#### HOOFDSTUK VI

#### INFERENTIELE STATISTIEK

#### 1. DOELSTELLINGEN

Op het eind van dit hoofdstuk kunnen studenten de centrale begrippen die verband houden met de inferentiële statistiek zoals schatten, toetsen, p-waarden, nulhypothese, alternatieve hypothese, betrouwbaarheidsinterval toepassen. Het principe van de centrale limietstelling is zeer goed begrepen. Studenten kunnen betrouwbaarheidsintervallen met de hand uitrekenen en interpreteren. Studenten zijn in staat om vragen te beantwoorden aan de hand van SPSS-output. Studenten weten dat bij het toetsen niet enkel de normale verdeling wordt gebruikt maar ook andere verdelingen. Op basis van deze verdelingen kunnen we de kansen nagaan dat een bepaalde parameter in de populatie waaruit de steekproef afkomstig is effectief bestaat.

# 2. TE ONTHOUDEN KERNBEGRIPPEN

Alternatieve hypothese (Ha) Hypothese waarvan we vermoeden dat ze waar

is

Aselect Toevallig, random.

Een aselecte steekproef is een toevallig

genomen steekproef

Betrouwbaarheidsinterval Interval berekend uit steekproefdata volgens

methode die bepaalde kans heeft een interval op

te leveren waarin de populatiewaarde ligt

Schatting +/- foutenmarge

Centrale Limietstelling De eigenschap dat een steekproevenverdeling

zo goed als normaal verdeeld is, ongeacht de vorm van de verdeling van de oorspronkelijke

variabele.

Enkelvoudige aselecte steekproef (EAS)

Simple random sample

Inferentiële statistiek Verzameling van statistische toetsen die via het

toetsen van hypotheses en onderzoek van steekproeven, generaliserende uitspraken doen

over populaties.

Ook: verklarende, toetsende of analytische statistiek. Gaat dus een stap verder dan de beschrijvende statistiek die geen

generaliseringen doet

Intervalschatting Inschatten van de marges waarbinnen we met

een zekere graad van onzekerheid een

puntschatting inschatten.

Nulhypothese (H0) H0: 'geen verschil' of 'geen effect'

Overschrijdingskans Kans, onder de aanname dat HO waar is, dat

toetsingsgrootheid een waarde zou aannemen die gelijk is aan of nog groter of kleiner is (meer extreem is) dan de waargenomen waarde

Populatieparameter Statistieken afkomstig uit de populatie (vb.

gemiddelde, standaardafwijking)

Populatieverdeling Verdeling van een variabele in de een populatie

Puntschatting Schatting van een kenmerk in de populatie op

basis van steekproefgegevens

Random sample Toevalssteekproef waarin elke elementaire

eenheid uit de empirische populatie een berekenbare kans heeft om in de steekproef te

worden opgenomen

Representatief Zeer goede afspiegeling

Schatten De waarde van een steekproefkenmerk wordt

gebruikt om een uitspraak te doen over een populatiekenmerk. Zo'n uitspraak is altijd

gebaseerd op kansrekening.

Significant Als een uitkomst in sterke mate de

veronderstelling ondersteund dat het verschil

niet door toeval is ontstaan

Significantie toets Sterkte van bewijs tegen de nulhypothese (H0)

Significantie niveau  $\alpha$ : significantie niveau: vaak 0,05 (of 0,01):

bij onbeperkt aantal steekproeftrekkingen, verwerpen we in 5% van de gevallen  $H_0$  foutief

Als de overschrijdingskans kleiner dan of gelijk is aan het significantie niveau, spreken we van statistische significantie ('bewijskracht voor het

verwerpen van de H0)

Standaardfout (SE Standard Error)

Standaardafwijking van het gemiddelde van een

steekproevenverdeling

Steekproefgrootheid Statistieken afkomstig uit steekproeven (vb.

gemiddelde, standaardafwijking)

Steekproefverdeling Verdeling van variabele in de steekproef

steekproevenverdeling (sampling distribution) Geeft weer hoe steekproefgrootheden variëren

bij onbeperkt aantal herhaalde steekproeftrekkingen (theoretische verdeling)

uit zelfde populatie met zelfde n

Type I-fout H0 verwerpen terwijl ze juist is

Type II-fout H0 aanvaarden terwijl Ha juist is

#### 3. STATISTISCHE SYMBOLEN EN FORMULES

Betrouwbaarheidsniveau :	C = 1 - $\alpha$ ( $\alpha$ : kans op vergissing)  C = 90% $\Rightarrow$ z* = 1,645  C = 95% $\Rightarrow$ z* = 1,960  C = 99% $\Rightarrow$ z* = 2,576
Foutenmarge	$m = z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \rightarrow n = \left(\frac{z^* \sigma}{m}\right)^2$
Opstellen betrouwbaarheidsinterval	$\bar{x} - z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z^* \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
Standaardfout	$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
Variantie van de steekproevenverdeling = populatievariantie delen door de steekproefomvang	$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$

## 4. CENTRALE LIMIETSTELLING: DIDACTISCH VOORBEELD

In dit deel brengen we de abstracte theorie van de centrale limietstelling en de steekproeventheorie tot leven aan de hand van een didactisch voorbeeld. We doen dit aan de hand van populatiegegevens waaruit we zullen steekproeven leren trekken. De gegevens die we hebben verzameld zijn de slaagcijfers van studenten uit de eerste kandidatuur criminologische wetenschappen aan de Ugent tijdens het academiejaar 2001-2002. We hoeven dus geen steekproef te trekken, want de studentenadministratie verzamelt al deze gegevens. Om de theorie van de steekproevenverdeling uit te leggen, gaan we de redenering omdraaien. We gaan uit de gekende populatie verschillende toevalssteekproeven trekken, en de resultaten van deze steekproeven met elkaar leren vergelijken: we focussen in de voorbeelden vooral op het gemiddelde en de standaardafwijking die we noteren van elke toevalssteekproef en we kijken naar het gedrag van deze steekproefgrootheden: hoe ziet deze statistische verdeling of distributie van de beide kenmerken er uit? In de theorie hebben we gezegd dat steekproevenverdelingen voldoen aan bepaalde wetmatigheden waardoor je soms kan beredeneren hoe ze eruit zien: (1) uit de Centrale Limiet Stelling (CLS) weten we dat de steekproevenverdeling van het gemiddelde bij benadering een normaalverdeling is als

de steekproefomvang groot genoeg is. Volgens een vuistregel mag men ervan uitgaan dat de benadering goed is vanaf N=30. De wet van de grote getallen zegt dat grote steekproeven betere resultaten genereren. Tijd dus om de proef op de som te nemen. Het gemiddelde en de standaardafwijking kunnen worden afgelezen uit de onderstaande tabel:

