#### Multivariate statistiek regressie les 3

§13.4 Meervoudige regressie, dummyvariabelen

meervoudige correlatie, multicollineariteit Determinatiecoëfficiënt, correlatiematrix,

#### twee onafhankelijke variabelen Meervoudige regressie,

Bij meervoudige regressie zijn er naast één afhankelijke variabele twee of meer onafhankelijke variabelen.

We gaan eerst uit van twee onafhankelijke variabelen  $X_1$  en  $X_2$ , en een afhankelijke variabele Y.

## Voorbeeld shampoofabrikant

25.000 $\in$ 2,75 $\in$ 20.000 $\in$ 3,00 $\in$ 18.000	<i>Tabel 13.12</i> <b>Maand</b> 2  3  4  6	Maand         Omzet per maand         Prijs           1         18.000 stuks         #           2         20.000         #           3         24.000         #           4         17.000         #           5         22.000         #           6         21.000         #	Prijs per stuk  € 4,00  € 3,75  € 3,25  € 3,75  € 3,75  € 3,50	Advertentie-uitgaven € 10.000 € 10.000 € 12.000 € 8.000 € 12.000 € 14.000
€ 3,00		25.000	€ 2,75	€ 20.000
		23.000	€ 3,00	€ 18.000

Afhankelijke variabele: Onafhankelijke variabelen:

Omzet per maand 1 Prijs per stuk

2 Advertentie-uitgaven

# Model en regressievergelijking

Het lineaire regressiemodel met twee onafhankelijke variabelen:

$$\underline{Y} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \underline{\varepsilon}$$

De te schatten regressievergelijking is

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$$

De punten  $(X_1, X_2, Y)$  die hieraan voldoen liggen op een vlak.

Notatieverschillen t.o.v. boek van Buijs:

- Voor de constante term:  $\beta_0$  in plaats van  $\alpha$
- Voor de geschatte Y:  $\hat{Y}$  in plaats van  $Y^c$

## Kleinstekwadratenmethode

De voorspellingsfout is:  $e_t = Y_t - \widehat{Y}_t$ 

De te minimaliseren kwadratensom is:

$$\sum e_t^2 = \sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = \sum (Y_t - b_0 - b_1 X_1 - b_2 X_2)^2$$

Deze is een functie van  $b_0$ ,  $b_1$  en  $b_2$ .

We zoeken dus de combinatie van waarden van  $b_0$ ,  $b_1$  en  $b_2$ waarvoor een minimale waarde wordt bereikt van:

$$\sum (Y_t - b_0 - b_1 X_1 - b_2 X_2)^2$$

### Hoe minimaliseren?

Minimaliseren van deze kwadratensom kan op verschillende manieren, zoals:

- Analytisch met behulp van de theorie uit calculus (functie van meerdere variabelen)
- Analytisch met behulp van de theorie van lineaire algebra (matrixrekening), en dan berekenen bijv. m.b.v. R
- Numeriek m.b.v. de Oplosser in Excel
- Numeriek m.b.v. statistische software

#### Meervoudige regressie, willekeurig aantal onafhankelijke variabelen

Het lineaire regressiemodel met k onafhankelijke variabelen:

$$\underline{Y} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \underline{\varepsilon}$$

De te schatten regressievergelijking voor de (voorspelling van de) onafhankelijke variabele bij k onafhankelijke variabelen:

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots b_k X_k$$

De aanpak met de kleinstekwadratenmethode is vergelijkbaar met die bij 1 of 2 onafhankelijke variabelen.

## Variantie en covariantie

Variantie van X (in een steekproef)

$$var(x) = s_{x}^{2} = \frac{\sum (X_{i} - \overline{X})^{2}}{n - 1}$$

Covariantie tussen X en Y (in een steekproef):

$$cov(x, y) = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n-1}$$

## Covariantie en correlatie

Er zijn twee maatstaven voor onderlinge samenhang tussen twee variabelen in een steekproef.

Covariantie tussen X en Y:

$$cov(x, y) = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n-1}$$

Correlatiecoëfficiënt tussen X en Y:

$$r(x,y) = \frac{cov(x,y)}{s_x \cdot s_y} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2 \sum (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

waarin  $s_x$  resp.  $s_y$  de standaarddeviatie van x en y.

#### Correlatiematrix

De correlatiematrix is de matrix met de correlaties tussen elk tweetal variabelen. Bijv. bij variabelen  $Y, X_1, X_2, X_3$ :

	Å	$X_1$	$X_2$	$^{\varepsilon}X$
V	1	$r_{\mathcal{Y}x_1}$	$r_{\mathcal{Y}x_2}$	$r_{\chi\chi_3}$
$X_1$		1	$r_{x_1x_2}$	$r_{x_1x_3}$
$X_2$			1	$r_{x_2x_3}$
$X_3$				Ţ

Op de diagonaal staan de correlaties van elke variabele met zichzelf; die zijn 1.

