

# 高點建國醫護網

Doctor.get.com.tw



## 最強大

### + 醫護人

證照/公職/升學  
情報中心

你，一定要加入！



104考前重點題神碼到  
醫師、護理師、營養師  
高點會員服務網  
醫護類考前重點整理、即時考後解題、講座、歷屆考古題、線上測驗....會員盡享免費服務!

高點文教機構



## 高點建國課程折抵金

# e-coupon 500元

- 持本券報名班內面授/VOD課程(2500元以上)；函授課程(8000元以上)可享優惠價後再折抵現金500元。
- 本券限親洽各點櫃台報名抵用，請於報名時主動出示本券，已報名者不得追溯使用亦不可兌換現金。
- 單一課程限抵用一張，並不得與其他行銷活動併用。
- 本班保有調整活動辦法之權利及最終解釋權。
- 使用期限：至104年8月31日止。

◎其他使用細節請詳洽各分班。

# 《生物統計學》

一、假設全臺灣成年女性體重的分布為常態分布，體重平均（mean）以符號 $\mu$ 表示，體重變異數（variance）以符號 $\sigma^2$ 表示，標準差（standard deviation, SD）。今從全臺灣成年女性中隨機抽出9個人，分別為48、49、50、51、52、53、54、55、56公斤，請回答下列問題：（每小題4分，共20分）

- (一)樣本平均值。
- (二)樣本變異數（使用無偏估計方法）。
- (三)樣本標準差（standard deviation, SD）。
- (四)標準誤（standard error, SE）。
- (五)標準誤之值很大，反應出何種意義？

**答：**

$$\bar{X} = \sum \frac{X_i}{n_i} = 52, \quad \text{當樣本變異數為 } Var(X_i) = \sum \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n_i - 1} \text{ 時，為母體變異數的不偏估計式，得}$$

$$Var(X_i) = \sum \frac{(X_i - \bar{X})^2}{n_i - 1} = 7.5, \quad \text{標準差 } S.D. = \sqrt{Var(X_i)} = 2.74, \quad \text{標準誤 } S.E. = \sqrt{\frac{Var(X_i)}{n}} = 0.91。$$

2.S.E.很大，代表樣本數太少，估計母體平均值的信賴區間會變得很寬。最好能改善抽樣品質，增加樣本數，以求得較為精確的母體區間估計值。

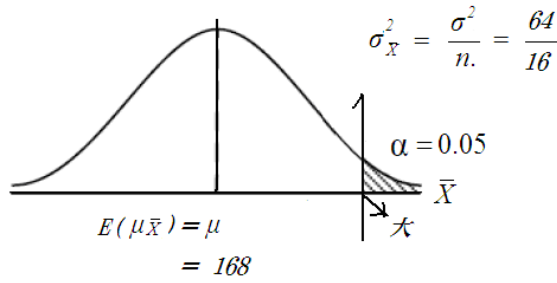
二、已知某族群之身高呈常態分布，且變異數（variance，以符號表示為 $\sigma^2$ ）為64，但不確定族群的平均（mean，以符號表示為 $\mu$ ）是168公分或173公分，小明決定從族群中隨機抽取16個樣本來進行假說檢定，並以 $\mu = 168$ 當虛無假說，以 $\mu = 173$ 當對立假說。小明直覺上知道抽出來的樣本平均值大到某個程度（例如樣本平均值比K值大）就可以拒絕 $\mu = 168$ 虛無假說，如果假說檢定是單尾檢定，且設第一型錯誤 $\alpha = 0.05$ 。請回答下列問題：

- （每小題5分，共20分）
- (一)請問K值為何？
- (二)請問此檢定的第二型錯誤（ $\beta$ ）為何？
- (三)此檢定的統計檢定力（Statistical Power）為何？
- (四)如果K值固定，有什麼辦法可讓第一型錯誤 $\alpha$ 與第二型錯誤 $\beta$ 同時變小？

**答：**

1.如下圖，我們可知K值相當於 $\alpha = 0.05$ 時X的臨界值，即

$$Pr(X > K) = Pr\left(\frac{X - \mu_0}{\sigma_{\bar{X}}} > \frac{K - \mu_0}{\sigma_{\bar{X}}}\right) = 0.05$$



