

TENTAMEN I TILLÄMPAD MATEMATIK OCH STATISTIK FÖR IT-FORENSIK. DEL 1: MATEMATIK

7.5 HP

27 oktober, 2016 kl. 15.00 – 19.00

Maxpoäng: 30p. **Betygsgränser:** 12p: betyg 3, 18p: betyg 4, 24p: betyg 5.

Hjälpmedel: Typgodkänd 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. [1:1] Förenkla $\left((-\infty, 1] \cup (3, \infty) \right)^C$. (3p)
2. Lös ekvationerna
 - (a) [1:1] $x + 2 = 3x - 4$ (2p)
 - (b) [1:1] $3x^3 + 4x^2 - 17x - 6 = 0$ (3p)
3. Låt $f(x) = \frac{e^x}{1 + e^{2x}}$ och beräkna
 - (a) [1:2] inversen till f och inversens värdemängd om $\mathcal{D}_f = \mathbb{R}^+$. (5p)
 - (b) [1:3] globalt min och max till f om $\mathcal{D}_f = [-1, 2]$. (4p)
4. [1:2] För vilka $x \in \mathbb{R}$ är $|2x - 3| < 4$. (2p)
5. [1:3] Derivera $f(x) = \sqrt{2x + 1}$ med avseende på x . (3p)
6. [1:4] Beräkna summan $\sum_{k=5}^{55} \ln \left(1 + \frac{1}{k} \right)$. (4p)
7. [1:4] Hur många 5-siffriga tal sådana att en av siffrorna förekommer 2 gånger kan man bilda av siffrorna 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9? (4p)

LYCKA TILL!

Formelsamling

Formler och tabeller inom Matematik och statistik för IT-forensik
Kursansvarig: Eric Järpe
Högskolan i Halmstad

Matematik

Definition 1 MÄNGDBETECKNINGAR

\emptyset Tomma mängden Ω Hela utfallsrummet
 \cup Unionen \cap Snittet
 C 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 $x^2 + px + q = 0$ så är $x = -\frac{p}{2} \pm \sqrt{\frac{p^2}{4} - q}$.

Sats 7 FAKTORSATSEN

Varje polynom $p(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_{n-1}x^{n-1} + x_n$ av grad n har n nollställen x_1, x_2, \dots, 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

$$a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_nx^n = 0$$

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

Algoritm 1 DIVISIONSALGORITMEN

För alla heltalet a och $b \neq 0$ finns det heltalet 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 hetal som inte är jämnt delbart med något annat hetal andra än 1 och sig själv.

Algoritm 2 ERATOSTHENES SÅLL

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

1. Gör en lista över alla heltalet från 2 till 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. Då alla tal som är $\leq \sqrt{n}$ behandlats är de icke strukna talen primtalen.

Definition 3

Den största gemensamma delaren, $\gcd(a, b)$, för två heltalet, 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, \dots så att

$$\begin{cases} a = c_1b + r_1 & \text{där } 0 \leq r_1 \leq |b| - 1 \\ b = c_2r_1 + r_2 & \text{där } 0 \leq r_2 \leq r_1 - 1 \end{cases}$$

och fortsättningsvis

$$\begin{cases} r_1 = c_3r_2 + r_3 & \text{där } 0 \leq r_3 \leq r_2 - 1 \\ r_2 = c_4r_3 + r_4 & \text{där } 0 \leq r_4 \leq r_3 - 1 \\ \vdots & \vdots \\ r_{n-2} = c_nr_{n-1} + r_n & \text{där } 0 \leq r_n \leq r_{n-1} - 1 \\ r_{n-1} = c_nr_n + 0 & (\text{där alltså } r_{n+1} = 0) \end{cases}$$

Den första resten r_i som är = 0 (dvs r_{n+1} i förklaringen ovan) kallas den **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 heltalet. Det minsta tal, c , sådant att $a = bc$ eller $b = ac$ kallas **minsta gemensamma multipel** för a och b och betecknas $\text{lcm}(a, b)$.

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

Algoritm 4 LÖSNING AV DIOFANTISK EKVATION

För att lösa den diofantiska ekvationen $ax + by = c$

1. beräkna $d = \text{gcd}(a, b)$ 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 $b \equiv s \pmod{c}$, så är $a + b \equiv r + s \pmod{c}$.

Om $a \equiv r$ och $b \equiv s \pmod{c}$, så är $ab \equiv rs \pmod{c}$.

Om $a \equiv r \pmod{c}$, så är $a^b \equiv r^b \pmod{c}$.

