Statistik för Biologer F4: t-Test och Konfidensintervall

Shaobo Jin

Matematiska institutionen

Medelvärden

I många studier är vi intresserade av medelvärdet av en grupp:

- Vad är medelvärdet för vikten på pingvinhanar?
- Hur många personer per dag, i genomsnitt, smittades med covid-19 under förra veckan?

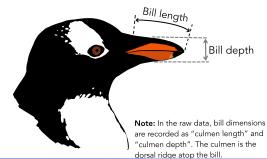
I många studier är vi också intresserade av medelvärden av två eller flera grupper:

• Hur stor är skillnaden i vikt mellan pingvinhonor och -hanar?

Att Mäta Pingviner

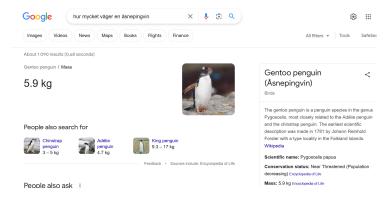
Det finns tre arter av pingviner. Forskarna har mätt bland annat

- Näbbens längd (mm)
- 2 Näbbens djup (mm)
- Vingens längd (mm)
- Vikt (g)
- Kön (hona/hane)
- Art (tre arter)



Vikten av Gentoo

Encyclopedia of Life påstår att åsnepingviner i genomsnitt väger 5,9 kg.



Hypotesprövning

Vi vill undersöka om påståendet om åsnepingviners vikt stämmer med ett statistiskt hypotestest.

 H_0 : den genomsnittliga vikten är 5.9 kg.

 H_1 : den genomsnittliga vikten är inte 5.9 kg.

Om det är en stor skillnad mellan 5.9 kg och medelvikten i data tyder det på att H_1 stämmer.

Differens

Vi kan ta ut åsnepingvinernas vikt från våra pingvindata:

```
library(palmerpenguins)
gentoo <- subset(penguins, species == "Gentoo")</pre>
```

Medelvärdet i våra data (na.rm tar bort saknat värden)

```
mean(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE)
## [1] 5076.016
```

Skillnaden beror på mätskalan

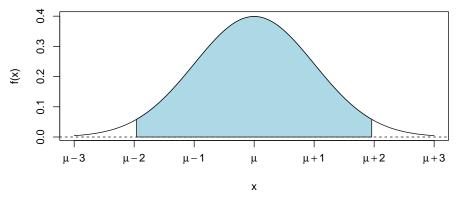
```
mean(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE) - 5900 # gram
## [1] -823.9837
mean(gentoo$body_mass_g/1000, na.rm = TRUE) - 5.9 # kg
## [1] -0.8239837
```

En Idé

För normalfördelningen gäller att 95% av alla observationer hamnar inom två standardavvikelser från väntevärdet:

$$P(\mu - 1.96\sigma \le X \le \mu + 1.96\sigma) \approx 0.95$$

 $P(-1.96\sigma \le X - \mu \le 1.96\sigma) \approx 0.95.$



Centrala gränsvärdessatsen

Om $X_1, X_2, ..., X_n$ är:

- oberoende slumpvariabler
- \circ som alla har samma fördelning, med $E(X_i) = \mu$ och $V(X_i) = \sigma^2$, så gäller att medelvärdet $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ är approximativt normalfördelat när n är tillräckligt stort.

Om n är tillräckligt stort så kommer alltså medelvärdet att ligga i spannet $\mu \pm 2\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ i 95% av alla studier!

Nytt mått på skillnad

 s/\sqrt{n} kallas för ett **medelfel**. Vi kan använda medelfelet s/\sqrt{n} för att skapa ett standardiserat mått på hur mycket medelvärdet avviker från μ_0 :

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}.$$

Beräkning med R:

```
# gram
xs <- mean(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE)
s <- sd(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE)
n <- sum(!is.na(gentoo$body_mass_g))
(xs - 5900) / (s / sqrt(n))
## [1] -18.12761</pre>
```

Spelar Skalan Någon Roll?

```
# gram
xs <- mean(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE)
s <- sd(gentoo$body_mass_g, na.rm = TRUE)
n <- sum(!is.na(gentoo$body_mass_g))
(xs - 5900) / (s / sqrt(n))
## [1] -18.12761</pre>
```

```
# kg
xs <- mean(gentoo$body_mass_g/1000, na.rm = TRUE)
s <- sd(gentoo$body_mass_g/1000, na.rm = TRUE)
(xs - 5.9) / (s / sqrt(n))
## [1] -18.12761</pre>
```

Nytt mått på skillnad

- Måttet $t = \frac{\bar{x} \mu_0}{s/\sqrt{n}}$ mäter antalet standardfel som resultatet (medelvärdet) avviker från nollhypotesen.
- Om nollhypotesen stämmer så kommer medelvärdet att ligga inom (approximativt) 2 standardfel från 5,9 kg i 95% av alla studier.
- Beroende på hur stort n är så kommer medelvärdet i 95% av studierna ligga inom lite mer (små n) eller lite mindre (stora n) än 2 standardfel.
- Här är avvikelsen mer än 18 standardfel!
- Vad är sannolikheten för en avvikelse som är minst så stor? (Det vill säga, vad är p-värdet?)

