Tentamen
MVE300 Sannolikhet, statistik och risk

2016-06-02 kl. 8:30 - 13:30

Examinator: Johan Jonasson, Matematiska vetenskaper, Chalmers

Telefonvakt: Johan Jonasson, telefon: 0706-985223
031-7723546

Hjälpmedel: Valfri miniräknare. Två blad (dvs fyra sidor) handskrivna anteckningar. Tabeller finns längst bak på tentamenstesen.

Denna tentamen utgör grunden för betygssättning. För betyg 3 krävs minst 18 poäng, för betyg 4 minst 27 poäng och för betyg 5 minst 36 poäng.

---

1. En stokastisk variabel har fördelningsfunktionen

$$F(x) = 1 - \frac{1}{(1+x)^3},\ x \geq 0.$$

(a) (2p) Bestäm täthetsfunktionen för X.

(b) (2p) Beräkna $\mathbb{E}[X]$.

(c) (2p) Beräkna $\mathbb{V}\text{ar}[X]$.

Tips: I (b) och (c) är det lättare om man betraktar $X + 1$ snarare än X.

Lösning:

(a)

$$f(x) = \frac{d}{dx}F(x) = \frac{3}{(1+x)^4},\ x \geq 0.$$

(b) Enligt den omedvetne statistikerns lag är

$$\mathbb{E}[X+1] = 3\int_0^\infty \frac{1+x}{(1+x)^4}dx = 3\int_0^\infty \frac{1}{(1+x)^3}dx = \frac{3}{2},$$

så $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{2}$. Vi har också att

$$\mathbb{E}[(X+1)^2] = 3\int_0^\infty \frac{1}{(1+x)^2}dx = 3,$$

så $\mathbb{V}\text{ar}[X] = \mathbb{V}\text{ar}[X+1] = 3 - (\frac{3}{2})^2 = \frac{3}{4}$.

2. (5p) Målen i en fotbollsmatch i Allsvenskan kommer under första halvlek som en Poisson-process med intensitet 1.5 mål per timme. I andra halvlek är spelarna trötta vilket medför att intensiteten höjs till 2.5 mål per timme. Vad är sannolikheten att det blir exakt fyra mål i en allsvensk match?

Lösning: Låt X_i vara antal mål i halvlek i, $i = 1, 2$ och $X = X_1 + X_2$. Enligt uppgift är X_1 och X_2 oberoende och vi har att $X_1 \sim Poi(\frac{3}{2}\cdot\frac{3}{4}) = Poi(\frac{9}{8})$ och $X_2 \sim Poi(\frac{5}{2}\cdot\frac{3}{4}) = Poi(\frac{15}{8})$ (eftersom en halvlek är 45 minuter). Därmed är X Poisson med parameter 3 och

$$\mathbb{P}(X = 4) = e^{-3}\frac{3^4}{4!} \approx 0.17.$$

3. (5p) En liten kurs har tre studenter, Lisa, Kalle och Pia. Av erfarenhet från studenternas tidigare studieresultat vet vi att Lisa svarar rätt på 80% av tentafrågor, Kalle 60% och Pia 40%. Den anonyma tentan har 8 frågor. Den första tentan som rättas har 4 rätt. Den nyfikna läraren vill nu gärna veta den betingade sannolikhetsfördelningen för vem som skrivit den. Din uppgift är att lösa lärarens problem.

Lösning: Låt X vara antal rätt på den först rättade tentan och A vara händelsen att A skrev tentan, $A = L, K, P$. Vi söker

$$\mathbb{P}(A|X=4) = \frac{\mathbb{P}(X=4|A)\mathbb{P}(A)}{\sum_{B\in\{L,K,P\}}\mathbb{P}(X=4|B)\mathbb{P}(B)},$$

enligt totala sannolikhetslagen. Nu är det ju rimligt att anta att $\mathbb{P}(L) = \mathbb{P}(K) = \mathbb{P}(P) = 1/3$ och $\mathbb{P}(X=4|B) = p_B^4(1-p_B)^4$ där $p_L = 0.8$, $p_K = 0.6$ och $p_P = 0.4$. Med dessa tal instoppade i formeln ovan får vi att $\mathbb{P}(L|X=4) \approx 0.090$ och $\mathbb{P}(K|X=4) = \mathbb{P}(P|X=4) \approx 0.455$.

