



EEN KWANTITATIEVE ANALYSE VAN STRAFRECHTELIJKE  
UITSPRAKEN (\*)

Een analyse aan de hand van loglineaire modellen volgens de

'Simultaneous Test Procedure' van M. Aitkin

Marc SWYNGEDOUW

Steeds meer wordt er door sociologen en andere sociale wetenschappers gegrepen naar loglineaire modellen wanneer het er op aan komt multidimensionele kruistabellen te analyseren. Men doet dit vooral omwille van tekortkomingen of het onaangepast zijn van andere analysetechnieken, nl. het factorieel experiment en de regressie-analyse, en de mogelijkheid tot foutieve resultaten die kunnen optreden wanneer men de verbanden tussen variabelen gaat opsporen aan de hand van de analyse van tweedimensionele tabellen. Hoewel slechts relatief eenvoudig computerwerk vereist is om een loglineaire analyse uit te voeren, zijn er aan deze techniek toch een reeks intrinsieke moeilijkheden verbonden. Deze liggen op het vlak van de selectie van het juiste model, de interpretatie van de output, de beperking van het aantal variabelen en het aantal categorieën per variabele. Het grootste bezwaar tegen het toepassen van loglineaire analyses ligt echter voornamelijk in de fase van de modelselectie waar een statistische 'fout' wordt begaan door

---

(\*) Dit artikel kwam tot stand dank zij een beurs van het N.F.W.O. om aan de University of Essex (G.B.) de Summer school in social science data analysis and collection, ingericht door de E.C.P.R. te volgen. Verder met oprechte dank aan Prof. dr. J. Billiet en H. Van Geel voor hun kritische opmerkingen en steun.

het herhaaldelijk toetsen, zodanig zelfs dat de kans om bepaalde effecten, die in werkelijkheid niet-significant zijn, in het model op te nemen, onaanvaardbaar groot wordt. Statistisch uitgedrukt komt het erop neer dat de kans op de type-I fout zeer groot wordt. De bedoeling van voorliggend artikel is om op deze bezwaren een antwoord te formuleren en dit te illustreren aan de hand van een concrete analyse. Enerzijds willen we aantonen hoe met Aitkins Simultaneous Test Procedure (S.T.P.) het euvel van herhaaldelijk toetsen kan verholpen worden. Anderzijds zullen we aan de hand van deze modelselectiemethode een analyse uitvoeren op strafrechtelijke uitspraken. Hiertoe zullen we gebruik maken van wat men binnen loglineaire analyse de 'modified multiple regression approach' is gaan noemen. Het is niet de bedoeling nogmaals de gehele techniek van loglineaire modellen uit te leggen; hiervoor verwijzen we naar de werken opgenomen in de bibliografie.

Met de analyse van de strafrechtelijke uitspraken willen we aan de hand van de variabelen leeftijd, geslacht, soort delict en gerechtelijk verleden nagaan welke kenmerken of combinaties van kenmerken bepalend zijn om een gunstmaatregel als opschorting, uitstel of probatie te genieten dan wel om een effectieve gevangenisstraf te krijgen, en wat de kwantitatieve bijdrage is van de significant bevonden variabelen. De gegevens hebben betrekking op de correctionele rechtbanken.

### Waarom loglineaire analyse ?

Het eerste en meest in het oog springende voordeel van loglineaire modellen is het feit dat met deze multivariabele analysetechniek, het meetniveau van de variabele gerespecteerd blijft. Nochtans bestaan er andere technieken, zoals het factorieel experiment, die dit ook doen. Het nadeel van deze laatste techniek is, dat als men de samenhang tussen verschillende variabelen wil bekijken, men steeds opnieuw de samenhang tussen twee variabelen binnen de categorieën van de controlevariabelen moet nagaan; wat met enkele variabelen aanleiding geeft tot weinig overzichtelijke en dus moeilijk interpreteerbare resultaten. Bovendien is het niet altijd mogelijk om tot toetsing van de gevonden relaties over te gaan, daar de waarschijnlijkheidsverdeling onder de nulhypothese niet altijd gekend is.

Biedt de multiple-regressie dan geen alternatief ? Het feit dat multiple-regressie de vooronderstelling van numerieke variabelen bezit is niet het grootste probleem. Dit kan immers opgelost worden door gebruik te maken van zogenaamde dummy-variabelen. De moeilijkheid ligt evenmin in de autocorrelatie. De ongewenste interactie tussen onafhankelijke variabelen in hun invloed op de afhankelijke variabelen, kan opgelost worden door het invoeren in de regressievergelijking van "nieuwe variabelen" in de vorm van producten van dummy-variabelen. (1) De problemen situeren zich evenwel op andere vlakken, met name rond het normaliteitsprincipe, dat eist dat de afhankelijke variabelen binnen de categorieën

van de onafhankelijke variabelen normaal verdeeld is en rond het principe van de homoscedasticiteit, dat stelt dat de spreiding van de afhankelijke variabele binnen de categorieën van de onafhankelijke variabelen gelijk is. Verder bestaat de kans dat bij multiple-regressie met dummy's, de geschatte parameters onmogelijke waarden aannemen, d.w.z. kleiner dan 0 en groter dan 1 worden. (2)

Hagenaars en Heinen vatten het als volgt samen: "Het komt er dan op neer dat loglineaire modellen een formeel kader bieden ter analysering van de relaties tussen polytome variabelen, waarbij interacties niet uitgesloten worden, er geen assumpties gemaakt hoeven te worden met betrekking tot normaliteit en homoscedasticiteit en "onmogelijk" geschatte waarden niet op zullen treden".

Een andere mogelijkheid om een multidimensionele tabel te analyseren zou erin kunnen bestaan deze tabel samen te trekken tot een reeks van tweedimensionele tabellen en dan de conditionele onafhankelijkheid te gaan berekenen. Ten eerste kan dit leiden tot verkeerde resultaten. Zo illustreert G. Upton de zogenaamde Simpsons paradox waarbij in een driedimensionele tabel de twee subtabellen positieve associatie vertonen, maar waar na samen-trekking tot een tweedimensionele tabel een negatieve relatie te voorschijn komt. Ten tweede is het met deze analysetechniek onmogelijk om meer complexe interactie-effecten op te sporen. (3) Ook op dit punt bieden loglineaire modellen een antwoord.

Nochtans zijn er ook een reeks van nadelen verbonden aan loglineaire modellen. Het belangrijkste nadeel ligt hem in het relatief beperkt aantal variabelen dat kan opgenomen worden, zeker wanneer met polytome variabelen gewerkt wordt. Zo heeft men voor een vijfvariabelen tabel van dichotomen reeds 32 cellen. Komt er één trichotome variabele bij in de plaats van een dichotome, dan zijn er al 48 cellen. Men moet dus al beschikken over grote aantallen, niet al te scheef gespreide variabelen, om niet teveel lege cellen tegen te komen. (Lege cellen vormen geen onoverkomelijke problemen zolang er niet 'teveel' zijn er er geen ledige marginalen te voorschijn komen. Wel kunnen ze aanleiding geven tot slechte schattingen, wat eventueel kan opgelost worden door het plaatsen van 'structurele nullen' en door over te stappen op quasi-onafhankelijkheid.)

Een ander probleem dat reeds aangehaald werd, dit van het herhaaldelijk toetsen, zal uitgebreid behandeld worden in de paragraaf over Aitkins S.T.P. Een ander probleem situeert zich in de beperkte kracht van de 'modified multiple regression approach' in vergelijking met de klassieke multiple-regressie. De kracht die deze laatste bezit om over te stappen naar een path-analyse is niet toe te schrijven aan de 'modified approach'. Ook hierop komen we in het volgende deel terug.