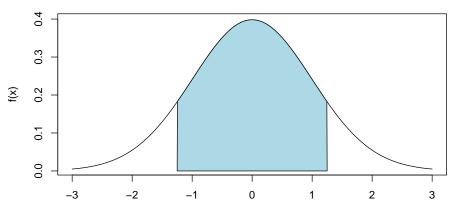
Skål!



Guinness kemist W.S. Gosset brottades med det här problemet i början av 1900-talet. Han publicerade lösningen, som använder t-fördelningen, under pseudonymen "Student". Testet kallas t-test eller Student's t-test.

Beräkning av p-värde

 $H_0: \mu = 5900$ g mot $H_1: \mu \neq 5900$ g. Ju mer den standardiserade differensen avviker från 0, desto extremare är resultatet. Om den standardiserade differensen t.ex är -1.25 så är p-värdet = arean för de vita områdena under kurvan:



t-test i R: dubbelsidig alternativhypotes

Mått i gram: $H_0: \mu = 5900 \text{g mot } H_1: \mu \neq 5900 \text{g}.$

```
t.test(gentoo$body_mass_g, mu = 5900)
##
##
   One Sample t-test
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = -18.128, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 5900
## 95 percent confidence interval:
## 4986.034 5165.998
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

t-test i R: dubbelsidig alternativhypotes

Mått i kg: $H_0: \mu = 5.9 \text{kg mot } H_1: \mu \neq 5.9 \text{kg}.$

```
t.test(gentoo$body_mass_g / 1000, mu = 5.9)
##
##
   One Sample t-test
##
## data: gentoo$body_mass_g/1000
## t = -18.128, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 5.9
## 95 percent confidence interval:
## 4.986034 5.165998
## sample estimates:
## mean of x
## 5.076016
```

t-test i R: enkelsidig alternativhypotes

Mått i gram: $H_0: \mu \le 5900$ g mot $H_1: \mu > 5900$ g.

```
t.test(gentoo$body_mass_g, mu = 5900,
       alternative = "greater")
##
   One Sample t-test
##
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = -18.128, df = 122, p-value = 1
## alternative hypothesis: true mean is greater than 5900
## 95 percent confidence interval:
## 5000.678
                  Tnf
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

t-test i R: enkelsidig alternativhypotes

Mått i gram: $H_0: \mu \ge 5900 \text{g mot } H_1: \mu < 5900 \text{g}.$

```
t.test(gentoo$body_mass_g, mu = 5900,
       alternative = "less")
##
##
   One Sample t-test
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = -18.128, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is less than 5900
## 95 percent confidence interval:
        -Inf 5151.355
##
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

Konfidensintervall och test

- ullet Ett konfidensintervall för väntevärdet täcker det sanna värdet på μ i $100 (1-\alpha)\%$ av alla studier.
- Hypotestest och konfidensintervall är olika sidor av samma mynt!
- Till varie test hör ett konfidensintervall, och vice versa.
- Ett $1-\alpha$ konfidensintervall för μ innehåller de värden på μ som inte skulle förkastas vid signifikansnivån α .
- Ett värde μ_0 kan förkastas vid signifikansnivån α om det inte ligger i $1-\alpha$ konfidensintervallet.

```
t.test(gentoo$body_mass_g, mu = 5900)
##
## One Sample t-test
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = -18.128, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 5900
## 95 percent confidence interval:
## 4986.034 5165.998
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

Detta brukar skrivas som ett intervall: (4986.304, 5165.998) eller $4986.304 < \mu < 5165.998$.

Konfidensintervall för väntevärdet μ

Spelar μ = i t.test() någon roll?

```
t.test(gentoo$body_mass_g, mu = 0)
##
   One Sample t-test
##
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = 111.67, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 4986.034 5165.998
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

Konfidensintervall

Konfidensintervallet kan beräknas för hand som:

$$\bar{x} \pm t_{\alpha/2}^{(n-1)} \frac{s}{\sqrt{n}}$$

där $t_{\alpha/2}^{(n-1)}$ anger inom hur många medelfel från μ som medelvärdet hamnar i $100(1-\alpha)\%$ av alla studier.

 $t_{\alpha/2}^{(n-1)}$ är den $\alpha/2$ -kvantilen för t-fördelningen med n-1 frihetsgrader,

$$P\left(T \ge t_{\alpha/2}^{(n-1)}\right) = \frac{\alpha}{2},$$

där T är t-fördelad med n-1 frihetsgrader

Konfidensintervall för väntevärdet μ

Vi kan kontrollera konfidensgraden $1 - \alpha$.

