

TENTAMEN I MATEMATISK STATISTIK, 7.5 HP

Distanskurs

31 maj, 2013 kl. 9.00–13.00

Maxpoäng: 30p. **Betygsgränser:** 12p: betyg G, 21p: betyg VG. **Hjälpmedel:** Miniräknare samt formelsamling som medföljer tentamenstexten. **Kursansvarig:** Eric Järpe (035-16 76 53, 0702-822 844).

Till uppgifterna skall *fullständiga lösningar* lämnas. Lösningarna skall vara *utförligt* redovisade!

Varje lösning skall börja överst på nytt papper. Endast en lösning per blad.

1. Antag att $X \in Poi(1 + \lambda)$ där $\lambda \in Bin(n, p)$. Beräkna
 - (a) $P(X \leq 3 | \lambda = 1)$. (2p)
 - (b) $P(X \leq 3)$ om $n = 2$ och $p = 0.2$. (3p)
2. Låt $X \in N(0, \sigma^2)$ och beräkna
 - (a) $P(X \leq 4)$ om $\sigma = 3$. (2p)
 - (b) värdet på σ^2 sådant att medianen för X^2 blir 2. (4p)
3. Åtta prov från ett vattendrag tas för att bedöma om graden av förorenande fosfor överstiger gränsvärdet 2.5%. Man får
$$3.5 \quad 4.4 \quad 1.2 \quad 2.8 \quad 3.6 \quad 3.2 \quad 3.7 \quad 4.2$$
 - (a) Beräkna stickprovets medelvärde och standardavvikelse. (3p)
 - (b) Genomför ett hypotestest på signifikansnivå 5% av om den förväntade föroreningshalten översiger gränsvärdet under antagandet att standardavvikelsen är känd: 1.5. (3p)
 - (c) Beräkna ett 99% konfidensintervall för den förväntade föroreningshalten om standardavvikelsen är okänd. (3p)
4. För att avgöra om ett stycke teckenmassa ej är krypterad kod kan man jämföra med om tecknen i den är ojämnt fördelad. Vid en teckenmassa med 1024 tecken räknar man till¹

Tecken	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Procentuell förekomst	11.2	9.1	13.1	12.4	8.4	10.9	6.8	7.7	9.8	10.6

Finns det anledning att betvivla påståendet att teckenmassan *är* krypterad kod? Avgör med ett test på 5% signifikansnivå. (4p)

¹Observera att förekomstsiffrorna i tabellen anger hur stor *andel* av texten som är med de olika tecknen, inte *antalet* tecken.

5. Betrakta funktionen $f(x) = Cx \sin(\pi x)$ definierad för $x \in [0, 1]$.
- (a) Beräkna värdet av normeringskonstanten C så att f blir en frekvensfunktion för en stokastisk variabel. (3p)
 - (b) Antag nu att X har frekvensfunktionen $f(x)$ och beräkna $E(X)$. (3p)

LYCKA TILL!

SANNOLIKHETSLÄRA

Def Om ett experiment har m möjliga utfall varav g är gynnsamma för händelsen A , så är sannolikheten för A

$$P(A) = g/m.$$

Def P är ett sannolikhetsmått om

1. $0 \leq P(A) \leq 1$
 2. $P(\Omega) = 1$
 3. $A \cap B = \emptyset \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B)$
- för alla händelser $A \subset \Omega$ där Ω är hela utfallsrummet.

Multiplikationsprincipen Om ett experiment kan indelas i j delexperiment där det första kan få n_1 utfall
andra kan få n_2 utfall
 \vdots
 j :te kan få n_j utfall
så har experimentet totalt $n_1 \cdot n_2 \cdots n_j$ utfall.

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

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

Def Den betingade sannolikheten för A givet B är $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

Bayes sats Om A_1, \dots, A_n är en partition av Ω
(dvs att $i \neq j \Rightarrow A_i \cap A_j = \emptyset$ och $\bigcup_{i=1}^n A_i = \Omega$).
så är $P(A_k|B) = \frac{P(B|A_k)P(A_k)}{\sum_{i=1}^n P(B|A_i)P(A_i)}$ för varje $k = 1, 2, \dots, n$.

