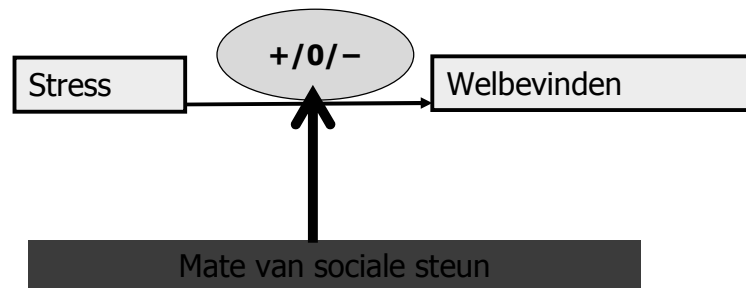


Regressie in de Praktijk – Interacties en Moderatoren

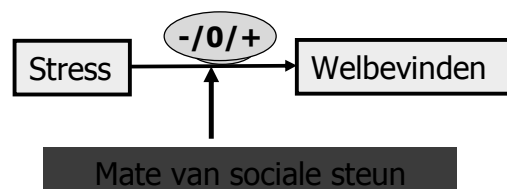


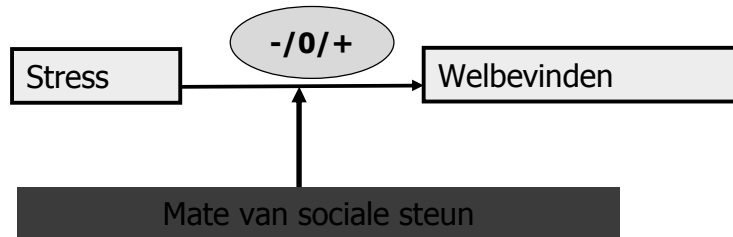
Marieke Timmerman, Frans Siero & Marijtje van Duijn

<http://www.ppsw.rug.nl/~sda>

Stressvolle ervaringen tijdens het werk kunnen leiden tot negatieve gevoelens van welbevinden.

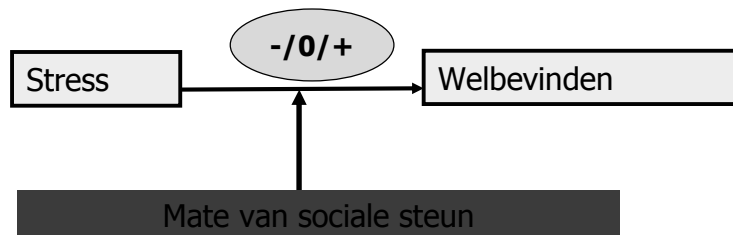
Dit geldt niet onder alle omstandigheden. De aanwezigheid van ondersteunende sociale interacties (Steun) kan de negatieve gevolgen van stress op welbevinden verminderen.





- **Geen Steun: sterk negatief verband tussen Stress en Welbevinden**
- **Hoe hoger Steun, des te minder negatief het verband tussen Stress en Welbevinden**

"Sociale Steun modereert de relatie tussen Stress en Welbevinden"



Data voorbeeld:

Welbevinden (schaal -50 tot 50)

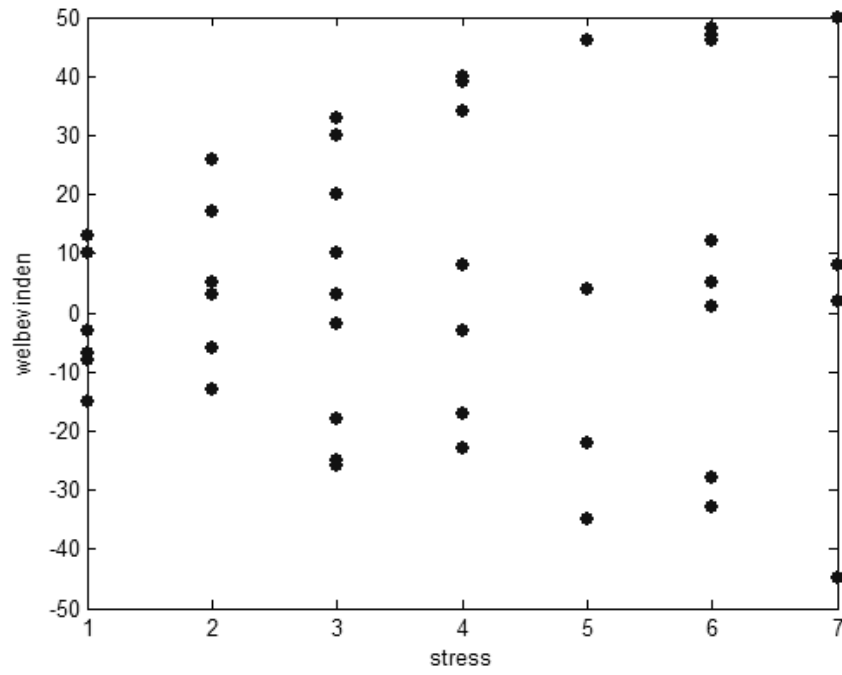
Steun (schaal 1 tot 7)

Stress (schaal 1 tot 7)

n=49

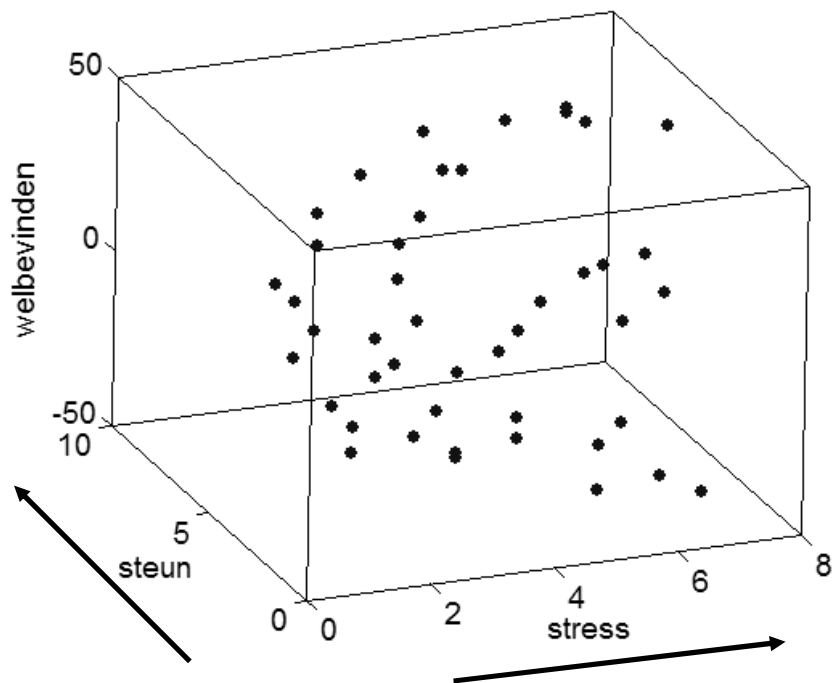
Spreidingsdiagram zonder Moderator

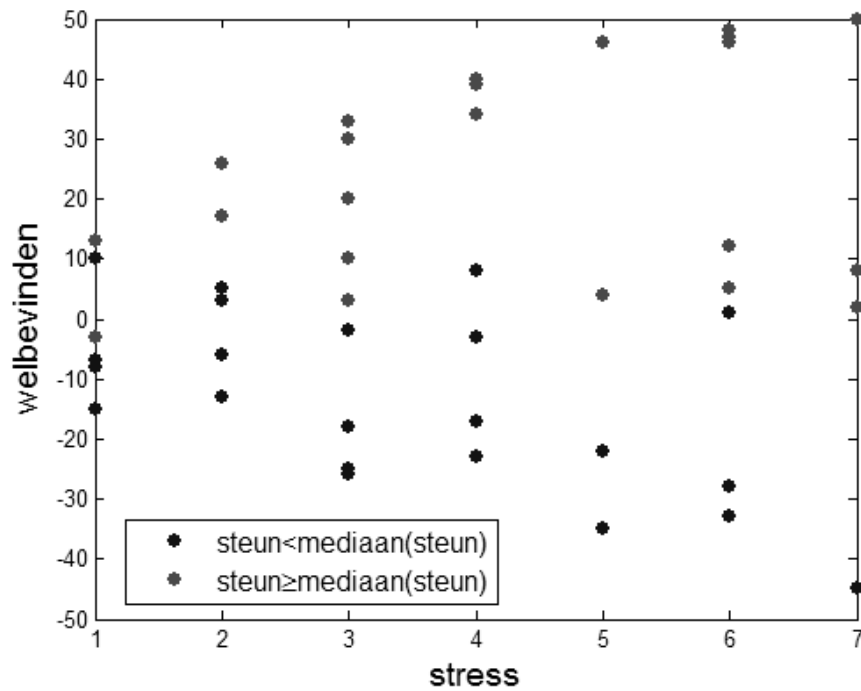
'Welbevinden en Stress'



3D-Spreidingsdiagram

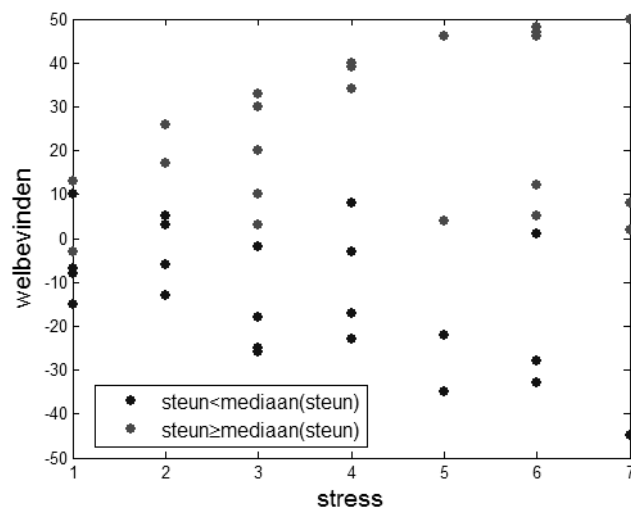
'Welbevinden, Steun en Stress'





Steun < mediaan(steun): negatief verband tussen stress en welbevinden

Steun > mediaan(steun): positief verband tussen stress en welbevinden



Hypothese...

Geen Steun: sterk negatief verband tussen Stress en Welbevinden

Hoe hoger Steun, des te minder negatief het verband tussen Stress en Welbevinden

Dichotomisatie (of tri-, ...)

- Dichotomisatie: formeren van 2 groepen personen op grond van scores op continue variabele
 - mediaan split
 - split op vaste waarde
- Motivatie voor dichotomisatie:
 1. grafische weergave groepen makkelijker dan continue scores
 2. data 'geschikt maken voor ANOVA'

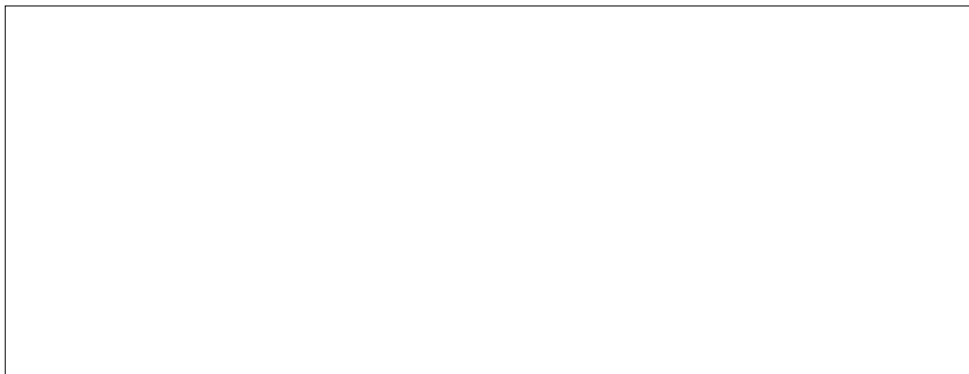
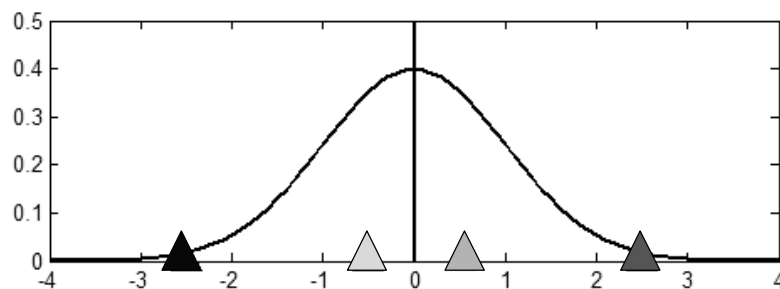
Ad 1. Voor eerste data-inspectie: OK

Ad 2. Voor data-analyse: NIET OK (tenzij...)