```
t.test(gentoo$body_mass_g, conf.level = 0.99) # alpha = 0.01
##
##
   One Sample t-test
##
## data: gentoo$body_mass_g
## t = 111.67, df = 122, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 99 percent confidence interval:
## 4957.074 5194.959
## sample estimates:
## mean of x
## 5076.016
```

t-kvantiler

Kvantilerna för ett 95% konfidensintervall ($\alpha=0.05,\,\alpha/2=0.025$) beror på stickprovsstorleken n:

| Stickprovsstorlek n | $t_{0.025}^{(n-1)}$ |
|---------------------|---------------------|
| 5 | 2.776 |
| 10 | 2.262 |
| 20 | 2.093 |
| 50 | 2.01 |
| 100 | 1.984 |
| 1000 | 1.962 |
| ∞ | 1.96 |

Om slumpvariabel $X \sim N(0,1)$ har vi

$$P(X \le 1.96) = 0.975,$$

 $P(X \ge 1.96) = 0.025.$

Förutsättningar!

- Vi har inte outliers
- Normalfördelade data!
 - Resultaten som fås via t-fördelningen är exakta om data är normalfördelade, oavsett värdet på n.
 - Resultaten som fås via t-fördelningen är approximativa om data inte är normalfördelade men n är stort.
 - 3 Ni ska studera olika sätt att undersöka om data är normalfördelade i Datalah S3.

Strunta i Dem

- Kursboken beskriver en metod f\u00f6r att utf\u00f6ra t-test som anv\u00e4nder sig av olika tabeller. Ingen gör någonsin så nuförtiden! Använd R istället.
- Boken nämner också z-testet. Använd t-testet istället.

I många studier är vi också intresserade av skillnaderna mellan två eller flera grupper:

- Hur stor är skillnaden i vikt mellan pingvinhonor och -hanar?
- Finns storleksskillnader mellan könen för respektiv art?
- Söker könen föda på samma sätt?

- Vi har mätt hanarnas vikter: $z_1, z_2, ..., z_n$ och beräknat medelvärdet $\bar{z} = \sum_{i=1}^n z_i/n$.
- Vi har mätt honornas vikter: $x_1, x_2, ..., x_m$ och beräknat medelvärdet $\bar{x} = \sum_{i=1}^m x_i/m$.
- \bullet n och m behöver inte vara samma!
- Differensen är $\bar{z} \bar{x}$.

Hur kan vi få ett standardiserat mått på differens, som inte beror på vilken viktenhet vi använder?

Standardiserade differens

När vi har två stickprov blir den standardiserade differensen:

$$t = \frac{\bar{z} - \bar{x}}{\sqrt{s_z^2/n + s_x^2/m}}$$

Om nollhypotesen $H_0: \mu_z = \mu_x$ är sann så är t t-fördelad, vilket gör att vi kan beräkna p-värdet.

t-Test för två stickprov med R: variant 1

Om vi har det uppmätta värdet och grupptillhörighet som variabler i en tabell (data frame):

```
t.test(body_mass_g ~ sex, data = gentoo)
##
##
   Welch Two Sample t-test
##
## data: body_mass_g by sex
## t = -14.761, df = 116.64, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true difference in means between gro
## 95 percent confidence interval:
## -913.1130 -697.0763
## sample estimates:
## mean in group female mean in group male
               4679.741
##
                                    5484.836
```

t-Test för två stickprov med R: variant 2

Om vi har data i två vektorer:

```
females <- subset(gentoo, sex == "female")</pre>
males <- subset(gentoo, sex == "male")
t.test(males$body_mass_g, females$body_mass_g)
##
##
   Welch Two Sample t-test
##
## data: males$body_mass_g and females$body_mass_g
## t = 14.761, df = 116.64, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal
## 95 percent confidence interval:
## 697.0763 913.1130
## sample estimates:
## mean of x mean of y
    5484.836 4679.741
```

Vi har nu sett två sorters t-test:

- En grupp: ensticksprovs-t-test
- 2 Två grupper: tvåsticksprovs-t-test

De används för olika frågeställningar, men går under samma namn eftersom de bygger på samma matematiska modell: t-fördelningen.

Variant med lika standardavvikelse

I en del situationer har man anledning att anta att standardavvikelsen är densamma i båda grupperna.

• Exempel: variationen beror till största delen på mätfel, som beter sig på samma sätt för båda grupperna.

I sådana fall kan man beräkna den standardiserade differensen på ett lite annat sätt, vilket påverkar p-värdet.

Varianten där vi inte antar att grupperna har samma standardavvikelse är den vi oftast ska använda! Den kallas **Welch t-test** som är approximativt t-fördelat.

Variant med lika standardavvikelse