Beschrijvende statistieken slaagcijfers op 1000 voor alle 1<sup>ste</sup> jaarsstudenten criminologie (Populatie= 1<sup>ste</sup> kandidatuur criminologie Ugent)

	N	Mean		Std. Deviation
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic
Resultaat 1ste zittijd op 1000 punten	426	389,5869	10,87139	224,38296
Valid N (listwise)	426			

Om een toevalsssteekproef te trekken, kiezen we in SPSS onder "data" voor "select cases".



Vink aan "random sample of cases en klik op "sample". Daarna verschijnt er:



Je kan kiezen tussen een benadering (bvb 50% van alle gevallen) door onder "approximately het percentage in te vullen. Je kan ook een exact aantal elementen selecteren. Wij gaan voor deze laatste optie en bestuderen het gedrag van steekproefgrootheden door de eerste 50 cases te nemen van het totaal. Als we dit hebben gedaan, berekenen we het rekenkundig gemiddelde en de standaardafwijking via de procedure "descriptives". Deze procedure herhalen we 50 keer. Vergeet telkens niet opnieuw de steekproefprocedure te herhalen en de filtervariabele uit te zetten of je krijgt 50 keer hetzelfde resultaat.

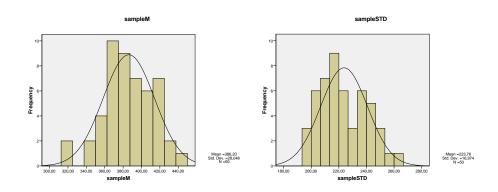
Laat ons nu een simulatie uitvoeren. We kijken naar het gedrag van steekproefgrootheden (het rekenkundig gemiddelde en de std) in 50 steekproeven van exact 50 eenheden



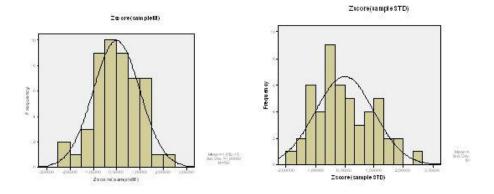
	emiddelden en vijkingen van 50	Steekproefgemiddelde en standaardafwijking van de steekproefgemiddelden en				
toevalssteek	proeven		standaa	rdafwijking		
sampleM	sampleSTD					
373,92	208,30					
410,60	217,01					
345,52	243,04					
365,50	252,23		Des	criptive Statistic	s Sample Me	ans and STDs
354,04	216,41			•	•	
393,74	207,71				sampleM	sampleSTD
390,49	217,71		N	Valid	50	50
423,57	198,77			Missing	0	0
365,24	239,16		Mean	J	386,1963	223,7603
404,00	211,04		Std. De	viation	28,04839	16,97392
423,11	203,34		Old. De	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	20,04009	10,97392
410,26	232,19					
398,24	208,53		D.	louls on dot bot	مصنطمامام	uan da
318,58	205,62		IV	lerk op dat het	_	
431,82	199,89			steekproefge		
419,68	248,75			andaardafwijkin	•	•
383,55	234,10			enadering vorm	_	
383,18	245,19		populat	iegemiddelde e	n de standa	ardafwijking!
427,84	212,75					
400,24	236,39					
378,71	241,54					
358,98	218,60					
417,10	214,06					
413,08	221,41					
398,08	201,97					
447,63	204,66					
364,71	216,48					
372,06	219,46					
376,17	217,33					
397,06	224,62					
372,63	245,37					
402,35	239,67					
320,06	254,57					
374,60	250,57					
366,81	234,90					
367,48	212,63					
378,04	228,72					
386,74	221,88					
394,50	238,20					
361,38	225,25					
421,12	194,39					
390,00	223,15					
350,42	212,86					
408,91	219,38					
387,45	241,33					
376,29	203,84					

Bekijk vervolgens de histogrammen van de verdelingen en we merken op dat deze verdeling van gemiddelden en standaardafwijkingen uit de 50 steekproeven van 50 eenheden de normale verdeling begint te benaderen. Zouden we dit experiment eindeloos herhalen, dan zouden we de klokvorm nog beter benaderen. Volgens de wet van de grote getallen zouden 50 steekproeven van 100 eenheden een betere benadering vormen van de klokvorm dan 50 steekproeven van 50 eenheden.

Figuur: steekproevenverdeling van ongestandaardiseerde waarden van "sample\_M" en "sample\_STD"



Figuur: steekproevenverdeling van gestandaardiseerde waarden van "sample\_M" en "sample\_STD"



Uit deze simulatie leren we de belangrijke lessen die we nodig hebben om het principe van inferentiële statistiek te begrijpen: de kans dat we op basis van een toevalssteekproef een gemiddelde waarde uitkomen die meer dan 1.96 z-scores verwijderd ligt van het populatiegemiddelde, is uitzonderlijk klein. Dit principe zullen we toepassen bij het bestuderen van steekproefuitkomsten om hypothesen te toetsen dat gestandaardiseerde effecten significant verwijderd zijn van nul. We gebruiken de steekproefparameter en de schatting van diens standaardfout om uitspraken te doen over de populatie op basis van een steekproef.

