

Sadržaj

Sadržaj	1
15 TESTIRANJE HIPOTEZA	3
15.1 ZA VJEROJATNOST	7
15.2 ZA OČEKIVANJE $n > 30$	10
15.3 ZA OČEKIVANJE normalne	13
15.4 ZA VARIJANCU	18
15.5 Ponovimo	22

Poglavlje 15

TESTIRANJE HIPOTEZA

Teorija testiranja statističkih hipoteza sastoji se u određivanju kriterija na osnovu kojeg pomoću eksperimentalnih vrijednosti slučajne varijable možemo odlučiti prihvaćamo li ili odbacujemo hipotezu. Parametarske hipoteze odnose se na parametre poznate funkcije distribucije slučajne varijable, a neparametarske se odnose na nepoznatu razdiobu.

Definicija 15.1 (STATISTIČKA HIPOTEZA)

Statistička hipoteza je bilo koja pretpostavka o distribuciji neke slučajne varijable (slučajnog vektora). Neparametarska hipoteza je pretpostavka o funkciji distribucije neke slučajne varijable. Parametarska hipoteza je pretpostavka o parametrima poznate distribucije neke slučajne varijable. Statističke hipoteze označavamo s H_0, H_1, \dots, H_n .

PRIMJER 15.1 $H_0(\lambda = \lambda_0)$ je parametarska hipoteza za parametar λ u Poissonovoj distribuciji.

Definicija 15.2 (PROSTA HIPOTEZA)

Parametarska hipoteza je prosta hipoteza ako sadrži samo jednu pretpostavku o parametru (npr. $H_0(\mu = \mu_0)$). Parametarska hipoteza je složena ako se sastoji od konačno ili beskonačno mnogo prostih hipoteza (npr. $H_1(\mu > \mu_0)$, $H_1(\mu < \mu_0)$, $H_1(\mu \neq \mu_0)$).

Definicija 15.3 (STATISTIČKI TEST)

Testiranje statističkih hipoteza moguće je ako postaje barem dvije alternativne hipoteze: H_0 nul-hipoteza i njoj alternativna H_1 hipoteza (u nekom smislu suprotna). Statistiku T na uzorku (X_1, X_2, \dots, X_n) pomoću koje se donosi odluka o prihvaćanju nul-hipoteze

ili prihvaćanju neke od alternativno postavljene hipoteze ako je dobivena vrijednost slučajnog uzorka (x_1, x_2, \dots, x_n) zovemo statističkom testom. Test statistika ima svoju poznatu distribuciju.

PRIMJER 15.2 Neka je nul-hipoteza $H_0(p = p_0)$ za slučajne varijable koje imaju $B(1, p)$ binomnu distribuciju.

Test statistika $T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ima normalnu distribuciju $T \sim N(p, \frac{1}{n}p(1-p))$, za $n \rightarrow \infty$.

Definicija 15.4 (GREŠKA PRVE VRSTE, NIVO ZNAČAJNOSTI)

Testom je napravljena greška prve vrste ako se nije prihvatila ispravna nul-hipoteza. Vjerojatnost da se napravi greška prve vrste naziva se nivo (razina) značajnosti i označava s α .

Definicija 15.5 GREŠKA DRUGE VRSTE, JAKOST TESTA

Testom je napravljena greška druge vrste ako se prihvatila lažna nul-hipoteza. Vjerojatnost da se napravi greška druge vrste označava s β . Vjerojatnost da se ne napravi greška druge vrste zove se jakost testa označava s η , $\eta = 1 - \beta$. (Jakost testa je vjerojatnost da se odbaci lažna nul-hipoteza.)

Definicija 15.6 Kritično područje

Vrijednost t_{kr} statistike T na uzorku (X_1, X_2, \dots, X_n) na osnovu koje odlučujemo prihvaćamo li ili odbacujemo nul-hipotezu H_0 zove se kritična točka.

Skup vrijednosti statistike T za koje se prihvaća H_0 zove se područje prihvaćanja nul-hipoteze, a skup vrijednosti statistike T za koje se ne prihvaća H_0 zove se kritično područje. Jednostrano kritično područje može biti određeno s uvjetom $T > t_{kr}$ za $t_{kr} > 0$ ili uvjetom $T < t_{kr}$ za $t_{kr} < 0$.

Dvostrano kritično područje određeno je s uvjetom $T < t_{kr1}$ i $T > t_{kr2}$ za $t_{kr1} < t_{kr2}$.

NAPOMENA 15.1 Neka je zadan nivo značajnosti α i test statistika T za parametarsku hipotezu $H_0(\text{parametar} = \text{parametar}_0)$.

(a) Za dvostrani test:

$$H_0 (\text{parametar} = \text{parametar}_0)$$

$$H_1 (\text{parametar} \neq \text{parametar}_0)$$

kritične točke t_{kr1} , t_{kr2} , određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr1}) = \frac{\alpha}{2}, P(T > t_{kr2}) = \frac{\alpha}{2};$$

$$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}} \text{ i } t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

su kvantili za F , funkciju distribucije test statistike T .

Ako je vrijednost test statistike $t \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu hipotezu H_1 .

(b) Za jednostrani test:

$$H_0(\text{parametar} = \text{parametar}_0)$$

$$H_1(\text{parametar} < \text{parametar}_0)$$

lijevu kritičnu točku ($t_{kr} < 0$) određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr}) = \alpha;$$

$t_{kr} = z_\alpha$ je kvantili za F , funkciju distribucije test statistike T .

