ResearchGate

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: https://www.researchgate.net/publication/323110867

غلاف كتاب الاحصاء

Book · February 2018

CITATIONS
0

READS
1,760

1 author:

Yosry Moustafa
Umm Al-Qura University & Mansoura University
114 PUBLICATIONS **983** CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:

CHAPTER TITLE: A Simple and Highly Structured Procaine Hydrochloride as Fluorescent Quenching Chemosensor for Trace Determination of Mercury Species in Water
BOOK TITLE: Trace Elements - Human Health and Environment View project

ترجمة كتاب علم الصوتيات تأليف ليو أل. بيرناك View project

All content following this page was uploaded by Yosry Moustafa on 11 February 2018.

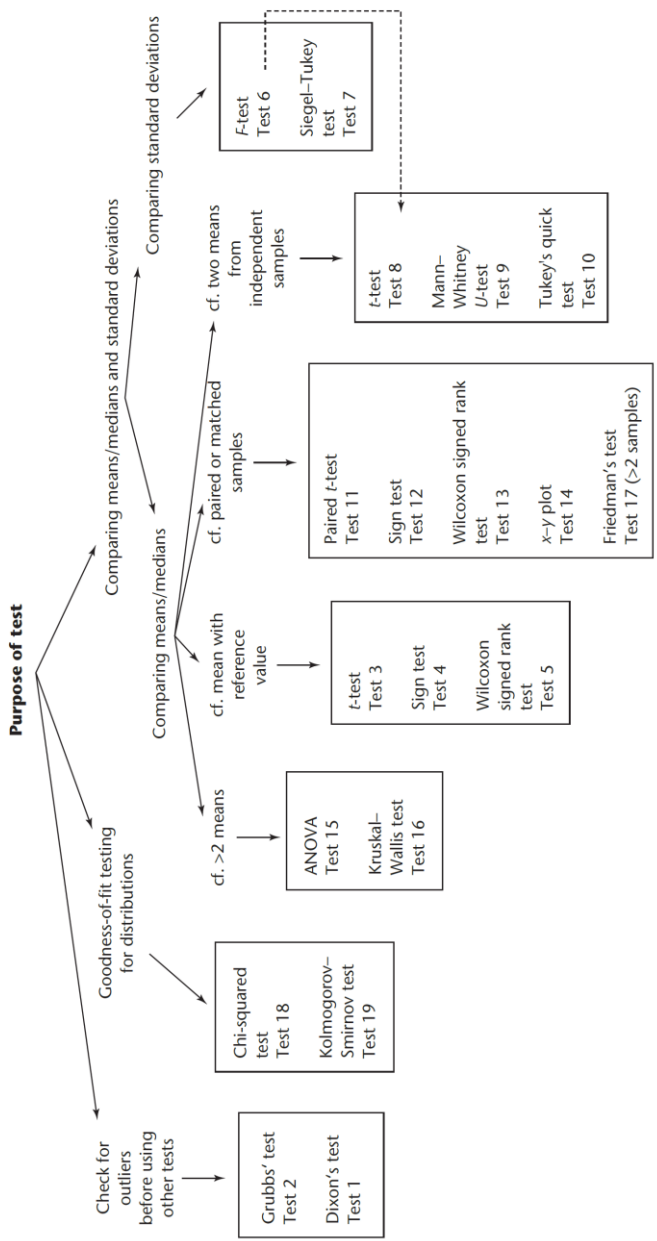
The user has requested enhancement of the downloaded file.

الجداول الإحصائية

1- اختبارات الدلالة الإحصائية الشائعة

Problem	Tests available	See Section	Comments
Testing for outliers	1 Dixon's test	3.7	
	2 Grubbs' test	3.7	ISO recommended
Comparison of mean/ median with standard value	3 *t*-test	3.2	
	4 Sign test	6.3	Non-parametric
	5 Wilcoxon signed rank test	6.5	Non-parametric
Comparison of spreads of two data sets	6 *F*-test	3.6	Precedes test 8
	7 Siegel–Tukey test	6.6	Non-parametric
Comparison of means or medians of two samples	8 *t*-test	3.3	
	9 Mann–Whitney *U*-test	6.6	Non-parametric
	10 Tukey's quick test	6.6	Non-parametric
Comparison of two sets of paired data	11 Paired *t*-test	3.4	Small range of values
	12 Sign test	6.3	Non-parametric
	13 Wilcoxon signed rank test	6.5	Non-parametric
	14 *x*–*y* plot	5.9	Large range of values
Comparison of means/ medians of >2 samples	15 ANOVA	3.9	See index
	16 Kruskal–Wallis test	6.7	Non-parametric
Comparison of >2 matched data sets	17 Friedman's test	6.7	Non-parametric
Testing for occurrence of a particular distribution	18 Chi-squared test	3.11	
	19 Kolmogorov–Smirnov tests	3.12	Small samples

-



Flow chart for statistical tests.

2-الجداول الإحصائية

Table A.1 $F(z)$, the standard normal cumulative distribution function

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
−3.4	0.0003	0.0003	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0005	0.0005
−3.3	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0007
−3.2	0.0007	0.0007	0.0007	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0009	0.0009	0.0009
−3.1	0.0010	0.0010	0.0010	0.0011	0.0011	0.0011	0.0012	0.0012	0.0013	0.0013
−3.0	0.0013	0.0014	0.0014	0.0015	0.0015	0.0016	0.0016	0.0017	0.0018	0.0018
−2.9	0.0019	0.0019	0.0020	0.0021	0.0021	0.0022	0.0023	0.0023	0.0024	0.0025
−2.8	0.0026	0.0026	0.0027	0.0028	0.0029	0.0030	0.0031	0.0032	0.0033	0.0034
−2.7	0.0035	0.0036	0.0037	0.0038	0.0039	0.0040	0.0041	0.0043	0.0044	0.0045
−2.6	0.0047	0.0048	0.0049	0.0051	0.0052	0.0054	0.0055	0.0057	0.0059	0.0060
−2.5	0.0062	0.0064	0.0066	0.0068	0.0069	0.0071	0.0073	0.0075	0.0078	0.0080
−2.4	0.0082	0.0084	0.0087	0.0089	0.0091	0.0094	0.0096	0.0099	0.0102	0.0104
−2.3	0.0107	0.0110	0.0113	0.0116	0.0119	0.0122	0.0125	0.0129	0.0132	0.0136
−2.2	0.0139	0.0143	0.0146	0.0150	0.0154	0.0158	0.0162	0.0166	0.0170	0.0174
−2.1	0.0179	0.0183	0.0188	0.0192	0.0197	0.0202	0.0207	0.0212	0.0217	0.0222
−2.0	0.0228	0.0233	0.0239	0.0244	0.0250	0.0256	0.0262	0.0268	0.0274	0.0281
−1.9	0.0287	0.0294	0.0301	0.0307	0.0314	0.0322	0.0329	0.0336	0.0344	0.0351
−1.8	0.0359	0.0367	0.0375	0.0384	0.0392	0.0401	0.0409	0.0418	0.0427	0.0436
−1.7	0.0446	0.0455	0.0465	0.0475	0.0485	0.0495	0.0505	0.0516	0.0526	0.0537
−1.6	0.0548	0.0559	0.0571	0.0582	0.0594	0.0606	0.0618	0.0630	0.0643	0.0655
−1.5	0.0668	0.0681	0.0694	0.0708	0.0721	0.0735	0.0749	0.0764	0.0778	0.0793