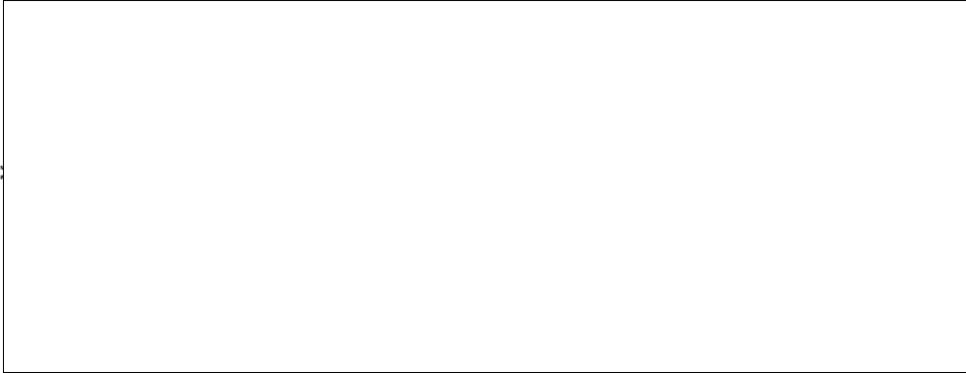
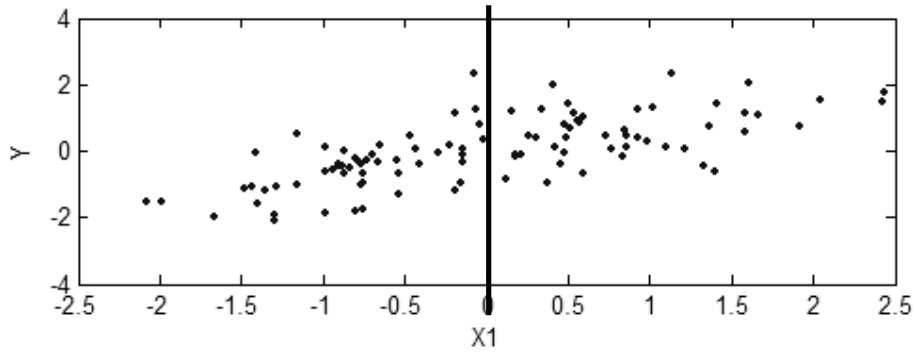
- verlies van informatie, en dus statistische power
- mogelijke introductie spurieuze modeffecten

1 variabele

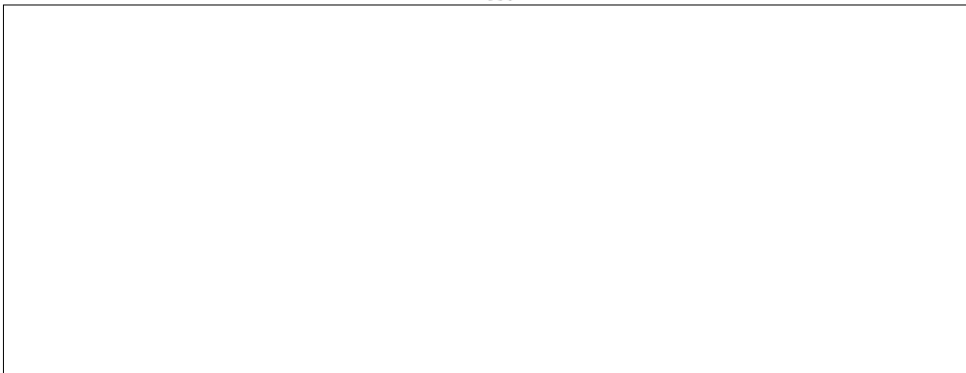
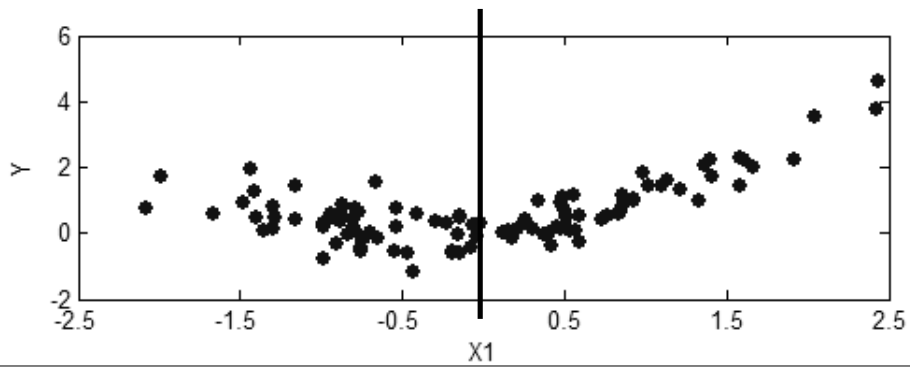
Dichotomisatie: Ordening van personen gaat verloren...



Samenhang tussen 2 variabelen
Dichotomisatie: Vorm verband gaat verloren...



Samenhang tussen 2 variabelen
Dichotomisatie: Vorm verband gaat verloren...

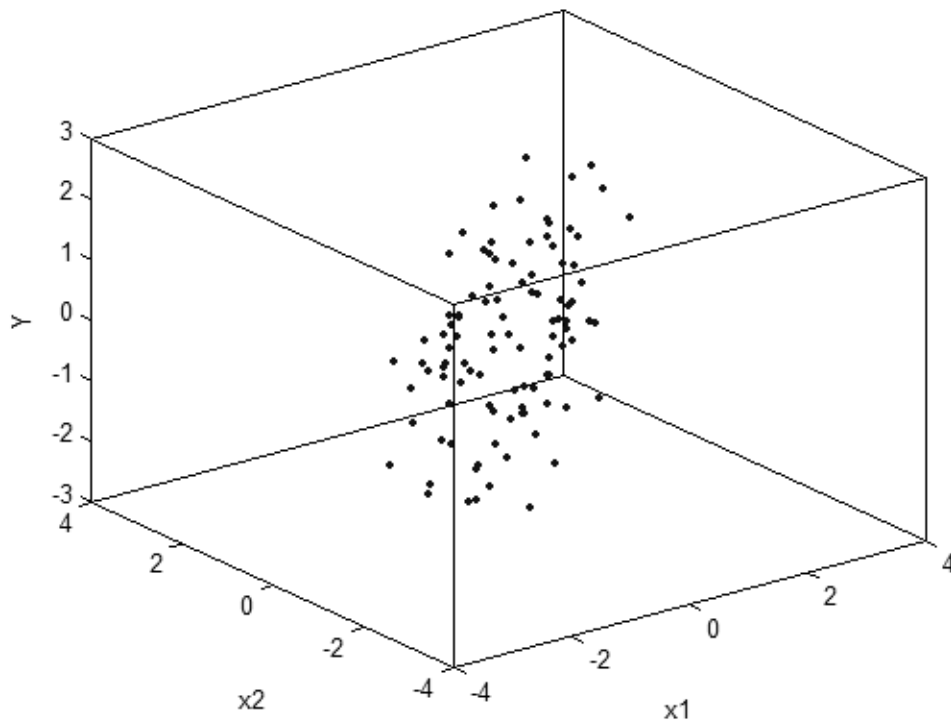
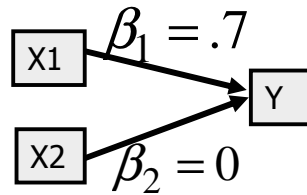


Voorbeeld introductie spurieus modeleffect bij dichotomisatie (data uit MacCallum et al. 2002)

$n=100$, uit multiv. normale verdeling met
 $r(y,x1)=0.7$; $r(y,x2)=0.35$; $r(x1,x2)=0.5$

Semi-partiele correlaties:

$$r(y,x1.x2)=0.61 \quad r(y,x2.x1)=0$$



Lineair regressie model:
 $Y = b_0 + b_1 ZX1 + b_2 ZX2 + E$

Coefficients^a

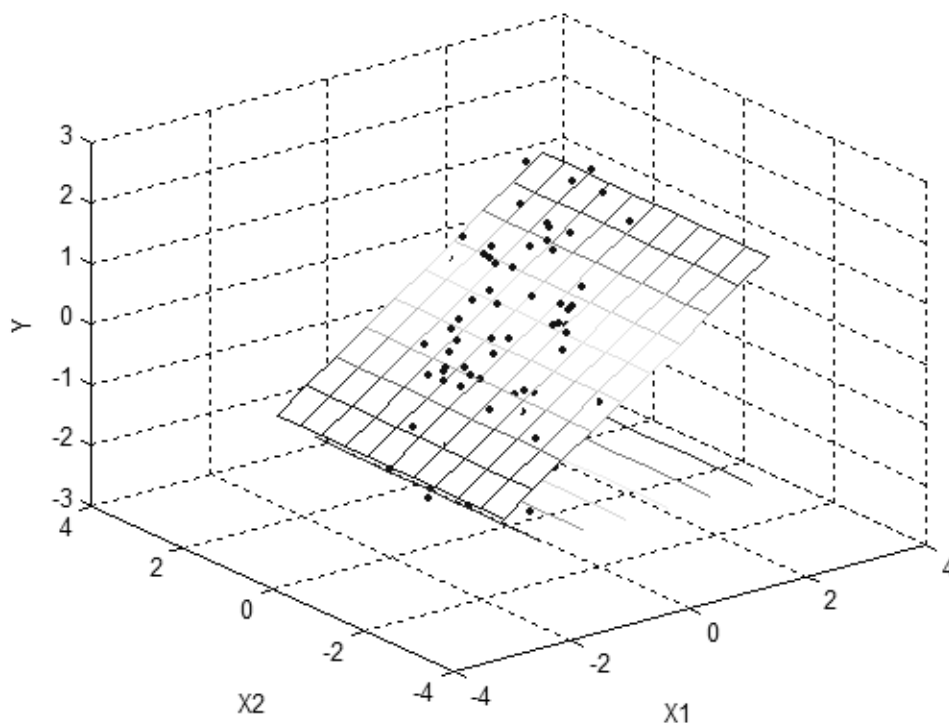
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	7.822E-11	.072		.000	1.000
	ZX1	.699	.084	.699	8.315	.000
	ZX2	-1.96E-04	.084	.000	-.002	.998

a. Dependent Variable: ZY

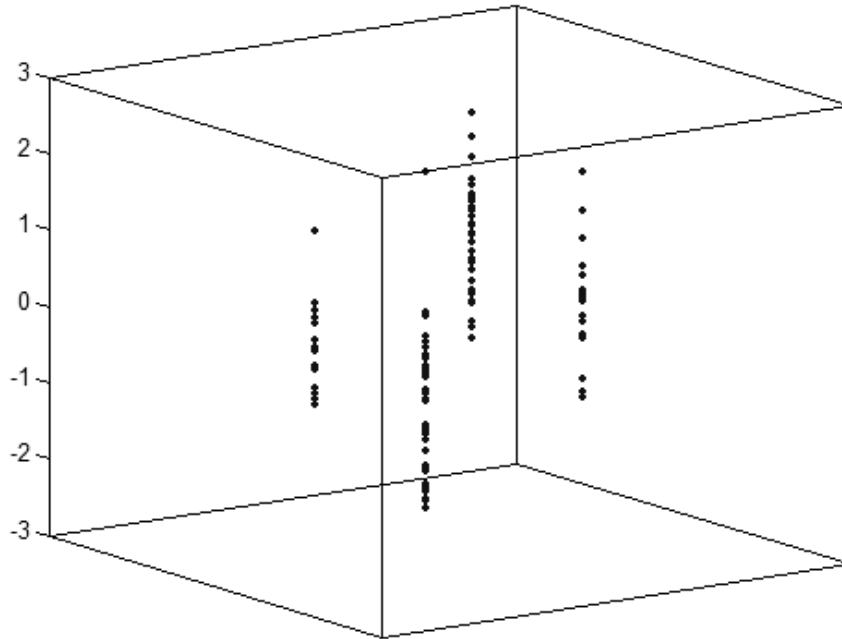
Bevindingen:

- Significant hoofdeffect van X1
- Geen significant hoofdeffect van X2

$$Y = .70 ZX_1 + 0.00 ZX_2 + E$$



dichotomisatie van X1 en X2, door splitsing op steekproefmedianen van X1 en X2



ANOVA...

