## TENTAMEN I TILLÄMPAD MATEMATIK OCH STATISTIK FÖR IT-FORENSIK. DEL 2: STATISTIK

## $7.5~\mathrm{HP}$

1 juni, 2016 kl. 14.00 - 19.00

**Maxpoäng**: 30p. **Betygsgränser**: 12p: betyg 3, 18p: betyg 4, 24p: betyg 5. **Hjälpmedel**: Miniräknare samt formelsamling som medföljer tentamenstexten.

Kursansvarig: Eric Järpe, telefon 0702-822 844, 035-16 76 53.

Till uppgifterna skall fullständiga lösningar lämnas. Lösningarna ska vara utförligt redovisade! Varje lösning ska börja överst på nytt papper. Endast en lösning per blad. Lösningar kommer finnas på internet: http://dixon.hh.se/erja/teach → Matematik och statistik för IT-forensik.

1. Antag att  $X \in N(1,3)$  (dvs  $\sigma^2 = 3$ ) och beräkna

(a) 
$$P(X > 2.17)$$
.

(b) 
$$P(X^2 \le X + 1)$$
.

(c) 
$$a \text{ sådant att } P(1 - a \le X \le 1 + a) = 0.59.$$
 (4p)

- 2. Antalet virusattacker på datorerna i ett datornätverk per år och per dator är Poissonfördelat med  $\lambda = 7$ , oberoende från dator till dator. Vad är sannolikheten att en dator blir utsatt för högst 4 attacker under ett år? (2p)
- 3. Nellie köper denn 1 juni ett 27 cm högt stearinljus och ställer det på sitt matbord. Vid varje middag ska hon tända det och förbruka en del som i cm räknat har väntevärde 0.8 och standardavvikelse 0.3. Vad är approximativt sannolikheten att ljuset räcker juni månad ut?

  (3p)
- 4. Andelen fragmentering av skrivytan på en hårddisk kan beskrivas av

$$\frac{e^X}{1 + e^X}$$

där  $X \in N(-4,2)$ . Om andelen är större än 10% kan man inte använda ett visst carvingprogram. Vad är sannolikheten att man kan använda carvingprogrammet? (3p)

5. Vid en vittneskonfrontation har man ställt upp 3 misstänkta bland 7 oskyldiga. Vad är sannolikheten att ett vittne pekar ut minst 2 av de misstänkta av ren slump? (3p)

- 6. Valdemar är på Liseberg med sina kompisar. Kompisarna vinner på chokladhjulet när de spelar på förmiddagen, men när Valdemar spelar på eftermiddagen på eftermiddagen har han inte samma tur.
  - (a) Chokladhjulet har numren  $1,2,\dots,20$  och under 30 spelomgångar observerar Valdemar hur utfallen fördelar sig enligt

$\overline{Nr}$	1-4	5-8	9–12	13–16	17-20
Frekvens	3	6	9	4	8

Tyder dessa siffror på att det är något fusk med chokladhjulet? Avgör frågan med ett hypotestest på 5% signifikansnivå. (3p)

- (b) Tiden det tar för en spelomgång varierar men Valdemar tycker den är alldeles för lång. Om man antar att variansen för tiden för en omgång är  $\sigma^2 = 50$  då tiden räknas i minuter, hur många observationer måste Valdemar ha för att ett 99% konfidensintervall för den förväntade tiden för en spelomgång ska bli högst 5 minuter brett? (3p)
- (c) För de 30 spelomgångarna har Valdemar beräknat

$$\sum_{k=1}^{30} x_i = 277 \quad \text{och} \quad \sum_{k=1}^{30} x_i^2 = 2769$$

där  $x_i$  är tiden i minuter räknat av spelomgång nr i. Hjälp Valdemar med ett test på 5% signifikansnivå av om den förväntade tiden per spelomgång är större än 8 minuter. Vad blir p-värdet? (4p)

LYCKA TILL!

## Matematik

## **Definition 1** MÄNGDBETECKNINGAR

- $\varnothing$  Tomma mängden  $\Omega$  Hela utfallsrummet
- $\cup$  Unionen  $\cap$  Snittet
- <sup>C</sup> Komplementet |A| Antalet element i A

## Sats 1 Additionssatsen

För alla mängder A och B gäller att  $|A \cup B| = |A| + |B| - |A \cap B|$ .