查表可知此臨界 Z 值為  $Z^* = 1.645$ ，亦即

$$\frac{K - \mu_0}{\sigma_{\bar{X}}} = 1.645$$

將  $\mu_0 = 168$ 、 $\sigma_{\bar{X}} = \sqrt{\frac{\sigma_0^2}{n}} = 2$  代入，得

$$K = 171.29$$

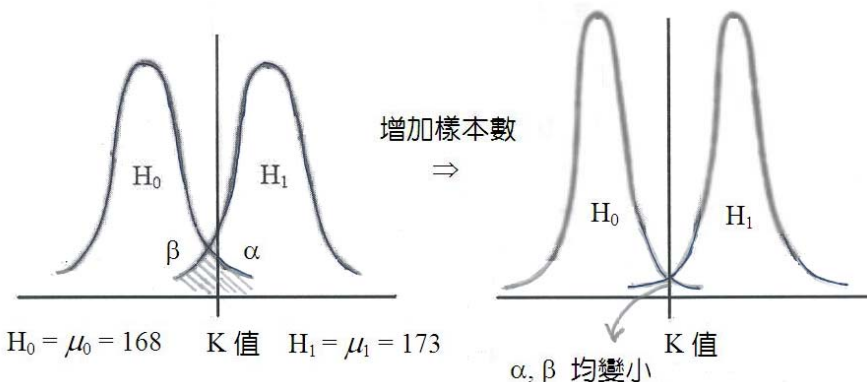
2. 型二錯誤為「 $H_1$  成立時拒絕  $H_1$ 」，此機率即

$$\begin{aligned} Pr(\text{reject } H_1 | H_1 \text{ not false}) &= Pr(X < K | H_1 \text{ not false}) \\ &= Pr\left(\frac{X - \mu_1}{\sigma_{\bar{X}}} < \frac{K - \mu_1}{\sigma_{\bar{X}}}\right) = Pr(Z < -0.855) \end{aligned}$$

查 Z 值表可知此時機率： $Pr(Z < -0.855) = 0.5 - 0.3037 = 0.197$ ，故犯下型二錯誤的機會為 0.197。

3. 「檢力」意義為「對立假設成立時，不拒絕對立假設」的機率，亦即  $1 - \beta$ ，得  $1 - \beta = 0.803$ 。

4. 如下圖，增加抽樣數量時，可以降低標準誤，使得  $\alpha$  與  $\beta$  同時降低。



三、某研究想了解男性血壓與女性血壓是否相同，分別隨機獨立取了男性 8 位，樣本平均血壓 140（毫米汞柱），女性 8 位，樣本平均血壓 135（毫米汞柱），假設男女性的族群變異數相等，且均為常態分布，而共同樣本標準差（pooled sample standard deviation，以符號  $S_p$  表示）經計算為 4，請回答下列問題：

(一) 請寫出虛無假說及對立假說。（4 分）

(二)請計算t 值。(2 分)

(三)本檢定自由度為何?(2 分)

(四)說明檢定結果。(2 分)

(五)請計算  $\mu$  男 -  $\mu$  女的95%信賴區間。(2 分)

(六)如何由所算出的  $\mu$  男 -  $\mu$  女的95%信賴區間判斷統計顯著性?(3 分)

**答：**

1.令男性符號為 M，女性符號為 F，則虛無假設和對立假設分別為：

$$H_0: \text{男女血壓相同, 即 } \mu_M = \mu_F$$

$$H_1: \text{男女血壓不同, 即 } \mu_M \neq \mu_F$$

2.因為血壓為常態分配，則男女血壓平均值之差亦為常態分配，即：

$$\bar{X}_M - \bar{X}_F \sim N(\mu_M - \mu_F, \frac{\sigma_M^2}{n_M} + \frac{\sigma_F^2}{n_F})$$

由於兩組母體變異數未知但已知為相等，此時我們用「混合樣本變異數」來估計母體變異數會是較為有效的估計式，得標準誤 S.E.為：

$$S.E. = \sqrt{\frac{S_{pooled}^2}{n_M} + \frac{S_{pooled}^2}{n_F}} = 2$$

又樣本數為小樣本，故此時  $\bar{X}_M - \bar{X}_F$  的抽樣分配為 t 分配，自由度  $\nu$  為  $\nu = (n_M - 1) + (n_F - 1) = 14$ 。得 t 值為

$$t = \frac{(\bar{X}_M - \bar{X}_F) - (\mu_M - \mu_F)}{S.E.} = \frac{(140 - 135) - 0}{2} = 2.5$$

