



rijksuniversiteit
groningen

De behandelduur van zedendelinquenten binnen de tbs

Een vergelijking met niet-zedendelinquenten en de rol van het antisociale netwerk.

Bachelorwerkstuk Sociologie

5 juni 2024

Rijksuniversiteit Groningen

Auteur:

Menke Kuiper (s4827155)

m.e.kuiper.1@student.rug.nl

Begeleider:

Marinus Spreen

Tweede lezer:

René Veenstra



ABSTRACT

Zedendelinquenten ervaren stigmatisering en sociale uitsluiting in de maatschappij vanwege de onrust die ze veroorzaken (Lehmann et al., 2020). Deze isolatie heeft negatieve gevolgen, zoals het ontbreken van een pro sociaal netwerk dat een beschermende rol kan bieden bij het beheersen van seksueel gedrag (Van der Horst et al., 2012). In plaats daarvan bouwen ze vaak een negatief netwerk op met gelijkgestemden. Gezien de toename van het aantal zedenmisdriven en de sterke afkeer van de samenleving jegens zedendelinquenten, is het van belang om te onderzoeken of ze inderdaad een hoger risico vormen op herhaling dan niet-zedendelinquenten; of dit resulteert in een langere behandelduur, en wat de invloed van hun sociale netwerk hierbij is.

De verwachting is dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten (hypothese 1) en dat dit effect wordt versterkt als zedendelinquenten negatieve invloeden ervaren uit het antisociale netwerk (hypothese 2).

Deze hypothesen zijn getest in een lineair statistisch model, met behulp van de dataset *de levensgeschiedenis voor het TBS-index delict*. De dataset bestaat uit 468 behandeldossiers van voormalige TBS-patiënten die tussen 1 januari 2009 en 31 december 2014 zijn ontslagen uit de tbs. Voor de vrouwen zijn alle dossiers meegenomen ($n= 63$), terwijl er voor de mannen een representatieve, gestratificeerde steekproef werd getrokken ($n= 405$) uit 659 dossiers.

Deze studie vond ondersteuning voor de eerste hypothese. Het effect van het type delict op de behandelduur is negatief, relatief groot en significant. Dit impliceert dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. Verder is er geen bewijs gevonden voor hypothese 2. Het interactie-effect is relatief groot en negatief, dus het verschil in behandelduur tussen zedendelinquenten en niet-zedendelinquenten wordt groter als de voormalig tbs'er negatieve invloed ervaart vanuit het netwerk. Desondanks is het effect niet significant, waardoor de tweede hypothese niet aannemelijk is.

Inhoud

Abstract.....	2
1. Inleiding.....	4
2. Theorie.....	8
2.1. Behandelduur.....	8
2.2. Type delict.....	9
2.3. Antisociale invloed van het netwerk.....	10
2.4. Controlevariabelen.....	11
3. Methode.....	13
3.1. Data en procedure.....	13
3.2. Operationalisatie.....	15
3.3. Analyse-opzet.....	18
4. Resultaten.....	19
4.1. Beschrijvende statistieken.....	19
4.2. Modevaluatie.....	22
4.3. Hypothesetoetsing.....	23
5. Conclusie.....	27
6. Discussie.....	29
Referenties.....	31
Bijlage 1: Bewerkingen variabelen.....	36
Bijlage 2: Beschrijvende analyseresultaten.....	47
Bijlage 2.1: Beschrijvende statistieken.....	47
Bijlage 2.2: Bivariate statistieken.....	48
Bijlage 2.3: Regressie.....	57
Bijlage 2.4: Berekening hellingen.....	61
Bijlage 3: Assumptiecontrole en uitschieters.....	63
Bijlage 3.1: Assumpties.....	63
Bijlage 3.2: Missende data-analyse.....	67
Bijlage 3.3: Uitbijters.....	71
Bijlage 4: Gebruik Kunstmatige intelligentie.....	76

1. INLEIDING

De emotionele lading rondom seksueel delictgedrag zorgt voor veel ophef en verontwaardiging in de samenleving, terwijl de feitelijke kennis van zaken achterblijft (Smid et al., 2014). Zedendelinquenten worden in verband gebracht met stigmatisering vanuit de samenleving. Ze worden beschouwd als gevaarlijk en wekken negatieve gevoelens op, wat kan leiden tot sociale uitsluiting (Lehmann et al., 2020). Een voorbeeld van een burgerinitiatief dat verder bijdraagt aan de stigmatisering van zedendelinquenten zijn pedojagers, een groep onbevoegden die pedofielen probeert te ontmaskeren. Een zedendelict is strafbaar seksueel overschrijdend gedrag, zoals verkrachting, aanranding en het bezitten of maken van kinderporno. De samenleving accepteert zedendelicten niet, al helemaal niet als ze door terbeschikkinggestelden (tbs'ers) worden gepleegd. Uit onderzoek blijkt dat er sinds 2016 een stijging is in het aantal zedenmisdrijven in Nederland (Eleads, 2022). In 2017 registreerde de politie 8400 zedenmisdrijven, in 2018 waren dit er bijna 9 duizend (CBS, 2019). Dit vormt een zorgwekkend maatschappelijk probleem, aangezien het gevoelens van onrust, onzekerheid en angst onder de bevolking kan versterken. De zaak van Anne Faber, waarbij de dader een veroordeelde zedendelinquent is, heeft de aandacht van de media op de recidive van zedendelinquenten gevestigd (Ministerie van Justitie & Veiligheid, 2020)¹. Een verhoogd recidiverisico duidt op een grotere kans dat een persoon na behandeling of straf opnieuw crimineel gedrag vertoont. Indien dergelijke misdaden niet effectief worden aangepakt, kan dit leiden tot hogere zorgkosten en toenemende sociale spanningen.

Plegers van zedendelicten krijgen vaak tbs opgelegd. Allereerst, is het relevant om de betekenis van tbs toe te lichten met de omstandigheden waarin deze strafmaatregel wordt toegepast. Het is primair een beveiligingsmaatregel die de rechter kan opleggen om de samenleving te beschermen tegen iemand die een misdrijf heeft gepleegd terwijl hij leed aan een 'gebrekkige ontwikkeling of ziekelijke stoornis van zijn geestvermogens' en er vrees is voor herhaling (Ministerie van Justitie en Veiligheid, 2020). Ook moet er sprake zijn van een ernstig misdrijf, waarbij de gevangenisstraf gelijk is of hoger dan vier jaar en de persoon

¹ 1. In september 2017 verdween Anne Faber tijdens een fietstocht, en Michael P. is veroordeeld tot 28 jaar gevangenisstraf en TBS met dwangverpleging voor haar verkrachting en dood.

een gevaar is voor de veiligheid van anderen. Daders krijgen eerst een gevangenisstraf en daarna de tbs-behandeling. Ze krijgen verplichte tbs opgelegd voor een van de vier typen delicten: zedendelicten gericht op kinderen, zedendelicten gericht op volwassenen, geweldsmisdrijven zoals moord of poging tot doodslag en brandstichting.

In het tbs-systeem, ook wel bekend als de forensische psychiatrie, wordt het Risk-Need-Responsivity-model (RNR) gehanteerd. Dit theoretisch kader wordt gebruikt om de risico's (R) en behoeften (N) van daders te beoordelen en om passende interventies (R) te bieden (Andrews et al., 1990). Deze principes zijn ook van toepassing op personen die zijn veroordeeld voor seksuele misdrijven (Hanson et al., 2009). De eerste 'R' in het model verwijst naar het beoordelen van het risico dat een individu opnieuw crimineel gedrag zal vertonen. Dit omvat het evalueren van factoren zoals het type delict en de criminele geschiedenis. Als het risico op recidive hoog is, oftewel het opnieuw plegen van een strafbaar feit, dan zal de behandelduur ook langer zijn. Hoe passen zedendelinquenten precies in dit verhaal? Vormen zij een groter risico voor de samenleving dan niet-zedendelinquenten, waardoor ze een langere behandelduur nodig hebben?

Het opstellen van een behandelplan en het voortzetten van therapieën voor zedendelinquenten is behoorlijk complex, vanwege de rol van parafilie, de maatschappelijke onrust en de heterogeniteit van de groep. Parafilie omvat seksueel gewelddadig gedrag, zoals pedofilie, sadisme en fetisjisme, wat leidt tot een snellere terugval en complexere behandeling in vergelijking met niet-zedendelicten (Vanhoeck, 2007). Een effectieve behandeling voor zedendelinquenten vertaalt zich in de afname van herhaald seksueel overschrijdend gedrag (Brown, 2005). Omdat zedendelinquenten sneller terugvallen in dit gedrag, is de kans op recidive erg hoog. Dit verhoogde recidiverisico resulteert in een langere behandelduur.

Toch is het belangrijk om hierbij een kanttekening te plaatsen. Hoewel er wordt verwacht dat zedendelinquenten meer recidiveren, blijkt uit internationaal onderzoek dat de recidivecijfers laag zijn onder veroordeelde zedendelinquenten (Hanson et al., 2016). Uit dit onderzoek blijkt dat in acht verschillende landen de kans op herhaling van een seksueel delict binnen vijf jaar 9,8% bedraagt. De bezorgdheid over de terugkeer van zedendelinquenten blijft bestaan, hoewel de recidivecijfers over het algemeen laag zijn. Dit is voornamelijk te wijten aan enkele zwaar belichte gevallen van herhaling in de media. Deze media-aandacht voor zedendelicten blijkt toe te nemen, evenals de maatschappelijke

afkeuring (Smid et al., 2014). Uit onderzoek blijkt dat professionals strenger op risico's bij zedendelinquenten taxeren als de maatschappelijke onrust toeneemt (Nagtegaal et al., 2011). Hierdoor pakt de risicobeoordeling voor zedendelinquenten mogelijk hoger uit en resulteert dit in een langere behandelduur.

Verder bestaat er een grote diversiteit onder zedendelinquenten (Schönberger et al., 2012). Zij kunnen elk verschillend reageren op de behandeling, waardoor het opstellen van een alomvattende behandeling complex kan zijn. Dit kan resulteren in een langere behandelduur, doordat de verscheidenheid aan behandelingen ervoor kan zorgen dat het niet aanslaat.

Daarnaast speelt het sociale netwerk een cruciale rol voorafgaand aan de behandeling van zedendelinquenten. Zedendelinquenten kunnen vanaf de jeugd antisociaal gedrag vertonen door een gebrek aan binding te hebben met het sociale netwerk, bijvoorbeeld door een afwijzing van de sociale omgeving tijdens de kindertijd (Tressová-van Veldhoven & Bogaerts, 2017). Antisociaal gedrag verwijst naar handelingen die schadelijk kunnen zijn voor anderen, zoals agressie, risicovol gedrag en criminaliteit. Volgens de attributietheorie ontwikkelen daders van zedendelicten vaak een *externe locus of control* door jeugdige ervaringen van seksuele of fysieke mishandeling (Weiner, 1979). Een externe locus of control is de overtuiging dat het leven wordt geleid door externe factoren buiten eigen controle. Omdat deze daders zelf slachtoffer zijn geweest van soortgelijke misdrijven, plegen zij zedendelicten om een gevoel van controle te ervaren dat ze in hun jeugd misten. De consistentie van antisociaal gedrag vanaf de jeugd maakt behandeling complexer (Moffit, 1993). Hierdoor worden zij als risicovol beschouwd en hebben zedendelinquenten mogelijk een langere behandelduur.

De afwezigheid van een pro sociaal netwerk en de ontwikkeling van een negatief netwerk kan in de puberteit en adolescentie verder een rol spelen. Jongeren kunnen een negatief antisociaal netwerk verder ontwikkelen door bijvoorbeeld om te gaan met delinquente jongeren. Kinderen die omgaan met antisociale leeftijdsgenoten hebben zelf een grote kans om antisociaal gedrag te ontwikkelen (Vitaro et al., 1997). Hierdoor kunnen ze de ondersteuning van een pro sociaal netwerk met niet-criminele individuen mislopen, zoals met hun familie, burens en vrienden. Zo blijkt uit onderzoek dat zedendelinquenten vaak in sociaal isolement leven, waardoor ze deze waardevolle relaties niet aangaan (Långström & Seto, 2006). Als gevolg van maatschappelijke stigmatisering kiezen ze ervoor

om zich te isoleren, wat kan leiden tot het zoeken naar gelijkgestemden met vergelijkbare ervaringen en interesses. Dit is zorgwekkend, aangezien sociale banden een belangrijke structurerende kracht blijken voor zedendelinquenten bij het beheersen van seksueel gedrag (Van der Horst et al., 2012). Doordat zedendelinquenten vaak geen pro sociaal netwerk hebben om op terug te vallen, worden ze volgens het RNR-model als meer risicovol beschouwd. Een negatief netwerk met gelijkgestemden kan de behandeling complexer maken. Dit kan leiden tot een langere behandelduur.

Binnen dit onderzoek worden de sociologische, psychologische en juridische invalshoeken gecombineerd. Het heeft een sociologische invalshoek, omdat er wordt gekeken naar de interactie tussen de omgeving en de zedendelinquent, inclusief de sociale afkeuring. Psychologisch gezien onderzoeken we individuele gedragskenmerken die verband houden met een langere behandelduur, zoals parafilie. Juridisch richten we ons op de risicotaxatie rondom de tbs. Het samenvoegen van deze invalshoeken creëert een holistisch beeld van zedendelinquenten, waarbij rekening wordt gehouden met het individu en de sociale omgeving. Dit inzicht kan leiden tot een meer effectievere en doelgerichte behandeling, waarbij verschillende risicofactoren worden aangepakt.

Het onderzoek richt zich op een specifiek en complex onderwerp, namelijk de behandelduur van zedendelinquenten. Verwacht wordt dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. Ook wordt er inzicht gegeven in hoeverre de sociale omgeving invloed heeft op de levensloop tot aan de behandelduur. Dit onderzoek draagt bij aan de bestaande kennis over het behandelingstraject van zedendelinquenten. De uiteindelijke onderzoeksvraag luidt als volgt: *'In hoeverre hebben veroordeelde zedendelinquenten binnen de tbs een langere behandelduur dan niet-zedendelinquenten en is de invloed van het antisociale netwerk anders voor deze groepen?'* We maken gebruik van de dataset de levensgeschiedenis voor het tbs-index delict, waarin de gegevens staan vermeld van voormalige tbs'ers die zijn ontslagen tussen 2009-2014.

2. THEORIE

In de criminologie wordt vaak een onderscheid gemaakt tussen zedendelinquenten en niet-zedendelinquenten. Het is relevant om te onderzoeken of zedendelinquenten die tbs opgelegd hebben gekregen daadwerkelijk een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. In dit theoretisch kader wordt nader ingegaan op zedendelinquenten, waarbij de invloed van het antisociale netwerk en de mogelijke effecten op de behandelduur worden belicht. Aan het einde van dit hoofdstuk wordt het onderzoeksmodel visueel weergegeven in figuur 1.

2.1. BEHANDELDUUR

De behandelduur verwijst naar de periode waarin een veroordeelde persoon onderworpen is aan de behandeling en begeleiding binnen de tbs-kliniek. De behandelduur geeft volgens het RNR-model een indicatie van het risico en gevaar dat de tbs-patiënt met zich meebrengt. Het kernprincipe van het RNR-model ligt in de behoefte om veroordeelde delinquenten te taxeren op risico's en interventies aan te passen op basis van het vastgestelde risiconiveau (Andrews & Bonta, 2010). Het identificeert risicofactoren die verband houden met een verhoogd risico op recidive, zoals eerdere delicten, antisociale attitudes en problematisch middelengebruik. De duur van de behandeling kan worden bepaald op basis van de ernst van deze risicofactoren.

Uit onderzoek blijkt dat professionals risico's strenger taxeren bij het beoordelen van de behandelduur als de maatschappelijke onrust en commotie toeneemt (Nagtegaal et al., 2011). Zedendelinquenten veroorzaken doorgaans meer maatschappelijke onrust dan niet-zedendelinquenten. Mogelijk vormt de re-integratie van zedendelinquenten een groter risico voor de samenleving dan die van niet-zedendelinquenten. Hierdoor kan hun behandelduur langer zijn.

Individen met een hoger risico op recidive kunnen mogelijk een langere behandelduur nodig hebben om deze risico's aan te pakken en de kans op terugval te verminderen. Hoewel internationaal onderzoek aantoont dat zedendelinquenten minder recidiveren dan niet-zedendelinquenten, laat nationaal onderzoek zien dat zedendelinquenten een hoger recidivepercentage hebben dan geweldsdelinquenten (Schönberger et al., 2012). Volgens

het RNR-model is de verwachting dat zedendelinquenten meer risico's met zich meebrengen dan niet-zedendelinquenten, waardoor zij een langere behandelduur hebben.

2.2. TYPE DELICT

De verwachting voor dit onderzoek is dat tbs'ers die veroordeeld zijn voor een zedenzaak een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelicten. Een verklaring hiervoor is dat de behandeling van zedendelinquenten complexer is. Volgens de multifactoriële dynamische theorie wordt seksueel overschrijdend gedrag veroorzaakt door zowel individuele als contextuele factoren, zoals traumatische ervaringen en de sociale omgeving (Marshall & Barbaree, 1990). Als gevolg van de verscheidenheid aan factoren die van invloed zijn bij de seksuele delicten en de mogelijke veranderingen hiervan, hebben zedendelinquenten mogelijk een langere behandelduur nodig.

Daarnaast speelt parafilie een rol bij zedendelinquenten, in tegenstelling tot niet-zedendelinquenten. Dit betreft een breed scala aan seksuele voorkeuren en gedragingen die afwijken van de gangbare normen. Het probleem bij de behandeling van parafilie is dat er vaak geen motivatie voor verandering is (Vanhoeck, 2007). Hierdoor kan de behandeling niet aanslaan, waardoor volgens het RNR-model het risico hoog is. Dit kan leiden tot een langere behandelduur voor zedendelinquenten.

Tot slot is er een grote heterogeniteit binnen de populatie van zedendelinquenten, variërend in leeftijd, type slachtoffers en strafrechtelijke voorgeschiedenis (Schönberger et al., 2012). Onder plegers van seksuele delicten bestaan er bijvoorbeeld meer dan vijftig typologieën (Koeck et al., 2002). Elk type kan anders reageren op behandelingen en heeft mogelijk sterk wisselende recidiverisico's. Hierdoor is het complex om een passende behandeling voor de gehele populatie van zedendelinquenten te ontwikkelen, wat kan resulteren in een langere behandelduur.

Op basis van de theorie, die mogelijk een verband legt tussen het type delict en de behandelduur, is hypothese 1 geformuleerd: *Tbs'ers die veroordeeld zijn voor een zedendelict hebben een langere behandelduur dan niet-zedendelicten.*

2.3. ANTISOCIALE INVLOED VAN HET NETWERK

De behandelduur verschilt niet alleen per type delict, dus het plegen van een zedendelict of een niet-zedendelict, maar wordt ook beïnvloed door de mate van antisociale invloed van het netwerk in de jeugd. Bij zedendelinquenten begint de ontwikkeling van antisociaal gedrag vaak al op jonge leeftijd. Bijvoorbeeld, in de vroege jeugd kunnen zij seksuele copingmechanismen ontwikkelen als reactie op gevoelens van afwijzing door de omgeving en een gebrek aan zelfbeheersing (Tressová-van Veldhoven & Bogaerts, 2017). Hierdoor lijken ze seksuele copingsmechanismen te gebruiken voor positieve emoties. Als deze copingstijl niet wordt aangepakt in de jeugd, lopen ze het risico om zogeheten *life-course-persistent* criminelen te worden (Moffit, 1993). Deze groep vertoont een patroon van antisociaal gedrag, dat begint in de kindertijd en voortduurt tot in de volwassenheid. In de literatuur wordt deze groep vaak aangeduid als *early life events and behavioral disorder*, wat verwijst naar daders van zedendelicten met een geschiedenis van levensgebeurtenissen zoals misbruik en geweld, waaruit gedragsproblemen zijn ontstaan die onderliggend zijn aan deze delicten (Van de Weijer et al., 2023). Volgens de attributietheorie wordt de *externe locus of control* ontwikkeld bij de daders van zedendelicten als gevolg van deze gebeurtenissen (Weiner, 1979). Ze schrijven hun daden toe aan oorzaken die buiten zichzelf liggen, zoals de machteloosheid die zij voelden vanuit de jeugd. Door de schuld van hun daden buiten zichzelf te leggen en de consistentie van het antisociale gedrag vanuit de jeugd, is de behandeling voor zedendelinquenten complexer. Hierdoor worden ze volgens het RNR-model als risicovol beschouwd. Dit leidt tot de verwachting dat zedendelinquenten een langere behandelduur nodig zullen hebben dan niet-zedendelinquenten.

