

MS-A0509 Grundkurs i sannolikhetskalkyl och statistik

Exempel etc., del II

G. Gripenberg

Aalto-universitetet

14 februari 2014

Ett konfidensintervall

Antag att 175 personer blir tillfrågade om de gärna äter en viss grönsak och 80 svarar ja. För att bestämma ett konfidensintervall med konfidensgraden 90% för att en slumpmässigt vald person gärna äter denna grönsak kan vi gå tillväga på följande sätt:

De svar vi fått är ett observerat stickprov av en Bernoulli(p) fördelad slumpvariabel och bestämmande moment och maximum likelihood-estimatoren för p är medelvärdet \bar{X} som ofta i dessa fall betecknas med \hat{p} .

Den central gänsvärdessatsen säger att

$$\frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}} \sim_a N(0, 1),$$

eftersom variansen $\text{var} X_j$ är $p(1-p)$ så att variansen av medelvärdet blir $\frac{p(1-p)}{n}$. Nu måste vi göra ännu en approximation eftersom vi inte känner till p och approximerar det talet med $\hat{p} = \bar{X}$. Nu är $z_{0.05} = -F_{N(0,1)}^{-1}(0.05) = 1.645$ vilket betyder att

Ett konfidensintervall, forts.

$$\Pr\left(\frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} \leq -1.645\right) \approx 0.05 \quad \text{och} \quad \Pr\left(\frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} \geq 1.645\right) \approx 0.05.$$

Detta betyder i sin tur att

$$\Pr\left(p \geq \bar{X} + 1.645 \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}\right) \approx 0.05,$$

och

$$\Pr\left(p \geq \bar{X} - 1.645 \cdot \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}\right) \approx 0.05,$$

Det observerade approximativa konfidensintervallet blir därför

$$\left[0.46 - 1.645\sqrt{\frac{0.46 \cdot 0.54}{175}}, 0.46 + 1.645\sqrt{\frac{0.46 \cdot 0.54}{175}}\right] \approx [0.40, 0.52].$$

Hur får man ett konfidensintervall för σ^2 då $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Om X_1, X_2, \dots, X_n är ett stickprov med stickprovsvarians S^2 av en $N(\mu, \sigma^2)$ fördelad slumpvariabel så är

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1).$$

Om vi nu vill bestämma ett symmetriskt slumpintervall med konfidensgraden α så skall sannolikheten för värden mindre än den nedre gränsen vara $\frac{1-\alpha}{2}$ och detsamma för värden större än den övre gränsen. Om nu $C \sim \chi^2(n-1)$ så är

$$\Pr\left(C \leq F_{\chi^2(n-1)}^{-1}\left(\frac{1-\alpha}{2}\right)\right) = \frac{1-\alpha}{2}, \quad \Pr\left(C \geq F_{\chi^2(n-1)}^{-1}\left(\frac{1+\alpha}{2}\right)\right) = \frac{1-\alpha}{2}.$$

Nu gäller

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq F_{\chi^2(n-1)}^{-1}\left(\frac{1-\alpha}{2}\right) \Leftrightarrow \sigma^2 \geq \frac{(n-1)S^2}{F_{\chi^2(n-1)}^{-1}\left(\frac{1-\alpha}{2}\right)},$$

med ett motsvarande resultat för den andra gränsen.

Oberoende

Antag att en viss sorts frukter indelas i tre olika färgklasser och två olika smakklasser, och att då man undersökt 245 frukter fått följande resultat:

	Färg 1	Färg 2	Färg 3
Smak 1	23	47	38
Smak 2	46	32	59

Om vi nu vill ha svar på frågan om färg och smak är oberoende av varandra så väljer vi som nollhypotes att de är oberoende och använder testvariabeln

$$C = \sum_{i=1}^2 \sum_{k=1}^3 \frac{(O_{i,k} - E_{i,k})^2}{E_{i,k}}.$$

Här är $O_{i,k}$ de observerade antalen, i detta fall tex. $O_{2,3} = 59$ och $E_{i,k}$ är de förväntade antalen när vi antar att nollhypotesen gäller, dvs.

$$E_{i,k} = \frac{1}{245} \left(\sum_{m=1}^3 O_{i,m} \right) \left(\sum_{m=1}^2 O_{m,k} \right).$$

Oberoende, forts.

För att räkna ut testvariabeln och sedan p-värdet kan vi först skriva

```
o=[23 47 38; 46 32 59]
```

sedan får vi antalet n med

```
n= sum(sum(o))
```

*de förväntade antalen med $e = \text{sum}(o')' * \text{sum}(o) / n$*

($\text{sum}(o')$ räknar radsummorna och $\text{sum}(o')$ sätter dessa i en kolumnvektor) och testvariabeln med kommandot

```
c= sum(sum((o-e).^2./e))
```

Till sist kan vi räkna ut p-värdet med

```
p = 1-chi2cdf(c, (2-1)*(3-1))
```

och eftersom detta blir 0.0027480 kan vi förkasta nollhypotesen på signifikansnivån 0.5%.