Definition 6 Den diskreta (multiplikativa) inversen till $x \pmod{n}$ är ett tal b som satisfierar $ab \equiv 1 \pmod{n}$.

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

Algoritm 5 FERMATS FAKTORISERINGSMETOD

Antag att man vill faktorisera det udda talet N , dvs man vill hitta heltalet, 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 fortsett 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 heltalet), låt $p = x + \sqrt{x^2 - N}$ och $q = x - \sqrt{x^2 - N}$ och gå 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 ϕ -funktion, $\phi(n)$, är antalet positiva heltalet $< n$ som är relativt prima med n .

Sats 11 EULERS SATS

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

Sats 12_m EULERS PRODUKTREGEL

$\phi(n) = \prod_{i=1}^m p_i^{k_i-1}(p_i - 1)$ där $n = p_1^{k_1} p_2^{k_2} \cdots p_m^{k_m}$ är primtalsfaktoriseringen av n .

Sats 13 SUMMERINGSREGLER

$$\begin{aligned}\sum_{k=1}^n a b_k &= a \sum_{k=1}^n b_k & \sum_{k=1}^n (a_k + b_k) &= \sum_{k=1}^n a_k + \sum_{k=1}^n b_k \\ \sum_{k=m}^n a &= (n-m+1)a & \sum_{k=m}^n a_k &= \sum_{k=1}^n a_k + \sum_{k=1}^{m-1} a_k\end{aligned}$$

Sats 14 SPECIELLA REGLER

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

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.

Sats 15 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. $\frac{d}{dx}(af) = a \frac{df}{dx}$
3. $\frac{d}{dx}(a) = 0$
4. $\frac{d}{dx}(x^n) = nx^{n-1}$ 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 .

Sats 17 BINOMIALKOEFFICIENTER

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

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \quad \text{där } n! = \prod_{j=1}^n j$$

Sats 18 BINOMIALSATSEN

För alla reella tal a och b och positiva heltalet 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**, Ω_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 Ω_X resp. Ω_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 $X = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$ där $P(Y_k = 1) = p$ och $P(Y_k = 0) = 1-p$ för alla $k = 1, 2, \dots, n$ och variablerna Y_1, Y_2, \dots, Y_n är oberoende av varandra, så är $X \in \text{Bin}(n, p)$ (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 $k \in \{0, 1, \dots, n\} = \Omega_X$, $E(X) = np$ och $V(X) = np(1-p)$.

Sats 22 POISSONFÖRDELNING

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

Sats 23 NORMALFÖRDELNING

Denna betecknas $N(\mu, \sigma^2)$ där μ är väntevärde och σ^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 $P(X \leq x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ för alla $x \in \mathbb{R} = \Omega_X$.

Symmetri: $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ för alla $x \in \mathbb{R}$.

Sannolikheter: $P(a \leq X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$ 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: $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$. **Variansen** av en slumpvariable X betecknas $V(X)$ och definieras $V(X) = E((X - E(X))^2)$. 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, \dots, X_n är 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: $p = P(\widehat{X} \in A) = \frac{\#\{i : x_i \in A\}}{n}$

Medelvärde: $\bar{x} = \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

Stickprovsvarians: $s^2 = \hat{\sigma}^2 \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 \right)$

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, \dots, X_n är stickprov på X och $E(X) = \mu_X$, att Y_1, Y_2, \dots, 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

$$\mu_X \text{ är } \begin{cases} \bar{x} \pm \lambda_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} & \text{om } \sigma^2 \text{ är känd} \\ \bar{x} \pm t_{\alpha/2}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} & \text{om } \sigma^2 \text{ är okänd} \end{cases}$$

$$\mu_X - \mu_Y \text{ är } \begin{cases} \bar{x} - \bar{y} \pm t_{\alpha/2, (n+m-2)} s_P & \text{där } s_P^2 = \frac{(n-1)s_X^2 + (m-1)s_Y^2}{n+m-2} \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m} \right) \text{ om } \min(n, m) \leq 30 \\ \text{och } s_P^2 = \frac{s_X^2}{n} + \frac{s_Y^2}{m} \text{ om } \min(n, m) > 30 \end{cases}$$

Definition 16 HYPOTESTEST

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

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

använts teststatistikan $U = U(X_1, \dots, X_n)$ och beslutsregeln A_α som svarar mot Θ enligt fördelningen av F_U under H_0 vid signifikansnivåen α .