# 5. TOEPASSEN INFERENTIËLE STATISTIEK IN DE PRAKTIJK

In dit deel worden voorbeelden gegeven van oefeningen op de inferentiële statistiek. We werken voorbeelden uit en geven bijkomende oefeningen die tijdens de oefensessies aan bod zullen komen. We leren werken met de verdelingstafels en gaan de output van SPSS lezen om aan intervalschatting en aan hypothesetoetsing te doen. We vergelijken de waarde uit de steekproef met de kritische waarde in de tabel en we leren zo de parameters van de inferentiële statistiek interpreteren.

Niet enkel univariate beschrijvende statistieken hebben een steekproevenverdeling, ook andere associatiematen zoals chi-kwadraat, regressiecoëfficiënten (richtingscoëfficiënten en determinatiecoëfficiënten) en correlatiecoëfficiënten volgen een steekproevenverdeling met een bepaald patroon. De kansen dat bepaalde waarden voorkomen is gekend vanuit de mathematische statistiek. We kunnen hierdoor gebruik maken van tabellen waarin de kansen dat een bepaalde waarde voorkomt netjes genoteerd staan. Statistische verwerkingspakketten hebben de dag van vandaag de functie van deze tabellen overgenomen.

Het gedrag van steekproefparameters ter herinnering:

Het gemiddelde, de proportie en de standaardafwijking volgen een normaalverdeling.

De richtingscoëfficiënt uit een lineaire regressieanalyse volgt een t-verdeling.

De determinatiecoëfficiënt uit een lineaire regressieanalyse volgt een F-verdeling.

De Chi-kwadraat-toets uit een contingentietabel volgt een chi-kwadraat verdeling.

Voor elke verdeling is de kans bekend dat een bepaalde waarde uitgekomen wordt.

In dit deel gaan we oefeningen maken op het schatten en toetsen. Precies omdat wiskundige statistici elk patroon in detail bestudeerd hebben, kunnen we de kansen berekenen dat we een bepaalde steekproefuitkomst vinden, onder de nulhypothese dat een verband niet bestaat in de populatie (H0: de richtingscoëfficiënt is 0, de determinatiecoëfficiënt is 0,...) Op basis van deze vaststellingen kunnen we nu gaan schatten en toetsen. Schatten verwijst naar het ramen van een interval van waarden waarbinnen een steekproefuitkomst naar grote waarschijnlijk ligt en toetsen betekent dat we een hypothese gaan opstellen en trachten te verwerpen. We passen de inferentiële statistiek toe om te weten of onze steekproefuitkomsten kunnen veralgemeend worden naar de populatie. Het uitgangspunt in dit hoofdstuk is het volgende: we tonen de statistische output die we eerder hebben berekend in SPSS. We hebben toen gesteld dat we ons tot de essentiële bivariate associatiematen

gingen beperken. SPSS genereert echter meer output dan nodig om een bivariate associatie naar waarde te schatten. SPSS levert "default" ook de parameters nodig voor de statistische inferentie. Deze komen hier aan bod.

De inferentie van associatiematen op nominaal niveau: jeugdbende en geslacht

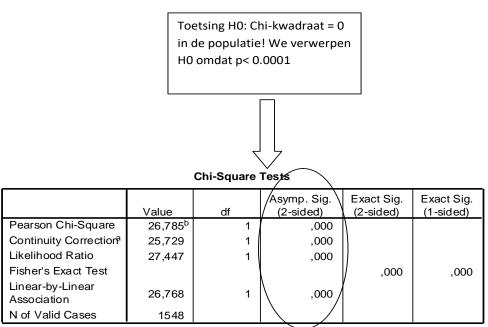
Eerder vonden we dit bivariaat verband tussen het lid zijn van een jeugdbende en geslacht:

lid jeugdbende \* geslacht Crosstabulation

			gesl	acht	
			meisje	jongen	Total
lid jeugdbende	geen lid jeugdbende	Count	786	661	1447
		Expected Count	760,9	686,1	1447,0
		% within geslacht	96,6%	90,1%	93,5%
	lid jeugdbende	Count	28	73	101
		Expected Count	53,1	47,9	101,0
		% within geslacht	3,4%	9,9%	6,5%
Total		Count	814	734	1548
		Expected Count	814,0	734,0	1548,0
		% within geslacht	100,0%	100,0%	100,0%

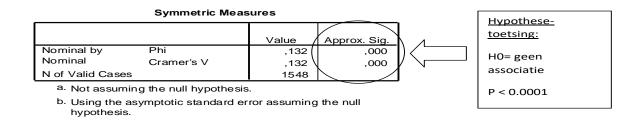
Bij afwezigheid van een statistische relatie, zijn de conditionele frequentieverdelingen identiek. Als 6.5% van de observaties lid is van een jeugdbende, dan moeten de kolompercentages voor meisjes en jongens ook allebei 6.5% bedragen. Uit de tabel blijkt echter dat dit niet zo is.

Om nu te weten of we dit verband kunnen extrapoleren naar de populatie, wordt een chi-kwadraat toets uitgevoerd. Chi-kwadraat bedraagt 26.78. Er is dus wel degelijk een verschil tussen de geobserveerde celfrequenties en de celfrequenties bij statistische onafhankelijkheid. We lezen uit de tabel af dat de p-waarde die bij de chi-kwadraat waarde hoort, zeer klein is: de kans dat chi-kwadraat nul is in de populatie -en dus de kans dat onze resultaten op toeval berusten- is dus "verwerpelijk" klein. Bekijk een p-waarde vanuit volgende redenering: stel dat je gevraagd wordt om je hand in een zak met 95 palingen en 5 giftige slangen te steken en te zien wat er gebeurt. Je hebt 5 kansen op 100 dat het verkeerd afloopt. Die kans is niet zo groot. Sociale wetenschappers verwerpen dus een nulhypothese als ze merken dat de kans op een foutieve verwerping statistisch gezien lager ligt dan 0.05. Daarom verwerpen we in het voorbeeld de nulhypothese, omdat we weten dat de kans op een foutieve verwerping van een nulhypothese (type-1 fout) kleiner is dan 1 op 10 000.



a. Computed only for a 2x2 table

We krijgen ook de associatiematen op nominaal niveau te zien: Phi en Cramer's V.