4. Låt $X_1, X_2, \ldots, X_n$ vara ett stickprov på en $N(\mu, \sigma^2)$-fördelning, där det är känt att $\sigma^2 = 4$. Man vill testa $H_0 : \mu = 0$ mot $H_A : \mu \neq 0$ på 5% signifikansnivå.

(a) (3p) Hur stort behöver $|\overline{X}|$ vara för att man ska kunna förkasta H_0?

(b) (3p) Antag att det sanna värdet är $\mu = 1$. Hur stort behöver n vara för att H_0 ska förkastas med sannolikhet minst 0.9? Här kan man försumma sannolikheten att $\overline{X}$ blir negativ.

Lösning: Det symmetriska konfidensintervallet av konfidensgrad 95% ges av

$$\mu = \overline{X} \pm 1.96\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \overline{X} \pm \frac{3.92}{\sqrt{n}}$$

och 0 är en ändpunkt till detta intervall precis då $|\overline{X}| = 3.92/\sqrt{n}$. Det krävs alltså att $|\overline{X}| \geq 3.92/\sqrt{n}$. För del (b) noterar vi att enligt (a) förkastas H_0 då $|\overline{X}| \geq 3.92/\sqrt{n}$. Om $\mu = 1$ är $\overline{X} \sim N(1, \sigma^2/\sqrt{n})$, så gäller att

$$\frac{\sqrt{n}}{2}(\overline{X} - 1) \sim N(0, 1).$$

Alltså är

$$\mathbb{P}\left(\overline{X} > \frac{3.92}{\sqrt{n}}\right) = \mathbb{P}\left(\frac{\sqrt{n}}{2}(\overline{X} - 1) > 1.96 - \frac{\sqrt{n}}{2}\right) = \Phi\left(\frac{\sqrt{n}}{2} - 1.96\right).$$

Vidare är högerledet 0.9 då $\sqrt{n}/2 - 1.96 = 1.28$ vilket ger $n \approx 42$. Svaret är alltså att det krävs att $n \geq 42$.

5. (6p) Låt paret (X, Y) av stokastiska variabler ha likformig fördelning på området $\{(x, y) : -1 \leq x \leq 1, -1 \leq y \leq x^3\}$. Beräkna de betingade tätheterna $f_{X|Y}(x|y)$ och $f_{Y|X}(y|x)$. Beräkna också $\mathbb{E}[Y|X = x]$.

Lösning: Den bivariata tätheten är 1 delat med arean av stödet för fördelningen. I detta fall är den arean precis hälften av arean av en kvadrat med sidan 2, dvs 2 och tätheten är alltså 1/2:

$$f(x, y) = \frac{1}{2}, \ -1 \leq x \leq 1, \ -1 \leq y \leq x^3.$$

Därmed är

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{1/2}{\int_{y^{1/3}}^1 \frac{1}{2}dx} = \frac{1}{1 - y^{1/3}}, \ y^{1/3} \leq x \leq 1.$$

Analogt gäller att

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{1/2}{\int_{-1}^{x^3} \frac{1}{2} dx} = \frac{1}{1+x^3}, \; -1 \leq y \leq x^3.$$

Därför blir

$$\mathbb{E}[Y|X=x] = \int_{-1}^{x^3} y \frac{1}{1+x^3} dy = \frac{1}{2(1+x^3)} [y^2]_{-1}^{x^3} = \frac{x^6-1}{2(1+x^3)}.$$

6. (a) (4p) För data (x_k, Y_k), $k = 1, 2, 3, 4$ vill vi göra linjär regression enligt standardmodellen $Y_k = a + bx_k + \epsilon_k$, där ϵ_k:na är oberoende och $N(0, \sigma^2)$-fördelade. De data vi fick var $(20, 365)$, $(40, 220)$, $(60, 117)$ och $(80, 34)$. Skatta regressionslinjen $y = a + bx$ och gör ett 90% konfidensintervall för b. Kom ihåg att

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \left(S_{yy} - \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}} \right).$$

(b) (2p) Antag att man gjort en linjär regression och fått den skattade regressionslinjen $y = \hat{a} + \hat{b}x$ för data (x_k, y_k), $k = 1, \ldots, n$, där $x_1 < x_2 < \ldots < x_n$. Sedan visar det sig att man läst fel på sista y-värdet och att y_n istället skulle vara y'_n där $y'_n > y_n$. Man får då den nya skattade regressionslinjen $y = \hat{a}' + \hat{b}'x$. Visa att $\hat{b}' > \hat{b}$.