## Sats 2 DE MORGANS LAGAR

För alla mängder A och B gäller att  $(A \cup B)^C = A^C \cap B^C$  och  $(A \cap B)^C = A^C \cup B^C$ .

## Sats 3 EXPONENTLAGARNA

$$a^{b+c} = a^b a^c$$
,  $a^{bc} = (a^b)^c = (a^c)^b$ ,  $a^0 = 1$ ,  $a^1 = a$ ,  $a^{-1} = \frac{1}{a}$  och  $a^{1/2} = \sqrt{a}$ .

**Sats 4** LOGARITMLAGARNA För alla a > 0, b > 0, c > 0 och  $d \in \mathbb{R}$  gäller

$$\log_a(bc) = \log_a b + \log_a c$$
,  $\log_a(b^c) = c \log_a b$ ,  $\log_a a = 1$ ,  $\log_a 1 = 0$ ,  $\log_a \frac{b}{c} = \log_a b - \log_a c$ .

## Sats 5 Kvadreringsreglerna

$$(a+b)^2 = a^2 + 2ab + b^2$$
,  $(a-b)^2 = a^2 - 2ab + b^2$  och  $(a+b)(a-b) = a^2 - b^2$ .

Sats 6 Andragradsekvationer

$$Om \ x^2 + px + q = 0 \ s \ddot{a} \ \ddot{a} r \ x = -\frac{p}{2} \pm \sqrt{\frac{p^2}{4} - q}.$$

### Sats 7 FAKTORSATSEN

Varje polynom  $p(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \ldots + a_{n-1}x^{n-1} + x_n$  av grad n har n nollställen  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  och kan faktoriseras mha dessa enligt  $p(x) = (x - x_1)(x - x_2) \cdots (x - x_n)$ .

## Sats 8 Sambandet mellan koefficienter och rationella rötter

Om ekvationen

$$a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \ldots + a_n x^n = 0$$

har en rationell rot x = p/q så måste  $a_0$  vara mulitpel av p och  $a_n$  vara mulitpel av q.

## Algoritm 1 DIVISIONSALGORITMEN

För alla heltal a och  $b \neq 0$  finns det heltal k och r sådana att  $0 \leq r \leq |b| - 1$  och

$$\frac{a}{b} = k + \frac{r}{b}$$

där talet k kallas kvot och talet r kallas (principal) rest.

### Definition 2

Ett **primtal** är ett heltal som inte är jämnt delbart med något annat heltal andra än 1 och sig självt.

## Algoritm 2 Eratosthenes såll

Antag att man vill generera alla primtal  $\leq n$ .

- 1. Gör en lista över alla heltal from 2 tom n.
- 2. Ringa in det första icke strukna eller inringade talet.
- 3. Stryk alla multipler av det senast inringade talet från resten av listan.
- 4. Om inte alla  $tal \leq \sqrt{n}$  är inringade eller strukna, gå tillbaks till steg 2.
- 5.  $D\mathring{a}$  alla tal som  $\ddot{a}r \leq \sqrt{n}$  behandlats  $\ddot{a}r$  de icke strukna talen primtalen.

## **Definition 3**

Den största gemensamma delaren, gcd(a,b), för två heltal, a och b, är produkten av alla primtalsfaktorer som är gemensamma i a och b.

## **Definition 4**

Heltalen a och b kallas relativt prima om gcd(a, b) = 1.