Tests of Between-Subjects Effects

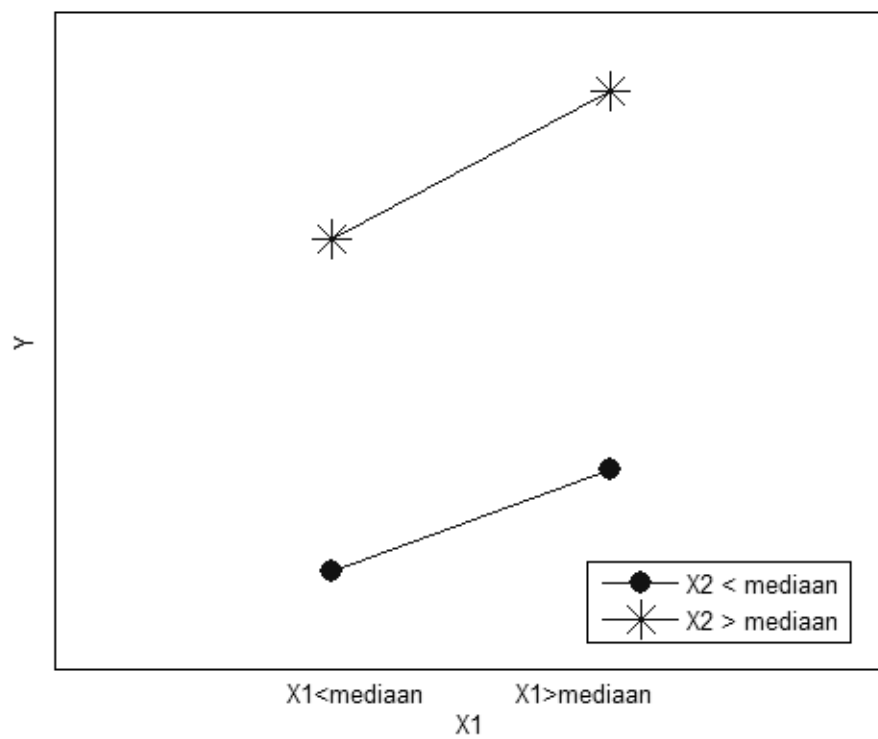
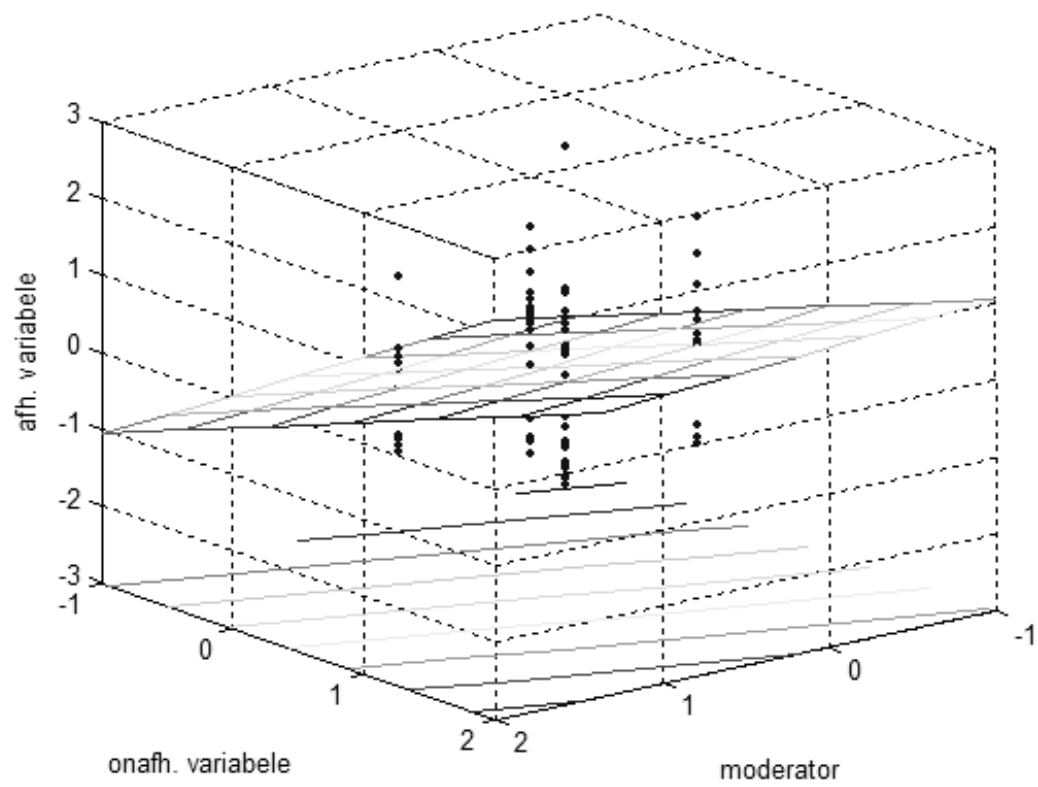
Dependent Variable: ZY

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	39.503 ^a	2	19.752	32.202	.000
Intercept	.000	1	.000	.000	1.000
X1DI	26.289	1	26.289	42.860	.000
X2DI	3.252	1	3.252	5.301	.023
Error	59.497	97	.613		
Total	99.000	100			
Corrected Total	99.000	99			

a. R Squared = .399 (Adjusted R Squared = .387)

Bevindingen:

-Significante hoofdeffecten van X1 en X2



Regressie

- Sign. effect X1
- Geen sign. effect X2
- Adj. R^2 : 0.48

Anova na dichotomisatie

- Sign. effect X1 en X2
- Adj. R^2 : 0.39

Gevolgen dichotomisatie hier:

- Verlies aan verklaarde variantie
- Introductie van een 'nieuw' effect

Algemene effecten dichotomisatie

- Als variabele 'in werkelijkheid' continue:
 - verlies van informatie, en dus statistische power
 - mogelijke introductie spurieuze modeffecten
 - Zonde!

...*Modelleer* continue en

Grafische weergave model eventueel 'per groep'

Wanneer wel dichotomisatie?
...Alleen op theoretische gronden

Dichotomisatie op onafhankelijke variabele, als:

Per Subgroep ander effect op afhankelijke variabele

EN

Binnen Subgroep GEEN verband tussen onafhankelijke variabele en afhankelijke variabele

In praktijk vrijwel nooit!!!

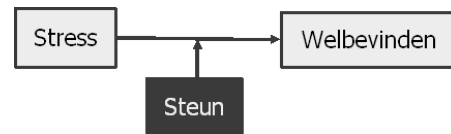
'Regressie in de Praktijk – Interacties en Moderatoren'

(vervolg)

Frans Siero

- **Moderatoreffecten: ken uw data**
 - Misspecificatie van model
 - Multicollineariteit
 - Assumpties (Marijtje van Duijn)
- **Bepaling moderatoreffecten**
 - Model met continue variabele X
 - Model met categorische variabele
- **SPSS-kwellingen**

Het model: kwantitatieve variabelen!



POPULATIE: voor iedere persoon i in de populatie geldt

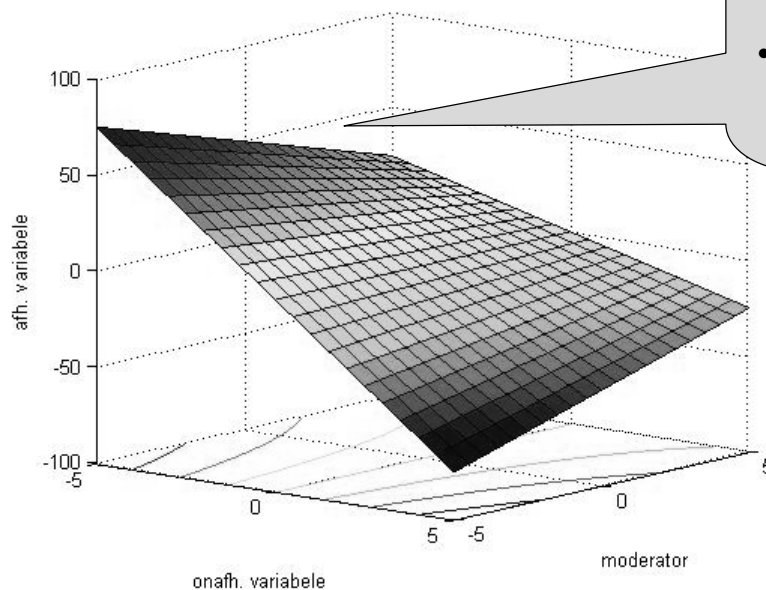
$$y_i = \beta_1 X + \beta_2 Z + \beta_3 X \times Z + \beta_0 + \varepsilon_i$$

ε_i is voor verschillende waarden van y normaal verdeeld met standaarddeviatie gelijk aan σ .

STEEKPROEF: het geschatte regressiemodel is dan

$$\hat{Y} = b_1 X + b_2 Z + b_3 X \times Z + b_0$$

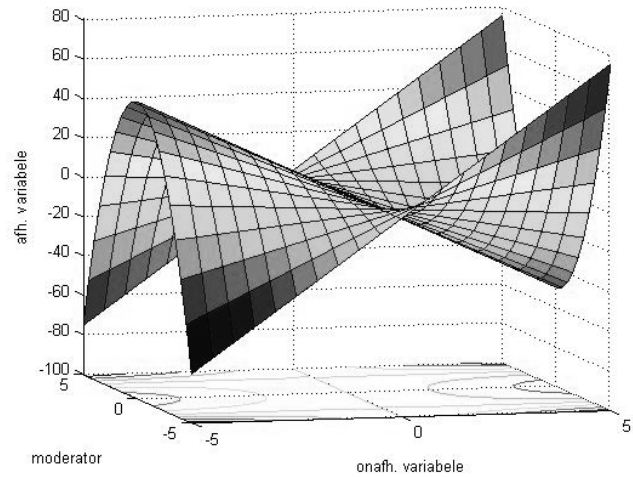
Ken uw data: misspecificatie?



- model in de populatie;
- Ideaalplaatje: geen modelfouten;
- best passende benadering zoeken a.h.v. steekproef.