Afrondend dient er ook nog vermeld te worden dat explorerende loglineaire analyse aanleiding kan geven tot de selectie van twee evenwaardige, niet te verwerpen modellen, met alle moeilijkheden vandien.

De 'modified multiple regression approach', het herhaaldelijk toetsen en Aitkins S.T.P.-methode

Fienberg (4) omschrijft het doel van loglineaire analyse als volgt: "The analysis of multidimensional contingency tables via loglinear models aims to make inferences about a set of parameters describing the structural relationship among the underlying variables". Hij geeft heel duidelijk aan waar het om gaat, nl. het opsporen van de effecten welke belangrijk zijn om de contingencytabel te beschrijven. Het spaarzaamheidsprincipe - met zo weinig mogelijk effecten een zo goed mogelijk 'fit' - heeft dan als doel dat enkel de belangrijkste effecten die tesamen een adequate beschrijving geven van de populatie zoals geboserveerd, geselecteerd zullen worden.

Vooraleer over te stappen naar de uitleg over traditionele modelselectie en het probleem van het herhaaldelijk toetsen hierin, geven we eerst nog een korte vergelijking van de zogenaamde 'modified multiple regression approach' en de gewone Path-analyse, omdat we in onze toepassing van deze analysevorm gebruik maken, en omdat in de literatuur betreffende loglineaire modellen deze vergelijking veelvuldig wordt gemaakt.

De Path-analyse heeft als grondslag een causale assumptie. De 'modified regression approach' daarentegen kan, maar hoeft niet noodzakelijk, zulk een causale assumptie te bezitten. De bedoeling van beide technieken is door middel van de onafhankelijke variabelen de afhankelijke te 'verklaren'. Indien de 'modified regression approach' causale assumpties bezit, wat in ons voorbeeld niet het geval is als we causaliteit in zijn strikte betekenis interpreteren, dan vallen onder andere volgende verschilpunten tussen beide te vermelden (5):

- (1) bij de 'modified approach' is er geen berekening van de path-coëfficiënten;
- (2) het is niet mogelijk om de totale samenhang tussen variabelen uiteen te leggen in directe, indirecte en schijn-effecten;
- (3) bij polytome variabelen moeten diverse parameters (coëfficiënten) vermeld worden; bij dichotome levert het slechts één coëfficiënt op;
- (4) three-way en hogere-orde-interacties brengen bij de grafische voorstelling moeilijkheden met zich, die echter niet onoverkomenlijk zijn; en
- (5) hoewel het theoretisch niet noodzakelijk zou zijn, blijft de 'modified approach' beperkt tot recursieve modellen.

Hoe wordt er nu traditioneel overgegaan tot modelselectie? Veronderstellen we 5 variabelen A, B, C, D en E waarvan we variabele A beschouwen als de respons variabele en de overige als de factoren. Gezien het hier dus om een 'modified multiple approach' gaat, betekent dit dat we de four-way interactie BCDE steeds in onze analyse zullen opnemen. De reden hiervan is dat binnen dit model de aandacht gaat naar de waarden van A afhankelijk van de waarden die de factorvariabelen aannemen. De relaties tussen deze factorvariabelen worden buiten beschouwing gelaten. (6)

Gewoonlijk start men nu vanuit het 'gesatureerd' model, dit is het model waarin alle effecten zijn opgenomen en zodanig een 100 % fit heeft, gezien er nul vrijheidsgraden zijn. Het gesatureerd model valt dus samen met de geobserveerde tabel. In ons theoretisch voorbeeld worden dus volgende effecten opgenomen :  $\alpha$ , A, B, C, D, E, AB, AC, AD, AE, BC, BD, BE, CD, CE, DE, ABC, ABD, ABE, ACD, ACE, ADE, BCD, BCE, BDE, CDE, ABCD, ABCE, ABDE, ACDE, BCDE, ABCDE.

Gezien echter in ons factor-respons model de all-factoren interacties steeds opgenomen moeten zijn, onafgezien of ze significant zijn of niet, dient deze four-way interactie BCDE (en gezien het hiërarchieprincipe alle lagere-orde-interacties eveneens) niet meer getoetst op haar significantie. Deze welke nog wel getoetst dienen te worden, werden in voorgaande reeks onderlijnd. Het betreft hier 15 associaties en interactie-effecten.

Stellen we onze significantiedrempel op  $\alpha = 0.05$ . Een effect met een significante waarschijnlijkheid ( $p < 0.05$ ) wordt opgenomen, een met niet-significante waarde ( $p > 0.05$ ) wordt niet opgenomen. Als nulhypothese stellen we dat elk effect op zich gelijk is aan nul. Hier komt het probleem van het herhaaldelijk toetsen naar voren. Indien de toetsen onafhankelijk zijn van elkaar, dan heeft men door het herhaaldelijk toetsen voor  $\alpha$  niet meer de waarde van 0.05 maar 0.53 (=  $1 - (0.95)^{15}$ ). De kans dat een bepaald effect wordt opgenomen, terwijl het in werkelijkheid niet significant is, wordt dus 53 %. Het feit dat de toetsen niet onafhankelijk zijn van elkaar, maakt deze situatie enkel maar ingewikkelder.

We hebben in dit voorbeeld verondersteld dat we met een factor-respons model te doen hebben. Indien we gewoon de samenhang tussen de variabelen zouden willen testen, dan zouden we niet 15 maar 26 effecten moeten testen, waarbij  $\alpha$  gelijk zou zijn aan  $1 - (1 - 0.05)^{26} = 0.74$ .

Een andere manier om tot modelselectie te komen is de zogenaamde 'screening'. We gaan hier niet op in, maar Brown, de auteur van deze methode, geeft zelf het probleem van het herhaaldelijk toetsen aan en concludeert dat het dus best is om deze methode niet als een formele manier van significantietesten te zien, maar haar daarentegen te beschouwen als een 'guideline'. (7)

Een antwoord op dit probleem werd gegeven door M. Aitkin, eerst in zijn werk van 1978 en later verbeterd in 1980. Rekening houdend met het herhaaldelijk toetsen ontwikkelde hij een eenvoudige manier van modelselectie, die iets meer rekenwerk van de onderzoeker vraagt, maar die er voor zorgt dat de kans om iets 'significant' te vinden terwijl het dit in werkelijkheid niet is, niet te groot wordt (tussen de 0.25 en de 0.50 voor alle geschatte effecten). Deze drempels voor de overall-waarde  $\alpha$ , verder  $\gamma$  genoemd, worden aangehouden omdat de praktijk uitwijst dat anders de oorspronkelijke  $\alpha$ -waarde te klein moet worden. Dit kan dan resulteren in zeer conservatieve testen waar we bijna geen effecten meer zullen vinden die significant van nul afwijken. Gezien het 'getrapt' toetsen komt deze waarde nochtans voor het merendeel

der effecten aanzienlijk lager te liggen. In ons voorbeeld zal dit in eerste instantie gaan van 0.025, via 0.119 tot 0.316 (zie verder).

In wat volgt zullen we deze methode illustreren aan de hand van een voorbeeld in verband met rechtelijke uitspraken. We volgen hierin Aitkins S.T.P.-methode, zij het op de formele manier zoals aangebracht door G. Upton, dit omwille van de didaktische duidelijkheid. (8)

### Gunstmaatregel of effectieve straf in de rechtspraak

De gegevens voor deze analyse zijn afkomstig uit het onderzoek uitgevoerd door H. Van Geel en K. Kloeck in het kader van het nationaal onderzoeksprogramma in de sociale wetenschappen. (9) Het betreft hier een onderzoek naar de toepassing van de wet van 29 juni 1964 inzake opschorting, uitstel en probatie.

