

# Lösningar

## Tentamen i Statistisk analys, 12 januari 2022

---

### Uppgift 1

- a) Sant
- b) Sant
- c) Sant
- d) Sant
- e) Falskt

### Uppgift 2

- a) Under förutsättning att  $\sigma = 0.5$  är känt så ges ett 95% konfidensintervall för  $\mu$  av

$$\bar{x} \pm \lambda_{0.025} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 14.26 \pm 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{8}} = 14.26 \pm 0.35 = [13.91, 14.61].$$

- b) Om  $\sigma$  är okänd skattas  $\sigma^2$  med  $s^2 = (n - 1)^{-1} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 = 0.548^2$ , så  $\sigma$  skattas med  $s = 0.548$ . Konfidensintervallet för  $\mu$  blir i detta fall

$$\bar{x} \pm t_{0.025}(n - 1) \frac{s}{\sqrt{n}} = 14.26 \pm 2.365 \frac{0.548}{\sqrt{8}} = 14.26 \pm 0.46 = [13.81, 14.71].$$

### Uppgift 3

a) Vi använder linjär regression. Hur mycket medeltemperaturen förändras per lattitud är exakt detsamma som värdet på  $\beta$  eftersom  $E(Y(x) - Y(x - 1)) = \alpha + \beta x - (\alpha + \beta(x - 1)) = \beta$ . Parameteren  $\beta$  skattas med

$$\beta^* = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{\sum_i x_i y_i - n^{-1} \sum_i x_i \sum_i y_i}{\sum_i x_i^2 - n^{-1} (\sum_i x_i)^2} = -0.723$$

Stickprovsvariansen skattas med

$$s^2 = \frac{SSE}{n - 2} = \frac{1}{9} \left( S_{yy} - \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}} \right) = 9^{-1} \left( 68.3054 - \frac{81.59^2}{112.78} \right) = 1.0312,$$

så  $s = 1.016$ .

Antalet frihetsgrader är  $n - 2 = 9$  och  $\alpha = 0.01$  så  $t_{\alpha/2}(n - 2) = 3.25$ . Ett 99% konfidensintervall för  $\beta$  ges således av  $\beta^* \pm t_{\alpha/2}(n - 2) \frac{s}{\sqrt{S_{xx}}} = -0.723 \pm 0.311 = [-1.034, -0.412]$ .

b) Det gäller att  $R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = \frac{S_{xy}^2}{S_{xx} S_{yy}} = 0.864$ .

c) En skattning av den förväntade medeltemperaturen i Bollnäs (med lattitud  $x_0 = 61.34$ ) ges av  $\alpha^* + \beta^* x_0 = \bar{y} - \beta^* \bar{x} + \beta^* x_0 = \bar{y} + \beta^* (x_0 - \bar{x}) = 5.936 - 0.723(61.34 - 59.73) = 4.79$ . Den förväntade medeltemperaturen i Bollnäs är således 4.79 grader.

### Uppgift 4

a) Vi antar på goda grunder att vikterna kan approximeras ha oberoende normalfördelade vikter. Vi får  $\bar{x} = 20.17$  och  $s = 0.271$ .

Vår teststatistika blir

$$t_{obs} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{10}} = \frac{20.17 - 20}{0.271/\sqrt{10}} = 1.984.$$

Vi förkastar  $H_0 : \mu = 20$  till förmån för  $H_A : \mu > 20$  på 95%-nivån om  $t_{obs} > t_{0.05}(9) = 1.8331$ . Eftersom detta gäller ( $1.984 > 1.8331$ ) så förkastar vi  $H_0$ . Slutsatsen är att tryffelpaketen har vikt som signifikant överstiger 20.0 g.

b) Ett 90% konfidensintervall ges av  $\bar{x} \pm t_{0.05}(9)s/\sqrt{10} = 20.17 \pm 1.8331 * 0.271/\sqrt{10} = (20.01, 20.33)$ .