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
−1.4	0.0808	0.0823	0.0838	0.0853	0.0869	0.0885	0.0901	0.0918	0.0934	0.0951
−1.3	0.0968	0.0985	0.1003	0.1020	0.1038	0.1056	0.1075	0.1093	0.1112	0.1131
−1.2	0.1151	0.1170	0.1190	0.1210	0.1230	0.1251	0.1271	0.1292	0.1314	0.1335
−1.1	0.1357	0.1379	0.1401	0.1423	0.1446	0.1469	0.1492	0.1515	0.1539	0.1562
−1.0	0.1587	0.1611	0.1635	0.1660	0.1685	0.1711	0.1736	0.1762	0.1788	0.1814
−0.9	0.1841	0.1867	0.1894	0.1922	0.1949	0.1977	0.2005	0.2033	0.2061	0.2090
−0.8	0.2119	0.2148	0.2177	0.2206	0.2236	0.2266	0.2296	0.2327	0.2358	0.2389
−0.7	0.2420	0.2451	0.2483	0.2514	0.2546	0.2578	0.2611	0.2643	0.2676	0.2709
−0.6	0.2743	0.2776	0.2810	0.2843	0.2877	0.2912	0.2946	0.2981	0.3015	0.3050
−0.5	0.3085	0.3121	0.3156	0.3192	0.3228	0.3264	0.3300	0.3336	0.3372	0.3409
−0.4	0.3446	0.3483	0.3520	0.3557	0.3594	0.3632	0.3669	0.3707	0.3745	0.3783
−0.3	0.3821	0.3859	0.3897	0.3936	0.3974	0.4013	0.4052	0.4090	0.4129	0.4168
−0.2	0.4207	0.4247	0.4286	0.4325	0.4364	0.4404	0.4443	0.4483	0.4522	0.4562
−0.1	0.4602	0.4641	0.4681	0.4721	0.4761	0.4801	0.4840	0.4880	0.4920	0.4960
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

0.1	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	0.6579
0.5	0.6915	0.6950	0.6965	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
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998

Table A.2 The *t*-distribution

Value of t for a confidence interval of Critical value of $\|t\|$ for P values of number of degrees of freedom	90% 0.10	95% 0.05	98% 0.02	99% 0.01
1	6.31	12.71	31.82	63.66
2	2.92	4.30	6.96	9.92
3	2.35	3.18	4.54	5.84
4	2.13	2.78	3.75	4.60
5	2.02	2.57	3.36	4.03
6	1.94	2.45	3.14	3.71
7	1.89	2.36	3.00	3.50
8	1.86	2.31	2.90	3.36
9	1.83	2.26	2.82	3.25
10	1.81	2.23	2.76	3.17
12	1.78	2.18	2.68	3.05
14	1.76	2.14	2.62	2.98
16	1.75	2.12	2.58	2.92
18	1.73	2.10	2.55	2.88
20	1.72	2.09	2.53	2.85
30	1.70	2.04	2.46	2.75
50	1.68	2.01	2.40	2.68
∞	1.64	1.96	2.33	2.58

Table A.3 Critical values of F for a one-tailed test ($P = 0.05$)

ν_2	ν_1												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20
1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	240.5	241.9	243.9	245.9	248.0
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.41	19.43	19.45
3	10.13	9.552	9.277	9.117	9.013	8.941	8.887	8.845	8.812	8.786	8.745	8.703	8.660
4	7.709	6.944	6.591	6.388	6.256	6.163	6.094	6.041	5.999	5.964	5.912	5.858	5.803
5	6.608	5.786	5.409	5.192	5.050	4.950	4.876	4.818	4.772	4.735	4.678	4.619	4.558
6	5.987	5.143	4.757	4.534	4.387	4.284	4.207	4.147	4.099	4.060	4.000	3.938	3.874
7	5.591	4.737	4.347	4.120	3.972	3.866	3.787	3.726	3.677	3.637	3.575	3.511	3.445
8	5.318	4.459	4.066	3.838	3.687	3.581	3.500	3.438	3.388	3.347	3.284	3.218	3.150
9	5.117	4.256	3.863	3.633	3.482	3.374	3.293	3.230	3.179	3.137	3.073	3.006	2.936
10	4.965	4.103	3.708	3.478	3.326	3.217	3.135	3.072	3.020	2.978	2.913	2.845	2.774
11	4.844	3.982	3.587	3.357	3.204	3.095	3.012	2.948	2.896	2.854	2.788	2.719	2.646
12	4.747	3.885	3.490	3.259	3.106	2.996	2.913	2.849	2.796	2.753	2.687	2.617	2.544
13	4.667	3.806	3.411	3.179	3.025	2.915	2.832	2.767	2.714	2.671	2.604	2.533	2.459
14	4.600	3.739	3.344	3.112	2.958	2.848	2.764	2.699	2.646	2.602	2.534	2.463	2.388
15	4.543	3.682	3.287	3.056	2.901	2.790	2.707	2.641	2.588	2.544	2.475	2.403	2.328
16	4.494	3.634	3.239	3.007	2.852	2.741	2.657	2.591	2.538	2.494	2.425	2.352	2.276
17	4.451	3.592	3.197	2.965	2.810	2.699	2.614	2.548	2.494	2.450	2.381	2.308	2.230
18	4.414	3.555	3.160	2.928	2.773	2.661	2.577	2.510	2.456	2.412	2.342	2.269	2.191
19	4.381	3.522	3.127	2.895	2.740	2.628	2.544	2.477	2.423	2.378	2.308	2.234	2.155
20	4.351	3.493	3.098	2.866	2.711	2.599	2.514	2.447	2.393	2.348	2.278	2.203	2.124

Table A.4 Critical values of F for a two-tailed test ($P = 0.05$)

ν_2	ν_1												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20
1	647.8	799.5	864.2	899.6	921.8	937.1	948.2	956.7	963.3	968.6	976.7	984.9	993.1
2	38.51	39.00	39.17	39.25	39.30	39.33	39.36	39.37	39.39	39.40	39.41	39.43	39.45
3	17.44	16.04	15.44	15.10	14.88	14.73	14.62	14.54	14.47	14.42	14.34	14.25	14.17
4	12.22	10.65	9.979	9.605	9.364	9.197	9.074	8.980	8.905	8.844	8.751	8.657	8.560
5	10.01	8.434	7.764	7.388	7.146	6.978	6.853	6.757	6.681	6.619	6.525	6.428	6.329
6	8.813	7.260	6.599	6.227	5.988	5.820	5.695	5.600	5.523	5.461	5.366	5.269	5.168
7	8.073	6.542	5.890	5.523	5.285	5.119	4.995	4.899	4.823	4.761	4.666	4.568	4.467
8	7.571	6.059	5.416	5.053	4.817	4.652	4.529	4.433	4.357	4.295	4.200	4.101	3.999
9	7.209	5.715	5.078	4.718	4.484	4.320	4.197	4.102	4.026	3.964	3.868	3.769	3.667
10	6.937	5.456	4.826	4.468	4.236	4.072	3.950	3.855	3.779	3.717	3.621	3.522	3.419
11	6.724	5.256	4.630	4.275	4.044	3.881	3.759	3.664	3.588	3.526	3.430	3.330	3.226
12	6.554	5.096	4.474	4.121	3.891	3.728	3.607	3.512	3.436	3.374	3.277	3.177	3.073
13	6.414	4.965	4.347	3.996	3.767	3.604	3.483	3.388	3.312	3.250	3.153	3.053	2.948
14	6.298	4.857	4.242	3.892	3.663	3.501	3.380	3.285	3.209	3.147	3.050	2.949	2.844
15	6.200	4.765	4.153	3.804	3.576	3.415	3.293	3.199	3.123	3.060	2.963	2.862	2.756
16	6.115	4.687	4.077	3.729	3.502	3.341	3.219	3.125	3.049	2.986	2.889	2.788	2.681
17	6.042	4.619	4.011	3.665	3.438	3.277	3.156	3.061	2.985	2.922	2.825	2.723	2.616
18	5.978	4.560	3.954	3.608	3.382	3.221	3.100	3.005	2.929	2.866	2.769	2.667	2.559
19	5.922	4.508	3.903	3.559	3.333	3.172	3.051	2.956	2.880	2.817	2.720	2.617	2.509
20	5.871	4.461	3.859	3.515	3.289	3.128	3.007	2.913	2.837	2.774	2.676	2.573	2.464