De bedoeling van de analyse is de variatie in de variabele 'uitspraak' te verklaren aan de hand van de variabelen 'gerechtelijk verleden', 'leeftijd', 'geslacht' en 'soort van delict'. We gingen ervan uit dat de rechters zich voor een belangrijk gedeelte op deze variabelen zouden baseren om over te gaan tot het uitspreken van een effectieve gevangenisstraf of het uitspreken van een gunstmaatregel (probatie, uitstel, opschorting of een combinatie van deze maatregelen).

Zonder exhaustief op de toepassingsmogelijkheden en de -voorwaarden van deze wet te willen ingaan, vinden we het toch nuttig ze kort te beschrijven. (10) De wet van 29 juni 1964 kent aan de rechter (met uitzondering van de assisenhoven en politierechtbanken) de bevoegdheid toe om de uitspraak van een straf gedurende een door hem bepaalde tijd op te schorten. Indien de beslissing tot opschorting niet wordt herroepen, vervalt de vervolging en laat zij ook geen enkel spoor na in het strafregister van de betrokkene. Eén van de belangrijke toepassingsvoorwaarden is dat de verdachte geen vroegere veroordeling (met of zonder uitstel) van méér dan één maand mag hebben opgelopen.

Dezelfde wet voorziet ook nog de mogelijkheid voor alle strafrechtbanken om de uitvoering van een straf geheel of gedeeltelijk uit te stellen. Hiervoor mag de veroordeelde geen vroegere veroordeling tot een criminele straf of tot een hoofdgevangenisstraf van meer dan 6 maanden (met of zonder uitstel) opgelopen hebben.

Tenslotte voorziet deze wet nog dat aan bovenvermelde maatregelen bijzondere voorwaarden, d.w.z. een maatschappelijke begeleiding, kan worden verbonden die dan 'probatie-uitstel' en 'probatie-op-schorting' worden genoemd. Al deze maatregelen benoemen we onder de naam: gunstmaatregel.

## De populatie en de geconstrueerde variabelen

De populatie waarop we onze analyse zullen uitvoeren, zijn alle correctioneel veroordeelden, die in de loop van de maand mei 1976 door de rechtbanken naar de dienst Strafregister van het Ministerie van Justitie werden doorgespeeld. De gegevens van deze registratie hadden betrekking op correctionele veroordelingen uitgesproken in de loop van het eerste halfjaar van 1976 in de 26 gerechtelijke arrondissementen van het rijk.

De verdeling van de veroordeelden naargelang van de maand van uitspraak is als volgt (in %):

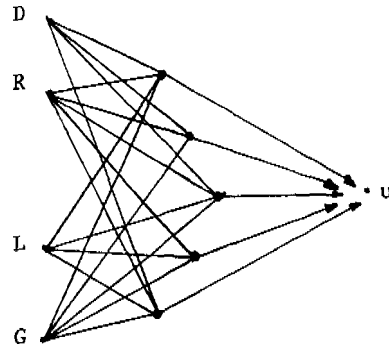
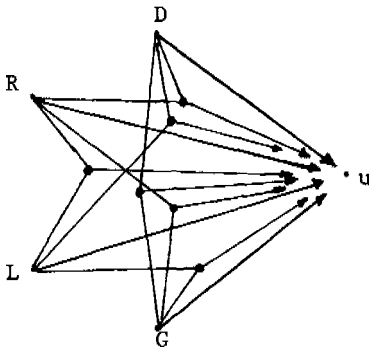
Januari	0,6 %	
Februari	2,5 %	
Maart	8,7 %	
April	25,0 %	
Mei	62,9 %	
Totaal	100,0 %	N = 5.045

De veroordelingen werden uitgesproken door de correctionele rechtbank (85,3 %), de kamer van beroep (10 %), de krijgsraden (4,0 %) en het krijgshof (0,4 %). (11)

Uit de populatie verwijderden we deze veroordeelden die enkel een geldelijke boete (effectief, met uitstel of beide) kregen, omdat we willen 'verklaren' op welke basis een effectieve gevangenisstraf of een gunstmaatregel uitgesproken werd. Dit brengt onze populatie terug op N = 2.397. Deze spectaculaire daling is voornamelijk te wijten aan het feit dat de registratie ook veroordeelden 'wegens onopzettelijke slagen en verwondingen' bevat, een omschrijving die voornamelijk naar verkeersongevallen verwijst. (12) Verder werden we verplicht vijf uitspraken uit de analyse te weren bij gebrek aan informatie. Na controle op de andere variabelen bleek dat we mogen aannemen dat ze toevallig gespreid zijn over de populatie. Dit heeft echter het effect dat we onze gegevens moeten gaan beschouwen als een steekproef. Het geldigheidsveld van onze analyse wordt nog meer beperkt door het niet opnemen van negentig gevallen van 'landlopers', 'interneringen' en 'ontzettingen'. Zo belanden we dan bij de variabelen. Omdat we de 'modified multiple regression approach' willen toepassen zijn deze steeds dichotomieën. De respons variabele uitspraak (u) bestaat uit de categorieën 'gunstmaatregel' en 'effectieve gevangenisstraf'. Nu worden er in de realiteit straffen uitgesproken die een combinatie zijn van gunstmaatregelen, effectieve gevangenisstraffen én boetes. Bij de tweedeling werd volgende regel aangenomen: een gunstmaatregel betreffende een gevangenisstraf en een boete worden beschouwd als een gunstmaatregel; een gunstmaatregel plus een effectieve gevangenisstraf als een effectieve gevangenisstraf. Indien er m.a.w. in een combinatie van straffen een effectieve gevangenisstraf voorkomt, dan wordt de uitspraak gecatalogeerd als gevangenisstraf. Het komt er eigenlijk op neer dat de zwaarste maatregel doorslag geeft in welke categorie de uitspraak wordt geplaatst. De andere drie variabelen zijn de factoren. De volgorde waarin ze besproken worden, duidt niet op enige ordening naar belangrijkheid.

- De aard van het delict (D). Zoals frequent voorkomend hebben we deze opgedeeld in de categorieën 'vermogensdelicten' en 'delicten tegen personen'. Een opsomming geven is haast onmogelijk; wel werd steeds gepoogd deze indeling te maken naar de geest van de wet.
- Het gerechtelijk verleden van de delinquent (R). Hier hebben we geopteerd voor de volgende dichotomie: enerzijds 'geen gerechtelijk verleden tot een veroordeling van maximum één maand' en anderzijds 'meer dan één maand veroordeling (met of zonder uitstel)'. Deze scheiding werd genomen omdat bij de meest vérgaande gunstmaatregel, de opschorting, deze één maand-grens geldt. Iemand die tot en met één maand vroegere veroordeling (met of zonder uitstel) opgelopen heeft, kan in principe van deze gunstmaatregel genieten. Hij of zij kan ipso-facto ook van de andere maatregelen genieten.
- De leeftijd (L). Deze werd op eerder arbitraire wijze in de categorieën 'tot en met 29 jaar' en 'ouder dan 29 jaar' geplaatst. Merk op dat deze variabele nog meer dan de andere één van de zwakheden van deze vorm van loglineaire analyse illustreert. Namelijk een variabele die op numeriek niveau geobserveerd werd, dient teruggebracht te worden naar het nominale niveau. Intuïtief, en na ruggespraak met enkele advocaten werkende aan de balie, werd aangenomen dat iemand van ouder dan 30 jaar als meer volwassen en dus als meer verantwoordelijk voor zijn daden wordt beschouwd in vergelijking met iemand die nog een twee als eerste cijfer van zijn leeftijd heeft.
- Het geslacht (G). Tot nader order nog steeds 'man' en 'vrouw'.

