

Primjer

- Promatramo jedan proizvod: proizvod je ispravan s vjerojatnošću π . Mogući događaji:
- A = proizvod je ispravan, $P(A) = \pi$
- non A = proizvod je neispravan, $P(\text{non}A) = 1 - \pi$
- Pretpostavimo da imamo nizove od n takvih nezavisnih pokusa (Bernoullijevi nizovi)

- Kolika je vjerojatnost da će se događaj A pojaviti točno x puta u tom nizu?

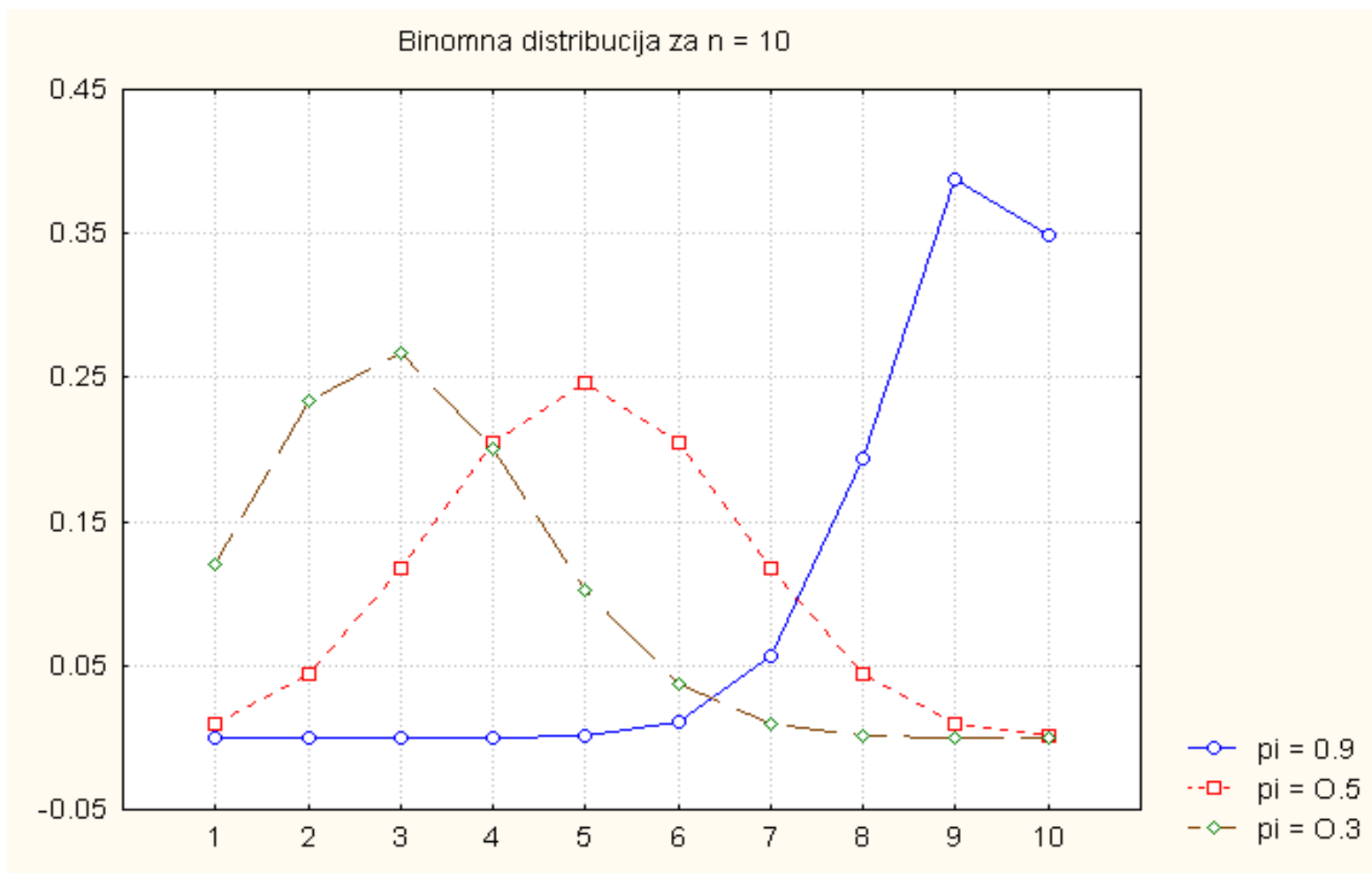
Primjer

- Uzorak od n proizvoda, kolika je vjerojatnost da točno x od n proizvoda ($0 \leq x \leq n$) bude ispravno?