Table A.5 Critical values of G ($P = 0.05$) for a two-sided test

Sample size	Critical value
3	1.155
4	1.481
5	1.715
6	1.887
7	2.020
8	2.126
9	2.215
10	2.290

Table A.6 Critical values of Q (P = 0.05) for a two-sided test

Sample size	Critical value
4	0.829
5	0.710
6	0.625
7	0.568

Table A.7 Critical values of χ^2 (P = 0.05)

Number of degrees of freedom	Critical value
1	3.84
2	5.99
3	7.81
4	9.49
5	11.07
6	12.59
7	14.07
8	15.51
9	16.92
10	18.31

Table A.8 Random numbers

02484	88139	31788	35873	63259	99886	20644	41853	41915	02944
83680	56131	12238	68291	95093	07362	74354	13071	77901	63058
37336	63266	18632	79781	09184	83909	77232	57571	25413	82680
04060	46030	23751	61880	40119	88098	75956	85250	05015	99184
62040	01812	46847	79352	42478	71784	65864	84904	48901	17115
96417	63336	88491	73259	21086	51932	32304	45021	61697	73953
42293	29755	24119	62125	33717	20284	55606	33308	51007	68272
31378	35714	00941	53042	99174	30596	67769	59343	53193	19203
27098	38959	49721	69341	40475	55998	87510	55523	15549	32402
66527	73898	66912	76300	52782	29356	35332	52387	29194	21591
61621	52967	40644	91293	80576	67485	88715	45293	59454	76218
18798	99633	32948	49802	40261	35555	76229	00486	64236	74782
36864	66460	87303	13788	04806	31140	75253	79692	47618	20024
10346	28822	51891	04097	98009	58042	67833	23539	37668	16324
20582	49576	91822	63807	99450	18240	70002	75386	26035	21459
12023	82328	54810	64766	58954	76201	78456	98467	34166	84186
48255	20815	51322	04936	33413	43128	21643	90674	98858	26060
92956	09401	58892	59686	10899	89780	57080	82799	70178	40399
87300	04729	57966	95672	49036	24993	69827	67637	09472	63356
69101	21192	00256	81645	48500	73237	95420	98974	36036	21781
22084	03117	96937	86176	80102	48211	61149	71246	19993	79708
28000	44301	40028	88132	07083	50818	09104	92449	27860	90196
41662	20930	32856	91566	64917	18709	79884	44742	18010	11599
91398	16841	51399	82654	00857	21068	94121	39197	27752	67308
46560	00597	84561	42334	06695	26306	16832	63140	13762	15598

Table A.9 The sign test

n	$r = 0$	1	2	3	4	5	6	7
4	0.063	0.313	0.688					
5	0.031	0.188	0.500					
6	0.016	0.109	0.344	0.656				
7	0.008	0.063	0.227	0.500				
8	0.004	0.035	0.144	0.363	0.637			
9	0.002	0.020	0.090	0.254	0.500			
10	0.001	0.011	0.055	0.172	0.377	0.623		
11	0.001	0.006	0.033	0.113	0.274	0.500		
12	0.000	0.003	0.019	0.073	0.194	0.387	0.613	
13	0.000	0.002	0.011	0.046	0.133	0.290	0.500	
14	0.000	0.001	0.006	0.029	0.090	0.212	0.395	0.605
15	0.000	0.000	0.004	0.018	0.059	0.151	0.304	0.500

The table uses the binomial distribution with $P = 0.5$ to give the probabilities of r or fewer successes for $n = 4 - 15$. These values correspond to a one-tailed sign test and should be doubled for a two-tailed test.

Table A.10 The Wald–Wolfowitz runs test

N	M	At $P = 0.05$, the number of runs is significant if it is:	
		Less than	Greater than
2	12–20	3	NA
3	6–14	3	NA
3	15–20	4	NA
4	5–6	3	8
4	7	3	NA
4	8–15	4	NA
4	16–20	5	NA
5	5	3	9
5	6	4	9
5	7–8	4	10
5	9–10	4	NA
5	11–17	5	NA
6	6	4	10
6	7–8	4	11
6	9–12	5	12
6	13–18	6	NA
7	7	4	12
7	8	5	12
7	9	5	13
7	10–12	6	13
8	8	5	13
8	9	6	13
8	10–11	6	14
8	12–15	7	15

Adapted from Swed, F.S. and Eisenhart, C., 1943, *Ann. Math. Statist.*, **14**: 66.

The test cannot be applied to data with N, M smaller than the given numbers, or to cases marked NA.

Table A.11 Wilcoxon signed rank test. Critical values for the test statistic at $P = 0.05$

n	One-tailed test	Two-tailed test
5	0	NA
6	2	0
7	3	2
8	5	3
9	8	5
10	10	8
11	13	10
12	17	13
13	21	17
14	25	21
15	30	25

The null hypothesis can be rejected when the test statistic is less than or equal to the tabulated value. NA indicates that the test cannot be applied.

Table A.12 Mann–Whitney U-test. Critical values for U or the lower of T_1 and T_2 at $P = 0.05$

n_1	n_2	One-tailed test	Two-tailed test
3	3	0	NA
3	4	0	NA
3	5	1	0
3	6	2	1
4	4	1	0
4	5	2	1
4	6	3	2
4	7	4	3
5	5	4	2
5	6	5	3
5	7	6	5
6	6	7	5
6	7	8	6
7	7	11	8

The null hypothesis can be rejected when U or the lower T value is less than or equal to the tabulated value. NA indicates that the test cannot be applied.

Table A.13 The Spearman rank correlation coefficient. Critical values for ρ at $P = 0.05$

n	One-tailed test	Two-tailed test
5	0.900	1.000
6	0.829	0.886
7	0.714	0.786
8	0.643	0.738
9	0.600	0.700
10	0.564	0.649
11	0.536	0.618
12	0.504	0.587
13	0.483	0.560
14	0.464	0.538
15	0.446	0.521
16	0.429	0.503
17	0.414	0.488
18	0.401	0.472
19	0.391	0.460
20	0.380	0.447

Table A.14 The Kolmogorov test for normality. Critical two-tailed values at $P = 0.05$

n	Critical values
3	0.376
4	0.375
5	0.343
6	0.323
7	0.304
8	0.288
9	0.274
10	0.262
11	0.251
12	0.242
13	0.234
14	0.226
15	0.219
16	0.213
17	0.207
18	0.202
19	0.197
20	0.192

The appropriate value is compared with the maximum difference between the hypothetical and sample functions as described in the text.

Table A.15 Critical values for C ($P = 0.05$) for $n = 2$

k	Critical value
3	0.967
4	0.906
5	0.841
6	0.781
7	0.727
8	0.680
9	0.638
10	0.602

الخطوط العريضة لحلول المسائل

الباب الأول

10-عدد مواقع الربط يجب أن يكون عدد صحيح، من الواضح انه 2 هنا، لذلك فإن النتائج تكون محكمة، ولكن منحازة إلى قيم منخفضة. لا يهم التحيز كثيرا، طالما يمكن استخلاصه اثنين من المواقع.

11-(أ) تختلف مستويات اللاكتات في الدم كثيرا في المرضى الأصحاء، لذلك يلزم احكام كبير جدا و ليست هناك حاجة للدقة. (ب) النتائج غير المتحيزة قد تكون حاسمة بسبب الأهمية الاقتصادية الكبيرة لليورانيوم. (ج) تكون سرعة التحليل حاسمة هنا، لذلك فإن الإحكام ودقة يكونا أقل أهمية. (د) الهدف من ذلك هو رصد وكشف حتى التغيرات الصغيرة على مر الزمن، لذلك فإن الاحكام هو الأكثر أهمية.

12-تكون نتائج المتوسط (بالجرام لكل لتر) للمختبرات A -E هي: 41.9، 41.9، 43.2، 39.1، 41.5 على الترتيب. بالتالي فإن المختبر A يظهر إحكام، وتحيز صغير، ودقة متوسطة. المختبر B يظهر – إحكام ضعيف، وتحيز قليل، ودقة متوسط لكنه ليس موثوق جدا. يظهر المختبر C إحكام لكنه منحاز إلى قيم عالية، ويظهر سوء دقة. المختبر D يظهر إحكام فقير، وتحيز إلى القيم المنخفضة، ودقة ضعيفة. المختبر E مماثل للمختبر A، لكن النتيجة الأخيرة قد تكون "ناشزة".