Ako je vrijednost test statistike $t \in (t_{kr}, \infty)$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu hipotezu H_1 .

(c) Za jednostrani test:

$$H_0(\text{parametar} = \text{parametar}_0)$$

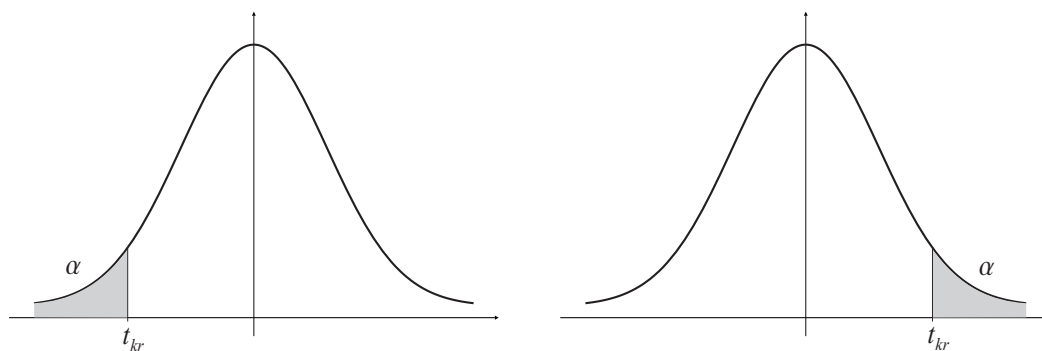
$$H_1(\text{parametar} > \text{parametar}_0)$$

desnu kritičnu točku ($t_{kr} > 0$) određujemo iz uvjeta

$$P(T > t_{kr}) = \alpha;$$

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$ je kvantili za F funkciju distribucije test statistike T .

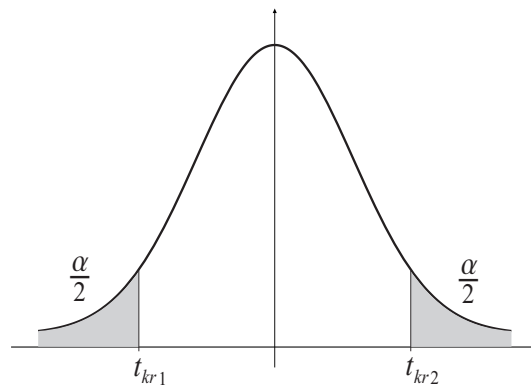
Ako je vrijednost test statistike $t \in (-\infty, t_{kr})$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu hipotezu H_1 .



Slika 15.1: Kritično područje za jednostrani (lijevi i desni) test.

NAPOMENA 15.2 Vrijednosti α , β ovise o t_{kr} . Želimo da obe greške budu male a to je kontradiktorno (ako α opada, t_{kr} se miče u desno i β raste.)

U praksi se na početku izabere $\alpha = 0.05$ ili $\alpha = 0.01$, zatim se odredi t_{kr} i na kraju se izračuna β . Ako je β veliko onda ponavljamo test pomoću većeg uzorka.



Slika 15.2: Kritično područje za dvostrani test.

NAPOMENA 15.3 Svi teoremi o testiranju hipoteza o parametrima (očekivanje, vjerojatnost i varijanca) su dani bez dokaza. Dokazi se temelje na rezultatima dobivenim u poglavlju Intervali povjerenja i u uvodu objašnjenog postupka.

15.1 TEST HIPOTEZE ZA VJEROJATNOST BINOMNE DISTRIBUCIJE

$$n \rightarrow \infty$$

MOTIV 15.1 Proizvođač lijeka tvrdi da je lijek za alergiju djelotvoran 90% u vremenskom razdoblju od 8 sati tako da se ukloni alergijska reakcija kože. Liječnik je vršio istraživanje. Na uzorku od 200 pacijenata s alergijskim problemima lijek je bio učinkovit kod njih 160. Koji je zaključak liječnik dobio- treba li vjerovati deklaraciji proizvođača? Pretpostavimo da je odluku donio uz razinu značajnosti 1% tj. vjerojatnost da je odbacio istinitu tvrdnju je 1%.

TEOREM 15.1 Ako je broj ponavljanja u Bernoullijevoj shemi veliki onda za parametarsku hipotezu $H_0(p = p_0)$ test statistika

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)}}$$

ima standardnu normalnu distribuciju $T \sim N(0, 1)$.

Neka je zadan nivo (razina) značajnosti α .

(a) Za dvostrani test:

nul-hipoteza $H_0(p = p_0)$ i alternativna $H_1(p \neq p_0)$

kritične točke t_{kr1}, t_{kr2} , određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr1}) = \frac{\alpha}{2}, P(T > t_{kr2}) = \frac{\alpha}{2};$$

$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}}, t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ su kvantili za F^* , funkciju distribucije $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ prihvaćamo nulhipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(b) Za jednostrani test:

nul-hipoteza $H_0(p = p_0)$ i alternativna $H_1(p < p_0)$

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$;

$t_{kr} = z_\alpha$ je kvantili za F^* , funkciju distribucije $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \in (t_{kr}, \infty)$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(c) Za jednostrani test:

nul-hipoteza $H_0(p = p_0)$ i alternativna $H_1(p > p_0)$

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$;

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$ je kvantili za F^* , funkciju distribucije $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} \in (-\infty, t_{kr})$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inač prihvaćamo alternativnu H_1 .

