

Tentamen Advanced Statistics for Nutritionists (MAT-24306)
Maandag 21 december 2009, 14.00 - 17.00 uur
Schrijf op elk blad je naam en registratienummer.

Vraagstuk 1 (25)

Een proef werd opgezet om de effecten te schatten van polyfenol-inname op plasma homocysteïne concentraties bij gezonde personen. Aan een dieet werden polyfenolen toegevoegd uit twee verschillende bronnen, in doses x_1 respectievelijk x_2 . De eerste bron imiteert polyfenol-inname via koffie, de tweede inname via thee. Het onderzoek was van belang vanwege de mogelijke relatie tussen homocysteïne concentraties en het risico van hart- en vaatziekten.

Elk van de 22 deelnemende personen ontving een polyfenol-dieet gedurende een week en een placebo-dieet gedurende een andere week, in gelote tijdsvolgorde. Een polyfenol-dieet bevatte een supplement zoals boven beschreven. Het placebo-dieet bevatte als supplement een geringe hoeveelheid citroenzuur. Bij iedere proefpersoon wordt de toename y ($\mu\text{mol/l}$) in homocysteïne concentratie tussen polyfenol en placebo bepaald aan de hand van bloedmonsters aan het eind van beide weken.

Het model voor deze waarnemingen is:

$$E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5$$

met $x_3 = x_1^2$, $x_4 = x_2^2$ en $x_5 = x_1 \cdot x_2$.

We veronderstellen dat alle waarnemingen onafhankelijk en normaal verdeeld zijn, met dezelfde variantie (σ^2).

In het overzicht hieronder staan dosis x_1 , dosis x_2 en de waarnemingen y van iedere persoon.

persoon	x_1	x_2	y	persoon	x_1	x_2	y
1	6	0	1.08	13	4	0	0.74
2	6	0	1.07	14	4	0	0.85
3	6	0	1.07	15	2	2	0.91
4	4	2	1.09	16	2	2	1.10
5	4	2	1.04	17	0	4	0.96
6	4	2	1.15	18	0	4	0.86
7	2	4	1.08	19	2	0	0.58
8	2	4	1.06	20	2	0	0.47
9	2	4	1.22	21	0	2	0.41
10	0	6	1.04	22	0	2	0.49
11	0	6	1.10				
12	0	6	1.00				

- a (2) Schat σ , de standaardafwijking van een waarneming.
b1 (2) Geef de praktische betekenis van β_0 .
b2 (3) Toets $H_0: \beta_0 = 0$ tegen $H_a: \beta_0 \neq 0$ bij $\alpha = 0.05$. Geef (1) de definitie van de toetsingsgrootheid, (2) de kansverdeling van de toetsingsgrootheid onder de nulhypothese, (3) de uitkomst van de toetsingsgrootheid, (4) de P-waarde en (5) de conclusie.

We proberen eerst aan te tonen dat de verwachte homocysteïne concentratie toeneemt wanneer we x_1 laten toenemen van 0 naar 5, terwijl we x_2 constant op 0 houden.

- c1 (2) Motiveer dat we moeten toetsen $H_0: 5\beta_1 + 25\beta_3 = 0$ tegen $H_a: 5\beta_1 + 25\beta_3 > 0$.
c2 (4) Onderzoek ($\alpha = 0.05$) of $5\beta_1 + 25\beta_3 > 0$. Geef (1) de definitie van de toetsingsgrootheid, (2) de uitkomst van de toetsingsgrootheid, (3) de P-waarde en (4) de conclusie.
c3 (3) Bereken de 0.95-betrouwbaarheidsgrens voor $5\beta_1 + 25\beta_3$ die behoort bij het toetsprobleem van vraag c1 en geef ook de conclusie met behulp van deze betrouwbaarheidsgrens.

Een veel eenvoudiger model zou zijn dat $E(y)$ lineair afhangt van x_1 en x_2 .

- d (5) Onderzoek ($\alpha = 0.05$) of dit model te eenvoudig is. Vermeld: (1) de nulhypothese en de alternatieve hypothese, (2) de naam van de toets, (3) de kansverdeling van de toetsingsgrootheid onder de nulhypothese, (4) de uitkomst van de toetsingsgrootheid, (5) de P-waarde en (6) de conclusie.
e1 (2) Bereken TOL_1 en VIF_1 , de tolerantie en de variantie inflatiefactor van x_1 .
e2 (1) Is er sprake van multicollineariteit? Motiveer je antwoord.
e3 (1) Verwachtte je multicollineariteit? Motiveer je antwoord.

