



Stockholms
universitet

**OBS! Läs noga igenom anvisningarna i tentamen, t.ex. hur du ska skriva svaren.
Det är ditt ansvar som student att följa de anvisningar som ges.**

**NOTE! Read the examination instructions carefully, e.g. how to write the answers.
It is your responsibility as a student to follow the given instructions.**

Skriv din anonymiseringskod och dagens datum på allt material du lämnar in.
(Enter your anonymization code and today's date on all submitted materials)

Anonymiseringskod (Anonymization code)	3	1	1	-	0	0	1	8	-	T	U	S
Datum (Date YYYY-MM-DD)	2011-10-26						Plats nr. (Seat No.)	30				

Kurs/Kurskod (Course/Course code)	ST21167
Kursmoment (Course component)	Statistisk teori med tillämpningar

Fylls i av tentamensvärd (To be filled in by invigilator)

Direkt i skrivning: (kryss)		Svarsblankett: (kryss)		Lösa svarsblad: (antal)	8
--------------------------------	--	---------------------------	--	----------------------------	---

Lämnat in blankt: (kryss)		Dator: (kryss)	-
------------------------------	--	-------------------	---

Inlämningstid: 19:00

Signatur tentamensvärd: Alexander Jonsson

Fylls i av lärare/examinator (To be filled in by teacher/examinator)

Betyg:	B	Poäng:	77
--------	---	--------	----

Signatur rättande lärare/examinator: PGA

NOTE! Read the examination instructions carefully, e.g. how to write the answers.
It is your responsibility as a student to follow the given instructions.

Det är din ansvar som student att följa de skrivningsreglerna.
ÖB1: Läs noggrant skrivningsreglerna i tentamen, t.ex. hur du ska skriva svaren.

Enter your identification code and date, date of all submitted materials.
Skriv in anordningskod och datum för alla inlämnade material.

Administrationskod	311-0018-7012
Ämneskod	2020-24
Examinationskurs	Statistik
Examinationsdatum	2020-08-24

Examinerad (to be filled in by examiner)
Examinerad (att fyllas i av examinator)

Examinerad (Ja/Nej)	Examinerad (Ja/Nej)	Examinerad (Ja/Nej)	Examinerad (Ja/Nej)

Signature of the student
Skrivarens signatur

[Handwritten signature]

Signature of the examiner (to be filled in by the examiner)
Skrivarens signatur (att fyllas i av examinator)

Examinerad (Ja/Nej)	Examinerad (Ja/Nej)	Examinerad (Ja/Nej)

Signature of the jury member
Skrivarens signatur

[Handwritten signature]



från stora populationer \Rightarrow oberoende stickprov

a) Då vi antar normalfördelade populationer med samma varians och stickproven är oberoende men n är litet genomför jag ett t-test! $n_1 = n_2 = 6$ $\alpha = 0.05$

$$\sum y_{1i} = 134.9 \quad \sum y_{1i}^2 = 3375.79$$

$$\sum y_{2i} = 172.9 \quad \sum y_{2i}^2 = 5344.75$$

$$\bar{y}_1 = \frac{134.9}{6} \approx 22.4833 \quad \bar{y}_2 = \frac{172.9}{6} \approx 28.8167$$

$$S_1^2 = \frac{3375.79 - 6 \cdot (22.4833)^2}{5} \approx 68.5595$$

$$S_2^2 = \frac{5344.75 - 6 \cdot (28.8167)^2}{5} \approx 72.4674$$

$$S_p^2 = \frac{5 \cdot 68.5595 + 5 \cdot 72.4674}{10} \approx 70.5134$$

T-test \Rightarrow ensidigt med poolad varians $\Rightarrow D = \mu_1 - \mu_2$

$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_a: \mu_1 - \mu_2 < 0$ H_0 förkastas då $T < -T_0$

$$T_0 = t_{0.05}^{(6+6-2)} = 2.01 \Rightarrow -2.01$$

$$T = \frac{22.4833 - 28.8167 - 0}{\sqrt{70.5134 \cdot \frac{2}{6}}} \approx -1.306$$

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



Datum: (Date YYYY-MM-DD)	hohh-10-20	Kurs/Kurskod: (Course/Course code)	ST21167	Sidnr.: (Page no.)	2
Anonymiseringskod (Anonymization code)	311-0018-TUS				

Då $-1.306 > -2.00$ kan H_0 ej förkastas.