PRIMJER 15.3 Napravljen je slučajni pokus bacanje novčića. Pokus je ponovljen $n=4040$ puta i dobiveno je 2048 grbova. Znamo da je uspjeh u pokusu binomna slučajna varijabla s parametrom p vjerojatnost da padne grb. Testiramo nulhipotezu $H_0(p = 0.5)$ tj. testiramo hipotezu da je novčić ispravan. Alternativna hipoteza je $H_1(p \neq 0.5)$. Neka je nivo značajnosti $\alpha = 0.05$.

Rješenje: Postavljamo hipoteze:

nul-hipoteza $H_0(p = 0.5)$

alternativna hipoteze $H_1(p \neq 0.5)$ $H_1(p < 0.5)$ i $H_1(p > 0.5)$.

Za zadani $\alpha = 0.05$ provjeravamo dvostrani test.

$t_{kr1} = z_{0.025}$, $t_{kr2} = z_{0.975}$ su kvantili standardne normalne distribucije F^* .

$$-t_{kr1} = z_{1-0.025} = z_{0.975} = 1.96, \Rightarrow t_{kr1} = -1.96, t_{kr2} = z_{0.975} = 1.96.$$

Područje prihvaćanja za nul-hipotezu $H_0(p = 0.5)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(t_{kr1}, t_{kr2}) = (-1.96, 1.96)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$, je

$$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)}} = \sqrt{4040} \cdot \frac{\frac{2048}{4040} - 0.5}{\sqrt{0.5 \cdot (1-0.5)}} = 0.88104.$$

Kako je $t \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ unutar područja prihvatljivosti nul-hipoteze, prihvaćamo nul-hipotezu $H_0(p = 0.5)$, novčić je ispravan.

Prisjetimo se motivacijskog primjera:

PRIMJER 15.4 *motiv*

Proizvođač lijeka tvrdi da je lijek za alergiju djelotvoran 90% u vremenskom razdoblju od 8 sati tako da se ukloni alergijska reakcija kože. Liječnik je vršio istraživanje. Na uzorku od 200 pacijenata s alergijskim problemima lijek je bio učinkovit kod njih 160. Koji je zaključak liječnik dobio- treba li vjerovati deklaraciji proizvođača? Pretpostavimo da je odluku donio uz razinu značajnosti 1% tj. vjerojatnost da je odbacio istinitu tvrdnju je 1%.

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

Rješenje: Postavljamo hipoteze:

$H_0(p = 0.9)$, deklaracija o lijeku je ispravna

$H_1(p < 0.9)$ deklaracija je lažna.

U zadatku je zadano $\alpha = 0.01$, $p_0 = 0.9$, $\bar{x} = \frac{160}{200}$, $n = 200$.

Test statistika je $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)}}$ i ima standardnu normalnu distribuciju

$T \sim N(0, 1)$, $n \rightarrow \infty$.

Za jednostrani test, kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$. Tako je $t_{kr} = z_\alpha$ kvantili za F^* , funkciju distribucije $T \sim N(0, 1)$.

Kritična točka je $t_{kr} = z_\alpha = -z_{1-\alpha} = -2.33$.

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(p = 0.9)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ je $(t_{kr}, \infty) = (-2.33, \infty)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)}} = \sqrt{200} \cdot \frac{\frac{160}{200} - 0.9}{\sqrt{0.9 \cdot (1 - 0.9)}} = -4.72.$$

Kako $t \notin (t_{kr}, \infty)$ nije unutar područja prihvatljivosti nul-hipoteze, prihvaćamo alternativnu $H_1(p < 0.9)$ tj. deklaracija nije vjerodostojna uz razinu značajnosti 1%.

15.2 TESTIRANJE HIPOTEZE ZA OČEKIVANJE NORMALNE DISTRIBUCIJE kad je varijanca poznata

(i za $n > 30$)

MOTIV 15.2 Prekidna čvrstoća kablova proizvedenih u jednoj tvornici ima uzoračku aritmetičku sredinu 815 kg i standardnu devijaciju 45 kg. Novom tehnologijom u proizvodnom procesu tvrdi se da je prekidna čvrstoća povećana. Da testira tu tvrdnju kontrolor je testirao 50 kablova i dobio uzoračku aritmetičku sredinu 840 kg. Hoće li kontrolor prihvatiti tvrdnju proizvođača uz razinu značajnosti 1%.

U 13. i 14. poglavlju (Intervali povjerenja) uočili smo da pomoću statistika $T(X_1, \dots, X_n)$ donosimo zaključke o parametrima teorijske distribucije (očekivanje μ i varijanca σ^2). U slučaju velikog uzorka sve statistike imaju normalnu distribuciju $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ bez obzira o teorijsku distribuciju populacije. Zato, za velike uzorke, ako nije poznata varijanca, možemo korigiranu uzoračku varijancu \widehat{s}^2 i uzoračku varijancu $\widehat{\sigma}^2$ uzeti za procjenu σ^2 .

TEOREM 15.2 Neka je (X_1, X_2, \dots, X_n) slučajni uzorak slučajne varijable X koja ima poznatu distribuciju (normalna) s nepoznatim parametrom očekivanje μ i poznatom varijancom σ^2 (ili poznatom korigiranom uzoračkom varijancom \widehat{s}^2). Ako je veliki uzorak ($n \rightarrow \infty$) za parametarsku hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ test statistika $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma}$ ima standardnu normalnu distribuciju $T \sim N(0, 1)$.

Neka je zadan nivo (razina) značajnosti α .