In diagramvorm kon ons uitgangsmodel als volgt worden voorgesteld. We ontubbelen het diagram om het grafisch voorstelbaar te maken.



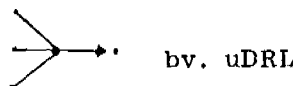
- associaties



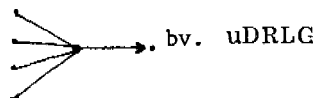
- three-way interacties



- four-way interactie



- de five-way interactie





Alle associaties en interacties die voorkomen in dit ontdebeld diagram zullen op hun significantie worden getest. Alle andere interacties beschouwen we, zoals boven uitgelegd, als oninteressant. Op het einde van de analyse zullen we dit diagram hernemen, maar zodanig dat het duidelijk wordt welke effecten significant zijn bevonden en welke we gelijk aan nul hebben gesteld.

De gegevens

Verdeling van de geregistreerde veroordeelde bevolking, naar straftoemeting, soort van delict, gerechtelijk verleden, leeftijd en geslacht in absolute cijfers.

		(G)																
		MAN								VROUW								
		1				2				1				2				
		(L)								(L)								
		< 29 j				> 29 j				< 29 j				> 29 j				
		1		2		1		2		1		2		1		2		
		(R)		(R)		(R)		(R)		(R)		(R)		(R)		(R)		
		< 1 M		> 1 M		< 1 M		> 1 M		< 1 M		> 1 M		< 1 M		> 1 M		
		1		2		1		2		1		2		1		2		
		VD	DP	VD	DP	VD	DP	VD	DP	VD	DP	VD	DP	VD	DP	VD	DP	
		(D)		(D)		(D)		(D)		(D)		(D)		(D)		(D)		
		1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	
MAAT- REGEL	1	476	267	36	13	341	194	36	22	89	22	2	0	127	28	0	1	1654
EF. STRAF	2	206	58	82	21	133	42	120	46	8	6	0	1	15	1	3	1	743
		682	325	118	34	474	236	156	68	97	28	2	1	142	29	3	2	2397

De analyse volgens Aitkins 'Simultaneous Test Procedure' (13)

De essentie van Aitkins S.T.P. is dat gehele 'families' van interacties gelijktijdig worden getest waarbij een aangepaste type-I fout

wordt gebruikt die rekening houdt met het aantal geteste parameters.

We bepalen dus eerst een type-I-foutenratio  $\alpha$  voor elk van de k-effecten die getest worden in het model en een overall type-I-foutenratio  $\gamma = 1 - (1 - \alpha)^k$  voor de nulhypothese dat al deze k-effecten gelijk zijn aan nul. We kiezen deze  $\alpha$  zodanig op een 'conventioneel' niveau dat  $\gamma$  tussen de 0.25 en de 0.50 komt te liggen.

We bepalen dus eerst het aantal parameters dat moet getest worden en hoeveel vrijheidsgraden per parameter er zijn. Op deze manier kunnen we  $\gamma$  voor elke groep der familie-effecten bepalen. Het model waarbij al deze effecten gelijk zijn aan nul, is DRLG/u of het onafhankelijkheidsmodel.

Parameters	df	
uDRLG	1 x 1 x 1 x 1 x 1 = 1 (*)	
		----- cumulatief totaal = 1
uDRL	1 x 1 x 1 x 1 = 1	
uDRG	1 x 1 x 1 x 1 = 1	
uRLG	1 x 1 x 1 x 1 = 1	
uDLG	1 x 1 x 1 x 1 = 1	
		----- cumulatief totaal = 5
uDR	1 x 1 x 1 = 1	
uDL	1 x 1 x 1 = 1	
uDG	1 x 1 x 1 = 1	
uRL	1 x 1 x 1 = 1	
uRG	1 x 1 x 1 = 1	
uLG	1 x 1 x 1 = 1	
		----- cumulatief totaal = 11
uD	1 x 1 = 1	
uR	1 x 1 = 1	
uL	1 x 1 = 1	
uG	1 x 1 = 1	
		----- cumulatief totaal = 15

We kiezen  $\alpha$  zodanig dat  $\gamma = 1 - (1 - \alpha)^{15}$  tussen de 0.25 en 0.50 ligt.

- als we  $\alpha = 0.05$  krijgen we een overall - p  $\gamma$  van 0.53, wat te groot is
- als we  $\alpha = 0.01$  krijgen we een overall - p  $\gamma$  van 0.13, wat te klein is
- als we  $\alpha = 0.025$  krijgen we een overall - p  $\gamma$  van 0.31, wat goed is.

---

(\*) Merk op dat indien het zou gaan om een 'gewone' modelspecificatie, dus geen modified regression model en men te doen heeft met één trichotome variabele, het aantal vrijheidsgraden niet één maar twee is.

De kritische drempels voor het testen van de familie-effecten worden dan:

- voor het five-way effect  $\gamma_1 = 1 - (0.975)^1 = 0.025$
- voor alle four-way en five-way effecten  $\gamma_2 = 1 - (0.975)^5 = 0.119$
- voor alle three-, four- en five-way effecten  $\gamma_3 = 1 - (0.975)^{11} = 0.243$
- voor alle two-, three-, four-, five-way effecten  $\gamma_4 = 1 - (0.975)^{15} = 0.316$

We beginnen nu met een reductie van het 'gesatureerd' model door eerst de five-way interactie te testen op zijn afwijking t.o.v.  $\gamma_1$  door middel van de likelihood chi-square test. Als deze niet significant is voegen we de four- en five-way interacties samen en testen deze op niveau  $\gamma_2$ . Indien dit weer niet significant is voegen we alle three-, four- en five-way interacties samen en testen op niveau  $\gamma_3$ . Indien dit ook niet significant blijkt te zijn, gaan we door en voegen alle two-, three-, four- en five-way interacties samen en testen op  $\gamma_4$ . Blijkt dit ook niet significant dan blijft het onafhankelijkheidsmodel over.

Wanneer een van de effectenreeksen significant wordt bevonden voor een bepaald niveau van  $\gamma$  dan testen we deze reeks van effecten (14) om te zien welke geëlimineerd kunnen worden, zonder dat de afwijking veroorzaakt door de weggelaten effecten de kritische waarden, bepaald voor deze effectenset, overschrijdt.

We testen dus eerst alle four-way interacties, zodanig dat de five-way interactie gelijk aan nul wordt geplaatst (15).

model	df	LR- $\chi^2$	p
DRLG/uDRL/uDRG/uRLG/uDLG	1	3.06	0.0804

p is 0.0804, wat groter is dan 0.025. We kunnen dus stellen dat het five-way interactie-effect niet significant is en geëlimineerd mag worden.

We gaan nu over tot het testen van het model met alle three-way interactie-effecten, zodanig dat alle four-way en five-way effecten gelijk worden gesteld aan nul.

model	df	LR- $\chi^2$	p
DRLG/uDR/uDL/uDG/uRL/uLC/uRC	5	12.13	0.0330

p is 0.0330, wat kleiner is dan onze vooropgestelde kritische waarde van  $\gamma_2 = 0.119$  en we dus moeten besluiten dat één of meerdere four-way interacties significant zijn.