Het hebben van een pro sociaal en ondersteunend netwerk ontbreekt vaak bij zedendelinquenten. Ze hebben vaak moeite met het opbouwen van intieme relaties met anderen en weinig sociale contacten hebben (Långström & Seto, 2006). Het gebrek aan sociale banden kan aanzienlijke problemen veroorzaken, aangezien sociale relaties van cruciaal belang zijn voor zedendelinquenten. Zo laat onderzoek zien dat sociale steun zorgt voor de beheersing van seksueel gedrag bij daders van zowel minderjarige als volwassen slachtoffers (Van der Horst et al., 2012). Een stabiel en pro-sociaal sociaal netwerk, bestaande uit bijvoorbeeld een echtgenoot, vrienden en familie, heeft een beschermende invloed op crimineel gedrag (Bouman, 2009). Deze bevindingen zijn in lijn met de sociale

controletheorie van Hirschi (1969) en de latere uitbreiding van Sampson en Laub (1993), die stellen dat sterke banden met de samenleving de neiging tot crimineel gedrag verminderen. In plaats van in een ondersteunend sociaal netwerk kunnen zedendelinquenten zich bevinden in negatieve sociale kringen, bijvoorbeeld met individuen die vergelijkbare interesses hebben. Zo blijkt uit de theorie dat soortgelijken elkaar vaak opzoeken en dat deze deviante vrienden elkaar negatief kunnen beïnvloeden (Vitaro et al., 1997). De afwezigheid van een positief sociaal netwerk en de aanwezigheid van risicovolle sociale contacten, kan leiden tot een verhoogde risicobeoordeling. Hierdoor hebben zedendelinquenten mogelijk een langere behandelduur nodig dan niet-zedendelinquenten.

Op basis van deze bevindingen is de tweede hypothese geformuleerd: *De behandelduur van zedendelinquenten is langer wanneer zij negatieve invloeden ervaren vanuit het antisociale netwerk, in vergelijking met niet-zedendelinquenten.*

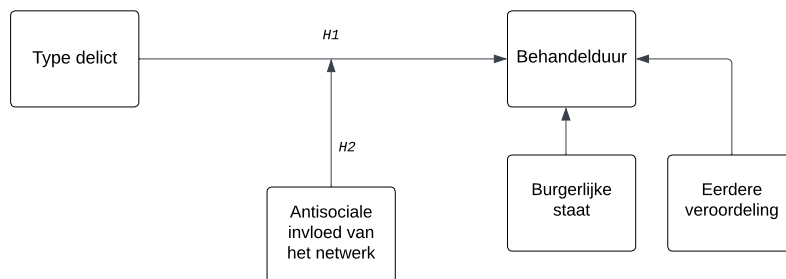
2.4. CONTROLEVARIABLEN

Uiteindelijk worden er twee controlevariabelen meegenomen in het onderzoek, aangezien ze mogelijk de uitkomst van het onderzoek kunnen beïnvloeden. De twee controlevariabelen zijn burgerlijke staat ten tijde van het tbs-delict en eerdere veroordeling voor het tbs-delict. Ze kunnen eventueel van invloed zijn op de relatie tussen het plegen van een zedendelict en een langere behandelduur.

Onderzoek laat zien dat zedendelinquenten vaker hun behandeling afmaken als ze gehuwd zijn (Clegg et al., 2010). Het huwelijk wordt beschouwd als een levensstijlverandering die kan leiden tot terugtrekking uit criminaliteit en een meer productieve bijdrage aan de samenleving (Sampson & Laub, 1993). Daarnaast kan het huwelijk dienen als een indicatie voor het ontvangen van sociale steun, een aspect dat cruciaal is voor zedendelinquenten, zoals eerder besproken in paragraaf 2.3. Ondanks de beschermende rol die het huwelijk kan spelen voor zedendelinquenten, hebben ze drie tot vijf keer meer kans om te scheiden dan niet-zedendelinquenten (Sampson & Laub, 1990). Een scheiding kan zorgen voor een verhoogd risico om betrokken te raken bij criminele activiteiten, als gevolg van emotionele stress en het wegvallen van sociale steun. Kortom, het huwelijk kan voor zedendelinquenten dienen als een bron van bescherming, door het bieden van een mogelijkheid voor sociaal steunend netwerk. Dit kan resulteren in een lager

risicoprofiel en mogelijk een kortere behandelduur in vergelijking met zedendelinquenten die gescheiden zijn. De burgerlijke staat wordt daarom meegenomen als controle in het onderzoek.

De tweede controlevariabele is een eerdere veroordeling voor de tbs-opname. Een eerdere veroordeling zou kunnen duiden op een groter risico voor de samenleving, waardoor de behandeling langer duurt. Onderzoekers beweren dat als delinquenten eerder veroordeeld zijn, ze een groter risico lopen om betrokken te zijn bij toekomstige criminele activiteiten en dat de rechterlijke macht strenger bestraft (Nagin & Paternoster, 2000). Ze hebben dus een hogere kans op recidive of kunnen een meer complexe behandeling nodig hebben. Om deze reden wordt eerdere veroordeling meegenomen in het onderzoek.



Figuur 1: Grafische weergave onderzoeksmodel.

3. METHODE

In dit hoofdstuk wordt de dataset en steekproef, de operationalisatie van de variabelen en de opzet van de analyse beschreven. Dit hoofdstuk is gekoppeld aan bijlage 1.

3.1. DATASET EN STEEKPROEF

De onderzoekspopulatie omvat voormalige TBS-patiënten die tussen 1 januari 2009 en 31 december 2014 zijn ontslagen uit de TBS-maatregel met dwangverpleging in Nederland. Vanuit het ministerie van Justitie en Veiligheid werden 887 dossiers aangeleverd. Vervolgens zijn dossiers van overleden ($n= 89$), gelimiteerde tbs ($n= 53$), uitgezette ($n= 16$) en patiënten met onbekende redenen ($n= 1$) uitgefilterd, wat resulteerde in 728 patiënten, waarvan 69 (9%) vrouwen en 659 mannen (91%). Gezien de omvang van de dossiers, budgettaire beperkingen en tijdslimieten, zijn alle dossiers van vrouwelijke patiënten ($n= 69$) opgenomen, terwijl voor mannen een representatieve steekproef werd getrokken ($n= 659$). Voor de mannelijke populatie werd een gestratificeerde, gerandomiseerde steekproef toegepast met behulp van een steekproefcalculator. Deze steekproef werd evenredig proportioneel verdeeld over de zes ontslagjaren, waarbij het doel was om 400 mannelijke ex-TBS-patiënten op te nemen. Deze methode garandeert dat de steekproefgrootte wordt aangepast aan de variabiliteit van de behandelduur, waarbij jaren met hogere variabiliteit meer gewicht krijgen in de steekproefselectie.

Vervolgens werden de dossiers opgevraagd van 400 mannen en 69 vrouwen. Van deze steekproef bleken 47 dossiers, waaronder zes van vrouwen, niet beschikbaar te zijn. Deze ontbrekende dossiers worden beschouwd als non-respons binnen het onderzoek. Om toch 400 dossiers van mannelijke patiënten te kunnen coderen, werd een hernieuwde willekeurige steekproef getrokken ($n= 50$). Hiervan bleken 34 dossiers vindbaar of voldoende compleet, wat resulteerde in 16 dossiers non-respons binnen deze steekproef. Tijdens dit proces werden nog eens twaalf willekeurige dossiers opgevraagd, proportioneel verdeeld over de ontslagjaren. Uiteindelijk resulteerde dit in een steekproef van 405 mannen en 63 vrouwen voor analyse. Alle dossiers van deze ex-TBS-patiënten zijn vervolgens verwerkt in de dataset 'de levensgeschiedenis voor het TBS-index delict'. Voor dit onderzoek worden geen specifieke dossiers eruit gefilterd; alle gegevens van de 405 mannen en 63 vrouwen werden gebruikt voor analyses. Om een volledig beeld te krijgen van de diversiteit in de

populatie zedendelinquenten, is besloten om de dossiers van de vrouwen in de dataset te laten.

Uiteindelijk is een retrospectief dossieronderzoek uitgevoerd. Het is een longitudinaal onderzoek, aangezien de gegevens van patiënten zijn verzameld in verschillende fases. In totaal zijn er negen tijdsdomeinen, zoals de levensgeschiedenis voor het tbs-index delict, gedurende de Pro Justitia (PJ) fase en het eerste jaar van opname in de eerste kliniek. Voor dit onderzoek zijn de gegevens gebruikt van het eerste tijdsdomein, namelijk de levensgeschiedenis voor het tbs-index delict. Eerst werden alle dossiers gescreend op volledigheid. Daarna werd de aanwezige informatie in de dossiers onderverdeeld, en geordend in de negen tijdsdomeinen. De 468 dossiers zijn verwerkt in een SPSS-databestand, die onder andere de scores op de 33-indicatoren van het risicotaxatie-instrument weergeven. Het databestand geeft ook de sociaaldemografische gegevens van de ex-tbs'ers weer, zoals de leeftijd ten tijde van de tbs-veroordeling, het opleidingsniveau en de burgerlijke staat.

De informatie uit de dossiers wordt gescoord aan de hand van verschillende instrumenten, bijvoorbeeld het HKT-Revised (HKT-R). Dit is een gestandaardiseerd instrument dat wordt gebruikt voor risicotaxatie bij tbs-patiënten in Nederland. Het instrument maakt gebruik van gestandaardiseerde vragen en scoringssystemen om verschillende risicofactoren te evalueren, waardoor de behandelduur van de patiënt ingeschat en beargumenteerd wordt. Voor het invullen van de HKT-R is gebruikgemaakt van verschillende onafhankelijke informatiebronnen zoals justitiële en klinische dossiers, behandelrapportages, gesprekken met de patiënt, gesprekken met (vorige) behandelaars en het sociale netwerk.

Deze dossiers zijn uiteindelijk gecodeerd door 30 codeurs, dit waren Psychologie of Sociologie masterstudenten. Om de nauwkeurigheid van het coderen te verzekeren, zijn diverse maatregelen genomen. De negen tijdsdomeinen werden chronologisch aan de codeur verstrekt, zodat ze geen voorkennis hadden over toekomstige gebeurtenissen in het traject van een patiënt binnen het TBS-systeem. Om de betrouwbaarheid tussen beoordelaars te waarborgen, hebben alle studenten dezelfde 30 dossiers gecodeerd. Tijdens het coderen is de mate van consistentie gemeten om te controleren op overeenstemming tussen de beoordelaars. Daarnaast zijn alle dossiers beoordeeld met behulp van het

risicotaxatie-instrument door een expert, om een vergelijking te maken in de inschatting van de risico's.

3.2. OPERATIONALISATIE

In dit onderdeel worden de operationalisaties en bewerkingen op de variabelen besproken. Voor de volledige uitwerking verwijs ik de lezer naar bijlage 1.

Behandelduur

De afhankelijke variabele van dit onderzoek is de continue variabele behandelduur. De behandelduur wordt weergegeven in maanden. In dit onderzoek wordt de definitie van behandelduur binnen de tbs gehanteerd zoals de Dienst Justitiële Inrichtingen (DJI) van het ministerie van Justitie en Veiligheid hanteert (Dienst Justitiële Inrichtingen, 2021). Dit betekent dat de behandelduur is berekend vanaf de datum van opname in de eerste kliniek tot aan de datum van ingang van een proefverlof of een voorwaardelijke beëindiging. Een langere behandelduur duidt op een hogere risico-inschatting van de patiënt.

Type delict

De onafhankelijke variabele van dit onderzoek is het type delict waarvoor de patiënt tbs heeft gekregen. Dit is een nominale variabele met vier antwoordmogelijkheden. Dit is gebaseerd op de BOOG-categorieën zoals omschreven in de handleiding HKT-R (Spreen et al., 2014) bij indicator Justitiële voorgeschiedenis:

- Middelzwaar geweld en wapenbezit
- Vermogen met geweld
- Zwaar geweld
- Zeden met volwassen slachtoffers
- Zeden met minderjarige slachtoffers
- (Poging tot) Doodslag
- Brandstichting met gevaar voor personen
- (Poging tot) Moord

Deze zeven typen delicten zijn gecategoriseerd in vier antwoordmogelijkheden. De zedendelicten zijn twee aparte antwoordcategorieën, waarbij een score 1 zedendelicten met volwassen slachtoffers aanduidt en een score 2 zedendelicten met minderjarige slachtoffers. Score 3 betekent een tbs-veroordeling voor brandstichting. Voor geweldsdelicten met een score 4 zijn de bovenste drie en een na laatste incidenten samengevoegd: middelzwaar geweld en wapenbezit, vermogen met geweld, zwaar geweld en poging tot doodslag. De variabele is nominaal, aangezien een hogere score niet duidt op een ernstiger type delict. De oorspronkelijke variabele met vier categorieën is gedummificeerd, wat heeft geresulteerd in een nieuwe variabele met twee antwoordcategorieën. Zedendelicten met volwassen slachtoffers (score 1) en zedendelicten met minderjarige slachtoffers (score 2) zijn samengevoegd en hebben de score 0. Brandstichting (score 3) en geweldsdelicten (score 4) vertegenwoordigen de score 1. In deze nieuwe variabele duidt een score van 0 op veroordeling voor een zedendelict, terwijl een score van 1 aangeeft dat de patiënt veroordeeld is voor een niet-zedendelict, zoals brandstichting of geweldsdelicten.

Antisociale invloed van het netwerk

De modererende variabele betreft de antisociale invloed van het netwerk, die wordt samengesteld uit acht binaire variabelen. Met behulp van deze indicator wordt geïnventariseerd in hoeverre de patiënt zich gedurende zijn levensloop (tot aan het plegen van het indexdelict) liet beïnvloeden door netwerkleden uit het criminele milieu en/of personen of organisaties die geweld goedkeuren of vergoelijken. Het netwerk heeft betrekking op de levensgeschiedenis van de patiënt tot aan de arrestatie voor het huidige tbs-indexdelict. Deze variabele bestaat uit acht negatieve netwerkinvloeden, die zijn gebaseerd op de Central Eight uit het RNR-model (Nagtegaal & Schönberger, 2013) en de Static-99R (Hanson & Anderson, 2021). De Static-99R is een risicotaxatie-instrument dat wordt ingezet om het risico op seksueel gewelddadig gedrag bij zedendelinquenten te beoordelen. De acht type negatieve netwerkinvloeden luiden als volgt:

- Negatieve invloed door personen met gewelddadige/ antisociale denkbeelden
- Negatieve invloed door personen met alcohol gebruik
- Negatieve invloed door personen met drugsgebruik
- Negatieve invloed door personen met excessief promiscue seksueel gedrag
- Negatieve invloed door personen die vaak vechten

- Negatieve invloed door personen die aan kinderporno doen
- Negatieve invloed door personen die inbreken, stelen of fraude plegen
- Negatieve invloed door personen die aan vernielen/ vandalisme doen

Een score 0 betekent de afwezigheid van invloed uit het netwerk, terwijl de score 1 betekent dat de patiënt zich negatief liet beïnvloeden door het netwerk. Deze acht variabelen zijn gecombineerd tot een enkele meetschaal, door ze bij elkaar op te tellen. Uiteindelijk is besloten om deze meetschaal te dichotomiseren, waardoor de interpretatie wordt vereenvoudigd. De score 0 blijft hetzelfde, namelijk de afwezigheid van invloed vanuit het netwerk. De scores 1 t/m 8 vertegenwoordigen de score 1. Deze score betekent dat de voormalig tbs'er zich negatief liet beïnvloeden door het antisociale netwerk.

Controlevariabelen

De eerste controlevariabele betreft de burgerlijke staat van de patiënt op het moment van het tbs-delict. Dit is een nominale variabele met vier antwoordcategorieën. Score 1 staat voor 'gehuwd' of 'samenwonend' ten tijde van het tbs-delict. Score 2 geeft aan dat ze gescheiden waren, score 3 staat voor 'weduw(e)' en score 4 duidt op 'alleenstaand'. De oorspronkelijke variabele met vier categorieën is gedichotomiseerd, wat heeft geresulteerd in een nieuwe variabele met twee antwoordcategorieën. Gehuwd of samenwonend blijft score 1. Gescheiden (score 2), weduwe (score 3) en alleenstaand (score 4) worden samengevoegd tot score 0. In deze nieuwe variabele geeft een score van 0 aan dat de patiënt niet gehuwd of samenwonend was ten tijde van het tbs-delict. Score 1 betekent dat de patiënt gehuwd of samenwonend was ten tijde van het tbs-delict.

De tweede controlevariabele is de eerdere veroordeling voor de tbs-opname. De variabele is een binaire-variabele, met antwoordcategorieën 0 = eerder veroordeeld en 1 = first-offender. Een eerdere veroordeling duidt op een veroordeling voor een strafbaar feit, of het in aanmerking komen met justitie. Een hogere score, dus de score 1, betekent dat de patiënt geen criminele voorgeschiedenis heeft die bekend is bij justitie.

3.3. ANALYSE-OPZET

Voor de analyse wordt een multipele regressie uitgevoerd. De afhankelijke variabele is continue, waardoor een lineaire regressie plaatsvindt. Het hoofdverband is tussen de afhankelijke variabele behandelduur en de predictor variabele type delict. Binnen dit onderzoek worden twee hypothesen getoetst. De tweede hypothese geeft een bijzonder model weer, namelijk het moderatiemodel. Om antwoord te geven op de onderzoeksvraag worden vier lineaire regressiemodellen op een hiërarchische wijze geschat. Het eerste model bestaat uit de controle variabelen burgerlijke staat, eerdere veroordeling en de afhankelijke variabele behandelduur. In het tweede model zal de predictor variabele type delict worden toegevoegd. In het derde model wordt de moderator variabele antisociale invloed van het netwerk toegevoegd. In model 4 wordt de interactieterm meegenomen tussen type delict en de antisociale invloed van het netwerk.

4. RESULTATEN

In dit hoofdstuk worden de twee hypothesen getoetst door middel van een lineaire regressieanalyse. Eerst worden de beschrijvende statistieken besproken. Vervolgens wordt de modevaluatie weergegeven. Uiteindelijk worden de resultaten van de regressieanalyse beschreven. Voor de volledige uitwerkingen van de beschrijvende statistieken en het toetsen van de hypothese verwijs ik de lezer naar bijlage 2. In bijlage 3 wordt de modevaluatie uitgebreid besproken.

4.1. BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

4.1.1. Univariatie statistieken

Allereerst wordt de onderzoekspopulatie beschreven aan de hand van enkele beschrijvende statistieken van de variabelen, zoals weergegeven in tabel 1. De behandelduur van voormalig ex-tbs'ers blijkt een complex en gevarieerd aspect van hun traject te zijn. Zo suggereert een minimum van 22 maanden op een korte behandeling, terwijl 314 maanden (26 jaar) een zeer lange behandelduur indiceert. De gemiddelde behandelduur is 116 maanden. De grote spreiding in behandelduur, zoals aangegeven door de standaarddeviatie en het bereik tussen het minimum en maximum, suggereert dat de duur van de tbs-behandeling sterk varieert onder de voormalige tbs'ers.

Sommige variabelen vertonen geen gelijke verdeling. Zo blijkt ongeveer 80% van de voormalige tbs-patiënten veroordeeld te zijn voor een niet-zedendelict, tegenover 20% die is veroordeeld voor een zedendelict. Een vergelijkbare verhouding is te zien bij de burgerlijke staat, waar ruim 80% gescheiden, weduwe(naar) of alleenstaand is, tegenover 17,5% gehuwd of samenwonend. Wat betreft eerdere veroordelingen is er ook een ongelijke verdeling: 78,5% kwam eerder in aanraking met justitie, terwijl dit voor 21,5% de eerste veroordeling betreft. In tegenstelling hiermee is de verdeling van netwerkinvloed gelijkmatiger, waarbij 46,5% geen negatieve invloed vanuit het netwerk ervaart, terwijl 53,5% zich negatief laat beïnvloeden. Kortom, de gemiddelde voormalige tbs-patiënt heeft een behandelduur van ongeveer 9,5 jaar, is veroordeeld voor een niet-zedendelict, wordt negatief beïnvloed door het netwerk, is gescheiden, weduwe of alleenstaand, en is eerder in aanraking gekomen met justitie.

Tabel 1: Beschrijvende statistieken voor variabelen zoals gebruikt in het statistische model ($n = 456$). De onderzoekspopulatie bestaat uit voormalig tbs-patiënten die zijn ontslagen tussen 2009-2014.

Variabele	Gemiddelde (standaarddeviatie)*	Minimu m	Maximum	N totaal
Behandelduur	116.12 (48,07)	22	314	456
Type delict (zeden = 0; niet-zeden = 1)	19,3% Zeden 80,7% Niet-zeden	0	1	456
Netwerkinvloed (geen invloed = 0; negatief invloed = 1)	46,5% Geen invloed netwerk 53,5% Negatieve invloed netwerk	0	1	456
Burgerlijke staat (gescheiden, weduwe of alleenstaand = 0; gehuwd / samenwonend = 1)	82,5% Gescheiden, weduwe of alleenstaand 17,5% Gehuwd	0	1	456
Eerdere veroordeling (eerder veroordeeld = 0; eerste veroordeling = 1)	78,5% Eerder veroordeeld 21,5% Eerste veroordeling	0	1	456

4.1.2. Bivariate statistieken

Vervolgens is het relevant om de correlaties onderzoeken. Dit is belangrijk omdat het een indicatie kan zijn voor multicollineariteit. Correlaties kunnen er ook op wijzen dat er een verband zal verschijnen in de regressie. Voor de correlatie tussen de binaire variabelen is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V-waarde berekend. Tussen de binaire variabelen en de continue variabele is een t-toets uitgevoerd en de Pearson-correlatie gegeven. Tabel 2 laat de correlaties zien tussen de onderzoeksvariabelen.

Bij het analyseren van de afhankelijke variabele *behandelduur* valt op dat de correlatie met de andere variabelen over het algemeen zwak en niet significant is. Zo blijkt de correlatie met *netwerkinvloed* zwak en niet significant te zijn ($r = 0.034$, $p = 0.464$). Alleen de correlatie met *type delict* is significant, maar ook zwak ($r = -0.166$; $p < 0.001$). Ook de t-

toets van *type delict op behandelduur* is significant ($t(454) = 3.582$; $p < 0.001$). Dit betekent dat het gemiddelde verschil in *behandelduur* tussen zedendelinquenten niet-zedendelinquenten groter is dan 0. Concluderend: er bestaat geen significante correlatie tussen hogere scores op *netwerkinvloed*, *burgerlijke staat en eerdere veroordeling*, en een hogere waarde op de afhankelijke variabele *behandelduur*.