Kombinatorik Antalet sätt som k element kan väljas bland n möjliga, utan återläggning och utan hänsyn till ordningen, är
$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} = \frac{n(n-1) \cdots (n-k+1)}{k(k-1) \cdots 2 \cdot 1}$$

Stokastiska variabler	X diskret:	<u>Sannolikhetsfunktion</u> : $p(x) = P(X = x)$ <u>Fördelningsfunktion</u> : $P(X \leq a) = F(a) = \sum_{x \leq a} p(x)$,	
	X kont.:	<u>Täthetsfunktion</u> : $f(x) = \frac{d}{dx} P(X \leq x)$ <u>Fördelningsfunktion</u> : $P(X \leq a) = F(a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx$.	
Väntevärde och varians	X diskret:	<u>Väntevärdet</u> av X : $\mu = E(X) = \sum_{x \in \Omega} x p(x)$. <u>Variansen</u> av X : $\sigma^2 = V(X) = \sum_{x \in \Omega} (x - \mu)^2 p(x)$.	
	X kont:	<u>Väntevärdet</u> av X : $\mu = E(X) = \int_{x \in \Omega} x f(x) dx$. <u>Variansen</u> av X : $\sigma^2 = V(X) = \int_{x \in \Omega} (x - \mu)^2 f(x) dx$.	
		<u>Kovariansen</u> av X och Y : $Cov(X, Y) = E((X - \mu_x)(Y - \mu_y))$ <u>Korrelationen</u> mellan X och Y : $\rho = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}}$	
	<u>Standardavv.</u>	$\sigma = \sqrt{V(X)}$.	
	<u>Linjaritet</u> :	$E(aX + bY) = a E(X) + b E(Y)$ för alla stokastiska variabler X och Y och reella tal a och b . Om X, Y ober. $V(aX + bY) = a^2 V(X) + b^2 V(Y)$.	
	<u>Regler</u> :	Om X diskret $E(g(X)) = \sum_{x \in \Omega} g(x) p(x)$ $V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$ $Cov(X, Y) = \sum_{x \in \Omega_x} \sum_{y \in \Omega_y} xy p(x, y) - E(X)E(Y)$	
Normalfördelning	betecknas $N(\mu, \sigma^2)$ där μ är väntevärde och σ^2 är varians		
	<u>$N(0, 1)$</u> kallas standard normalfördelning, dess fördelningsfunktion $\Phi(x)$		
	<u>Om</u> $X \in N(\mu, \sigma^2)$ <u>så</u> $P(X \leq x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$ för alla $x \in \mathbb{R}$.		
	<u>Symmetri</u> : $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ för alla $x \in \mathbb{R}$. <u>Sannolikheter</u> : $P(a \leq X \leq b) = \Phi\left(\frac{b - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right)$ för all $a < b \in \mathbb{R}$		
Def	De stokastiska variablerna X_1, X_2, \dots, X_n är ett stickprov på X om X_i har samma fördelning som X , $i = 1, \dots, n$, och alla variabler är oberoende av varandra på alla nivåer.		
CGS (Centrala gränsvärdessatsen)	<u>Om</u> X_1, \dots, X_n stickprov där $E(X_i) = \mu$ och $V(X_i) = \sigma^2$, $i = 1, \dots, n$		
	<u>så</u> $P\left(\frac{\sqrt{n}}{\sigma}(\bar{X} - \mu) \leq x\right) \rightarrow \Phi(x)$ då $n \rightarrow \infty$.		
	Därför är $\sum_{i=1}^n X_i$ approximativt $N(n\mu, n\sigma^2)$ och \bar{X} approximativt $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ för stora n .		
Approximationer	Fördelning	Villkor	Approximativ fördelning
	$Bin(n, \pi)$	$n \geq 10$ och $\pi < 0.1$	$Po(n\pi)$
	$Bin(n, \pi)$	$n\pi(1 - \pi) \geq 10$	$N(n\pi, n\pi(1 - \pi))$
	$Poi(\mu)$	$\mu \geq 15$	$N(\mu, \mu)$