- **Binomna slučajna varijabla s parametrima n i π**
- Kolika je vjerojatnost da će se događaj A pojaviti točno x puta u tom nizu? tj. Kolika je vjerojatnost da slučajna varijabla X poprimi vrijednost x ?

$$P(X = x) = \binom{n}{x} \pi^x (1 - \pi)^{n-x} \quad (1)$$

BINOMNA DISTRIBUCIJA



BINOMNA DISTRIBUCIJA

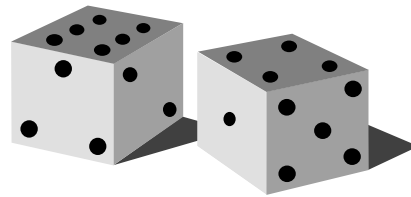
- Kolika je vjerojatnost da će se događaj A pojaviti između x_1 i x_2 puta u tom nizu od n pokusa?
- $$P(x_1 \leq X \leq x_2) = \sum_{i=x_1}^{x_2} \binom{n}{i} \pi^i (1-\pi)^{n-i} \quad (2)$$
- Očekivanje binomne slučajne varijable X je $E(X) = n\pi$
- Varijanca binomne slučajne varijable $V(X) = \sigma^2 = n\pi(1-\pi)$

Primjer:

- $n = 15, \pi = 0.2 \quad x = 4$
- $P(X = 4) = 0.188$

Primjer:

- Da li je povoljno kladiti se da će u 24 uzastopna bacanja dvije igraće kocke barem jednom pasti dvostruka šestica?



Primjer:

- $N = 300$, $\pi = 0.2$, $P(100 > X > 50) = ?$

- **Aproksimacija binomne normalnom** (Moivre-Laplaceova formula)

$$P(x_1 \leq X \leq x_2) \approx P\left(\frac{x_1 - n\pi}{\sqrt{n(1-\pi)\pi}} \leq U \leq \frac{x_2 - n\pi}{\sqrt{n(1-\pi)\pi}}\right)$$

Uz uvjet $n\pi > 5$ i $n\pi(1-\pi) > 5$.

Proporcija

- X binomna slučajna varijabla s parametrima n i π , tj.
- X: B(π , n)
- Proporcija je omjer $P = X/n$

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA PROPORCIJE

- Promatramo nizove od **n** elemenata
- Zanima nas broj elemenata u tom nizu od **n** koji imaju neko svojstvo A. Označimo taj broj s **x**
(**Bernoullijevi nizovi**)
- **Proporcija P** je omjer **$P = X/n$**

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA PROPORCIJE

Primjer

- Neka je dana neka hipoteza h
- Pretpostavimo da imamo uzorak sastavljen 14 elemenata tj. primjera za učenje. Ako 8 od 14 primjera zadovoljava hipotezu h tada je proporcija uspjeha hipoteze h na tom skupu (uzorku) jednaka $p_1 = x/n = 8/14$
- Uzmimo neki drugi uzorak tj. skup primjera za učenje i neka je na tom skupu proporcija valjanosti hipoteza $p_2 = 5/14$
- Neka je dan neki treći skup primjera za učenje iste veličine i neka je na njemu $p_3 = 7/14$
- Ako nastavimo s tim postupkom u ∞ dobivamo **distribuciju uzorkovanja proporcije koju označavamo s P**

DISTRIBUCIJA UZORKOVANJA PROPORCIJE

(Posljedica Moivre -Laplaceovog teorema - CGT)

- **Distribucija uzorkovanja proporcije** za velike n približava se normalnoj distribuciji s

očekivanjem π i

standardnom devijacijom $\sigma_p = \sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}$

INTERVALNE PROCJENE PROPORCIJE

- Parametar populacije = statistika_uzorka \pm pogreška
- Primjeri: $\pi = p \pm$ pogreška, $\mu = \pm$ pogreška.
- Na temelju poznate distribucije uzorkovanja proporcije izvode se intervalne procjene proporcije

$$P\left(p - 2.58\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} < \pi < p + 2.58\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} \right) = 99\%$$

$$P\left(p - 1.96\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} < \pi < p + 1.96\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} \right) = 95\%$$

