# Matematisk statistik - repetition

Li i formelblad. Förväntad kunskap.

Viktigt att kunna.

!! Mycket viktig att kunna. En "hint" om förekomst på tenta har förekommit.

Exempel finns i de kompletta anteckningarna.

### Inför tentor

## Vanligast uppgifter på tentor

Kommer troligtvis:

- Transformationer:  $P(X \le x), X \in N(m, \sigma)$
- Variabeltransformationer:  $Y = X^2$ ,  $F_Y(x) = ?$ , E(Y) = ?
- ML-skattningar
- Konfidensintervall / normalapproximationer av binomialfördelnignar
- Regression med y = a + bx eller  $y = ae^{bx}$

Kommer antagligen:

- Minimum och maximum av *n* stokastiska variabler
- ullet Förklaringsgraden  $R^2$

## Viktiga begrepp

Dessa står det mer om antingen i detta dokument eller i de kompletta anteckningarna.

- Väntevärde
- Varians
- Standardavvikelse
- Koppling mellan fördelningsfunktion och täthetsfunktion

## **Kapitel 1**

## **Terminologi**

Resultatet av ett statistiskt försök kallas för ett **utfall** (outcome).

Mängden av alla tänkbara utfall kallas **utfallsrummet** (sample space) och betecknas med  $\Omega$ .

En delmängd av utfallsrummet kallas för **händelse** (event).

## Mängdlära

Den tomma mängden betecknas ∅.

 $A \subseteq B$  betecknar att A är en **delmängd** till B. Det vill säga att alla element i A finns i B.  $x \in A$  betecknar att x finns i A.

|A| betecknar **kardinaliteten** hos A, det vill säga antalet element.

 $A \cap B$  betecknar **snittet** av A och B. Det vill säga alla element som finns i både A och B. För **oberoende** händelser gäller att  $P(A \cap B) = P(A) * P(B)$ .

 $A \cup B$  betecknar **unionen** av A och B. Det vill säga alla element som finns i antingen A eller B. Sannolikheten för unionen av två händelser:  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ .

 $A \setminus B$  betecknar mängden  $a \in A | a \notin B$ . Det vill säga alla element i A som inte finns i B, "A inte B".

u betecknar universalmängden. I den finns alla element i sammanhanget.

 $A^c$  eller  $u \setminus A$  betecknar **komplementet** till A. Det vill säga alla element som inte finns i A.

### Den klassiska sannolikhetsdefinitionen

Notera att sannolikheten för varje utfall måste vara samma för att definitionen ska fungera.

### Kombinatorik

#### Antal sätt att ordna element

	Utan hänsyn till ordningen (kombinationer)	Med hänsyn till ordningen (permutationer)
<b>Utan</b> återäggning	$\binom{n}{k} = rac{n}{k!(n-k)!}$	$_{n}P_{r}=P(n,r)=rac{n!}{(n-r)!}$
<b>Med</b> återläggning	$\binom{n+k-1}{k}$	$n^r$

# ! Stickprov (sample)

## Med återläggning (sample with replacement)

Här används binomialfördelningen.

För beroende händelser:

$$p^x(1-p)^{n-x}$$

För oberoende händelser:

$$p^x(1-p)^{n-x}\binom{n}{x}$$

### Utan återläggning (sample without replacement)

Kallas även för stickprov utan återläggning.

$$\frac{\text{gynnsamma utfall}}{\text{m}_{\ddot{o}}\text{jliga fall}} = \frac{\binom{A}{\text{tagna ur A}}\binom{B}{\text{tagna ur B}}...}{\binom{A+B+...}{\text{tagna}}}$$

Detta gäller även då vi har flera grupper, exempelvis A, B och C. Notera att summan av de tagna i täljaren måste vara lika med de tagna i nämnaren.