STATISTIK

Punktskattning Om $E(X) = \mu$, $V(X) = \sigma^2$ och X_1, \dots, X_n stickprov på X så är exempel på punktskattningar av μ och σ^2 :

$$\hat{\mu} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \mu^2$$

om μ är känd

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \bar{X}^2 \right)$$

om μ är okänd

Def En punktskattning, θ^* , av en parameter θ är väntevärdesriktig om $E(\theta^*) = \theta$.
Om θ_1^* och θ_2^* är väntevärdesriktiga skattningar av θ , så är θ_1^* effektivare än θ_2^* om $V(\theta_1^*) < V(\theta_2^*)$.

Fördelningar, väntevärden och varianser

	X	$p(x), f(x)$	$E(X)$	$V(X)$
Diskreta fördelningar	Likf(N)	$1/N$ $x = 1, 2, \dots, N$	$(N+1)/2$	$(N^2-1)/12$
	Bin(n, p)	$\binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ $x = 0, 1, 2, \dots, n$	np	$np(1-p)$
	Poi(λ)	$e^{-\lambda} \lambda^x / x!$ $x = 0, 1, 2, \dots$	λ	λ
	Geo(π)	$(1-\pi)^{x-1} \pi$ $x = 1, 2, 3, \dots$	$1/\pi$	$(1-\pi)/\pi^2$
Kont. fördelningar	R(a, b)	$1/(b-a)$ $a \leq x \leq b$	$(a+b)/2$	$(a-b)^2/12$
	Exp(λ)	$\lambda e^{-\lambda x}$ $x > 0$	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$
	N(μ, σ^2)	$(\sigma\sqrt{2\pi})^{-1} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)}$ $x \in \mathbb{R}$	μ	σ^2

Konfidensintervall

Antag X_1, \dots, X_m och Y_1, \dots, Y_n är oberoende och normalfördelade $N(\mu_X, \sigma^2)$ resp. $N(\mu_Y, \sigma^2)$. Då är $100(1 - \alpha)\%$ konfidensintervall för parametern θ :

θ	Konf. int.	Anm.
μ_X	$\bar{x} \pm \lambda_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{m}}$	σ känd
μ_X	$\bar{x} \pm t_{\alpha/2}(m-1) \frac{s}{\sqrt{m}}$	σ okänd
σ^2	$\left(0, (m-1)s^2/(\chi_{1-\alpha}^2(m-1)) \right)$	
$\mu_X - \mu_Y$	$\bar{\Delta} \pm t_{\alpha/2}(m+n-2)s_{\Delta} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}$	σ okänd $\bar{\Delta} = \bar{x} - \bar{y}$ $s_{\Delta}^2 = \frac{(m-1)s_X^2 + (n-1)s_Y^2}{m+n-2}$

Hypotestest

Antag X_1, \dots, X_n stickprov av en stokastisk variabel med fördelning F med parameter θ . För att testa hypotesen

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

används teststatistikan $U = U(X_1, \dots, X_n)$, och det kritiska området C_{α} som svarar mot Θ enl. fördelningen F_U av U under H_0 vid signifikansnivån α .

Testregeln är

$$\begin{cases} \text{Förkasta } H_0 \text{ om } u \in C_{\alpha} \\ \text{Förkasta inte } H_0 \text{ om } u \notin C_{\alpha} \end{cases}$$