Is er nu een significant verband tussen geslacht en het behoren tot een jeugdbende? We lezen de informatie af uit de kruistabel en interpreteren de resultaten.

De associatiematen Cramer's V en Phi zijn hier aan elkaar gelijk omdat we een 2\*2 tabel hebben. Het verband is eerder aan de zwakke kant. Cramer's V bedraagt 0.132. Chi-kwadraat bedraagt 26.78. We kunnen echter vaststellen dat we de nulhypothese (de parameter is 0 in de populatie) gerust kunnen verwerpen met een lage  $\alpha$ -waarde (p< 0.0001).

b. 0 cells (,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 47,89.

### De inferentie van ordinale symmetrische associatiematen

We heranalyseren de relatie tussen de uitspraken "oneerlijk zijn is ok" (antwoordcategorieën van helemaal niet akkoord tot helemaal akkoord) en "hoeveel van je vrienden hebben al iets gestolen" (geen enkele tot bijna allemaal). Deze variabelen zijn ordinaal want ze bestaan uit ordenbare antwoordcategoriëen. Bijna allemaal is meer dan geen enkele, maar de afstand daartussen is niet metrisch uit te drukken. De associatie tussen ordinale kenmerken kan gebeuren aan de hand van de associatiematen Cramer's V, Gamma en de rangcorrelatiecoëfficiënt van Spearman, nl. Spearman's rho. In deze paragraaf wordt nagegaan in welke mate we de nulhypothese dat er geen associatie bestaat, kunnen verwerpen.

oneerlijk zijn is ok \* hoeveel van je vrienden hebben al iets gestolen? Crosstabulation

			hoeveel va	ın je vrienden	hebben al iet	s gestolen?	
			geen enkele	sommige	de meeste	bijna allemaal	Total
oneerlijk	helemaal oneens	Count	720	41	4	0	765
zijn is ok		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	51,9%	28,9%	50,0%	,0%	49,7%
		al iets gestolen?					
	oneens	Count	288	34	0	0	322
		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	20,7%	23,9%	,0%	,0%	20,9%
		al iets gestolen?					
	noch eens, noch oneens	Count	189	24	1	1	215
		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	13,6%	16,9%	12,5%	50,0%	14,0%
		al iets gestolen?					
	mee eens	Count	129	24	2	0	155
		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	9,3%	16,9%	25,0%	,0%	10,1%
	<del> </del>	al iets gestolen?					
	helemaal mee eens	Count	62	19	1	1	83
		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	4,5%	13,4%	12,5%	50,0%	5,4%
		al iets gestolen?			_	_	
Total		Count	1388	142	8	2	1540
		% within hoeveel van					
		je vrienden hebben	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
		al iets gestolen?					

Phi en Cramer's V zijn symmetrische maten. Dit betekent dat geen causale richting wordt verondersteld. Aangezien we te maken hebben met een r\*k tabel, kijken we niet naar Phi, maar naar Cramer's V. Gamma daarentegen houdt rekening met de ordening in de data: als variabele X een hogere waarde heeft, heeft dan variabele Y ook een hogere waarde? Cramer's V bedraagt 0.111. Er is een zwakke samenhang tussen de beide variabelen. Gamma daarentegen geeft ons meer informatie dan Cramer's V. Omdat beide variabelen ordinaal zijn, nemen we best gamma. Immers, Cramer's V houdt geen rekening met de ordening in de data. Gamma zegt ons dat de associatie tussen beide kenmerken matig en positief samenhangt (Gamma= 0.375) en de significantietoets zegt ons dat we met een zeer grote zekerheid (p < 0.0001) de nulhypothese van afwezigheid van associatie kunnen verwerpen.

H0 kan verworpen worden!

De associatiematen zijn statistisch significant

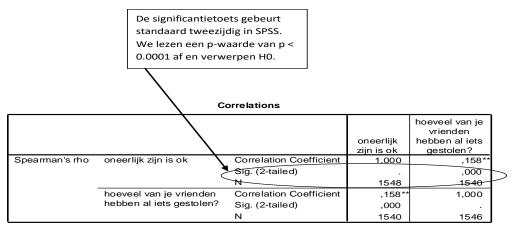
P< 0.0001



		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Nominal by	Phi	,192			,000
Nominal	Cramer's V	,111			,000
Ordinal by Ordinal	Gamma	,375	,055	5,639	,000
N of Valid Cases		1540			

a. Not assuming the null hypothesis.

Tot slot bespreken we de inferentie van de rangcorrelatiecoëfficiënt Rho. Spearman's Rho is afgeleid van de Pearson's product-moment correlatiecoëfficiënt voor interval- en ratio variabelen. De observaties worden eerst in een gewone rangorde (1ste, 2de, 3de, ...) geplaatst op de beide variabelen. Daarna past men de formule voor de product-moment correlatiecoëfficiënt toe.

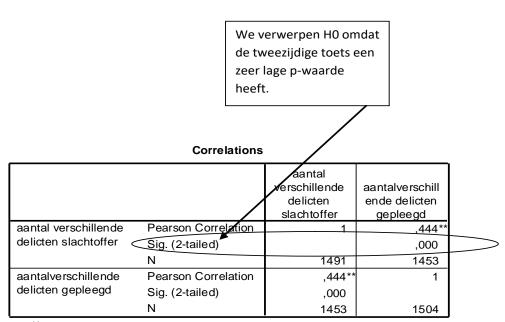


<sup>\*\*</sup> Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

De inferentie van de product-moment correlatiecoëfficiënt als symmetrische associatiemaat op metrisch niveau

Wanneer de correlatiecoëfficiënt een waarde aanneemt tussen -0.10 en +0.10 dan is dat verband verwaarloosbaar. Verbanden met een waarde tussen 0.10-0.30 (in absolute waarden) zijn zwakke tot matige bivariate verbanden, verbanden tussen 0.30-0.60 zijn matige tot sterke bivariate verbanden en verbanden die een waarde hebben die hoger is dan 0.60 zijn heel sterke bivariate verbanden. We herbekijken de samenhang tussen het aantal verschillende delicten gepleegd en het aantal verschillende delicten waarvan men slachtoffer is geworden en we zien een aanzienlijke samenhang. Kunnen we het verband extrapoleren naar de bevolking?