Lösning: (a) Vi behöver S_{xx}, S_{xy} och S_{yy}. Några snabba uträkningar ger

$$\sum x_k = 200, \; \sum x_k^2 = 12000, \; \sum y_k = 736, \; \sum y_k^2 = 196470, \; \sum x_k y_k = 25840.$$

Enligt standardformel fås

$$S_{xy} = \sum x_k y_k - \frac{1}{4} \sum x_k \sum y_k = -10960$$

och som specialfall av denna formel

$$S_{xx} = 2000, \; S_{yy} = 61046.$$

Vi får då

$$s^2 = \frac{1}{2} \left(S_{yy} - \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}} \right) = 492.6$$

så $s = \sqrt{492.6} \approx 22.195$. Nu fås

$$\hat{b} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = -5.48$$

$$\hat{a} = \overline{y} - \hat{b}\overline{x} = \frac{1}{4}(\sum y_k - \hat{b} \sum x_k) = 458.$$

Den skattade regressionslinjen är alltså

$$y = 458 - 5.48x.$$

Konfidensintervallet ges av

$$b = \hat{b} \pm F_{t_2}^{-1}(0.95) \frac{s}{\sqrt{S_{xx}}} = -5.48 \pm 1.45 \; (90\%).$$

(b) Eftersom $\hat{b} = S_{xy}/S_{xx}$ och S_{xx} inte beror av y_k:na handlar det om att visa att S_{xy} är växande i y_n. För detta är det tillräckligt att visa att $\partial S_{xy}/\partial y_n > 0$. Men

$$S_{xy} = \sum (y_k - \frac{1}{n} \sum y_j)(x_k - \overline{x})$$

så

$$\frac{\partial S_{xy}}{\partial y_n} = -\frac{1}{n} \sum (x_k - \overline{x}) + (x_n - \overline{x}) = x_n - \overline{x} > 0.$$

7. Låt $X_1, \ldots, X_n$ vara ett stickprov på en okänd fördelning med väntevärde μ och varians σ^2. Man vill göra ett 90% symmetriskt konfidensintervall för σ^2.

(a) (3p) Om man antar att data är normalfördelade, hur gör man då vanligen ett sådant konfidensintervall?

(b) (3p) Om man inte kan göra några fördelningsantaganden om data, hur kan man med hjälp av bootstrap-principen ändå skapa ett approximativt konfidensintervall för σ^2 utifrån samma testfunktion som i (a)?

Lösning: (a) Man använder testfunktionen $T = (n-1)s^2/\sigma^2$ som är χ^2_{n-1}-fördelad. Konfidensintervallet blir då

$$\frac{(n-1)s^2}{F^{-1}_{\chi^2_{n-1}}(0.975)} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)s^2}{F^{-1}_{\chi^2_{n-1}}(0.025)} \ (95\%).$$

(b) Utan normalfördelningsantagandet vill man approximera $F = F_T$ trots att man inte vet fördelningen för T. Här antar man då att den empiriska fördelningen F^* given av frekvensfunktionen

$$f^*(x_i) = \frac{1}{n},\ i = 1, \ldots, n$$

där x_i är det observerade värdet av X_i, är sådan att $F^* \approx F$. Det betyder att om man tar ett stickprov $\mathbf{X} = (X_1^*, \ldots, X_n^*)$ enligt F^* så är fördelningen för $T^* = (n-1)s^{2*}/\sigma^{2*}$ ungefär densamma som för T. Simulera nu ett stort antal stickprov $\mathbf{X}^{*(1)}, \ldots, \mathbf{X}^{*(B)}$ enligt F^* och beräkna $T^{*(1)}, \ldots, T^{*(B)}$. Då får vi

$$F_T(x) \approx F_{T^*}(x) \approx \frac{\#\{1 \leq i \leq B : T^{*(i)} \leq x\}}{B}.$$

Ersätt slutligen $F_{\chi^2_{n-1}}$ med approximationen av F_T i konfidensintervallet i (a).

8. (5p) Antag att intensiteten Λ i en Poissonprocess har en à-priori-fördelning som är en gammafördelning med parametrar 3 (antal frihetsgrader) och 1. Under 1 tidsenhet observeras k impulser. Vad är à-posteriorifördelningen för Λ? Vad är väntevärdet för Λ i à-posteriorifördelningen?