F	θ	H_0	H_1	u	F_U	C_{α}
$N(\mu, \sigma^2)$ σ känd	μ	$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$N(0, 1)$	$\{u < -\lambda_{\alpha}\}$
			$\mu > \mu_0$			$\{u > \lambda_{\alpha}\}$
			$\mu \neq \mu_0$			$\{ u > \lambda_{\alpha/2}\}$
$N(\mu, \sigma^2)$ σ okänt	μ	$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$	$t(n-1)$	$\{u < -t_{\alpha}(n-1)\}$
			$\mu > \mu_0$			$\{u > t_{\alpha}(n-1)\}$
			$\mu \neq \mu_0$			$\{ u > t_{\alpha/2}(n-1)\}$
$N(\mu, \sigma^2)$	σ	$\sigma = \sigma_0$	$\sigma < \sigma_0$	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^2(n-1)$	$\{u < \chi_{1-\alpha}^2\}$
			$\sigma > \sigma_0$			$\{u > \chi_{\alpha}^2\}$
			$\sigma \neq \sigma_0$			$\{u < \chi_{1-\alpha/2}^2\} \cup \{u > \chi_{\alpha/2}^2\}$
Kvalitativ	F	$F = F_0$	$F \neq F_0$	$\sum_i \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\chi^2(k-1)$	$\{u > \chi_{\alpha}^2(k-1)\}$

Antag X_1, \dots, X_n stickprov av X med sannolikhetsfunktion $p(x) = \begin{cases} p & \text{om } x = 1 \\ 1-p & \text{om } x = 0 \end{cases}$.

Man testar H_0 mot H_1 genom att förkasta H_0 på signifikansnivå α om $\alpha_0 < \alpha$ där

H_0	H_1	u	F_U	α_0
$p = p_0$	$p < p_0$	$\sum_i x_i$	$\text{Bin}(n, p_0)$	$P(U < u H_0)$
	$p > p_0$			$P(U > u H_0)$
	$p \neq p_0$			$\begin{cases} 2P(U < u H_0) & \text{om } u < np_0 \\ 2P(U > u H_0) & \text{om } u > np_0 \end{cases}$

Typ I fel är att förkasta H_0 då H_0 är sann. $P(\text{Typ I fel}) = \alpha$.

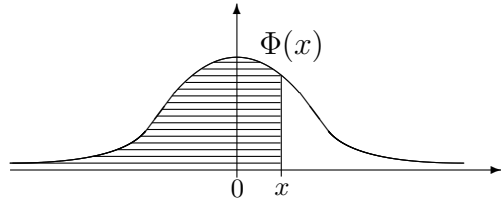
Typ II fel är att inte förkasta H_0 då H_1 är sann. $P(\text{Typ II fel}) = \beta$.

Testets styrka är sannolikheten att förkasta H_0 då H_1 är sann, dvs $1 - \beta$.

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:

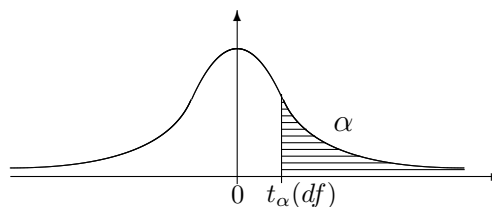
Några värden på λ_α sådana

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

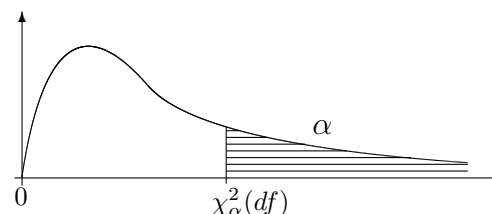
t -percentiler



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

Poissonfördelningsvärden

Tabell över värden på $P(x) = P(X \leq x)$ där $X \in Po(\lambda)$.

λ	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
0.5	0.607	0.910	0.986	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.368	0.736	0.920	0.981	0.996	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2	0.135	0.406	0.677	0.857	0.947	0.983	0.995	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
3	0.050	0.199	0.423	0.647	0.815	0.916	0.966	0.988	0.996	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000
4	0.018	0.092	0.238	0.433	0.629	0.785	0.889	0.949	0.979	0.992	0.997	0.999	1.000	1.000
5	0.007	0.040	0.125	0.265	0.440	0.616	0.762	0.867	0.932	0.968	0.986	0.995	0.998	0.999
6	0.002	0.017	0.062	0.151	0.285	0.446	0.606	0.744	0.847	0.916	0.957	0.980	0.991	0.996

Binomialfördelningsvärden

Tabell över värden på $P(x) = P(X \leq x)$ där $X \in Bin(n, p)$.