(a) Za dvostrani test:

nul-hipoteza $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu \neq \mu_0)$,

kritične točke t_{kr1}, t_{kr2} , određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr1}) = \frac{\alpha}{2}, P(T > t_{kr2}) = \frac{\alpha}{2};$$

$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}}, t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ su kvantili za F^* , funkciju distribucije $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ prihvaćamo nulhipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(b) Za jednostarni test:

nul-hipoteza $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu < \mu_0)$,

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$;

$t_{kr} = z_{\alpha}$ je kvantil za F^* , funkciju distribucije test statistike $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \in (t_{kr}, \infty)$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(c) Za jednostarni test:

nul-hipoteza $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu > \mu_0)$,

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$;

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$ je kvantil za F^* , funkciju distribucije test statistike $T \sim N(0, 1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} \in (-\infty, t_{kr})$ prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

PRIMJER 15.5 Slučajna varijabla $X \sim N(\mu, \sigma^2 = 4)$. U uzorku veličine $n=25$ vrijednost uzoračke aritmetičke sredine je $\bar{x} = 14.7$. Za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ testirati

(a) nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu \neq 16)$,

(b) nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu < 16)$.

Rješenje :

Zadan je uzorak iz normalne distribucije pa za parametarsku hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$

test statistika $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma}$ ima standardnu normalnu distribuciju $T \sim N(0, 1)$.

Nivo značajnosti je $\alpha = 0.01$, i $n = 25$.

(a) Testiramo:

nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu \neq 16)$,

Kritične točke su kvantili za F^* :

$$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.005}, \quad -t_{kr1} = z_{0.995}, \quad -t_{kr1} = 2.58, \quad t_{kr1} = -2.58.$$

$$t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{0.995}, \quad t_{kr2} = 2.58.$$

Područje prihvaćanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ je

$(t_{kr1}, t_{kr2}) = (-2.58, 2.58)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} = \sqrt{25} \frac{14.7 - 16}{2} = -3.25 \notin (t_{kr1}, t_{kr2})$ pa odbacujemo nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ i prihvaćamo alternativnu hipotezu $H_1(\mu \neq 16)$.

(b) Testiramo:

nul-hipotezu $H_0(\mu = 16)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu < 16)$.

Kritična točka je kvantili za F^* : $t_{kr} = z_{\alpha} = z_{0.01}, \quad t_{kr} = -2.33$.

Područje prihvaćanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ je

$(t_{kr}, \infty) = (-2.33, \infty)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} = \sqrt{25} \cdot \frac{14.7 - 16}{2} = -3.25 \notin (-2.33, \infty)$, pa odbacujemo nul-hipotezu i prihvaćamo alternativnu hipotezu $H_1(\mu < 16)$.

Prisjetimo se motivacijskog primjera:

PRIMJER 15.6 *motiv*

Prekidna čvrstoća kablova proizvedenih u jednoj tvornici ima uzoračku aritmetičku sredinu 815 kg i standardnu devijaciju 45 kg. Novom tehnologijom u proizvodnom procesu tvrdi se da je prekidna čvrstoća povećana. Da testira tu tvrdnju kontrolor je testirao 50 kablova i dobio uzoračku aritmetičku sredinu 840 kg. Hoće li kontrolor prihvatiti tvrdnju proizvođača uz razinu značajnosti 1%.

Rješenje :

Uzorak je veliki $n > 30$, pa za parametarsku hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ test statistika $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma}$ ima standardnu normalnu distribuciju $T \sim N(0, 1)$.

Testiramo:

nul-hipoteza $H_0(\mu = 815)$ i alternativna $H_1(\mu > 815)$

pomoću jednostranog testa.

U zadatku su poznati podatci $n = 50$, $\hat{\sigma} = 45$, $\bar{x} = 840$, $\alpha = 0.01$.

Za veliki uzorak standardnu devijaciju σ procijenit ćemo sa uzoračkom devijacijom $\hat{\sigma}$. Za jednostrani test, kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$; $t_{kr} = z_{1-\alpha} = 2.33$ je kvantil standardne normalne distribucije.

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = 815)$ za nivo značajnosti 0.01 je $(-\infty, 2.33)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma} = \sqrt{50} \frac{840 - 815}{45} = 3.93 \notin (-\infty, 2.33)$ pa odbacujemo nul-hipotezu i prihvaćamo alternativnu hipotezu $H_1(\mu > 815)$. Kontrolor će prihvatiti tvrdnju proizvođača o poboljšanju prekidne čvrstoće.

15.3 TESTIRANJE HIPOTEZA ZA OČEKIVANJE NORMALNE DISTRIBUCIJE kad je varijanca nepoznata

MOTIV 15.3 Da testira prekidnu čvrstoću užadi kontrolor je testirao 6 užadi i dobio uzoračku aritmetičku sredinu 3515 kg i korigiranu uzoračku varijancu 66 kg. Proizvođač tvrdi da je 3630 kg. Hoće li kontrolor prihvatiti tvrdnju proizvođača uz razinu značajnosti 1%.

MOTIV 15.4 Izvršena su mjerenja tlačne čvrstoće [$\frac{\text{kg}}{\text{cm}^2}$] uzorka betona visoke kvalitete (A) i običnog betona (B). Dobiveni su sljedeće vrijednosti

A	357	356	413
B	346	358	302

Pretpostavimo da su tlačne čvrstoće normalno distribuirane i da imaju jednake varijance. Testirajte hipotezu da je oba tipa betona imaju jednaka očekivanja $\mu_1 = \mu_2$ uz alternativnu hipotezu da je $\mu_1 > \mu_2$, uz razinu značajnosti 5%.