Output question 1

Regression

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.088	5	.218	33.165	.000 ^a
	Residual	.105	16	.007		
	Total	1.193	21			

a. Predictors: (Constant), x5, x4, x3, x2, x1

b. Dependent Variable: y

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B		Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound	Tolerance	VIF
1	(Constant)	-.164	.159		-1.035	.316	-.500	.172		
	x1	.381	.088	3.363	4.324	.001	.194	.567	???	???
	x2	.395	.088	3.490	4.488	.000	.208	.582	.009	109.968
	x3	-.030	.011	-1.535	-2.725	.015	-.053	-.007	.017	57.737
	x4	-.032	.011	-1.655	-2.936	.010	-.055	-.009	.017	57.737
	x5	-.053	.021	-.801	-2.571	.021	-.097	-.009	.057	17.661

a. Dependent Variable: y

The GLM procedure with the subcommand /LMATRIX = "5 beta 1 + 25 beta 3" x1 5 x3 25 gives:

Contrast Results (K Matrix)

Contrast	Dependent Variable	
	y	
L1	Contrast Estimate	1.157
	Hypothesized Value	0
	Difference (Estimate - Hypothesized)	1.157
	Std. Error	.180
	Sig.	.000
	95% Confidence Interval for Difference	
	Lower Bound	.776
	Upper Bound	1.539

a. Based on the user-specified contrast coefficients (L) matrix: 5 beta 1 + 25 beta 3

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.922 ^a	.850	.834	.09696	.850	53.929	2	19	.000
2	.955 ^b	.912	.885	.08099	.062	3.744	3	16	.033

a. Predictors: (Constant), x2, x1

b. Predictors: (Constant), x2, x1, x5, x4, x3

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.893 ^a	.797	.763	.11589	.797	23.596	3	18	.000
2	.955 ^b	.912	.885	.08099	.115	10.431	2	16	.001

a. Predictors: (Constant), x5, x4, x3

b. Predictors: (Constant), x5, x4, x3, x2, x1

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.995 ^a	.991	.989	.223

a. Predictors: (Constant), x5, x4, x3, x2

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	92.244	4	23.061	463.115	.000 ^a
	Residual	.847	17	.050		
	Total	93.091	21			

a. Predictors: (Constant), x5, x4, x3, x2

b. Dependent Variable: x1

Vraagstuk 2 (25)

In ontwikkelingslanden krijgen kinderen al vaak op jonge leeftijd, 4-6 maanden, graanpap bij hun voeding en deze praktijk wordt geassocieerd met ondervoedingsproblemen (zoals Fe en Zn deficiëntie). Om de voedings- en functionele eigenschappen van pap op basis van sorghum te verbeteren werd een modificatie in het gebruikelijke bereidingsproces geïntroduceerd in de vorm van een extra kiemingsfase na de gebruikelijke inweekfase. Het uiteindelijke doel van de proef was om tot optimale Fe en Zn beschikbaarheid uit de pap te komen, maar wij bekijken hier het (ook gemeten en voor ons eenvoudiger te begrijpen) kenmerk *viscositeit* (hierna y genoemd). De proef werd uitgevoerd als een volledig gerandomiseerde proef met 2 factoren (A: inweektijd en B: kiemingstijd, zie tabel), beginnend met 22 porties van 100g sorghum zaden als experimentele eenheden. Na de bereiding werd y gemeten bij elke experimentele eenheid.

		B: kiemingstijd (germination time)		
		low(24h)	Medium(36h)	high(48h)
A:	low(8h)	112	103	74
	inweektijd (soaking time)	123	101	64
		104	92	28
			120	75
	high(12h)	117	111	65
		125	104	76
128		99	65	
		121	67	

Voor de analyse van y beginnen we eerst met het interactie model:

$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \tau\beta_{ij} + \epsilon_{ijk}$ met $E(\epsilon_{ijk}) = 0$ en met $i = 1, 2$ voor de niveaus van A (inweektijd/soaking time) en $j = 1, 2, 3$ voor de niveaus van B (kiemingstijd/germination time).

We nemen aan dat alle waarnemingen onafhankelijk en normaal verdeeld zijn met dezelfde variantie (σ^2).