<sup>\*\*.</sup> Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

#### De inferentie van regressiecoëfficiënten

Een zeer belangrijke tool in de criminologie is de lineaire regressieanalyse waar de onderzoeker geïnteresseerd is in het voorspellen van de waarden op de afhankelijke variabele op basis van een onafhankelijke variabele. We leren in deze paragraaf de parameters van regressiecoëfficiënten te interpreteren in het licht van de probleemstelling eerder behandeld tijdens de praktische oefening op de inhoudelijke interpretatie van de regressiecoëfficiënten.

We gaan er even opnieuw vanuit dat we het plegen van delicten ("kwaad doen") zien als onafhankelijke variabele. Wie kwaad doet, zou dan meer slachtoffer kunnen worden.

De inferentie van de determinatiecoëfficiënt en de correlatiecoëfficiënt

Model Summaryb

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,444 <sup>a</sup>	,197	,196	1,84028

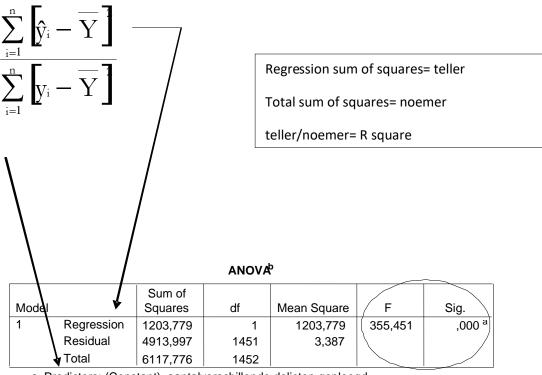
- a. Predictors: (Constant), aantalverschillende delicten gepleegd
- b. Dependent Variable: aantal verschillende delicten slachtoffer

R Square is de determinatiecoëfficiënt. Het is de verklaarde variantie in Y die gebeurt op basis van X: 19.7% van de geobserveerde verschillen op de afhankelijke variabele (slachtofferschap) kan verklaard worden vanuit het plegen van delicten. Hoe weten we nu of we dit resultaat als statistisch significant kunnen beschouwen? Hiervoor moeten we de ANOVA-tabel bestuderen. De ANOVA tabel bevat de regression sum of squares, de residual sum of squares en de total sum of squares.

We herhalen even dat de regression sum of squares de som is van het kwadraat van het verschil tussen de voorspelde waarde van Y op basis van X en de gemiddelde waarde van Y.

De total sum of squares is de som van het kwadraat van het verschil tussen de geobserveerde waarde en de gemiddelde waarde.

De residual sum of squares is de som van het kwadraat van alle residuele termen. Delen we de residual sum of squares door de total sum of squares, krijgen we de aliënatiecoëfficiënt, of de niet-verklaarde variantie. I.e. als 20 procent van de variantie in Y verklaard wordt door X, dan wordt 80 procent niet verklaard door X, maar door andere onafhankelijke variabelen.



a. Predictors: (Constant), aantalverschillende delicten gepleegd

b. Dependent Variable: aantal verschillende delicten slachtoffer



F-waarde: volgt Fverdeling.

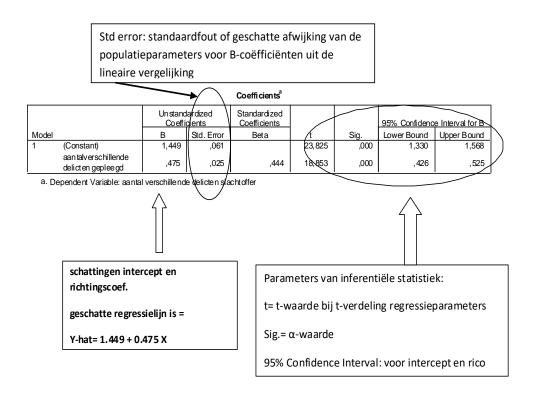
P-waarde (significantieniveau)= kans om H0 foutief te verwerpen. In dit geval zijn de regression sum of squares significant verschillend van 0

In deze analyse hebben we 1452 vrijheidsgraden (n-1). 1 vrijheidsgraad in de teller en 1451 in de noemer. Nu begrijpen we meteen waarom een F-verdeling gebruikt wordt. De determinatiecoëfficiënt is immers een breuk (zie het theoretische gedeelte van deze syllabus). Uit de F-tabel kunnen we de kritische F-waarde opzoeken waarop we H0 verwerpen op een niveau van  $\alpha$ = .05. Deze kritische F-waarde blijkt 3.84 te zijn. Onze F-waarde is veel hoger. SPSS toont de F-waarde en het exacte significantieniveau. De p-waarde

is niet 0.05 maar 0.000. Hiermee is de kans op een foutief verwerpen van H0 praktisch verwaarloosbaar.

Dus: 1203.779/6117.776= 0.197 of 19.7% van de waargenomen verschillen in slachtofferschap kan verklaard worden door de waargenomen verschillen in delicten plegen.

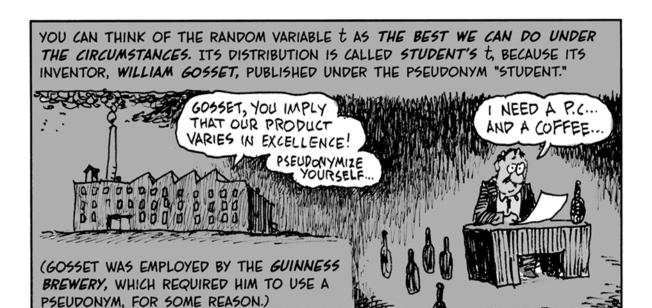
De kolom "mean square" rapporteert de "regression sum of squares" gedeeld door het aantal vrijheidsgraden. Vervolgens moeten we de regressiecoëfficiënten en de inferentiële statistieken interpreteren. We kijken naar de significantietoetsen en de betrouwbaarheidsintervallen.