13-لا يزال المختبر A يظهر تحيز صغير، ولكن الإحكام هو الأكثر فقرا، الأمر الذي يعكس مصداقية (إحكام خلال اليوم) بدلا من التكرارية (أحكام ضمن الأيام).

14-(أ) قد لا تكون العينة نموذجية، و/أو اختزال الحديد (III) إلى حديد (II) قد يكون غير مكتمل، ويعطي نتائج متحيزة في كل حالة. يمكن اختبار اكتمال باستخدام مواد قياسية. إن الأخطاء العشوائية في كل مرحلة، بما في ذلك القياس بالمعايرة، ينبغي أن تكون صغيرة. (ب) مشكلة الاستعيان، كما هو الحال في (أ)، وكذلك الاستخلاص غير التام، الامر الذي يؤدي إلى تحيز (يفحص بواسطة عياري). مرة أخرى، ينبغي أن

تكون الأخطاء العشوائية في الطيف صغيرة نسبيا. (ج) يجب أن تكون الأخطاء العشوائية في مقياسية الجاذبية صغيرة جدا: سيكون الأكثر أهمية هي المشاكل الكيميائية مثل الترسيب المشترك، الذي يعطي نتائج متحيزة.

الباب الثاني

8-المتوسط يساوي 0.077 ميكروجرام لكل مل، الانحراف المعياري يساوي 0.007 ميكروجرام لكل مل، $RSD = 9\%$.

9- $1.901 \pm 3.17(95\%)$ ، $1.901 \pm 4.81(99\%)$.

10- $Mean = 22.3 ng\ ml^{-1}$ ، $SD = 1.4 ng\ ml^{-1}$ ، $RSD = 6.2 ng\ ml^{-1}$ ،
$Mean = 12.83 ng\ ml^{-1}$. $99\% Cl = 22.3 \pm 1.4 ng\ ml^{-1}$ ، $SD = 0.95 ng\ ml^{-1}$ ،
$99\% Cl = 12.8 \pm 1.6 ng\ ml^{-1}$ ، $RSD = 7.4\%$.

12- $10.12 \pm 0.18 ngml^{-1}$. 160 تقريبا.

13- $49.5 \pm 1.1 ngml^{-1}$ ، نعم.

14- $10.18 \pm 0.23 ml$ ، لا يوجد دليل على وجود خطأ منهجي.

15-لوزن الكاشف: $SD = 0.14 mg$ ، $RSD = 0.028\%(0.029\%)$.

لحجم المذيب: $RSD = 0.02\%$.

للمولالية: $RSD = 0.034\%(0.020\%)$.

تم إعطاء قيم للكاشف مع صيغة الوزن 392 بين قوسين.

16- $s.d. = 0.44 \times 10^{-6}\ M$.

الباب الثالث

1-تقع النقاط تقريبا على خط مستقيم، مشيرا إلى أن البيانات مستمدة من توزيع طبيعي.

2-t تساوى 1.54، 1.60، 1.18، 1.60. لا يختلف أي من المتوسطات كثيرا عن القيمة الموثقة.

3-(أ) $Q = 0.565$ أو $G = 1.97$. الاختلاف ليس كبير عند $P = 0.05$. (ب) $F = 34$. الاختلاف كبير عند $P = 0.05$.

4- (أ) $F = 1.70$. الاختلاف ليس كبير عند $P = 0.05$ (ب) $t = \pm 1.28$. الاختلاف ليس كبير عند $P = 0.05$.

5-بين العينات مربع المتوسط يساوي 2121.9، ضمن العينة مربع المتوسط يساوي 8.1. $F = 262$. يوجد فرق كبير جدا بين الأعماق. تختلف جميع الأزواج، ما عدا أعمق زوج، كثيرا عن بعضها البعض.

6-$t = \pm 1.20$. الجنسين لا يختلفان كثيرا.

7-$\chi^2 = 16.8$. لا توجد أدلة على أن بعض الأرقام تكون مفضلة عن الأخرى.

8-الصنوبر: $t = \pm 2.27$، لا يختلف كثيرا. الزان$t = \pm 5.27$، تختلف كثيرا عند $P = 0.01$. النباتات المائية: $t = \pm 3.73$، تختلف كثيرا عند $P = 0.01$.

9-(أ) $\chi^2 = 5.95$. العامل الأول يختلف كثيرا عن الثلاثة الأخرى. (ب) $\chi^2 = 2.81$. العمال الثلاثة الخيرة لا تختلف كثيرا عن بعضها البعض.

10- $t = \pm 1.02$. لا تختلف الطرق كثيرا.

11-بين العينات يكون مربع المتوسط 0.1144. ضمن ا العينات مربع المتوسط

يساوي 0.0445. $F = 2.57$. الاختلاف يكون كبير فقط عند $P = 0.05$. أقل فرق معنوي (0.25) يشير إلى أن A تختلف عن B، D و E.

12- $t = \pm 2.2$. يختلف الرجال والنساء بشكل كبير.

13- $t = \pm 2.2$. تختلف الطرق كثيرا.

14-الحجم الأدنى هو 12.

15-المتوسط المقدر والانحراف المعياري من البيانات هم 1.08 و0.41 على التوالي. عندما يتم رسم قيم –z (0.54، 1.02،.. الخ) يكون الحد الأقصى للفرق هو فقط 0.11 عند $z = 0.54$. القيمة الحرجة هي 0.262 لذلك يمكن الاحتفاظ بفرضية العدم: البيانات تناسب هذا التوزيع الطبيعي بشكل جيد جدا.

16-(أ) توزيع اللحق هو توزيع طبيعي بمتوسط يساوي متوسط من القياسات الأربعة، ويكون 7.5، والانحراف المعياري يساوي $0.2\sqrt{n}$ حيث $n = 4$، بمعنى يكون 0.1. يتم اقتطاع المنحنى عند 7 و 9 لكن لا يظهر هذا في الرسم لأن هذه القيم أكثر بكثير من الانحرافات الثلاثة عن المتوسط. (ب) اتخاذ انحرافين معياريين من جانبي المتوسط يعطي 7.5 ± 0.2 أو من 7،5 إلى 7،3. هذا المدى يتضمن هذه المجموعة ما يقرب من 95٪ من المساحة تحت المنحنى.

الباب الرابع

8-بالنسبة للمخطط 1، $\sigma^2 = (4/2) + (10/2) = 4$. بالنسبة للمخطط 2، $\sigma^2 = 4/(2\times 3) + (10/3) = 4$. إذا كانت S هي تكلفة أخذ العينات و A هي تكلفة

التحليل، حينئذ (تكلفة المخطط 1 / تكلفة المخطط 2) تساوي $(5S+2A)/(3S+6A)$. هذه النسبة تكون اكبر من 1 إذا كانت $S/A>2$.

9-تشير حسابات الانوفا أن مربعات المتوسط للتغيرات بين-لأيام و ضمن الأيام هي 111 و 3.25 على التوالي. بالتالي $F=111/3.25=34$. القيمة الحرجة لـ $F_{3,8}$ هي 4.066 ($P=0.05$)، بالتالي فإن التركيزات المتوسطة تختلف اختلافا كبيرا. يعطى تباين الاستعيان بالمقدار $(111-3.25)/3=35.9$.