Monotoon dalende invloed van de moderator op de relatie tussen onafhankelijke en afhankelijke variabele.

Ken uw data: misspecificatie?



→ curvilineaire relatie tussen moderator en Y .

Moderator → relatie tussen onafhankelijke en afhankelijke variabele:

- moderator laag: positieve relatie
- moderator middenwaarde: negatieve relatie
- moderator hoog: positieve relatie (matlab-demo)

A

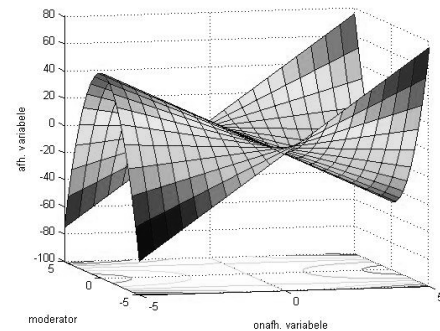
Ken uw data: misspecificatie?

Het regressiemodel is dan niet

$$\hat{y} = \beta_1 x + \beta_2 z + \beta_3 x \times z + \beta_0$$

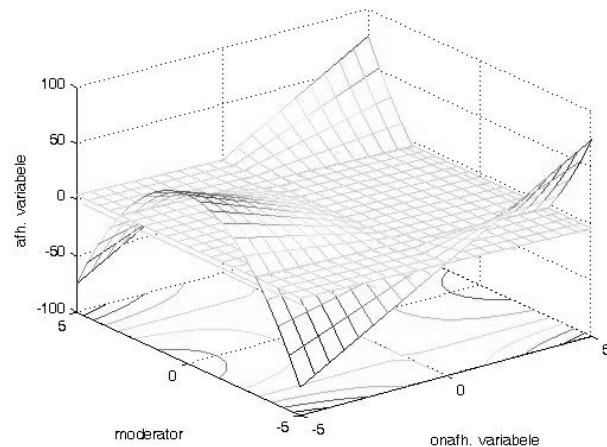
maar:

$$\hat{y} = \beta_1 x + \beta_2 (z^2) + \beta_3 x \times (z^2) + \beta_0$$



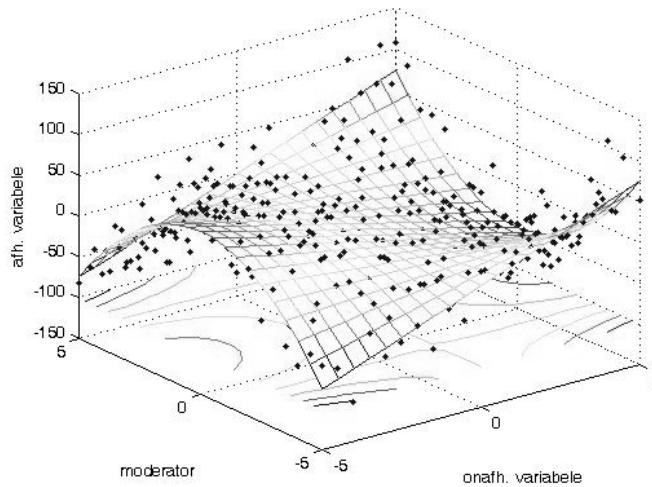
Geen specificatie van curvilineair effect van de moderator op de relatie tussen onafhankelijke en afhankelijke variabele terwijl WEL aanwezig?

→ foutieve conclusies



Ken uw data: multicollineariteit?

Hoge correlatie tussen onafhankelijke variabele X en Z

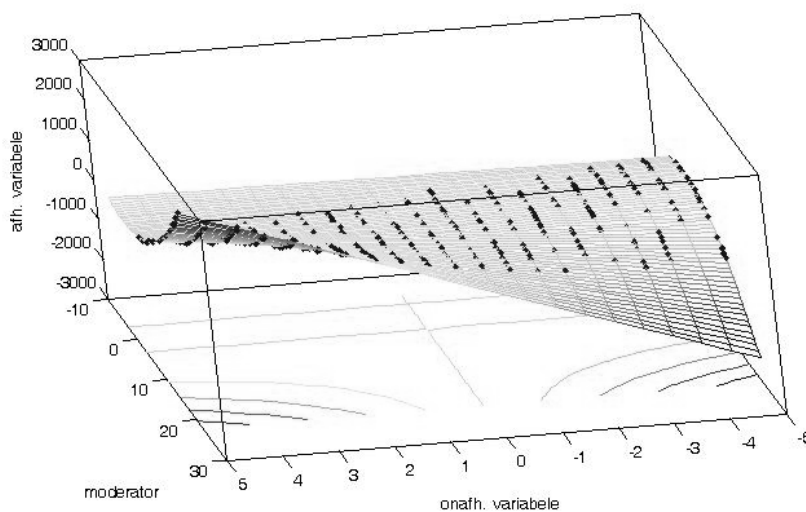


A

Figuur: schatting van situatie in de populatie
(geen correlatie tussen onafhankelijke variabele X en Z en 50% residu)
(residu: gelijke varianties bij verschillende waarden voor X en Z).

Ken uw data: multicollineariteit?

Hoge correlatie tussen onafhankelijke variabele X en Z



A

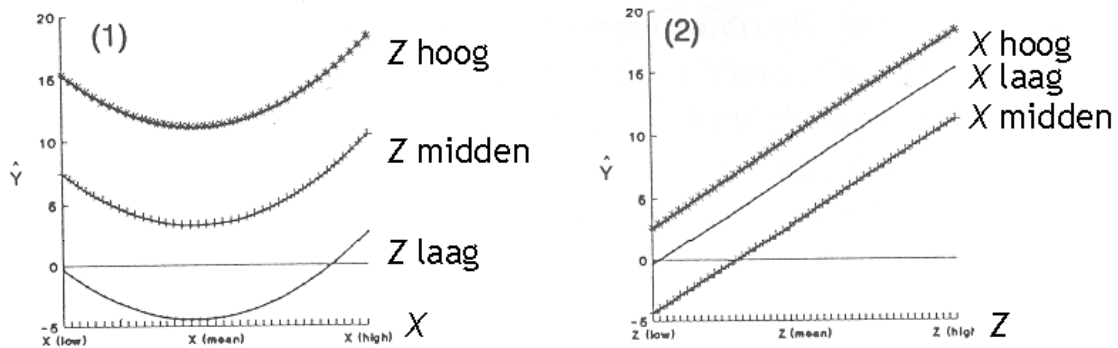
correlatie (0.50) leidt tot een 'ellipswolk'

→ aanwezigheid van curvilineair effect in de pop. moeilijker te vinden

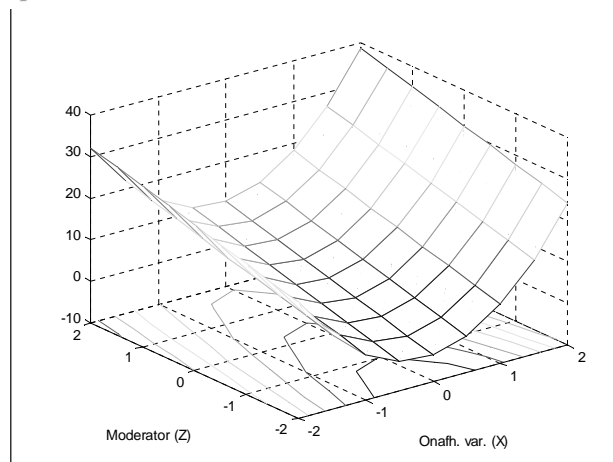
Hoe is misspecificatie te vermijden?

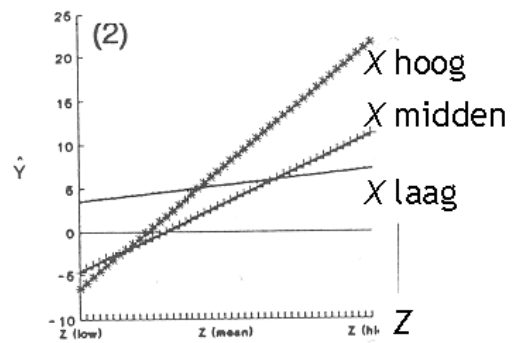
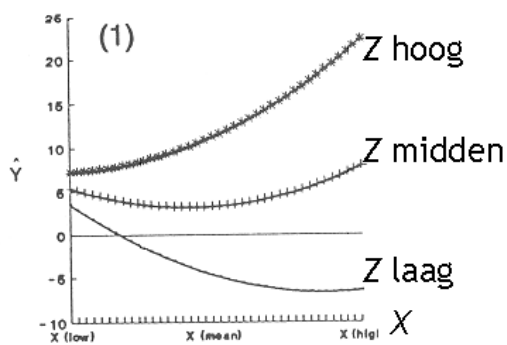
Inspectie van de relatie tussen onafhankelijke variabele X en Y voor de gehele range van moderatorwaarden Z geeft inzicht in de aard van het moderatoreffect:

- Eerst nadenken vanuit theoretische basis van het onderzoek: is er een reden voor een mogelijk curvilineaire relatie tussen de moderator Z en/of de onafhankelijke variabele X met de afhankelijke variabele Y ?
- Onderzoek de mogelijke moderatoreffecten door PLAATJES te maken waarin de de gehele waardenrange van de moderatorvariabele zichtbaar is. Bij trichotomisatie/dichotomisatie bestaat het gevaar van misspecificatie.
- Dus pas trichotomiseren als er voldoende evidentie is voor het achterliggende model.

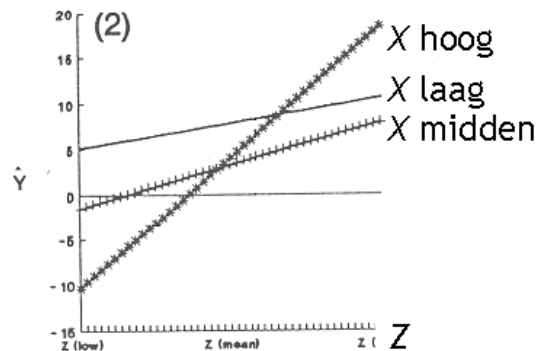
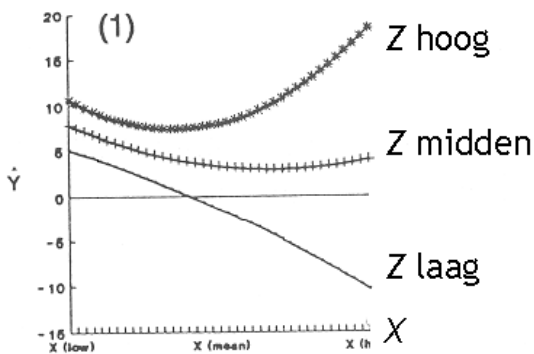
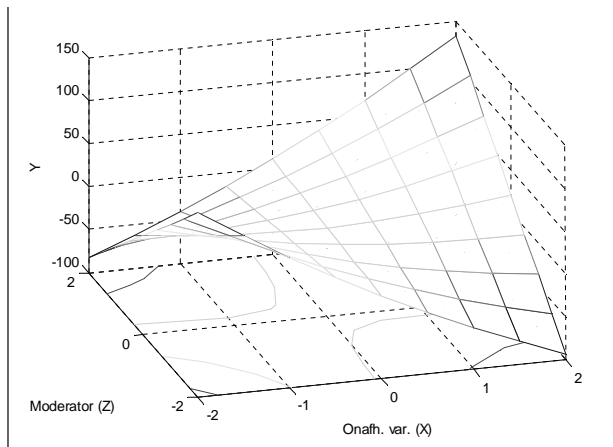


a. Relationships Represented in Equation $\hat{Y} = 1.59X + 6.18X^2 + 3.55Z + 3.44$