- a1 (2) Schat de verwachte viscositeit bij de combinatie (low, low) door alleen gebruik te maken van de uitvoer "Parameter Estimates".
- a2 (1) Controleer het antwoord door gebruik te maken van andere uitvoer fragmenten.
- a3 (2) Schat de corresponderende standaardfout.
- b (2) Geef de numerieke waarde van de verticale positie van het punt links bovenaan in de grafiek (profile plot).

- c (3) Toets ($\alpha = 0.05$) de hypothese dat het effect van kiemingstijd hetzelfde is ongeacht de inweektijd. Vermeld de definitie en de uitkomst van de toetsingsgrootte, de P-waarde en de conclusie (ook in woorden).

*** Vanaf nu gaan we uit van een **additief** model $y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \epsilon_{ijk}$ ***.

- d (2) Is het proefschema orthogonaal? Hoe kun je dat zien? Licht beknopt toe (met behulp van numerieke waarden).

We willen onderzoeken ($\alpha = 0.05$) of er een effect van inweektijd is, met behulp van een betrouwbaarheidsinterval voor het contrast Low vs. High.

- e1 (2) Schrijf de corresponderende parametercombinatie op.
 e2 (1) Geef de geschatte waarde.
 e3 (1) Geef het betrouwbaarheidsinterval.
 e4 (2) Wat is je conclusie en waarom?

De onderzoekers dachten dat de kiemingsfase slechts een substantieel effect op viscositeit zou hebben als de kiemingstijd nogal groot zou zijn. Verder denken zij dat het effect alleen maar kan zijn dat de viscositeit neigt af te nemen als de kiemingstijd toeneemt. Dus kijken ze naar de contrasten $\beta_1 - \beta_2$ en $(\beta_1 + \beta_2)/2 - \beta_3$. Wij kijken naar het tweede contrast.

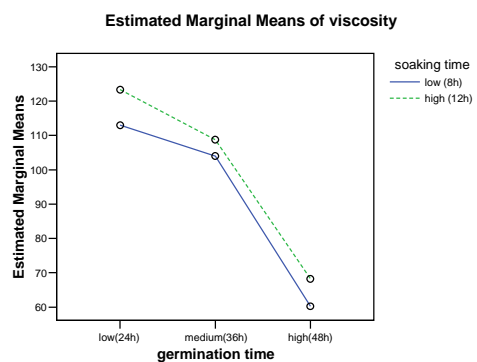
- f1 (2) Bereken de schatting van $(\beta_1 + \beta_2)/2 - \beta_3$ door alleen gebruik te maken van de uitvoer "Parameter Estimates".
 f2 (1) Waarom moet de schatting gelijk zijn aan $(\bar{y}_{B1} + \bar{y}_{B2})/2 - \bar{y}_{B3}$?
 f3 (3) De geschatte standaardfout van de schatter voor $(\beta_1 + \beta_2)/2 - \beta_3$ is 5.24. Bereken de 0.95-betrouwbaarheidsondergrens voor het contrast $(\beta_1 + \beta_2)/2 - \beta_3$.
 f4 (1) Waarom moeten we een betrouwbaarheidsondergrens uitrekenen voor $(\beta_1 + \beta_2)/2 - \beta_3$ en niet een betrouwbaarheidsbovengrens?

SPSS-output

Descriptive Statistics

Dependent Variable: viscosity

soaking time	germination time	Mean	Std. Deviation	N
low (8h)	low(24h)	113.00	9.539	3
	medium(36h)	104.00	11.690	4
	high(48h)	60.25	22.066	4
	Total	90.55	28.215	11
high (12h)	low(24h)	123.33	5.686	3
	medium(36h)	108.75	9.535	4
	high(48h)	68.25	5.252	4
	Total	98.00	25.195	11
Total	low(24h)	118.17	9.020	6
	medium(36h)	106.38	10.197	8
	high(48h)	64.25	15.453	8
	Total	94.27	26.380	22



Between-Subjects Factors

		Value Label	N
soaking time	1	low (8h)	11
	2	high (12h)	11
germination time	1	low(24h)	6
	2	medium(36h)	8
	3	high(48h)	8

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: viscosity

Source	Type II Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	12141.447 ^a	5	2428.289	15.711	.000
Intercept	195521.636	1	195521.636	1265.043	.000
A	305.636	1	305.636	1.977	.179
B	11808.155	2	5904.078	38.200	.000
A * B	27.655	2	13.828	.089	.915
Error	2472.917	16	154.557		
Total	210136.000	22			
Corrected Total	14614.364	21			

a. R Squared = .831 (Adjusted R Squared = .778)