För $p > 0.5$, utnyttja att $P(X \leq x) = P(Y \geq n - x)$ där $Y \in Bin(n, 1 - p)$.

n	p	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3	0.1	0.729	0.972	0.999	1.000	—	—	—	—	—	—	—
	0.2	0.512	0.896	0.992	1.000	—	—	—	—	—	—	—
	0.3	0.343	0.784	0.973	1.000	—	—	—	—	—	—	—
	0.4	0.216	0.648	0.936	1.000	—	—	—	—	—	—	—
	0.5	0.125	0.500	0.875	1.000	—	—	—	—	—	—	—
4	0.1	0.656	0.948	0.996	1.000	1.000	—	—	—	—	—	—
	0.2	0.410	0.819	0.973	0.998	1.000	—	—	—	—	—	—
	0.3	0.240	0.652	0.916	0.992	1.000	—	—	—	—	—	—
	0.4	0.130	0.475	0.821	0.974	1.000	—	—	—	—	—	—
	0.5	0.062	0.312	0.688	0.938	1.000	—	—	—	—	—	—
5	0.1	0.590	0.919	0.991	1.000	1.000	1.000	—	—	—	—	—
	0.2	0.328	0.737	0.942	0.993	1.000	1.000	—	—	—	—	—
	0.3	0.168	0.528	0.837	0.969	0.998	1.000	—	—	—	—	—
	0.4	0.078	0.337	0.683	0.913	0.990	1.000	—	—	—	—	—
	0.5	0.031	0.188	0.500	0.812	0.969	1.000	—	—	—	—	—
6	0.1	0.531	0.886	0.984	0.999	1.000	1.000	1.000	—	—	—	—
	0.2	0.262	0.655	0.901	0.983	0.998	1.000	1.000	—	—	—	—
	0.3	0.118	0.420	0.744	0.930	0.989	0.999	1.000	—	—	—	—
	0.4	0.047	0.233	0.544	0.821	0.959	0.996	1.000	—	—	—	—
	0.5	0.016	0.109	0.344	0.656	0.891	0.984	1.000	—	—	—	—
7	0.1	0.478	0.850	0.974	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	—	—	—
	0.2	0.210	0.577	0.852	0.967	0.995	1.000	1.000	1.000	—	—	—
	0.3	0.082	0.329	0.647	0.874	0.971	0.996	1.000	1.000	—	—	—
	0.4	0.028	0.159	0.420	0.710	0.904	0.981	0.998	1.000	—	—	—
	0.5	0.008	0.062	0.227	0.500	0.773	0.938	0.992	1.000	—	—	—
8	0.1	0.430	0.813	0.962	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	—	—
	0.2	0.168	0.503	0.797	0.944	0.990	0.999	1.000	1.000	1.000	—	—
	0.3	0.058	0.255	0.552	0.806	0.942	0.989	0.999	1.000	1.000	—	—
	0.4	0.017	0.106	0.315	0.594	0.826	0.950	0.991	0.999	1.000	—	—
	0.5	0.004	0.035	0.145	0.363	0.637	0.855	0.965	0.996	1.000	—	—
9	0.1	0.387	0.775	0.947	0.992	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	—
	0.2	0.134	0.436	0.738	0.914	0.980	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	—
	0.3	0.040	0.196	0.463	0.730	0.901	0.975	0.996	1.000	1.000	1.000	—
	0.4	0.010	0.071	0.232	0.483	0.733	0.901	0.975	0.996	1.000	1.000	—
	0.5	0.002	0.020	0.090	0.254	0.500	0.746	0.910	0.980	0.998	1.000	—
10	0.1	0.349	0.736	0.930	0.987	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	0.2	0.107	0.376	0.678	0.879	0.967	0.994	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000
	0.3	0.028	0.149	0.383	0.650	0.850	0.953	0.989	0.998	1.000	1.000	1.000
	0.4	0.006	0.046	0.167	0.382	0.633	0.834	0.945	0.988	0.998	1.000	1.000
	0.5	0.001	0.011	0.055	0.172	0.377	0.623	0.828	0.945	0.989	0.999	1.000