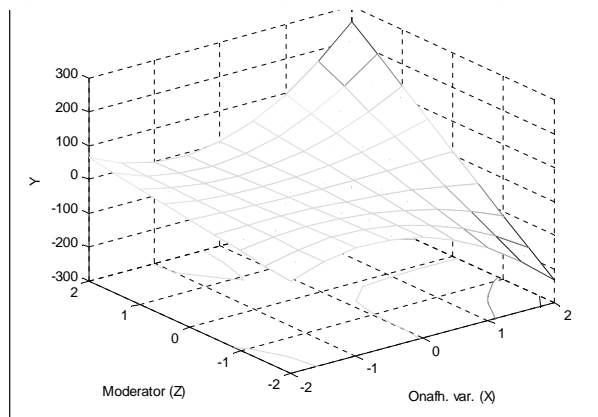




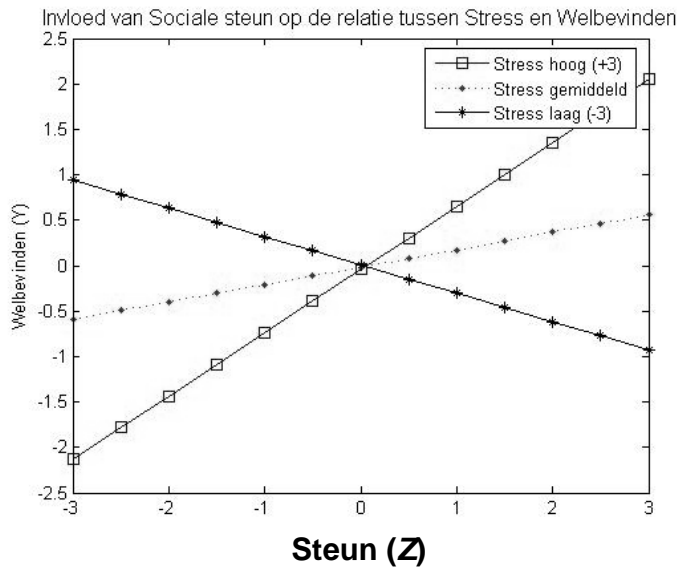
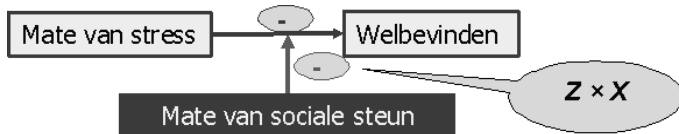
b. Relationships Represented in Equation $\hat{Y} = 1.13X + 3.56X^2 + 3.61Z + 2.93XZ + 3.25$



c. Relationships Represented in Equation $\hat{Y} = -2.04X + 3.00X^2 + 2.14Z + 2.79XZ + 1.96X^2Z + 3.50$



Bepaling moderatoreffect:
design 1 (Z en X)



$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{Steun} + b_2 \text{Stress} + b_3 \text{Stress} \times \text{Steun}$$

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X)

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{Steun} + b_2 \text{Stress} + b_3 \text{Stress} \times \text{Steun}$$

Stap 1:

Voer een regressie uit met deze drie variabelen als predictoren:

b_3 geeft schatting van β_3 met betrouwbaarheidsinterval (BI) en toetsgegevens

Stap 2:

Interpretatie van het interactie-effect

bepaal $b_{Z=\text{laag}}$, $b_{Z=\text{midden}}$, en $b_{Z=\text{hoog}}$:

- getalswaarden,
- BI's,
- toetswaarden)

Op zoek naar de relatie tussen X en Y voor verschillende niveaus van de moderatorvariabele ('SIMPLE SLOPES')

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) IS ER EEN INTERACTIE-EFFECT?

compute product=varz * varx.

REGRESSION

/DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS CI R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT vary

/METHOD=ENTER varz varx /METHOD=ENTER product .

Model Summary

Model	R	R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
				R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.809 ^a	.655	.601	.655	39.905	2	42	.000
2	.859 ^b	.738	.531	.082	12.894	1	41	.001

a. Predictors: (Constant), Zscore(X), Zscore(Z)

b. Predictors: (Constant), Zscore(X), Zscore(Z), PRODUCT

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) IS ER EEN INTERACTIE-EFFECT?

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	4.585E-16	.090		.000	1.000	-.181	.181
	Zscore(Z)	.814	.092	.814	8.878	.000	.629	.999
	Zscore(X)	-.034	.092	-.034	-.367	.716	-.219	.151
2	(Constant)	-.048	.080		-.601	.551	-.210	.114
	Zscore(Z)	.826	.081	.826	10.197	.000	.662	.989
	Zscore(X)	-.016	.081	-.016	-.197	.845	-.180	.148
	PRODUCT	.325	.091	.288	3.591	.001	.142	.508

a. Dependent Variable: Zscore(Y)

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) IS ER EEN INTERACTIE-EFFECT?

Regressieanalyse: getalswaarde b_3 , BI bij b_3 , en toetsgegevens ?

$$\hat{Y} = -0.048 + (0.826) \text{Steun} + (-0.016) \text{Stress} + (0.325) \text{Stress} \times \text{Steun}$$

```

*****
ANAMOD: ANALYSIS OF EFFECTS OF MODERATOR VARIABLES
Y= constante + (b1)Z + (b2)X + (b3) ZxX
Frans Siero (DPMG, RU Groningen) Version May 22, 2005
*****
-----

```

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	-0.048	-0.210	0.114	-0.601	0.551
Moderator	0.826	0.662	0.989	10.197	0.000
Predictor	-0.016	-0.180	0.148	-0.197	0.845
Interaction	0.325	0.142	0.508	3.591	0.001

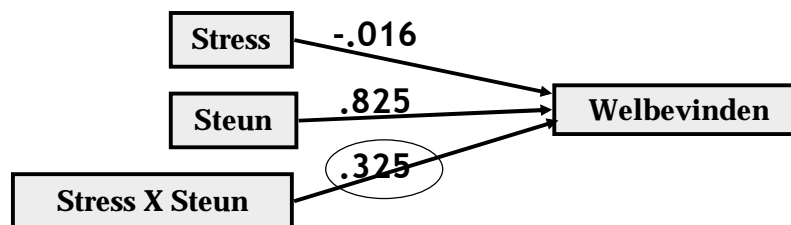
```

-----
R-Square= 0.738 with F(4, 41)= 38.43, p=0.000.

```

Conclusie 1: in de populatie ligt het regressiegewicht voor de interactie (β_3) met 95% zekerheid tussen 0.14 en 0.50

Conclusie 1: in de populatie ligt het regressiegewicht voor de interactie (β_3) met 95% zekerheid tussen 0.14 en 0.50



Hoe ziet de modererende werking van Steun op de relatie tussen Stress en Welbevinden eruit?
(simple slopes)

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) INTERPRETATIE

Stap 2:

Interpretatie van het interactie-effect

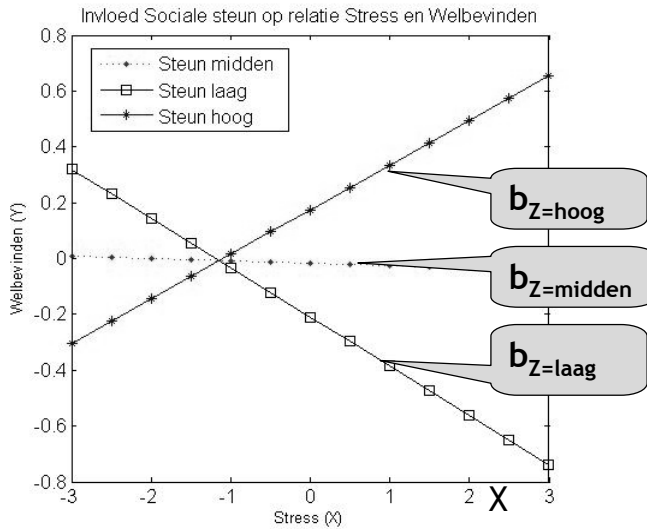
bepaal $b_{Z=laag}$, $b_{Z=midden}$, en $b_{Z=hoog}$:

→ getalswaarden,

→ *BI*'s,

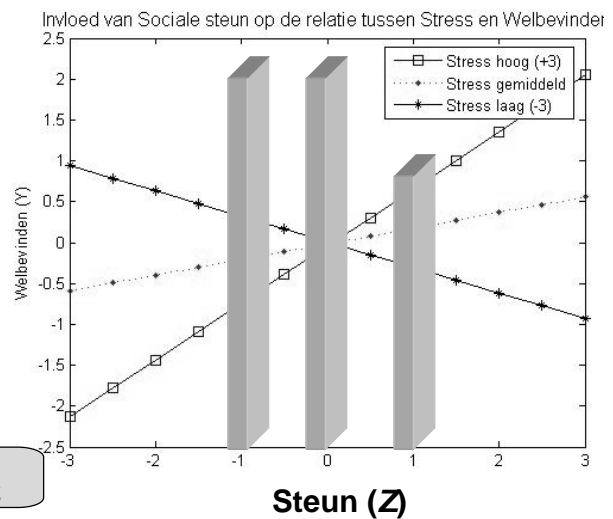
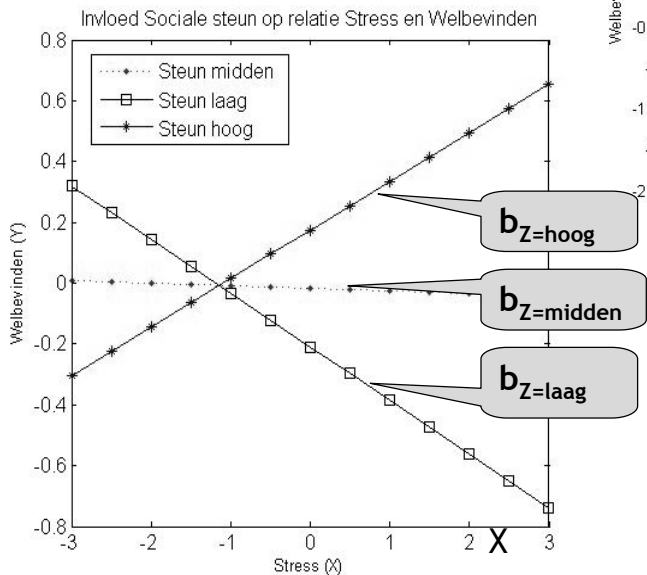
→ toetswaarden)

OP ZOEK NAAR DE 'SIMPLE SLOPES'



Kies een aantal strategische waarden voor de moderatorvariabele Z

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) INTERPRETATIE



Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) SIMPLE SLOPES

Advies: standaardiseer of centreer X en Z.

Reden 1:

dat is handig bij het interpreteren van de interactie;

Reden 2:

dat is nodig als ook hoofdeffecten relevant zijn
(‘pseudo-multicollineariteit’ tussen Z en X enerzijds en
interactievariabele anderzijds verdwijnt bij centreren/standaardiseren)

Dan is hoge waarde voor Z: $Z_{hoog} = \bar{Z} + 1 \times SD_Z = 0 + 1 \times 1 = +1$

Dan is lage waarde voor Z: $Z_{laag} = \bar{Z} - 1 \times SD_Z = 0 - 1 \times 1 = -1$

Centreren of standaardiseren leidt alleen
tot andere *b*-gewichten voor de hoofdeffecten.

De overall-toets voor de interactie en de simple slopes
(relatie tussen X en Y voor een bepaalde waarde van de moderator)
veranderen er niet door.