10-اختلافات مربعات المتوسط بين-العينات وضمن-العينة هي 8.31×10^{-4} و 1.75×10^{-4} على التوالي، لذلك فإن $F=8.31/1.75=4.746$. القيمة الحرجة لـ $F_{3,8}$ هي 4.066 ($P=0.05$)، بالتالي فإن مربع المتوسط بين-العينة لا يمكن أن يفسر باختلاف القياس فقط. الاختلاف الأخير، σ_1^2، يقدر بالمقدار 1.75×10^{-4}. تقدير تباين أخذ العينات، σ_1^2 هو $\left[(8.31-1.75)\times10^{-4}\right]/3=2.19\times10^{-4}$. بالتالي يكون تباين المتوسط للمخطط 1 هو $0.000175/4+0.000219/6=0.00008025$، و يكون التباين لمتوسط المخطط 2 هو $0.000219/3+[0.000175/(2\times3)]=0.0001022$.

11-تعطي العينات الستة تقديرات ستة لـ σ_1^2، والمتوسط لها يكون 2.795. لذلك فإن $\sigma=1.67$. بالتالي فإن خطوط العمل والإنذار تكون $50\pm(2\times1.67)/\sqrt{4}$ و $50\pm(3\times1.67)/\sqrt{4}$ على التوالي، بمعنى 50 ± 1.67 و 50 ± 2.50 على التوالي.

12-تعطي العينات A و B قيم متوسطة 7.01 و7.75 جزء في المليون على التوالي. باستخدام جدول قيم الـ D وT (على سبيل المثال للمختبر 1 تكون 1.2 و 18.8 على التوالي)، نجد أن $S_R^2=11.027$ و $S_r^2=0.793$. لذا

$F = 11.027/0.793 = 13.905$، وهي نسبة أعلى بكثير من القيمة الحرجة لـ $F_{14,14} \approx 2.48 (P = 0.05)$، التي تم الحصول عليها من الجدول عن طريق الاستيفاء. لذلك تكون الأخطاء المنهجية كبيرة، و وجد أن $S_i^2 = 5.117$.

13-بالنسبة لرسم شيوارت للمتوسط، وجد أن قيم W و A من الجداول ($n = 5$) zكون 0.3768 و 0.5942 على التوالي. من هنا تكون خطوط التحذير هي عند $120 \pm 2.64 = 120 \pm (7 \times 0.3768) = 120 \pm 4.16 = 120 \pm (7 \times 0.5942)$. في حالة تخطيط المدى، الجداول تعطي w_1، w_2، a_1، a_2 على النحو 0.3653، 1.8045، 0.1580 و 2.3577 على التوالي وبالتالي فإن خط التحذير السفلي يكون عند $7 \times 0.3653 = 2.56$، ويكون خط التحذير العلوي عند 12.63، وأقل و خطوط العمل العليا والسفلى تكون عند 1.11 و 16.50 على التوالي.

14-بما أن $\sigma = 0.6$ و $n = 4$، تكون خطوط التحذير وعمل خطوط للتخطيط شيوارت للمتوسط عند 80 ± 0.6 وعند 80 ± 0.9 على التوالي. على هذا المخطط، تقع النقاط للأيام 14-16 بين خطوط التحذير والعمل والنقطة 17 تكون أسفل خط العمل السفلي. لذلك يقترح المخطط أن العملية التحليلية خرجت عن نطاق السيطرة عند اليوم 14 تقريبا. يظهر رسم الـ CUSUM البياني اتجاه سلبي ثابت من اليوم 9 فصاعدا، مما يدل على أن الطريقة كانت على وشك الخروج عن سيطرة صفقة جيدة مبكرا.

الباب الخامس

10-هنا $r = -0.8569$. هذا يشير إلى وجود علاقة قوية؛ المعادلة (5.3.2) تعطي $t = 3.33$، أعلى بكثير من القيمة الحرجة 2.78 عند ($P = 0.05$). لكن (أ)

وجود علاقة غير خطية هي الأرجح، و (ب) علاقة ليست سببية - قد ينشأ تلوث الزئبق في أي مكان آخر.

11-في هذه الحالة $r = 0.99982$. لكن الزيادة في قيمة y (الامتصاصية) مع x تكون بمقدار انخفاض طفيف في كل نقطة، أي أن هذا يكون منحنى حقيقي، على الرغم من الضرر القليل الذي سيأتي من معالجته كخط مستقيم.

12-المعادلات المعتادة تعطي $a = 0.0021$، $r = 0.99982$ و $b = 0.0252$ و $S_{y/x} = 0.00703$. بعد ذلك نحصل على $s_a = 0.00479$ و $s_b = 0.000266$. لتحويل القيمتين الأخيرة الي فترات الثقة 95٪ نضرب في $t = 2.57$، لتعطي الأجزاء المقطوعة والميل على الصورة 0.0123 ± 0.0021، و 0.0252 ± 0.0007 على التوالي.

13-(أ) القيمة 0.456 لـ y تناظر تركيز 18.04 نانوجرام لكل مل. تكون قيمة S_{x0} هي 0.300 لذلك تكون حدود الثقة هي $18.04 \pm (2.57 \times 0.300) = 18.04 \pm 0.77\ \text{ng ml}^{-1}$. (ب) اختبار-Q يبين أن قراءة الامتصاصية 0.347 يتم رفضها كقيمة شاذة، ويكون متوسط القراءات الثلاث المتبقية هو 0.311، أي أن التركيز هو 12.28 نانوجرام لكل مل. مع $m = 3$ في هذه الحالة، $S_{x0} = 0.195$ لتعطي حدود ثقة $12.28 \pm 0.50\ \text{ng ml}^{-1}$.

14-تعطى الامتصاصية عند حد الكشف بالمقدار $a + 3S_{y/x} = 0.0021 + (3 \times 0.00703) = 0.0232$. هذا يتوافق مع القيمة 0.84ng ml^{-1}، وهو حد الكشف.

15-هنا $a = 0.2569$ و $b = 0.005349$، بالتالي فإن تركيز Au هو $0.2569/0.005349 = 48.0\text{ng ml}^{-1}$. تكون قيمة $S_{y/x}$ هي 0.003693، لذلك

$S_{x_E} = 0.9179$. في هذا الحالة $t = 2.45$، بالتالي فإن حدود الثقة 95٪ للتركيز هي $48.0 \pm (2.45 \times 0.9179) = 48.0 \pm 2.2 \text{ ng ml}^{-1}$.

16-لخط الانحدار غير الموزون $b = 1.982$ و $a = 2.924$ على التوالي. قيم الشدة 15 و 90 تقابل تركيز 6.09 و 43.9 نانوجرام لكل مل على التوالي. حينئذ $S_{y/x} = 2.991$ و $S_{x_E} = 1.767$. لذلك تكون حدود الثقة للتركيزين هما 6.09. 4.9 و 43.9. 4.9 نانوجرام لكل مل. وجد أن الخط الموزون من قيم-s لكل نقطة، في ترتيب تزايدي هي 0.71، 0.84، 0.89، 1.64، 2.24، 3.03. الأوزان المناظرة تكون 2.23، 1.59، 1.42، 0.42، 0.22 و 0.12 (ومجموعها 6 كما هو متوقع). حينئذ يكون للخط الموزون $b = 1.964$ و $a = 3.483$ ، لذلك فإن قيم الشدة 15 و 90 تقابل تركيزات 5.87 و 44.1 نانوجرام لكل مل، على التوالي. الأوزان التقديرية لهاتين النقطتين هي 1.8 و 0.18 على التوالي، وتعطي قيم-$S_{x_{0w}} = 2.991$ تساوي 0.906 2.716 ، وحدود ثقة $5.9 \pm 2.5 \text{ ng ml}^{-1}$ و $44.1 \pm 7.6 \text{ ng ml}^{-1}$ نانوجرام لكل مل.

17-عند رسم نتائج ISE المحور السيني ورسم بيانات الجاذبية علي المحور الصادي يكون للخط الناتج $a = 4.48$ و $b = 0.963$ 4.48. تكون قيمة-r هي 0.970. تكون حدود الثقة لـ a هي 20.1 ± 4.48 ، والتي تتضمن الصفر، حدود الثقة لـ b هي 0.20 ± 0.96 ، والتي تتضمن 1، لذلك لا يوجد دليل على وجود تحيز بين الطريقتين.