Verder zijn er geen sterke correlaties waargenomen die de moeite waard zijn om te bespreken. Voorlopig vertonen de variabelen geen sterke correlatie. Voor de volledige uitwerking van de correlaties verwijs ik de lezer naar bijlage 2. Als de voorspellende variabelen weinig correlatie vertonen, kan de R^2 erg laag zijn. Dit betekent dat het model mogelijk niet sterk genoeg is om statistisch goede voorspellingen te doen, waardoor de uitkomst van de regressie erg onzeker is.

Tabel 2: Correlaties tussen de variabelen gebruikt in de analyse, $n = 456$

	Behandelduur	Type delict	Netwerkinvloed	Burgerlijke staat	Eerdere veroordeling
Behandelduur	-				
Type delict (zeden = 0; niet-zeden = 1)	-0.166**	-			
Netwerkinvloed (geen invloed = 0; negatief invloed = 1)	0.034	0.032	-		
Burgerlijke staat (gescheiden, weduwe of alleenstaand = 0; gehuwd / samenwonend = 1)	-0.025	0.169**	0.056	-	
Eerdere veroordeling (eerder veroordeeld = 0; eerste veroordeling = 1)	0.077	0.109*	0.197**	0.096*	-

* significant bij $p < 0,05$, ** significant bij $p < 0,01$; tweezijdige toets; N is 456

4.2. MODELEVALUATIE

De resultaten van de statistische analyse worden gepresenteerd in tabel 3. Voor een volledige evaluatie van de modellen verwijs ik naar bijlage 3. Model 1 omvat de controlevariabelen, model 2 voegt het type delict toe, model 3 voegt de modererende variabele *antisociale invloed van het netwerk* toe, en model 4 omvat het interactie-effect tussen het *type delict* en de *antisociale invloed van het netwerk*.

We beoordelen de kwaliteit van het model door te kijken hoe goed het de variantie in de afhankelijke variabele behandelduur kan verklaren. Voor de volledige uitwerking verwijs ik de lezer naar bijlage 2. Ook onderzoeken we of de assumpties van de lineaire regressie zijn geschonden. De uitgebreide assumptiecontrole staat in bijlage 3.

Allereerst wordt de R^2 -adjusted besproken, die te zien is in tabel 3. Dit is een statistische maatstaf die de mate van verklaring van de variantie in de afhankelijke variabele aangeeft. Model 1 heeft een R^2 -adjusted van 0.003. De controlevariabelen verklaren 0.3% van de variantie in behandelduur. Dit is aanzienlijk weinig verklaarde variantie. Het model is niet significant ten opzichte van het lege model met alleen de afhankelijke variabele (F -change(2, 456) = 1.58; p = 0.207). De R^2 is lichtelijk gestegen ten opzichte van het lege model. Kortom, de controlevariabelen zorgen niet voor een significante bijdrage in het voorspellen van behandelduur.

Als we model 1 (R^2 -adj= 0.003) vergelijken met model 2 (R^2 -adj= 0.03) zien we dat het toevoegen van type delict kleine verbeteringen oplevert vergeleken met model 1, dat alleen de controle variabelen bevat. Deze kleine verbetering wordt bevestigd in de F -verandering, waarbij type delict een belangrijke toevoeging is aan het model (F -change= 12.86; p = 0.001). Hierdoor kunnen we concluderen dat type delict zorgt voor meer verklarende variantie van behandelduur, gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit betekent dat de toevoeging van type delict zorgt voor minder fouten in het voorspellen van behandelduur, waardoor model 2 beter is dan model 1. Hierbij is op te merken dat de waarden van R^2 -adjusted erg laag zijn. Dit hadden we al voorspeld op basis van de correlaties, in tabel 2.

De verklaarde variantie in model 3 is erg klein (R^2 -adj= 0.03) en is bijna geen verbetering ten opzichte van het tweede model (R^2 -adj= 0.03). Netwerkinvloed heeft geen significante bijdrage in het voorspellen van behandelduur (F -change(1, 456) = 0.71;

$p= 0.400$), rekening houdend met de andere variabelen in het model. Hoewel type delict en netwerkinvloed een deel van de variantie van behandelduur verklaren, is de verklarende kracht van de modererende variabele vrij laag. Model 3 is dus nauwelijks een verbetering vergeleken met model 2.

De verklaarde variantie in model 4 is erg klein ($R^2\text{-adj}= 0.03$) en is bijna geen verbetering ten opzichte van het derde model ($R^2\text{-change}= 0.002$). Het interactie-effect heeft geen significante bijdrage in het voorspellen van behandelduur ($F\text{-change}(1, 456) = 1.01$; $p= 0.315$), rekening houdend met de andere variabelen in het model.

De vier aannames worden kort besproken, met verdere details in bijlage 3. Alle aannames worden bevestigd zonder dat outliers of invloedrijke punten de aannames verstoren. Ten eerste zijn de observaties onafhankelijk, omdat elke patiënt individueel is behandeld en beoordeeld. Ten tweede is er sprake van een lineair verband tussen de afhankelijke en onafhankelijke variabele. Hoewel de homoscedasticiteit niet perfect lijkt en een klein probleem vormt voor de derde assumptie, veroorzaakt de lichte afwijking geen problemen die actie vereisen. Tot slot leken ook de residuen normaal verdeeld te zijn. Multicollineariteit was ook geen probleem, bijna alle VIF-waarden lagen onder de score 4. De VIF-scores van netwerkinvloed ($VIF = 5.35$) en het interactie-effect ($VIF= 6.39$) zijn hoger dan vier. Desondanks liggen de scores niet ver van de vier af en zijn ze lager dan 10, waardoor ze geen ernstige multicollineariteit veroorzaken. Verder is een analyse van de ontbrekende waarden uitgevoerd, waarbij twaalf missende waarden zijn gevonden. De ontbrekende waarden zijn vooral het gevolg van non-respons. Een extra analyse in bijlage 3 behandelt het verwijderen van enkele uitbijters die meer dan drie standaarddeviaties verwijderd liggen. Dit resulteerde in een lichte verbetering van de R^2 . Over het geheel genomen bleven de resultaten hetzelfde. Dit betekent dat de gevonden resultaten niet significant beïnvloed zijn door enkele uitschieters, waardoor ze beter generaliseerbaar zijn.

4.3. HYPOTHESETOETSING

In tabel 3 staat een overzicht van de regressieresultaten. Hierbij is een hiërarchische regressieanalyse uitgevoerd om de twee hypothesen te testen. Het regressiemodel voorspelt de behandelduur. Op basis van een sequentiële analyse zijn de variabelen

stapsgewijs toegevoegd. Tabel 3 toont de vier geschatte modellen. De eerste hypothese is getoetst aan de hand van model 2. De tweede hypothese wordt getoetst met model 4.

Als we kijken naar model 1 zien we dat het effect van de controlevariabelen *burgerlijke staat* klein en niet significant is ($\beta = -4.17$; $p = <0.483$). Dit betekent dat als tbs'ers gehuwd of samenwonend zijn, dat de behandelduur iets lager is dan voor tbs'ers die gescheiden, weduwe of alleenstaand zijn, als de overige omstandigheden gelijk blijven. De gevonden helling van *eerdere veroordeling* is relatief groot en niet significant ($\beta = 9.32$; $p = <0.091$). De behandelduur voor tbs-patiënten is langer voor degenen die nog niet eerder veroordeeld zijn, vergeleken met patiënten die al eerder met justitie in aanraking zijn gekomen, rekening houdend met de burgerlijke staat.

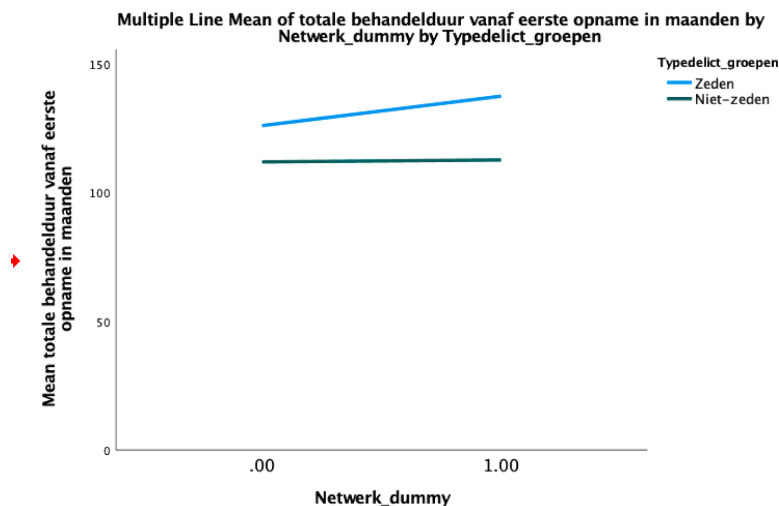
In het tweede model is *type delict* toegevoegd. Deze variabele heeft een relatief groot en significant effect op *behandelduur* ($\beta = -20.56$; $p = <0.001$). De richting van het effect geeft aan dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten, als de overige omstandigheden gelijk blijven. Het effect van *burgerlijke staat* op *behandelduur* stijgt als gevolg van het opnemen van deze predictor (In model 1: $\beta = -4.17$; $p = 0.483$. In model 2: $\beta = -7.58$; $p = 0.203$). Deze toename zou mogelijk kunnen worden verklaard door de onderdrukking van het effect van burgerlijke staat in model 1. Door de toevoeging van *type delict* in model 2 wordt deze onderdrukking verzwakt.

In het derde model wordt de moderatievariabele *netwerkinvloed* toegevoegd. Het effect hiervan is klein en niet significant ($\beta = 3.84$; $p = 0.400$). Als de voormalige tbs-patiënt negatief wordt beïnvloed door het sociale netwerk, is de behandelduur iets hoger dan voor patiënten waarbij het netwerk afwezig is. Door het toevoegen van deze variabele is het effect van *type delict* en de twee controlevariabelen nauwelijks veranderd.

De eerste hypothese wordt uiteindelijk in het tweede model getoetst. De eerste hypothese luidt als volgt: *tbs'ers die veroordeeld zijn voor een zedendelict hebben een langere behandelduur dan niet-zedendelicten*. In tabel 3 vinden we bewijs voor de hypothese. De helling van *type delict* is relatief groot en significant ($\beta = -20.56$; $p = <0.001$). Dit effect toont aan dat zedendelinquenten ongeveer 20 maanden langer worden behandeld dan niet-zedendelinquenten, als de overige omstandigheden constant blijven. Het verschil in behandelduur van bijna twee jaar tussen de twee groepen is relatief groot. Zelfs na het toevoegen van de moderatorvariabele in model 3 is het effect van *type delict* relatief groot en significant (in model 2: $\beta = -20.56$; $p = <0.001$. In model 3: $\beta = -20.26$; $p = <0.001$). Dit wijst

in de verwachte richting volgens de hypothese, waarbij zedendelinquenten een langere behandelduur zouden moeten hebben.

De tweede hypothese wordt in het vierde model getoetst. De tweede hypothese luidt als volgt: de behandelduur voor zedendelinquenten is hoger naarmate de tbs'er negatieve invloeden heeft uit het antisociale netwerk dan voor niet-zedendelinquenten. De tweede hypothese wordt niet ondersteund, omdat het interactie-effect niet significant is ($\beta = -11.43$; $p = 0.315$). Wel vermeldenswaardig is dat de coëfficiënt van de interactie-variabele relatief groot is. De helling is negatief, wat betekent dat het verschil in behandelduur tussen zedendelinquenten en niet-zedendelinquenten groter wordt als de patiënt negatieve invloed ervaart vanuit het netwerk, als de overige omstandigheden constant blijven. Dit effect zien we terug in figuur 2 hieronder.



Figuur 2: Illustratie van de moderator antisociale invloed van het netwerk op het effect van type delict op behandelduur.

Zedendelinquenten met een antisociaal netwerk hebben een gemiddelde behandelduur van 137 maanden, gecontroleerd voor de overige omstandigheden. Dit is langer dan niet-zedendelinquenten met een antisociaal netwerk: die worden gemiddeld 112 maanden behandeld. De kortste behandelduur hebben niet-zedendelinquenten zonder een antisociaal netwerk, dit is gemiddeld 110 maanden. In bijlage 2.4 staat de volledige berekening van de behandelduur voor de vier groepen. Deze bijlage bevat tabel 4, waarin de gemiddelde behandelduur van deze groepen wordt samengevat. Hoewel het interactie-effect niet significant is en er dus niet gegeneraliseerd kan worden naar de populatie, toont het interactie-effect aan dat zedendelinquenten, als de overige omstandigheden constant blijven, ongeveer 25 maanden langer behandeld worden dan niet-zedendelinquenten. Dit is

het verschil tussen zedendelinquenten met een antisociaal netwerk en niet-zedendelinquenten zonder een antisociaal netwerk. Het verschil in behandelduur van ongeveer twee jaar tussen de twee groepen is behoorlijk groot. Dit effect wijst in de verwachte richting volgens de hypothese, waarbij zedendelinquenten een langere behandelduur zouden moeten hebben als het antisociale netwerk negatief aanwezig is.

Verder is helling van type delict gedaald en het effect is niet meer significant (in model 3: $\beta = -20.26$; $p < 0.001$. In model 4: $\beta = 13.81$; $p = 0.203$). Dit is mogelijk het gevolg van multicollineariteit tussen type delict en de interactieterm. Ook is de helling van netwerkinvloed gestegen (in model 3: $\beta = 3.84$; $p = 0.400$. In model 4: $\beta = 13.13$; $p = 0.203$). De interactieterm heeft de relatie tussen netwerkinvloed en de behandelduur versterkt.

Tabel 3: De regressieresultaten van de vier modellen van de lineaire regressieanalyse met als afhankelijke variabele behandelduur

Variabelen	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		VIF-score
	b	SE	b	SE	b	SE	b	SE	
Behandelduur	114.85	2.70	132.44	5.58	129.90	6.34	124.52	8.30	-
Type delict (zeden = 0; niet-zeden = 1)			-20.56**	5.73	-20.26**	5.74	-13.81	8.60	2.34
Netwerkinvloed (geen invloed = 0; negatief invloed = 1)					3.84	4.55	13.13	10.30	5.35
Burgerlijke staat (gescheiden, weduwe of alleenstaand = 0; gehuwd / samenwonend = 1)	- 4.17	5.94	-7.58	5.94	-7.34	5.95	-7.3	5.95	1.04
Eerdere veroordeling (eerder veroordeeld = 0; eerste veroordeling = 1)	9.32	5.5	7.46	5.45	8.39	5.57	8.66	5.57	1.06
Type delict * netwerkinvloed							-11.43	11.35	6.39
<i>R</i> ² -adjusted	0.003		0.03		0.03		0.03		
<i>F</i> -change	1.58		12.86**		0.71		1.01		
<i>N</i>	456		456		456		456		

* significant bij $p < 0,05$, ** significant bij $p < 0,01$

5. CONCLUSIE

Onderzoek laat zien dat sinds 2016 het aantal zedenmisdrijven in Nederland is toegenomen (Eleads, 2022). Deze stijging is zorgwekkend, omdat zedenzaken maatschappelijke onrust veroorzaken en het stigma rond zedendelinquenten versterken. Dit Bachelorwerkstuk geeft inzicht in dit probleem door kennis te vergaren over de duur van de behandeling van zedendelinquenten binnen de tbs en de rol van de sociale omgeving.

Uit de literatuur blijkt dat de behandeling van zedendelinquenten complex is, mede door de invloed van parafilie (Vanhoeck, 2007). Hierdoor is de motivatie voor verandering laag, wat resulteert in een hoger risicoprofiel en mogelijk een langere behandelduur dan bij niet-zedendelinquenten. Bovendien blijken zedendelinquenten meestal een negatief netwerk te hebben, door traumatische ervaringen uit de jeugd (Van de Weijer et al., 2023). Het pro sociale netwerk is afwezig, die kan helpen bij het beheersen van seksueel gedrag (Van der Horst et al., 2012). Hierdoor worden ze als meer risicovol beschouwd.

De onderzoeksvraag die centraal stond in dit Bachelorwerkstuk is: *'In hoeverre hebben veroordeelde zedendelinquenten binnen de tbs een langere behandelduur dan niet-zedendelinquenten en is de invloed van het antisociale netwerk anders voor deze groepen?'* Om deze onderzoeksvraag te beantwoorden zijn er twee hypothesen opgesteld en een hiërarchische lineaire regressieanalyse uitgevoerd. Uit de resultaten blijkt dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. Deze uitkomst komt overeen met de bestaande literatuur en de ondersteuning van hypothese 1: *'Tbs'ers die veroordeeld zijn voor een zedendelict hebben een langere behandelduur dan niet-zedendelicten'*. Dit verband is relatief groot en significant. Hierdoor kan er gegeneraliseerd worden naar de populatie, dit zijn de zedendelinquenten die veroordeeld zijn tot tbs.

Daarnaast blijkt uit de onderzoeksresultaten dat het verschil in behandelduur tussen zedendelinquenten en niet-zedendelinquenten groter wordt als de tbs'er voor zijn tbs-delict negatieve invloed ervaart vanuit het antisociale netwerk. Alhoewel de invloed van het antisociale netwerk op de relatie tussen het type delict en de behandelduur relatief groot is, is dit modererende effect niet statistisch significant. Dit betekent dat de resultaten geen bewijs leveren voor de tweede hypothese: *'De behandelduur van zedendelinquenten is langer wanneer zij negatieve invloeden ervaren vanuit het antisociale netwerk, in vergelijking met niet-zedendelinquenten.'*

De resultaten vertonen gedeeltelijke afwijkingen van de verwachtingen, gebaseerd op de bestaande literatuur en eerdere empirische onderzoeken. Hoewel het effect van het *type delict op behandelduur* is gevonden, was de verwachting dat het effect van *het antisociale netwerk* groter zou zijn. Een mogelijke verklaring voor dit kleine effect is de tekortkoming van het meten van relevante netwerkinvloeden voor zedendelinquenten. De netwerkvariabele bestaat uit acht soorten negatieve invloeden, terwijl zes hiervan niet tot nauwelijks van toepassing zijn op zedendelinquenten.

Voor vervolgonderzoek is het relevant om te focussen op negatieve netwerkinvloeden die meer van toepassing zijn op deze specifieke groep. Zo blijkt uit onderzoek dat sommige zedendelinquenten mogelijk sociale steun hebben voor hun misdaden (Hanson & Scott, 1996). Relevant is om dit netwerk in kaart te brengen. Verder is het voor vervolgonderzoek nuttig om ook de positieve invloeden vanuit het netwerk te onderzoeken. De literatuur beschrijft dat een positief netwerk kan zorgen voor sociale steun (Van der Horst et al., 2012). Door de rol van vrienden en familie te onderzoeken voorafgaand en tijdens de behandeling, krijgen we een meer alomvattend beeld van het netwerk.

Ook bleek het effect van de controle variabele *eerdere veroordeling* tegengesteld aan de verwachting: eerder veroordeelden hadden een kortere behandelduur dan tbs-patiënten zonder eerdere veroordeling. Dit kan komen doordat de wet voldoende ruimte biedt voor langdurige detentie bij recidive (Ministerie van Justitie en Veiligheid, 2024). Hierdoor kunnen persoonlijke omstandigheden en schuldbewustzijn van de dader bij een nieuwe veroordeling leiden tot een relatief korte behandelduur. Verder is de verklaarde variantie van de geselecteerde variabelen erg klein. Mogelijk zijn bepaalde aspecten over het hoofd gezien en is de behandelduur complexer dan aanvankelijk gedacht. Deze bevinding sluit aan bij de bestaande literatuur over zedendelinquenten, waarin wordt benadrukt dat het een heterogene groep is met aanzienlijke individuele variatie (Schönberger et al., 2012).

De resultaten ondersteunen de veronderstelling dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. Een langere behandelduur brengt hogere kosten met zich mee voor de samenleving, die ongeveer € 465 per dag bedragen (Tbs Nederland, z.d.). Verder is er onvoldoende bewijs om vast te stellen dat het effect van het *type delict op de behandelduur* wordt versterkt door de negatieve invloed van het antisociale netwerk, ondanks dat dit effect relatief groot lijkt te zijn. Deze bevindingen kunnen bijdragen aan de wetenschappelijke kennis en biedt richting voor verder onderzoek.

6. DISCUSSIE

Dit onderzoek heeft enkele tekortkomingen die mogelijk invloed hebben op de resultaten en de daaruit voortvloeiende conclusies. Deze paragraaf behandelt de operationalisatie van variabelen, de beperking van het meetinstrument HKT-R en de invloed van macroverschijnselen op de tbs-behandeling. Bovendien worden aanbevelingen voor vervolgonderzoek besproken, evenals de bijdrage van dit onderzoek aan bestaande wetenschappelijke kennis.

