

# Matematisk statistik för B, K, N, BME och Kemister

## Föreläsning 5

Johan Lindström

11 september 2017

### Repetition

- Gauss approximation
- Delta metoden

### Statistik

- Översikt
- Grundläggande begrepp
- Exempel

### Konfidensintervall

- Chi 2-fördelning
- t-fördelning
- Intervall för  $N(\mu, \sigma^2)$
- Ensidiga konfidensintervall

### Repetition

- Gauss approximation
- Delta metoden

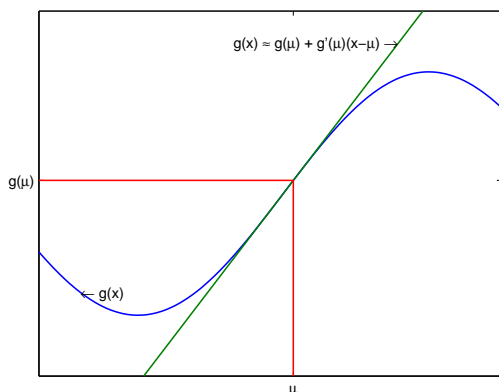
### Statistik

- Översikt
- Grundläggande begrepp
- Exempel

### Konfidensintervall

- Chi 2-fördelning
- t-fördelning
- Intervall för  $N(\mu, \sigma^2)$
- Ensidiga konfidensintervall

## Linjärisering av $g(x)$ kring punkten $\mu = E(X)$



### Gauss approximationsformler i en variabel (Kap. 5.2)

$Y = g(X)$ . Taylorutveckla funktionen  $g$  kring  $\mu = E(X)$

$$g(X) \approx g(\mu) + (X - \mu)g'(\mu) \implies$$

- ▶  $E(Y) \approx g(E(X))$
- ▶  $V(Y) \approx g'[E(X)]^2 V(X)$

För en funktion av  $n$  variabler fås på samma sätt

$$Y = g(X_1, \dots, X_n)$$

$$E(Y) \approx g(E(X_1), \dots, E(X_n))$$

$$V(Y) \approx \sum_{i=1}^n c_i^2 V(X_i) \quad \text{om } X_i \text{ oberoende}$$

där  $c_i = \frac{\partial g}{\partial X_i}(E(X_1), \dots, E(X_n))$

### Delta metoden (CGS + Gaussapproximation)

Om  $X_1, X_2, \dots, X_n$  är oberoende lika fördelade variabler med  $E(X_i) = \mu$ ,  $V(X_i) = \sigma^2$  så gäller att

$$g(\bar{X}_n) \underset{\approx}{\sim} N\left(g(\mu), |g'(\mu)|^2 \cdot \frac{\sigma^2}{n}\right) \quad \text{då } n \text{ stort.}$$

## Repetition

Gauss approximation  
Delta metoden

## Statistik

Översikt  
Grundläggande begrepp  
Exempel

## Konfidensintervall

Chi 2-fördelning  
t-fördelning  
Intervall för  $N(\mu, \sigma^2)$   
Ensidiga konfidensintervall

## Exempel: Kvalitetskontroll

Vi kontrollerar  $n$  st slumpmässigt utvalda komponenter från ett stort parti och ser om de fungerar.

Modell:  $X$  = antalet trasiga komponenter  
 $X \in \text{Bin}(n, p)$ , där  $p$  är andelen trasiga komponenter.  $p$  är okänd en parameter i fördelningen.

Möjliga frågeställningar:

1. Vad är en bra uppskattning av  $p$ ?
2. Hur stor är osäkerheten i uppskattningen?
3. Vilket intervall tror vi  $p$  ligger inom?
4. Hur stort måste  $n$  vara för att uppnå en "tillräckligt liten" osäkerhet?

## Statistikteori – översikt

## Punktskattning

Hur gör man en bra gissning av en okänd storhet? Hur vet man att den är bra?

## Intervallskattning

Hitta istället ett intervall som täcker den okända storheten med en given (stor) sannolikhet.

## Hypotestest

Om gissningen blev **0.013**, kan rätt värde på den okända storheten ändå vara **0.01**?

## Regression

Hur vet vi om två variabler påverkar varandra?

## Försöksplanering &amp; Faktor försök

Hur konstruerar man studier som på bäst sätt (minst antal mätningar) undersöker effekten av olika faktorer (behandlingar)?