### Uppgift 5

a) Vi väljer 2-sidig hypotes och  $\alpha = 5\%$  felrisk, och testar således om socialdemokraterna ligger oförändrat ( $p = 0,282$ ) mot alternativet att en ändring har skett. Vi bildar ett 95% konfidensintervall för  $p$  genom att först skatta  $p$  med  $\hat{p} = X/n = 0,292$ , där  $X =$  antal som sagt sig vilja rösta på socialdemokraterna och  $n = 1500$  antal svarande i undersökningen.  $X$  är således  $Bin(n = 1500, p)$  som har varians  $np(1-p)$ .  $\hat{p} = X/n$  har således varians  $p(1-p)/n$  och standardavvikelse  $\sqrt{p(1-p)/n}$ , vilket skattas genom att ersätta  $p$  med dess skattning  $\hat{p} = 0,292$  instoppat för  $p$ . Ett 95% konfidensintervall ges därför av

$$\hat{p} \pm \lambda_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} = 0,292 \pm 1,96 * 0,0117 = [0,269, 0,315].$$

Eftersom 28,2% ingår i intervallet så kan inte nollhypotesen förkastas. Dvs den observerade ökning sedan valet på 1% är inte statistiskt säkerställd utan kan mycket väl förklaras av slumpen.

b) Skillnaden mellan de två tidpunkterna för opinionsmätningarna  $p_{dec} - p_{okt}$  skattas med  $\hat{p}_{dec} - \hat{p}_{okt} = 0,292 - 0,257 = 0,035$ , alltså en uppgång på 3.5 procentenheter. Denna skattning har varians  $p_{dec}(1-p_{dec})/n + p_{okt}(1-p_{okt})/n$ . Ett 95% konfidensintervall ges således av

$$\hat{p}_{dec} - \hat{p}_{okt} \pm \lambda_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_{dec}(1-\hat{p}_{dec})}{n} + \frac{\hat{p}_{okt}(1-\hat{p}_{okt})}{n}} = 0,035 \pm 0,032.$$

Eftersom 0, som svarar mot ingen förändring, *inte* ingår i konfidensintervallet så har socialdemokraterna gjort en statistiskt säkerställd framgång jämfört med i oktober.

### Uppgift 6

a) Medianen  $x_{0.5}$  skattas med medianen på stickprovet som blir  $(x_{(5)} + x_{(6)})/2 = (9,0 + 10,8)/2 = 9,9$ .

b) Lämpliga konfidensintervall är  $[x_{(1)}, x_{(10)}]$ ,  $[x_{(2)}, x_{(9)}]$ , osv. Vi väljer det smalaste intervallet som fortfarande har minst 95% konfidensgräns. Vi testar med  $[x_{(2)}, x_{(9)}]$ . Det gäller att  $P(X_{(2)} < x_{0.5} < X_{(9)}) = 1 - P(X_{(2)} > x_{0.5}) - P(X_{(9)} < x_{0.5})$ . Av symmetriskäl är de två negativa termerna lika. Den första negativa termen betyder att den näst minsta observationen ska vara större än medianen. Om vi låter  $Y$  ange antal observationer som är större än

medianen så är detta är ekvivalent med att minst 9 observationer är större än medianen, dvs att  $Y \geq 9$ . Varje observation är större än medianen med slh 0,5, så  $y \sim \text{Bin}(n = 10, p = 0,5)$ , och vi får  $P(Y \geq 9) = \binom{10}{10}0,5^{10} + \binom{10}{9}0,5^{10} = 0,0107$ . Konfidensgraden blir således  $1 - 2 * 0,0107 = 0,979$ .

Om vi provar snäppet smalare intervall, dvs  $[x_{(3)}, x_{(8)}]$  kommer detta ha klart för liten konfidensgrad. En av de negativa termerna blir i detta fall  $P(Y \geq 8) = (\binom{10}{10} + \binom{10}{9} + \binom{10}{8})0,5^{10} = 0,055$ , så konfidensgränsen blir  $1 - 2 * 0,055 = 0,89$ .

Det 95% konfidensintervallet för medianen  $x_{0,5}$  ges således av  $[x_{(2)}, x_{(9)}] = [3,9, 23,8]$ , och detta intervall har konfidensgräns 95,7%.