Het is relevant om eerst het concept *behandelduur* te bespreken. Deze variabele is relatief beperkt, omdat het alleen de duur van de tbs-behandeling weergeeft en niet de volledige complexiteit ervan. Onderzoek toont een verband tussen behandelduur en recidiverisico, waarbij wordt verondersteld dat een hoger recidiverisico samenhangt met een langere behandelduur (Schönberger et al., 2012). Echter, de behandelduur op zichzelf biedt geen inzicht in de recidive, omdat het niet aangeeft of voormalige tbs-patiënten na vrijlating terugvallen in crimineel gedrag. Ook weerspiegelt het niet de motivatie om te veranderen. Eerdere studies hebben aangetoond dat de mate van medewerking aan de behandeling en de motivatie om te veranderen problematisch kan zijn bij zedendelinquenten (Van der Horst et al., 2012). Als veroordeelde zedendelinquenten minder gemotiveerd zijn om de behandeling te voltooien, kan dit leiden tot een hoger recidiverisico en daardoor een langere behandelduur. Voor vervolgonderzoek wordt aanbevolen om meer aspecten van de behandelduur mee te nemen en de mate van medewerking op te nemen als verklarende variabele. Deze medewerking is ook gemeten in de dataset.

Daarnaast is het concept *antisociale invloed van het netwerk* enigszins beperkt. De variabele is binair, dus we kunnen alleen uitspraken doen over de aan- of afwezigheid van het netwerk. Als er meer categorieën zouden zitten tussen *geen invloed* en *wel invloed*, dan zouden de resultaten wellicht iets meer nuance kunnen laten zien.

Gezien de zeer lage verklaarde variantie in het gebruikte model en de complexiteit van behandelduur, is het raadzaam om meer controlevariabelen op te nemen in het onderzoek. Zo blijkt uit onderzoek dat een lager opleidingsniveau de motivatie om te veranderen verder kan verminderen bij zedendelinquenten (Van der Horst et al., 2012). Aangezien het opleidingsniveau beschikbaar is in de dataset, kan dit worden opgenomen als een controlevariabele. Voor vervolgonderzoek wordt ook geslacht aanbevolen als een

tweede controlevariabele. Dit kan mogelijke verschillen tussen mannelijke en vrouwelijke veroordeelde zedendelinquenten identificeren.

Verder is het relevant om de beperking van het HKT-R risicotaxatie-instrument te bespreken. Dit meetinstrument is in het onderzoek toegepast. Zo blijkt het Static-99R risicotaxatie-instrument het meest bruikbaar en geschikt te zijn voor het beoordelen van zedendelinquenten (Smid et al., 2014). Ook blijkt het HKT-R meetinstrument niet geschikt te zijn voor vrouwelijke patiënten (Spreeen et al., 2014). De indicatoren zijn voornamelijk gebaseerd op onderzoek naar mannen en niet naar vrouwelijke daders. Dit is een beperking van het onderzoek, aangezien 63 dossiers afkomstig zijn van vrouwen. Ook is in de afgelopen twintig jaar het aantal vrouwen in de tbs verdubbeld, van 3% naar 7% (Kro-Ncrv, 2023). Voor vervolgonderzoek is het aan te raden om een instrument te includeren dat geschikt is voor beide groepen, zoals het Static-99R risicotaxatie-instrument.

Tot slot is het essentieel om op te merken dat diverse macroverschijnselen gevolgen kunnen hebben op de tbs-behandeling, waarbij onze directe invloed beperkt is. Een voorbeeld hiervan is een wetswijziging. Zo heeft Fred Teeven, voormalig staatssecretaris van het ministerie van Justitie en Veiligheid, het verlofbeleid voor tbs-gestelden aangescherpt in 2011. Tbs'ers die vluchten tijdens hun verlof of langer dan 24 uur niet aanwezig zijn, mogen minimaal een jaar niet met verlof. Dit kan resulteren in een langere behandelduur. Hierdoor is het belangrijk om politieke invloeden eventueel als controlevariabele mee te nemen in vervolgonderzoek.

Hoewel de verwachtingen niet helemaal worden ondersteund door de data, kan dit onderzoek bijdragen aan de huidige kennis over de behandelduur van zedendelinquenten en de complexiteit hiervan. De belangrijkste bevinding van dit onderzoek is dat we kunnen concluderen dat zedendelinquenten een langere behandelduur hebben dan niet-zedendelinquenten. Doordat de factoren binnen dit onderzoek maar een klein deel van de behandelduur verklaren, is het aan te raden om bij vervolgonderzoek meerdere variabelen te includeren. Zo kunnen we het verschil in motivatie tijdens de behandelduur verder onderzoeken van zedendelinquenten tegenover niet-zedendelinquenten. Verder is het aan te raden om meer indicatoren van het netwerk van zedendelinquenten te onderzoeken. Het is belangrijk om meer inzicht te krijgen in de behandeling van zedendelinquenten, zodat een effectieve en gerichte aanpak mogelijk is, wat kan leiden tot een succesvolle re-integratie.

REFERENTIES

- Andrews, D.A., Bonta, J. and Hoge, R.D. (1990). Classification for effective rehabilitation: Rediscovering psychology. *Criminal Justice and Behavior*, 17(1), pp. 19-52.
- Andrews, D. A., & Bonta, J. (2010). Rehabilitating criminal justice policy and practice. *Psychology, Public Policy and Law*, 16(1), 39–55. <https://doi.org/10.1037/a0018362>
- Bouman, Y. H. A. (2009). Quality of life and criminal recidivism in forensic outpatients with personality disorders: a good lives approach. [Doctoral Thesis, Maastricht University]. *Gildeprint Drukkerijen*. <https://doi.org/10.26481/dis.20091210yb>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2019). *Politie registreert meer zedenmisdrijven*. Centraal Bureau Voor de Statistiek. Geraadpleegd op 27 februari 2024, van <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2019/06/politie-registreert-meer-zedenmisdrijven>
- Clegg, C., Fremouw, W., Horacek, T., Cole, A., & Schwartz, R. (2010). Factors associated with treatment acceptance and compliance among incarcerated male sex offenders. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 55(6), 880-897.
- Dienst Justitiële Inrichtingen (2021). *Infographic TBS 2021*. Geraadpleegd op 27 februari 2024, van <https://www.dji.nl/feiten-en-cijfers/documenten/publicaties/2020/07/27/infographictbs-2021>
- Eleads, I. (2022). *Zedendelicten - Alles wat u moet weten - Zedendelict Advocaat*. Geraadpleegd op 27 februari 2024, van <https://zedendelict-advocaat.nl/zedendelicten/>
- Hanson, R.K., Bourgon, G., Helmus, L.M., & Hodgson, S. (2009). *A meta-analysis of the effectiveness of treatment for sexual offenders: Risk, need, and responsivity*. Public Safety Canada.

- Hanson, R.K., & Scott, H. (1996). Social networks of sexual offenders. *Psychology, Crime & Law*, 2, 249-258.
- Hanson, R.K., Thornton, D., Helmus, L.M., & Babchishin, K.M. (2016). What Sexual Recidivism Rates Are Associated With Static-99R and Static-2002R Scores? *Sexual abuse*, 28(3), 218-252. <https://doi.org/10.1177/1079063215574710>
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. Berkeley: University of California Press.
- Kro-Ncrv. (2023). *Nog altijd meer mannen in de tbs, maar voor de vrouwen 'is echt meer aandacht nodig'*. KRO-NCRV. Geraadpleegd op 8 mei 2024, van <https://pointer.kro-ncrv.nl/meer-aandacht-nodig-voor-vrouwen-in-de-tbs#:~:text=De%20afgelopen%20tweintig%20jaar%20is,bovendien%20aan%20andere%20psychiatrische%20aandoeningen>.
- Koeck, S., van Beek, D. J., & de Doncker, D. (2002). Classificatie van pedoseksuelen en verkrachters. *Tijdschrift voor Seksuologie*, 26(1), 37-45.
- Långström, N., & Seto, M. C. (2006). Exhibitionistic and voyeuristic behavior in a Swedish national population survey. *Archives of Sexual Behavior*, 35(4), 427-35.
- Lehmann, R., Schmidt, A., & Jahnke, S. A. (2020). Stigmatization of Paraphilias and Psychological Conditions Linked to Sexual Offending. *Journal of Sex Research*, 58(4), 438–447. <https://doi.org/10.1080/00224499.2020.1754748>
- Marshall, W. L., & Barbaree, H. E. (1990). An integrated theory of the etiology of sexual offending. In W. L. Marshall, D. R. Laws, & H. E. Barbaree (Eds.), *Handbook of sexual assault: Issues, theories, and treatment of the offender* (pp. 257–275). Plenum Press.

- Ministerie van Justitie en Veiligheid. (2020). *Recidive van zedendelinquenten*. Nieuwsbericht | WODC - Wetenschappelijk Onderzoek- En Datacentrum. Geraadpleegd op 13 maart 2024, van <https://www.wodc.nl/actueel/nieuws/2017/10/23/recidive-van-zedendelinquenten>
- Ministerie van Justitie en Veiligheid. (2024). *Recidivisten van ernstige gewelds- en zedenmisdrijven krijgen meestal langduriger detentie*. Nieuwsbericht | WODC - Wetenschappelijk Onderzoek- en Datacentrum. Geraadpleegd op 28 mei 2024, van <https://www.wodc.nl/actueel/nieuws/2024/01/15/recidivisten-van-ernstige-gewelds--en-zedenmisdrijven-krijgen-meestal-langduriger-detentie>
- Ministerie van Justitie en Veiligheid. (2020). *TBS*. Openbaar Ministerie. Geraadpleegd op 28 februari 2024, van <https://www.om.nl/onderwerpen/tbs>
- Moffitt, T. E. (1993). Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behavior: a developmental taxonomy. *Psychological review*, *100*(4), 674–701.
- Nagtegaal, M., Van Der Horst, R., & Schönberger, H. (2011). *Inzicht in de verblijfsduur van tbs-gestelden*. Den Haag: Boom Juridische Uitgevers 2011.
- Nagin, D. S., & Paternoster, R. (2000). Population heterogeneity and state dependence: State of the evidence and directions for future research. *Journal of Quantitative Criminology*, *16*(2), 117-144.
- Schönberger, H., De Kogel, C., & Bregman, I. (2012). *Kenmerken en recidivecijfers van ex-terbeschikkinggestelden met een zedendelict*. Memorandum (Institute of Pacific Relations, American Council).
- Sampson, R. J., & Laub, J. H. (1990). Crime and Deviance over the Life Course: The Saliency of Adult Social Bonds. *American Sociological Review*, *55*(5), 609.
<https://doi.org/10.2307/2095859>

Sampson, R. J., & Laub, J. H. (1993). Crime in the Making: Pathways and Turning Points Through Life. *Crime & Delinquency*, 39(3), 396-396.

<https://doi.org/10.1177/0011128793039003010>

Smid, W., Wever, E., & Spa, E. (2014). *Zedendelinquenten Onderscheiden: Een Globaal Overzicht van de Stand van Zaken met Betrekking tot Subgroepen, Recidiverisico's en Behandelbaarheid van Zedendelinquenten (en Drie Calls voor Verder Onderzoek)*. Kwaliteit Forensische Zorg Utrecht.

Spren, M., Brand, E., Horst, P. ter, & Bogaerts, S. (2014). *HKT-R. Handleiding en methodologische verantwoording*. Groningen: Stichting FPC Dr. S. van Mesdag

Tbs Nederland (z.d.). *Behandelfases*. Geraadpleegd op 28 februari 2024, van

<https://www.tbsnederland.nl/behandeling/behandelfases/>

Tressová-van Veldhoven, D., & Bogaerts, S. (2017). *Behandelprotocol Seksueel Grensoverschrijdend Gedrag Theoretische Handleiding*. (Intern document FPC de Kijvelanden Poortugal Rotterdam).

Van Der Horst, R. P., Schönberger, H. J. M., & De Kogel, C. H. (2012). *Toezicht op zedendelinquenten: Effectiviteit en veronderstelde werkzame mechanismen van vormen van toezicht*. Den Haag: WODC, memorandum 2012

5. https://www.canonsociaalwerk.eu/2014_burgemeester/WODC%20memorandum%20toezicht%20-2012-5-volledige-tekst_tcm44-457782.pdf

Van de Weijer, S., Eichelsheim, V., Blokland, A., Hendriks, J., & Nederlands Studiecentrum

Criminaliteit en Rechtshandhaving. (2023). *Typologieën van plegers van zedendelicten: Een umbrella review*. Nederlands Studiecentrum Criminaliteit en Rechtshandhaving (NSCR), Amsterdam.

<https://repository.wodc.nl/bitstream/handle/20.500.12832/3290/3394%20-typologieen-van-plegers-van-zedendelicten-volledige-tekst.pdf?sequence=1>

Vanhoeck, K. (2007). Seksueel misbruik en parafilie; een analyse volgens de DSM-IV-criteria.

In A. Van Wijk, R. Bullens, & P. Van den Eshof, *Facetten van zedencriminaliteit* (pp. 35-52). Den-Haag: Elsevier.

Vitaro, F., Tremblay, R. E., Kerr, M., Pagani, L., Bukowski, W. M. (1997), Disruptiveness, friends' characteristics, and delinquency in early adolescence: a test of two competing models of development, *Child Development*, 68, 676-689

Weiner, B. (1979). A theory of motivation for some classroom experiences. *Journal of Educational Psychology*, 71, 3-25.

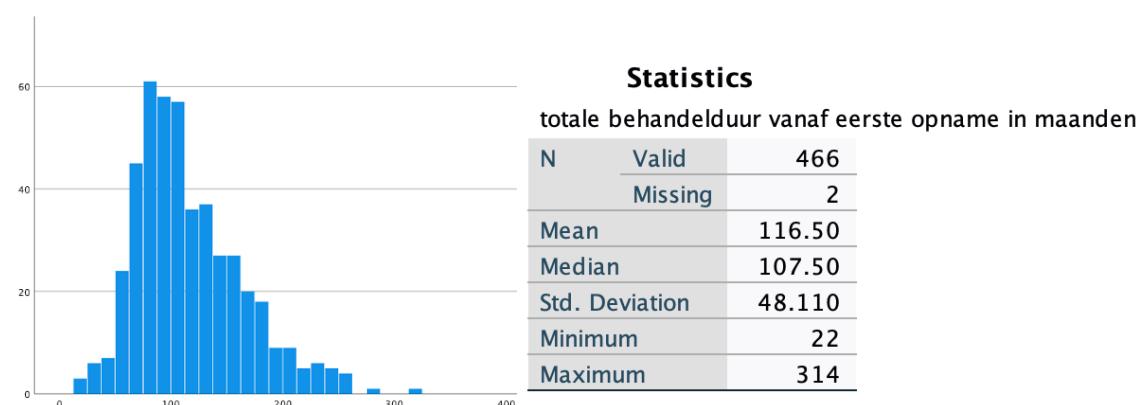
BIJLAGE 1: BEWERKINGEN VARIABELEN

Per variabele worden de frequentieverdelingen, bewerkingen en de uiteindelijke variabele weergegeven. Voor de oorspronkelijke variabele worden de frequentieverdelingen weergegeven met de missing data. Voor de uiteindelijke variabele zijn de missing data eruit gefilterd. In totaal waren dit 12 cases. Tussen de onafhankelijke variabele *type delict* en de modererende *antisociale invloed van het netwerk* wordt een interactievariabele gecreëerd. Dit wordt beschreven in de bewerkingen voor de moderatievariabele.

1.1. Afhankelijke variabele: behandelduur

1.1.1. Oorspronkelijke variabele

Voor de behandelduur wordt hieronder de frequentietabel met de beschrijvende statistieken en het histogram weergegeven. De variabele is continue.



1.1.2. Syntax: *oorspronkelijke variabele behandelduur.

GRAPH

```
/HISTOGRAM=Totale_behandelduur.
```

FREQUENCIES VARIABLES=Totale_behandelduur

```
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

1.1.3. Bewerkingen op de variabele

Allereerst, zijn er twee missende waarden voor behandelduur. Verder worden er geen bewerkingen op de variabele aangebracht. De variabele hoeft niet gedummificeerd te

worden, gespiegeld, samengevoegd, getransformeerd of gecentreerd te worden. Het is een continue variabele die als zijn geheel wordt opgenomen als afhankelijke. De syntax hieronder zijn de berekeningen van de histogram en frequentieverdeling zonder de missing data.

1.1.4. Syntax: *bewerkingen variabele behandelduur.

GRAPH

/HISTOGRAM=Totale_behandelduur.

FREQUENCIES VARIABLES=Totale_behandelduur

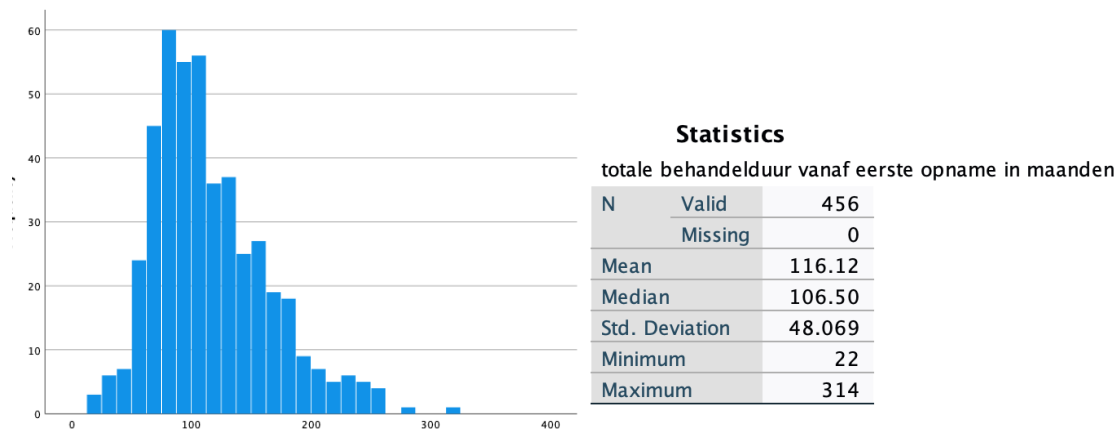
/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/ORDER=ANALYSIS.

1.1.5. Uiteindelijke variabele

Voor de uiteindelijke variabele zijn de 12 missings verwijderd. Hieronder wordt de histogram en frequentieverdeling van de uiteindelijke variabele weergegeven.

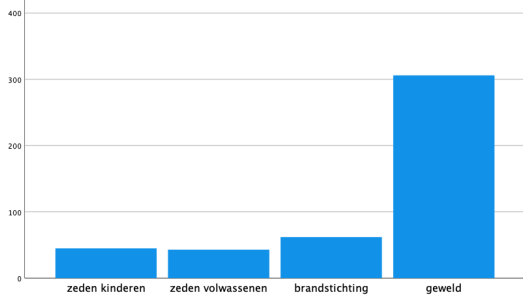


1.2. Onafhankelijke variabele: type delict

1.2.1. Oorspronkelijke variabele

Voor het type delict wordt hieronder de frequentietabel en het histogram weergegeven.

De oorspronkelijke variabele heeft een nominaal meetniveau.



Type delict waarvoor patient tbs heeft gekregen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	zeden kinderen	45	9.6	9.7	9.7
	zeden volwassenen	43	9.2	9.2	18.9
	brandstichting	63	13.5	13.5	32.4
	geweld	315	67.3	67.6	100.0
	Total	466	99.6	100.0	
Missing	System	2	.4		
	Total	468	100.0		

1.2.2. Syntax: *oorspronkelijke variabele type delict.

DATASET ACTIVATE DataSet1.

FREQUENCIES VARIABLES=Type_tbsdelict

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/ORDER=ANALYSIS.

1.2.3. Bewerkingen op de variabele

Type delict heeft twee missende waarden. Hieronder zijn de statistieken opnieuw berekend voor type delict. Dit is in totaal met 12 missende waarden, aangezien alle missende cases op de andere variabelen ook zijn verwijderd. De syntax hieronder bestaat uit de berekeningen van de histogram en frequentieverdeling zonder de missing data. Verder moet de variabele gedummificeerd worden. Een nominale variabele met meerdere categorieën moet altijd gedummificeerd worden omdat er geen ordinale schaal in zit. Zedendelicten met volwassen slachtoffers (score 1) en zedendelicten met minderjarige slachtoffers (score 2) worden samengevoegd en hebben de score 0. Brandstichting (score 3) en geweldsdelicten (score 4) vertegenwoordigen de score 1. In deze nieuwe variabele duidt een score van 0 op veroordeling voor een zedendelict, terwijl een score van 1 aangeeft dat de patiënt veroordeeld is voor een niet-zedendelict, zoals brandstichting of geweldsdelicten. De variabele hoeft verder niet gespiegeld, samengevoegd, getransformeerd of gecentreerd te worden.

1.2.4. Syntax *bewerkingen variabele type delict:

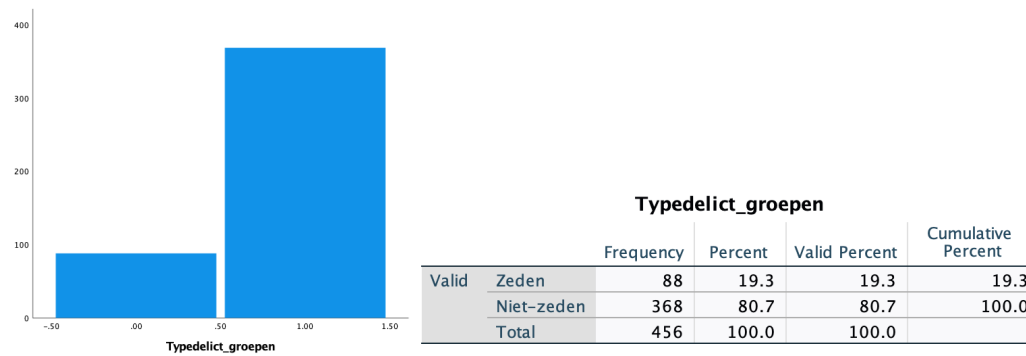
RECODE Type_tbsdelict (1=0) (2=0) (3=1) (4=1) INTO Typetbsdelict_syntax. EXECUTE.

GRAPH /HISTOGRAM=Typedelict_groepen.

FREQUENCIES VARIABLES=Typedelict_groepen /ORDER=ANALYSIS.

1.2.5. Uiteindelijke variabele

Voor de uiteindelijke variabele van type delict zijn er 12 missings verwijderd. De variabele is gedichotomiseerd. Hieronder wordt de histogram en frequentieverdeling van de uiteindelijke variabele weergegeven.



1.3. Moderatievariabele: antisociale invloed van het netwerk en de interactie variabele

1.3.1. Oorspronkelijke variabele

De antisociale invloed van het netwerk bestond oorspronkelijk uit acht binaire variabelen. Hieronder staan de beschrijvende statistieken van de acht binaire variabelen.

Negatieve invloed door personen met gewelddadige/antisociale denkbeelden

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	373	79.7	79.7	79.7
ja	95	20.3	20.3	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die vaak vechten

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	407	87.0	87.0	87.0
ja	61	13.0	13.0	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met bovenmatig alcohol gebruik

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	358	76.5	76.5	76.5
ja	110	23.5	23.5	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die aan kinderporno doen

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	462	98.7	98.7	98.7
ja	6	1.3	1.3	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met bovenmatig drugsgebruik

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	332	70.9	70.9	70.9
ja	136	29.1	29.1	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die inbreken, stelen of fraude plegen

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	333	71.2	71.2	71.2
ja	135	28.8	28.8	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met excessief promiscue seksueel gedrag

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	436	93.2	93.2	93.2
ja	32	6.8	6.8	100.0
Total	468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die aan vernielen/vandalisme doen

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nee	407	87.0	87.0	87.0
ja	61	13.0	13.0	100.0
Total	468	100.0	100.0	

1.3.2. Syntax: *oorspronkelijke variabele type delict

DESCRIPTIVES VARIABLES=netwerk_1 netwerk_2 netwerk_3 netwerk_4 netwerk_5
netwerk_6 netwerk_7

netwerk8

/STATISTICS=MEAN STDDEV MIN MAX.

1.3.3. Bewerkingen op de variabele

Deze acht variabelen van netwerkinvloeden zijn gecombineerd tot een enkele meetschaal. Dit houdt in dat ze zijn samengevoegd tot een maatstaf die de negatieve invloed van het sociale netwerk illustreert. Deze schaal is gemaakt door alle acht de variabelen bij elkaar op te tellen en te delen door acht. Alle acht de items zijn op dezelfde schaal, ze hebben namelijk de score 0 of 1. Op de acht netwerkvariabelen zijn geen missing data. In de syntax hieronder wordt weergegeven hoe deze schaalscore is gemaakt. Voor de betrouwbaarheidsanalyse wordt de cronbach's alpha berekend van de acht items. De cronbach's alpha van de schaalconstructie is 0.684. Het is kleiner dan 0.70, dus de netwerkschaal zit in een grijs gebied. Echter, de score ligt dichtbij 0.70, dus het is een relatief aanvaardbare schaal voor een onderzoek. Als er meer items worden toegevoegd, dan zal de score nog meer stijgen. Hierdoor is de schaalconstructie betrouwbaar en kan die gebruikt worden voor de analyse.

Bij het uitvoeren van een moderatieanalyse is het belangrijk om een interactie-effect op te nemen. Het interactie-effect test specifiek of de invloed van de onafhankelijke variabele (type delict) op de afhankelijke variabele (behandelduur) afhankelijk is van de waarden van de moderator (antisociale invloed van het netwerk). Het interactie-effect is de combinatie van type delict (X1) en de antisociale invloed van het netwerk (X2). De netwerkschaal bevat geen missende waarden, type delict bevat er twee. De moderatievariabele is een continue variabele, doordat de acht binaire variabelen bij elkaar zijn samengevoegd. Hierdoor hebben we te maken met een continue moderator. Hiervoor is het belangrijk om te centreren. Door het interactie-effect te centreren, voorkomen we multicollineariteit tussen X1 en X2, en vergemakkelijken we de interpretatie. Voor het interactie-effect zijn alleen de continue variabelen gecentreerd. Dit is gedaan door het gemiddelde van de netwerkschaal af te trekken. Voor de netwerkschaal was het gemiddelde 1.3618. Voor het interactie-effect zijn deze met elkaar vermenigvuldigd. In de syntax hieronder wordt weergegeven hoe deze interactie-variabele is gecreëerd en gecentreerd.

Kortom, er zijn geen missings voor de netwerkschaal. Voor het interactie-effect zijn er twee missings, aangezien type delict twee missende waarden bevat. Toch is er besloten om 12 cases te verwijderen, als een individu een missende waarden heeft op een van de vijf variabelen. Verder worden er geen variabelen gedummificeerd of gespiegeld. Voor de schaalvariabelen zijn de acht variabelen samengevoegd. Ook wordt de variabele niet getransformeerd. De netwerkschaal is gecentreerd, net zoals het interactie-effect.

1.3.4. Syntax *bewerkingen variabele antisociale invloed van het netwerk

***Schaalvariabele antisociale invloed van het netwerk**