## Algoritm 3 Euklides algoritm

För att bestämma gcd(a,b), där a>b, bestäm  $r_1,r_2,r_3,\ldots$  så att

$$\begin{cases} a = c_1b + r_1 & d\ddot{a}r \ 0 \le r_1 \le |b| - 1 \\ b = c_2r_1 + r_2 & d\ddot{a}r \ 0 \le r_2 \le r_1 - 1 \end{cases}$$

och fortsättningsvis

$$\begin{cases} r_1 &= c_3r_2 + r_3 & d\ddot{a}r \ 0 \le r_3 \le r_2 - 1 \\ r_2 &= c_4r_3 + r_4 & d\ddot{a}r \ 0 \le r_4 \le r_3 - 1 \\ \vdots &\vdots \\ r_{n-2} &= c_nr_{n-1} + r_n & d\ddot{a}r \ 0 \le r_n \le r_{n-1} - 1 \\ r_{n-1} &= c_nr_n + 0 & (d\ddot{a}r \ allts\mathring{a} \ r_{n+1} = 0) \end{cases}$$

Den första resten  $r_i$  som är = 0 (dvs  $r_{n+1}$  i förklaringen ovan) kallas den första försvinnande resten, den senaste resten innan den ( $r_n$  i förklaringen ovan) kallas den sista icke-försvinnande resten. Och det är den sista icke-försvinnande resten som är gcd(a,b).

## Definition 5

Låt a och b vara heltal. Det minsta tal, c, sådant att a = bc eller b = ac kallas **minsta gemensamma multipel** för a och b och betecknas lcm(a, b).

Sats 9 lcm
$$(a,b) = \frac{ab}{\gcd(a,b)}$$
 för alla heltal a och b.

## Algoritm 4 LÖSNING AV DIOFANTISK EKVATION

För att lösa den diofantiska ekvationen ax + by = c

- 1.  $ber\ddot{a}kna\ d = \gcd(a,b)\ mha\ Euklides\ algoritm.$
- 2. Om inte c är en multipel av d så saknar ekvationen heltalslösningar.
- 3. Om c är en multipel av d, låt  $k = \frac{c}{d}$ .
- 4. Lös hjälpekvationen ax + by = d mha Euklides algoritm baklänges  $\Rightarrow$   $(x_0, y_0)$ .
- 5. Allmän lösning till den fullständiga ax + by = c är då  $\{(kx_0 + bn, ky_0 an), n \in \mathbb{Z}\}$ .

## Sats 10 Resträkning

 $Om \ a \equiv r \ och \ b \equiv s \ (\text{mod } c), \quad s\aa \ \ddot{a}r \ a + b \equiv r + s \ (\text{mod } c).$   $Om \ a \equiv r \ och \ b \equiv s \ (\text{mod } c), \quad s\aa \ \ddot{a}r \ ab \equiv rs \ (\text{mod } c).$   $Om \ a \equiv r \ (\text{mod } c), \quad s\aa \ \ddot{a}r \ a^b \equiv r^b \ (\text{mod } c).$ 

**Definition 6** Den diskreta (multiplikativa) inversen till  $x \mod n$  är ett tal  $b \mod s$ atisfierar  $ab \equiv 1 \pmod n$ .

**Definition 7** Den diskreta a-logaritmen till  $x \mod n$  är ett tal  $b \mod s$  satisfierar  $a^x \equiv b \pmod{n}$ .

## Algoritm 5 Fermats faktoriseringsmetod

Antag att man vill faktorisera det udda talet N, dvs man vill hitta heltal, p och q, sådana att N = pq. Då kan man göra enligt följande procedur. Om talet man vill faktorisera är ett jämnt tal, bryt ut faktorn 2 och fortstt tills ett udda tal, N, erhålls.

- 1. Låt (initialt)  $x = 1 + [\sqrt{N}]$
- 2. Beräkna  $x^2 N$ .
- 3. Om  $x^2 N$  är en jämn kvadrat (dvs om  $\sqrt{x^2 N}$  är ett heltal), låt  $p = x + \sqrt{x^2 N}$  och  $q = x \sqrt{x^2 N}$  och qå till 6.
- 4. Om  $x \sqrt{x^2 N} < 2$ , låt p = N och q = 1 och gå till 6.
- 5. Addera 1 till x och gå till 2.
- 6. Klart!

Om faktoriseringen blir p = N och q = 1 (såsom det kan i steg 4. ovan) så är talet N ett primtal.

### Definition 8

Eulers  $\phi$ -funktion,  $\phi(n)$ , är antalet positiva heltal < n som är relativt prima med n.

#### Sats 11 Eulers sats

Om a och n är relativt prima så är  $a^{\phi(n)} \equiv 1 \pmod{n}$ .