INTERVALNE PROCJENE PROPORCIJE

Primjer

- Jedan strijelac je pogodio 5 puta u metu od 10 pokušaja
- Drugi strijelac je pogodio 50 puta u metu od 100 pokušaja
- Što možemo reći o pravoj proporciji pogodaka jednog i drugog strijelca?

$$P\left(0.5 - 1.96\sqrt{\frac{0.5(1-0.5)}{10}} < \pi < 0.5 + 1.96\sqrt{\frac{0.5(1-0.5)}{10}}\right) = 95\%$$

$$P\left(0.5 - 1.96\sqrt{\frac{0.5(1-0.5)}{100}} < \pi < 0.5 + 1.96\sqrt{\frac{0.5(1-0.5)}{100}}\right) = 95\%$$

INTERVALNE PROCJENE PROPORCIJE

Prvi strijelac:

- $P(0.5 - 1.96 \cdot 0.158 < \pi < 0.5 + 1.96 \cdot 0.158) = 95\%$
- $P(0.5 - 0.31 < \pi < 0.5 + 0.31) = 95\%$
- **$P(0.19 < \pi < 0.81) = 95\%$**

Drugi strijelac:

- $P(0.5 - 1.96 \cdot 0.05 < \pi < 0.5 + 1.96 \cdot 0.05) = 95\%$
- $P(0.5 - 0.098 < \pi < 0.5 + 0.098) = 95\%$
- **$P(0.402 < \pi < 0.598) = 95\%$**

1. **direktno statističko** zaključivanje (inferencijalno): *točkovne ili intervalne procjene*
 - uzorak koristimo za procjenu parametra populacije
2. **indirektno**: *testiranje hipoteza*
 - Uzorak podržava ili diskreditira a priori postavljenu tvrdnju ili pretpostavku o stvarnoj vrijednosti parametra populacije
 - Hipoteza o populacionom parametru proizlazi iz
 - prethodnih ispitivanja
 - teoretskih pretpostavki

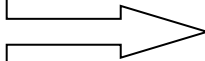
- Ako postupkom testiranja nađemo da je H_0 neprihvatljiva s aspekta vjerojatnosti, tada prihvaćamo (vjerujemo) u alternativnu hipotezu
- Isto kao što ne možemo naći 100% interval pouzdanosti tako ni testiranje ne daje 100% sigurnost u ispravnost odluke već su pouzdanosti s kojim radimo 90, 95, 99%. Naime, u postupku testiranja unaprijed zadajemo (i time kontroliramo) pogrešku (tj. rizik s kojim radimo statistički test) a to je vjerojatnost odbacivanja istinite hipoteze. Ta se vjerojatnost naziva **nivo signifikantnosti** (nivo značajnosti) ili pogreška prvog reda i označava se α

TESTIRANJE HIPOTEZA

Postupak:

- Postavljaju se dvije međusobno isključive hipoteze koje zajednički iscrpljuju sve mogućnosti

