

TMA4240 Statistikk H2016 [22]: Hypotesetesting

Hypotesetesting

Tosidig test vs. konfidensintervall [10.4]

P-verdimetoden [10.3]

Ensidig test for ett normalfordelt utvalg [10.4]

To normalfordelte utvalg [10.5]

Mette Langaas

Institutt for matematiske fag, NTNU

wiki.math.ntnu.no/emner/tma4240/2016h/start/

Hypotese

- ▶ En **statistisk hypotese** er et utsagn om egenskaper til en (eller flere) populasjone(r).
- ▶ **Nullhypotese:** Hypotesen vi vil undersøke om vi har grunnlag fra data til å forkaste.
- ▶ **Alternativ hypotese:** Reflekterer spørsmålet vi stiller (eller påstanden vi kommer med).

To typer feil

- ▶ **DEF 10.2:** Forkasting av nullhypotesen når denne er sann, kalles en type-I-feil.
- ▶ **DEF 10.3:** Å ikke forkaste nullhypotesen når den er gal, kalles en type-II-feil.

	H_0 sann	H_0 falsk
Aksepter H_0	Korrekt	Type-II feil
Forkast H_0	Type-I feil	Korrekt



Deadly Sins

<http://www.pitt.edu/~upjecon/MCG/STAT/DeadlySins.jpg>

Hypothesis test and legal trial

Legal trial:

- ▶ H_0 : The defendant is innocent.
- ▶ H_1 : The defendant is guilty.

Type I and Type II errors:

- ▶ Type I error: Miscarriage of justice, convict an innocent.
- ▶ Type II error: not convicting a guilty defendant.

The null- and alternative hypotheses are not commutable - they are handled differently. If we experience doubt we accept the null hypothesis.

Type-I, Type-II and Power

	Not reject H_0	Reject H_0
H_0 true	Correct	Type I error
H_0 false	Type II error	Correct

- ▶ Two sources of error: false positive rate α and false negative rate β .
 - ▶ False positives = type I error.
 - ▶ False negatives = type II error.
- ▶ **Power of a test:** Ability to detect that the null hypothesis is false ($1-\beta$).

Ett utvalg: tosidig test for μ med σ kjent

- ▶ X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f. $\text{normal}(\mu, \sigma)$ der σ er kjent.
- ▶ To-sidig test:
 1. $H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \mu \neq \mu_0$
 2. Signifikansnivå α bestemmes.
 3. Testobservator under H_0 er Z_0 . $Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$ er under H_0 standard normalfordelt.
Forkast H_0 hvis $|Z_0| > z_{\frac{\alpha}{2}}$.
 4. Beregn \bar{x} fra utvalget, og videre $z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$.
Sammenlign z_0 og $z_{\frac{\alpha}{2}}$, og forkast H_0 hvis $|z_0| > z_{\frac{\alpha}{2}}$.

Tosidig hypotesetest vs. konfidensintervall

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \mu \neq \mu_0$$

- ▶ Hvis et $(1 - \alpha)100\%$ konfidensintervall **inneholder** μ_0 vil vi med en tosidig hypotesetest med signifikansnivå α **ikke forkaste** H_0 på nivå α .
- ▶ Hvis et $(1 - \alpha)100\%$ konfidensintervall **ikke inneholder** μ_0 vil vi med en tosidig hypotesetest med signifikansnivå α **forkaste** H_0 på nivå α .

Skriftlig øving 3, oppgave 1c: Marsvin og C-vitamin

Tilskudd 1: $X_1, X_2, \dots, X_{n_1} \sim N(\mu, \sigma^2)$ angir odontoblastlengdene til et tilfeldig utvalg av $n_1 = 10$ marsvin.

Tilskudd 2: $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} \sim N(\eta, \tau^2)$ angir odontoblastlengdene til et tilfeldig utvalg av $n_2 = 10$ marsvin.

Forskerne vil gjerne se på forskjellene de to tilskuddene har på differansen i forventet odontoblastlengde. Definer $\delta = \mu - \eta$ som differansen mellom forventet odontoblastlengde for de to tilskuddene.

Fant 95% konfidensintervall til [1.66, 8.71],

Er det grunn til å tro at de to tilskuddene har ulik effekt på forventet odontoblastlengde? (Dette spørsmålet skal vi jobbe mer med videre i kurset, men du skal her basere svaret ditt på konfidensintervallet du har laget.)

$\mu_0 = 0$ er ikke i 95% konfidensintervallet og dermed ville vi forkaste H_0 med signifikansnivå 5% ($\alpha = 0.05$).

P-verdi [10.3]

DEF 10.5: En *P*-verdi er det laveste nivået hvor den observerte verdien til testobservatoren er signifikant.