## $\mathbf{Sats}\ \mathbf{12}_{_{m}}\ \mathbf{Eulers\ produktregel}$

$$\phi(n) = \prod_{i=1}^{m} p_i^{k_i-1}(p_i-1) \ d\ddot{a}r \ n = p_1^{k_1} p_2^{k_2} \cdots p_m^{k_m} \ \ddot{a}r \ primtals faktoriseringen \ av \ n.$$

#### Sats 13 Summeringsregler

$$\sum_{k=1}^{n} a b_k = a \sum_{k=1}^{n} b_k \qquad \sum_{k=1}^{n} (a_k + b_k) = \sum_{k=1}^{n} a_k + \sum_{k=1}^{n} b_k$$

$$\sum_{k=m}^{n} a = (n-m+1)a \qquad \sum_{k=m}^{n} a_k = \sum_{k=1}^{n} a_k + \sum_{k=1}^{m-1} a_k$$

#### Sats 14 Speciella regler

$$\sum_{k=1}^{n} k = \frac{n(n+1)}{2} \qquad \sum_{k=0}^{n} a^k = \frac{a^{n+1}-1}{a-1} \quad om \ a \neq 1 \qquad \sum_{k=1}^{n} (a_k - a_{k-1}) = a_n - a_0$$

### Definition 9

En funktion kallas inversen till funktionen f och betecknas  $f^{-1}$  om  $f^{-1}(f(x)) = x$  för alla x som f är definierad för.

## Deriveringsregler

Om f och g är funktioner av variabeln x och a en konstant så gäller

1. 
$$\frac{d}{dx}(f+g) = \frac{df}{dx} + \frac{dg}{dx}$$

2. 
$$\frac{d}{dx}(af) = a\frac{df}{dx}$$

$$\beta. \frac{d}{dx}(a) = 0$$

4. 
$$\frac{d}{dx}(x^n) = nx^{n-1} \text{ om } n \neq 0$$

5. 
$$\frac{d}{dx}(f \cdot g) = f\frac{dg}{dx} + g\frac{df}{dx}$$

6. 
$$\frac{d}{dx}(e^f) = \frac{df}{dx} \cdot e^f$$

$$7. \ \frac{d}{dx}(\ln x) = \frac{1}{x}$$

8. Kedjeregeln: 
$$\frac{d}{dx}(f(g(x))) = \frac{dg}{dx}(x) \cdot \frac{df}{dx}(g(x))$$

Sats 16 Om f är en deriverbar funktion så gäller att

$$\frac{df}{dx}(x) < 0$$
 om och endast om  $f$  är avtagande genom  $x$ ,  $\frac{df}{dx}(x) > 0$  om och endast om  $f$  är växande genom  $x$ .

$$\frac{df}{dx}(x) > 0$$
 om och endast om f är växande genom x.

## Sats 17 BINOMIALKOEFFICIENTER

Antalet sätt att välja k element bland n möjliga (utan återläggning och utan hänsyn till ordningen) är

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \qquad d\ddot{a}r \quad n! = \prod_{j=1}^{n} j$$

### Sats 18 BINOMIALSATSEN

För alla reella tal a och b och positiva heltal n är

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}$$

## Matematisk statistik

### **Definition 10** Sannolikhet

Om ett experiment har m möjliga utfall varav g är gynnsamma för händelsen A, så är sannolikheten för A vilket betecknas P(A) = g/m.

Sats 19 Komplementsatsen

$$P(A^C) = 1 - P(A)$$

Sats 20 Additionssatsen

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B).$$

## **Definition 11**

En slumpvariabel, X, är en (vanligtvis numerisk) generalisering av ett experiment. Mha slumpvariabeln kan olika händelser formuleras som att X har vissa värden. En slumpvariabels utfallsrum,  $\Omega_X$ , är mängden av de värden som slumpvariabeln kan anta.

## Definition 12

A och B är oberoende händelser om  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$ .