Technisch gesproken zouden we rustig onze analyse van deze tabel kunnen verderzetten. We zullen wel een model vinden met een voldoende fit, maar we slagen er dan niet in om de doelstelling van

de loglineaire analyse, namelijk de opbouw van een spaarzaam model dat de essentiële structuur van de data weergeeft, te realiseren. Bij zulk model zullen de interpretatieproblemen haast onoverkomenlijk worden. We moeten besluiten dat we uit deze tabel in zijn geheel geen goed loglineair model kunnen halen. Als we de tabel van nabij bekijken, stellen we vast dat de eenheden zeer scheef verdeeld zijn over de variabele 'geslacht'. Er zijn 2.093 mannen en 304 vrouwen. Het feit dat we geen model vinden in gans de tabel zou hieraan te wijten kunnen zijn.

We breken de analyse van de volledige tabel hier af en beslissen om over te gaan tot de analyse van de twee subtabellen, deze voor de mannen en deze voor de vrouwen. De optie voor een gescheiden analyse betekent echter dat we één variabele minder hebben in de analyse van elke tabel. We moeten dus terug de  $\alpha$ - en de verschillende  $\gamma$ -waarden berekenen. Het model waarbij alle effecten die ons interesseren gelijk zijn aan nul, is DRL/u.

```

uDRRL      1 x 1 x 1 x 1 = 1
----- kumulatief totaal = 1
uDR        1 x 1 x 1 = 1
uDL        1 x 1 x 1 = 1
uRL        1 x 1 x 1 = 1
----- kumulatief totaal = 4
uD         1 x 1 = 1
uR         1 x 1 = 1
uL         1 x 1 = 1
----- kumulatief totaal = 7

```

$\gamma$  moet tussen 0.25 en 0.50 liggen. Indien  $\alpha = 0.05$  krijgen we een overall - p van 0.30, wat goed is.

De kritische waarden komen te liggen op  $\gamma_1 = 1 - (0.95)^1 = 0.05$

$$\gamma_2 = 1 - (0.95)^4 = 0.186$$

$$\gamma_3 = 1 - (0.95)^7 = 0.302$$

#### De subtabel van de mannelijke veroordeelden

We testen nu eerst alle three-way interacties, om de significantie van het four-way interactie-effect te toetsen.

model	df	LR- $\chi^2$	p
DRL/uDR/uDL/uRL	1	0.15	0.6994

p is 0.6994, dit is groter dan de vooropgestelde 0.05, wat betekent dat het four-way interactie-effect niet significant is en dus geëlimineerd mag worden.

De test voor de three-way en four-way interacties

model	df	LR- $\chi^2$	p
DRL/uD/uL/uR	4	3.78	0.4371

p is 0.4371, dit is groter dan de vooropgestelde p van 0.186, wat

betekent dat de three-way interacties niet significant zijn en dus ook niet noodzakelijk zijn om onze data op een adequate manier te beschrijven.

Om de two-way interacties of associaties en hogere orde interacties te testen, fitten we het onafhankelijkheidsmodel:

model	df	LR- $\chi^2$	p
DRL/u	7	309.84	0.0

p is 0.0, wat duidelijk kleiner is dan de vooropgestelde kritische waarde van  $\gamma_{.05} = 0.302$ . Er zijn dus één of meerdere van deze associaties noodzakelijk om onze data te beschrijven. De verdere analyse zal uitmaken dewelke.

Wat we eigenlijk doen, is voortdurend testen of een bepaald model waaruit een 'familie' van effecten is weggelaten, de data voldoende fit. Blijkt dit zo te zijn, dan laten we de volgende effectenfamilie weg en testen of dit model nog voldoende waarschijnlijkheid bezit. We doen dit tot op het moment dat blijkt dat door weglating van een familie van effecten het model niet meer fit. Dan zetten we een stap terug naar 'boven' en gaan na welke effecten al dan niet noodzakelijk zijn om wel tot een aanvaardbare waarschijnlijkheid te komen. De drempels om te bepalen of we een voldoende waarschijnlijkheid halen, zijn natuurlijk al deze welke het herhaaldelijk toetsen inrekenen (onze  $\gamma$ 's).

In een volgende stap gaan we nu bekijken welke van de drie mogelijke two-way interacties of welke combinatie ervan noodzakelijk opgenomen moeten worden. We doen dit aan de hand van de 'winst' of het 'verlies' dat we krijgen in de waarde van de likelihood-ratio chi-square. Deze chi-kwadraat heeft de eigenschap dat hij mag gepartitioneerd worden en dat we als dusdanig de bijdrage van elk effect afzonderlijk kunnen toetsen op zijn significantie. We testen nu alle mogelijke modellen die toelaten de bijdrage van één of meer effecten te berekenen.

modellen	df	LR- $\chi^2$	p
1) DRL/uL/uR	5	32.59	0.0000
2) DRL/uD/uR	5	3.78	0.5816
3) DRL/uD/uL	5	270.58	0.0
4) DRL/uR	6	32.60	0.0000
5) DRL/uL	6	304.43	0.0
6) DRL/uD	6	276.54	0.0

Uit deze tabel is het duidelijk dat model 2, DRL/uD/uR moet geselecteerd worden. Als we de vergelijking maken met het model DRL/uD/uL/uR dan zien we het volgende :

	df	LR- $\chi^2$	p
DRL/uD/uL/uR	4	3.78	0.4371
DRL/uD/uR	5	3.78	0.5816
Verskil door uL	1	0.0	0.1445

Voor de winst van één vrijheidsgraad moeten we geen verslechter-  
ing in de likelihood chi-square vaststellen (normaal is dit er wel)  
en hebben we zelfs een verhoging van onze probabilliteit met onge-  
veer 15 %.

Eén vrijheidsgraad met een chi-kwadraat van nul heeft een upper-  
tail probability van 100 % wat duidelijk op niet-significantie van het  
effect uL wijst.

Vanuit didactisch oogpunt kunnen we even de bijdrage van uR be-  
rekenen.

Voor een verschil van 1 vrijheidsgraad krijgen we een verslechter-  
ing van de likelihood-ratio chi-square van  $270.58 - 3.78 = 266.80$ .  
Dit heeft een waarschijnlijkheid van 0.0000 %. Dus uR is zeer sig-  
nificant.

#### De subtabel van de vrouwelijke veroordeelden

Op eenzelfde manier gaan we nu te werk om de four-way, nadien  
three-way en uiteindelijk de two-way interacties te testen. De  
resultaten van deze drie testen:

	df	LR- $\chi^2$	p
DRI/uDR/uDL/uRL	1	3.27	0.0705
DRI/uD/uL/uR	4	12.79	0.0124
DRL/u	7	25.52	0.0006

Het is duidelijk dat het four-way interactie-effect niet significant  
is ( $p > 0.005$ ). De three-way interacties zijn echter wel signifi-  
cant ( $p < 0.186$ ), wat dus betekent dat één of meerdere van deze  
effecten opgenomen dienen te worden om de data adequaat te be-  
schrijven. Opnieuw gaan we dus alle modellen toetsen die toelaten  
de bijdrage en significantie van de verschillende effecten afzon-  
derlijk te berekenen.

model	df	LR- $\chi^2$	p
1) DRL/uDL/uRL	2	3.38	0.1842
2) DRL/uDR/uRL	2	10.84	0.0044
3) DRL/uDR/uDL	2	6.05	0.0485
4) DRL/uLL	4	19.64	0.0006
5) DRL/uRL	4	11.15	0.0249
6) DRL/uDR	4	12.80	0.0123

Ondanks het feit dat het weglaten van het effect uDR de waar-  
schijnlijkheid van het model met 11 % opdrijft, bereiken we juist  
niet de daar gestelde kritische waarde  $\gamma_2 = 0.186$  en kunnen we dit  
model niet weerhouden. Gezien alle andere modellen een lagere  
waarschijnlijkheid hebben, is het niet nodig om de significantie van  
elk effect na te gaan. Het model dat we zouden kunnen weerhou-  
den is het model met alle three-way familie effecten  
DRL/uDR/uDL/uRL. Merk op dat we dit model niet voor de waar-  
de  $\gamma_2$  moeten toetsen gezien we dit voorafgaand al gedaan hebben  
voor de waarde  $\gamma_1$  en het model toen aanvaard hebben. Verder zal  
duidelijk worden waarom we hier een voorbehoud maken omtrent  
het aanvaarden van dit model.