# Betingad sannolikhet (Bayes sats)

Om  $B_1,\ldots,B_n$  är en partition av  $\Omega$  och  $P(B_i) 
eq 0, orall i$  gäller för varje händelse A att

$$P(B_j \mid A) = \frac{P(B_j) * P(A \mid B_j)}{P(A)} = \frac{P(B_j) * P(A \mid B_j)}{\sum_{i=1}^{n} P(B_i) * P(A \mid B_i)}$$

# **Kapitel 2**

## Fördelningsfunktion (probability function)

$$F_X(x) = P(X \le x)$$

Notera att  $F_X($   $\circ$   $\mathbf{vre}\ \mathbf{gr}_{\ddot{a}}\mathbf{ns})=1.$ 

#### Median

För en exponentialfördelning gäller följande:

$$egin{aligned} F_X(x_{0.50}) &= 1 - e^{-\lambda x_{0.50}} = 0.50 \ e^{-\lambda x_{0.50}} &= 0.50 \Rightarrow \ -\lambda x_{0.50} &= ln(0.50) \Rightarrow \ x_{0.50} &= -rac{1}{\lambda} ln(0.50) = rac{ln(2)}{\lambda} \end{aligned}$$

# Väntevärde / genomsnitt (mean)

$$\left\{egin{array}{ll} _{\mu}=E(X)=\sum_{x}xp_{X}(x) & ext{om kontinuerlig} \ _{\mu}=E(X)=\int_{-\infty}^{\infty}xf_{X}(x)dx & ext{om diskret} \end{array}
ight.$$

## **Varians**

$$V(X) = \sigma^2 = E((X - m)^2) = E(X^2) - (E(X))^2$$

Anmärkning: alltid större än 0.

### Standardavvikelse

$$\sigma = \sqrt{V(X)}$$

Anmärkning: alltid positiv.

## **Kapitel 3**

## Diskreta fördelningar

För diskreta fördelningar betecknas vanligtvis täthetsfunktionen  $f_X(x)$  och för kontinuerliga  $p_X(x)$ .

### Binomialfördelningen

Fördelningen används då vi har n oberoende försök och sannolikheten för att lyckas P(lyckas) = p är konstant.  $X \in Bin(n, p)$ .

$$f_X(x) = inom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, x=0,1,\ldots,n$$
  $E(X) = np$   $V(X) = npq = np(1-p)$ 

## Poissionfördelningen

Fördelningen för sannolikheten under ett intervall, exempelvis tid.  $X \in Po(m)$ .

$$f_X(x) = e^{-m} * rac{m^x}{x!} \ E(X) = m \ V(X) = m$$

Där m är medelvärdet per intervalls-enhet. Exempelvis fyra samtal per minut. Notera att väntevärdet och variansen har samma värde.

$$X_1 \in Po(m_1) \ X_2 \in Po(m_2) \ X_1 + X_2 \in Po(m_1 + m_2)$$

## Kontinuerliga fördelningar

## Den likformiga fördelningen

Det är samma chans att få alla tal. Exempelvis har en tärning en likformig fördelning där varje uppstättning ögon har  $\frac{1}{6}$  chans att slås.

$$P_X^k = rac{1}{n} \ F_X(x) = \sum_{k \leq x} P_X(k)$$

### Exponentialfördelningen

Används vanligtvis för väntetider. Exempelvis "tiden till första bilen kör förbi". Aldrig negativa värden på x.  $\lambda$  står för intensiteten / händelse per tidsenhet.

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} \ F_X(x) = \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} dy = 1 - \lambda e^{-\lambda x}, x \geq 0$$

### Normalfördelningen

Normalfördelningen är den vanligaste fördelningen. Exempelvis medelvärdet av många mätningar, så som "längden av 18-åringar".

Anmärkning:  $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ 

Standardiserad normalfördelning (standardized normal distribution)

Anta att m = 0,  $\sigma = 1$ , det vill säga x tillhör normalfördelningen mellan 0 och 1.

$$\Phi(x)=f_X(x)=rac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-rac{x^2}{2}}$$

$$\Phi(y)=\int_{-\infty}^yrac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-rac{x^2}{2}}dx$$

Notera termen  $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}$ , denna kallas normeringskonstant då den får integralens värde att bli ett (krav per definition). För  $\Phi(x)$  finns ingen enkel funktion.