Lösning: Låt X vara antal impulser under angiven tidsperiod. Vi har

$$f_{\Lambda|X}(\lambda|x) = C_1 f_{X|\Lambda}(x|\lambda) f_\Lambda(\lambda) = C_2 e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}\lambda^2 e^{-\lambda}$$
$$= C_3 \lambda^{k+2} e^{-2\lambda}$$

där C_1, C_2, C_3 är uttryck som inte beror av λ. Högerledet känner vi igen som tätheten för en $\Gamma(k+3, 2)$-fördelning. Det betingade väntevärdet är då

$$\mathbb{E}[\Lambda | X = k] = \frac{k+3}{2}.$$

Lycka till!
Johan Jonasson

Tabell 1: Values of the cdf $\Phi(x)$ of the standard normal distribution [e.g., $\Phi(1.41) = 0.921$]

x	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.0	.500	.504	.508	.512	.516	.520	.524	.528	.532	.536
0.1	.540	.544	.548	.552	.556	.560	.564	.568	.571	.575
0.2	.579	.583	.587	.591	.595	.599	.603	.606	.610	.614
0.3	.618	.622	.626	.629	.633	.637	.641	.644	.648	.652
0.4	.655	.659	.663	.666	.670	.674	.677	.681	.684	.688
0.5	.692	.695	.698	.702	.705	.709	.712	.716	.719	.722
0.6	.726	.729	.732	.736	.739	.742	.745	.749	.752	.755
0.7	.758	.761	.764	.767	.770	.773	.776	.779	.782	.785
0.8	.788	.791	.794	.797	.800	.802	.805	.808	.811	.813
0.9	.816	.819	.821	.824	.826	.829	.832	.834	.836	.839
1.0	.841	.844	.846	.848	.851	.853	.855	.858	.860	.862
1.1	.864	.867	.869	.871	.873	.875	.877	.879	.881	.883
1.2	.885	.887	.889	.891	.892	.894	.896	.898	.900	.902
1.3	.903	.905	.907	.908	.910	.912	.913	.915	.916	.918
1.4	.919	.921	.922	.924	.925	.926	.928	.929	.931	.932
1.5	.933	.934	.936	.937	.938	.939	.941	.942	.943	.944
1.6	.945	.946	.947	.948	.950	.951	.952	.952	.9545	.954
1.7	.955	.956	.957	.958	.959	.960	.961	.962	.962	.963
1.8	.964	.965	.966	.966	.967	.968	.969	.969	.970	.971
1.9	.971	.972	.973	.973	.974	.974	.975	.976	.976	.977
2.0	.977	.978	.978	.979	.979	.980	.980	.981	.981	.982
2.1	.982	.983	.983	.983	.984	.984	.985	.985	.985	.986
2.2	.986	.986	.987	.987	.988	.988	.988	.988	.989	.989
2.3	.989	.990	.990	.990	.990	.991	.991	.991	.991	.992
2.4	.992	.992	.992	.992	.993	.993	.993	.993	.993	.994
2.5	.994	.994	.994	.994	.995	.995	.995	.995	.995	.995
2.6	.995	.996	.996	.996	.996	.996	.996	.996	.996	.996
2.7	.996	.997	.997	.997	.997	.997	.997	.997	.997	.997
2.8	.997	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.998
2.9	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.998	.999	.999

Tabell 2: Values of $\Phi(x)$ commonly used in confidence intervals and tests, and the corresponding x values

$\Phi(x)$	0.90	0.95	0.975	0.99	0.995
x	1.28	1.64	1.96	2.33	2.58

Tabell 3: Percentiles of the t distribution with DF degrees of freedom [e.g., $F_{t_7}(1.89) = 0.95$]

DF	0.95	0.975	0.99	0.995	DF	0.95	0.975	0.99	0.995
1	6.31	12.71	31.82	63.66	16	1.75	2.12	2.58	2.92
2	2.92	4.30	6.96	9.92	17	1.74	2.11	2.58	2.90
3	2.35	3.18	4,54	5.84	18	1.73	2.10	2.55	2.88
4	2.13	2.78	3.74	4.60	19	1.73	2.09	2.54	2.86
5	2.02	2.57	3.36	4.03	20	1.72	2.09	2.53	2.85
6	1.94	2.45	3.14	3.71	21	1.72	2.08	2.52	2.83
7	1.89	2.36	3.00	3.50	22	1.72	2.07	2.51	2.82
8	1.86	2.31	2.90	3.36	23	1.71	2.07	2.50	2.81
9	1.83	2.26	2.82	3.25	24	1.71	2.06	2.49	2.80
10	1.81	2.23	2.76	3.17	25	1.71	2.06	2.49	2.79
11	1.80	2.20	2.72	3.11	26	1.71	2.06	2.48	2.78
12	1.78	2.18	2.68	3.05	27	1.70	2.05	2.47	2.77
13	1.77	2.16	2.65	3.01	28	1.70	2.05	2.47	2.76
14	1.76	2.14	2.62	2.98	29	1.70	2.05	2.46	2.76
15	1.75	2.13	2.60	2.95	30	1.70	2.04	2.46	2.75