## De interpretatie

We houden dus twee modellen over, één voor de mannen en één voor de vrouwen.

	df	LR- $\chi^2$	p
Model mannen DRL/uD/uR	5	3.78	0.5816
Model vrouwen DRL/uDR/uDL/uRL	1	3.27	0.0705

Laten we beginnen met het model van de vrouwen. We zijn erin 'geslaagd' het meest spaarzame model te construeren, enkel door de eliminatie van één effect, nl. de interactie van de drie factoren tegelijkertijd op de respons variabele; nochtans krijgen we slechts een probabieliteit van 7 %. Dit wil zeggen dat, gegeven dat dit model juist zou zijn in de populatie, we slechts 7 % of minder kans hebben dat we zulk een afwijking, of een grotere, moeten vaststellen. Hoewel we van significantie spreken in de statistische zin van het woord, vinden we deze kans te klein en verwerpen we dit model. We concluderen dus dat we geen structureel model kunnen ontwikkelen voor de data in verband met de gerechtelijke uitspraken voor wat betreft de vrouwen.

I.v.m. het model van de mannen zijn we er wél in geslaagd om een spaarzaam model te ontwikkelen dat voldoende zekerheid heeft. Laten we het van dichterbij bekijken.

De term DRL is niet interessant voor ons omdat deze enkel de relaties tussen de verschillende factoren beschrijft. Resten ons de twee termen uD en uR. Deze duiden op een relatie tussen het soort delict en de uitspraak (uD) en op het gerechtelijke verleden en de uitspraak (uR). De andere parameters werden niet significant bevonden. Zo is er dus geen sprake van een relatie tussen de leeftijd van de veroordeelde en de uitspraak. Nu het model geselecteerd is kunnen we overgaan tot de interpretatie van de geschatte parameters (16).

- (1) (uR) een gunstmaatregel als uitspraak was veel waarschijnlijker wanneer de veroordeelde een gerechtelijk verleden had van maximum één maand of minder.
- (2) (uD) een gunstmaatregel als uitspraak was veel waarschijnlijker wanneer de veroordeelde een delict tegen personen had gepleegd dan wanneer hij een vermogensdelict had gepleegd.

De kwantitatieve belangrijkheid van deze uitspraken kunnen we als volgt berekenen. Het model geeft de volgende geschatte waarden weer voor de relatie uitspraak - aard van het delict.

$$\hat{\beta}_{11}^{uD} = 0.862 \quad (\hat{\beta} = \exp(\hat{\lambda}))$$
$$\hat{\beta}_{21}^{uD} = 1.160$$

(17)

Als we deze waarden kwadrateren kunnen we ze interpreteren in termen van kansenverhoudingen. Deze situeren zich in de range

0 - 1 - ∞, waarbij 1 op een afwezigheid van relatie duidt.

$$(\hat{\beta}_{11}^{uD})^2 = 0.74$$

$$(\hat{\beta}_{21}^{uD})^2 = 1.35$$

Dit betekent (18) dat de kans op een gunstmaatregel versus een effectieve gevangenisstraf als men een delict tegen personen heeft gepleegd, (geometrisch) gemiddeld over de categorieën van de variabelen 'gerechtelijk verleden' en 'leeftijd', en met wegnahme van het effect van de factor-variabelen onderling, zich verhoudt tot de kans op een gunstmaatregel versus een effectieve straf als men een vermogensdelict heeft gepleegd als 1.35 tot 0.74. De kansverhouding gunstmaatregel/effectieve straf voor een delict tegen personen ten opzichte van een vermogensdelict is bijgevolg  $1.35/0.74 = 1.82$  tegen 1 (wat hetzelfde is als  $(\hat{\beta}_{21}^{uD})^4$ ). De verhouding gunstmaatregel/effectieve straf is voor mannen die een delict tegen personen hebben gepleegd 1.8 keer zo groot als bij diegenen die een vermogensdelict hebben gepleegd.

Als we dit nu gaar omrekenen naar percentages dan betekent dit dat bij constant houden van de overige variabelen de kans op een gunstmaatregel versus een effectieve straf geometrisch gemiddeld met 35 % toeneemt indien men een delict tegen personen heeft gepleegd en met 26 % afneemt indien men een vermogensdelict heeft begaan.

Voor de relatie 'uitspraak'-'gerechtelijk verleden' bekomen we volgend resultaat:

$$\hat{\beta}_{11}^{uR} = 1.645 \quad (\hat{\beta}_{11}^{uR})^2 = 2.71$$

$$\hat{\beta}_{21}^{uR} = 0.608 \quad (\hat{\beta}_{21}^{uR})^2 = 0.37$$

De kans op een gunstmaatregel versus een effectieve straf als hij géén of tot één maand gerechtelijk verleden had, verhoudt zich (geometrisch) gemiddeld over de categorieën van de variabelen aard van het delict en leeftijd, en met wegnahme van het effect van de factor-variabelen onderling, tot de kans op een gunstmaatregel versus een effectieve straf als hij een gerechtelijk verleden had groter dan 1 maand (met of zonder uitstel) als 2.71 tot 0.37. De kansverhouding gunstmaatregel/effectieve straf voor een gerechtelijk verleden tot één maand ten opzichte van een gerechtelijk verleden groter dan één maand is bijgevolg  $2.71/0.37 = 7.32$  (wat dus gelijk is aan  $(\hat{\beta}_{11}^{uR})^4$ ). De verhouding gunstmaatregel/effectieve straf is voor personen met een gerechtelijk verleden tot één maand 7.32 keer zo groot als bij degenen die een gerechtelijk verleden hebben groter dan één maand.



Als we dit nogmaals omrekenen naar percentages dan betekent dit dat bij constant houden van de overige variabelen, de kans op een gunstmaatregel versus een effectieve straf (geometrisch) gemiddeld met 171 % toeneemt als de persoon in kwestie een gerechtelijk verleden heeft tot één maand en met 63 % afneemt als hij een gerechtelijk verleden heeft groter dan één maand.

We weten ook dat  $\hat{\beta}_1^u = 1.102$  en dus  $(\hat{\beta}_1^u)^2 = 1.21$ . M.a.w. de kans van een willekeurig gekozen mannelijk veroordeeld op een gunstmaatregel in de plaats van een effectieve straf is 1.21 op 1. Of anders, de kans voor deze mannelijk veroordeelde om een effectieve gevangenisstraf te krijgen, is 0.82 op 1.

Als we nu informatie hebben over de andere variabelen R en D is het mogelijk de kansverhoudingen hiervoor te berekenen. Indien we bijvoorbeeld weten dat de respondent een vermogensdelict heeft begaan en minder dan of tot één maand gerechtelijk verleden heeft, dan is zijn kans op een gunstmaatregel:

$$1.21 \times 0.74 \times 2.71 = 2.42 \text{ op } 1$$

Vergelijken we dit met de kans volgens onze geobserveerde data (samentrekken over L voor subtabel mannen) of (476 + 341) op (206 + 133) welke 2.41 op 1 is, dan kunnen we besluiten dat ons model erin geslaagd is een bondige beschrijving te geven van de kans om een bepaalde uitspraak te krijgen op basis van twee effecten.