TEOREM 15.3 Neka je (X_1, X_2, \dots, X_n) slučajni uzorak slučajne varijable X koja ima normalnu distribuciju s nepoznatim parametrom očekivanja μ i nepoznatom varijancom σ^2 . Za parametarsku hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ test statistika

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{S}} = \sqrt{n-1} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{\Sigma}}$$

ima Studentovu distribuciju $T \sim t(n-1)$.

Neka je zadan nivo (razina) značajnosti α .

(a) Za dvostrani test:

nul-hipoteza $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu \neq \mu_0)$,

kritične točke t_{kr1}, t_{kr2} , određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr1}) = \frac{\alpha}{2}, \quad P(T > t_{kr2}) = \frac{\alpha}{2};$$

$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}}, t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ su kvantili za F funkciju distribucije $T \sim t(n-1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{S}} \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ prihvaćamo nulhipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(b) Za jednostarni test:

nul-hipoteza: $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu < \mu_0)$, kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$.

$t_{kr} = z_\alpha$ je kvantil za F , funkciju distribucije test statistike $T \sim t(n - 1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\hat{s}} \in (t_{kr}, \infty)$ prihvaćamo H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(c) Za jednostarni test:

nul-hipoteza $H_0(\mu = \mu_0)$ i alternativna $H_1(\mu > \mu_0)$ kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$;

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$, je kvantil za F , funkciju distribucije test statistike $T \sim t(n - 1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\hat{s}} \in (-\infty, t_{kr})$ prihvaćamo nulhipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

NAPOMENA 15.4 Kvantili za Studentovu distribuciju za $n = 5$, $t(4)$,

$F(z_\alpha) = \alpha$:

α	0.05	0.01
z_α	-2.13	-1.53
$z_{1-\alpha}$	2.13	1.53

α	0.05	0.01
$\frac{\alpha}{2}$	0.025	0.005
$z_{\frac{\alpha}{2}}$	-2.78	-4.60
$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	2.78	4.60

PRIMJER 15.7 Neka slučajna varijabla ima normalnu distribuciju

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ nepoznate varijance σ^2 . Uzet je utarak veličine $n = 5$ i dobivena je vrijednost uzoračke aritmetičke sredine $\bar{x} = 10.2$, i vrijednost korigirane uzoračke varijance $\hat{s}^2 = 0.64$.

Za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ testirati

(a) nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu \neq 10)$,

(b) nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu < 10)$.

Rješenje:

Za parametarsku hipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ test statistika

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{S}} = \sqrt{n-1} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{\Sigma}}$$

ima Studentovu distribuciju $T \sim t(n - 1)$.

Za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ i $n = 5$ (a) testiramo:

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu \neq 10)$.

Za $\alpha = 0.05$, $n - 1 = 4$,

kritične točke su kvantili Studentove distribucije $t(5 - 1)$:

$$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.025}, \quad -t_{kr1} = z_{0.975}, \quad -t_{kr1} = 2.78, \quad t_{kr1} = -2.78,$$

$$t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{0.995}, \quad t_{kr2} = 2.78.$$

Područje prihvatanja za nulhipotezu $H_0(\mu = \mu_0)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(t_{kr1}, t_{kr2}) = (-2.78, 2.78)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} = \sqrt{5} \cdot \frac{10.2 - 10}{0.8} = 0.55902 \in (t_{kr1}, t_{kr2})$ je upala u područje prihvatanja, pa prihvaćamo nulhipotezu $H_0(\mu = 10)$.

(b) Testiramo:

nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\mu < 10)$.

Za $\alpha = 0.05$ kritična točka je kvantil Studentove distribucije $t(5 - 1)$:

$$t_{kr} = z_{\alpha} = z_{0.05}, \quad -t_{kr} = z_{0.95}, \quad -t_{kr} = 2.13, \quad t_{kr} = -2.13.$$

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(t_{kr}, \infty) = (-2.13, \infty)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} = \sqrt{5} \cdot \frac{10.2 - 10}{0.8} = 0.559 \in (-2.13, \infty)$ pa prihvaćamo nul-hipotezu $H_0(\mu = 10)$.

Prisjetimo se motivacijskog primjera:

PRIMJER 15.8 *motiv*

Da testira prekidnu čvrstoću užadi kontrolor je testirao 6 užadi i dobio uzoračku aritmetičku sredinu 3515 kg i uzoračku standardnu devijaciju 66 kg. Proizvođač tvrdi da je 3630 kg. Hoće li kontrolor prihvatiti tvrdnju proizvođača uz razinu značajnosti 1%.

Rješenje:

Testira se:

nul-hipoteza $H_0(\mu = 3630)$ i alternativna $H_1(\mu < 3630)$

pomoću jednostranog testa.

Test statistika $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S} = \sqrt{n-1} \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\Sigma}}$ ima studentovu distribuciju $T \sim t(n-1)$.

Za jednostrani test kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$.

$t_{kr} = z_{\alpha}$, je kvantil za F, funkciju distribucije test statistike $T \sim t(n-1)$.

Za $\alpha = 0.01$ i $n = 6$, $t_{kr} = z_{\alpha} = z_{0.01}$, $-t_{kr} = z_{0.99}$, $-t_{kr} = 3.37$, $t_{kr} = -3.37$.