Linksonder staat hetzelfde als rechtsboven, want  $r_{ab} = r_{ba}$ 

### Multicolineariteit

Multicolineariteit is een te sterke samenhang tussen onafhankelijke variabelen onderling.

#### Algemene regels:

- De correlatie tussen onafhankelijke variabelen onderling mag (in absolute waarde) niet groter zijn dan 0,7;
- De correlatie tussen onafhankelijke variabelen onderling mag niet sterker zijn dan de correlatie van één van deze met de afhankelijke variabele.

#### Voorbeeld

Dataset met gegevens over een bepaald product, over een aantal maanden, met per maand:

Afhankelijke variabele:

• Y: de afzet (aantal verkopen) van een bepaald product

Onafhankelijke variabelen:

 $X_1$ : de prijs van het product

 $X_2$ : reclame-uitgaven voor het product

 $X_3$ : de prijs van hetzelfde product bij een grote concurrent

# Voorbeeld van multicolineariteit

#### De correlatiematrix is

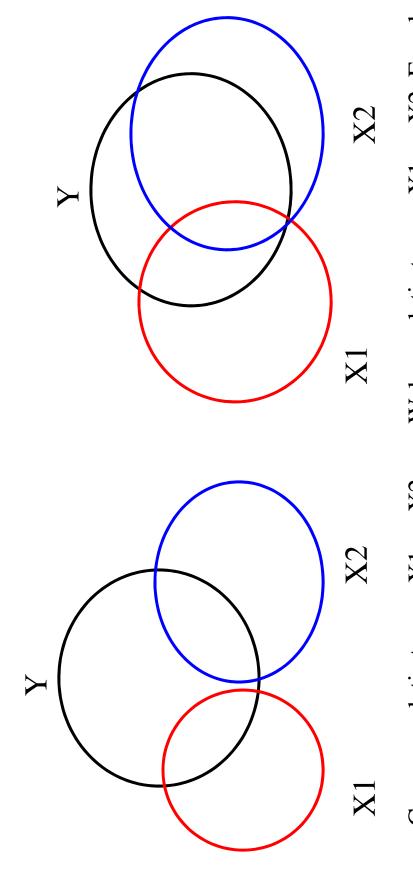
	Afzet (Y)	<b>Prijs</b> $(X_1)$	Reclame $(X_2)$	<b>Prijs</b> $(X_1)$ Reclame $(X_2)$ Prijs conc $(X_3)$
Afzet (Y)	1	62'0-	0,81	0,51
<b>Prijs</b> $(X_1)$		1	-0,58	0,83
Reclame $(X_2)$			1	-0,46
Prijs conc $(X_3)$				1

Hier is de correlatie tussen  $X_1$  en  $X_3$  te groot, want die is groter dan 0,7. Er is dus multicolineariteit.

Mogelijke oplossing:  $X_1$  of  $X_3$  uit het model verwijderen.

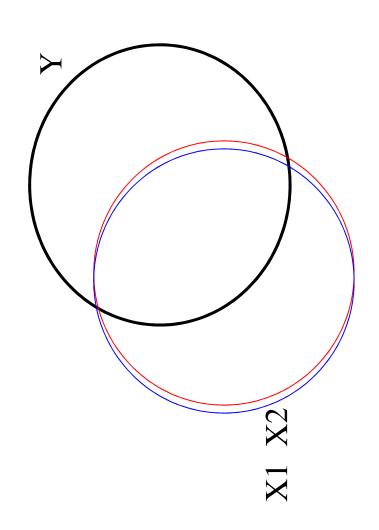
Dat is nogal rigoreus; enkele dia's verderop meer mogelijkheden.

### Correlaties in een schema



Wel correlatie tussen X1 en X2. Een deel van de variantie van Y wordt door beide verklaard (multicolineariteit). Geen correlatie tussen X1 en X2. Elke variabele verklaart een deel van de variantie van Y.

# Bijna volledige multicolineariteit



Het is hier zinloos om zowel X1 als X2 in het model op te nemen.

## Het gevolg van multicolineariteit

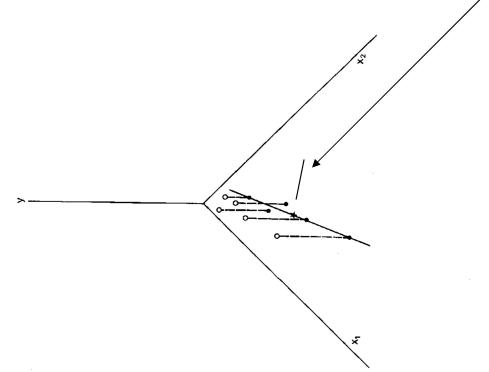
We schatten de regressievergelijking:  $\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$ 

De punten die aan deze vergelijking voldoen liggen op een vlak V.