## Statistikteori: Grundläggande begrepp (Kap. 7.1)

### Stickprov

Ett **stickprov**,  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , är **observationer** av s.v.  $X_1, \dots, X_n$  från någon fördelning  $X_i \in F(\vartheta)$  där  $\vartheta$  är en okänd **parameter**.

### Skattning

En **skattning** av  $\vartheta$ ,  $\vartheta^*(x_1, \dots, x_n)$  är en observation av den s.v.  $\vartheta^*(X_1, \dots, X_n)$ . Båda betecknas oftast bara med  $\vartheta^*$ .

Bra egenskaper för en skattning är

Väntevärdesriktig:  $E(\vartheta^*) = \vartheta$ , inget systematiskt fel.

Effektiv: liten varians (osäkerhet)  $V(\vartheta^*)$ .

## Exempel: Mätning med slumpmässigt mätfel

Antag att vi vill mäta en storhet  $\mu$ . Om man tar upp  $n$  st mätvärden,  $x_1, \dots, x_n$  är dessa observationer av

$$X_i = \mu + \varepsilon_i = \text{"Rätt värde"} + \text{"Mätfel"}$$

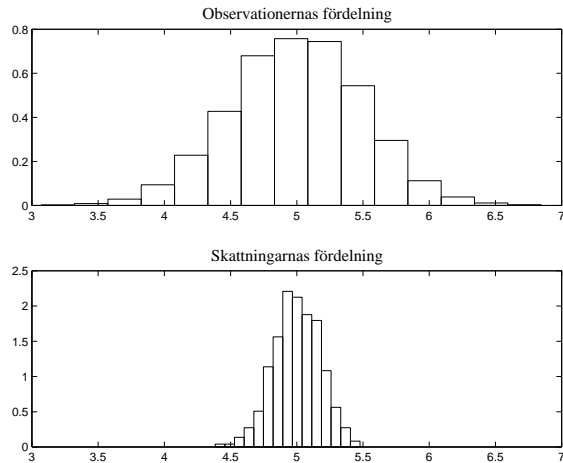
där  $\varepsilon_i$  är ett slumpmässigt mätfel.

Bestäm skattningar av

1. Medelvärdet  $\mu_n^*$ .
2. Variansen  $(\sigma^2)^*$ .

## Variation i observationer ger variation i skattningen

	Observationer, $X_{jk}$									$\mu^* = \bar{x}_j$
1	4.83	4.93	5.24	5.12	5.10	4.69	5.62	4.73		5.03
2	5.09	5.13	4.53	4.59	4.70	4.10	4.96	5.26		4.79
3	5.53	5.10	4.34	5.05	5.21	4.43	4.30	4.56		4.82
4	4.48	5.10	4.75	5.17	4.98	5.01	5.82	5.12		5.05
5	5.14	5.10	4.79	5.48	4.70	5.89	5.22	5.91		5.28
6	4.80	5.33	5.22	5.26	4.45	4.12	5.29	5.09		4.95
7	5.20	5.26	5.49	5.60	4.83	5.28	4.38	5.18		5.15
8	4.48	4.81	4.62	4.61	5.04	4.81	4.32	4.41		4.64
⋮										



Repetition

- Gauss approximation
- Delta metoden

Statistik

- Översikt
- Grundläggande begrepp
- Exempel

Konfidenstervall

- Chi 2-fördelning
- t-fördelning
- Intervall för  $N(\mu, \sigma^2)$
- Ensidiga konfidenstervall

Konfidenstervall (Kap. 7.3)

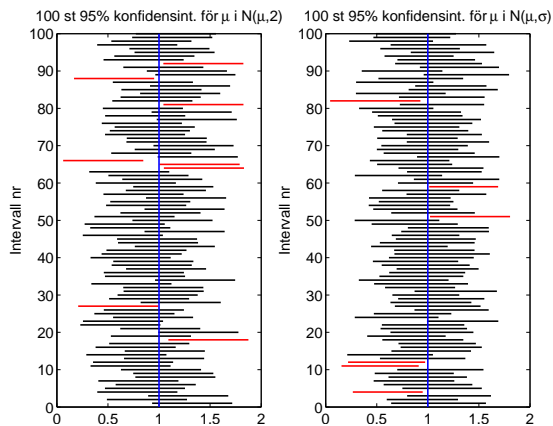
Ett **konfidenstervall** för en parameter  $\vartheta$  täcker rätt värde på  $\vartheta$  med sannolikheten  $1 - \alpha$ .

$1 - \alpha$  kallas **konfidenstegrad**. Vanliga värden är 0.95, 0.99 och 0.999.