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = 3630)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ je $(-3.37, \infty)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \sqrt{n-1} \frac{\bar{x} - \mu_0}{\hat{\sigma}} = \sqrt{5} \cdot \frac{3515 - 3630}{66} = -3.89 \notin (-3.37, \infty)$ pa ne prihvaćamo nul-hipotezu $H_0(\mu = 3630)$, nego alternativnu $H_1(\mu < 3630)$. Kontrolor će odbaciti tvrdnju proizvođača s razinom značajnosti 1%.

NAPOMENA 15.5 Neka su (X_1, X_2, \dots, X_n) i (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) zadana dva slučajna uzorka iz normalne distribucije nepoznatih očekivanja μ_1 i μ_2 ali jedankih varijanci $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Ako testiramo $H_0(\mu_1 = \mu_2)$

uz alternativne hipoteze $H_1(\mu_1 > \mu_2)$ ili $H_1(\mu_1 < \mu_2)$ ili $H_1(\mu_1 \neq \mu_2)$

definiramo $\mu = \mu_1 - \mu_2$ i testiramo $H_0 : \mu = 0$

uz alternativne hipoteze $H_1(\mu > 0)$ ili $H_1(\mu < 0)$ ili $H_1(\mu \neq 0)$.

Prisjetimo se motivacijskog primjera:

PRIMJER 15.9 motiv

Izvršena su mjerenja tlačne čvrstoće [$\frac{kg}{cm^2}$] uzorka betona visoke kvalitete (A) i običnog betona (B). Dobiveni su sljedeće vrijednosti

A	357	359	413
B	346	358	302

Pretpostavimo da su tlačne čvrstoće normalno distribuirane i da imaju jednake varijance. Testirajte hipotezu da je oba tipa betona imaju jednaka očekivanja $\mu_1 = \mu_2$ uz alternativnu hipotezu da je $\mu_1 > \mu_2$, uz razinu značajnosti 5%.

Rješenje:

Definiramo novu varijablu razlike čvrstoća D i uzorak razlike čvrstoća

A-B	11	1	111
-----	----	---	-----

Uzoračka aritmetička sredina za D je $\bar{d} = 41$, a korigirana uzoračka varijanca $\hat{s}_D^2 = 3700$

Za ovaj uzorak testiramo nul-hipotezu $H_0(\mu = 0)$

uz alternativnu hipotezu $H_1(\mu > 0)$. Koristimo test statistiku $T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{S}}$ koja ima

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

studentovu distribuciju $T \sim t(n - 1)$.

Za jednostrani test, kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$.

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$, je kvantil za F, funkciju distribucije test statistike $T \sim t(n - 1)$.

U zadatku je zadana razina značajnosti $\alpha = 0.05$ i $n = 3$ pa iz tablice $t(2)$ očitavamo

$$t_{kr} = z_{1-\alpha} = 2.92.$$

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\mu = 0)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(-\infty, 2.92)$.

Ako je vrijednost test statistike $t = \sqrt{n} \frac{\bar{d} - \mu_0}{\hat{s}_D} \in (t_{kr}, \infty)$ prihvaćamo nul-hipotezu, inače prihvaćamo alternativnu.

$t = \sqrt{3} \frac{41-0}{60.82} = 1.167 \in (-\infty, 2.92)$, pa prihvaćamo nul-hipotezu $H_0 : \mu = 0$, tj. nul-hipotezu $H_0(\mu_1 = \mu_2)$.

S razinom značajnosti 5% prihvaćamo hipotezu da oba betona imaju jednaka očekivanja čvrstoće.

15.4 TESTIRANJE HIPOTEZA za varijancu normalne razdiobe

MOTIV 15.5 Očekivana masa palete opeka je 1166.4 kg. Standardna devijacija mase palete opeka je 5.5 kg. Kontrolor je testirao uzorak od 20 paleta i dobio uzoračku standardnu devijaciju 6.5 kg. Može li kontrolor zaključiti da je standardna devijacija u porastu uz nivo značajnosti 5%?

TEOREM 15.4 Neka je (X_1, X_2, \dots, X_n) slučajni uzorak slučajne varijable X koja ima normalnu distribuciju s nepoznatim parametrom varijancom σ^2 . Za parametarsku hipotezu $H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ test statistika

$$T = \frac{n-1}{\sigma_0^2} \widehat{S}^2 = \frac{n}{\sigma_0^2} \cdot \widehat{\Sigma}^2$$

ima hikovadrat distribuciju s $(n-1)$ stupnjeva slobode $T \sim \chi^2(n-1)$.

Neka je zadan za nivo (razina) značajnosti α .

(a) Za dvostarni test:

nul-hipoteza $H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ i alternativna $H_1(\sigma^2 \neq \sigma_0^2)$,

kritične točke t_{kr1}, t_{kr2} , određujemo iz uvjeta

$$P(T < t_{kr1}) = \frac{\alpha}{2}, \quad P(T > t_{kr2}) = \frac{\alpha}{2}.$$

$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}}, t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ su kvantili za funkciju distribucije $\chi^2(n-1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$$t = \frac{(n-1)\widehat{S}^2}{\sigma_0^2} \in (t_{kr1}, t_{kr2})$$

prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(b) Za jednostrani test:

nul-hipoteza $H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ i alternativna $H_1(\sigma^2 < \sigma_0^2)$,

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T < t_{kr}) = \alpha$.