Parameter Estimates

Dependent Variable: viscosity

Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	68.250	6.216	10.980	.000	55.073	81.427
[A=1]	-8.000	8.791	-.910	.376	-26.636	10.636
[A=2]	0 ^a
[B=1]	55.083	9.495	5.801	.000	34.954	75.212
[B=2]	40.500	8.791	4.607	.000	21.864	59.136
[B=3]	0 ^a
[A=1] * [B=1]	-2.333	13.428	-.174	.864	-30.800	26.133
[A=1] * [B=2]	3.250	12.432	.261	.797	-23.105	29.605
[A=1] * [B=3]	0 ^a
[A=2] * [B=1]	0 ^a
[A=2] * [B=2]	0 ^a
[A=2] * [B=3]	0 ^a

a. This parameter is set to zero because it is redundant.

additive model:

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: viscosity

Source	Type II Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	12113.792 ^a	3	4037.931	29.066	.000
Intercept	195521.636	1	195521.636	1407.434	.000
A	305.636	1	305.636	2.200	.155
B	11808.155	2	5904.078	42.500	.000
Error	2500.572	18	138.921		
Total	210136.000	22			
Corrected Total	14614.364	21			

a. R Squared = .829 (Adjusted R Squared = .800)

Parameter Estimates

Dependent Variable: viscosity

Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	67.977	4.866	13.969	.000	57.754	78.201
[A=1]	-7.455	5.026	-1.483	.155	-18.013	3.104
[A=2]	0 ^a
[B=1]	53.917	6.365	8.470	.000	40.543	67.290
[B=2]	42.125	5.893	7.148	.000	29.744	54.506
[B=3]	0 ^a

a. This parameter is set to zero because it is redundant.

Vraagstuk 3 (10)

Een onderzoeker heeft een onderzoeksproject uitgevoerd om meer inzicht te krijgen in de Franse afzetmarkt voor "ready-to-eat" sandwiches. Eén van de onderzoeksvragen was of de situatie waarin Franse consumenten gewoonlijk "ready-to-eat" sandwiches kopen en eten en geslacht (gender) geassocieerd zijn.

Men neemt een aselechte steekproef van 525 Franse consumenten, het resultaat hiervan staat hieronder in de SPSS contingency tabel (en verdere uitvoer).

- a1 (6) Voer een geschikte toets uit ($\alpha = 0.05$). Vermeld: (1) de nulhypothese H_0 en de alternatieve hypothese H_a in woorden, (2) de volledige naam van de toets (consistent met de manier van steekproeftrekken), (3) de uitkomst van de toetsingsgrootte, (4) de P-waarde en (5) de conclusie.
- a2 (2) Geef de asymptotische kansverdeling van de toetsingsgrootte (naam en parameter(s)).
- b (2) Bereken de "expected counts" voor de twee cellen "Snack between meals" en resp. "female" en "male".

most often situation * gender Crosstabulation

			gender		Total
			female	male	
most often situation	Snack between meals	Count	60	50	110
		Expected Count	???	???	110.0
	Lunch while working	Count	29	32	61
		Expected Count	35.2	25.8	61.0
	Dinner while working	Count	4	3	7
		Expected Count	4.0	3.0	7.0
	Lunch during break, walking	Count	55	38	93
		Expected Count	53.7	39.3	93.0
	Lunch during break, sitting	Count	49	50	99
		Expected Count	57.1	41.9	99.0
	During leisure time	Count	73	12	85
		Expected Count	49.1	35.9	85.0
	Travelling	Count	33	37	70
		Expected Count	40.4	29.6	70.0
	Total	Count	303	222	525
		Expected Count	303.0	222.0	525.0

Chi-Square Tests

	Value	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	36.699 ^a	.000
Likelihood Ratio	40.647	.000
Linear-by-Linear Association	2.899	.089
N of Valid Cases	525	

a. 2 cells (14.3%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2.96.

Vraagstuk 4 (12)

Van een bestaand dieet ter verlaging van de bloeddruk werd een nieuwe variant ontwikkeld die (zo meent men) door gebruikers niet qua smaak of anderszins te onderscheiden is van de oude. Om nieuw en oud te vergelijken werd een volledig gerandomiseerde proef uitgevoerd met 30 personen die aan hoge bloeddruk lijden maar daar tot nu toe niets aan deden. Er kwamen 13 personen terecht bij het oude dieet en 17 bij het nieuwe. Bij iedereen stelde men vast hoe groot de vermindering (y) van de bloeddruk was over een dieetperiode van een maand.