Vi har inte bevis för att påstå att P_2 har större inkomst än P_1 då $\alpha = 0.05$!

b) Då vi har två oberoende stickprov genomför jag ett Mann-Whitney U-test.

rank 1 2 3 5 8 10

P_1 15.4 16 18.3 20.5 28.2 36.5

$$W = 29$$

Ensidigt test åt höger: H_0 : samma fördelning H_a : P_1 fördelningen till höger om P_2

$U_0 \Rightarrow n_1 = n_2 = 6$ $\alpha = 0.05 \Rightarrow 7 \Rightarrow$ test åt höger ger kritisk gräns $n_1 n_2 - U_0 \Rightarrow 36 - 7 = 29 \Rightarrow H_0$ förkastas då $U \geq 29$

Notera att $\alpha \approx 0.05 \Rightarrow \alpha = 0.0465$

$$U = 6 \cdot 6 + \frac{6 \cdot 7}{2} - 29 = 28 \Rightarrow 28 < 29$$

Slutsats: H_0 kan ej förkastas på $\alpha = 0.0465$ OK

Uppg.nr.:
(Task no.)

1

Lärarens kommentar:
(Teacher's note)

Poäng:
(Points)

18

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



Datum: (Date YYYY-MM-DD)	2020-10-26	Kurs/Kurskod: (Course/Course code)	STH1167	Sidnr.: (Page no.)	3
Anonymiseringskod (Anonymization code)	311-0018-TUS				

$X \sim \exp(\beta)$

a) $E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum X_i\right) = \frac{1}{n} E(\sum X_i) = \frac{1}{n} \cdot n E(X) = \frac{n\beta}{n} = \beta$

Uppg.nr.:
(Task no.)
3

Lärarens kommentar:
(Teacher's note)

\bar{X} är en vvr skattning av β !

$V(\bar{X}) = V\left(\frac{1}{n} \sum X_i\right) = \frac{1}{n^2} V(\sum X_i) \stackrel{ob.}{=} \frac{1}{n^2} nV(X) = \frac{n\beta^2}{n^2} = \frac{\beta^2}{n}$

$\lim_{n \rightarrow \infty} V(\bar{X}) = 0 \Rightarrow$ Slutats: Då \bar{X} är vvr och variansen går mot 0 då $n \rightarrow \infty$ är \bar{X} konsistent!

OK

b) Faktoriseringskriteriet: $h(\beta) = g(\beta, \sum X_i) h(X_1, \dots, X_n)$

$f(x) = \frac{1}{\beta} e^{-x/\beta}$ där h ej innehåller β .

$h(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\beta} e^{-x_i/\beta} = \frac{1}{\beta^n} e^{-\sum x_i/\beta}$

Detta kan faktoriseras som:

$g(\beta, \sum X_i) = \frac{1}{\beta^n} e^{-\sum X_i/\beta}, \quad h(X_1, \dots, X_n) = 1$

OK

Då faktoriseringkravet är uppfyllt, dvs $h(X_1, \dots, X_n)$ innehåller ej den önskade parametern, har vi bevisat att $\sum X_i$ är tillräcklig för β .

c) En pivot ska: Innehålla den önskade parametern men dess sannolikhetsfördelning ska ej bero på parametern.

$\frac{\sum X_i}{n}$ uppfyller båda dessa krav. Då den är χ^2 -fördelad med $2n$ frihetsgrader. χ^2 -fördelningen beror ej på β .

OK

Poäng:
(Points)

Sidnr.:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



Datum: (Date YYYY-MM-DD)	hohh-10-26	Kurs/Kurskod: (Course/Course code)	JT211G	Sidnr.: (Page no.)	4
Anonymiseringskod (Anonymization code)	311-0018-TVS				

d) Ett KI av pivot $\frac{h n \bar{X}}{\beta}$ kan härledas genom:

Uppg.nr.:
(Task no.)

2

Lärarens kommentar:
(Teacher's note)

$$P(\chi_{1-\alpha/2}^2 < \frac{h n \bar{X}}{\beta} < \chi_{\alpha/2}^2) = P\left(\frac{1}{\chi_{\alpha/2}^2} < \frac{\beta}{h n \bar{X}} < \frac{1}{\chi_{1-\alpha/2}^2}\right) =$$

$$= P\left(\frac{h n \bar{X}}{\chi_{\alpha/2}^2} < \beta < \frac{h n \bar{X}}{\chi_{1-\alpha/2}^2}\right) = 1 - \alpha$$