Testregeln är $\begin{cases} \text{Förkasta } H_0 \text{ om } A_\alpha \\ \text{Förkasta inte } H_0 \text{ om inte } A_\alpha \end{cases}$

θ	H_0	H_1	u	A_α
π	$\pi = \pi_0$	$\pi < \pi_0$	$\frac{\sqrt{n}(p - \pi_0)}{\sqrt{\pi_0(1 - \pi_0)}}$	$u < -\lambda_\alpha$
		$\pi > \pi_0$	$\frac{\sqrt{n}(p - \pi_0)}{\sqrt{\pi_0(1 - \pi_0)}}$	$u > \lambda_\alpha$
		$\pi \neq \pi_0$	$då n\pi_0(1 - \pi_0) > 5$	$ u > \lambda_{\alpha/2}$
π_1, π_2	$\pi_1 = \pi_2$	$\pi_1 < \pi_2$	$\frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1 - p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$	$u < -\lambda_\alpha$
		$\pi_1 > \pi_2$	$\sqrt{p(1 - p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}$	$u > \lambda_\alpha$
		$\pi_1 \neq \pi_2$	$då n_1\pi_1(1 - \pi_1) > 5 \text{ och } n_2\pi_2(1 - \pi_2)$	$ u > \lambda_{\alpha/2}$
μ $(\sigma^2 \text{ känd})$	$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$u < -\lambda_\alpha$
		$\mu > \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$u > \lambda_\alpha$
		$\mu \neq \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$ u > \lambda_{\alpha/2}$
μ $(\sigma^2 \text{ okänd})$	$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$u < -t_\alpha(n - 1)$
		$\mu > \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$u > t_\alpha(n - 1)$
		$\mu \neq \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$ u > t_{\alpha/2}(n - 1)$
μ_1, μ_2	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$	$\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$	$u < -t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$
		$\mu_1 > \mu_2$	$\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2+(n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$	$u > t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$
		$\mu_1 \neq \mu_2$	$då \sigma_1 = \sigma_2 \text{ men okända, och } \min(n_1, n_2) \leq 30$	$ u > t_{\alpha/2, (n_1+n_2-2)}$
μ_1, μ_2	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$	$\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$	$u < -t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$
		$\mu_1 > \mu_2$	$\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$	$u > t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$
		$\mu_1 \neq \mu_2$	$då \sigma_1 = \sigma_2 \text{ men okända, och } \min(n_1, n_2) > 30$	$ u > t_{\alpha/2, (n_1+n_2-2)}$
A, B	$A \perp B$	$A \not\perp B$	$\frac{(n_{11}c_2 - n_{12}c_1)\sqrt{n}}{\sqrt{c_1c_2r_1r_2}}$	$ u > \lambda_{\alpha/2}$
F_X	$F_X = F_0$	$F_X \neq F_0$	$\sum_{k=1}^K \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k}$ där $e_k = NP(X \in I_k)$	$u > \chi_\alpha^2(K - 1)$

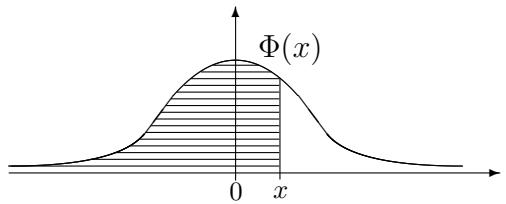
Enkel linjär regression En linjär modell, $Y = aX + b$, som beskriver sambandet mellan slumpvariablerna X och Y baserad på det parade stickprovet

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

Tabell över värden på $\Phi(x) = P(X \leq x)$ 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

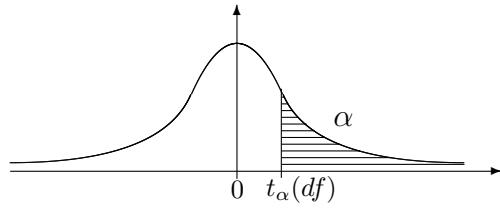
x	+0.0	+0.1	+0.2	+0.3	+0.4	+0.5	+0.6	+0.7	+0.8	+0.9
3	0.9987	0.9990	0.9993	0.9995	0.9997	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	1.0000

Normal-percentiler:

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

α	λ_α	α	λ_α
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

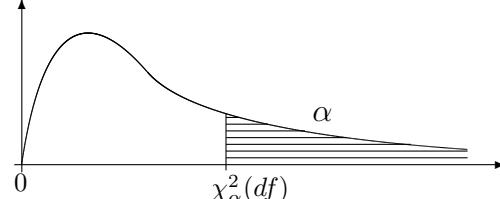
t -percentiler



Tabell över värden på $t_\alpha(df)$.

df	α	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

χ^2 -percentiler



Tabell över värden på $\chi_\alpha^2(df)$.

df	α	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