We herhalen even de betekenis van de regressieparameters. De constante (a of  $\beta$ 0) of het intercept bedraagt 1.449. Dit is het verwacht aantal keer dat iemand slachtoffer wordt voor iemand die geen enkele keer een crimineel feit heeft gepleegd. De ongestandaardiseerde richtingscoëfficiënt ( $\beta$ 1) bedraagt 0.475. SPSS geeft deze weer met de benaming B. Dit is de verwachte toename in Y als X met een eenheid stijgt, dus:  $\hat{y} = \beta_0 + \beta_1 X$  Of:  $\hat{y} = 1.449 + 0.475$  (aantal verschillende delicten gepleegd).

De vraag die we ons stellen is in welke mate we nu onze regressieparameters, die afkomstig zijn uit een steekproef, kunnen veralgemenen naar de populatie. Onder de conditie van een toevalssteekproef kunnen we dat, omdat we weten hoe regressieparameters zich gedragen. SPSS vergelijkt de situatie die we gevonden hebben op basis van onze steekproef met de situatie onder H0. H0 wordt dan a= 0 (het intercept) en b= 0 (de richtingscoëfficient). De vraag die we ons stellen bij hypothesetoetsing is: hoe groot is de kans dat we de steekproefgrootheden intercept a = 1.44 en richtingscoëfficiënt b = 0.47 vinden onder de conditie dat beide parameters in realiteit nul zouden bedragen? Daartoe worden de standaardfouten van de regressiecoëfficiënten geschat. Deze parameters volgen een tverdeling. De t-verdeling, zo hebben we gezien, trekt op de normale verdeling, maar heeft langere staarten. Wanneer we een regressieparameter delen door diens standaardfout, dan vinden we de t-waarde die bij de regressieparameter hoort. Uit de tabel blijkt dat de t-waarde voor het intercept (a of  $\beta$ 0) gelijk is aan (1.44/0.061)= 23.82. De t-waarde die overeenkomt met de richtingscoëfficiënt is gelijk aan (0.47/0.025)= 18.58. We nemen even de tabel met de t-verdeling erbij. SPSS toetst standaard tweezijdig en geeft het exacte significantieniveau. Met een aantal vrijheidsgraden van 1452 en een kritische α-waarde van 0.05 volstaat een twaarde van 1.96 in een tweezijdige toets. Onthoud dit getal. Als je t-waarden ziet staan in een statistisch rapport die een waarde hebben groter dan 1.96, dan heb je zeker met een statistisch significant verband (p < 0.05 of beter) te maken. Op het examen kunnen we je een onvolledige output geven waarbij je zelf dient na te gaan of een verband significant is. Inzicht in t-waarden maakt het mogelijk zelf resultaten uit statistische studies naar waarde te schatten. In hoogstaande criminologische vaktijdschriften worden vaak enkel de parameters, de standaardfout en t-waarden weergegeven.

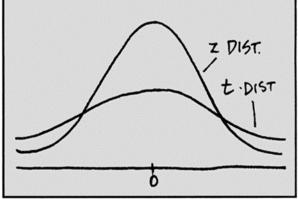
Tot slot willen we weten binnen welke grenswaarden onze schattingen liggen, met een bepaalde zekerheid, SPSS toetst doorgaans met een zekerheid van 95%. Daartoe kijken we naar de betrouwbaarheidsintervallen van onze regressieparameters. Een betrouwbaarheidsinterval is een schatting +/- een foutenmarge. Intervalschatting komt in het voorbeeld dus neer op het schatten van een interval dat ligt rond het geschatte intercept en de richtingscoëfficiënt. We stellen het volgende vast: we weten dat we met 95% zekerheid kunnen zeggen dat het intercept tussen 1.3 als ondergrens en 1.5 als bovengrens ligt en dat de richtingscoëfficiënt tussen 0.42 als ondergrens en 0.52 als bovengrens ligt.



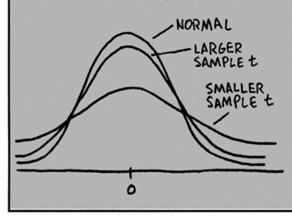
MAKING THE ASSUMPTION THAT THE ORIGINAL POPULATION DISTRIBUTION WAS NORMAL, OR NEARLY NORMAL, "STUDENT" WAS ABLE TO CONCLUDE:



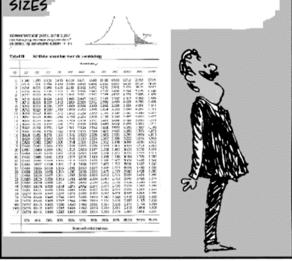
t is more spread out than z. It's "flatter" than normal. This is because the use of s introduces more uncertainty, making t "sloppier" than z.



THE AMOUNT OF SPREAD DEPENDS ON THE SAMPLE SIZE. THE GREATER THE SAMPLE SIZE, THE MORE CONFIDENT WE CAN BE THAT S IS NEAR  $\sigma$ , AND THE CLOSER t GETS TO z, THE NORMAL.



GOSSET WAS ABLE TO COMPUTE TABLES OF t FOR VARIOUS SAMPLE SIZES



# **6**. <u>OEFENINGEN</u>

<ol> <li>Wat is het ver steekproevenve</li> </ol>		steekproefverdelin	g - populatieve	erdeling -
Steekproefverdeling	_		_	
Populatieverdeling				
Steekproevenverdeling				
Wat is het verschil tuss	en de 'standaardaf	wijking' en de 'stand	laardfout' ?	
Standaardafwijking				
Standaardfout				
Waarom is de centrale l	limietstelling belan	grijk voor de inferei	ntiële statistiek?	