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) SIMPLE SLOPES

$$\hat{Y} = -0.048 + (0.826) \textit{Steun} + (-0.016) \textit{Stress} + (0.325) \textit{Stress} \times \textit{Steun}$$

Interpretatie van het interactie-effect:

bepaal $b_{Z=laag}$, $b_{Z=midden}$, en $b_{Z=hoog}$

HOE? ‘met de hand’ of via een statistisch rekenprogramma.

Handmatig:

Substitueer *per niveau van Z* de *b*-gewichten en de waarde van Z in de
regressievergelijking: bijvoorbeeld voor Z = +1 (hoge waarde op Z):

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \textit{Steun} + b_2 \textit{Stress} + b_3 \textit{Stress} \times \textit{Steun}$$

$$= b_0 + b_1(+1) + b_2 \textit{Stress} + b_3 \textit{Stress} \times (+1)$$

$$= (b_0 + b_1) + (b_2 + b_3) \textit{Stress}$$

$$= b_0^* + b_{Z-Hoog} \textit{Stress}.$$

$$b_0^* = b_0 + b_1 = -0.017 + 0.192 = 0.175$$

$$b_{Z-Hoog}^* = b_2 + b_3 = -0.008 + 0.168 = 0.160$$

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) SIMPLE SLOPES

$$\hat{Y} = -0.017 + (0.192) \text{Steun} + (-0.008) \text{Stress} + (0.168) \text{Stress} \times \text{Steun}$$

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{Steun} + b_2 \text{Stress} + b_3 \text{Stress} \times \text{Steun}$$

$$= b_0 + b_1(+1) + b_2 \text{Stress} + b_3 \text{Stress} \times (+1)$$

$$= (b_0 + b_1) + (b_2 + b_3) \text{Stress}$$

$$= b_0^* + b_{Z\text{-Hoog}} \text{Stress.}$$

Voor Z = +1

$$b_0^* = b_0 + b_1 = -0.017 + 0.192 = 0.175$$

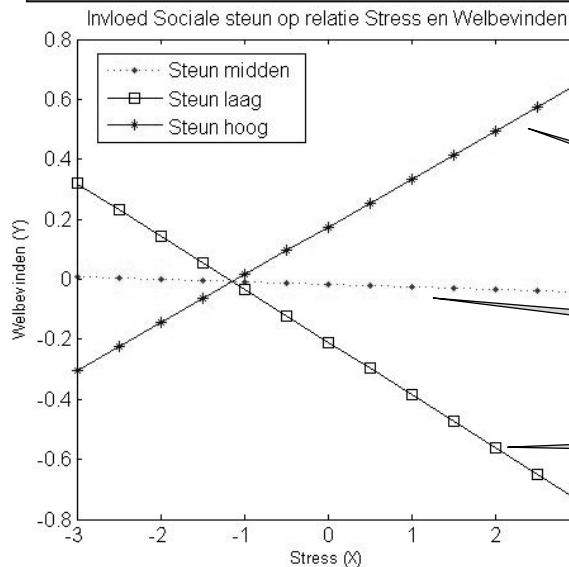
$$b_{Z\text{-Hoog}} = b_2 + b_3 = -0.008 + 0.168 = 0.160$$

	b_0^*	b_1^*
Z= hoog	$b_0 + b_1$	$b_2 + b_3$
Z= midden	b_0	b_2
Z= laag	$b_0 - b_1$	$b_2 - b_3$



Steun (B)	$b_{\text{Steun (A)}}$	b_0
Hoog	0.31	0.77
Midden	-0.02	-0.05
Laag	-0.34	-0.87

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) SIMPLE SLOPES



Steun (B)	$b_{\text{Steun (A)}}$	b_0
Hoog	0.31	0.77
Midden	-0.02	-0.05
Laag	-0.34	-0.87

$$b_{Z=\text{hoog}} = 0.309$$

$$b_{Z=\text{midden}} = -0.002$$

$$b_{Z=\text{laag}} = -0.341$$

Voorlopige conclusies: Leidt meer stress tot lager welbevinden?

Dit lijkt alleen te gelden bij geringe sociale steun. Meer stress gaat dan samen met negatiever welbevinden.

Bij middelmatige en hoge sociale steun leidt Stress NIET tot een lager welbevinden.

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) BI's van SIMPLE SLOPES

Interpretatie interactie-effect: hoe zeker zijn we van deze conclusie?
BI's en toetsgegevens voor de simple slopes)

Als berekening via rekenprogramma (zoals SPSS),
 dan ook BI's en toetsgegevens

Hoe werkt dat? → kleine kunstgreep nodig (zie voor uitleg Siero e.a., 2005)

Transformeer de moderatorvariabele Z in nieuwe variabele Z*:

- voor Z is hoog: $Z^* = Z - (M_z + 1SD) = Z - 1$ (mits Z standaardvar.)
- voor Z is midden: $Z^* = Z - (M_z + 1SD) = Z$ (mits Z standaardvar.)
- voor Z is laag: $Z^* = Z - (M_z + 1SD) = Z + 1$ (mits Z standaardvar.)

Voer een regressieanalyse uit met Z* i.p.v. Z:

$$\hat{Y} = b_1X + b_2Z^* + b_3X \times Z^* + b_0$$

voor elke Z* steeds

$$\hat{Y} = b_3X + b_0$$

Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) BI's van SIMPLE SLOPES

```
compute zsteunho = zsteun - 1.
compute stprodho = zstress * zsteunho.
REGRESSION /VARIABLES ZSTRESS ZSTEUNHO STPRODHO ZAFFECT
           /DESCRIPTIVES DEFAULT
           /STATISTICS DEFAULTS CHANGE HISTORY
           /DEPENDENT ZAFFECT
           /METHOD ENTER.
```

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	.78	.11		6.85	.00	.55	1.01
	STRESSZ	.31	.13	.31	2.47	.02	.06	.56
	STEUNHO							
	PRODHO							

Niet relevant bij simple slope-berekening

$b_{\text{Stress}} = 0.31$
 95% BI ongeveer tussen 0.1 en 0.6;
 $t(41) = 2.47,$
 $p = 0.02.$

Tests of Between-Subjects Effects (ANOVA)

Source	F	df(hyp)	df(error)	p
Constant	0.362	1.000	41.000	0.551
Moderator Z	103.980	1.000	41.000	0.000
Variable X	0.039	1.000	41.000	0.845
ZxVariable X	12.894	1.000	41.000	0.001

Regression of Y on X for a HIGH value on the moderator variable Z: $M(Z) + 1SD$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	0.778	0.548	1.007	6.845	0.000
Predictor	0.309	0.057	0.562	2.472	0.018

Regression of Y on X for a MEAN value on the moderator variable Z: $M(Z)$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	-0.048	-0.210	0.114	-0.601	0.551
Predictor	-0.016	-0.180	0.148	-0.197	0.845

Regression of Y on X for a LOW value on the moderator variable Z: $M(Z) - 1SD$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	-0.874	-1.105	-0.643	-7.641	0.000
Predictor	-0.341	-0.580	-0.103	-2.896	0.006

END OF ANALYSIS

Bepaling moderatoreffect:
design 1 (Z en X) BI's van
SIMPLE SLOPES
Moderatorprogramma

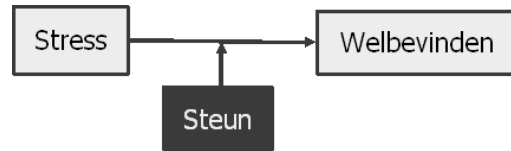
Bepaling moderatoreffect: design 1 (Z en X) Conclusies

We kunnen nu concluderen...

- dat de negatieve invloed van Stress op Welbevinden alleen optreedt bij geringe Sociale Steun ($b_{\text{Stress}} = -0.34$ met werkelijke waarde ergens tussen -0.6 en -0.1): $t(41) = -2.90$, $p = 0.01$.
- Als de sociale steun niet duidelijk hoog of laag is, blijken stresservaringen geen gevolgen te hebben voor de gevoelens van welbevinden etcetera.....

Typen designs

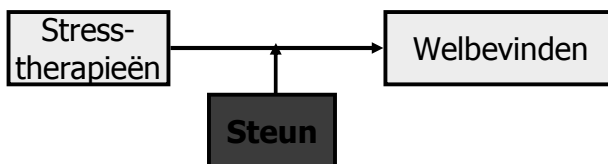
Stress: **kwantitatief**
 Steun: **kwantitatief**
 Welbevinden (Y): **kwantitatief**



Stress: **kwantitatief**
 Steun: **kwantitatief**
 Welbevinden (Y): **kwantitatief**

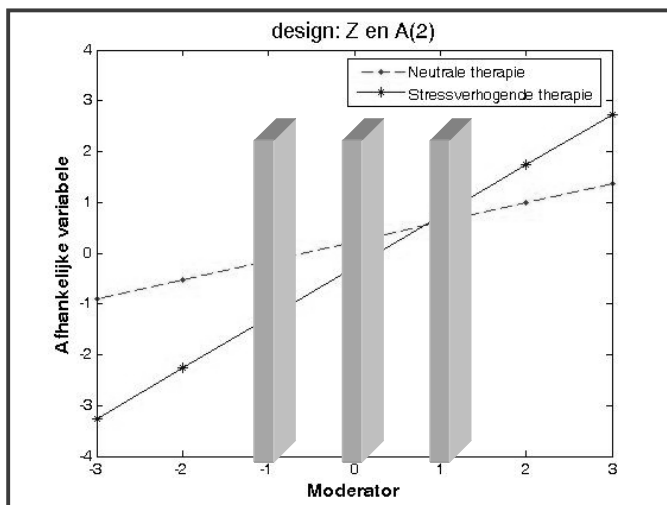


Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A (2 stresscondities))



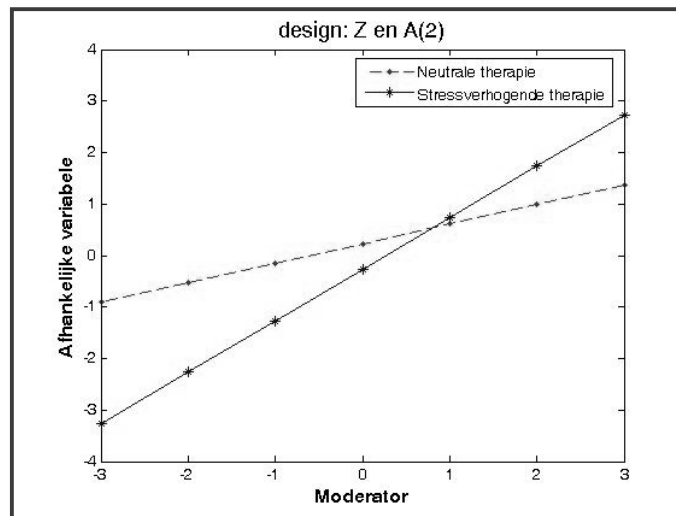
Stress: **kwantitatief**
 (2 categorieën)
 Steun: **kwantitatief**
 Welbevinden (Y) **kwantitatief**

Is het **effect** van type stresstherapie (2 varianten) op Welbevinden afhankelijk van de mate van sociale steun?



Kies een aantal strategische waarden voor de moderatorvariabele Z

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 stresscondities)



In dit type design:

- geen X (continue variabele) maar D_A : dummy-variabele die een contrast tussen de condities specificeert
- gemiddelde waarden op Y binnen beide condities, voor verschillende waarden op de moderator Z .