$t_{kr} = z_\alpha$ je kvantil za funkciju distribucije $\chi^2(n-1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$$t = \frac{(n-1)\widehat{S}^2}{\sigma_0^2} \in (t_{kr}, \infty)$$

prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .

(c) Za jednostarni test:

nul-hipoteza $H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ i alternativna $H_1(\sigma^2 > \sigma_0^2)$,

kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$.

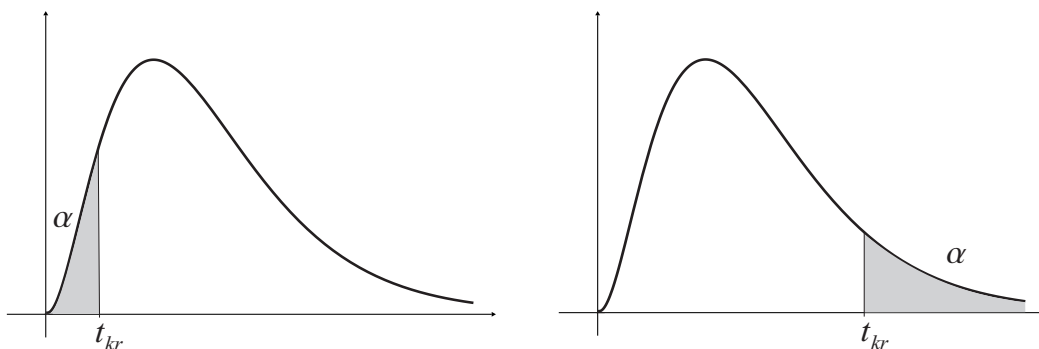
$t_{kr} = z_{1-\alpha}$, je kvantil za funkciju distribucije $\chi^2(n-1)$.

Ako je vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

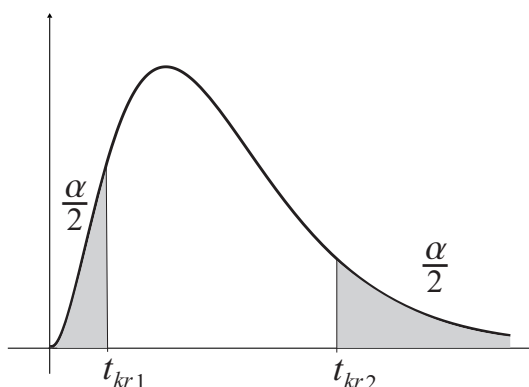
15. TESTIRANJE HIPOTEZA

$$t = \frac{(n-1)\widehat{s}^2}{\sigma_0^2} \in (-\infty, t_{kr})$$

prihvaćamo nul-hipotezu H_0 , inače prihvaćamo alternativnu H_1 .



Slika 15.3: Kritično područje za jednostrani (lijevi i desni) test.



Slika 15.4: Kritično područje za dvostrani test.

NAPOMENA 15.6 *Kvantili za hikovadrat distribuciju za $n = 4$, $\chi^2(4)$, $F(z_\alpha) = \alpha$:*

α	0.05	0.01
z_α	0.71	0.29
$z_{1-\alpha}$	9.48	11.27

α	0.05	0.01
$\frac{\alpha}{2}$	0.025	0.005
$z_{\frac{\alpha}{2}}$	0.48	0.21
$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$	11.14	14.86

PRIMJER 15.10 *Neka slučajna varijabla ima normalnu distribuciju*

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$. *U uzorku veličine $n = 5$ vrijednost korigirane uzoračke varijance je*

$\widehat{s}^2 = 0.64$ Za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ testirati

(a) nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.8^2)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\sigma^2 \neq 0.8)$,

(b) nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.8^2)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\sigma^2 < 0.8)$.

Rješenje :

Za parametarsku hipotezu $H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ test statistika

$$T = \frac{n-1}{\sigma_0^2} \widehat{S}^2 = \frac{n}{\sigma_0^2} \cdot \widehat{\Sigma}^2$$

ima hkvadrat distribuciju s $(n-1)$ stupnjeva slobode $T \sim \chi^2(n-1)$.

(a) Testiramo:

nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.8^2)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\sigma^2 \neq 0.8^2)$,

Za $\alpha = 0.05$, $n = 5$ kritične točke su kvantili distribucije $\chi^2(4)$:

$$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.025}, \quad t_{kr1} = 0.48,$$

$$t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{0.975}, \quad t_{kr2} = 11.14.$$

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.8^2)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(t_{kr1}, t_{kr2}) = (0.48, 11.14)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$$t = \frac{(n-1)\widehat{S}^2}{\sigma_0^2} = \frac{4}{0.64} \cdot 0.64 = 4 \in (0.48, 11.14) \text{ pa prihvaćamo nul-hipotezu } H_0.$$

(b) Testiramo:

nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.8^2)$ i alternativnu hipotezu $H_1(\sigma^2 < 0.8^2)$.

Za $\alpha = 0.05$, $n = 5$, kritična točka je kvantil distribucije $\chi^2(4)$:

$$t_{kr} = z_{\alpha} = z_{0.05}, \quad t_{kr} = 0.71.$$

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\sigma^2 = 0.64)$ za nivo značajnosti $\alpha = 0.05$ je $(t_{kr}, \infty) = (0.71, \infty)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$$t = \frac{(n-1)\widehat{S}^2}{\sigma_0^2} = \frac{4}{0.64} \cdot 0.64 = 4 \in (0.71, \infty) \text{ pa prihvaćamo nul-hipotezu } H_0(\sigma^2 = 0.64).$$

Prisjetimo se motivacijskog primjera:

PRIMJER 15.11 *motiv*

Očekivana masa palete opeka je 1166.4 kg. Standardna devijacija mase palete opeka je 5.5 kg. Kontrolor je testirao uzorak od 20 paleta i dobio uzoračku standardnu devijaciju 6.5 kg. Može li kontrolor zaključiti da je standardna devijacija u porastu uz nivo značajnosti 1%?