Två slumpvariabler, X och Y med utfallsrum  $\Omega_X$  resp.  $\Omega_Y$ , är **oberoende** om  $P(X \in M_X, Y \in M_Y) = P(X \in M_X)P(Y \in M_Y)$  för alla  $M_X \subseteq \Omega_X$  och  $M_Y \subseteq \Omega_Y$ .

## Sats 21 BINOMIALFÖRDELNING

Om  $X = Y_1 + Y_2 + \ldots + Y_n$  där  $P(Y_k = 1) = p$  och  $P(Y_k = 0) = 1 - p$  för alla  $k = 1, 2, \ldots n$  och variablerna  $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$  är oberoende av varandra, så är  $\mathbf{X} \in \mathbf{Bin}(n, p)$  (dvs X är **binomialfördelad** med n och p) vilket innebär att dess sannolikhetsfunktion är  $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$  där  $k \in \{0, 1, \ldots, n\} = \Omega_X$ , E(X) = np och V(X) = np(1-p).

#### Sats 22 Poissonfördelning

Om X är Poissonfördelad med intensitet  $\lambda$  betecknas detta  $X \in Poi(\lambda)$  och innebär att P(X = $(x) = \frac{\lambda^x}{x!}e^{-\lambda} \ d\ddot{a}r \ x \in \{0,1,2,\ldots\} = \Omega_X, \ E(X) = \lambda \ och \ V(X) = \lambda.$  Dessutom gäller att  $X \in Poi(\lambda_X) \perp Y \in Poi(\lambda_Y) \Rightarrow X + Y \in Poi(\lambda_X + \lambda_Y).$ 

## Normalfördelning

Denna betecknas  $N(\mu, \sigma^2)$  där  $\mu$  är väntevärde och  $\sigma^2$  är varians. Om  $X \in N(0, 1)$  kallas X standard normalfördelad, och dess fördelningsfunktion är  $\Phi(x) = P(X \leq x)$  för alla  $x \in \mathbb{R} = \Omega_X$ . Om  $X \in N(\mu, \sigma^2)$  så är  $P(X \le x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$  för alla  $x \in \mathbb{R} = \Omega_X$ .

Symmetri:  $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$  för alla  $x \in \mathbb{R}$ . Sannolikheter:  $P(a \le X \le b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$  för all  $a < b \in \mathbb{R}$ .

**Definition 13 Väntevärdet** av en slumpvariabel X betecknas E(X) och är tyngdpunkten i sannolikhetsfunktionen respektive täthetsfunktionen för x. Linjaritet: E(aX + bY) = aE(X) + aE(X)bE(Y). Variansen av en slumpvariablel X betecknas V(X) och definieras V(X) = E((X - X)) $E(X)^2$ . Räkneregel:  $V(X) = E(X^2) - E(X)^2$ . För diskreta variabler X är E(g(X)) = $\sum_{x \in \Omega_X} g(x) P(X = x).$ 

#### Sats 24 CENTRALA GRÄNSVÄRDESSATSEN (CGS)

 $Om\ X_1, X_2, \ldots, X_n\ \ddot{a}r\ oberoende\ och\ lika\ fördelade\ med\ E(X_i) = \mu\ och\ V(X_i) = \sigma^2$ så är approximativt  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \in N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$  och  $\sum_{i=1}^{n} X_i \in N(n\mu, n\sigma^2)$  då n är stort.

#### Definition 14 Beskrivande statistik

**Proportion**: 
$$p = P(\widehat{X \in A}) = \frac{\#\{i : x_i \in A\}}{n}$$

 $\begin{aligned} & \textbf{Proportion: } p = \widehat{P(X \in A)} = \frac{\#\{i : x_i \in A\}}{n} \\ & \textbf{Medelv\"{a}rde: } \bar{x} = \widehat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ & \textbf{Stickprovsvarians: } s^2 = \widehat{\sigma}^2 \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \, \bar{x}^2 \right) \end{aligned}$ 

Stickprovskorrelation:  $r^2 = \hat{\rho}^2 \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{\sqrt{(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2)(\sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2)}}$ 