dvostrani test

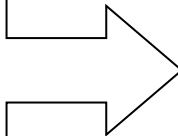


$$H_0 \quad \theta = a$$

$$H_1 \quad \theta \neq a$$

ili

jednostrani
testovi



$$H_0 \quad \theta = a$$

$$H_1 \quad \theta < a$$

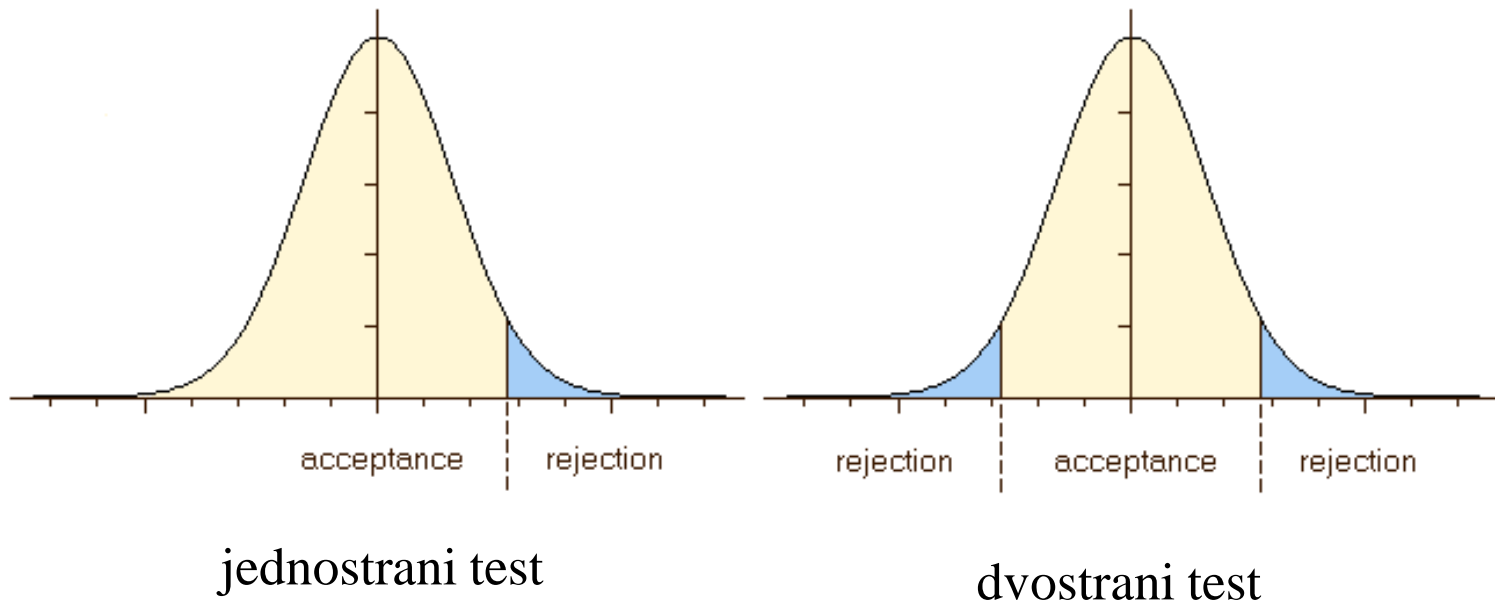
ili

$$H_0 \quad \theta = a$$

$$H_1 \quad \theta > a$$

TESTIRANJE HIPOTEZA

- U zadnja dva slučaja moramo biti sigurni da $\theta > a$, $\theta < a$, nije moguće!



TESTIRANJE HIPOTEZA

- Postavljanje hipoteza dešava se na logičkoj razini, tj. vezano je za problem poznavanja područja problema
- Prihvatanje hipoteze tj. vjerovanje u određenu hipotezu je stvar statističke odluke

Primjer

$$H_0 \quad \mu = 20$$

$$H_1 \quad \mu \neq 20$$

Uzorak od 100 elemenata dao je

a) $\bar{x} = 19.1$

b) $\bar{x} = 19.9$

c) $\bar{x} = 16$

- Pretpostavimo da znamo da je st.dev. populacije $\sigma = 3$

- Pitanje je da li je moguće, tj. koliko je vjerojatno da dobijemo srednju vrijednost uzorka $\bar{x} = 19.1$ ako je $\mu = 20$. Ako je ta vjerojatnost mala onda smo skloni ne vjerovati u pretpostavku iz nulte hipoteze.
- Pitanje je *koliko je to “malo vjerojatno”* ?
- Obično je to 1% ili 5% i naziva se **nivo značajnosti (signifikantnosti)** i označava se s α .
- α je vjerojatnost odbacivanja istinite hipoteze!
- Rizik testiranja koji se određuje unaprijed!

a) $\bar{x} = 19.1$, odaberemo $\alpha = 0.05$ tj. 5%. Radimo dvostrani

U - test

$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{19.1 - 20}{3 / \sqrt{100}} = -3$$