Bepaling moderatoreffect bij design 2 Voorbeeld vazenexperiment (Debra Trampe): Z en A (2 condities)

(‘Studie I’) Voormeting:

Ontevredenheid met de vorm en omvang van het eigen lichaam (16 items)

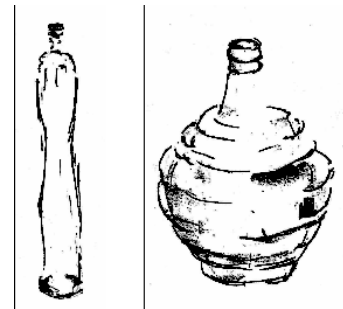
(‘Studie II’) Bekijk het volgende object goedDunne of dikke vaas

Hoe aantrekkelijk vind je jezelf (3 items)

Verwachting

Vooraf bij sterke ontevredenheid met eigen lichaam reageert men verschillend op de dunne en de dikke vaas.

In de dunne-vaas conditie evalueert men het eigen uiterlijk negatiever dan in de dikke-vaas conditie.



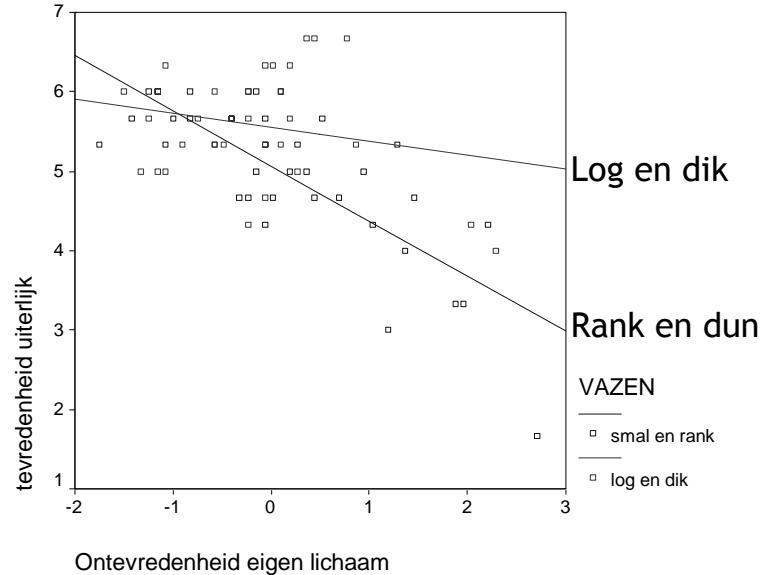
Bepaling moderatoreffect bij design 2 voorbeeld Vazenexperiment (Debra Trampe): Z en A (2 condities)

Is er een interactie-effect?

Hoe ziet dat effect eruit?

- verschillen tussen de twee vaascondities voor uiteenlopende waarden voor lichaamsontevredenheid → plaatje
- hoe groot zijn de verschillen tussen de twee vaascondities per gekozen waarde voor de moderator → contrastwaarden / *BI's* / *t*-toetsen?

Scatterplot:



Type of design: 2
Path and name of datafile: vazen.txt

$$\hat{Y} = 5.069 + -0.693\text{OntevrLichaam} + 0.488D_{\text{Vazen}} + 0.516\text{OntevrLichaam} \times D_{\text{Vazen}}$$

Data of first observation: 1 -1.0 1 5.3
Data of last observation: 69 1.4 1 4
Number of observations: 69

ANALYSIS OF EFFECTS OF MODERATOR VARIABLES
Y= constante + (b1)Z + (b2)D(A) + (b3) ZxD(A)
Frans Siero (DPMG, RU Groningen) Version May 22, 2005

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	5.069	4.851	5.286	46.557	0.000
Moderator	-0.693	-0.891	-0.495	-6.999	0.000
Predictor	0.488	0.172	0.804	3.083	0.003
Interaction	0.516	0.184	0.847	3.107	0.003

Note: b for predictor= M(A1) - M(A2);
R-Square= 0.506 with F(4, 65)= 22.23, p=0.000.

Tests of Between-Subjects Effects (ANOVA)

Source	F	df(hyp)	df(error)	p
Constant	2167.556	1.000	65.000	0.000
Moderator Z	48.991	1.000	65.000	0.000
Factor A	9.502	1.000	65.000	0.003
ZxFactor A	9.651	1.000	65.000	0.003

Means for low, middle, and high values on the moderator variable
Level 1 Level 2

$$\hat{Y} = 5.069 + -0.693\text{OntevrLichaam} + 0.488D_{\text{Vazen}} + 0.516\text{OntevrLichaam} \times D_{\text{Vazen}}$$

Bepaling regressielijnen

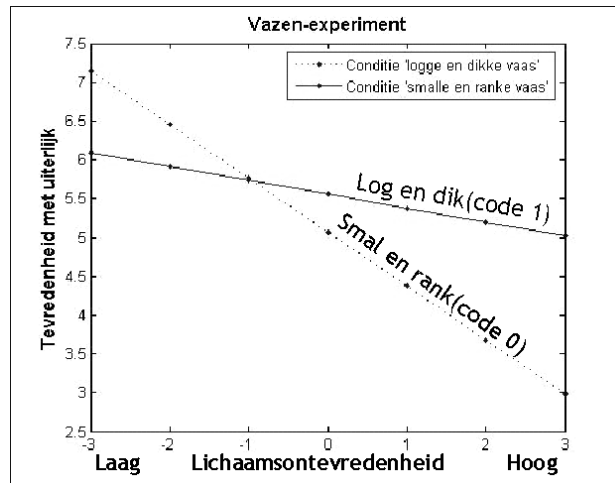
voor dunne - vaas conditie :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1\text{OntevrLichaam}$$

voor dikke - vaas conditie :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1\text{OntevrLichaam}$$

↓ invullen van codes
dummyvariabele



Regressie Y op Z : voor dunne - vaas conditie (code 0) :

$$\begin{aligned}\hat{Y} &= b_0 + b_1\text{OntevrLichaam} + b_2 \times (0) + b_3\text{OntevrLichaam} \times (0) \\ &= b_0 + b_1\text{OntevrLichaam} = \mathbf{5.07 - 0.69\text{OntevrLichaam}}\end{aligned}$$

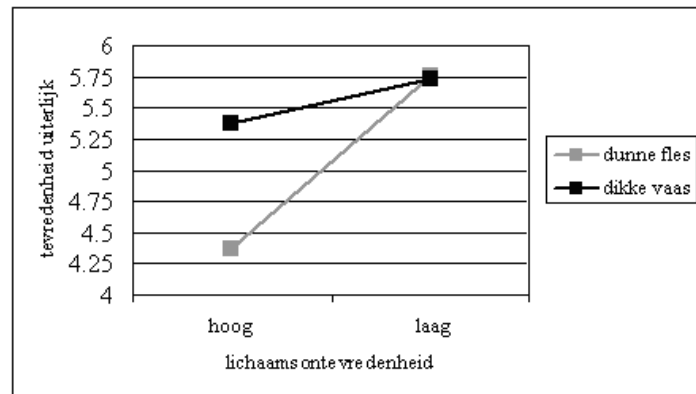
Regressie Y op Z : voor dikke - vaas conditie (code 1) :

$$\begin{aligned}\hat{Y} &= b_0 + b_1\text{OntevrLichaam} + b_2 \times (1) + b_3\text{OntevrLichaam} \times (1) \\ &= (b_0 + b_2) + (b_1 + b_3)\text{OntevrLichaam} = \mathbf{5.56 - 0.21\text{OntevrLichaam}}\end{aligned}$$

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): gemiddelden

Berekening
gemiddelden:

Lich.ontevr	Conditie	
Z	D_{Vazen}	
-1	0	dun
-1	1	dik
1	0	dun
1	1	dik



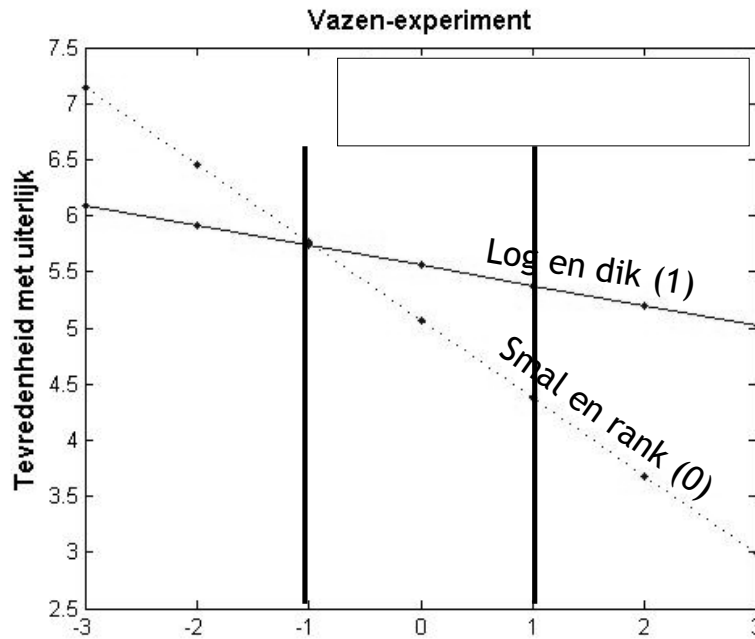
$$\hat{Y} = 5.069 + -0.693\text{OntevrLichaam} + 0.488D_{\text{Vazen}} + 0.516\text{OntevrLichaam} \times D_{\text{Vazen}}$$

	Factor A	
	DUN (0)	DIK (1)
Moderator: M-1SD	5.761	5.733
Moderator: M	5.069	5.556
Moderator: M+1SD	4.376	5.379

Bepaling moderator-effect design 2 (Z en A: 2 vascondities): gemiddelden

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{OntevrLichaam}$$

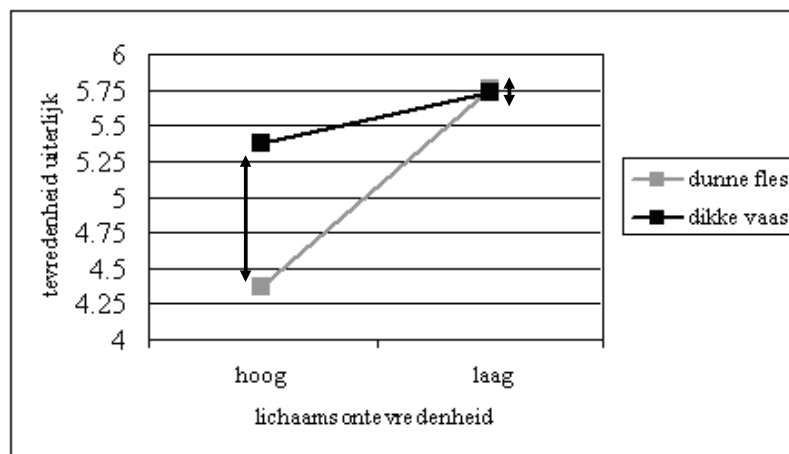
	Factor A	
	DUN (0)	DIK (1)
Moderator: M-1SD	5.761	5.733
Moderator: M	5.069	5.556
Moderator: M+1SD	4.376	5.379



Bepaling moderator-effect design 2 (Z en A: 2 vascondities)

Simple main analyse

Hoe substantieel zijn de verschillen tussen de beide condities?