#### Definition 15 Konfidensintervall

Antag  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  är stickprov på X och  $E(X) = \mu_X$ , att  $Y_1, Y_2, \ldots, Y_m$  är stickprov på Y och  $E(Y) = \mu_Y$  och att  $V(X) = V(Y) = \sigma^2$ . Då gäller att ett  $100(1 - \alpha)\%$ konfidensintervall för

$$\mu_X \ddot{a}r \begin{cases} \bar{x} \pm \lambda_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} & om \ \sigma^2 \ \ddot{a}r \ k\ddot{a}nd \\ \bar{x} \pm t_{\alpha/2} (n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} & om \ \sigma^2 \ \ddot{a}r \ ok\ddot{a}nd \end{cases}$$

$$\mu_X - \mu_Y \ \ddot{a}r \begin{cases} \bar{x} - \bar{y} \pm t_{\alpha/2, (n+m-2)} s_P \\ d\ddot{a}r \ s_P^2 = \frac{(n-1)s_X^2 + (m-1)s_Y^2}{n+m-2} (\frac{1}{n} + \frac{1}{m}) \ om \ \min(n, m) \le 30 \\ och \ s_P^2 = \frac{s_X^2}{n} + \frac{s_Y^2}{m} \ om \ \min(n, m) > 30 \end{cases}$$

## **Definition 16** Hypotestest

Antag  $x_1, \ldots, x_n$  är ett stickprov på X fördelad med parametern  $\theta$  respektive  $x_1, \ldots, x_{n_1}$  och  $y_1, \ldots, y_{n_2}$  på X och Y fördelade med parametern  $\theta$ . För att testa

 $\begin{cases} H_0: \theta = \theta_0 & (nollhypotesen) \\ H_1: \theta \in \Theta & (alternativhypotesen) \end{cases}$ 

används teststatistikan  $U = U(X_1, ..., X_n)$  och beslutsregeln  $A_{\alpha}$  som svarar mot  $\Theta$  enligt fördelningen av  $F_U$  under  $H_0$  vid signifikansnivån  $\alpha$ .

Testregeln är  $\left\{ \begin{array}{l} F\ddot{o}rkasta\ H_0\ om\ A_{\alpha} \\ F\ddot{o}rkasta\ inte\ H_0\ om\ inte\ A_{\alpha} \end{array} \right.$ 

$\theta$	$H_0$	$H_1$	u	$A_{\alpha}$
		$\pi < \pi_0$	$\sqrt{n}(p-\pi_0)$	$u < -\lambda_{\alpha}$
$\pi$	$\pi=\pi_0$	$\pi > \pi_0$	$\overline{\sqrt{\pi_0(1-\pi_0)}}$	$u > \lambda_{\alpha}$
		$\pi \neq \pi_0$	$d\mathring{a} \ n\pi_0(1-\pi_0) > 5$	$ u  > \lambda_{\alpha/2}$
		$\pi_1 < \pi_2$	$p_1 - p_2$	$u < -\lambda_{\alpha}$
$\pi_1, \pi_2$	$\pi_1 = \pi_2$	$\pi_1 > \pi_2$	$\sqrt{p(1-p)(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2})}$	$u > \lambda_{\alpha}$
		$\pi_1 \neq \pi_2$	$d\mathring{a} \ n_1 \pi_1 (1 - \pi_1) > 5 \ och \ n_2 \pi_2 (1 - \pi_2)$	$ u  > \lambda_{\alpha/2}$
$\mu$		$\mu < \mu_0$	$\bar{x} - \mu_0$	$u < -\lambda_{\alpha}$
$(\sigma^2 \ k\ddot{a}nd)$	$\mu = \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$rac{ar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$u > \lambda_{\alpha}$
		$\mu \neq \mu_0$	5 / <b>V</b> 10	$ u  > \lambda_{\alpha/2}$
$\mu$		$\mu < \mu_0$	$\bar{x}-\mu_0$	$u < -t_{\alpha}(n-1)$
$(\sigma^2 \ ok\ddot{a}nd)$	$\mu = \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$\frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$u > t_{\alpha}(n-1)$
		$\mu \neq \mu_0$	, <b>v</b>	$ u  > t_{\alpha/2}(n-1)$
		$\mu_1 < \mu_2$	$\frac{\overline{x}_1 - \overline{x}_2}{\sqrt{(-x^2)^2 + (-x^2)^2}}$	$u < -t_{\alpha, (n_1 + n_2 - 2)}$
$\mu_1, \mu_2$	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)$	$u > t_{\alpha, (n_1 + n_2 - 2)}$
		$\mu_1 \neq \mu_2$	$d\mathring{a} \ \sigma_1 = \sigma_2 \ men \ ok\ddot{a}nda, \ och \ \min(n_1, n_2) \le 30$	$ u  > t_{\alpha/2, (n_1+n_2-2)}$
		$\mu_1 < \mu_2$	$\frac{x_1-\bar{x}_2}{\sqrt{2}}$	$u < -t_{\alpha, (n_1 + n_2 - 2)}$
$\mu_1, \mu_2$	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$\sqrt{rac{s_1^2}{n_1}+rac{s_2^2}{n_2}}$	$u > t_{\alpha, (n_1 + n_2 - 2)}$
		$\mu_1 \neq \mu_2$	$d\mathring{a} \ \sigma_1 = \sigma_2 \ men \ ok\ddot{a}nda, \ och \ \min(n_1, n_2) > 30$	$ u  > t_{\alpha/2,(n_1+n_2-2)}$
A, B	$A \bot B$	$A \not\perp B$	$(n_{11}c_2 - n_{12}c_1)\sqrt{n}$	$ u  > \lambda_{\alpha/2}$
	1111	11 #10	$\sqrt{c_1c_2r_1r_2}$	$ \alpha  > \alpha/2$
$F_X$	$F_X = F_0$	$F_X \neq F_0$	$\sum_{k=1}^{K} \frac{(o_k - e_k)^2}{e_{i}}$	$u > \chi_{\alpha}^2(K-1)$
			$d\ddot{a}r \ e_k = NP(X \in I_k)$	

