

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

7.5 HP

29 maj, 2017

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

Hjälpmedel: Miniräknare samt formelsamling som medföljer tentamenstexten.

Kursansvarig: Eric Järpe, telefon 0729-77 36 26, 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. [2:1] Man har gjort en undersökning bland 7 företag och observerat deras omsättning och antal dataintrång de haft under ett års tid och därvid fått resultaten:

| <i>Omsättning (MSEK)</i> | 10 | 10 | 38 | 7 | 26 | 18 | 33 |
|--------------------------|----|----|----|---|----|----|----|
| <i>Antal intrång</i> | 7 | 10 | 29 | 9 | 18 | 14 | 28 |

- (a) [2:1] Beräkna medianen av variabeln *Omsättning*. (2p)
- (b) [2:1] Beräkna intercept och regressionskoefficient för den linjära modellen med *Omsättning* som kovariat och *Antal intrång* som respons. (3p)
- (c) [2:3] Betrakta det större materialet

| <i>Omsättning (MSEK)</i> | 10 | 10 | 38 | 7 | 26 | 18 | 33 | 19 | 5 | 17 | 18 | 9 | 23 | 37 | 6 |
|--------------------------|----|----|----|---|----|----|----|----|---|----|----|---|----|----|---|
| <i>Antal intrång</i> | 7 | 10 | 29 | 9 | 18 | 14 | 28 | 13 | 3 | 13 | 11 | 5 | 18 | 29 | 5 |

Gör intervallindelningen $[0, 8)$, $[8, 16)$, $[16, 24)$ och $[24, 32)$ för variabeln *Antal intrång*. Avgör sedan med ett hypotestest på 5% signifikansnivå om *Antal intrång* kan bevisas ej likformigt fördelat. (4p)

2. [2:1] Antag att andelen som fuskar (oavsett ämne) på tentorna vid ett lärosäte är 1.8%, att andelen tentor i matematik är 7% och att andelen fuskare bland de som skriver matematiktenta är 3.1%. Vad är den betingade sannolikheten att en student skrivit en matematiktenta om man får veta att denne student fuskat på tentan? (3p)
3. [2:2] Antag att man arresterat n st misstänkta där varje misstänkt är skyldig med sannolikhet 0.2. Vad är då sannolikheten
- (a) [2:2] att högst 3 är skyldiga om $n = 13$? (3p)
- (b) [2:2] approximativt att högst 33 är skyldiga om $n = 133$? (3p)
4. Beräkna $P(X \leq 3)$ om
- (a) [2:2] $X \in N(2.1, 1.2)$ (dvs $V(X) = 1.2$). (2p)
- (b) [2:2] $X = e^{|Z-1|}$ där $Z \in Poi(2)$. (3p)

5. Vid steganografi är kapaciteten en viktig egenskap. Kapaciteten är andelen utrymme som kan användas för att gömma ett meddelande i förhållande till bärarobjektets storlek. För 5 slumpmässigt valda steganograferade objekt har man observerat storlek av bärarobjekt och hur stor möjlighet som finns i dessa bärare och funnit följande:

| <i>Utrymme för gömning (kB)</i> | <i>Bärare (kB)</i> |
|---------------------------------|--------------------|
| 291 | 373 |
| 205 | 290 |
| 292 | 365 |
| 494 | 701 |
| 299 | 408 |
| 3008 | 3922 |
| 370 | 485 |
| 90 | 129 |
| 230 | 330 |
| 423 | 555 |
| 221 | 300 |
| 215 | 328 |
| 37 | 49 |
| 109 | 141 |
| 128 | 167 |
| 502 | 705 |
| 199 | 277 |
| 58 | 73 |
| 1039 | 1440 |
| 536 | 692 |

- (a) [2:3] Bilda ett 95% konfidensintervall för *Utrymme för gömning* baserat på de 5 första observationerna av denna variabel. Svara med 1 decimals noggrannhet. (3p)
- (b) [2:3] Vad blir p -värdet vid ett hypotestest, baserat på samtliga observationer, av om kapaciteten är större än 50%? (4p)

LYCKA TILL!

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 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 SÄLL

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

1. Gör en lista över alla heltal 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 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, \dots så att

$$\begin{cases} a = c_1 b + r_1 & \text{där } 0 \leq r_1 \leq |b| - 1 \\ b = c_2 r_1 + r_2 & \text{där } 0 \leq r_2 \leq r_1 - 1 \end{cases}$$

och fortsättningsvis

$$\begin{cases} r_1 = c_3 r_2 + r_3 & \text{där } 0 \leq r_3 \leq r_2 - 1 \\ r_2 = c_4 r_3 + r_4 & \text{där } 0 \leq r_4 \leq r_3 - 1 \\ \vdots & \vdots \\ r_{n-2} = c_n r_{n-1} + r_n & \text{där } 0 \leq r_n \leq r_{n-1} - 1 \\ r_{n-1} = c_n r_n + 0 & (\text{där alltså } r_{n+1} = 0) \end{cases}$$

Den första resten r_i som är $= 0$ (dvs r_{n+1} i förklaringen ovan) kallas den **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 $\text{lcm}(a, b)$.