Omdat personen al naar het hen belijft meer of minder mogen eten, werd ook (via food records tijdens de dieetperiode) nagegaan hoe groot de dagelijkse inname (x) van het dieet was.

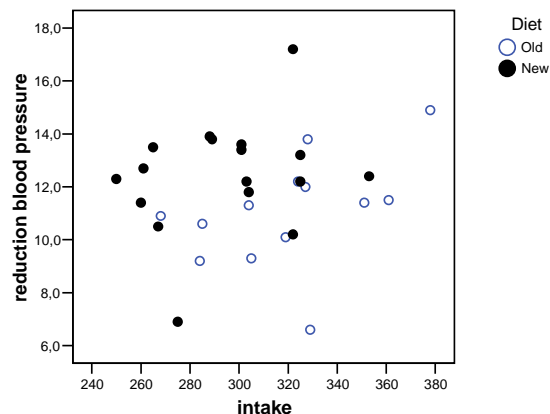
Het statistische model voor de analyse is:

$$E(y_{ij}) = \beta_0 + \tau_i + \beta_1 x_{ij} \text{ met index } i = 1 \text{ (oud (=old)), } 2 \text{ (nieuw (=new)) voor dieet en index } j \text{ voor persoon binnen dieet. We nemen aan dat de waarnemingen } y \text{ onafhankelijk en normaal verdeeld zijn met dezelfde variantie } (\sigma^2).$$

- a (2) Kennelijk gebruiken we x als covariabele. Waarom kan het hier hachelijk zijn om die dagelijkse inname als covariabele te gebruiken?
- b (4) Ga na ($\alpha = 0.05$) of het nieuwe dieet systematisch tot grotere bloeddrukvermindering leidt dan het oude dieet. Vermeld (1) de nulhypothese en de alternatieve hypothese met behulp van de modelparameters, (2) de definitie en de uitkomst van de toetsingsgroottheid, (3) de P-waarde en (4) de conclusie.
- c1 (3) Ga na ($\alpha = 0.05$) of er (binnen dieet) positieve correlatie is tussen bloeddrukvermindering en dagelijkse inname. Vermeld (1) de nulhypothese en de alternatieve hypothese met behulp van de modelparameters, (2) de definitie en de uitkomst van de toetsingsgroottheid, (3) de P-waarde en (4) de conclusie.
- c2 (1) Wil "significant" daarbij automatisch zeggen dat het opnemen van x in het model de moeite waard is?
- c3 (2) Bereken een schatting van hoeveel keer groter de proef zou moeten worden als we de covariabele niet zouden meenemen in de analyse (en toch het dieeteffect met ongeveer dezelfde onnauwkeurigheid willen kunnen schatten).

Report

Diet		intake	reduction blood pressure
Old	Mean	320.23	11.062
	N	13	13
	Std. Deviation	31.520	2.0899
New	Mean	294.76	12.424
	N	17	17
	Std. Deviation	28.954	2.1179
Total	Mean	305.80	11.833
	N	30	30
	Std. Deviation	32.224	2.1802



Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: reduction blood pressure

Source	Type I Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	27.602 ^a	2	13.801	3.380	.049
Intercept	4200.833	1	4200.833	1028.823	.000
Diet	13.665	1	13.665	3.347	.078
x	13.936	1	13.936	3.413	.076
Error	110.245	27	4.083		
Total	4338.680	30			
Corrected Total	137.847	29			

a. R Squared = .200 (Adjusted R Squared = .141)

Parameter Estimates

Dependent Variable: reduction blood pressure

Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	5.510	3.774	1.460	.156	-2.233	13.254
[Diet=1]	-1.959	.812	-2.414	.023	-3.625	-.294
[Diet=2]	0 ^a
x	.023	.013	1.847	.076	-.003	.050

a. This parameter is set to zero because it is redundant.

Vraagstuk 5 (18)

Een te hoog cyanidegehalte in cassave kan verlamingsverschijnselen veroorzaken. Sommige cassaverassen hebben lang tijd nodig om op natuurlijke wijze een voldoende laag CN-gehalte te krijgen.