查表得自由度為 14、 $\alpha = 0.05$  時，雙尾 t 臨界值為  $t^* = \pm 2.145$ ，得  $\mu_M - \mu_F$  的 95%信賴區間為：

$$95\%C.I. = (\bar{X}_M - \bar{X}_F) \pm t^* \times S.E. = (0.71, 9.29)$$

因為信賴區間不包含 0，故拒絕虛無假設，目前無證據認為男女的血壓相等。

3.小結：

$$H_0: \text{男女血壓相同, 即 } \mu_M = \mu_F$$

$$H_1: \text{男女血壓不同, 即 } \mu_M \neq \mu_F$$

$$t\text{值} = 2.5$$

$$\nu = 14$$

$$\mu_M - \mu_F \text{ 的 } 95\%C.I. = (0.71, 9.29)$$

檢定結果為男女血壓的差距已達統計上顯著差異。下如此判斷的理由為，若虛無假設成立則意味著  $\mu_M - \mu_F = 0$ ；但  $\mu_M - \mu_F$  的 95%信賴區間不包含 0，表示我們從  $\mu_M - \mu_F = 0$  的一組資料中抽出

$\bar{X}_M - \bar{X}_F = 5$  的樣本的機會太低，故這組樣本不太可能是從  $\mu_M - \mu_F = 0$  的母體抽出，是故可推斷男女血壓的確有差異。

四、過去媒體曾報導維他命C 可能有助預防感冒，某社區男性250 人中有50 位有吃維他命C 補充劑，女性250 人中有80 位有吃維他命C 補充劑，請問性別與維他命C補充劑是否有關？

(每小題4 分，共20 分)

- (一)請寫出虛無假說及對立假說。
- (二)請計算聯列表中各格子的期望次數。
- (三)請計算出卡方檢定值(不須連續性校正)。
- (四)本題之自由度為何？
- (五)請說明檢定結果。

**答：**

1.依題意可繪製 2x2 列聯表如下：()內為期望次數

	男性	女性	小計
服用維他命C( $O_{ij}$ )( $\hat{E}_{ij}$ )	50(65)	80(65)	130
未服用維他命C( $O_{ij}$ )( $\hat{E}_{ij}$ )	200(185)	170(185)	370
小計	250	250	總人數 N=500

其中期望次數的算法，為利用「邊際總和相等」這個特性，計算各個格子期望次數。例如男性當中服用

維他命人數的期望次數為  $E_{ij} = 250 \times \frac{130}{500} = 65$ ，其餘以此類推。

2.我們欲檢定性別與服用維他命 C 是否有關，可用皮爾生卡方檢定檢定男性與女性的分配型態是否一致。虛無假設和對立假設分別為：

$H_0$ ：性別與服用維他命 C 與否無關，即  $\chi^2 \leq \chi_{df,\alpha}^2$

$H_1$ ：性別與服用維他命 C 與否有關，即  $\chi^2 > \chi_{df,\alpha}^2$

3.自由度  $\nu$  為  $\nu = (r-1) \times (c-1) = (2-1) \times (2-1) = 1$ ，得卡方值為：

$$\chi^2 = \sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} = 9.36$$

自由度為 1、 $\alpha = 0.05$  時卡方臨界值為 3.84，故落在拒絕域，無法拒絕虛無假設。

4.結論為目前無證據認為男女性別與服用維他命 C 無關。

五、小英想了解衛生行政、食品衛生檢驗、衛生技術、漁業技術、養殖技術及海洋資源領域的應考人，其生物統計學的程度是否相同，若以 A 至 F 表示各類別，分別抽取 30 位應考人

進行單因子變異數分析，上述各領域的族群平均值依序為  $\mu_A$ 、 $\mu_B$ 、 $\mu_C$ 、 $\mu_D$ 、 $\mu_E$ 、 $\mu_F$ ，請回答下列問題：

(一)請寫出研究的虛無假說及對立假說。(6分)

(二)若小明利用雙樣本獨立t檢定來回答六個領域的生物統計學的程度是否相同，那麼小明要做幾次的t檢定(只算組合不排列)?(4分)

(三)小英的單因子變異數分析比較好，還是小明多次的t檢定比較好?(4分)並請詳細說明為什麼?(6分)

(四)請說明何時需要做事後檢定。(5分)