# Enkel linjär regression

En linjär modell, Y=aX+b, som beskriver sambandet mellan slumpvariablerna X och Y baserad på det parade stickprovet

 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$  är med

$$\hat{a} = \frac{n \sum_{i=1}^{n} x_i y_i - (\sum_{i=1}^{n} x_i)(\sum_{i=1}^{n} y_i)}{n \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2} \quad \text{och} \quad \hat{b} = \bar{y} - \hat{a}\bar{x}$$

med förklaringsgraden

$$R^{2} = \frac{\left(n\sum_{i=1}^{n} x_{i}y_{i} - (\sum_{i=1}^{n} x_{i})(\sum_{i=1}^{n} y_{i})\right)^{2}}{\left(n\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}\right)\left(n\sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} - (\sum_{i=1}^{n} y_{i})^{2}\right)}$$

# Normalfördelningsvärden

 $\Phi(x)$ 

Tabell över värden på  $\Phi(x) = P(X \le x)$  där  $X \in N(0,1)$ . För x < 0 utnyttja relationen  $\Phi(x) = 1 - \Phi(-x)$ .

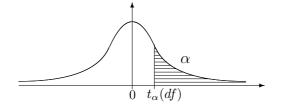
x	+0.00	+0.01	+0.02	+0.03	+0.04	+0.05	+0.06	+0.07	+0.08	+0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
		101	. 0.0	. 0.0	. 0. 4			. 0 =		
x	+0.0	+0.1	+0.2	+0.3	+0.4	+0.5	+0.6	+0.7	+0.8	+0.9
3	0.9987	0.9990	0.9993	0.9995	0.9997	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	1.0000

## Normal-percentiler:

Några värden på  $\lambda_{\alpha}$  sådana att  $P(X > \lambda_{\alpha}) = \alpha$  där  $X \in N(0, 1)$ 

$\alpha$	$\lambda_{lpha}$	$\alpha$	$\lambda_{lpha}$
0.1	1.281552	0.005	2.575829
0.05	1.644854	0.001	3.090232
0.025	1.959964	0.0005	3.290527
0.01	2.326348	0.0001	3.719016

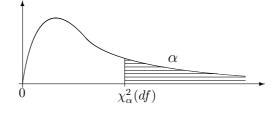
# t-percentiler



Tabell över värden på  $t_{\alpha}(df)$ .