# 2. Zijn volgende uitspraken waar of vals?

Uitspraken	Waar	Vals
Een type-I fout betekent dat je besluit dat er een verband is, terwijl dit in realiteit niet		
zo is.		
Strikt genomen is het zo dat inferentiële statistiek niet dient te worden toegepast		
indien we populatiegegevens hebben.		
Intervalschatting toepassen is belangrijk om inzicht te krijgen in de nauwkeurigheid		
van een schatter		
Een p-waarde van 0.15 noemen we randsignificant		
De grootte van de steekproef is niet van invloed op de significantie van een verband.		
Bij grote steekproeven zal het steekproefgemiddelde een betere representatie zijn		
voor het populatiegemiddelde.		
Als een F-toets uit een bivariate regressie significant is, dan is het rekenkundig		
gemiddelde van Y een even goede voorspeller van Y dan de variabele X.		
Met een 95% betrouwbaarheidsinterval is het interval groter dan met een 99%		
betrouwbaarheidsinterval.		
Met een kleine steekproef zal het betrouwbaarheidsinterval kleiner worden.		

3. De Chi²-toets is één van de meest gebruikte manieren om relaties tussen twee of meer categorische variabelen te bestuderen. We hernemen oefening 1 van Hoofdstuk 4. Onderzoekers verzamelden gegevens over rookstatus en de diagnose longkanker bij een willekeurige steekproef van volwassenen. Elk van deze variabelen is dichotoom: een persoon rookt momenteel of niet en heeft een longkankerdiagnose of niet.

	Longkanker diagnose		
Rookstatus	Diagnose	Geen diagnose	Totaal
Roker	60	300	
Niet-roker	10	390	
			<i>N</i> =
			/V=

- Chi² = (zie oefeningen Hoofdstuk 4 oefening 1)
- Bepaal de HO en Ha

H0=

Ha =

- Om een Chi-kwadraat statistiek te interpreteren, moet je het aantal vrijheidsgraden kennen. Elke Chi-kwadraatverdeling heeft een ander aantal vrijheidsgraden en dus verschillende kritische waarden. Voor een eenvoudige Chi-kwadraattest zijn de vrijheidsgraden (r 1)(k 1), dat wil zeggen (het aantal rijen min 1) maal (het aantal kolommen min 1). Voor een 2×2 tabel zijn de vrijheidsgraden (2 1)(2 1), ofwel 1; voor een 3×5 tabel zijn ze (3 1)(5 1), of 8.
- Hoeveel bedraagt het aantal vrijheidsgraden in bovenstaande oefening?
- Hoeveel bedraagt de kritieke waarde voor  $\alpha = 0.05$ ?
- Is er evidentie voor het verwerpen van H0?
- Wat kunnen we besluiten over het verband tussen rookstatus en longkanker diagnose?

4. Vervolledig volgende output uit een regressieanalyse met de criminaliteitsgraad voor geweld als afhankelijke variabele en het percentage alleenstaanden als onafhankelijke variabele.

#### ANOVA(b)

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	89171,976				
	Residual	220416,710	40			
	Total	309588,686	41			

a Predictors: (Constant), % alleenstaanden

b Dependent Variable: opzet slagen 01 per km2

#### Coefficients<sup>a</sup>

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			95% Confiden	ce Interval for B
Mode	el	В	Std. Error	Beta	t	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	-91,165	41,235		-2,211	,033	-174,504	-7,826
	% alleenstaanden	3,677	,914	,537			1,830	5,524

a. Dependent Variable: opzet slagen 01 per km2

- a. Hoe groot is het aantal vrijheidsgraden voor de regression sum of squares?
- b. Hoe groot is de Mean Square voor de regression, residual en total sum of squares?
- c. Welke F-waarde correspondeert met deze analyse en is de uitkomst statistisch significant?
- d. Welke *t*-waarde correspondeert met de richtingscoëfficiënt? En is deze significant? Waaruit kan je dat nog opmaken?

5. Hierna volgen de scores van een leesvaardigheidstoets van een steekproef van 44 achtjarigen. Ga ervan uit dat de verdeling van de scores een normale verdeling volgt.

```
40 26 39 14 42 18 25 43 46 27 19 47 19 26 35 34 15 44 40 38 31 46 52 25 35 35 33 29 34 41 49 28 52 47 35 48 22 33 41 51 27 14 54 45
```

Veronderstel dat de standaardafwijking van de populatie leesvaardigheidsscores bekend is en gelijk is aan  $\sigma$  = 11. Geef een 95% betrouwbaarheidsinterval voor de verwachte score in de populatie. Rond af tot 2 cijfers na de komma.

6. Is er een statistisch significant verband tussen de beleidsverklaringen van de Premier en die van de minister van BZ?

Dave neemt een willekeurige steekproef uit de toespraken, interviews en officiële verklaringen die de Premier en de minister van Binnenlandse Zaken in de loop van een jaar hebben gegeven, en waarin wordt gerefereerd naar "gevangenisbeleid". Hij analyseert de inhoud van zijn steekproef en ontdekt vijf verschillende soorten rechtvaardigingen voor het gevangenisbeleid van de regering. Dave registreert vervolgens elke keer dat de Premier of minister van Binnenlandse Zaken naar één van de vijf rechtvaardigingstypes verwijst.

De resultaten zijn als volgt:

	Politiek mandaat		
	Premier	Minister van BZ	Totaal
Rechtvaardigingstype			
Opsluiting (beveiligen van de samenleving)	6	16	
Specifieke afschrikking	2	14	
Algemene afschrikking	4	20	
Rehabilitatie	0	15	
Gedwongen betaling	13	10	

# A. Bepaal de H0 en Ha

H0	
На	

- B. Is er een statistisch significant verband tussen de beleidsverklaringen van de Premier en die van de minister van Binnenlandse Zaken? Gebruik een significantieniveau van 5%.
- C. Zou je antwoord anders zijn als een significantieniveau van 1% werd gebruikt

7. Wietkwekers beplanten 15 percelen met een nieuwe wietvariëteit. De

	opbrengsten van die percelen in bushels per acre zijn:
	138.0 139.1 113.0 132.5 140.7 109.7 118.9 134.8
	109.6 127.3 115.6 130.4 130.2 111.7 105.5 Neem aan dat $\sigma$ = 10 bushels per acre.
a.	Bepaal het 90% betrouwbaarheidsinterval voor de verwachte opbrengst $\boldsymbol{\mu}$ van deze wietvariëteit.
b.	Bepaal het 95% betrouwbaarheidsinterval.
C.	Bepaal het 99% betrouwbaarheidsinterval.
d.	Hoe veranderen de foutmarges in (a), (b) en (c) terwijl het betrouwbaarheidsniveau toeneemt ?