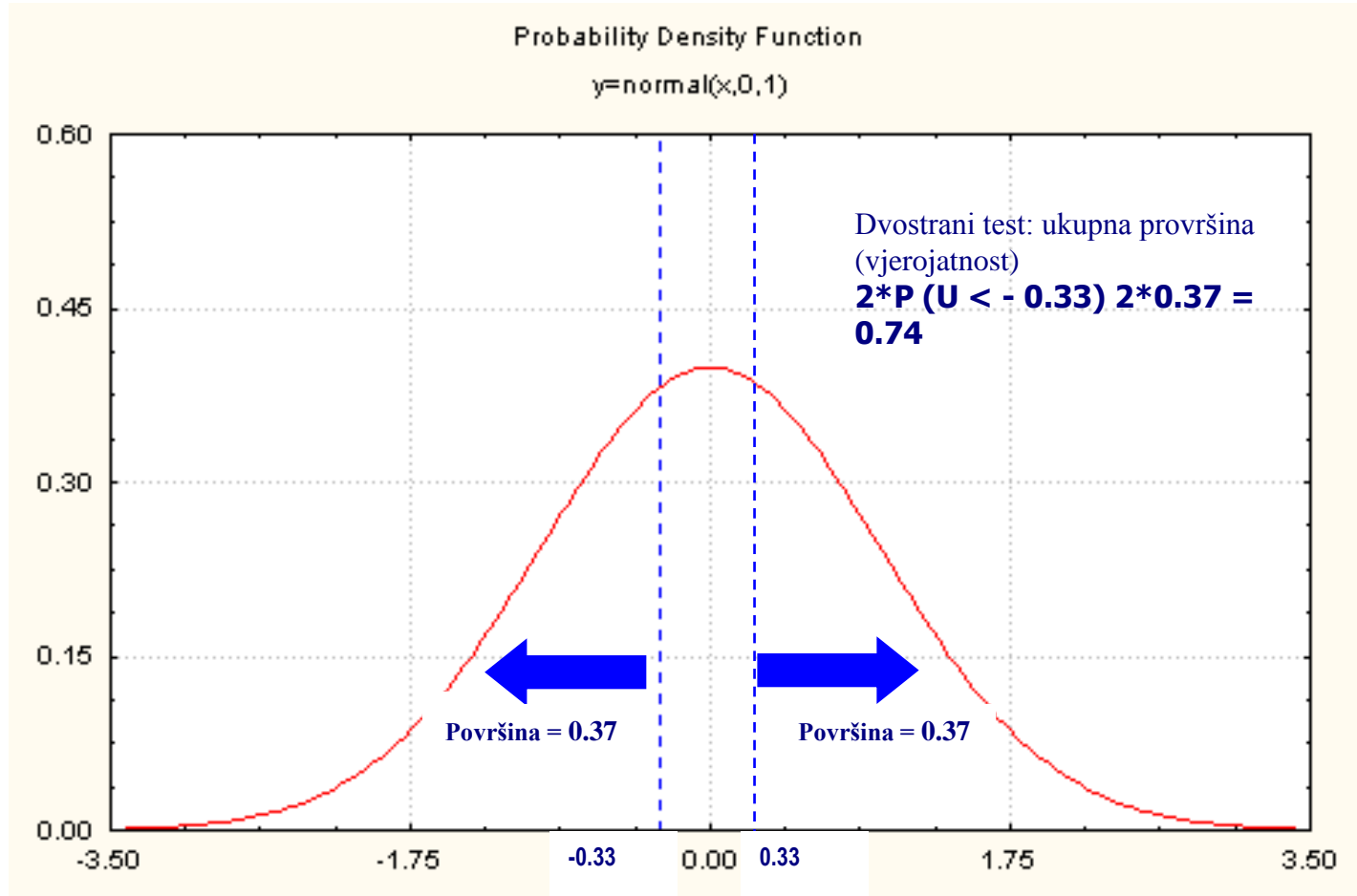
- Vjerojatnost da je $P(U < -3)$ je praktički jednaka 0 (pa onda i $2 \cdot P(U < -3) \approx 0$, jer radimo dvostrani test pa gledamo površine u oba repa), tj. ta je vjerojatnost puno manja od 0.05 (koliki je nivo signifikantnosti testa) pa odbacujemo nultu hipotezu
- **Interpretacija:** Vjerojatnost da na temelju uzorka od 100 elemenata dobijemo srednju vrijednost 19.1, ako je prava vrijednost 20, je praktički nula pa smo stoga skloni NE vjerovati u nultu hipotezu tj. odbacujemo je.

b) $\bar{x} = 19.9$, odaberemo $\alpha = 0.05$ tj. 5%. Radimo dvostrani U - test

- $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{19.1 - 20}{3 / \sqrt{100}} = -0.33$
- Iz statističkih tablica slijedi da je vjerojatnost $2*P(U < -0.33) = 2*0.37 = 0.74$ što je puno veće od $\alpha = 0.05$ (koliki je nivo signifikantnosti testa) \Rightarrow prihvaćamo nultu hipotezu.
- **Interpretacija:** Nemamo razloga, na temelju predloženog uzorka (uzorak od 100 elemenata čija je srednja vrijednost $\bar{x} = 19.9$), sumnjati u istinitost nulte hipoteze!