Stel:  $X_1$  en  $X_2$  hebben een sterke correlatie, dus de datapunten liggen bijna op een lijn l.

Vlak *V* gaat (bij benadering) door *l*.

De onnauwkeurigheid in de ligging van *V* is groot: een kleine verandering van de data geeft een grote schommeling rond lijn *l*.



# Oplossingen voor multicolineariteit

- Een onafhankelijke variabele eruit (nadeel: de informatie van die variabele laat je dan geheel weg).
- Kritisch kijken naar de definitie van variabelen, bijvoorbeeld:
- A) we verklaren omzet (Y) uit promotiebudget en aantal distributiepunten, uit data op maandbasis.
- promotiebudget en aantal distributiepunten correleren sterk met elkaar; beter: variabele 'promotiebudget PER distributiepunt'
- B) we verklaren omzet in een regio (Y) uit aantal inwoners in regio, en promotiebudget in regio.

beter: variabele 'omzet PER hoofd vd bevolking in een regio'

# Oplossingen voor multicolineariteit

'Eerste' verschillen nemen; d.w.z. in plaats van  $X_t$  nemen we  $X_t - X_{t-1}$ als onafhankelijke variabele; voorbeeld:

Afhankelijke variabele:

• Y: de afzet (aantal verkopen) van een product in een maand

Onafhankelijke variabelen:

• X<sub>1</sub>: de prijs van het product

• X<sub>2</sub>: reclame-uitgaven voor het product

• X<sub>3</sub>: de prijs van hetzelfde product bij een grote concurrent

verschillen' nemen. Dus we gebruiken dan niet de prijs van de concurrent, Stel:  $X_1$  en  $X_3$  hebben een sterke correlatie, dan kan je voor  $X_3$  de 'eerste maar zijn prijsVERSCHIL t.o.v. de vorige maand.

## Variantie-inflatiefactor (VIF)

Bereken voor elke onafhankelijke variabele de determinatiecoëfficiënt R<sub>i</sub><sup>2</sup> met alle andere onafhankelijke variabelen

Bij drie onafhankelijke variabelen dus:

$$X_1 = a_1 + b_1 X_2 + c_1 X_3$$
$$X_2 = a_2 + b_2 X_1 + c_2 X_3$$

$$X_3 = a_3 + b_3 X_1 + c_3 X_2$$

j = 1, 2, 3, ...nlevert  $R_1^2$ ,  $R_2^2$  en  $R_3^2$ ; bereken de VIF met :  $VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$ 

VIF<sub>i</sub>=1: geen correlatie

VIF<sub>i</sub>>5: te sterke correlatie (ofwel  $R_i^2 > 0.8$ )

Betekenis: VIF; is een factor in de onzekerheid van de schatting van de regressieparameter β<sub>i</sub>

## Determinatiecoëfficiënt

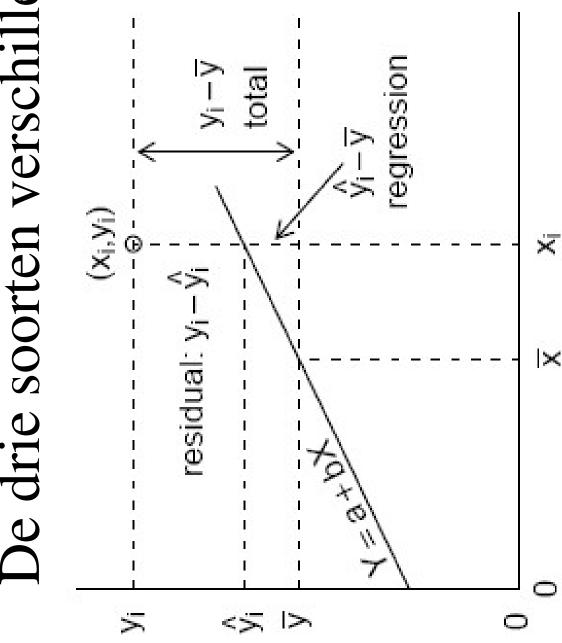
Illustratie 'Multivariate statistiek, Regressie, Les 3' (Excel)

## De drie soorten verschillen

Waargenomen uitkomst t.o.v. gemiddelde  $Y_i - \bar{Y}$  Voorspelling t.o.v. gemiddelde  $\widehat{Y}_i - \bar{Y}$ Waargenomen uitkomst t.o.v. voorspelling  $Y_i - \widehat{Y}_i$ 

Er geldt: 
$$Y_i - \overline{Y} = (\widehat{Y}_i - \overline{Y}) + (Y_i - \widehat{Y}_i)$$