In een proef werden 4 bereidingswijzen (factor Preparation, P1-P4) onderzocht die tot doel hebben het CN-gehalte na korte tijd te reduceren. Men wil de vier bereidingswijzen paarsgewijs vergelijken. Omdat het dagelijks aanbod aan cassave veel variatie vertoont, wordt gedurende 6 dagen iedere dag een monster genomen waarvan 8 porties worden gemaakt. Per dag worden de bereidingswijzen aselekt over de porties verdeeld en wel zo dat 2 porties P1 krijgen, 2 porties P2 enzovoorts. Het resterende CN-percentag (variabele y) wordt bij elke portie gemeten..

Voor de analyse gaat men uit van het model

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

met indices i voor Bereiding (Preparation), j voor Dag (Day) en k voor porties.

De verschillende random termen zijn onafhankelijk en normaal verdeeld met verwachting 0 en variantie resp. σ_β^2 , $\sigma_{\tau\beta}^2$ en σ_ϵ^2 .

- a (2) Motiveer waarom Bereiding als fixed effecten zijn opgenomen in het model en de Dagen als random effecten.
- b (1) Geef een uitdrukking voor de variantie van een meting (y) aan een willekeurig portie.
- c (3) Ga na ($\alpha = 0.05$) of de Bereidings-effecten variëren met de Dag. Geef (1) de nulhypothese en de alternatieve hypothese met behulp van de modelparameters, (2) de definitie en de uitkomst van de toetsingsgrootte, (3) de P-waarde en (4) de conclusie.
- d1 (1) Geef de Expected Mean Squares tabel.
- d2 (2) Bereken een schatting voor σ_β^2 .

We willen elke Bereidingswijze met elke andere Bereidingswijze vergelijken.

e1 (5) Bereken de Minimum Significant Difference voor het toetsen van alle paren bij $\alpha = 0.05$ simultaan.

e2 (2) Vermeld het uiteindelijke resultaat met behulp van "onderlijnen".

f (2) Een mixed model is bedoeld voor de analyse van afhankelijke metingen. Welke metingen in de data set zijn afhankelijk, welke metingen zijn onafhankelijk en waarom?

Univariate Analysis of Variance

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: CN-concentration

Source	Type II Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	138997.687	1	138997.687	162.279	.000
prep	1804.729	3	601.576	2.901	.069
day	4282.687	5	856.537	4.131	.015
prep * day	3110.396	15	207.360	2.386	.028
Error	2085.500	24	86.896 ^c		

- a. MS(day)
- b. MS(prepare * day)
- c. MS(Error)

Expected Mean Squares^{a,b}

Source	Variance Component			Quadratic Term
	Var(day)	Var(prepare * day)	Var(Error)	
Intercept	8.000	2.000	1.000	Intercept, prep, day
prep	.000	2.000	1.000	
day	8.000	2.000	1.000	
prep * day	.000	2.000	1.000	
Error	.000	.000	1.000	

- a. For each source, the expected mean square equals the sum of the coefficients in the cells times the variance components, plus a quadratic term involving effects in the Quadratic Term cell.
- b. Expected Mean Squares are based on the Type II Sums of Squares.

Estimated Marginal Means

Preparation

Dependent Variable: CN-concentration

Preparation	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
P1	53.500	2.691	47.946	59.054
P2	62.500	2.691	56.946	68.054
P3	45.167	2.691	39.613	50.721
P4	54.083	2.691	48.529	59.637

Post Hoc Tests

Preparation

Multiple Comparisons

Dependent Variable: CN-concentration

	(I) Preparation	(J) Preparation	Mean Difference (I-J)	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Tukey HSD	P1	P2	-9.00	.445	-25.94	7.94
		P3	8.33	.508	-8.61	25.28
		P4	-.58	1.000	-17.53	16.36
	P2	P1	9.00	.445	-7.94	25.94
		P3	17.33*	.044	.39	34.28
		P4	8.42	.500	-8.53	25.36
	P3	P1	-8.33	.508	-25.28	8.61
		P2	-17.33*	.044	-34.28	-.39
		P4	-8.92	.452	-25.86	8.03
	P4	P1	.58	1.000	-16.36	17.53
		P2	-8.42	.500	-25.36	8.53
		P3	8.92	.452	-8.03	25.86
Dunnnett t (2-sided) ^a	P1	P4	-.58	.999	-15.93	14.76
	P2	P4	8.42	.373	-6.93	23.76
	P3	P4	-8.92	.330	-24.26	6.43

Based on observed means. The error term is prepare * day.

*. The mean difference is significant at the .05 level.

a. Dunnnett t-tests treat one group as a control, and compare all other groups against it.