Utrekning: P -verdi = $P(\text{for det vi har observert eller noe verre} \mid H_0 \text{ er sann})$

- Steg:**
- ▶ Bestem null- og alternativ hypotese.
 - ▶ Velg testobservator.
 - ▶ Beregn *P*-verdien basert på testobservatoren.
 - ▶ Bestem om vi vil forkaste eller beholde nullhypotesen basert på *P*-verdien og kunnskap om systemet.

Tilleggsinformasjon: Kan også gjøre hypotesetesting basert på signifikansnivå og forkastningsregion og oppgi *P*-verdi som tilleggsinformasjon.

Vil pedikyrbehandling påvirke målt kroppsfeittprosent?

Skriv ned null og alternativ hypoteste, forklar hva utskriften sier.
Velg signifikansnivå 5% og konkluder.

```
length(diff) = 40
mean(diff)   = 0.2975
std(diff)    = 1.1002

[h,p,ci,stats]=ttest(diff)
h =      0
p =      0.0952
ci =
  -0.0544
  0.6494
stats =
  tstat: 1.7101
  df: 39
  sd: 1.1002
tcdf(1.73,39,'upper')=0.0458
```

Kroppsfeittprosent og pedikyr

$$H_0 : \mu = 0 \text{ mot } H_1 : \mu \neq 0$$

Vi antar at testobservatoren som brukes er t-fordelt

$$T_0 = \frac{\bar{D} - 0}{S \sqrt{\frac{1}{n}}}$$

$$t_0 = \frac{0.3 - 0}{1.10 \sqrt{\frac{1}{40}}} = 1.73$$

Hvis signifikansnivå 5%: Kritisk verdi finnes fra t-fordelingen med $n - 1 = 40 - 1 = 39$ frihetsgrader, tabellen: $t(0.025, 35) = 2.03$, siden vi har en tosidig test. Vi forkaster H_0 når $t_0 \geq 2.03$ eller når $t_0 \leq -2.03$. Vi har observert at $t_0 = 1.73$, og dermed vil vi ikke forkaste nullhypotesen.

Kroppsfeftprosent og pedikyr

$$H_0 : \mu = 0 \text{ mot } H_1 : \mu \neq 0$$

P -verdi er $2 \cdot P(T > 1.73) = 2 \cdot 0.0458 = 0.0952$.

Med signifikansnivå 5% er p -verdien er større enn valgt signifikansnivå, og vi forkaster ikke nullhypotesen.

Konklusjon: Vi forkaster ikke nullhypotesen og har ikke tilstrekkelig grunnlag til å si at pedikyrbehandlingen har noen effekt på måling av kroppsfeftprosent.

P-verdi

- ▶ *P*-verdien gir sannsynligheten for å observere det vi har gjort, eller noe mer ekstremt (i retning H_1) når nullhypotesen er sann.
- ▶ *P*-verdien er *ikke* sannsynligheten for at nullhypotesen er sann (dessverre ikke).
- ▶ Vi forkaster nullhypotesen når *p*-verdien er *mindre* enn det valgte signifikansnivået, f.eks. $\alpha = 0.05$ eller $\alpha = 0.01$.
- ▶ Dette vil garantere oss at *sannsynligheten* for å begå en Type I-feil (justismord) er mindre eller lik α .

Reporting results from hypothesis test

- ▶ Report p -value rather than e.g. t -statistic, since the p -value a “normalized” test statistic.
- ▶ Report confidence interval because that takes into account the precision of the estimated effect size.
- ▶ According to the *ISO Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM)* the standard error should also be reported. For the t -test example this is $\frac{s}{\sqrt{n}}$.
- ▶ Statistical significance does not imply medical relevance.

Ett utvalg: ensidig test for μ med σ kjent [10.4]

► Ensidig test (større):

0. X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f. $N(\mu, \sigma^2)$ der σ er kjent.
1. En-sidig test (større): $H_0 : \mu = \mu_0$ vs. $H_1 : \mu > \mu_0$
2. Signifikansnivå α bestemmes.
3. Testobservator $Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ er under H_0 standard normalfordelt.
Forkast H_0 hvis $Z_0 > z_\alpha$.
4. Observerer \bar{x} fra utvalget, beregn $z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$.
Sammenlign z_0 og z_α , og forkast H_0 hvis $z_0 > z_\alpha$.

► En-sidig test (mindre):

1. $H_0 : \mu = \mu_0$ $H_1 : \mu < \mu_0$
3. Forkast H_0 hvis $z < z_\alpha$.