# **Kapitel 4**

### **Kovarians**

$$C(X,Y) = Cov(X,Y) = E(X \ast Y) - E(X) \ast E(Y)$$

## **Korrelation**

$$\rho = \frac{C(X,Y)}{\sigma_X * \sigma_Y}$$

Där C(X,Y) är kovariansen / samvariationen av X och Y. Notera att  $\rho$  inte har någon sort eller enhet, det är enbart en konstant. Notera också att  $\rho$  alltid är i intervallet  $-1 \le \rho \le 1$ .

Då  $\rho$  är  $\pm 1$  är korrelationen exakt. Är  $\rho > 0$  talar man om en positiv korrelation. Om  $\rho$  är 0 är värdena helt oberoende. Är  $\rho < 0$  talar man om en negativ korrelation.

## **Kapitel 5**

## !! Transformationer

Speciellt transformationer av normalfördelningar är av intresse. (Exempelvis  $X \in N(179,7)$ ).

### **Centralt exempel**

18-åringar mönstrar. Längden är normalfördelad likt  $X \in N(179,6)$ . Beräkna sannolikheten att en 18-åring som mönstrar är 173cm eller kortare.

$$P(X \le 173) = P(\underbrace{\frac{X - 179}{6}}_{Z} \le \frac{173 - 179}{6})) = \underbrace{P(Z \le -1)}_{N(0,1)} = 1 - P(Z \le 1) \approx 0.1587$$

#### **Alternativt exempel**

$$Y = kX^2$$

$$egin{split} F_Y(u) &= P(Y \leq u) = P(kX^2 \leq u) = \ P(X^2 \leq rac{u}{k}) = P(|X| \leq \sqrt{rac{u}{k}}) = \ P(-\sqrt{rac{u}{k}} \leq X \leq \sqrt{rac{u}{k}}) = F_X(\sqrt{rac{u}{k}}) - F_X(-\sqrt{rac{u}{k}}) \end{split}$$

#### Generell metod för transformationer

Gäller då invers till g(X) finns och g(X) är växande (y' = positivt).

$$Y = g(X)$$
  $F_Y(x) = P(Y \le x) = P(g(X) \le x) = P(\underbrace{g^{-1}(g(X))}_X) \le g^{-1}(x)) = F_X(g^{-1}(x))$ 

# 1 Fördelning för minimum (seriekoppling)

$$Y = min(X_1, X_2, ..., X_n)$$
  
 $F_Y(x) = 1 - (1 - F_X(x))^n$ 

# 1 Fördelning för maximum (maximum)

$$Z = max(X_1, X_2, \ldots, X_n) \ F_Z(x) = (F_X(x))^n$$

# **Kapitel 6**

### Normalapproximation av binomialfördelningen

Givet att  $X \in Bin(n,p)$  där n är antalet försök och p är sannolikheten för ett lyckat försök gäller att om variansen  $npq \geq 10$  kan binomialfördelningen skrivas om som normalfördelning likt  $X \in N(np, \sqrt{npq})$ .

# **Kapitel 7**

### Intensitet (Intensity)

Antalet fel per tidsenhet.

$$\lambda(t) = \mathop {lim} \limits_{h o 0} rac{P(Y \le t + h \mid Y > t)}{h} = -rac{R_Y'(t)}{R_Y(t)}$$

### Funktionssannolikhet (Reliability)

$$R(t) = R(0) * e^{-\int_0^t \lambda(y) du} = R(0) e^{-\lambda t} \underbrace{=}_{ ext{ofta}} e^{-\lambda t}$$

För övrigt är R(0) sannolikheten att systemet fungerar vid början, exempelvis  $p=0.98\Rightarrow R(0)=0.98, R(t)=0.98e^{-\lambda t}$ .

## **Kapitel 11**

# **Maximum likelihood-metoden (ML-metoden)**

På tentan erfodras lösning steg för steg.