```
COMPUTE Netwerk_Som=(netwerk_1 + netwerk_2 + netwerk_3 + netwerk_4 + netwerk_5  
+ netwerk_6 + netwerk_7 + netwerk8 ).
```

```
EXECUTE.
```

***Frequentieverdeling netwerkschaal**

```
DATASET ACTIVATE DataSet4.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=Netwerk_Gemiddelde
```

```
  /STATISTICS=MEAN
```

```
  /ORDER=ANALYSIS.
```

***Cronbach's alpha netwerkschaal**

```
RELIABILITY
```

```
  /VARIABLES=netwerk_1 netwerk_2 netwerk_3 netwerk_4 netwerk_5 netwerk_6  
netwerk_7 netwerk8
```

```
  /SCALE('ALL VARIABLES') ALL
```

```
  /MODEL=ALPHA
```

```
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR COV
```

```
  /SUMMARY=TOTAL.
```

***Centreren netwerkschaal**

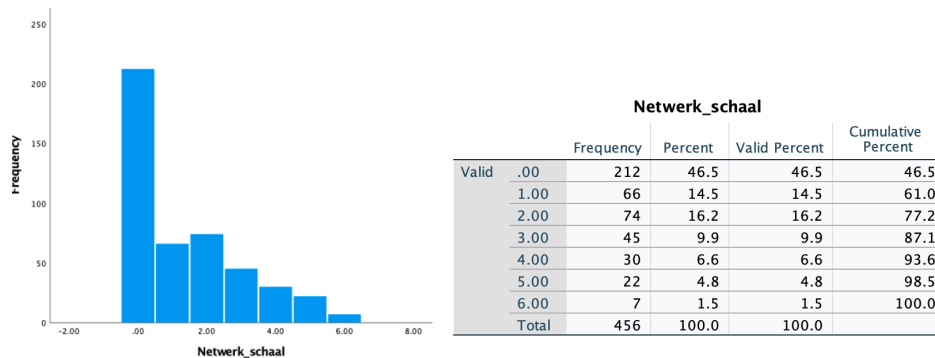
```
COMPUTE Netwerkschaal_gecentreerd=Netwerk_schaal - 1.3618. EXECUTE.
```

***Interactie-effect X1 en X2**

```
COMPUTE Interactie_X1X2=(Typedelict_groepen * Netwerkschaal_gecentreerd).
EXECUTE.
```

1.3.5. Uiteindelijke variabele

Voor de uiteindelijke variabele van de netwerkschaal en het interactie-effect zijn er 12 missings verwijderd. De netwerkschaal is nu een variabele die een score 0 tot 8 kan bevatten. Het telt namelijk het gemiddelde netwerkinvloed bij elkaar op. Hieronder staat de histogram en frequentieverdeling van de netwerkschaal.



Zoals te zien is in het histogram, vertoont de netwerkschaal geen normale verdeling, met een piek rondom de score 0. Dit suggereert dat er voornamelijk lage scores zijn, wat wijst op de afwezigheid van invloed uit het netwerk. Om de interpretatie te vergemakkelijken en de scores beter te verdelen, is besloten om deze continue variabele te dichotomiseren. De score 0 blijft onveranderd, wat staat voor afwezigheid van netwerkinvloed, terwijl de scores 1 tot en met 8 worden samengevoegd tot score 1, wat staat voor aanwezigheid van negatieve netwerkinvloed.

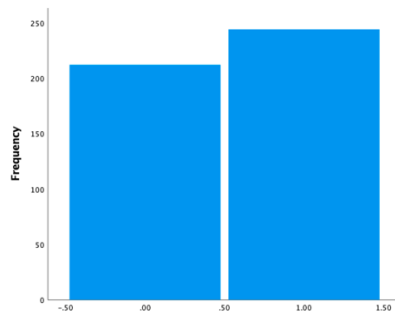
Syntax

```
RECODE Netwerk_schaal (0=0) (ELSE=1) INTO Netwerkschaal_gedicho. EXECUTE.
```

Hierdoor wordt het interactie-effect ook anders, aangezien de netwerkschaal nu een binaire variabele is. De variabelen hoeven niet gecentreerd te worden, aangezien netwerkschaal geen continue variabele meer is. De syntax hiervan luidt als volgt:

```
COMPUTE Interactieuiteindelijk_X1X2=(Netwerkschaal_gedicho * Typedelict_groepen).
EXECUTE.
```

De uiteindelijke statistieken van de netwerkschaal luiden als volgt:

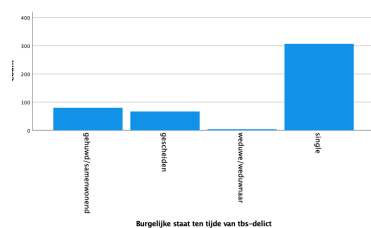


Netwerkschaal_gedicho					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	212	46.5	46.5	46.5
	1.00	244	53.5	53.5	100.0
Total		456	100.0	100.0	

1.4. Controlevariabele 1: burgerlijke staat

1.4.1. Oorspronkelijke variabele

Voor de burgerlijke staat variabele wordt hieronder de frequentietabel en het histogram weergegeven. De variabele is nominaal.



Burgerlijke staat ten tijde van tbs-delict					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	gehuwd/samenwonend	80	17.1	17.5	17.5
	gescheiden	67	14.3	14.6	32.1
	weduwe/weduwenaar	4	.9	.9	33.0
	single	307	65.6	67.0	100.0
	Total	458	97.9	100.0	
Missing	999	10	2.1		
Total		468	100.0		

1.4.2. Syntax *oorspronkelijke variabele burgerlijke staat:

GRAPH

/BAR(SIMPLE)=COUNT BY Burgerlijke_staat.

DATASET ACTIVATE DataSet4.

FREQUENCIES VARIABLES=Burgerlijke_staat first_offender

/ORDER=ANALYSIS.

1.4.3. Bewerkingen op de variabele

Burgerlijke staat heeft tien missende waarden. Deze zijn uit de dataset gefilterd.

Hieronder zijn de statistieken opnieuw berekend voor burgerlijke staat. Dit is in totaal met 12 missende waarden, aangezien alle missende cases op de andere variabelen ook zijn verwijderd. De syntax hieronder bestaat uit de berekeningen van de histogram en frequentieverdeling zonder de missing data. Verder worden er geen bewerkingen op de variabele aangebracht. Verder moet de variabele gedummificeerd worden. Een nominale

variabele met meerdere categorieën moet altijd gedummificeerd worden omdat er geen ordinale schaal in zit. Burgerlijke staat krijgt hierdoor twee categorieën, waarbij gehuwd of samenwonend score 1 behouden terwijl gescheiden (score 2), weduwe (score 3) en alleenstaand (score 4) worden samengevoegd tot score 0. De variabele hoeft verder niet gespiegeld, samengevoegd, getransformeerd of gecentreerd te worden.

1.4.4. Syntax *bewerkingen variabele burgerlijke staat:

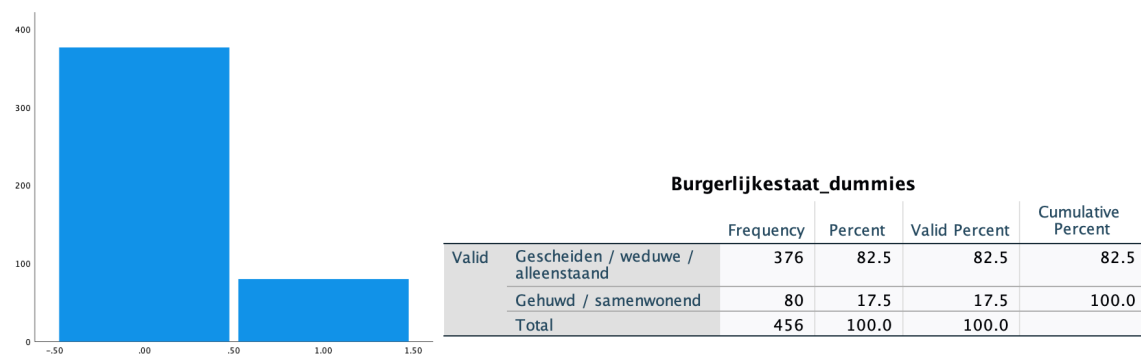
```
RECODE Burgelijke_staat (1=1) (2=0) (3=0) (4=0) INTO Burgerlijkestaat_dummies.
EXECUTE.
```

```
GRAPH /HISTOGRAM=Burgerlijkestaat_dummies.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=Burgerlijkestaat_dummies /ORDER=ANALYSIS.
```

1.4.5. Uiteindelijke variabele

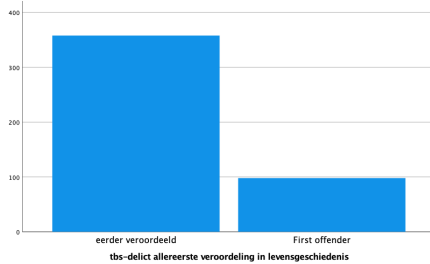
Voor de uiteindelijke variabele van burgerlijke staat zijn er 12 missings verwijderd. De variabele is gedichotomiseerd. Hieronder wordt de histogram en frequentieverdeling van de uiteindelijke variabele weergegeven.



1.5. Controlevariabele 2: eerdere veroordeling

1.5.1. Oorspronkelijke variabele

Voor de variabele eerdere veroordeling wordt hieronder de frequentietabel en het histogram weergegeven. De variabele is een binaire variabele.



tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	eerder veroordeeld	367	78.4	78.8	78.8
	First offender	99	21.2	21.2	100.0
	Total	466	99.6	100.0	
Missing	System	2	.4		
	Total	468	100.0		

1.5.2. Syntax oorspronkelijke variabele eerdere veroordeling*

GRAPH

/BAR(SIMPLE)=COUNT BY first_offender.

DATASET ACTIVATE DataSet4.

FREQUENCIES VARIABLES=Burgelijke_staats first_offender

/ORDER=ANALYSIS.

1.5.3. Bewerkingen op de variabele

Eerdere veroordeling heeft twee missende waarden. Deze zijn uit de dataset gefilterd. Hieronder zijn de statistieken opnieuw berekend voor eerdere veroordeling. Dit is in totaal met 12 missende waarden, aangezien alle missende cases op de andere variabelen ook zijn verwijderd. De syntax hieronder bestaat uit de berekeningen van de histogram en frequentieverdeling zonder de missing data. Verder worden er geen bewerkingen op de variabele aangebracht. De variabele hoeft niet gedummificeerd te worden, gespiegeld, samengevoegd, getransformeerd of gecentreerd te worden. Het is een nominale variabele die als zijn geheel wordt opgenomen als controle variabele.

1.5.4. Syntax bewerkingen variabele eerdere veroordeling*:

GRAPH

/BAR(SIMPLE)=COUNT BY first_offender

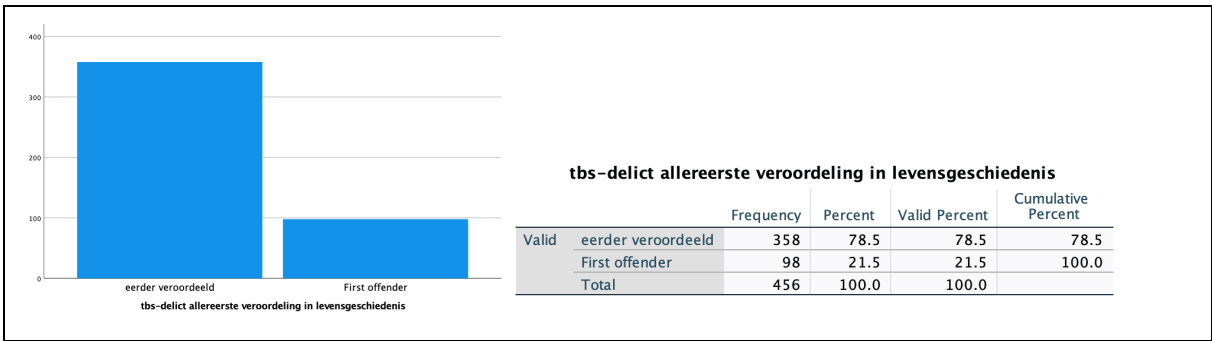
FREQUENCIES VARIABLES=Burgelijke_staats first_offender Type_tbsdelict

/STATISTICS=MEAN

/ORDER=ANALYSIS.

1.5.5. Uiteindelijke variabele

Voor de uiteindelijke variabele van type delict zijn er 12 missings verwijderd. Hieronder wordt de histogram en frequentieverdeling van de eerdere veroordeling weergegeven.



tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	eerder veroordeeld	358	78.5	78.5	78.5
	First offender	98	21.5	21.5	100.0
	Total	456	100.0	100.0	

BIJLAGE 2: BESCHRIJVENDE ANALYSERESULTATEN

Bijlage 2 is gerelateerd aan het resultatenhoofdstuk. Hieronder worden de beschrijvende en univariate statistieken weergegeven, samen met de resultaten uit de regressieanalyse.

BIJLAGE 2.1: BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

Allereerst, wordt de syntax en output van de beschrijvende statistieken uit tabel 1 weergegeven. Voor de categorische variabelen zijn frequentietabellen gebruikt en voor de continue variabelen een tabel met beschrijvende statistieken.

```
FREQUENCIES VARIABLES=Typedelict_groepen Burgerlijkestaat_dummies
Netwerkschaal_gedicho first_offender Totale_behandelduur /STATISTICS=STDDEV
MINIMUM MAXIMUM MEAN /ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

	Typedelict_gr oepen	Burgerlijkesta at_dummies	Netwerkschaal _gedicho	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschie denis	totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden
N	Valid 456 Missing 0	456 0	456 0	456 0	456 0
Mean	.8070	.1754	.5351	.21	116.12
Std. Deviation	.39507	.38076	.49932	.411	48.069
Minimum	.00	.00	.00	0	22
Maximum	1.00	1.00	1.00	1	314

Frequency Table

Typedelict_groepen

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid Zeden	88	19.3	19.3	19.3
Niet-zeden	368	80.7	80.7	100.0
Total	456	100.0	100.0	

Burgerlijkestaat_dummies

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid Gescheiden / weduwe / alleenstaand	376	82.5	82.5	82.5
Gehuwd / samenwonend	80	17.5	17.5	100.0
Total	456	100.0	100.0	

Netwerkschaal_gedicho

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid .00	212	46.5	46.5	46.5
1.00	244	53.5	53.5	100.0
Total	456	100.0	100.0	

tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid eerder veroordeeld	358	78.5	78.5	78.5
First offender	98	21.5	21.5	100.0
Total	456	100.0	100.0	

BIJLAGE 2.2: BIVARIATE STATISTIEKEN

Hieronder wordt de syntax en output van de correlaties gegeven tussen de vier binaire variabelen en de continue afhankelijke variabele. Om de samenhang tussen de binaire variabelen in kaart te brengen worden kruistabellen gemaakt en de Cramer's V genoteerd in tabel 2. Voor de continue variabele en de binaire variabelen is een t-toets uitgevoerd. In tabel 2 staan de Pearson correlaties tussen deze variabelen.

*Correlatie netwerk & burgerlijke staat

Voor het berekenen van de correlatie tussen netwerk en de burgerlijke staat is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.056.

*Syntax

```

DATASET ACTIVATE DataSet1. CROSSTABS /TABLES=Netwerk_dummy BY
Burgerlijkestaat_dummies /FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR
/CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.
    
```

Netwerk_dummy * Burgerlijkestaat_dummies Crosstabulation

Count	Burgerlijkestaat_dummies			Total
	Gescheiden / weduwe / alleenstaand	Gehuwd / samenwonend		
Netwerk_dummy	.00	170	42	212
	1.00	206	38	244
Total		376	80	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-.056			.235
	Cramer's V	.056			.235
Interval by Interval	Pearson's R	-.056	.047	-1.186	.236 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.056	.047	-1.186	.236 ^c
N of Valid Cases		456			

a. Not assuming the null hypothesis.

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

c. Based on normal approximation.

*Correlatie netwerk & first offender

Voor het berekenen van de correlatie tussen netwerk en de eerdere veroordeling is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.197.

*Syntax

CROSSTABS /TABLES=Netwerk_dummy BY first_offender /FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR /CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.