```
t.test(body_mass_g ~ sex, data = gentoo, var.equal = TRUE)
##
##
   Two Sample t-test
##
## data: body_mass_g by sex
## t = -14.722, df = 117, p-value < 2.2e-16
## alternative hypothesis: true difference in means between gro
## 95 percent confidence interval:
## -913.4008 -696.7886
## sample estimates:
## mean in group female mean in group male
##
           4679.741
                                    5484.836
```

Bästa sättet att söva älgar

Veterinärer vid Kolmården ville utvärdera olika metoder för att söva älgar. Man vill testa följande hypoteser:

- \bullet H_0 : älgens puls är densamma vid sövningens start och slut
- \bullet H_1 : älgens puls är inte densamma vid sövningens start och slut

Puls före och efter sövning

| $F\ddot{\text{o}}\text{re}$ | Efter |
|-----------------------------|----------------------------------|
| 43 | 42 |
| 46 | 60 |
| 43 | 47 |
| 29 | 36 |
| 42 | 30 |
| 38 | 30 |
| 46 | 107 |
| | 43 46 43 29 42 38 |

Vi kan inte testa om det finns en skillnad genom ett vanligt tvåstickprovs-t-test eftersom vi har gjort flera mätningarna på samma individer! Vi kan beräkna skillnaden Slut – Start för varje individ! Varje individ blir sin egen kontroll:

| Namn | Före | Efter | Differens |
|-----------------------|------|-------|-----------|
| Flash | 43 | 42 | -1 |
| Frostar | 46 | 60 | 14 |
| $_{ m Hagel}$ | 43 | 47 | 4 |
| ${ m Hj\ddot{o}rdis}$ | 29 | 36 | 7 |
| Linus | 42 | 30 | -12 |
| Rosa Linda | 38 | 30 | -8 |
| Helga | 46 | 107 | -61 |

Puls före och efter sövning

Man vill testa följande hypoteser:

- H_0 : älgens puls är densamma vid sövningens start och slut
 - År samma sak som H_0 : väntevärdet för differensen är 0
- H_1 : älgens puls är inte densamma vid sövningens start och slut
 - År samma sak som H_1 : väntevärdet för differensen är inte 0

Test

Vi kan utvärdera hypoteserna med ett t-test för differensen:

```
differens <-c(-1, 14, 4, 7, -12, -8, 61)
t.test(differens, mu = 0)
##
  One Sample t-test
##
##
## data: differens
## t = 1.0047, df = 6, p-value = 0.3538
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -13.32870 31.90013
## sample estimates:
## mean of x
## 9.285714
```

Test

Testet kallas t-test vid stickprov i par. Vi kan utföra det direkt utan att behöva beräkna differensen:

```
start \leftarrow c(43, 46, 43, 29, 42, 38, 46)
slut \leftarrow c(42, 60, 47, 36, 30, 30, 107)
t.test(slut, start, mu = 0, paired = TRUE)
##
##
   Paired t-test
##
## data: slut and start
## t = 1.0047, df = 6, p-value = 0.3538
## alternative hypothesis: true mean difference is not equal to
## 95 percent confidence interval:
## -13.32870 31.90013
```

sample estimates:
mean difference

Outliers och icke-normalitet

Här har vi en outlier!

| Namn | Före | Efter | Differens |
|--------------------------|-----------|-------|-----------|
| Flash | 43 | 42 | -1 |
| $\operatorname{Frostar}$ | 46 | 60 | 14 |
| $_{ m Hagel}$ | 43 | 47 | 4 |
| Hjördis | 29 | 36 | 7 |
| Linus | 42 | 30 | -12 |
| Rosa Linda | 38 | 30 | -8 |
| \mathbf{Helga} | 46 | 107 | -61 |

Orsaken kan vara

- mätfel?
- Viktigt specialfall?
- eller flera.

Måste vi vara orolig?

t-test fungerar ofta inte som tänkt om vi har outliers (testet får fel signifikansnivå).

Möjliga lösningar (icke-parametriska metoder):

- Bootstrap-test: jämför medelvärdet efter och före (t-test utan normalfördelning)
- Rangtest: jämför medianen efter och före, utan normalfördelning (vidareutveckling av teckentestet)

Sammanfattning

- Hypoteser om medelvärden kan testas med t-test
 - En grupp: ensticksprovs-t-test
 - Två grupper: tvåsticksprovs-t-test
 - Två mätningar på samma individer: t-test för stickprov i par
- Förutsättningar!