## De drie soorten verschillen



### Kwadraatsommen

Waargenomen uitkomst t.o.v. voorspelling  $Y_i - \widehat{Y}_i$ Waargenomen uitkomst t.o.v. gemiddelde  $Y_i - \bar{Y}$ Voorspelling t.o.v. gemiddelde

Er geldt: 
$$Y_i - \overline{Y} = (\widehat{Y}_i - \overline{Y}) + (Y_i - \widehat{Y}_i)$$

Aangetoond kan worden dat, als de a en b in Y = a + bX zijn bepaald met de kleinstekwadratenmethode, er geldt:

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

Zie bijvoorbeeld Buijs, Statistiek om mee verder te werken, blz.138-139

#### SST=SSR+SSE

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

kunnen we interpreteren als:

$$SST = SSR + SSE$$

waarin:

SST: kwadratensom totaal;

SSR: kwadratensom door regressie verklaard;

SSE: kwadratensom niet door regressie verklaard.

kleinstekwadratenmethode geminimaliseerd is SSE is hetzelfde als  $\sum e_t^2$ , die m.b.v. de

# Verklaarde en onverklaarde variantie

$$\frac{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}{n - 1} = \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{n - 1} + \frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n - 1}$$

Totale variantie = Verklaarde variantie + Onverklaarde variantie

Hoe beter de regressielijn, hoe groter de verklaarde variantie (en dus hoe kleiner de onverklaarde variantie). De verhouding van verklaarde variantie t.o.v. de totale variantie is een maat voor de kwaliteit van de regressie; daarom de definitie van de determinatiecoëfficiënt:

## Determinatiecoëfficiënt

Determinatiecoëfficiënt R<sup>2</sup> is:

verklaarde variantie totale variantie

$$= 1 - \frac{onverklaarde\ variantie}{totale\ variantie}$$

$$= 1 - \frac{\sum (Y_i - \bar{Y_i})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

# Interpretatie van de determinatiecoëfficiënt

Voor de determinatiecoëfficiënt R<sup>2</sup> geldt:

$$0 \le R^2 \le 1$$

Hoe dichter R<sup>2</sup> bij 1, hoe beter de verklaring van de Y-waarden.

Bij enkelvoudige lineaire regressie is de determinatiecoëfficiënt het kwadraat van de correlatiecoëfficiënt r, dus  $R^2 = r^2$ .

### Dummyvariabelen

Een dummyvariabele neemt de waarden 0 en 1 aan.

Te gebruiken bij 'dichotome' onafhankelijke variabelen: nominale variabelen met twee mogelijke waarden.

x=0: vrouw x=1: man; Bijvoorbeeld man/vrouw:

x=0: niet-roker x=1: roker; Of: roker/niet\_roker:

Met dummyvariabelen kun je 'gewoon' rekenen:

Bijvoorbeeld Y = 2.000 + 1.200X + 4.500D, met:

Y=Inkomen, X=Leeftijd, D=Geslacht (man=1, vrouw=0).

#### Nominale variabelen met meer dan 2 niveaus

Bijvoorbeeld vooropleiding = havo/mbo/vwo

(aanname: precies 1 van de 3 geldt).

Coderen met twee dummy variabelen x1 en x2:

x1=1: have ja x1=0: have nee

x2=1: mbo ja x2=0: mbo nee

Voor vooropleiding vwo coderen we:

x1=0 en x2=0

(en x1=1 en x2=1 kan niet voorkomen)

In het algemeen: bij een nominale variabele met n mogelijke waarden, zijn er n-1 dummyvariabelen nodig.

### Logistische regressie

Als de **afhankelijke** variabele een 0/1 variabele is, dan gebruik je geen dummy-variabele, maar logistische regressie, bijvoorbeeld:

- machine, afhankelijk van de tijd dat dit onderdeel verhit wordt. wel (1) of niet (0) doorbranden van een onderdeel van een
- slagen (1) of zakken (0) voor een tentamen, afhankelijk van de bestede studietijd door de student.
- Logistische regressie wordt later behandeld

# Niet-lineaire regressie; voorbeeld

De formule voor Y is niet-lineair, bijvoorbeeld:

$$\underline{\underline{Y}} = \alpha \cdot \beta^X + \underline{\varepsilon}$$

$$\widehat{Y} = \alpha \cdot \beta^X$$

Deze formule is lineariseerbaar:

$$\ln Y = \ln(\alpha \cdot \beta^X) = \ln\alpha + \ln(\beta^X) = \ln\alpha + X \cdot \ln(\beta)$$

- De waarden van Y transformeren tot ln Y
- onafhankelijke variabele X en afhankelijke variabele  $\ln Y$ ; dus Je bepaalt de lineaire regressievergelijking met als de coëfficiënten  $\ln(\alpha)$  en  $\ln(\beta)$
- Daarmee bepaal je  $\alpha$  en  $\beta$ .