Means for low, middle, and high values on the moderator variable

	Level 1	Level 2
Moderator: M-1SD	5.761	5.733
Moderator: M	5.069	5.556
Moderator: M+1SD	4.376	5.379

Regression of Y on X for a HIGH value
on the moderator variable Z: $M(Z) + 1SD$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	4.376	4.103	4.648	32.016	0.000
Predictor	1.003	0.533	1.474	4.259	0.000

Note: b for predictor= $M(A2) - M(A1)$;

Regression of Y on X for a MEAN value
on the moderator variable Z: $M(Z)$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	5.069	4.851	5.286	46.557	0.000
Predictor	0.488	0.172	0.804	3.083	0.003

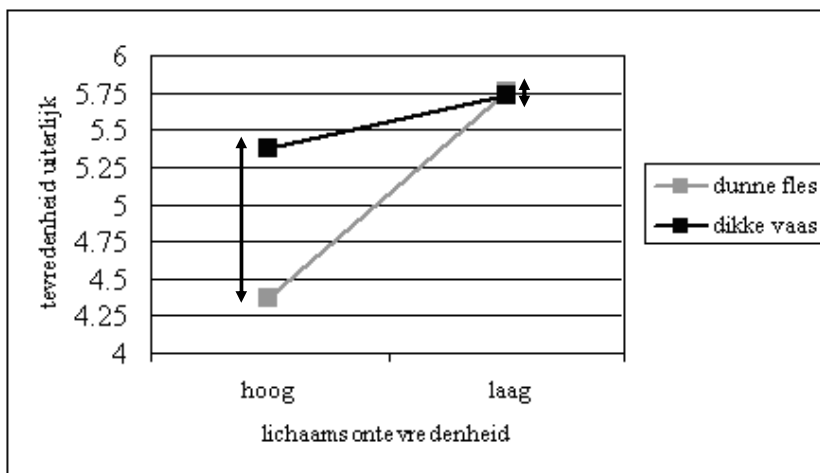
Note: b for predictor= $M(A2) - M(A1)$;

Regression of Y on X for a LOW value
on the moderator variable Z: $M(Z) - 1SD$

	b	95% Confidence Interval		Student-t	p=
		Lower bound	Upper bound		
Constant	5.761	5.448	6.075	36.712	0.000
Predictor	-0.028	-0.473	0.417	-0.126	0.900

Note: b for predictor= $M(A2) - M(A1)$;

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?



Voor LAGE
lichaams-
ontevredenheid:

$b = 0.0283$ met
95% BI van -0.42
tot 0.47

$b = 5.761 - 5.773$

Voor HOGE
lichaams-
ontevredenheid:

$b = -1.003$ met
95% BI van -1.5
tot -0.53

$b = 4.376 - 5.379$

Conclusie:

**Bepaling moderatoreffect:
design 2 (Z en A: 2 vascondities)**

Analyse via GLM (SPSS):

Voor 1 SD boven M_Z (bijv.):

standaardiseren: $Z^* = Z - 1$

centreren: $Z^* = Z - 1SD_Z$

oorspr. Z: $Z^* = M_Z - 1SD_Z$

1. Standaardiseer de moderator Z en maak drie nieuwe Z-variabelen:
bijv: voor 1 SD boven $M_Z \rightarrow Z^* = Z - (M_Z + 1SD_Z) = Z - (0 + 1 \times 1) = Z - 1$;
2. Doe een GLM-ANOVA: $\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{OntevrLichaam} + b_2 D_{Vazen} + b_3 \text{Steun} \times D_{Vazen}$
VRAAG: is er een indicatie voor een interactie-effect?
 - Kies in GLM voor simple contrast: dus voor dummycodering $D_{Vazen} = 0$ als dunne-vaas conditie en $D_{Vazen} = 1$ als dikke-vaas conditie;
 - Kies in GLM 'custom' bij modelspecificatie en zet Z, Vazen, en product $Z \times Vazen$ in het te onderzoeken model.
3. Daarna: onderzoek het verschil tussen de beide Vazen-condities voor verschillende waarden van Z: zie wederom stap 2 maar nu met Z^* !
4. Bereken voor gekozen waarden van moderator Z de gemiddelden binnen de twee Vazen-condities.

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vascondities): interactie?

UNIANOVA tevruit BY vazen WITH mod
/CONTRAST (vazen)=Simple (2) /METHOD = SSTYPE(3) /INTERCEPT = INCLUDE
/PRINT = DESCRIPTIVE PARAMETER /CRITERIA = ALPHA(.05)
/DESIGN = mod vazen vazen*mod .

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: tevredenheid uiterlijk

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	27.909 ^a	3	9.303	22.227	.000
Intercept	1888.184	1	1888.184	4511.339	.000
MOD	11.497	1	11.497	27.470	.000
VAZEN	3.977	1	3.977	9.502	.003
VAZEN * MOD	4.039	1	4.039	9.651	.003
Error	27.205	65	.419		
Total	1964.809	69			
Corrected Total	55.114	68			

a. R Squared = .506 (Adjusted R Squared = .484)

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interactie?

Parameter Estimates

Dependent Variable: tevredenheid uiterlijk

Parameter	B	Std. Error	t	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Intercept	5.069	.109	46.557	.000	4.851	5.286
MOD	-.693	.099	-6.999	.000	-.891	-.495
[VAZEN=.00]	.488	.158	3.083	.003	.172	.804
[VAZEN=1.00]	0 ^a
[VAZEN=.00] * MOD	.516	.166	3.107	.003	.184	.847
[VAZEN=1.00] * MOD	0 ^a

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

$$\hat{Y} = 5.069 + -0.693\text{OntevrLichaam} + 0.488D_{\text{vazen}} + 0.516\text{OntevrLichaam} \times D_{\text{vazen}}$$

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?

compute Modhigh=mod - 1.

compute modmid=mod.

compute Modlow=mod + 1.

UNIANOVA tevruit BY vazen WITH modhigh

/CONTRAST (vazen)=Simple /METHOD = SSTYPE(3) /INTERCEPT = INCLUDE

/PRINT = DESCRIPTIVE PARAMETER

/CRITERIA = ALPHA(.05)

/DESIGN = modhigh vazen modhigh*vazen .

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?

Moderator Lichaamsontevredenheid:
hoge waarde (relatief ontevreden)

Contrast Results (K Matrix)

vaaccondities		Dependent Variable
Simple Contrast ^a		tevredenheid uiterlijk
Level 1 vs. Level 2	Contrast Estimate	-1.003
	Hypothesized Value	0
	Difference (Estimate - Hypothesized)	-1.003
	Std. Error	.236
	Sig.	.000
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound: -1.474 Upper Bound: -.533

a. Reference category = 2

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?

Moderator Lichaamsontevredenheid:
lage waarde (dan relatief tevreden)

Contrast Results (K Matrix)

vaaccondities		Dependent Variable
Simple Contrast ^a		tevredenheid uiterlijk
Level 1 vs. Level 2	Contrast Estimate	.028
	Hypothesized Value	0
	Difference (Estimate - Hypothesized)	.028
	Std. Error	.223
	Sig.	.900
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound: -.417 Upper Bound: .473

a. Reference category = 2

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?

Contrast Results (K Matrix)			
		Dependent Variable	
vaascondities		tevredenheid uiterlijk	
Simple Contrast ^a			
Level 1 vs. Level 2	Contrast Estimate	.028	
	Hypothesized Value	0	
	Difference (Estimate - Hypothesized)	.028	
	Std. Error	.223	
	Sig.	.900	
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound	-.417
		Upper Bound	.473

a. Reference category = 2

Voor LAGE lichaamsontevredenheid:

$b = 0.0283$ met 95% BI van -0.42 tot 0.47

$b = 5.761 - 5.773$

Contrast Results (K Matrix)			
		Dependent Variable	
vaascondities		tevredenheid uiterlijk	
Simple Contrast ^a			
Level 1 vs. Level 2	Contrast Estimate	-1.003	
	Hypothesized Value	0	
	Difference (Estimate - Hypothesized)	-1.003	
	Std. Error	.236	
	Sig.	.000	
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound	-1.474
		Upper Bound	-.533

a. Reference category = 2

Voor HOGE lichaamsontevredenheid:

$b = -1.003$ met 95% BI van -1.5 tot -0.53

$b = 4.376 - 5.379$

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): gemiddelden?

$$\hat{Y} = 5.069 + -0.693\text{OntevrLichaam} + 0.488D_{\text{vazen}} + 0.516\text{OntevrLichaam} \times D_{\text{vazen}}$$

Substitutie van waarde voor Lichaamsontevredenheid en de dummyvariabele voor de vaasconditie (0 of 1) geeft de schattingen van de gemiddelde waarden:

Conditie 'smal en rank' $D_{\text{vazen}} = \text{code } 0$

Conditie 'log en dik' $D_{\text{vazen}} = \text{code } 1$

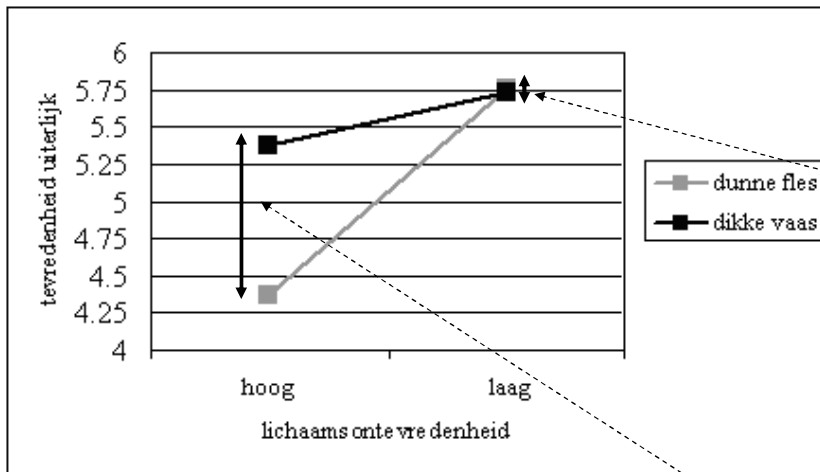
Voor HOGE waarde op Z en reacties op de conditie 'smal en rank':

$$\hat{Y} = 5.069 + (-0.693) \times (+1) + 0.488 \times (0) + 0.516(+1) \times (0) = 4.376$$

Means for low, middle, and high values on the moderator variable

	Factor A		
	Level 1	Level 2	
Moderator: M-1SD	5.761	5.733	→ Grafieken maken
Moderator: M	5.069	5.556	
Moderator: M+1SD	4.376	5.379	

Bepaling moderatoreffect design 2 (Z en A: 2 vaascondities): interpretatie?



Voor LAGE
lichaams-
ontevredenheid:

$b = 0.0283$ met
95% BI van -0.42
tot 0.47

$b = 5.761 - 5.773$

Voor HOGE
lichaams-
ontevredenheid:

$b = -1.003$ met
95% BI van -1.5
tot -0.53

$b = 4.376 - 5.379$

Conclusie:

SPSS-kwellingen

Niveau	D1	D2
factor A		
1	1	0
2	0	1
3	0	0

- Gebruik in het geval van categorische variabelen GLM (in spss) en niet Multipele Regressie;
- Kies altijd voor 'simple' contrasten met de hoogste categoriewaarde als referentie-, vergelijkingscategorie (codeer variabele eventueel om); de dummycodes zijn dan bijvoorbeeld bij een onafhankelijke variabele met 3 niveaus:
voor Dummyvariabele D_1 : 1 als persoon in conditie 1 zit, anders nul';
voor Dummyvariabele D_2 : 1 als persoon in conditie 2 zit, anders nul';
- Dan... gebruik voor de berekening van gemiddelde waarden vanuit regressiemodel de parameterwaarden in SPSS en bovengenoemde codes
- Gebruik en specificatie van simple contrast in GLM levert BI's en t -toets voor simple main effecten per niveau van de moderator (steeds Z^* gebruiken);
- Gebruik van MR i.p.v. GLM leidt vaak tot fouten (keuze codes, moeizamer berekening (overall-)effecten, complicaties bij 2-weg designs)

Moderated Multiple Regression programma

ANAMOD

binnenkort te gebruiken via Internet.
Informatie via onderstaand www-adres.

**Achtergrondinformatie over
de analyse van moderatoreffecten:**

Syllabus Statistiek III (Siero, Huisman, & Kiers; hfd. 3)

Te downloaden via onderstaand www-adres

Deze presentatie is te downloaden

via 'www.ppsw.rug.nl/~sda' (als pdf-bestand)