Een ander voorbeeld om de deugdelijkheid van het model te illustreren is de kans op een gunstmaatregel die een respondent heeft als hij een delict tegen personen heeft gepleegd en meer dan één maand gerechtelijk verleden heeft:  $1.21 \times 1.35 \times 0.37 = 0.60$  op 1. Uit de geobserveerde data berekenen we dat de kans hiervoor 0.52 op 1 is.

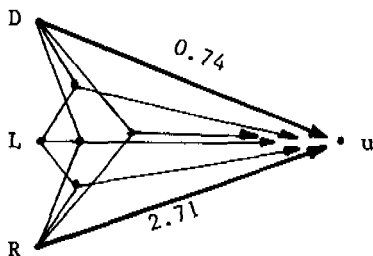
Om nogmaals te illustreren dat bij de mannen het gerechtelijk verleden veel zwaarder doorweegt dan het soort van delict om een gunstmaatregel te krijgen, berekenen we even de kans onder het model om een dergelijke maatregel te krijgen wanneer men een delict tegen personen heeft gepleegd maar minder dan één maand gerechtelijk verleden heeft:

$$\text{d.i. } 1.21 \times 1.35 \times 2.71 = 4.43 \text{ op } 1.$$

Vergelijken we dit met de kans van 0.60 op 1 die men heeft bij dezelfde omstandigheden maar met meer dan één maand gerechtelijk verleden, dan kunnen we van een spectaculaire ommekeer spreken. Voor de volledigheid berekenen we nog de kans bij vermogensdelict en meer dan één maand: deze is 0.33 op 1. Indien we m.a.w. de assumptie aannemen die in het begin gesteld werd, dan kunnen we zeggen dat de rechters zich bij het toekennen van een gunstmaatregel aan mannen, voornamelijk en in zeer sterke mate laten leiden door het gerechtelijk verleden van de delinquent en in een lichtere mate door de aard van het delict. Een delict tegen personen ge-

pleegd, verhoogt de kans op een gunstmaatregel, een vermogensdelict verkleint die kans.

Het resultaat kunnen we voorstellen in het volgende diagram, waarin de significante effecten vetjes gedrukt en gekwantificeerd zijn; fijn gedrukte pijlen drukken effecten uit die gelijk gesteld zijn aan één (geen effect).



Merk op dat door het splitsen van de tabel naar geslacht, we impliciet gesteld hebben dat er een effect bestaat tussen de variabele geslacht en de uitspraak. Bemerk ook dat door het weglaten van deze ene variabele het aantal mogelijke effecten aanzienlijk wordt verminderd (cfr. schema p. 9).

## Besluit

De resultaten van deze analyse kunnen in geen geval absoluut worden gesteld. Te veel hangt af van de constructie van de variabelen. Het samentrekken van variabelen tot dichotomieën is steeds een arbitraire kwestie. Ook het feit dat 'slechts' enkele variabelen opgenomen kunnen worden, beperkt het geldigheidsveld van de analyse. De opname van andere variabelen in de analyse, zoals bijvoorbeeld de sociaal-economische positie van de delinquent(e), zou als gevolg hebben dat we andere schattingen van de parameters zouden krijgen. Dit is een gelijkaardig effect als bij de path-analyse. Bij deze laatste hebben we echter ook de berekening van de zogenaamde error-term, die kan geïnterpreteerd worden als het gedeelte van de variantie dat niet verklaard is of als het gedeelte van de variantie dat veroorzaakt wordt door niet opgenomen variabelen. Bij de loglineaire analyse hebben we zoiets niet. De waarde van de analyse zal dan ook bepaald worden door de relevantie van de opgenomen variabelen.

Problemen komen ook om de hoek kijken bij het toetsen van de modellen. In tegenstelling tot de gewone hypothesetest zijn we niet zozeer geïnteresseerd in het verwerpen van een model maar wel in het aanvaarden ervan. Dit wil zeggen dat we vooral oog zouden moeten hebben voor de type-II fout, in plaats van voor de type-I fout. Deze is echter veel moeilijker onder controle te houden dan de type-I fout. We kunnen de type-II fout slechts verkleinen door ofwel de steekproefomvang op te drijven of door

de type-1 fout te vergroten. Het eerste is over het algemeen onmogelijk in tijden dat onderzoeksfondsen, zeker voor sociaal wetenschappelijk onderzoek, smelten als sneeuw voor de zon. Het tweede leidt tot het onaangenaam verschijnsel dat we nog moeilijk een spaarzaam model kunnen opbouwen (17). Eenmaal deze beperking aanvaard - alle multivariate analysetechnieken kennen hun specifieke beperkingen - bezit deze analysetechniek toch zijn geldigheid. Zeker als de modelselectie gebeurt aan de hand van Aitkins Simultaneous Test Procedure, die toch één van de belangrijkste nadelen die de loglineaire analyse tot nu toe kenmerkte, opvangt. Dit probleem van het herhaaldelijk toetsen doet zich enkel voor wanneer het gaat om een explorerende loglineaire analyse. Wanneer we te doen hebben met een confirmatorische analyse, het toetsen van een apriori model aan de geobserveerde data, dan stelt dit probleem zich niet. Of er, na aanvaarding, nu al dan niet een spaarzamer model bestaat, met een al of niet hogere waarschijnlijkheid, doet bij de confirmatorische analyse niet terzake. Is het echter om inhoudelijke redenen wel zinvol te weten of alle effecten significant zijn, dan belanden we terug in de explorerende analyse en stelt het probleem van het herhaaldelijk toetsen zich opnieuw.

Voor wat betreft de resultaten van ons voorbeeld, is het duidelijk dat rechters een andere 'logica' hanteren in hun oordelen naargelang van het geslacht van de delinquent. Dit wordt geïllustreerd door het feit dat voor dezelfde set van variabelen, er voor de vrouwen geen, maar voor de mannen daarentegen wel een zeer goed model geselecteerd kon worden. Waarschijnlijk zullen we andere variabelen moeten gebruiken om de uitspraken t.a.v. vrouwen te verklaren. Zo zou bijvoorbeeld de af- of aanwezigheid van kinderen onder het hoederecht van de vrouw misschien veel kunnen verklaren. Voor de mannen is het duidelijk geworden dat voornamelijk het gerechtelijk verleden een rol speelt en in tweede instantie de aard van het delict. Men zou kunnen opmerken dat zulke uitspraak voorbarig is, want eenieder weet dat er zeer grote verschillen bestaan in de uitspraak naargelang van het gerechtelijk arrondissement en naargelang van de rechter. Nochtans blijken er, macro-sociologisch gesproken, binnen deze niet te ontkennen verscheidenheid toch determinerende factoren te spelen.

## SAMENVATTING

Vanuit een vastgestelde kritiek in verband met het 'herhaaldelijk toetsen' op de loglineaire modelselectie zoals deze gebeurt aan de hand van het 'gesatureerde model' of middels Browns 'screening' wordt geargumenteed dat het werk van M. Aitkin hierop een antwoord kan bieden. M. Aitkins 'Simultaneous Test Procedure' houdt rekening met het optreden van dit herhaaldelijk toetsen.

Aan de hand van een 'modified regression approach', die kort wordt vergeleken met de path-analyse, wordt deze modelselectiemethode toegelicht. Nadien wordt het geheel toegepast op een concreet voorbeeld, namelijk de strafrechtelijke veroordeelden voor de

correctionele rechtbanken in de 26 arrondissementen van het rijk in de eerste helft van 1976. Gepoogd wordt een adequaat model te ontwikkelen dat de afhankelijke variabele 'uitspraak', in de zin van gunstmaatregel of effectieve gevangenisstraf, verklaart vanuit de variabelen 'geslacht', 'leeftijd', 'gerechtelijk verleden' en 'soort van delict'.