- Vjerojatnost da dobijemo srednju vrijednost uzorka (po apsolutnoj vrijednosti jednaku ili veću od) $\bar{x} = 19.1$ je 0.74, ako je stvarna srednja vrijednost populacije 20. To je puno veća vjerojatnost od 0.05 što je granična vjerojatnost s kojom radimo testiranje.
- Mogli bi reći da uzorak podržava tvrdnju iz nulte hipoteze s vjerojatnošću 0.74

TESTIRANJE HIPOTEZA



POGREŠKE PRVOG I DRUGOG REDA

- Prilikom testiranja možemo učiniti dva tipa pogrešaka: greške I i II reda
- Usporedba postupka statističkog testiranja i pravosudnog postupka:
- H_0 Osumnjičeni je nevin
- H_1 Osumnjičeni je kriv

Odluka suda	Stvarno stanje		Zaključak	Stvarno stanje	
	Nevin	Kriv		H_0 je istina	H_0 je laž
Nevin	✓	pogreška	H_0 prihvaćamo	✓	β (greška II reda)
Kriv	pogreška	✓	H_0 odbacujemo	α (greška I reda)	✓

POGREŠKE PRVOG I DRUGOG REDA

- **Pogreška I reda ili α** je pogreška koju uvijek možemo kontrolirati prilikom statističkog zaključivanja
- Zadaje se unaprijed, a **hipoteze se formuliraju tako da ona pogreška koja nam je važnija bude pogreška prvog reda α**
- Na primjer, u pravosudnom postupku možemo učiniti dvije pogreške, da nevinog čovjeka osudimo ili da krivog oslobodimo. Možemo se odlučiti da je važnije kontrolirati vjerojatnost pogreške da nevinog čovjeka osudimo

POGREŠKE PRVOG I DRUGOG REDA

Formuliramo hipoteze:

- H_0 Osumnjičeni je nevin i
 - H_1 Osumnjičeni je kriv
-
- Pogreška prvog reda ili α je vjerojatnost odbacivanja hipoteze H_0 kada je ona zapravo istinita, tj. u ovom slučaju vjerojatnost da nevinog čovjeka proglasimo krivim
 - Kada bi obrnuli hipoteze i stavili H_0 *Osumnjičeni je kriv*, tada bi zadavali unaprijed i time kontrolirali pogrešku da krivog čovjeka oslobodimo

Pogreška II reda ili β

- Vjerojatnost prihvatanja hipoteze H_0 kada je H_1 istina (dakle H_0 je laž)!
- U našem primjeru postavljenih hipoteza:
 - H_0 Osumnjičeni je nevin
 - H_1 Osumnjičeni je kriv
- To je slučaj kada je osumnjičeni zaista kriv no mi ga proglasimo nevinim

POGREŠKE PRVOG I DRUGOG REDA

β ovisi o:

- pravoj vrijednosti parametra o kojem raspravljamo (alternativna hipoteza), β pada kada je veća razlika između pretpostavljene i prave vrijednosti parametra koji se testira (distribucije su razdijeljene)
- pogrešci α , tj. β raste kada α pada i obrnuto, te jednostranom ili dvostranom testu, β
- standardnoj devijaciji populacije, β se povećava što je st. dev. populacije veća
- veličini uzorka, β se smanjuje kada veličina uzorka raste.

Zadnja dva parametra određuju standardnu pogrešku SE

TESTIRANJE PROPORCIJA

1. Formuliranje statističke hipoteze

$$H_0 \quad \pi = 0.005$$

$$H_1 \quad \pi < 0.005$$

(jednostrani, lijevi test – područje odbacivanja hipoteze je na lijevo)

2. Odredi statistiku za testiranje: **proporcija P**

Znamo da vrijedi
$$U = \frac{P - \pi}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

3. Odaberi nivo značajnosti testa tj. pogrešku prvog reda α , neka je $\alpha = 5\%$ i pripadnu kritičnu vrijednost očitaj iz tablica.

