

TENTAMEN I KRYPTERINGSMETODER OCH SÄKRING AV DATASYSTEM

7.5 HP

20 mars, 2015 kl. 9.00 – 13.00

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> → *Krypteringsmetoder och säkring av datasystem*.

1. Primtalsfaktorisera 100 504 008. (3p)
2. Vad kallas den först utvecklade metoden för nyckelutväxling med asymmetriska nycklar som innebar att man inte längre behövde skicka en hemlig nyckel för att ett meddelande ska kunna överföras via en krypterad förbindelse? (3p)
3. Beräkna $\text{lcm}(2\ 772, 2\ 352)$, d.v.s. minsta gemensamma multipel av 2 772 och 2 352. (3p)
4. Vad kallas det kontrollvärde som man kan använda för att bekräfta äktheten hos t.ex. nedladdad programvara. (2p)
5. Genom att bilda den text som man får av att systematiskt ta med var t:e tecken från en originaltext, kan man läsa ett meddelande som gömts bland de andra tecknen (steganografi). Men om man gör detta för alla möjliga olika delmängder av originaltext och för tillräckligt många olika tal n så kommer man hitta riktiga ord och korta meddelanden av ren slump. Vad kallas detta fenomen som 1994 exemplifierades och lanserades av den Sovjetisk-Israeliske matematikern Eliyah Rips? (3p)
6. Man vill signera ett dokument som uttrycks med ett enda långt tal, $m = 4997$, m.h.a. RSA signering och väljer hashfunktionen

$$h(m) = m(m+1) \pmod{1000}$$

primtalen $p = 79$ och $q = 73$ och vidare privat signéringsnyckel a och verifieringsnyckel d . Beräkna a , d och signaturen av dokumentet m . (4p)

7. Vad innebär egenskapen *empirisk styrka* hos ett krypto? (3p)

8. Vad heter den krypteringsmetod (kallad *Le Chiffre Indéchiffrable*) som innebär att man växlar mellan olika substitutionskrypton enligt ett iterativt schema? (2p)
9. Vid överföring av ett meddelande bestående av 1 098 tecken överförs tecknen oberoende av varandra och varje tecken överförs korrekt med sannolikhet 99%. Vad är
- sannolikheten att minst 1 096 tecken överförs korrekt? (3p)
(Tips: $0.99^{1096} = 1.645 \cdot 10^{-5}$.)
 - approximativt sannolikheten att minst 1 085 tecken överförs korrekt? (3p)
10. Lös följande system av kongruensekvationer

$$\begin{cases} 235x + 357y \equiv 19 \\ 5711x + 7113y \equiv 23 \end{cases} \pmod{13369} \quad (4p)$$

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

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

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 $N = N \cdot 1$ (såsom det kan i steg 4. ovan) så är talet N ett primtal.

Sats 11 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 12 SPECIELLA REGLER

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

Sats 13 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 14 *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 15 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 16 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 8 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 17 KOMPLEMENTSATSEN

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

Sats 18 ADDITIONSSATSEN

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

Definition 9

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 10

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 19 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 $\mathbf{X} \in \mathbf{Bin}(n, p)$ (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 $k \in \{0, 1, \dots, n\} = \Omega_X$, $E(X) = np$ och $V(X) = np(1-p)$.

Sats 20 POISSONFÖRDELNING

Om X är Poissonfördelad med intensitet λ betecknas detta $\mathbf{X} \in \mathbf{Poi}(\lambda)$ 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 $\mathbf{X} \in \mathbf{Poi}(\lambda_X) \perp \mathbf{Y} \in \mathbf{Poi}(\lambda_Y) \Rightarrow \mathbf{X} + \mathbf{Y} \in \mathbf{Poi}(\lambda_X + \lambda_Y)$.

Sats 21 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 11 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 slumpvariabel 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 22 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 12 BESKRIVANDE STATISTIK

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

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

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

Definition 13 KONFIDENSINTERVALL

Antag X_1, X_2, \dots, X_n är oberoende och normalfördelade $N(\mu, \sigma^2)$. Då gäller att ett $100(1-\alpha)\%$ konfidensintervall för

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

Definition 14 HYPOTESTEST

Antag X_1, \dots, X_n är ett stickprov på $X \in N(\mu, \sigma^2)$. För att testa hypotesen

$$\begin{cases} H_0 : \mu = \mu_0 \\ H_1 : \mu \in M_\mu \end{cases} \quad \text{respektive} \quad \begin{cases} H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1 : \sigma^2 \in M_\sigma \end{cases}$$

använts teststatistikan U vid signifikansnivån 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 |
|-------------------------------------|---------------|------------------|---|--------------------------------|
| μ $(\sigma^2 \text{ känd})$ | $\mu = \mu_0$ | $\mu < \mu_0$ | $\frac{\bar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ | $u < -\lambda_\alpha$ |
| | | $\mu > \mu_0$ | | $u > \lambda_\alpha$ |
| | | $\mu \neq \mu_0$ | | $\{ u > \lambda_{\alpha/2}\}$ |
| μ $(\sigma^2 \text{ okänd})$ | $\mu = \mu_0$ | $\mu < \mu_0$ | $\frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}}$ | $u < -t_\alpha(n-1)$ |
| | | $\mu > \mu_0$ | | $u > t_\alpha(n-1)$ |
| | | $\mu \neq \mu_0$ | | $\{ u > t_{\alpha/2}(n-1)\}$ |
| F_X | $F_X = F_0$ | $F_X \neq F_0$ | $\sum_{k=1}^K \frac{(o_k - e_k)^2}{e_k}$ där $e_k = NP(X \in I_k)$ | $u > \chi_\alpha^2(K-1)$ |

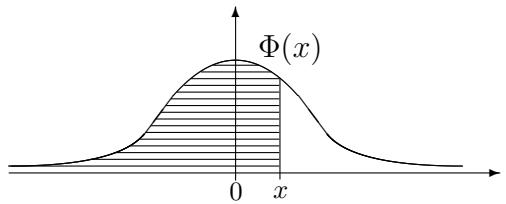
Enkel linjär regression En linjär modell, $Y = aX + b$, som beskriver sambandet mellan slumpvariablerna X och Y baserad på det parade stickprovet

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

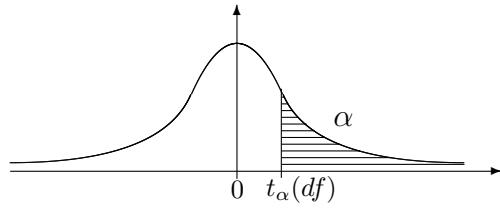
| x | +0.0 | +0.1 | +0.2 | +0.3 | +0.4 | +0.5 | +0.6 | +0.7 | +0.8 | +0.9 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 3 | 0.9987 | 0.9990 | 0.9993 | 0.9995 | 0.9997 | 0.9998 | 0.9998 | 0.9999 | 0.9999 | 1.0000 |

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 |

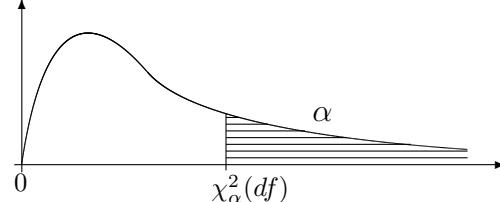
t -percentiler



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 |