Alltså utgörs ett konfidensintervall på 95% av:

$$\frac{h n \bar{X}}{\chi_{0.025}^2}, \frac{h n \bar{X}}{\chi_{0.975}^2} \Rightarrow \frac{h \cdot 10 \cdot 3.72}{34.1696}, \frac{h \cdot 10 \cdot 3.72}{9.59083}$$

$$= (2.1779, 7.7574) \quad \text{OK}$$

e) Om $n=100$ säger CLT att samplingsfördelningen för \bar{X} kan approximeras till normal! Det ger: att vi kan standardisera fördelningen för \bar{X} genom formeln: $Z = \frac{\bar{X} - E(\bar{X})}{\sqrt{V(\bar{X})}} \Rightarrow$

$$\frac{\bar{X} - \beta \cdot \frac{1}{n}}{\beta \cdot \frac{1}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X} - \frac{1}{n}}{\frac{1}{\sqrt{n}}} \cdot \sqrt{n} \sim Z(0,1)$$

Då kan vi konstruera ett KI enligt:

$$\bar{X} \pm z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{1}{n}} \Rightarrow 3.72 \pm 1.96 \cdot 0.1 \Rightarrow 3.72 \pm 0.196$$

$$\text{KI ges av: } (3.524, 3.916)$$

Poäng:
(Points)

7

Sidnr:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärares
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



X_i är en bernoulli variabel, vilket gör att $\sum X_i$ är binomialfördelat. Låt $\sum X_i = Y$ där $Y \sim \text{bin}(n, 1 - e^{-\theta})$

$$p(Y) = \binom{n}{Y} \cdot p^Y (1-p)^{n-Y}$$

$$h(p) = \prod_{i=1}^n \binom{n}{Y_i} \cdot p^{\sum Y_i} \cdot (1-p)^{n - \sum Y_i}$$

$$\ln(h(p)) = \sum_{i=1}^n \ln \binom{n}{Y_i} + \sum Y_i \ln(p) + (n - \sum Y_i) \ln(1-p)$$

$$\frac{d}{dp} \ln(h(p)) = \frac{\sum Y_i}{p} - \frac{n - \sum Y_i}{1-p}$$

$$\frac{\sum Y_i}{p} - \frac{n - \sum Y_i}{1-p} = 0 \Rightarrow \sum Y_i - p \sum Y_i - np + p \sum Y_i = 0$$

$$\Rightarrow \sum Y_i - np = 0 \Rightarrow \hat{p} = \frac{\sum Y_i}{n} = \bar{Y}$$

Alltså vi kan skatta hela uttrycket $1 - e^{-\theta}$ med \bar{Y} OK

men då vi önskar skatta endast θ får vi skriva om uttrycket: $\frac{1}{e^\theta} = 1 - \bar{Y} \Rightarrow e^\theta = \frac{1}{1 - \bar{Y}} \Rightarrow \hat{\theta} = \ln\left(\frac{1}{1 - \bar{Y}}\right)$

dar $Y = \sum X_i$

För utfallet i uppgiften ger detta skattningen:

$$\bar{Y} = 0.3 \Rightarrow \hat{\theta} = \ln\left(\frac{1}{0.7}\right) \approx 0.36$$

Är det en vgr skattning?

Då jag vet att \bar{Y} är en vgr skattning av p i binomialfallet menar jag att även denna skattning är vgr för θ . ✓

Sidnr.:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärares
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)

Då $H_a: \lambda = 0.5 > H_0: \lambda = 0.1$ förkastar vi H_0 för stora värden på statistikan $\sum x_i$.

Enligt N-P lemma ges det starkaste testet av:

$$\frac{h(\theta_0)}{h(\theta_a)} < k \Rightarrow h(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^y e^{-\lambda}}{y!} = \frac{\lambda^{\sum y_i} e^{-n\lambda}}{\prod_{i=1}^n y_i!}$$

$$L(\theta_0) = 0.1^{\sum y_i} \cdot e^{-0.1n} \cdot \frac{1}{\prod y_i!}, \quad L(\theta_a) = 0.5^{\sum y_i} \cdot e^{-0.5n} \cdot \frac{1}{\prod y_i!}$$

$$\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_a)} = \frac{0.1^{\sum y_i} \cdot e^{-0.1n} \cdot \frac{1}{\prod y_i!}}{0.5^{\sum y_i} \cdot e^{-0.5n} \cdot \frac{1}{\prod y_i!}} = \left(\frac{0.1}{0.5}\right)^{\sum y_i} \cdot e^{(0.5-0.1)n}$$

$$= 0.2^{\sum y_i} \cdot e^{0.4n} \Rightarrow 0.2^{\sum y_i} \cdot e^{0.4n} < k \Rightarrow$$

$$\sum y_i \cdot \underbrace{\ln(0.2)}_{< 0} + 0.4n < \ln(k) \Rightarrow \sum y_i \cdot \underbrace{\ln(k) - 0.4n}_{> \ln(0.2)} = k'$$