### 試題評析

本題沒有計算，卻是非常平實且基本的觀念。且這些觀念在課堂上已提出數次，相信同學皆十分熟悉。

### 答：

1.因小英進行平均值檢定所使用的統計工具為 one-way ANOVA，故其虛無假設和對立假設分別為：

$H_0$ ：六組應考人生物統計學程度相同，亦即  $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_6$

$H_1$ ：六組應考人中至少一組生物統計學程度與其他組不相同

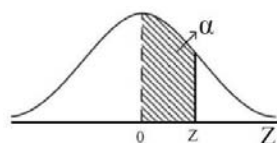
2.小明採用雙獨立樣本 t 檢定，也就是說小明必須兩組兩組拿來互相比較，故檢定次數總數為  $C_2^6 = 15$  次。

3.小英的 one-way ANOVA 較佳，因為可以減少犯下型一錯誤的機會。小明的問題在於他每做一次檢定就有可能犯下一次型一錯誤，因此在 15 次檢定裡頭他完全不犯錯的機率將遽降至  $(1-\alpha)^{15}$ ，這會是個低到難以接受的數字。

4.當我們還是得進行兩兩比較、找出哪一組的確與其他組有顯著差異時所進行的統計檢定，叫做事後檢定(post hoc)。常用事後檢定法有 Fisher 法、Tukey 法、Scheffe 法、Dunnnett 法、Bonferroni 法。

【版權所有，翻印必究】

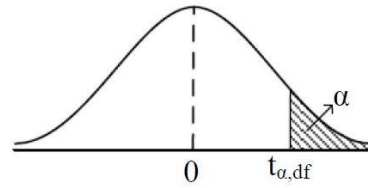
附表一 Z 分配表



$$P(0 < Z < z) = \alpha$$

<i>z</i>	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.0000	0.0040	0.0080	0.0120	0.0160	0.0199	0.0239	0.0279	0.0319	0.0359
0.1	0.0398	0.0438	0.0478	0.0517	0.0557	0.0596	0.0636	0.0675	0.0714	0.0753
0.2	0.0793	0.0832	0.0871	0.0910	0.0948	0.0987	0.1026	0.1064	0.1103	0.1141
0.3	0.1179	0.1217	0.1255	0.1293	0.1331	0.1368	0.1406	0.1443	0.1480	0.1517
0.4	0.1554	0.1591	0.1628	0.1664	0.1700	0.1736	0.1772	0.1808	0.1844	0.1879
0.5	0.1915	0.1950	0.1985	0.2019	0.2054	0.2088	0.2123	0.2157	0.2190	0.2224
0.6	0.2257	0.2291	0.2324	0.2357	0.2389	0.2422	0.2454	0.2486	0.2517	0.2549
0.7	0.2580	0.2611	0.2642	0.2673	0.2704	0.2734	0.2764	0.2794	0.2823	0.2852
0.8	0.2881	0.2910	0.2939	0.2967	0.2995	0.3023	0.3051	0.3078	0.3106	0.3133
0.9	0.3159	0.3186	0.3212	0.3238	0.3264	0.3289	0.3315	0.3340	0.3365	0.3389
1.0	0.3413	0.3438	0.3461	0.3485	0.3508	0.3531	0.3554	0.3577	0.3599	0.3621
1.1	0.3643	0.3665	0.3686	0.3708	0.3729	0.3749	0.3770	0.3790	0.3810	0.3830
1.2	0.3849	0.3869	0.3888	0.3907	0.3925	0.3944	0.3962	0.3980	0.3997	0.4015
1.3	0.4032	0.4049	0.4066	0.4082	0.4099	0.4115	0.4131	0.4147	0.4162	0.4177
1.4	0.4192	0.4207	0.4222	0.4236	0.4251	0.4265	0.4279	0.4292	0.4306	0.4319
1.5	0.4332	0.4345	0.4357	0.4370	0.4382	0.4394	0.4406	0.4418	0.4429	0.4441
1.6	0.4452	0.4463	0.4474	0.4484	0.4495	0.4505	0.4515	0.4525	0.4535	0.4545
1.7	0.4554	0.4564	0.4573	0.4582	0.4591	0.4599	0.4608	0.4616	0.4625	0.4633
1.8	0.4641	0.4649	0.4656	0.4664	0.4671	0.4678	0.4686	0.4693	0.4699	0.4706
1.9	0.4713	0.4719	0.4726	0.4732	0.4738	0.4744	0.4750	0.4756	0.4761	0.4767
2.0	0.4772	0.4778	0.4783	0.4788	0.4793	0.4798	0.4803	0.4808	0.4812	0.4817
2.1	0.4821	0.4826	0.4830	0.4834	0.4838	0.4842	0.4846	0.4850	0.4854	0.4857
2.2	0.4861	0.4864	0.4868	0.4871	0.4875	0.4878	0.4881	0.4884	0.4887	0.4890
2.3	0.4893	0.4896	0.4898	0.4901	0.4904	0.4906	0.4909	0.4911	0.4913	0.4916
2.4	0.4918	0.4920	0.4922	0.4925	0.4927	0.4929	0.4931	0.4932	0.4934	0.4936
2.5	0.4938	0.4940	0.4941	0.4943	0.4945	0.4946	0.4948	0.4949	0.4951	0.4952
2.6	0.4953	0.4955	0.4956	0.4957	0.4959	0.4960	0.4961	0.4962	0.4963	0.4964
2.7	0.4965	0.4966	0.4967	0.4968	0.4969	0.4970	0.4971	0.4972	0.4973	0.4974
2.8	0.4974	0.4975	0.4976	0.4977	0.4977	0.4978	0.4979	0.4979	0.4980	0.4981
2.9	0.4981	0.4982	0.4982	0.4983	0.4984	0.4984	0.4985	0.4985	0.4986	0.4986
3.0	0.4987	0.4987	0.4987	0.4988	0.4988	0.4989	0.4989	0.4989	0.4990	0.4990
3.1	0.4990	0.4991	0.4991	0.4991	0.4992	0.4992	0.4992	0.4992	0.4993	0.4993
3.2	0.4993	0.4993	0.4994	0.4994	0.4994	0.4994	0.4994	0.4995	0.4995	0.4995
3.3	0.4995	0.4995	0.4995	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4997
3.4	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4998
3.5	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998