Tabell 4: Percentiles of the chi-square distribution with DF degrees of freedom [e.g., $F_{\chi^2_{20}}(10.85) = 0.05$]

DF	0.025	0.05	0.95	0.975	DF	0.025	0.05	0.95	0.975
1	0.001	0.004	3.84	5.02	16	6.91	7.96	26.30	28.84
2	0.05	0.10	5.99	7.38	17	7.56	8.67	27.59	30.19
3	0.22	0.35	7.82	9.34	18	8.23	9.39	28.87	31.53
4	0.48	0.71	9.49	11.14	19	8.91	10.12	30.14	32.85
5	0.83	1.14	11.07	12.83	20	9.59	10.85	31.41	34.17
6	1.24	1.64	12.59	14.45	21	10.28	11.60	32.67	35.48
7	1.69	2.17	14.07	16.01	22	10.98	12.34	33.92	36.78
8	2.18	2.73	15.51	17.54	23	11.69	13.09	35.17	38.08
9	2.70	3.32	19.92	19.02	24	12.40	13.85	36.42	39.36
10	3.25	3.94	18.31	20.48	25	13.12	14.61	37.65	40.65
11	3.82	4.58	19.68	21.92	26	13.84	15.38	38.88	41.92
12	4.40	5.23	21.03	23.34	27	14.57	16.15	40.11	43.19
13	5.01	5.89	22.36	27.74	28	15.31	16.93	41.34	44.46
14	5.63	6.57	23.68	26.12	29	16.05	17.71	42.56	45.72
15	6.26	7.26	25.00	27.49	30	16.79	18.49	43.77	46.98

Tabell 5: Percentiles of the F distribution with r and s degrees of freedom [e.g., $F_{F_{8,20}}(2.45) = 0.95$]

	2.5 % percentile								
s	$r = 2$	3	4	5	6	7	8	9	10
2	0.026	0.062	0.094	0.119	0.138	0.153	0.165	0.175	0.183
3	0.026	0.065	0.100	0.129	0.152	0.170	0.185	0.197	0.207
4	0.025	0.066	0.104	0.135	0.161	0.181	0.198	0.212	0.224
5	0.025	0.067	0.107	0.140	0.167	0.189	0.208	0.223	0.236
6	0.025	0.068	0.109	0.143	0.172	0.195	0.215	0.231	0.246
7	0.025	0.068	0.110	0.146	0.176	0.200	0.221	0.238	0.253
8	0.025	0.069	0.111	0.148	0.179	0.204	0.226	0.244	0.259
9	0.025	0.069	0.112	0.150	0.181	0.207	0.230	0.248	0.265
10	0.025	0.069	0.113	0.151	0.183	0.210	0.233	0.252	0.269
12	0.025	0.070	0.114	0.153	0.186	0.214	0.238	0.259	0.276
15	0.025	0.070	0.116	0.156	0.190	0.219	0.244	0.265	0.284
16	0.025	0.070	0.116	0.156	0.191	0.220	0.245	0.267	0.286
18	0.025	0.070	0.116	0.157	0.192	0.222	0.248	0.270	0.290
20	0.025	0.071	0.117	0.158	0.193	0.224	0.250	0.273	0.293
21	0.025	0.071	0.117	0.158	0.194	0.225	0.251	0.274	0.294
24	0.025	0.071	0.117	0.159	0.195	0.227	0.253	0.277	0.297
25	0.025	0.071	0.118	0.160	0.196	0.227	0.254	0.278	0.298
27	0.025	0.071	0.118	0.160	0.197	0.228	0.255	0.279	0.300
28	0.025	0.071	0.118	0.160	0.197	0.228	0.256	0.280	0.301
30	0.025	0.071	0.118	0.161	0.197	0.229	0.257	0.281	0.302