\Rightarrow Då vi har ett ensidigt test åt höger förkastar vi för stora värden och vänder därför på olikhets-tecken! Då får vi att starkaste testet ges av förkastelsregl:

$$\sum y_i \geq k' \quad \text{där} \quad \sum y_i \sim \text{poi}(\lambda n)$$

Om $k' = 3$ blir $\alpha = P_{H_0}(\sum y_i \geq 3)$ då $\sum y_i \sim \text{poi}(1)$

$$= 1 - 0.981 = 0.019$$

20
8

Sidnr.:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



Datum: (Date YYYY-MM-DD)	hohh-10-26	Kurs/Kurskod: (Course/Course code)	STH116	Sidnr.: (Page no.)	7
Anonymiseringskod (Anonymization code)	311-0018-TVS				

β bli då: $P_{H_0}(\sum y_i \leq h)$ då $\sum y_i \sim \text{Poi}(5) = 0.125$
testets styrka ges då av $1 - 0.125 = 0.875$ OK

Uppg.nr.:
(Task no.)

4

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Slutsats:

Det starkaste testet ges av $N-P$ lemma och har
förkastelseregeln att H_0 förkastas då $\sum y_i \geq h'$.

Om vi sätter kritisk gräns $h' = 3$ ger detta en
signifikansnivå på ca 0.06 och en styrka på
0.875.

Poäng:
(Points)

Sidnr.:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)



$$E(S^2) \Rightarrow \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1} \Rightarrow E\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \cdot \frac{\sigma^2}{n-1}\right) =$$

$$= \frac{\sigma^2}{n-1} \cdot E(\chi^2_{n-1}) = \frac{\sigma^2}{n-1} \cdot (n-1) = \sigma^2 \Rightarrow S^2 \text{ är vrr!}$$

$$V(S^2) = V\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \cdot \frac{\sigma^2}{n-1}\right) = \left(\frac{\sigma^2}{n-1}\right)^2 \cdot V(\chi^2_{n-1}) =$$

$$= \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} \cdot 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

$$E(aS_1^2 + bS_2^2) = aE(S_1^2) + bE(S_2^2) = a\sigma_1^2 + b\sigma_2^2$$

Om $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ måste alltså summan $a\sigma^2 + b\sigma^2$

bli lika med $2\sigma^2$ för att skattningen ska bli väntevärderiktig. För att det ska gälla måste $a+b=1$. **OK**

$$V(aS_1^2 + bS_2^2) \stackrel{\text{obv.}}{=} a^2 V(S_1^2) + b^2 V(S_2^2) =$$

$$= \frac{a^2 2\sigma^4}{n-1} + \frac{b^2 2\sigma^4}{n-1}$$

kommentar: Jag hoppas att jag är på rätt väg!

Tyvärr tog tiden slut. Tänk gärna på det när du rättar 😊

Den här uppgiften var väldigt svår och tidskrävande.

Sidnr.:
(Page no.)

Uppg.nr.:
(Task no.)

Lärarens
kommentar:
(Teacher's
note)

Poäng:
(Points)

Regler i skrivsalen

- Följ tentamensvärds anvisningar.
- Väskor och ytterkläder ska placeras på anvisad plats.
- Placera ID-handling väl synlig på bordet framför dig.
- Ingen student får lämna skrivsalen under de första 30 minuterna.
- Endast en student i taget får besöka toaletten. Vid toalettbesök skriv ditt namn och klockslag på avsedd lista. Efter toalettbesöket ska du åter ange klockslag på listan.
- Elektronisk utrustning som mobiltelefon eller Smartwatch ska vara avstängd och placerad på anvisad plats.
- Under tentamen gäller tystnad – det är förbjudet att prata, eller på annat sätt kommunicera, med andra studenter under pågående tentamen.
- Innan tentamenshandlingarna lämnas in; skriv sidnummer, anonymiseringskod och datum på alla inlämnade papper.

Om något är oklart – fråga gärna tentamensvärden. Lycka till!

Rules in the examination hall

- Follow the invigilator's instructions.
- Bags and outerwear must be placed at the designated place.
- Place your ID document clearly visible on the table in front of you.
- No student may leave the examination hall for the first 30 minutes.
- Only one student at a time may visit the toilet. Before visiting the toilet, write your name and time on the intended list. After the toilet visit, enter the time on the list again.
- Electronic equipment such as a mobile phone or Smartwatch must be switched off and placed at the designated place.
- During the exam, silence applies – you are not allowed to talk, or otherwise communicate, with other students during the exam.
- Before submitting the examination documents; remember to write the page number, anonymization code, and date on all papers.

Please do not hesitate to ask the invigilator if anything is unclear. Good luck!