Netwerk_dummy * tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis Crosstabulation

Count

		tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis		Total
		eerder veroordeeld	First offender	
Netwerk_dummy	.00	148	64	212
	1.00	210	34	244
Total		358	98	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-.197			<.001
	Cramer's V	.197			<.001
Interval by Interval	Pearson's R	-.197	.045	-4.290	<.001 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.197	.045	-4.290	<.001 ^c
N of Valid Cases		456			

a. Not assuming the null hypothesis.

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

c. Based on normal approximation.

*Correlatie netwerk & type delict

Voor het berekenen van de correlatie tussen netwerk en het type delict is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.032.

*Syntax

CROSSTABS /TABLES=Netwerk_dummy BY Typedelict_groepen /FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR /CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.

**Netwerk_dummy * Typedelict_groepen
Crosstabulation**

Count

		Typedelict_groepen		Total
		Zeden	Niet-zeden	
Netwerk_dummy	.00	38	174	212
	1.00	50	194	244
Total		88	368	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-.032			.488
	Cramer's V	.032			.488
Interval by Interval	Pearson's R	-.032	.047	-.692	.489 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.032	.047	-.692	.489 ^c
N of Valid Cases		456			

a. Not assuming the null hypothesis.

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

c. Based on normal approximation.

***Correlatie burgerlijke staat & first offender**

Voor het berekenen van de correlatie tussen burgerlijke staat en eerdere veroordeling is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.096.

***Syntax**

CROSSTABS /TABLES=Burgerlijkestaat_dummies BY first_offender /FORMAT=AVALUE

TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR /CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.

Burgerlijkestaat_dummies * tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis Crosstabulation

Count

		tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis		Total
		eerder veroordeeld	First offender	
Burgerlijkestaat_dummies	Gescheiden / weduwe / alleenstaand	302	74	376
	Gehuwd / samenwonend	56	24	80
Total		358	98	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	.096			.041
	Cramer's V	.096			.041
Interval by Interval	Pearson's R	.096	.051	2.045	.041 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.096	.051	2.045	.041 ^c
N of Valid Cases		456			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on normal approximation.

*Correlatie burgerlijke staat & type delict

Voor het berekenen van de correlatie tussen burgerlijke staat en type delict is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.169.

*Syntax

CROSSTABS /TABLES=Burgerlijkestaat_dummies BY Typedelict_groepen
/FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR /CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.

Burgerlijkestaat_dummies * Typedelict_groepen Crosstabulation

Count

		Typedelict_groepen		Total
		Zeden	Niet-zeden	
Burgerlijkestaat_dummies	Gescheiden / weduwe / alleenstaand	61	315	376
	Gehuwd / samenwonend	27	53	80
Total		88	368	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-.169			<.001
	Cramer's V	.169			<.001
Interval by Interval	Pearson's R	-.169	.054	-3.652	<.001 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.169	.054	-3.652	<.001 ^c
N of Valid Cases		456			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on normal approximation.

*Correlatie first offender & type delict

Voor het berekenen van de correlatie tussen eerdere veroordeling en type delict is een kruistabel gemaakt en de Cramer's V berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.109.

*Syntax

CROSSTABS /TABLES=first_offender BY Typedelict_groepen /FORMAT=AVALUE TABLES /STATISTICS=CHISQ PHI CORR /CELLS=COUNT /COUNT ROUND CELL.

tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis * Typedelict_groepen Crosstabulation

Count

		Typedelict_groepen		Total
		Zeden	Niet-zeden	
tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	eerder veroordeeld	61	297	358
	First offender	27	71	98
Total		88	368	456

Symmetric Measures

		Value	Asymptotic Standard Error ^a	Approximate T ^b	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-.109			.019
	Cramer's V	.109			.019
Interval by Interval	Pearson's R	-.109	.051	-2.345	.019 ^c
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.109	.051	-2.345	.019 ^c
N of Valid Cases		456			

a. Not assuming the null hypothesis.

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

c. Based on normal approximation.

*Correlatie behandelduur & netwerk

Voor het berekenen van de correlatie tussen behandelduur en type delict is een t-toets uitgevoerd en de Pearson correlatie berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.034. De t-toets van netwerkinvloed op behandelduur is niet significant ($t(454) = -0.732$; $p = < 0.232$). Dit betekent dat het gemiddelde verschil in *behandelduur* tussen het type netwerkinvloeden even groot of kleiner is dan 0.

*Syntax

T-TEST GROUPS=Netwerk_dummy(0 1) /MISSING=ANALYSIS
 /VARIABLES=Totale_behandelduur /ES DISPLAY(TRUE) /CRITERIA=CI(.95).
 CORRELATIONS /VARIABLES=Totale_behandelduur Netwerk_dummy /PRINT=TWOTAIL
 NOSIG FULL /MISSING=PAIRWISE.

T-Test

Group Statistics

	Netwerk_dummy	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	.00	212	114.35	50.705	3.482
	1.00	244	117.66	45.704	2.926

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances				t-test for Equality of Means					
		F	Sig.	t	df	Significance		Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
						One-Sided p	Two-Sided p			Lower	Upper
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Equal variances assumed	1.430	.232	-.732	454	.232	.464	-3.307	4.515	-12.180	5.567
	Equal variances not assumed			-.727	428.592	.234	.468	-3.307	4.548	-12.247	5.633

Correlations

		totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Netwerk_dummy
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Pearson Correlation	1	.034
	Sig. (2-tailed)		.464
	N	456	456
Netwerk_dummy	Pearson Correlation	.034	1
	Sig. (2-tailed)	.464	
	N	456	456

***Correlatie behandelduur & type delict**

Voor het berekenen van de correlatie tussen behandelduur en type delict is een t-toets uitgevoerd en de Pearson correlatie berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is -0.166. Ook de t-toets van type delict op behandelduur is significant ($t(454) = 3.582$; $p < 0.001$). Dit betekent dat het gemiddelde verschil in behandelduur tussen zedendelinquenten niet-zedendelinquenten groter is dan 0.

***Syntax**

T-TEST GROUPS=Typedelict_groepen(0 1) /MISSING=ANALYSIS
 /VARIABLES=Totale_behandelduur /ES DISPLAY(TRUE) /CRITERIA=CI(.95).

CORRELATIONS /VARIABLES=Totale_behandelduur Typedelict_groepen /PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL /MISSING=PAIRWISE.

T-Test

Group Statistics					
	Typedelict_groepen	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Zeden	88	132.40	47.475	5.061
	Niet-zeden	368	112.23	47.451	2.474

Independent Samples Test											
		Levene's Test for Equality of Variances			t-test for Equality of Means				95% Confidence Interval of the Difference		
		F	Sig.	t	df	Significance One-Sided p	Significance Two-Sided p	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Equal variances assumed	.040	.842	3.582	454	<.001	<.001	20.172	5.631	9.106	31.239
	Equal variances not assumed			3.581	131.748	<.001	<.001	20.172	5.633	9.029	31.315

Correlations

		totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Typedelict_groepen
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Pearson Correlation	1	-.166**
	Sig. (2-tailed)		<.001
	N	456	456
Typedelict_groepen	Pearson Correlation	-.166**	1
	Sig. (2-tailed)	<.001	
	N	456	456

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

*Correlatie behandelduur & first offender

Voor het berekenen van de correlatie tussen behandelduur en eerdere veroordeling is een t-toets uitgevoerd en de Pearson correlatie berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is 0.077. De t-toets van first offender op behandelduur is niet significant ($t(454) = -1.636; p = 0.051$). Dit betekent dat het gemiddelde verschil in behandelduur tussen de groepen eerdere veroordeling en first offender even groot of kleiner is dan 0.

*Syntax

T-TEST GROUPS=first_offender(0 1) /MISSING=ANALYSIS /VARIABLES=Totale_behandelduur /ES DISPLAY(TRUE) /CRITERIA=CI(.95).

CORRELATIONS /VARIABLES=Totale_behandelduur first_offender /PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL /MISSING=PAIRWISE.

T-Test

		Group Statistics			
tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	eerder veroordeeld	358	114.20	46.120	2.438
	First offender	98	123.14	54.281	5.483

		Levene's Test for Equality of Variances					t-test for Equality of Means				
		F	Sig.	t	df	Significance One-Sided p	Significance Two-Sided p	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
										Lower	Upper
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Equal variances assumed	1.570	.211	-1.636	454	.051	.103	-8.947	5.470	-19.697	1.802
	Equal variances not assumed			-1.491	137.665	.069	.138	-8.947	6.001	-20.813	2.918

Correlations

		totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Pearson Correlation	1	.077
	Sig. (2-tailed)		.103
	N	456	456
tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	Pearson Correlation	.077	1
	Sig. (2-tailed)	.103	
	N	456	456

***Correlatie behandelduur & burgerlijke staat**

Voor het berekenen van de correlatie tussen behandelduur en burgerlijke staat is een t-toets uitgevoerd en de Pearson correlatie berekend. De correlatie tussen de twee variabelen is -0.025. De t-toets van burgerlijke staat op behandelduur is niet significant ($t(454) = 0.541$; $p = 0.294$). Dit betekent dat het gemiddelde verschil in behandelduur tussen gehuwd en ongehuwd even groot of kleiner is dan 0.

***Syntax**

```
T-TEST GROUPS=Burgerlijkestaat_dummies(0 1) /MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=Totale_behandelduur /ES DISPLAY(TRUE) /CRITERIA=CI(.95).

CORRELATIONS /VARIABLES=Totale_behandelduur Burgerlijkestaat_dummies
/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL /MISSING=PAIRWISE.
```

T-Test

Group Statistics

	Burgerlijkstaat_dummies	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Gescheiden / weduwe / alleenstaand	376	116.68	48.335	2.493
	Gehuwd / samenwonend	80	113.48	47.003	5.255

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means				95% Confidence Interval of the Difference			
		F	Sig.	t	df	Significance One-Sided p	Two-Sided p	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Equal variances assumed	.021	.884	.541	454	.294	.589	3.206	5.923	-8.434	14.846
	Equal variances not assumed			.551	117.299	.291	.583	3.206	5.816	-8.313	14.724

Correlations

		totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Burgerlijkstaat_dummies
totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Pearson Correlation	1	-.025
	Sig. (2-tailed)		.589
	N	456	456
Burgerlijkstaat_dummies	Pearson Correlation	-.025	1
	Sig. (2-tailed)	.589	
	N	456	456

De bovenstaande correlatietabel is gebruikt om tabel 2 in het resultatenhoofdstuk te maken. Hoewel de correlaties erg laag zijn, is het alsnog belangrijk om ze kort te bespreken. Het belang om type delict mee te nemen in de analyse blijkt vooral uit de correlatie met behandelduur. Er is een zwakke correlatie tussen de twee variabelen ($r = 0.166$; $p = < 0.001$). Als we naar de t-toets kijken, dan zien we een significant verschil in behandelduur tussen de zedendelinquenten en niet-zedendelinquenten ($t(2, 456) = 3.582$, $p = < 0.001$). Hierdoor is de verwachting dat type delict een belangrijke variabele is in het voorspellen van behandelduur. Ook heeft type delict een enigszins zwakke correlatie met burgerlijke staat ($r = 0.169$; $p = < 0.001$) en netwerkinvloed ($r = 0.197$; $p = < 0.001$). Deze correlaties zijn significant. Verder zijn de twee controlevariabelen eerdere veroordeling en burgerlijke staat nauwelijks gecorreleerd ($r = 0.096$; $p = 0.041$). Ook is eerdere veroordeling nauwelijks gecorreleerd met behandelduur ($r = 0.077$; $p = 0.103$) en type delict ($r = 0.109$; $p = 0.019$).