Za odabrani nivo značajnosti i jednostrani test $u_{\text{krit}} = -1.64$

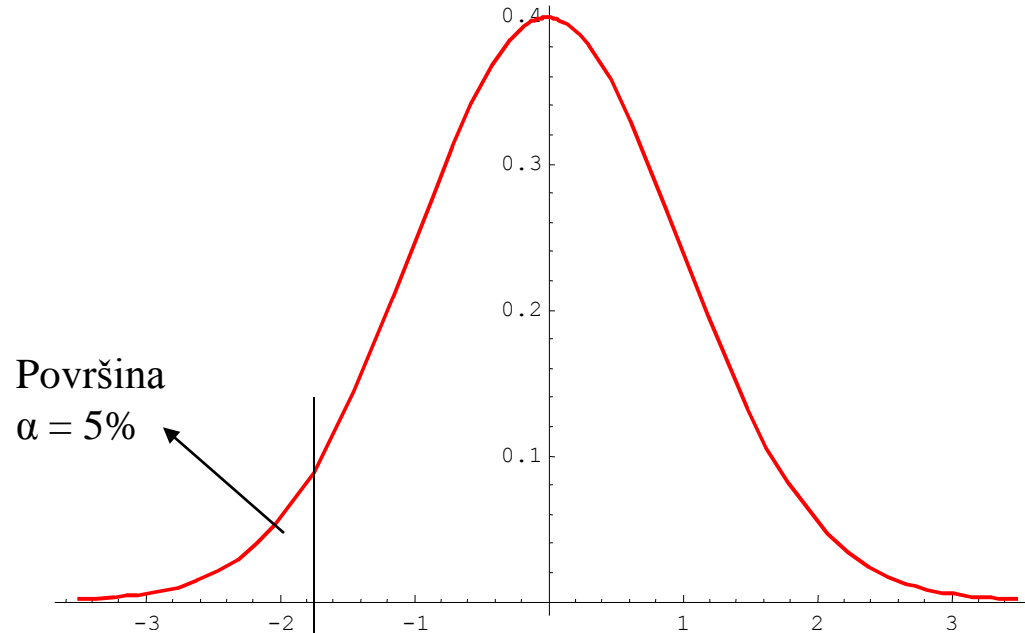
4. Uzmi slučajan uzorak $n=2000$ i izračunaj vrijednost statistike P na njemu, tj. $p=3/2000=0.0015$

$$u = \frac{0.0015 - 0.005}{\sqrt{\frac{0.005(1 - 0.005)}{2000}}} = -2.26$$

5. Donesi odluku:

Ako je izračunata vrijednost statistike $u < u_{\text{krit}}$ odbaci nultu hipotezu. Kako je $-2.26 < -1.64$ H_0 odbacujemo!

TESTIRANJE PROPORCIJA



Područje odbacivanja H_0		Područje prihvatanja H_0	
	-1.64	0.0	
-2.26			

- Neparametarski test
- Koristi se za dvije kategorije testova:
- Testiranje ponašanja po distribuciji (engl. *goodness of fit*)
- Testiranje nezavisnosti klasifikacija: kontingencijske tablice (engl. *contingency tables*)
- H_0 dvije kvalitativne populacijske varijable su nezavisne
- RxS tablice (R-retci, S-stupci)

$$\chi^2 = \sum (f_{\text{obs}} - f_{\text{izracunata}})^2 / f_{\text{izracunata}}$$

	PUŠAĆI	NEPUŠAĆI	total
MUŠKARCI	110	90	200
ŽENE	104	96	200
total	214	186	400

	PUŠAĆI	NEPUŠAĆI	total
MUŠKARCI	107 = (214*200/400) (110)	93 (90)	200
ŽENE	107 (104)	93 (96)	200
total	214	186	400

$$\chi^2 = (110-107)^2/107 + (104-107)^2/107 + (90-93)/93 + (96-93)/93 = 0.084 + 0.084 + 0.097 + 0.097 = 0.362$$

koristiti statističke tablice ili program

Broj stupnjeva slobode = $(R-1)(S-1)=1$ (u ovom slučaju)

Da li postoji statistički značajna razlika između spolova u odnosu na pušenje?