Regression och extrapolering

Anta att vi har följande uppgifter om punkterna (x_j, y_j) , $j = 1, \dots, 5$:

$$x = [-5 \ -4 \ -2 \ 0 \ 1], \quad y = [3 \ 2 \ 3 \ 1 \ 0]$$

och vi vill försöka bestämma värdet av y då $x = 2$ och också testa nollhypotesen att detta värde är högst -1.8 .

Det första vi gör är att subtrahera 2 från alla x_j dvs. $x = x - 2$; så att vi skall bestämma värdet av y då $x = 0$.

Sedan räknar vi ut koefficienterna b_0 och b_1 i regressionslinjen

$y \approx b_0 + b_1 x$ tex. så att vi räknar medelvärdena $\bar{x} = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 x_j = -4$ och

$\bar{y} = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 y_j = 1.8$ med kommandona `mean(x)` och `mean(y)`. Sedan

räknar vi ut stickprovsvarianserna $s_x^2 = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^5 (x(j) - \bar{x})^2 = 6.5$ och

$s_y^2 = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^5 (y_j - \bar{y})^2 = 1.7$ med kommandona `var(x)` och `var(y)`.

Stickprovs kovariansen blir $s_{xy} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^5 (x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y}) = -2.75$ vilket i

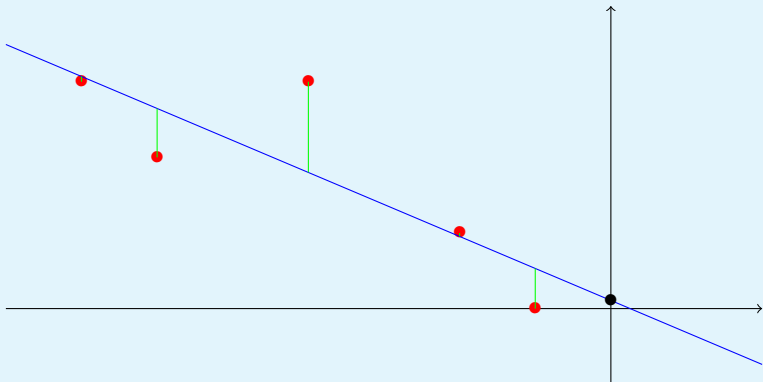
ocatve fås med kommandot `cov(x,y)` medan man i matlab måste

räkna `c=cov(x,y)`; `c(1,2)`. Estimatn för regressionskoefficienterna blir

nu $b_1 = \frac{s_{xy}}{s_x^2} = -0.42308$ och $b_0 = 0.10769$.

Regression och extrapolering, forts.

Om man beaktar förskjutningen av $x = 2$ till origo ser regressionslinjen ut på följande sätt:



Regression och extrapolering, forts.

Om vi nu vill testa nollhypotesen att regressionslinjen skär y-axeln i en punkt som är högst -1.8 så skall vi också räkna ut restvariansen $s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{j=1}^5 (y_j - b_0 - b_1 x_j)^2 = 0.71538$. Detta kan också göras

med hjälp av formeln $s^2 = \frac{(n-1)s_y^2(1-r_{xy}^2)}{n-2}$ där $r_{xy} = s_{xy} \sqrt{\frac{s_x^2}{s_y^2}}$.

I matlab/octave kan detta göras med kommandot `sum((y-b0-b1*x).^2)/3` förutsatt att man har räknat ut b_0 och b_1 .

Värdet av testvariabeln blir nu

$$t = \frac{b_0 - (-1.8)}{\sqrt{s^2 \left(\frac{1}{5} + \frac{\bar{x}^2}{(5-1)s_x^2} \right)}} = 2.4978.$$

Eftersom testvariabelns fördelning är $t(5-2)$ och nollhypotesen $\beta_0 \leq -1.8$ innebär att negativa värden för testvariabeln bekräftar nollhypotesen blir p -värdet

$p = \Pr(T \geq 2.4978) = 1 - F_{t(3)}(2.4978) = F_{t(3)}(-2.4978) = 0.43939$, vilket betyder att nollhypotesen kan förkastas på signifikansnivån 5%.

Regression och extrapolering, forts.

Ett annat sätt att komma till samma resultat är att konstatera att $t_{0.05}(3) = F_{t(3)}^{-1}(0.95) = 2.3534$ vilket man också hittar i tabellen (men observera att vi här har ett ensidigt alternativ).

TAULUKKO 2. *t*-DISTRIBUTION *t*(*df*)
TABLE 2. *t*-JAKAUMA *t*(*df*)

Kriittisiä arvoja / Critical values

Merkitsevyystaso 1-suuntaisissa testeissä / Significance level in 1-side							
<i>df</i>	0.4	0.3	0.2	0.1	0.05	0.025	0.01
1	0.325	0.727	1.376	3.078	6.314	12.706	31.821
2	0.289	0.617	1.061	1.886	2.920	4.303	6.965
3	0.277	0.584	0.978	1.638	2.353	3.182	4.541
4	0.271	0.569	0.941	1.533	2.132	2.776	3.747
5	0.267	0.559	0.920	1.476	2.015	2.571	3.365
6	0.265	0.553	0.906	1.440	1.943	2.447	3.143

Eftersom testvariabeln är större än detta kritiska värde förkastas nollhypotesen på signifikansnivån 5%.