- 8. Veronderstel dat de wietkwekers dezelfde gemiddelde x-waarde hadden gevonden in een steekproef van 60 percelen in plaats van 15 percelen.
  - a. Bereken het 95% betrouwbaarheidsinterval voor de verwachte opbrengst  $\mu$ .

- b. Is de foutmarge groter of kleiner dan de foutmarge die je vond voor de steekproef
   van 15 percelen? Leg in je eigen woorden uit waarom de wijziging plaats heeft.
- c. Zullen de 90% en 99% intervallen voor de steekproefomvang 60 breder of smaller zijn dan die voor n = 15? Je hoeft die intervallen niet te berekenen maar beargumenteer jouw antwoord.

d. Welke steekproefomvang is vereist om de verwachte opbrengst met 90% zekerheid te schatten tot op 4 bushels per acre?

- 9. In een steekproevenverdeling van de gemiddelde leeftijd uit 1899 heeft 95% van alle steekproeven (elk bestaande uit 1000 personen) een gemiddelde leeftijd die ligt tussen 25.8 en 28.4.
  - Bepaal het 90% en 99% betrouwbaarheidsinterval voor  $\boldsymbol{\mu}$  in dezelfde steekproevenverdeling.

10. Uit de studentenbarometer, afgenomen bij 3709 studenten, blijkt dat de gemiddelde score op het einde van het  $6^{de}$  middelbaar 72 op 100 bedraagt. De standaardafwijking in de populatie bedraagt 8.

Wat is de standaardafwijking van de steekproevenverdeling?

- a. 0.13
- b. 8
- c. 0.0022
- d. 0.72
- 11. De Rector aan een Vlaamse universiteit wil laten onderzoeken wat de impact is van toelatingsexamens bij de Faculteit Recht en Criminologie. De onderzoekers vinden dat scores op deze examens grosso modo normaal verdeeld zijn volgens N(20.8; 4.8). Neem een gerandomiseerde steekproef van 25 leerlingen die het toelatingsexamen hebben afgelegd. Wat is het gemiddelde en wat is de standaardafwijking van de gemiddelde steekproefscore?
  - a. Het gemiddelde is 20.8 en de standaardafwijking is 0.96.
  - b. Het gemiddelde is 20.8 en de standaardafwijking is 4.8.
  - c. Het gemiddelde is 20.8 en de standaardafwijking is 0.19.
  - d. Het gemiddelde is 25 en de standaardafwijking is 4.8.
- 12. De Rector aan een Vlaamse universiteit wil laten onderzoeken wat de impact is van toelatingsexamens bij de Faculteit Recht en Criminologie. De onderzoekers vinden dat scores op deze examens grosso modo normaal verdeeld zijn volgens N(20.8; 4.8). Hoe groot is de kans dat één enkele uit de gehele examenpopulatie willekeurig gekozen leerling een score behaalt van 23 of hoger?
  - a. 32.28%
  - b. 67.72%
  - c. 46.00%
  - d. 23.08%

- 13. Je bent een medisch onderzoeker die de effecten van een vegetarisch dieet op het cholesterolgehalte bestudeert. Veronderstel dat het cholesterolgehalte voor Belgische mannen tussen 20-65 jaar normaal verdeeld is, met een gemiddelde van 210 mg/dL (mg = milligram, dL = deciliter) en een standaardafwijking van 45 mg/dL. Je bestudeert een steekproef van 40 mannen uit deze leeftijdsgroep die minstens een jaar een vegetarisch dieet hebben gevolgd en je vindt dat hun gemiddelde cholesterolgehalte 190 mg/dL is.
- Bereken de z-statistiek voor de gemiddelde score van de steekproef (opgelet! Gebruik de correcte formule).
- Waar bevindt zich het gemiddelde cholesterolgehalte voor de vegetarische steekproef ten opzichte van de totale Belgische mannelijke bevolking?

- 14. Natuurpunt Vlaanderen doet een onderzoek. Ze willen nagaan hoeveel bomen er gemiddeld in een bos staan in Vlaanderen. Ze weten uit vorig onderzoek dat de standaardafwijking van het aantal bomen per Vlaams bos  $\sigma$ = 2483 bedraagt. Uit een toevalsteekproef van 83 bossen berekent men een gemiddeld aantal bomen per bos van 8596 met een standaardafwijking van 1800.
  - Geef het 95% betrouwbaarheidsinterval op voor het steekproefgemiddelde.
  - Geef het 80% betrouwbaarheidsinterval op voor dat steekproefgemiddelde.
  - Zonder te berekenen:
  - zal het 85% betrouwbaarheidsinterval smaller of breder zijn dan het 80% betrouwbaarheidsinterval?
  - en smaller of breder dan het 95% betrouwbaarheidsinterval?
  - indien Natuurpunt maximum een foutmarge van 200 gewild had in hun 95% betrouwbaarheidsinterval, hoeveel bossen hadden ze dan in de steekproef moeten betrekken?

15. De Vlaams minister-president vraagt je om een onderzoek in te stellen naar de topsalarissen bij enkele vooraanstaande banken. Uit een vooronderzoek blijkt dat de standaardafwijking € 9000 bedraagt. Op uitdrukkelijk verzoek van het ministerie mag de foutenmarge <u>van het 95%-betrouwbaarheidsinterval rond het steekproefgemiddelde</u> niet meer dan € 400 bedragen. Hoe groot moet je steekproef dan minstens zijn?