Vastgesteld wordt dat er geen spaarzaam model kon ontwikkeld worden voor alle variabelen tegelijk. Er kan wel een model ontwikkeld worden voor de mannen, maar het model voor de vrouwen dient verworpen te worden omwille van een te lage 'fit'. Bij de mannelijke delinquenten blijken enkel de effecten van de variabelen 'gerechtelijk verleden' en 'soort van delict' op de afhankelijke variabele 'uitspraak' een significante invloed uit te oefenen.

## ABSTRACT

Log-linear analysis has been criticized from the point of view of 'multiple tests' especially when the methods for the selection of models start from the saturated model or from Brown's screening. M. Aitkin's 'Simultaneous Test Procedure' has given an answer to this critique by taking into account these multiple tests.

By using the 'modified regression approach', we explain this method of model-selection, while giving an example of the Aitkin procedure.

For this purpose, we made use of the official records of the rulings for criminal offences, as they appeared in Belgian courts during the first half of 1976. We try to develop an adequate model, which explains this dichotomous dependent variable (conviction or probation) by independent variables, such as sex, age, judicial history and category of offence.

We conclude that it is impossible to develop a parsimonious model for all variables taken together. However it is possible to find such a model for men, but not for women because of a too poor fit. It can be proven that, in the case of the men, only the variables judicial history and category of offence contribute significantly to the dependent variable.

## NOTEN

1. SEGERS, HAGENAARS (red.), Sociologische onderzoeksmethoden deel II, technieken voor causale analyse, Van Gorcum, Assen, 1980, 185-187.
2. Ibidem, p. 186, en J. TACQ, Multiplicatieve causale analyse van meerdimensionele contingentietabellen: een toepassing uit de medische sociologie, in: Sociale Wetenschappen, 1979, nr. 2, 141.

3. UPTON G., The analysis of Cross-tabulated data, John Wiley & Sons, New York, 1978, 39-45.
4. FIENBERG, S.E., The analysis of Cross-classified categorical Data, 1978, 129.
5. Zie hiervoor o.a. FIENBERG, o.c., 91; KNOKE, D., BURKE, P.J., Loglinear models, Sage, Beverly Hill, 1980, 45 e.v.; HAGENAARS, HEINEN, o.c., 249-251.
6. Zie UPTON, G., o.c., 81; FIENBERG, o.c., 97-98; KNOKE, BURKE, o.c., 26-27; HAGENAARS, HEINEN, o.c., 234.
7. AITKIN, M., A note on the selection of loglinear models, Biometrics, 36, March 1980, 173.
8. UPTON, G., niet gepubliceerde nota's voor de E.C.P.R. Summer School in data-analysis and collection, University of Essex, G.B., 1982.
9. VAN GEEL, H., KLOECK, C., Probatie als vorm van pré-penitiaire 'hulpverlening' aan sociaal gehandicapte volwassenen, nationaal onderzoeksprogramma in de sociale wetenschappen, project marginalisering en welzijnszorg, volume 15L, 1978, 255 blz.
10. Het betreft hier een samenvatting van VAN GEEL, H., e.a., o.c., 9-13.
11. VAN GEEL, H., e.a., o.c., 47-48.
12. VAN GEEL, H., e.a., o.c., 48.
13. AITKIN, M., A Simultaneous Test Procedure for contingency Table Models, in Applied Statistics, 1979, vol. 28, nr. 3, 233-242; AITKIN, M., A note on the Selection of log-linear Models, Biometrics, 36, March 1980, 173-178; zie ook voetnoot 8.
14. De methode voor het testen van deze effecten wijkt af van deze van Aitkin.
15. Gezien ons factor/respons model moet het effectenpaar DRLG/u steeds opgenomen worden; zie boven.
16. We volgen G. Upton, in zijn manier van interpretatie, zie o.c., 83-84.
17. 
$$\begin{array}{l} uD_{11} = uD_{22} \\ uD_{21} = uD_{12} \end{array} \quad \text{wat betekent dat}$$

$$\begin{array}{l} (\hat{\beta}_{11}^{uD})^2 = (\hat{\beta}_{22}^{uD})^2 \\ (\hat{\beta}_{21}^{uD})^2 = (\hat{\beta}_{12}^{uD})^2 \end{array}$$

dit geldt eveneens voor de andere geschatte parameters.

18. Naar aanleiding van een naderhand ondernomen analyse (zie: J. BILLIET, M. SWYNGEDOUW, De overgang naar het universitair onderwijs: een replikatie-onderzoek met behulp van loglineaire analyse, Departement Sociologie, K.U.Leuven, 1983, rapport) kregen we van Prof. J. Vanhoutvinck een terecht opmerking in verband met de interpretatie van deze gekwadrateerde beta's. We waren nog in de mogelijkheid hiermee rekening te houden bij de uiteindelijke redactie van voorliggend artikel. Hoewel de resultaten van bovengenoemde analyse niet in vraag worden gesteld is deze interpretatie toch correcter.
19. KNOKE, D., BURKE, J.P., o.c., 31.

#### GESELECTEERDE BIBLIOGRAFIE

- AITKIN, M., A Simultaneous Test Procedure for contingency table models, in Applied Statistics, 1979, 28, nr. 3, 233-242.
- AITKIN, M., A note on the selection of log-linear models, in Biometrics, 36, March, 1980, 173-178.
- BILLIET, J., SWYNGEDOUW, M., De overgang naar het universitair onderwijs: een replikatie-onderzoek met behulp van loglineaire analyse, Departement Sociologie, K.U.Leuven, 1983, rapport.
- BILLIET, J., De voorkeur voor een politieke partij: het toetsen van loglineaire modellen, in Res Publica, 1981, vol. XXIII, nr. 4, 535-568.
- FIENBERG, S.E., The analysis of Cross-classified categorical data. The MIT Press, Cambridge, 1977.
- KNOKE, D., BURKE, J.P., Log-linear models. Sage, Beverly Hills, London, 1980, nr. 20.
- REYNOLDS, Analysis of nominal data. Sage, University Press, Beverly Hills, London, 1977, nr. 7.
- SEGERS, J.H.G., HAGENAARS, J.A.P. (red.), Sociologische onderzoeksmethoden, deel II, Technieken van causale analyse, Van Gorcum, Assen, 1980.
- TACQ, J., Multiplicatieve causale analyse van meerdimensionele contingencytabellen: een toepassing uit de medische sociologie, in Sociale Wetenschappen, 1979, nr. 2, 118-147.
- UPTON, J.G., The analysis of Cross-tabulated Data. John Wiley & Sons, New York, 1978.

UPTON, J.G., Contingency table analysis: log-linear models, in Quality and Quantity, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam, 14, 1980, 155-180.

UPTON, J.G., Log-linear models, screening and regional industrial surveys, in Regional Studies, vol. 15, 33-45, Pergamon Press, 1981.

VAN GEEL, H., KLOECK, C., Probatie als vorm van pré-penitaire 'hulpverlening' aan sociaal gehandicapte volwassenen, Nationaal onderzoeksprogramma in de sociale wetenschappen, 1978, Leuven, nr. 15L.

#### STATISTISCHE PAKKETTEN

B.M.D.P., Biomedical package, University of California, 1981.

S.P.S.S., Statistical packages for the Social Sciences, 2<sup>o</sup> edition, McGraw-Hill, 1975.