18-يشير الفحص إلى أن الرسم يكون خطيا حتى إلى $A = 0.7 - 0.8$. الخط خلال كل الست نقاط يعطي $r = 0.9936$ ، وفروق $0.07-$ ، $0.02-$ ، $0.02+$ ، $0.06+$ ، $0.07+$ ، و $0.07-$. يشير الاتجاه الى شكل منحنى. SS لهذه القيم تكون 0.0191. إذا تم حذف القيمة الأخيرة، نجد $r = 0.9972$ ، وتكون الفروق هي

-0.04، 0، $+0.02$، $+0.04$، و -0.02 ($SS \approx 0.0040$). تبين حسابات مماثلة أن النقطة الخامسة يمكن أن تحذف أيضا، علي حساب مدي التجربة.

19-معادلتا رسومات الخط المستقيم هي $y = 0.0014 + 0.0383x$ و $y = 0.1058 - 0.012x$. تتقاطع هذه الخطوط في قيمة x تساوي $(0.1058 - 0.0014)/(0.0384 - [-0.012]) = (0.1044/0.0504) = 2.07$، مما يشير إلى تكوين 1:2 DPA : مركب يوروبيوم.

20-أفضل توائم من الدرجة الثانية هو $y = 0.0165 + 0.600x - 0.1130x^2$. هذا يعطي $R^2 = 0.9991$ و $R'^2 = 0.9981$. الموائمة التكعيبية هي $y = -0.00552 + 0.764x - 0.383x^2 + 0.117x^3$. هذا يعطي $R^2 = 0.9999$ و $R'^2 = 0.9997$، لذلك يكون التوائم أفضل إلى حد ما.

21-بالنسبة للخط المستقيم، توائم من الدرجة الثانية وتوائم مكعبي، وتكون القيم R^2 هي 0.9238، 0.9786 و0.9786 على التوالي، مما يدل على أن توائم الدرجة الثانية سوف يكون ممتاز. هذا ما تؤكده قيم- R'^2، التي تكون 0.9085، 0.9679 و 0.9573 على التوالي، ويعطي التوائم من الدرجة الثانية أعلى قيمة.

الباب السادس

7-المتوسط يساوي 9.96 مل، الوسيط يساوي 9.90 مل. يبين اختبار-Q أن القيمة 10.20 لا يمكن أن حذف ($P = 0.05$). عندما نحذف يكون المتوسط يساوي 9.88، الوسيط يساوي 9.89. الوسيط غير حساس للقيم المتطرفة.

8-اختبار الإشارة: مقارنة مع المتوسط، القيم تعطي الإشارات - + 0 + - + + + + +. لذلك ثمانية إشارات، منها ستة موجبة. يكون احتمالية هذا هي 0.29، أي أكبر من 0.05، لذلك يتم الإبقاء على فرضية العدم بأن: وسيط محتوى الكبريت

يمكن أن تكون 0.10٪. في اختبار الترتيب الموقع تم إهمال الصفر، وتكون الفروق المرتبة هي 0.01-، 0.01، 0.01، 0.02-، 0.02، 0.02، 0.04، 0.07. لذلك تكون الرتب الموقعة هي 2-، 2، 2، 5-، 5، 5، 6، 7. مجموع الرتب السالب (-) 7، لكن عند $P = 0.05$، تكون المنطقة الحرجة أصغر من أو يساوي 3. لذلك يتم الاحتفاظ بفرضية العدم مرة أخرى.

9-نتائج طريقة الانتشار المناعي الشعاعي وطريقة الانتشار المناعي الكهربي (RID-EID) تعطي الإشارات + - + + + + + + 0 +. بالتالي تسعة نتائج، منهم ثمانية إيجابية. $P = 0.04$ لهذه النتيجة، بالتالي فإن فرضية العدم (بأن الطرق تعطي نتائج غير متميزة) يمكن رفضها. في اختبار الترتيب الموقع، يكون إجمالي الترتيبات الموقعة السالبة (-) 2.5، وهو أقل بكثير من المستوى الحرج 5، لذلك ومرة أخرى يمكن رفض فرضية العدم.

10-بترتيب النتائج في نظام مرتب، يكون الوسيط هو 23.5. لذلك يكون للقيم الفردية الإشارات + + + - - - - - +. لهذا التسلسل ثلاثة أشواط، لكن عندما تكون $M = N = 3$، تكون القيمة الحرجة هي 3، لذلك يجب الاحتفاظ بفرضية العدم بأن التسلسل عشوائي.

11-اختبار U- لمان ويتني: من المتوقع أن قيم عصير البرتقال تكون أكبر من قيم عصير الليمون. عدد قيم عصير البرتقال الأكبر من القيم الفردية تساوي 4.5 (ربطة واحد). القيمة الحرجة للاختبار الأحادي الجانب هي 5، لذلك يمكننا بالكاد رفض فرضية العدم ($P = 0.05$). اختبار توكي السريع: العد هو 5.5، بالكاد أقل بقليل من القيمة الحرجة 6. لذا تختلف الاختبارات: يلزم المزيد من البيانات.

12-بالنسبة للأدوات G-A كانت تصنيفات الطلاب هي 3، 1، 5، 4، 7، 6، 2

وتصنيف أعضاء هيئة التدريس هي 5، 3، 6، 2، 4، 7، 1. لذا فإن قيم-d هي -2، -2، -1، 2، 3، -1، 1، وقيم d^2 هي 4، 4، 1، 4، 9، 1، 1، ويبلغ مجموعها 24. ومن هنا $r_s = 1 - [(6\times 24)/(6\times 48)] = 0.571$. بالنسبة لـ $n = 7$ تكون القيمة الحرجة عند $P = 0.05$ هي 0.786: لا توجد أدلة على وجود علاقة بين الآراء الطالب وأعضاء هيئة التدريس.

13-عند استبدال مستويات النيكل بالرتب فإن مجاميع الرتب للعينات الثلاث تكون 39، 52.5 و 79.5. (هذه تضاف معا وتساوي 171، كما هو متوقع للـ 18 قيمة، $171 = 19\times 18\times 1/2$.) القيمة المقابلة لـ $\chi^2 = 4.97$ ، تحت القيمة الحرجة 5.99 ($P = 0.05$ ، 2 درجات حرية)، لذلك يجب الإبقاء على فرضية العدم بأنه لا يوجد اختلاف كبير في مستويات النيكل في الزيوت.

الباب السابع

8-هذه الطريقة هي أنوفا ثنائية-الاتجاه دون تكرار. في حالة بين الصف (بين المحاليل) يكون مربع المتوسط هو 0.00370 (3 d.f.)؛ وبين العمود (بين الطرق) يكون مربع المتوسط هو 0.00601 (2 d.f.)؛ ومربع متوسط الفروق هو 0.00470 (6 d.f.). وبين- المحاليل يكون مربع المتوسط أقل من الفرق واحد، لذلك ليس كبيرا. المقارنة بين-الطريقة ومربعات متوسط الفروق يعطي $F = 0.00601/0.00470 = 1.28$. تكون القيمة الحرجة لـ $F_{2,6} = (P = 0.05)$ هو 5.14، وبالتالي فإن الاختلاف بين-الطريقة ليست كبيرة.

9-مرة أخرى، هذه التجربة هي أنوفا ثنائية-الاتجاه دون تكرار. مربعات متوسط الفروق في بين-التربة، بين-اليوم هي على التوالي 4.67 (4 d.f.)، 144.8 (2 d.f.) و26.47 (8 d.f.). يكون مربعات متوسط الفروق في بين-التربة أقل من مربع متوسط الفرق، لذلك لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين-التربة. إن

مقارنة مربعات متوسط الفروق و بين-التربة تعطي $5.47 = 144.8/26.47 = F$. القيمة الحرجة لـ $F_{2,8}$ هي 4.46، لذلك يكون مصدر الاختلاف هذا كبيرا عند $P = 0.05$. يكون الاحتمال الفعلي (اكسل) هو 0.0318.