Ett utvalg: ensidig test for μ med σ ukjent [10.4]

► Ensidig test (større):

0. X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f. $N(\mu, \sigma^2)$ der σ er ukjent.
 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$.
1. En-sidig test (større), $H_0 : \mu = \mu_0$ vs. $H_1 : \mu > \mu_0$
2. Signifikansnivå α bestemmes.
3. Testobservator $T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$ er under H_0 t-fordelt med $n - 1$ frihetsgrader.
Forkast H_0 hvis $T_0 > t_{\alpha, (n-1)}$.
4. Beregn \bar{x} og s fra utvalget, og videre $t_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$.
Sammenlign t_0 og $t_{\alpha, (n-1)}$, og forkast H_0 hvis $t > t_{\alpha, (n-1)}$.

► En-sidig test (mindre):

1. $H_0 : \mu = \mu_0$ $H_1 : \mu < \mu_0$
3. Forkast H_0 hvis $t_0 < t_{\alpha, (n-1)}$.

Ett utvalg: tosidig test for μ med σ ukjent [10.4]

0. X_1, X_2, \dots, X_n u.i.f. $N(\mu, \sigma^2)$ der σ er ukjent.
 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$.
1. To-sidig test: $H_0 : \mu = \mu_0$ vs. $H_1 : \mu \neq \mu_0$
2. Signifikansnivå α bestemmes.
3. Testobservator $T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$ er under H_0 t-fordelt med $n - 1$ frihetsgrader.
Forkast H_0 hvis $|T_0| > t_{\frac{\alpha}{2}, (n-1)}$.
4. Beregn \bar{x} og s fra utvalget, og videre $t_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$.
Sammenlign t_0 og $t_{\frac{\alpha}{2}, (n-1)}$, og forkast H_0 hvis $|t_0| > t_{\frac{\alpha}{2}, (n-1)}$.

To utvalg: statistisk situasjon

- ▶ Ønsker å sammenligne to populasjoner basert på et u.i.f. utvalg fra hver populasjon.
- ▶ Nå: Studerer en egenskap som kan sies å være normalfordelt i hver populasjon,
- ▶ og ønsker å utføre en hypotesetest om forholdet mellom forveningsverdiene i de to populasjonene
- ▶ Sammenligningene kan være parvise eller ikke parvise.
- ▶ Vi ser på binomisk situasjon i 10.9.

10.5: To utvalg, normalfordeling

Situasjon: to uavhengige utvalg

- ▶ $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$ er u.i.f., $X_{1i} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$.
- ▶ $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$ er u.i.f., $X_{2j} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$.

Problemstilling: Vil teste hypotesen

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = d_0 \quad \text{mot} \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq d_0$$

(Alternativt: $H_1 : \mu_1 - \mu_2 < d_0$ eller $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > d_0$)

Hypotesetest, varianser kjente eller ukjente?

1. σ_1^2 og σ_2^2 kjente - vi jobber med normalfordelt testobservasjon.
2. σ_1^2 og σ_2^2 ukjente - vi jobber med t-fordelt testobservasjon.

To uavhengige utvalg, normalfordeling (forts.)

1. σ_1^2 og σ_2^2 kjente: Bruker at

$$Z_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1) \quad \text{under } H_0.$$

Forkast H_0 dersom $|z_0| > z_{\frac{\alpha}{2}}$, der z_0 er observert verdi for Z_0 .

2. $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, σ_1^2 og σ_2^2 ukjente: Tilnærmet t -fordelt med "stygg" ν . Se læreboka.

$$T_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \approx t_\nu \quad \text{under } H_0.$$

Forkast H_0 dersom $|t_0| > t_{\nu, \frac{\alpha}{2}}$, der t_0 er observert verdi for T_0 .

Læringsmål: husk å alltid tegne figur!

- ▶ Det er en klar sammenheng mellom en tosidig test (på nivå α) og et $(1 - \alpha)100\%$ konfidensintervall.
- ▶ Forkastningsmetoden: finner forkastningsgrenser basert på en testobservator før man har observert data. Valgt signifikansnivå avgjør hvor strengt vi setter grensene.
- ▶ P-verdi-metoden: basert på data beregnes en p-verdi som angir sannsynligheten for det man har observer eller noe mer ekstremt (i hht H_1) nå nullhypotesen er sann. Hvis p -verdien er mindre enn signifikansnivået forkaster vi nullhypotesen og sier at vi har funnet en signifikant sammenheng.
- ▶ En tosidig test bruker $\alpha/2$ for forkastningsgrenser, og p -verdien å ta med nedre og øvre hale.
- ▶ En ensidig test bruker α i forkastningsgrenser og p -verdien er basert på en hale. Hvis $H_1 : \mu > 0$ skriver vi $H_0 : \mu = 0$ selv om vi kan mene $H_0 : \mu \leq 0$ fordi 0 er det mest ekstreme tilfellet.
- ▶ To-utvalgs t-test er kanskje den mest brukte test-situasjonen.