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

Algoritm 4 LÖSNING AV DIOFANTISK EKVATION

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

1. 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 **hjelpekvationen** $ax + by = d$ 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 $x \bmod n$ är ett tal b som satisfierar $ab \equiv 1 \pmod{n}$.

Definition 7 Den **diskreta a -logaritmen** till $x \bmod n$ är ett tal b som 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 fortsätt tills ett udda tal, N , erhålls.

1. Låt (initialt) $x = 1 + \lceil \sqrt{N} \rceil$
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 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 heltal $< n$ som är relativt prima med n .

Sats 11 EULERS SATS

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

Sats 12 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

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

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

Sannolikheten för en händelse A är ett tal, betecknat $P(A)$, som uppfyller villkoren:

1. $0 \leq P(A) \leq 1$
2. $P(\Omega) = 1$
3. Om A, B disjunkta, så är $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$

Sats 19 KOMPLEMENTSATSEN

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

Definition 12 BETINGAD SANNOLIKHET

Den **betingade sannolikheten** av A givet B

$$\text{är } P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \text{ där } P(B) > 0.$$

Sats 20 ADDITIONSSATSEN

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

Definition 13

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 14

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 $\mathbf{X} \in \mathbf{Bin}(n, p)$ (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 22 POISSONFÖRDELNING

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

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 15 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 $V(X) = E((X - E(X))^2)$. Räknerregel: $V(X) = E(X^2) - E(X)^2$. 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 16 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: $R = \hat{\rho} = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{\sqrt{\left(n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2 \right) \left(n \sum_{i=1}^n y_i^2 - (\sum_{i=1}^n y_i)^2 \right)}}$

Definition 17 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 $100(1 - \alpha)\%$ konfidsintervall för

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

$\mu_X - \mu_Y$ 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 18 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

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

används 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 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 |
|------------------------------|-----------------|--------------------|--|-----------------------------------|
| π | $\pi = \pi_0$ | $\pi < \pi_0$ | $\frac{\sqrt{n}(p - \pi_0)}{\sqrt{\pi_0(1 - \pi_0)}}$ då $n\pi_0(1 - \pi_0) > 5$ | $u < -\lambda_\alpha$ |
| | | $\pi > \pi_0$ | | $u > \lambda_\alpha$ |
| | | $\pi \neq \pi_0$ | | $ u > \lambda_{\alpha/2}$ |
| π_1, π_2 | $\pi_1 = \pi_2$ | $\pi_1 < \pi_2$ | $\frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$ då $n_1\pi_1(1 - \pi_1) > 5$ och $n_2\pi_2(1 - \pi_2)$ | $u < -\lambda_\alpha$ |
| | | $\pi_1 > \pi_2$ | | $u > \lambda_\alpha$ |
| | | $\pi_1 \neq \pi_2$ | | $ u > \lambda_{\alpha/2}$ |
| μ (σ^2 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 (σ^2 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)$ |
| μ_1, μ_2 | $\mu_1 = \mu_2$ | $\mu_1 < \mu_2$ | $\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$ då $\sigma_1 = \sigma_2$ men okända, och $\min(n_1, n_2) \leq 30$ | $u < -t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$ |
| | | $\mu_1 > \mu_2$ | | $u > t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$ |
| | | $\mu_1 \neq \mu_2$ | | $ u > t_{\alpha/2, (n_1+n_2-2)}$ |
| μ_1, μ_2 | $\mu_1 = \mu_2$ | $\mu_1 < \mu_2$ | $\frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$ då $\sigma_1 = \sigma_2$ men okända, och $\min(n_1, n_2) > 30$ | $u < -t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$ |
| | | $\mu_1 > \mu_2$ | | $u > t_{\alpha, (n_1+n_2-2)}$ |
| | | $\mu_1 \neq \mu_2$ | | $ 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

I en linjär modell, $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon$, som beskriver hur responsen Y beror av kovariaten X med residualen ϵ , baserad på det parade stickprovet $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ skattas interceptet β_0 och regressionskoefficienten β_1 enligt

$$\hat{\beta}_1 = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} \quad \text{och} \quad \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

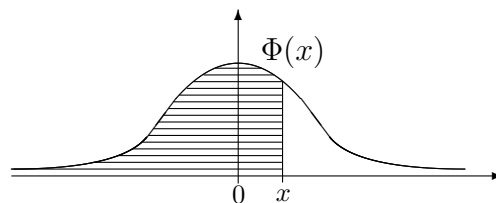
med förklaringsgraden (determinationskoefficienten)

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

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:

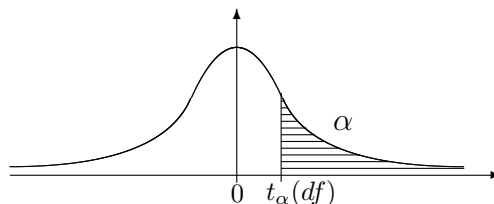
Några värden på λ_α sådana

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 |

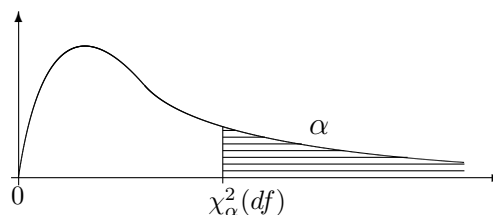
t-percentiler



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 |