#### Egenskaper:

- Mindre varians än någon annan skattning.
- Asymptotiskt normalfördelad då  $n \to \infty$ . Det vill säga, mer och mer normalfördelad desto mer data. Lätt att räkna med.
- Att skatta en funktion. Funktionen av ML-skattningen  $g( heta) \Rightarrow g( heta^*)$ . Exempelvis  $x^2 \Rightarrow (x^*)^2$
- Den är asymptotiskt värderiktig då  $n \to \infty$ . Den är inte alltid detta, men med tillräckligt högt n ger skattningen alltså väntevärdesriktighet.

#### Steg 1

Ställ upp likelihood-funktionen  $L(\theta)$  och förenkla den så långt som möjligt.

$$L( heta) = egin{cases} p_X(x_1, heta) * p_X(x_2, heta) * \ldots * p_X(x_n, heta) & ext{om diskret} \ f_X(x_1, heta) * f_X(x_2, heta) * \ldots * f_X(x_n, heta) & ext{om kontinuerlig} \end{cases}$$

#### Steg 2

Beräkna logaritmen  $ln(L(\theta))$ .

$$(fst g)'=fg'+f'g \ (ln(fst g))'=(lnf+lng)'=rac{f'}{f}+rac{g'}{g}$$

#### Steg 3

Beräkna derivatan av  $ln(L(\theta))$  med avseende på  $\theta$ . Maximera sedan.

$$rac{d}{d heta}ln(L( heta))=0$$

Lös sedan ut  $\theta$ . Detta ger ML-skattningen av  $\theta$ ,  $\theta^*$ .

## Minsta kvadrat-metoden (MK-metoden)

Minimera variansen som funktion av  $\theta$ .

$$\sum (x_i - m(\theta))^2 = 0$$

## **Kapitel 12**

# !! Intervallskattning / konfidensintervall

Vanligtvis har man en gräns, en sannolikhet med vilken man vill att svaret ska stämma. Av tradition är denna *konfidensgrad* **95%**. Denna konfidensgrad anges vanligtvis i uppgiften på en tenta, annars utgår man från att det är **95%** som gäller. Notera att "bredden" / "längden" innebär att konfidensgraden täcker hela fördelningen. Därför multipleras värdet som läses ur tabellen med **2**. Se uppgift **183** och **184** för exempel.

$$egin{cases} \overline{x} \pm \lambda_{lpha/2} rac{\sigma}{\sqrt{n}} & ext{kant } \sigma, \ \overline{x} \pm t_{lpha/2} (n-1) * rac{s}{\sqrt{n}} & ext{okant } \sigma \end{cases}$$

 $\lambda_{lpha}$  och  $t_{lpha}$  slås upp i formelbladet där lpha är 1- **konfidensgrad**, exempelvis  $\lambda_{0.025}$  för konfidensgrad 95%.

För binomialfördelningen gäller genom normalapproximation följande:

$$p^*\pm 1.96\sqrt{rac{p^*q^*}{n}}$$

För poissionfördelningen gäller genom normalapproximation följande:

$$m^*\pm 1.96\sqrt{rac{m^*}{n}}$$

## !! Centrala exempel

#### Binomialfördelning

Vi undersöker andelen miljöpartister (mp). Av 1000 personer är 50 mp.

$$p^* = rac{50}{1000} = 0.05$$
 $npq = 1000 * 0.05 * 0.95 = 47.5 > 10 \Rightarrow ext{norm. approx. ok!}$ 
 $p^* \pm 1.96 rac{\sqrt{47.5}}{1000} = p^* \pm \underbrace{1.96 \sqrt{rac{0.05 * 0.095}{1000}}}_{0.014} \Rightarrow (0.036; 0.064)$ 

Det vill säga att miljöpartiets röstandel kommer att ligga mellan 3.6 till 6.4 procent.