df	$\alpha$ 0.25	0.10	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005	0.001
1	1.0000	3.0777	6.3138	12.7062	15.8945	31.8205	63.6567	318.3088
2	0.8165	1.8856	2.9200	4.3027	4.8487	6.9646	9.9248	22.3271
3	0.7649	1.6377	2.3534	3.1824	3.4819	4.5407	5.8409	10.2145
4	0.7407	1.5332	2.1318	2.7764	2.9986	3.7470	4.6041	7.1732
5	0.7267	1.4759	2.0150	2.5706	2.7565	3.3649	4.0322	5.8934
6	0.7176	1.4398	1.9432	2.4469	2.6122	3.1427	3.7074	5.2076
7	0.7111	1.4149	1.8946	2.3646	2.5168	2.9980	3.4995	4.7853
8	0.7064	1.3968	1.8595	2.3060	2.4490	2.8965	3.3554	4.5008
9	0.7027	1.3830	1.8331	2.2622	2.3984	2.8214	3.2498	4.2968
10	0.6998	1.3722	1.8125	2.2281	2.3593	2.7638	3.1693	4.1437
12	0.6955	1.3562	1.7823	2.1788	2.3027	2.6810	3.0545	3.9296
14	0.6924	1.3450	1.7613	2.1448	2.2638	2.6245	2.9768	3.7874
17	0.6892	1.3334	1.7396	2.1098	2.2238	2.5669	2.8982	3.6458
20	0.6870	1.3253	1.7247	2.0860	2.1967	2.5280	2.8453	3.5518
25	0.6844	1.3163	1.7081	2.0595	2.1666	2.4851	2.7874	3.4502
30	0.6828	1.3104	1.6973	2.0423	2.1470	2.4573	2.7500	3.3852
50	0.6794	1.2987	1.6759	2.0086	2.1087	2.4033	2.6778	3.2614
100	0.6770	1.2901	1.6602	1.9840	2.0809	2.3642	2.6259	3.1737

# $\chi^2$ -percentiler



Tabell över värden på  $\chi^2_{\alpha}(df)$ .

df	$\alpha$ 0.999	0.995	0.99	0.95	0.05	0.01	0.005	0.001
1	0.0000	0.0000	0.0002	0.0039	3.8415	6.6349	7.8794	10.8276
2	0.0020	0.0100	0.0201	0.1026	5.9915	9.2103	10.5966	13.8155
3	0.0243	0.0717	0.1148	0.3518	7.8147	11.3449	12.8382	16.2662
4	0.0908	0.2070	0.2971	0.7107	9.4877	13.2767	14.8603	18.4668
5	0.2102	0.4117	0.5543	1.1455	11.0705	15.0863	16.7496	20.5150
6	0.3811	0.6757	0.8721	1.6354	12.5916	16.8119	18.5476	22.4577
7	0.5985	0.9893	1.2390	2.1673	14.0671	18.4753	20.2777	24.3219
8	0.8571	1.3444	1.6465	2.7326	15.5073	20.0902	21.9550	26.1245
9	1.1519	1.7349	2.0879	3.3251	16.9190	21.6660	23.5894	27.8772
10	1.4787	2.1559	2.5582	3.9403	18.3070	23.2093	25.1882	29.5883
12	2.2142	3.0738	3.5706	5.2260	21.0261	26.2170	28.2995	32.9095
14	3.0407	4.0747	4.6604	6.5706	23.6848	29.1412	31.3193	36.1233
17	4.4161	5.6972	6.4078	8.6718	27.5871	33.4087	35.7185	40.7902
20	5.9210	7.4338	8.2604	10.8508	31.4104	37.5662	39.9968	45.3147
25	8.6493	10.5197	11.5240	14.6114	37.6525	44.3141	46.9279	52.6197
30	11.5880	13.7867	14.9535	18.4927	43.7730	50.8922	53.6720	59.7031
50	24.6739	27.9907	29.7067	34.7643	67.5048	76.1539	79.4900	86.6608
100	61.9179	67.3276	70.0649	77.9295	124.342	135.807	140.169	149.449