10-هذه التجربة هي تجربة أنوفا ثنائية-الاتجاه أخرى دون تكرار. (ستكون الحاجة للتكرار عند دراسة آثار التفاعل الممكنة). بين-المركب، بين-النسبة المولالية والفرق تكون مربعات المتوسط هي على التوالي 4204 (3 d.f.)، 584 (2 d.f.) و706 (6 d.f.). هكذا النسب المولالية ليس لها تأثير كبير. مقارنة بين-المركب ومربعات متوسط الفرق تعطي $5.95 = 4204/706 = F$. القيمة الحرجة لـ $F_{2,6}$ هي 4.76 ($P = 0.05$)، لذلك يكون هذا الاختلاف كبيرا عند $P = 0.05$. (تعطى P من قبل الإكسل لتساوي 0.0313.) ينبغي تطبيق الحس السليم على هذه البيانات وجميع البيانات الأخرى –إن ثنائي فينيلامين يبدو أنه يتصرف بشكل مختلف عن المركبات الثلاثة الأخرى.

11-تأثيرات العامل-الواحد هي A: 0.0215-، C: 0.0005، T: 0.0265-. تأثيرات العاملين هي: AC:0.0005 -، CT: 0.0025 ، AT: 0.0065-. تأثيرات ACT العوامل الثلاثة هي 0.0005-.

12-هذه التجربة هي تجربة أنوفا ثنائية-الاتجاه مع تكرار. بين-الصف، بين-العمود والتفاعل والفرق تكون مربعات المتوسط هي على التوالي 2.53 (2 d.f.)، 0.0939 (2 d.f.) ، 0.0256 (4 d.f.) و 0.0406 (9 d.f.). التفاعل يعني أن مربع المتوسط يكون أقل من مربع متوسط الفرق، لذلك فإن تفاعلات عينة المختبر لا تكون كبيرة. مقارنة بين-العمود (أي بين المختبر) ومربعات متوسط الفرق تعطي $2.31 = 0.0939/0.0406 = F$. القيمة الحرجة لـ $F_{2,9}$ تكون 4.256 ($P = 0.05$)، لذلك فإن اختلاف بين المختبر لا يكون كبيرا.

13-(أ) باستخدام نهج فيبوناتشي لتحقيق خفض 40 ضعف في المدى الأمثل، نستخدم المصطلحات F_7 و F_9 (حيث F_9 هو أول حد فيبوناتشي فوق 40) لإعطاء النسبة 21/55. من ثم تكون قيم حموضة البدء هي $[(21\times4)/55]+5=6.53$ و $[(21\times4)/55]-9=7.47$. (ب) عندما يتعين القيام بستة تجارب تستخدم طريقة فيبوناتشي F_6 و F_4 لتشكيل الكسر 5/13، وبالتالي فإن قيم البدء للرقم الهيدروجيني تكون $(20/13)+5$ و $(20/13)-9$، أي 6.54 و 7.46 (مرة أخرى قيم مماثلة). درجة الأمثلية تكون $1/F_6$ بمعنى 1/13، بالتالي فإن نطاق الرقم الهيدروجيني الأمثل سيكون معرف ضمن غلاف $4/13=0.31$ وحدة حموضة.

14-يجب رفض الرأس 1. الرأس الجديدة 8 ينبغي أن يكون لها إحداثيات 5.8، 9.4، 18.1، 9.2، 8.8 لعوامل A –E على التوالي، تم إعطاء كل بمنزلة عشرية واحدة.

الباب الثامن

1-تم الحصول على النسخة المطبوعة أدناه باستخدام المينيتاب.

Linear Discriminant Function for Group			
	A	B	C
Constant	−14.538	−2.439	−8.782
Sucrose	15.039	−3.697	−11.342
Glucose	−1.829	2.931	−1.102
Fructose	−9.612	0.363	9.249
Sorbitol	−2.191	−0.229	2.421

هذا يشير إلى أن السكروز والفركتوز قد تكون المتغيرات التي هي الأكثر فعالية

في التمييز بين الأصناف. نسبة نجاح التصنيف المتقاطع فقط هذين المتغيرين هي:

Summary of Classification with Cross-validation

Put into Group	. . . . True Group . . . . A	B	C
A	5	0	0
B	0	5	1
C	0	0	4
Total N	5	5	5
N Correct	5	5	4
Proportion	1.000	1.000	0.800

N = 15 N Correct = 14 Proportion Correct = 0.933

2- (أ) ويظهر المخطط العنقودي بوضوح مجموعتين مع عضوية مجموعة اعتمادا على ما إذا كان الأرز غير مصقول أو لا.

(ب)

	P	K	Ni
K	0.954		
Ni	−0.531	−0.528	
Mo	0.150	0.117	−0.527

توجد علاقة إيجابية قوية بين P و K. ارتباط ضعيف بين Mo وK وبين Mo وP.

(ج) بإجراء التحليل PCA على القيم الموحدة قياسيا يعطي:

```
Eigenanalysis of the Correlation Matrix

Eigenvalue    2.4884    1.1201    0.3464    0.0451
Proportion    0.622     0.280     0.087     0.011
Cumulative    0.622     0.902     0.989     1.000

Variable        PC1       PC2
P             0.577     0.340
K             0.572     0.366
Ni           −0.509     0.357
Mo            0.283    −0.789
```

يظهر رسم النتائج مجموعتين محددتين تحديدا جيدا: واحدة للعينات المصقولة والأخرى للعينات غير المصقولة.

(د) نتائج LDA باستخدام القيم الموحدة عياريا تكون:

```
Summary of Classification with Cross-validation

Put into    . . . .True Group . . . .
Group                A          B
A                    7          1
B                    1          7
Total N              8          8
N Correct            7          7
Proportion       0.875      0.875

N = 16  N Correct = 14  Proportion Correct = 0.875

 Linear Discriminant Function for Group
                      A          B
 Constant        −2.608     −2.608
 P               18.016    −18.016
 K              −19.319     19.319
 Ni              −0.051      0.051
 Mo              −1.198      1.198
```

التمييز بين الأصناف جيد (النجاح 87.5٪). تشير النتائج أن P و K هي الأكثر

فعالية في التمييز بين الأصناف. باستخدام فقط هذين العنصرين، يتم تحقيق معدل تصنيف متقاطع مقداره 15/16.

3- (أ) لا يمكن استخدام الـ MLR، حيث لا يكون عدد العينات أكبر من عدد التنبؤات.

(ب) تم الحصول على النسخة المطبوعة أدناه من برنامج الميني تاب. من بينهم أولا اثنين من المتجهات الذاتية هما سبب كل التباين.

Principal Component Analysis: I1, I2, I3, I4, I5, I6, I7, I8, I9, I10

Eigenanalysis of the Covariance Matrix

Eigenvalue	8537.3	659.1	0.5	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	−0.0
Proportion	0.928	0.072	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.000
Cumulative	0.928	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Eigenvalue	−0.0
Proportion	−0.000
Cumulative	1.000

Variable	PC1	PC2
I1	−0.302	0.502
I2	−0.303	0.398
I3	−0.283	0.301
I4	−0.314	0.181
I5	−0.315	0.065
I6	−0.320	−0.043
I7	−0.324	−0.151
I8	−0.327	−0.263
I9	−0.334	−0.373
I10	−0.336	−0.479

الدرجات لأول اثنين من المتجهات الذاتية تكون

Z_1	Z_2
−70.155	24.3663
−230.122	−14.0245
−287.257	5.0160
−62.560	−27.0383
−145.815	60.5942
−41.701	16.5704
−29.195	−9.1504
−33.454	16.6590
−93.381	−0.6222

يمكن الحصول علي معادلة الانحدار لـ c_1 على Z_1 و Z_2 من الميني تاب على الصورة

```
c1 = 0.0116 − 0.00294 Z1 + 0.00686 Z2
```

لا تظهر الفروق أي أنماط وتقريبا تكون موزعة طبيعيا.