Ett **tvåsidigt** konfidenstervall är alltså **två** skattningar  $a_1^*$ ,  $a_2^*$  så att

$$P(a_1^*(X_1, \dots, X_n) < \vartheta < a_2^*(X_1, \dots, X_n)) = 1 - \alpha$$

## Andelen $1 - \alpha$ av intervallen täcker rätt värde i långa loppet



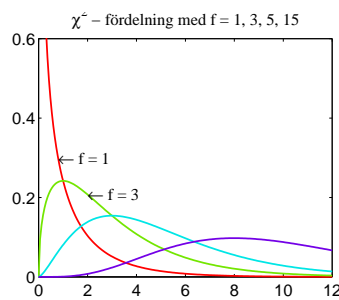
## $\chi^2$ -fördelning (chi-två) (Kap. 7.2.1)

- ▶  $Y \in \chi^2(f)$ .  $f$  kallas antal frihetsgrader.
- ▶  $\alpha$ -kvantil:  $\chi^2_\alpha(f)$ . Tabell 4.

Om  $X_1, \dots, X_n \in N(\mu, \sigma^2)$  och oberoende så gäller

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \in \chi^2(n)$$

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \in \chi^2(n-1)$$



## Student's $t$ -fördelning (Kap. 7.2.2)

- ▶  $X \in t(f)$ .  $f$  kallas antal frihetsgrader.
- ▶  $\alpha$ -kvantil:  $t_\alpha(f)$ . Tabell 3.

Om  $X \in N(0, 1)$  och  $Y \in \chi^2(f)$  är oberoende gäller

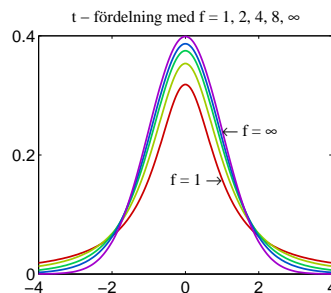
$$\frac{X}{\sqrt{Y/f}} \in t(f)$$

och speciellt för  $X_i \in N(\mu, \sigma^2)$

$$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \in t(n-1)$$

där

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{och} \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$



Konfidsensintervall för  $\mu$  i  $N(\mu, \sigma^2)$  (Kap. 7.3) $x_1, \dots, x_n$  observationer av  $X_i \in N(\mu, \sigma^2)$  $\sigma^2$  känd:

$$I_\mu = \bar{x} \pm \lambda_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \mu^* \pm \lambda_{\alpha/2} D(\mu^*)$$

 $\sigma^2$  okänd:

$$I_\mu = \bar{x} \pm t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = \mu^* \pm t_{\alpha/2}(f) d(\mu^*)$$

## Exempel: Sockerinnehåll i betor

Sockerbetor har i regel ett sockerinnehåll på 16 – 18% (enligt Dansukkers hemsida). Anta att sockerinnehållet i en godtycklig beta beskrivas av  $X_i \in N(\mu, \sigma^2)$  med  $\sigma^2$  okänd. I ett visst betlass undersökte man sockerhalten hos 25 slumpmässigt utvalda betor.

$$\frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} x_i = 16.8 \quad \sum_{i=1}^{25} (x_i - \bar{x})^2 = 4.8$$

Gör ett 95%-konfidsensintervall för den förväntade sockerhalten i betlasset.

Konfidsensintervall för  $\sigma^2$  i  $N(\mu, \sigma^2)$  (Kap. 8.1.2) $x_1, \dots, x_n$  observationer av  $X_i \in N(\mu, \sigma^2)$ Ett  $1 - \alpha$  konfidsensintervall för  $\sigma^2$  ges av

$$I_\sigma^2 = \left( \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right)$$

Där

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

och  $\chi_{\alpha/2}^2(n-1)$  är  $\chi^2$ -fördelningens kvantiler.

## Ensidiga konfidensintervall

(Kap. 7.3.4)

Konfidensintervall kan även vara uppåt- eller nedåt begränsade.

1. Ta ena gränsen i ett tvåsidigt konfidensintervall
2. Byt ut  $\alpha/2 \rightarrow \alpha$  för att få rätt konfidsgrad
3. Låt den andra gränsen bli så stor/liten som möjligt

**Ex.** Om det tvåsidiga intervallet ges av  $\bar{x} \pm \lambda_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  är

- ▶ Nedåt begränsat intervall:  $(\bar{x} - \lambda_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \infty)$
- ▶ Uppåt begränsat intervall:  $(-\infty, \bar{x} + \lambda_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$