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

Rješenje :

U zadatku su zadani $n = 20$, $\widehat{\sigma} = 6.5$, i nivo značajnosti $\alpha = 0.01$.

Ako se testira:

nul-hipoteza $H_0(\sigma = 5.5)$ i alternativna $H_1(\sigma > 5.5)$,

pomoću jednostranog testa, izabiremo test statistiku

$$T = \frac{n}{\sigma_0^2} \widehat{\Sigma}^2$$

koja ima hkvadrat distribuciju s $(n - 1)$ stupnjeva slobode $T \sim \chi^2(19)$.

Kritičnu točku t_{kr} određujemo iz uvjeta $P(T > t_{kr}) = \alpha$.

$t_{kr} = z_{1-\alpha}$, je kvantil za funkciju distribucije $\chi^2(n - 1)$.

Za nivo značajnosti $\alpha = 0.01$ očitamo iz tablice $\chi^2(19)$ vrijednost $t_{kr} = z_{0.99} = 36.19$.

Područje prihvatanja za nul-hipotezu $H_0(\sigma = 5.5)$ je $(-\infty, 36.19)$.

Vrijednost test statistike $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$,

$t = \frac{n}{\sigma_0^2} \widehat{\sigma}^2 = \frac{20}{5.5^2} \cdot 6.5^2 = 34.35 \in (-\infty, 36.19)$, pa prihvaćamo o nul-hipotezu $H_0(\sigma = 5.5)$.

Kontrolor će zaključiti da se standardna devijacija nije povećala uz nivo značajnosti 1%.

15.5 Ponovimo

TEST HIPOTEZA za parametar t

slučajni uzorak	(X_1, X_2, \dots, X_n)
parametar	t
nivo (razina) značajnosti	$\alpha = 0.01$ ili 0.05
nul-hipoteza	$H_0(t = t_0)$
alternativna hipoteze	$H_0(t \neq t_0), H_0(t < t_0), H_0(t > t_0)$
test statistika	T uz H_0
dvostrani test za t	$P(T < t_{kr1}) + P(T > t_{kr2}) = \alpha$
	$t_{kr1} = z_{\frac{\alpha}{2}} \quad t_{kr2} = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$
prihvat za H_0	$t \in (t_{kr1}, t_{kr2})$
jednostrani test za t	$P(T < t_{kr}) = \alpha$
	$t_{kr} = z_{\alpha}$
prihvat za H_0	$t \in (t_{kr}, \infty)$
jednostrani test za t	$P(T > t_{kr}) = \alpha$
	$t_{kr} = z_{1-\alpha}$
prihvat za H_0	$t \in (-\infty, t_{kr})$

TEST HIPOTEZA za p ($n > 30$)

slučajni uzorak	$(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad n > 30 \quad B(n, p)$
parametar p ,	
nivo (razina) značajnosti	$\alpha = 0.01$ ili 0.05
nul-hipoteza	$H_0(p = p_0)$
alternativna hipoteze	$H_0(p \neq p_0), H_0(p < p_0), H_0(p > p_0)$
test statistika	$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0 \cdot (1-p_0)}} \sim N(0, 1)$

TEST HIPOTEZA za μ ($n > 30$)

slučajni uzorak	$(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad n > 30$ ili $N(\mu, \sigma^2)$
parametar μ ,	σ^2 poznat
nivo (razina) značajnosti	$\alpha = 0.01$ ili 0.05
nul-hipoteza	$H_0(\mu = \mu_0)$
alternativna hipoteze	$H_0(\mu \neq \mu_0), H_0(\mu < \mu_0), H_0(\mu > \mu_0)$
test statistika	$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sim N(0, 1)$

15. TESTIRANJE HIPOTEZA

TEST HIPOTEZA za μ (normalne distribucije)

slučajni uzorak	$(X_1, X_2, \dots, X_n) \ n < 30$ ili $N(\mu, \sigma^2)$
parametar μ ,	σ^2 nepoznat
nivo (razina) značajnosti	$\alpha = 0.01$ ili 0.05
nul-hipoteza	$H_0(\mu = \mu_0)$
alternativna hipoteze	$H_0(\mu \neq \mu_0), H_0(\mu < \mu_0), H_0(\mu > \mu_0)$
test statistika	$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu_0}{\hat{S}} \sim t(n - 1)$

TEST HIPOTEZA za σ^2

slučajni uzorak	$(X_1, X_2, \dots, X_n) \ n < 30$ ili $N(\mu, \sigma^2)$
parametar σ^2 ,	
nivo (razina) značajnosti	$\alpha = 0.01$ ili 0.05
nul-hipoteza	$H_0(\sigma^2 = \sigma_0^2)$
alternativna hipoteze	$H_0(\sigma^2 \neq \sigma_0^2), H_0(\sigma^2 < \sigma_0^2), H_0(\sigma^2 > \sigma_0^2)$
test statistika	$T = \sqrt{n - 1} \frac{1}{\sigma_0^2} \widehat{S}^2 \sim \chi^2(n - 1)$