(ج) تم الحصول على النسخة المطبوعة التالية من الميني تاب.

```
PLS Regression: c1 versus I1, I2, I3, I4, I5, I6, I7, I8, I9, I10

Number of components selected by cross-validation: 3
Number of observations left out per group: 1
Number of components cross-validated: 7

Model Selection and Validation for c1

Components  X Variance  Error SS     R-Sq     PRESS  R-Sq (pred)
         1    0.929412  0.198592  0.76293  0.310446    0.629402
         2    0.999900  0.000299  0.99964  0.001029    0.998772
         3    0.999957  0.000137  0.99984  0.000906    0.998919
         4              0.000053  0.99994  0.001248    0.998510
         5              0.000030  0.99996  0.001756    0.997904
         6              0.000006  0.99999  0.001987    0.997628
         7              0.000000  1.00000  0.001976    0.997641
```

	c1	c1 standardized
Constant	0.0048163	0.000000
I1	0.0025364	0.240705
I2	0.0024281	0.223514
I3	0.0097208	0.818996
I4	0.0009896	0.089914
I5	−0.0005505	−0.049677
I6	−0.0002864	−0.026187
I7	0.0007365	0.068765
I8	−0.0022379	−0.214303
I9	−0.0016805	−0.167711
I10	−0.0009030	−0.093197

معادلة الانحدار تكون على الصورة

$$c_1 = 0.0048163 + 0.0025364I_1 + 0.0024281I_2 + 0.0097208I_3 + 0.0009896I_4 - 0.0005505I_5 - 0.0002864I_6 + 0.0007365I_7 - 0.0022379I_8 - 0.0016805I_9 - 0.0009030I_{10}$$

لا تظهر الفروق أي أنماط وتقريبا تكون موزعة طبيعيا.

(د) إحصاء الـ PRESS يكون 0.00111959 للنموذج في (ب) و يكون 0،000906 للنموذج في (ج) لذلك فإن أداء الـ PLS1 يكون أفضل من PCR بهذا التدبير.

(هـ) PCR: إن النتائج المحسوبة للعينة الجديدة هي $Z_1 = -136.172$ و $Z_1 = 20.3898$. بالتعويض بهذه القيم في معادلة الانحدار تعطي $c_1 = 0.552$.
PLS: بالتعويض في معادلة الانحدار تعطي $c_1 = 0.556$. (كما يعطي المينى تاب فترات الثقة: لـ PCR (0.544، 0.558)، لـ PLS (0.549، 0.563).)

المراجع المستخدمة

1. مبادئ الإحصاء، الطبعة الأولى، احمد عبد السميع طيبة، دار البداية، عمان، 2007.
2. مبادئ الأساليب الإحصائية، الطبعة الأولى، دكتور عبد العزيز فهمي هيكل، بيروت، 1966.
3. مبادئ الطرق الإحصائية، الدكتور جلال الصياد والدكتور عبد الحميد محمد ربيع، الطبعة الأولى، تهامة، جده، 1404هـ - 1983م.
4. موقع ويكبيديا، الصفحة الحرة.
5. الشبكة العنكبوتية (الأنترنت) لاستعارة بعض الرسوم والمخططات المتاحة دون قيود.
6. Statistics and Chemometrics, for Analytical Chemistry, Sixth Edition, James N Miller, Jane C Miller, Pearson Education Limited, 2010.
7. Handbook of Chemometrics and Qualimetrics, Part A, by Massart, D.L., Vandeginste, B.G.M., Buydens, L.M.C., de Jong, S., Lewi, P.J. and Smeyers-Verbeke, J., , Elsevier, Amsterdam, 1997.
8. Applied Regression Analysis and other Multivariable Methods, Kleinbaum, D.G., Kupper, L.L. and Muller, K.E. 4th edn, Duxbury Press, 2007.
9. Practical Non-parametric Statistics, 3rd edn, Conover, W.J., John Wiley, New York, 1999.
10. Handbook of Chemometrics and Qualimetrics, Part A Massart, D.L., Vandeginste, B.G.M., Buydens, L.M.C., De Jong, S., Lewi, P.J. and Smeyers-Verbeke, J., Elsevier, Amsterdam, 1997.
11. Statistics and Chemometrics for Analytical Chemistry, Fifth Edition, James N Miller, Jane C Miller, Pearson Education Limited, 2005.
12. Handbook of Biological Statistics, 3rd edition, by John H. McDonald, Sparky House Publishing, 2014.

كتب للمؤلفين

- فيزياء الحالة الصلبة: الجزء الأول، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، الدار الأكاديمية للطباعة والتأليف والترجمة والنشر، أكاديمية الدراسات العليا، طرابلس، 2007م.
- الأجهزة الإلكترونية (الطبعة الثالثة، تأليف فلويد) ترجمة أ.د / يسرى مصطفي، د. / جمال الصغير الفردغ، جامعة السابع من أبريل، الزاوية، 2008م.
- قاموس مصطلحات الفيزياء المشروحة، الجزء الأول: الإلكترونية، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، جامعة السابع من أبريل، 2010م.
- علم الصوتيات، تأليف ليو أل. بيرانيك، ترجمة أ.د / يسرى مصطفي، و د. / محمد التوهامي، جامعة السابع من أبريل، 2012م.
- فيزياء الحالة الصلبة وتطبيقاتها (المرجع الشامل) أ.د / يسري مصطفي، و أ.د. / احمد الغامدي، دار كنوز المعرفة، جدة 1436 هـ-2016.
- موسوعة الفيزياء والفلك، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، أ.د / سعود حميد اللحياني، و د. عفاف معوض، دار النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1437هـ - 2016م.
- الفيزياء العامة لغير المتخصصين وطلاب قسم التربية الخاصة، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، د./ الحسيني الطاهر، د./ عفاف معوض، و د. / دعاء محمود، دار النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1437هـ – 2016م.
- الفيزياء العامة وتطبيقاتها في المجال الحيوي والطبي، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، د./ الحسيني الطاهر، د. / رمضان على، و أ.د. / وليد ألطف، دار النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1438هـ – 2017م.
- موسوعة التأثيرات والظواهر الفيزيائية وتطبيقاتها، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1438هـ – 2017م.
- مقدمة في فيزياء أشباه الموصلات، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، و د. / الحسيني الطاهر، النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1438هـ – 2017م.

- أساسيات كيمياء الجوامد، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، و د. / الحسيني الطاهر، النوارس للدعاية والنشر، الإسكندرية، 1438هـ - 2017م.
- أساسيات السيراميك، تأليف ميتشيل دبليو بارسوم، ترجمة: أ.د/ احمد عبد الله الغامدي، أ.د/ محمد سرور الشهاوي، و أ.د/يسري مصطفى، مركز النشر العلمي، بجامعة الملك عبد العزيز، جدة، 1439 هـ- 2018م.
- الكيمياء البنائية للزجاج، تأليف ك ج راو، ترجمة: ، أ.د/ محمد سرور الشهاوي ، أ.د/ احمد عبد الله الغامدي، و أ.د/يسري مصطفى، مركز النشر العلمي، بجامعة الملك عبد العزيز، جدة، 1439 هـ- - 2018 م.
- التحليل الآلي: النظرية والتطبيق - الجزء الأول - الطرق الطيفية، تأليف أ.د/ يسري مصطفى و أ.د/ محمد سرور الشهاوي، دار عبيد للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، 1439 هـ – 2018 م.
- التحليل الآلي: النظرية والتطبيق - الجزء الثاني – طرف الفصل الكروماتوغرافي والطرق الكهربية ومطيافية الكتلة والطرق الحرارية، تأليف أ.د/ يسري مصطفى و أ.د/ محمد سرور الشهاوي ، دار عبيد للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، 1439 هـ – 2018 م.
- مبادئ الإحصاء الكيميائي والبيئي، تأليف أ.د / يسرى مصطفى، و د. / الحسيني الطاهر، د./ طه محمد الفوال، دار عبيد للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة، 1439 هـ – 2018 م، هذا الكتاب.

View publication stats