	95 % percentile								
s	$r = 2$	3	4	5	6	7	8	9	10
2	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40
3	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79
4	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96
5	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74
6	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06
7	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64
8	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35
9	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14
10	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98
12	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75
15	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54
16	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49
18	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41
20	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35
21	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32
24	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25
25	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24
27	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20
28	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19
30	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16

	97.5 % percentile								
s	$r = 2$	3	4	5	6	7	8	9	10
2	39.00	39.17	39.25	39.30	39.33	39.36	39.37	39.39	39.40
3	16.04	15.44	15.10	14.88	14.73	14.62	14.54	14.47	14.42
4	10.65	9.98	9.60	9.36	9.20	9.07	8.98	8.90	8.84
5	8.43	7.76	7.39	7.15	6.98	6.85	6.76	6.68	6.62
6	7.26	6.60	6.23	5.99	5.82	5.70	5.60	5.52	5.46
7	6.54	5.89	5.52	5.29	5.12	4.99	4.90	4.82	4.76
8	6.06	5.42	5.05	4.82	4.65	4.53	4.43	4.36	4.30
9	5.71	5.08	4.72	4.48	4.32	4.20	4.10	4.03	3.96
10	5.46	4.83	4.47	4.24	4.07	3.95	3.85	3.78	3.72
12	5.10	4.47	4.12	3.89	3.73	3.61	3.51	3.44	3.37
15	4.77	4.15	3.80	3.58	3.41	3.29	3.20	3.12	3.06
16	4.69	4.08	3.73	3.50	3.34	3.22	3.12	3.05	2.99
18	4.56	3.95	3.61	3.38	3.22	3.10	3.01	2.93	2.87
20	4.46	3.86	3.51	3.29	3.13	3.01	2.91	2.84	2.77
21	4.42	3.82	3.48	3.25	3.09	2.97	2.87	2.80	2.73
24	4.32	3.72	3.38	3.15	2.99	2.87	2.78	2.70	2.64
25	4.29	3.69	3.35	3.13	2.97	2.85	2.75	2.68	2.61
27	4.24	3.65	3.31	3.08	2.92	2.80	2.71	2.63	2.57
28	4.22	3.63	3.29	3.06	2.90	2.78	2.69	2.61	2.55
30	4.18	3.59	3.25	3.03	2.87	2.75	2.65	2.57	2.51

Tabell 6: Critical values c for the Wilcoxon signed rank test, where n is the sample size and $C = n(n+1) - c$ [e.g., if $n = 20$, then $P(W \leq 61) = P(W \geq 149) \approx 0.05$]

n	0.025	0.05	$n(n+1)/2$	n	0.025	0.05	$n(n+1)/2$
5	0	1	15	18	41	48	171
6	1	3	21	19	47	54	190
7	3	4	28	20	53	61	210
8	4	6	36	21	59	68	231
9	6	9	45	22	67	76	253
10	9	11	55	23	74	84	276
11	11	14	66	24	82	92	300
12	14	18	78	25	90	101	325
13	18	22	91	26	99	111	351
14	22	26	105	27	108	120	378
15	26	31	120	28	117	131	406
16	30	36	136	29	127	141	435
17	35	42	153	30	138	152	465

Tabell 7: Critical values c for the Wilcoxon rank sum test, where m is the size of the smaller sample, and $C = m(m+n+1) - c$ [e.g., if $m = 4$ and $n = 8$, then $P(W \leq 16) = P(W \geq 36) \approx 0.05$]

n	$P(W \leq c)$	$m = 2$	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	0.025	3									
	0.05	3									
3	0.025	3	3								
	0.05	6	7								
4	0.025	3	6	11							
	0.05	3	7	12							
5	0.025	3	7	12	18						
	0.05	4	8	13	20						
6	0.025	3	8	13	19	27					
	0.05	4	9	14	21	29					
7	0.025	3	8	14	21	28	37				
	0.05	4	9	15	22	30	40				
8	0.025	4	9	15	22	30	39	50			
	0.05	5	10	16	24	32	42	52			
9	0.025	4	9	15	23	32	41	52	63		
	0.05	5	11	17	25	34	44	55	67		
10	0.025	4	10	16	24	33	43	54	66	79	
	0.05	5	11	18	27	36	46	57	70	83	
11	0.025	5	10	17	25	35	45	56	69	82	97
	0.05	5	12	19	28	38	48	60	73	87	101