附表二 t 分配臨界值表

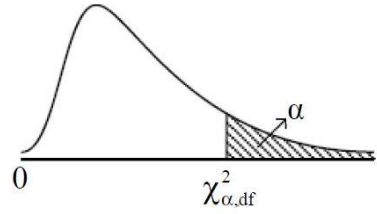


$$P(t_{df} > t_{\alpha, df}) = \alpha$$

df	$\alpha$											
	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005	0.0025	0.001	0.0005
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.710	15.890	31.820	63.660	127.30	318.30	636.60
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	4.849	6.965	9.925	14.090	22.330	31.600
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	3.482	4.541	5.841	7.453	10.210	12.920
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	2.999	3.747	4.604	5.598	7.173	8.610
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	2.757	3.365	4.032	4.773	5.893	6.869
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	2.612	3.143	3.707	4.317	5.208	5.959
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.517	2.998	3.499	4.029	4.785	5.408
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.449	2.896	3.355	3.833	4.501	5.041
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.398	2.821	3.250	3.690	4.297	4.781
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.359	2.764	3.169	3.581	4.144	4.587
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.328	2.718	3.106	3.497	4.025	4.437
12	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.303	2.681	3.055	3.428	3.930	4.318
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.282	2.650	3.012	3.372	3.852	4.221
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.264	2.624	2.977	3.326	3.787	4.140
15	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.249	2.602	2.947	3.286	3.733	4.073
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.235	2.583	2.921	3.252	3.686	4.015
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.224	2.567	2.898	3.222	3.646	3.965
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.214	2.552	2.878	3.197	3.611	3.922
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.205	2.539	2.861	3.174	3.579	3.883
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.197	2.528	2.845	3.153	3.552	3.850
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.189	2.518	2.831	3.135	3.527	3.819
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.183	2.508	2.819	3.119	3.505	3.792
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.177	2.500	2.807	3.104	3.485	3.768
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.172	2.492	2.797	3.091	3.467	3.745
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.167	2.485	2.787	3.078	3.450	3.725
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.162	2.479	2.779	3.067	3.435	3.707
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.158	2.473	2.771	3.057	3.421	3.690
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.154	2.467	2.763	3.047	3.408	3.674
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.150	2.462	2.756	3.038	3.396	3.659
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.147	2.457	2.750	3.030	3.385	3.646
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.123	2.423	2.704	2.971	3.307	3.551
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.109	2.403	2.678	2.937	3.261	3.496
60	0.679	0.848	1.045	1.296	1.671	2.000	2.099	2.390	2.660	2.915	3.232	3.460
80	0.678	0.846	1.043	1.292	1.664	1.990	2.088	2.374	2.639	2.887	3.195	3.416
100	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.081	2.364	2.626	2.871	3.174	3.390
1000	0.675	0.842	1.037	1.282	1.646	1.962	2.056	2.330	2.581	2.813	3.098	3.300
z	0.674	0.841	1.036	1.282	1.645	1.960	2.054	2.326	2.576	2.807	3.091	3.291