BIJLAGE 2.3: REGRESSIE

Voor de regressieanalyse worden vier modellen geschat. Hierbij wordt gebruik gemaakt van een sequentiële analyse, waarbij stapsgewijs variabelen worden toegevoegd. In model 4 wordt een interactieterm opgenomen, aangezien er een moderatie-analyse wordt uitgevoerd. Hieronder wordt de syntax en output van de vier modellen weergegeven, die wordt gebruikt in tabel 3.

```
REGRESSION /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N /MISSING LISTWISE /STATISTICS
COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) /NOORIGIN
/DEPENDENT Totale_behandelduur /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies
first_offender /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender
Typedelict_groepen /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender
Typedelict_groepen Netwerkschaal_gedicho /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies
first_offender Typedelict_groepen Netwerkschaal_gedicho Interactieuiteindelijk_X1X2
/SCATTERPLOT=(*ZRESID,*ZPRED) /RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```

Variables Entered/Removed^a

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies ^b	.	Enter
2	Typedelict_groepen ^b	.	Enter
3	Netwerk_dummy ^b	.	Enter
4	Interactieuiteindelijk_X1X2 ^b	.	Enter

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

b. All requested variables entered.

Model Summary^e

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			
						F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.083 ^a	.007	.003	48.007	.007	1.583	2	453	.207
2	.186 ^b	.034	.028	47.391	.027	12.864	1	452	<.001
3	.190 ^c	.036	.027	47.406	.002	.711	1	451	.400
4	.195 ^d	.038	.027	47.405	.002	1.013	1	450	.315

a. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies

b. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen

c. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen, Netwerk_dummy

d. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen, Netwerk_dummy, Interactieuiteindelijk_X1X2

e. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

Coefficients ^a								
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	114.847	2.702		42.506	<.001		
	Burgerlijkestaat_dummies	-4.167	5.938	-.033	-.702	.483	.991	1.009
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	9.316	5.498	.080	1.694	.091	.991	1.009
2	(Constant)	132.435	5.582		23.725	<.001		
	Burgerlijkestaat_dummies	-7.578	5.938	-.060	-1.276	.203	.965	1.036
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	7.457	5.452	.064	1.368	.172	.982	1.018
	Typedelict_groepen	-20.557	5.731	-.169	-3.587	<.001	.963	1.039
3	(Constant)	129.896	6.344		20.475	<.001		
	Burgerlijkestaat_dummies	-7.342	5.947	-.058	-1.235	.218	.963	1.038
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	8.388	5.565	.072	1.507	.132	.943	1.060
	Typedelict_groepen	-20.255	5.744	-.166	-3.526	<.001	.959	1.043
	Netwerk_dummy	3.839	4.552	.040	.843	.400	.956	1.046
4	(Constant)	124.518	8.295		15.011	<.001		
	Burgerlijkestaat_dummies	-7.302	5.947	-.058	-1.228	.220	.963	1.038
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	8.662	5.571	.074	1.555	.121	.941	1.063
	Typedelict_groepen	-13.813	8.601	-.114	-1.606	.109	.428	2.338
	Netwerk_dummy	13.134	10.298	.136	1.275	.203	.187	5.353
	Interactieuiteindelijk_X1X ²	-11.425	11.354	-.118	-1.006	.315	.156	6.394

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

Excluded Variables ^a							
Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics	
						Tolerance	Minimum Tolerance
1	Typedelict_groepen	-.169 ^b	-3.587	<.001	-.166	.963	1.039
	Netwerk_dummy	.050 ^b	1.052	.293	.049	.960	1.042
	Interactieuiteindelijk_X1X ²	-.055 ^b	-1.138	.256	-.053	.954	1.049
2	Netwerk_dummy	.040 ^c	.843	.400	.040	.956	1.046
	Interactieuiteindelijk_X1X ²	.016 ^c	.311	.756	.015	.800	1.249
3	Interactieuiteindelijk_X1X ²	-.118 ^d	-1.006	.315	-.047	.156	6.394

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

b. Predictors in the Model: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies

c. Predictors in the Model: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen

d. Predictors in the Model: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen, Netwerk_dummy

Collinearity Diagnostics^a

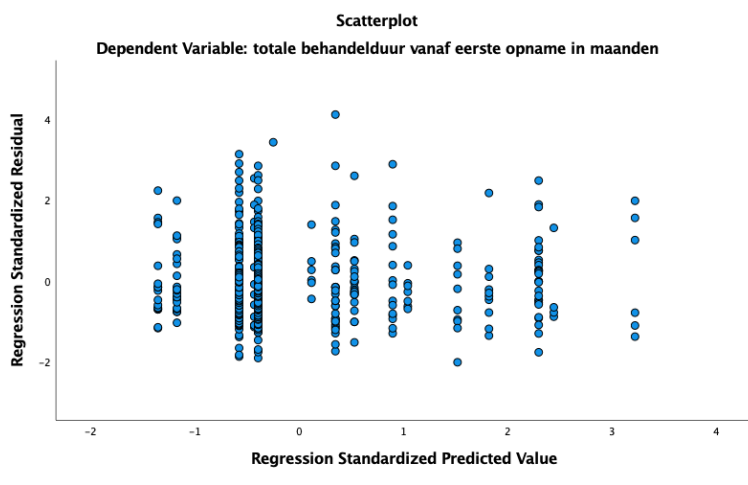
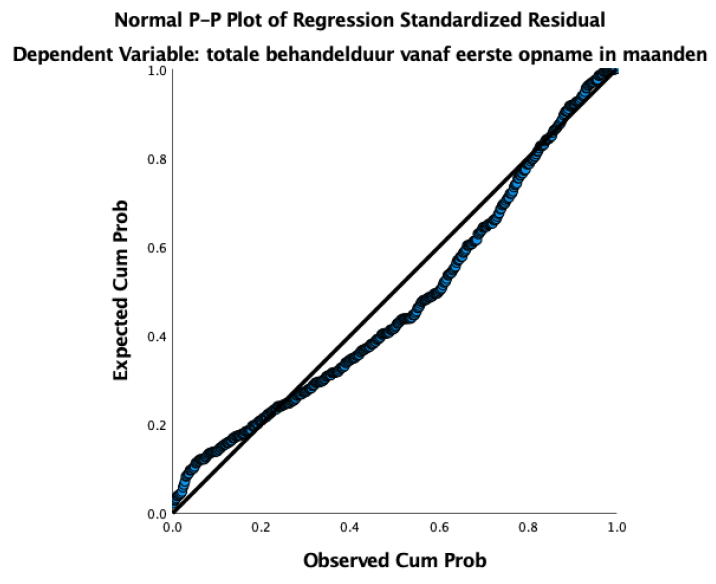
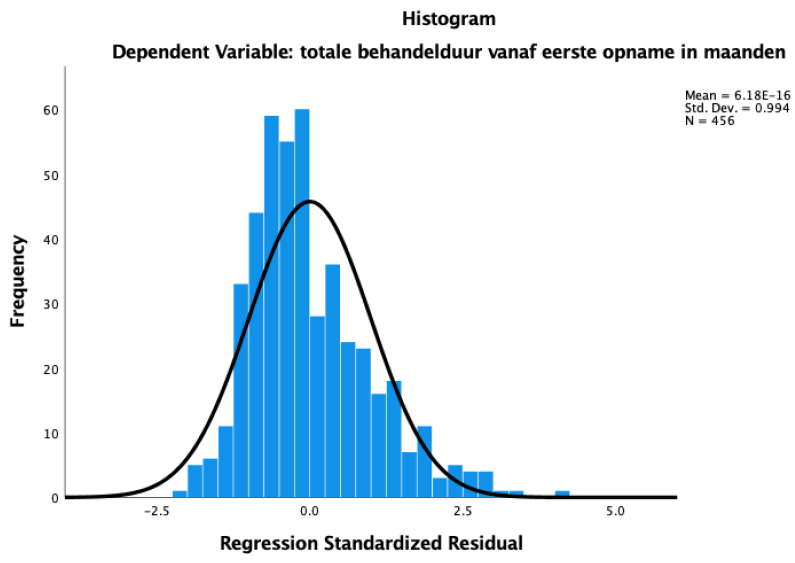
Model	Dimension	Eigenvalue	Condition Index	(Constant)	Burgerlijkstaat_dummies	Variance Proportions			
						tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	Typedelict_groepen	Netwerk_dummy	Interactieuteindein delijk_X1X2
1	1	1.774	1.000	.15	.13	.14			
	2	.731	1.558	.00	.65	.44			
	3	.494	1.894	.84	.22	.42			
2	1	2.430	1.000	.02	.05	.05	.02		
	2	.774	1.772	.01	.80	.01	.04		
	3	.706	1.856	.01	.08	.89	.02		
	4	.090	5.204	.96	.07	.05	.92		
3	1	2.953	1.000	.01	.03	.03	.02	.03	
	2	.876	1.836	.00	.34	.32	.01	.09	
	3	.739	1.999	.00	.56	.45	.00	.01	
	4	.354	2.889	.02	.00	.12	.17	.71	
	5	.078	6.141	.97	.07	.08	.80	.16	
4	1	3.594	1.000	.00	.01	.01	.01	.01	.01
	2	1.067	1.835	.00	.24	.28	.00	.01	.01
	3	.741	2.203	.00	.64	.37	.00	.00	.00
	4	.409	2.962	.03	.02	.26	.07	.05	.02
	5	.165	4.669	.13	.08	.04	.07	.12	.17
	6	.025	12.028	.84	.01	.03	.85	.82	.79

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

Casewise Diagnostics^a

Case Number	Std. Residual	totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden	Predicted Value	Residual
1	3.422	276	113.77	162.226
3	4.106	314	119.37	194.633
19	3.128	259	110.70	148.295

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden



BIJLAGE 2.4: BEREKENING HELLINGEN

Om de moderatie te onderzoeken, worden de regressievergelijkingen van de vier groepen bepaald. Deze vergelijkingen tonen hoe veranderingen in de onafhankelijke variabelen (type delict, antisociale invloed van het netwerk en het interactie-effect tussen beide) veranderingen in de afhankelijke variabele (behandelduur, y) beïnvloeden. Type delict en netwerkinvloed worden gemodelleerd als dummy-variabelen. Een score van 0 op type delict geeft aan dat er een zedendelict is gepleegd, terwijl een score van 1 een niet-zedendelict aangeeft. Voor de antisociale invloed van het netwerk betekent een score van 0 dat de negatieve invloed vanuit het netwerk afwezig is, terwijl een score van 1 duidt op de aanwezigheid van deze invloed. Het eindmodel, die staat afgebeeld hieronder, wordt gebruikt om de regressievergelijkingen van de vier groepen op te stellen.

4	(Constant)	124.518	8.295		15.011	<.001		
	Burgerlijkestaat_dummies	-7.302	5.947	-.058	-1.228	.220	.963	1.038
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	8.662	5.571	.074	1.555	.121	.941	1.063
	Typedelict_groepen	-13.813	8.601	-.114	-1.606	.109	.428	2.338
	Netwerk_dummy	13.134	10.298	.136	1.275	.203	.187	5.353
	Interactieuiteindelijk_X1X ₂	-11.425	11.354	-.118	-1.006	.315	.156	6.394

a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

Groep 1: Zedendelinquenten (score 0) met een antisociaal netwerk (score 1)

$$E(y) = 124.518 - 13.134x_2 = 137.652$$

Groep 2: Niet-zedendelinquenten (score 1) met een antisociaal netwerk (score 1)

$$E(y) = 124.518 - 13.813x_1 + 13.134x_2 - 11.425x_1x_2 = 112.414$$

Groep 3: Zedendelinquenten (score 0) zonder een antisociaal netwerk (score 0)

$$E(y) = 124.518$$

Groep 4: Niet-zedendelinquenten (score 1) zonder een antisociaal netwerk (score 0)

$$E(y) = 124.518 - 13.813x_1 = 110.705$$

In tabel 4 staat de gemiddelde behandelduur van de vier groepen. Zedendelinquenten met een antisociaal netwerk hebben ongeveer een behandelduur van 137 maanden, dus ongeveer 11 jaar. Dit is langer dan niet-zedendelinquenten met een antisociaal netwerk. Zij hebben een behandelduur van ongeveer 112 maanden, dus ongeveer 11 jaar. Dit is gecontroleerd voor de overige omstandigheden. Zedendelinquenten zonder een antisociaal netwerk hebben ongeveer een behandelduur van 124 maanden en niet-zedendelinquenten zonder een antisociaal netwerk worden ongeveer 110 maanden behandeld. Kortom, zedendelinquenten met een antisociaal netwerk hebben de langste behandelduur, als de overige omstandigheden gelijk blijven.

Tabel 4: Gemiddelde behandelduur in maanden voor zedendelinquenten tegenover niet-zedendelinquenten voor de aan- en afwezigheid van het antisociale netwerk.

<i>Behandelduur</i>	<i>Aanwezigheid antisociale invloed netwerk</i>	<i>Afwezigheid antisociale invloed netwerk</i>
<i>Zeden</i>	137	124
<i>Niet-zeden</i>	112	110

BIJLAGE 3: ASSUMPTIECONTROLE EN UITSCHIETERS

Bijlage 3 bevat de uitgebreide bespreking van de controle van de assumpties in model 4, zoals uiteengezet in het resultatenhoofdstuk. Daarnaast zal er gekeken worden naar de multicollineariteit. Tot slot wordt een extra analyse gemaakt om eventuele uitbijters te detecteren.

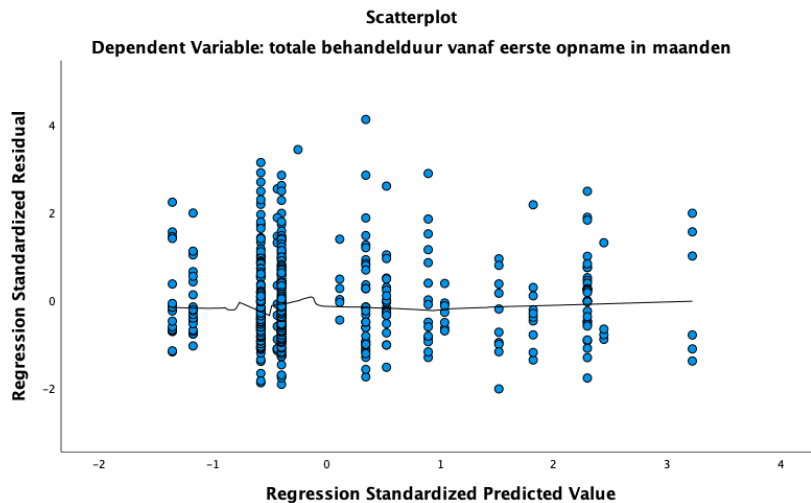
BIJLAGE 3.1: ASSUMPTIES

3.1.1. Onafhankelijke observaties

Er is sprake van een aselechte steekproef. Er is geen samenhang tussen de cases als gevolg van een getrapte steekproef of huishoudens met meerdere geïnterviewde personen. In het geval van de dataverzameling van tbs-patiënten is dit van toepassing omdat elke patiënt onafhankelijk van de anderen wordt behandeld en beoordeeld. Hierdoor is de ene waarneming niet statistisch afhankelijk van de andere. Dit betekent dat er aan de eerste assumptie is voldaan.

3.1.2. Lineariteit

De residual regression plot in figuur 1 vertoont een lineair patroon, met een willekeurige verdeling van de residuen rond de nullijn, wat aangeeft dat het gemiddelde van de residuen nul is voor elke set van x-waarden. De Loess-lijn, gebaseerd op dit gemiddelde, toont een evenredige verdeling van x-waarden boven en onder de lijn, wat bevestigt dat het gemiddelde van de residuen nul is. Echter, het opmerken van een concentratie van residuen aan één kant van de plot, samen met een kleine cluster rond de nullijn, wijst erop dat de verdeling niet volledig willekeurig is. Mogelijke uitbijters of invloedrijke punten kunnen hierbij een rol spelen en verdienen nader onderzoek. Niettemin, voldoet de plot aan de tweede aanname van lineaire regressie, aangezien er geen sprake is van een toenemende spreiding in het patroon van de wolk.



Figuur 3: Residual regression plot van de afhankelijke variabele behandelduur

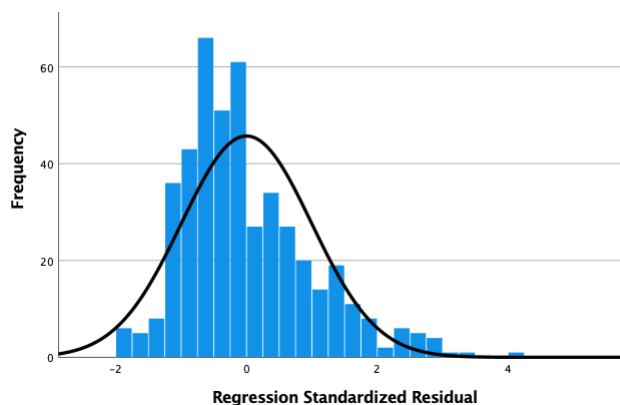
3.1.3. Homoscedasticiteit

Uit de scatterplot in figuur 3 is duidelijk te zien dat de residuele variantie afneemt naarmate de waarden toenemen, wat wijst op een mogelijke schending van de homoscedasticiteitsassumptie. Hoewel er een kleine clustering te zien is tussen de waarden -1 en 0, is de constante conditionele standaarddeviatie niet significant geschonden. Er is geen sprake van een patroon in de wolk waarbij de spreiding toeneemt, en er is ook geen systematische afwijking van de horizontale Loess-lijn. Hierdoor lijkt de standaarddeviatie constant voor alle waarden van de x-en, waardoor voldaan wordt aan de homoscedasticiteitsassumptie. Op basis hiervan kunnen we concluderen dat ook aan de derde assumptie wordt voldaan.

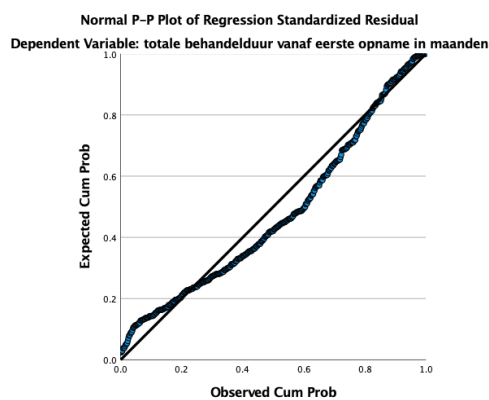
3.1.4. Normaliteit

Als de observaties normaal verdeeld zijn met een constante voorwaardelijke standaarddeviatie, zullen ook de residuen normaal verdeeld zijn. Om dit te controleren, wordt gekeken naar de afwijkingen van nul in het histogram. Volgens de normale veronderstelling hebben de residuen een standaardnormale distributie: ze hebben een klokvorm, een gemiddelde van nul en een standaarddeviatie van één. Het gemiddelde van de residuals is inderdaad 0, en de standaarddeviatie is ongeveer 1 ($SE = 0.994$). Het histogram in figuur 4 is gepiekt rondom het gemiddelde en heeft een rechtsscheve verdeling. Als het histogram een piek heeft rondom het gemiddelde, suggereert dit dat de

residuen over het algemeen dicht bij nul zijn geconcentreerd. Een rechtsscheve verdeling betekent dat er meer waarden aan de linkerkant van het gemiddelde (lagere residuen) zijn dan aan de rechterkant (hogere residuen). Dit wordt ook weergegeven in de PP-plot in figuur 5, waar de punten een kleine slinger hebben in het midden. De punten slingeren niet systematisch, en de slinger wordt weer rechtgetrokken. De residuals lopen rondom de regressielijn. Hierdoor kan er vastgesteld worden dat de residuals normaal verdeeld zijn. Dit betekent dat er aan de assumptie wordt voldaan.



Figuur 4: Histogram regression standardized residual.



Figuur 5: PP-plot van de afhankelijke variabele behandelduur.

3.2.1. Multicollineariteit

Multicollineariteit verwijst naar de mate van correlatie tussen twee of meer verklarende variabelen. Zoals te zien is in bijlage 2.2, vertonen de variabelen geen sterke onderlinge correlatie. Om dit te verifiëren, zijn de VIF-scores berekend. De VIF-scores geven aan hoeveel keer de variantie toeneemt door de samenhang tussen de x-variabelen. De algemene vuistregel is dat de VIF-score onder de 4 moet liggen. De VIF-scores van type delict ($VIF=2.34$), burgerlijke staat ($VIF=1.04$), en eerdere veroordeling ($VIF=1.056$) zijn kleiner dan

4, wat aangeeft dat er geen sprake is van ernstige multicollineariteit. De twee variabelen met een hogere VIF-score zijn netwerkinvloed ($VIF=5.35$) en het interactie-effect tussen type delict en netwerkinvloed ($VIF=6.39$). Aangezien netwerkinvloed bestaat uit een schaal van acht binaire variabelen, is het mogelijk dat deze variabelen sterk gecorreleerd zijn. Dit kan leiden tot problemen bij de interpretatie van de individuele effecten van de variabelen en kan de VIF-scores verhogen, waardoor de gevonden effecten lastig te generaliseren zijn. Ook hebben interactie-effecten vaak te maken met hoge multicollineariteit. Desalniettemin wijken de twee VIF-scores niet veel af van 4. Een VIF-score van tien duidt op ernstige multicollineariteit. Beide scores liggen onder de tien, wat betekent dat de VIF-scores enigszins acceptabel zijn. De vier modellen met de VIF-scores worden hieronder weergegeven.

```
REGRESSION /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N /MISSING LISTWISE /STATISTICS
COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) /NOORIGIN
/DEPENDENT Totale_behandelduur /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies
first_offender /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender
Typedelict_groepen /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender
Typedelict_groepen Netwerk_dummy /METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies
first_offender Typedelict_groepen Netwerk_dummy Interactieuiteindelijk_X1X2
/SCATTERPLOT=(*ZRESID,*ZPRED) /RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)
/CASEWISE PLOT(ZRESID) OUTLIERS(3).
```

		Coefficients ^a									
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients			Correlations			Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)	114.566	2.607		43.941	<.001					
	Burgerlijkestaat_dummies	-4.948	5.747	-.041	-.861	.390	-.036	-.041	-.041	.992	1.008
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	6.182	5.336	.055	1.159	.247	.051	.055	.055	.992	1.008
2	(Constant)	133.858	5.362		24.962	<.001					
	Burgerlijkestaat_dummies	-8.768	5.725	-.072	-1.532	.126	-.036	-.072	-.071	.966	1.035
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	4.009	5.271	.035	.761	.447	.051	.036	.035	.982	1.018
	Typedelict_groepen	-22.545	5.505	-.193	-4.095	<.001	-.185	-.190	-.189	.961	1.041
3	(Constant)	131.080	6.107		21.463	<.001					
	Burgerlijkestaat_dummies	-8.463	5.734	-.070	-1.476	.141	-.036	-.070	-.068	.963	1.039
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	5.040	5.382	.045	.936	.350	.051	.044	.043	.942	1.061
	Typedelict_groepen	-22.209	5.517	-.190	-4.026	<.001	-.185	-.187	-.186	.957	1.045
4	(Constant)	126.422	7.967		15.868	<.001					
	Burgerlijkestaat_dummies	-8.443	5.736	-.069	-1.472	.142	-.036	-.069	-.068	.963	1.039
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	5.279	5.390	.047	.979	.328	.051	.046	.045	.940	1.064
	Typedelict_groepen	-16.613	8.257	-.142	-2.012	.045	-.185	-.095	-.093	.427	2.341
	Netwerk_dummy	12.227	9.875	.132	1.238	.216	.046	.058	.057	.188	5.318
Interactieuiteindelijk_X1X2	-9.922	10.893	-.106	-.911	.363	-.061	-.043	-.042	.157	6.364	

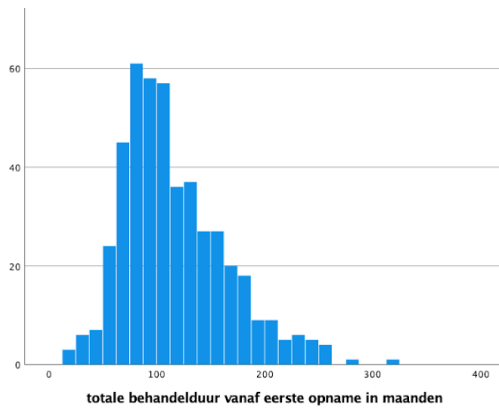
a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

BIJLAGE 3.2: MISSENDE DATA-ANALYSE

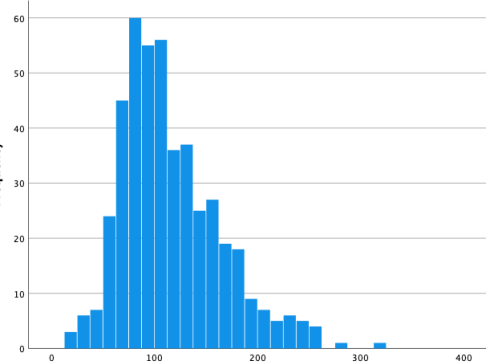
De dataset bestond oorspronkelijk uit 468 cases. In totaal zijn er twaalf cases verwijderd. De afhankelijke variabele behandelduur, de onafhankelijke variabele type delict en de controle variabele eerdere veroordeling hebben twee missende waarden. De controle variabele burgerlijke staat heeft de meeste missende waarden, dit zijn er tien. Netwerkinvloed heeft daarentegen geen missende waarden. De cases die een missende waarde hebben op een van de vijf variabelen, worden uit de dataset gefilterd. Dit zijn in totaal twaalf cases. Na het verwijderen van deze cases bestaat de dataset uit 456 cases. Hieronder staat de syntax van het verwijderen van deze waarden. Ook worden de statistieken gegeven voor en na het verwijderen van de data. Deze output heeft grote overlap met bijlage 1.

```
RECODE RES_1 (SYSMIS=0) (ELSE=1) INTO Res_1Nieuw. EXECUTE.  
  