#### Poissonfördelningen

Till en viss telefonväxel kommer i genomsnitt 80 samtal på en 2-minutersintervall. Gör ett 95% konfidensintervall för väntevärdet av antalet samtal på två minuter.

$$80 \pm 1.97 \sqrt{\frac{80}{1}}$$
  
 $80 > 15 \Rightarrow \text{norm. approx. ok :-}$   
 $80 \pm \underbrace{1.96 \sqrt{80}}_{17.5} \Rightarrow (62.5; 97.5)$ 

Svar: (62.5, 97.5).

#### Binomialfördelningen

"Hur många behöver man fråga för felmarginal på en viss procent?"

$$p^* \pm 1.96 \sqrt{rac{p^* q^*}{n}}$$
 $0.02 = 1.96 \sqrt{rac{p^* q^*}{n}}$ 
 $0.0004 = 1.96^2 rac{p^* (1-p^*)}{n}$ 
 $n = 2500 * 1.96^2 rac{p^* (1-p^*)}{n}$ 
 $n = 2500 * 1.96^2 rac{p^* (1-p^*)}{n}$ 

Det vill säga worst case  $p^*=0.5 \Rightarrow n=2401$ . Utgår man från worstcase är man alltid på den säkra sidan.

Jämför med fallet då  $p^* = 0.1 \Rightarrow n = 864$ . Dessa siffror avrundas uppåt (större chans).

#### Binomialfördelningen

En teknolog vill undersöka hur stor andel som vill köpa en viss produkt. Konstanten p är helt okänd. Hur många personer måste tillfrågas om felmarginalen  $\leq 5\%$ ?

Lösning:

Okänt  $p \Rightarrow$  worst case.  $p^* = 0.5$ .

$$0.05 = 1.96\sqrt{rac{p^*(1-p^*)}{n}}$$
 $0.0025 = 1.96^2 rac{p^*(1-p^*)}{n}$ 
 $n = rac{1.96^2}{0.0025} * 0.25 = 1.96^2 * 100 = 384$ 

Det vill säga att teknologen behöver fråga 384 personer.

## Stickprov i par

Bit	Före	Efter	Differens
2			$z_1=y_1-x_1$
1			$z_2=y_2-x_2$
n			$z_n=y_n-x_n$

Då vi tidigare hade två stickprov (före och efter) har vi nu ett stickprov, differensen.

$$\overline{z}\pm t_{0.025}(n-1)rac{s_z}{\sqrt{n}}$$

## **Oberoende stickprov**

$$x_1,x_2,\ldots,x_{n_1}$$
 och  $y_1,y_2,\ldots,y_{n_2}$  .

$$\overline{x}-\overline{y}\pm 1.96\sqrt{rac{\sigma_1^2}{n_1}+rac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

# **Kapitel 13**

## **Hypotestest**

För normalfördelning gäller

$$\left\{egin{array}{ll} u=rac{\overline{x}-m}{\sigma/\sqrt{n}} & ext{kant } \sigma \ t=rac{\overline{x}-m}{s/\sqrt{n}} & ext{okant } \sigma \end{array}
ight.$$

För binomalfördelning gäller genom normalapproximation följande:

$$u=rac{p^*-p_0}{\sqrt{rac{p_0(1-p_0)}{n}}}$$

För poissonfördelning gäller genom normalapproxmiation följande:

$$u=rac{\overline{x}-m_0}{\sqrt{rac{m_0}{n}}}$$

För känt  $\sigma$  gämförs u med  $\lambda_{a/2}$ . För okänt  $\sigma$  (eller vid normalapproximation) jämförs t med  $t_{\alpha/2}(n-1)$ . Här är  $\alpha$  exempelvis 0.95 för 95%-intervall.

$$\rho = \frac{C(X,Y)}{\sigma_X * \sigma_Y}$$

Där C(X,Y) är kovariansen / samvariationen av X och Y och  $\rho$  är korrelationen. Notera att  $\rho$  inte har någon sort eller enhet, det är enbart en konstant. Notera också att  $\rho$  alltid är i intervallet  $-1 \le \rho \le 1$ .