附表三 卡方分配臨界值表



$$P(\chi_{df}^2 > \chi_{\alpha,df}^2) = \alpha$$

df	$\alpha$									
	0.995	0.990	0.975	0.950	0.900	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	0.000	0.000	0.001	0.004	0.016	2.706	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.010	0.020	0.051	0.103	0.211	4.605	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.115	0.216	0.352	0.584	6.251	7.815	9.348	11.345	12.838
4	0.207	0.297	0.484	0.711	1.064	7.779	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.412	0.554	0.831	1.145	1.610	9.236	11.070	12.833	15.086	16.750
6	0.676	0.872	1.237	1.635	2.204	10.645	12.592	14.449	16.812	18.548
7	0.989	1.239	1.690	2.167	2.833	12.017	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	1.646	2.180	2.733	3.490	13.362	15.507	17.535	20.090	21.955
9	1.735	2.088	2.700	3.325	4.168	14.684	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	2.558	3.247	3.940	4.865	15.987	18.307	20.483	23.209	25.188
11	2.603	3.053	3.816	4.575	5.578	17.275	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.074	3.571	4.404	5.226	6.304	18.549	21.026	23.337	26.217	28.300
13	3.565	4.107	5.009	5.892	7.042	19.812	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.075	4.660	5.629	6.571	7.790	21.064	23.685	26.119	29.141	31.319
15	4.601	5.229	6.262	7.261	8.547	22.307	24.996	27.488	30.578	32.801
16	5.142	5.812	6.908	7.962	9.312	23.542	26.296	28.845	32.000	34.267
17	5.697	6.408	7.564	8.672	10.085	24.769	27.587	30.191	33.409	35.718
18	6.265	7.015	8.231	9.390	10.865	25.989	28.869	31.526	34.805	37.156
19	6.844	7.633	8.907	10.117	11.651	27.204	30.144	32.852	36.191	38.582
20	7.434	8.260	9.591	10.851	12.443	28.412	31.410	34.170	37.566	39.997
21	8.034	8.897	10.283	11.591	13.240	29.615	32.671	35.479	38.932	41.401
22	8.643	9.542	10.982	12.338	14.041	30.813	33.924	36.781	40.289	42.796
23	9.260	10.196	11.689	13.091	14.848	32.007	35.172	38.076	41.638	44.181
24	9.886	10.856	12.401	13.848	15.659	33.196	36.415	39.364	42.980	45.559
25	10.520	11.524	13.120	14.611	16.473	34.382	37.652	40.646	44.314	46.928
26	11.160	12.198	13.844	15.379	17.292	35.563	38.885	41.923	45.642	48.290
27	11.808	12.879	14.573	16.151	18.114	36.741	40.113	43.195	46.963	49.645
28	12.461	13.565	15.308	16.928	18.939	37.916	41.337	44.461	48.278	50.993
29	13.121	14.256	16.047	17.708	19.768	39.087	42.557	45.722	49.588	52.336
30	13.787	14.953	16.791	18.493	20.599	40.256	43.773	46.979	50.892	53.672
40	20.707	22.164	24.433	26.509	29.051	51.805	55.758	59.342	63.691	66.766
50	27.991	29.707	32.357	34.764	37.689	63.167	67.505	71.420	76.154	79.490
60	35.534	37.485	40.482	43.188	46.459	74.397	79.082	83.298	88.379	91.952
70	43.275	45.442	48.758	51.739	55.329	85.527	90.531	95.023	100.425	104.215
80	51.172	53.540	57.153	60.391	64.278	96.578	101.879	106.629	112.329	116.321
90	59.196	61.754	65.647	69.126	73.291	107.565	113.145	118.136	124.116	128.299
100	67.328	70.065	74.222	77.929	82.358	118.498	124.342	129.561	135.807	140.169