USE ALL. COMPUTE filter_$(Res_1Nieuw = 1). VARIABLE LABELS filter_$(Res_1Nieuw = 1  
(FILTER)'. VALUE LABELS filter_$(0 'Not Selected' 1 'Selected'). FORMATS filter_$(f1.0).  
FILTER BY filter_$. EXECUTE.
```

***Behandelduur**

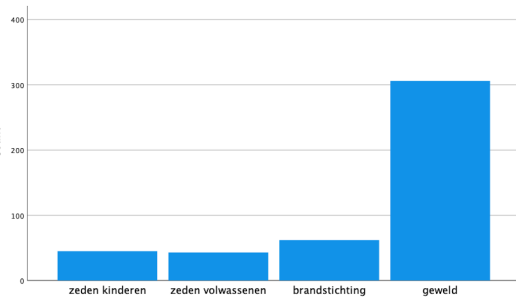


N	Valid	466
	Missing	2
Mean		116.50
Median		107.50
Std. Deviation		48.110
Minimum		22
Maximum		314



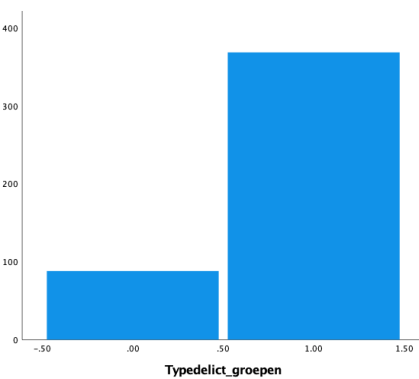
N	Valid	456
	Missing	0
Mean		116.12
Median		106.50
Std. Deviation		48.069
Minimum		22
Maximum		314

***Type delict**



Type delict waarvoor patient tbs heeft gekregen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	zeden kinderen	45	9.6	9.7	9.7
	zeden volwassenen	43	9.2	9.2	18.9
	brandstichting	63	13.5	13.5	32.4
	geweld	315	67.3	67.6	100.0
Total		466	99.6	100.0	
Missing	System	2	.4		
Total		468	100.0		



Typedelict_groepen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Zeden	88	19.3	19.3	19.3
	Niet-zeden	368	80.7	80.7	100.0
Total		456	100.0	100.0	

*Netwerkinvloed

Negatieve invloed door personen met geweldadige/antisociale denkbeelden

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	373	79.7	79.7	79.7
	ja	95	20.3	20.3	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die vaak vechten

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	407	87.0	87.0	87.0
	ja	61	13.0	13.0	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met bovenmatig alcohol gebruik

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	358	76.5	76.5	76.5
	ja	110	23.5	23.5	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die aan kinderporno doen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	462	98.7	98.7	98.7
	ja	6	1.3	1.3	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met bovenmatig drugsgebruik

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	332	70.9	70.9	70.9
	ja	136	29.1	29.1	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die inbreken, stelen of fraude plegen

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	333	71.2	71.2	71.2
	ja	135	28.8	28.8	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen met excessief promiscue seksueel gedrag

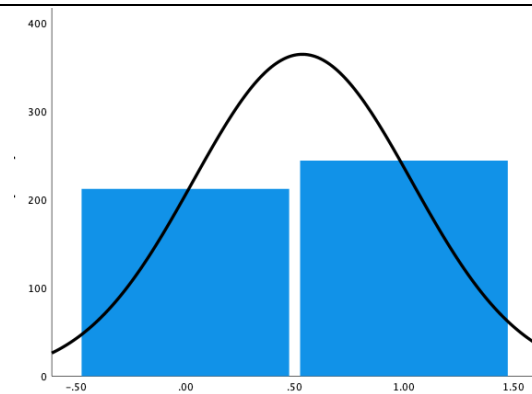
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	436	93.2	93.2	93.2
	ja	32	6.8	6.8	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Negatieve invloed door personen die aan vernielen/vandalisme doen

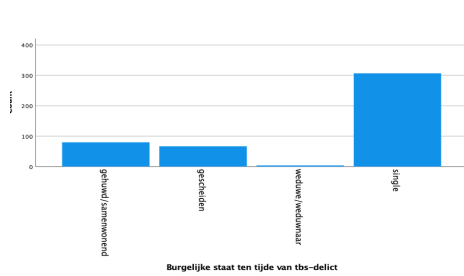
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nee	407	87.0	87.0	87.0
	ja	61	13.0	13.0	100.0
Total		468	100.0	100.0	

Netwerkschaal_gedicho

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	212	46.5	46.5	46.5
	1.00	244	53.5	53.5	100.0
Total		456	100.0	100.0	



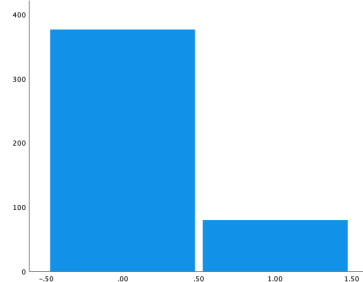
*Burgerlijke staat



Frequency Table

Burgerlijke staat ten tijde van tbs-delict

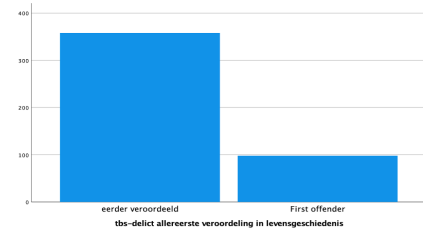
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	getrouwd/samenwonend	80	17.1	17.5	17.5
	gescheiden	67	14.3	14.6	32.1
	weduwe/weduwnaar	4	.9	.9	33.0
	single	307	65.6	67.0	100.0
	Total	458	97.9	100.0	
Missing	999	10	2.1		
	Total	468	100.0		



Burgerlijkestaat_dummies

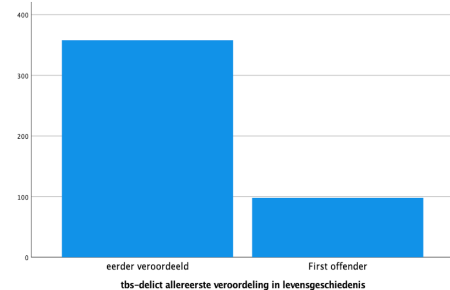
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Gescheiden / weduwe / alleenstaand	376	82.5	82.5	82.5
	Gehuwd / samenwonend	80	17.5	17.5	100.0
	Total	456	100.0	100.0	

*Eerdere veroordeling



tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	eerder veroordeeld	367	78.4	78.8	78.8
	First offender	99	21.2	21.2	100.0
	Total	466	99.6	100.0	
Missing	System	2	.4		
	Total	468	100.0		



tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	eerder veroordeeld	358	78.5	78.5	78.5
	First offender	98	21.5	21.5	100.0
	Total	456	100.0	100.0	

Over het algemeen zijn twaalf missende waarden in een dataset van 468 erg laag. Wanneer we kijken naar de univariate statistieken van de behandelduur en de frequentieverdelingen van de binaire variabelen, blijken de oorspronkelijke resultaten nauwelijks te verschillen van de uiteindelijke resultaten. Het gemiddelde en de standaarddeviatie van de behandelduur zijn bijna onveranderd gebleven. De burgerlijke staat bevat de meeste missende data. Verder zijn de ontbrekende gegevens redelijk gelijkmatig verdeeld over de variabelen, wat duidt op willekeurig ontbrekende gegevens. Er is geen sprake van mogelijk vertekende resultaten, waardoor generalisatie naar de populatie gerechtvaardigd is.

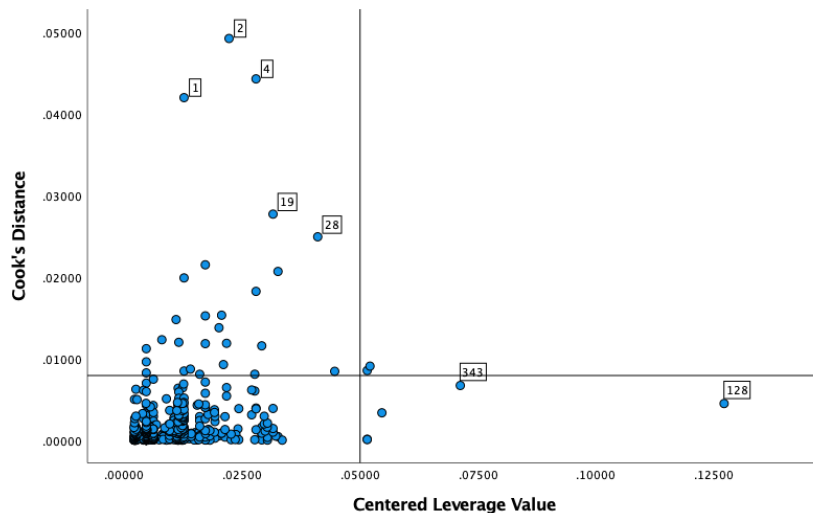
BIJLAGE 3.3: UITBIJTERS

In tabel 4 worden de meest extreme waarden van de onafhankelijke variabelen weergegeven uit model 4. De tabel bevat de standardized en studentized residuen, evenals de scores voor de leverage en Cook's distance. De individuele scores op leverage en cook's distance worden grafisch weergegeven in een plot. Op basis hiervan worden uiteindelijke invloedrijke punten in kaart gebracht. Uiteindelijk zal ik de regressie opnieuw uitvoeren zonder deze uitschieters.

Tabel 4: Meest extreme waarden onafhankelijke variabelen, met casenummer vermeld.

<i>Standardized ZRE</i>	<i>Studentized (SRE)</i>	<i>Leverage</i>	<i>Cook's distance</i>
4.05 (3)	4.07 (3)	0.13 (56)	0.05 (1)
3.34 (1)	3.43 (1)	0.07 (34)	0.04 (2)
3.1(19)	3.1 (19)	0.05 (80)	0.04 (3)
2.9 (2)	2.9 (2)	0.05 (22)	0.03 (4)
2.9 (20)	2.9 (20)	0.05 (24)	0.02 (5)

De standaarddeviatie van standardized en studentized is 1. De 99,7% interval heeft een grens van -3 tot 3. Alles wat daarbuiten valt, is een uitbijter. Cases 3, 1 en 19 liggen buiten de grens van 3 en zijn dus uitbijters. Deze worden ook weergegeven in de residual plot van bijlage 3.1.2, voornamelijk bij de bovengrens. Deze cases scoren zowel hoog op standardized en studentized, dus het zijn cases om rekening mee te houden. Case 1 en 3 scoren ook hoog op cook's distance. Cases 2 en 20 zijn geen uitbijters, maar scoren wel erg hoog op studentized en standardized. De vijf cases met de grootste scores op standardized, hebben ook de hoogste scores op studentized. Om uiteindelijk invloedrijke punten te detecteren worden de scores van de individuele observaties op de leverage en cook's distance weergegeven. Hieronder staat de plot met de individuele scores op leverage en cook's distance.



Figuur 6: Plot met leverage-waarden op de x-as en de Cook's distance waarden op de y-as.

De vuistregel waarmee er geconstateerd kan worden dat iets een hoge waarde heeft op leverage, is $3p/n$. De p is het aantal coëfficiënten in het model en de constante, en dit zijn er zeven. Deze score voor de vuistregel is dus 0.05. De eerste case scoort precies 0.05 ($h_i = 0.05$). Hierdoor is deze case een outlier in de x-richting. De overige vier cases scoren lager dan 0.05, hierdoor zijn het geen outliers. Dit betekent dat er maar een outlier is in de x-richting. Om enigszins een kanttekening te plaatsen, de leverage-waarde is niet erg groot. Het is net een outlier. Hierdoor zal het niet grote gevolgen hebben.

Cases die hoog scoren op cook's distance hebben invloed als ze groter zijn dan $4/n$ ($n = 456$). Dit is 0.008. Alle vijf de cases zijn groter dan 0.008. Hierdoor kan het mogelijk een probleem worden, waarbij ze uitbijters zijn in de x- en y-richting. Het gevolg hiervan is dat de R^2 kan dalen, en dat de helling verandert. Als een case een hoge score heeft op studentized residuals en leverage, dan is de CD extra hoog. Gegeven tabel 2, scoort geen een van de cases hoog op zowel studentized residuals als leverage. Toch zijn er ruim 20 cases die een hoge score hebben op de cook's distance. Mogelijk komt dit door de grote steekproef ($n = 456$), waardoor de drempelwaarde van de vuistregel erg laag is.

***Syntax verwijderen uitbijters**

```
USE ALL.
COMPUTE filter_$=((case ~= 1) & (case ~= 3) & (case ~= 19)).
VARIABLE LABELS filter_$ '(case ~= 1) & (case ~= 3) & (case ~= 19) (FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'. FORMATS filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE.
```


***Syntax regressieanalyse zonder uitbijters**

```

REGRESSION
/DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N
/MISSING LISTWISE /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT Totale_behandelduur
/METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender
/METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender Typedelict_groepen
/METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender Typedelict_groepen
Netwerk_dummy
/METHOD=ENTER Burgerlijkestaat_dummies first_offender Typedelict_groepen
Netwerk_dummy Interactieuiteindelijk_X1X2 /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)
/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)
/CASEWISE PLOT(ZRESID) OUTLIERS(3).
/SAVE RESID ZRESID.

```

***Syntax histogram zonder uitbijters**

```

GRAPH
/SCATTERPLOT(BIVAR)=LEV_1 WITH COO_1
/MISSING=LISTWISE.

```

Uiteindelijk is besloten om een nieuwe regressieanalyse uit te voeren waarbij de uitbijters werden verwijderd die meer dan drie standaarddeviaties van het gemiddelde afwijken. De cases 1, 3 en 19 zijn verwijderd. De dataset bevat nu, zonder de uitbijters, 453 cases. Hieronder wordt de samenvatting van het eindmodel weergegeven.

***Met uitbijters**

Model Summary ^e									
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			
						F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.083 ^a	.007	.003	48.007	.007	1.583	2	453	.207
2	.186 ^b	.034	.028	47.391	.027	12.864	1	452	<.001
3	.190 ^c	.036	.027	47.406	.002	.711	1	451	.400
4	.195 ^d	.038	.027	47.405	.002	1.013	1	450	.315

a. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies

b. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen

c. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen, Netwerkschaal_gedicho

d. Predictors: (Constant), tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Burgerlijkestaat_dummies, Typedelict_groepen, Netwerkschaal_gedicho, Interactieuiteindelijk_X1X2

e. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

*Zonder uitbijters

Model Summary ^e										
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics				
						F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	.065 ^a	.004	.000	46.225	.004	.961	2	450		.383
2	.200 ^b	.040	.034	45.435	.036	16.773	1	449		<.001
3	.205 ^c	.042	.033	45.440	.002	.904	1	448		.342
4	.209 ^d	.044	.033	45.449	.002	.830	1	447		.363

- a. Predictors: (Constant), Burgerlijkestaat_dummies, tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis
 b. Predictors: (Constant), Burgerlijkestaat_dummies, tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Typedelict_groepen
 c. Predictors: (Constant), Burgerlijkestaat_dummies, tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Typedelict_groepen, Netwerkschaal_gedicho
 d. Predictors: (Constant), Burgerlijkestaat_dummies, tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis, Typedelict_groepen, Netwerkschaal_gedicho, Interactieuiteindelijk_X1X²
 e. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

*Met uitbijters

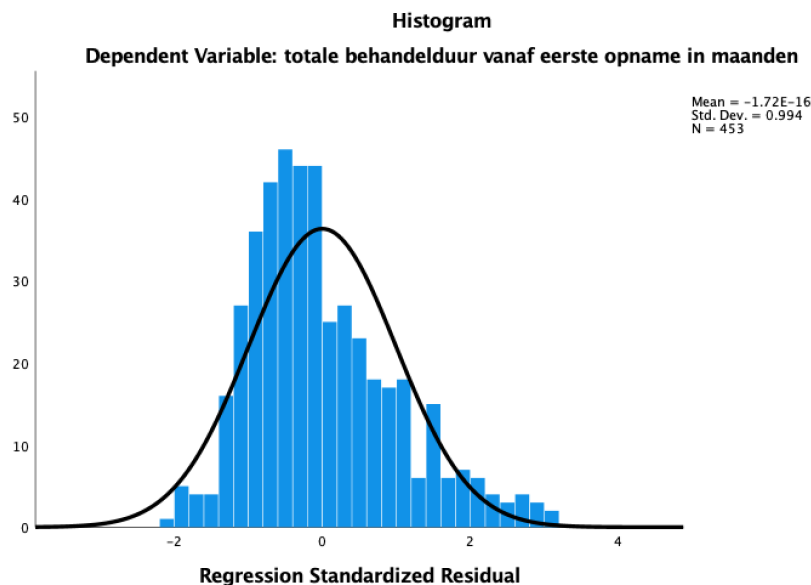
4	(Constant)	124.518	8.295		15.011	<.001				
	Burgerlijkestaat_dummies	-7.302	5.947	-.058	-1.228	.220	.963	1.038		
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	8.662	5.571	.074	1.555	.121	.941	1.063		
	Typedelict_groepen	-13.813	8.601	-.114	-1.606	.109	.428	2.338		
	Netwerkschaal_gedicho	13.134	10.298	.136	1.275	.203	.187	5.353		
	Interactieuiteindelijk_X1X ²	-11.425	11.354	-.118	-1.006	.315	.156	6.394		

- a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden

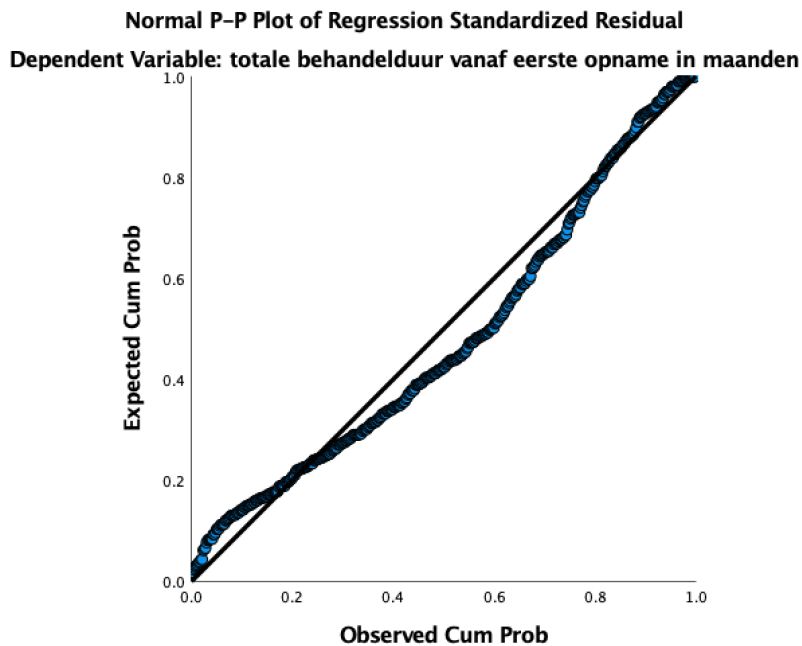
*Zonder uitbijters

4	(Constant)	126.422	7.967		15.868	<.001				
	Burgerlijkestaat_dummies	-8.443	5.736	-.069	-1.472	.142	-.036	-.069	-.068	.963
	tbs-delict allereerste veroordeling in levensgeschiedenis	5.279	5.390	.047	.979	.328	.051	.046	.045	.940
	Typedelict_groepen	-16.613	8.257	-.142	-2.012	.045	-.185	-.095	-.093	.427
	Netwerk_dummy	12.227	9.875	.132	1.238	.216	.046	.058	.057	.188
	Interactieuiteindelijk_X1X ²	-9.922	10.893	-.106	-.911	.363	-.061	-.043	-.042	.157

- a. Dependent Variable: totale behandelduur vanaf eerste opname in maanden



Figuur 7: Histogram van de afhankelijke variabele behandelduur zonder uitbijters



Figuur 8: PP-plot van de afhankelijke variabele behandelduur zonder uitbijters

Bij het bekijken van de modelsamenvatting zien we een lichte verbetering in de R^2 . Over het geheel genomen bleven de resultaten echter hetzelfde. In het eindmodel is te zien dat de hellingen van eerdere veroordeling, netwerkinvloed en de interactie in het model zonder de uitbijters zijn gedaald. Daarentegen is de helling van burgerlijke staat en type delict gestegen. Ondanks het verwijderen van deze uitschieters zijn de gevonden resultaten over het algemeen onveranderd gebleven. Zo verschilt het histogram in figuur 7 en de PP-plot in figuur 8 niet van de output in bijlage 2.3. Dit duidt erop dat de resultaten niet significant zijn beïnvloed door enkele uitschieters, waardoor de resultaten beter generaliseerbaar zijn.

BIJLAGE 4: GEBRUIK KUNSTMATIGE INTELLIGENTIE

In dit onderzoek is er gebruik gemaakt van Chat GPT, oftewel AI-software. Per hoofdstuk zal ik uitleggen op welke manier hiervan gebruik is gemaakt. Ik heb voornamelijk naar Chat GPT gegrepen tijdens het schrijven van de resultaten en het zoeken van synoniemen voor woorden. In deze paragraaf zal ik toelichten waarvoor ik het heb gebruikt en dat ik bewust bezig ben geweest met mijn academische integriteit.

Inleiding

In de inleiding heb ik Chat GPT erg weinig gebruikt. Ik begin altijd mijn inleiding met een stuk actualiteit over het onderwerp, zoals een nieuwsartikel of een wetenschappelijk onderzoek. Hiervoor kan je Chat GPT niet gebruiken. Ik heb gevraagd naar enkele synoniemen van woorden en een complete uitleg over recidive en parafilie. Ook heb ik gevraagd naar een voorbeeldbron over de effectiviteit van de behandeling van tbs. Chat GPT gaf me deze bron: *'Van Nieuwenhuizen, C., Claessen, P., & Barelds, D. P. (2012). Effectiveness of long-term forensic psychiatric treatment: A review of the literature. Clinical Psychology Review, 32(5), 437-450'*. Deze bron heb ik opgezocht en hij bestaat alleen niet. Als ik vroeg wat hier precies werd onderzocht, dan beschreef Chat GPT *'Deze review van Van Nieuwenhuizen et al. onderzoekt verschillende studies die de effectiviteit van langdurige forensische psychiatrische behandeling, waaronder TBS, evalueren'*. Als ik hierover had doorgevraagd en deze tekst gekopieerd had in mijn Bachelorwerkstuk, dan had ik een fictieve bron in mijn tekst. Dit heeft me gerealiseerd dat Chat GPT erg onbetrouwbaar kan zijn en dat ik altijd de bronnen moet controleren die het programma mij geeft.

Theorie

Voor de theorie heb ik gevraagd of Chat GPT nog wetenschappelijke bronnen heeft voor de invloed van het netwerk bij zedenzaken. De letterlijke vraag die ik heb gesteld is: *'Heb je een wetenschappelijke bron voor de invloed van het netwerk bij zedenzaken?'* Het antwoord dat ik kreeg was het advies om wetenschappelijke tijdschriften en rapporten van onderheidinstanties te bestuderen. Verder heb ik gevraagd naar een specifieke bron over de invloed van trouwen op crimineel gedrag. Burgerlijke staat is een van mijn controlevariabelen en ik zocht naar meer theorie hierover. Chat GPT gaf mij de bron

Sampson, R. J., & Laub, J. H. (1990). *Crime and deviance over the life course: The salience of adult social bonds*. *American Sociological Review*, 55(5), 609-627. Ik heb dit onderzoek zelf opgezocht en uiteindelijk gebruikt voor mijn Bachelorwerkstuk. Dit artikel kwam ook ter sprake bij Criminaliteit & Veiligheid, dus ik wist dat het een bestaand onderzoek zou zijn.

Methode

Voor de methode heb ik Chat GPT gebruikt voor de statistiek. Zo heb ik aan Chat GPT gevraagd hoe je een schaalscore kan maken voor de modererende variabele *antisociale invloed van het netwerk*. Ook heb ik gevraagd hoe je een interactie-effect kan maken en hoe je deze variabelen moet centreren. Hieronder heb ik een screenshot toegevoegd van mijn vraag en de stappen die ik van Chat GPT kreeg.

You
Ik wil een interactie-effect maken in SPSS tussen type delict (dummy variabele) en netwerkinvloed (schaal variabele van acht dummies, bij elkaar opgeteld). Hoe doe ik dit? Er staat ook dat ik ze moet centreren. Welke stappen moet ik volgen?

ChatGPT
Om een interactie-effect tussen een dummyvariabele (zoals type delict) en een schaalvariabele (zoals netwerkinvloed) te maken in SPSS, volg je deze stappen:

1. Centreren van de variabelen:

- Open je dataset in SPSS.
- Klik op "Transform" in de menubalk bovenaan.
- Kies "Compute Variable".
- Voer een nieuwe variabele in voor het gecentreerde type delict. Klik op de knop "Reset" om de syntax te genereren en typ vervolgens de formule voor het centreren van de variabele, bijvoorbeeld:

```
scss                                                                    Copy code
cent_type_delict = type_delict - mean(type_delict).
```

- Herhaal dit proces voor de netwerkinvloedschaalvariabele.

Figuur 9: Stappen die Chat GPT geeft om een interactie-effect in SPSS te maken.

Deze stappen heb ik uiteraard gecontroleerd bij mijn Statistiek docenten. Uiteindelijk bleek de manier die Chat GPT beschreef om te centreren niet te kloppen. Zo beschreef hij dat je met '-MEAN' het gemiddelde van de variabelen eraf kon trekken. Dit was niet het geval. Hierdoor ben ik erg voorzichtig geweest met het volgen van de stappen binnen SPSS. Als ik een knop niet kon vinden, dan vroeg ik het aan Chat GPT. Bijvoorbeeld hoe je direct een spreidingsdiagram maakt in een regressieanalyse. Voorheen zocht ik dit voornamelijk op Google of YouTube. Ondanks dat het mij letterlijk de stappen geeft, heb ik het altijd gecontroleerd bij de tutors. Hierdoor ben ik bewust bezig geweest met het feit dat een softwareprogramma mijn statistische analyse kan beschrijven, maar dat het niet altijd hoeft te kloppen.

Resultaten

Ook voor de resultaten heb ik Chat GPT voor het statistische gedeelte gebruikt. Zo heb ik gevraagd hoe je een regressieanalyse kon maken waarbij de vier modellen werden gemaakt, de PP-plot, histogram en spreidingsdiagram. Hierdoor had ik in een keer een groot deel van de input voor de bijlagen. Ook heb ik gevraagd of ZPRED of ZRESID op de x- of y-as moest staan, om de scatter dot te maken van de residuen. Hierbij zijn alle stappen gecontroleerd door de Statistiek docenten. Verder heb ik aan Chat GPT gevraagd hoe je correlaties kon berekenen tussen een continue en een dummy variabele. In het antwoordenboek van Statistiek stond 'correlatie en t-toets'. Vervolgens heb ik aan Chat GPT gevraagd hoe je die t-toets kon doen en welke correlatie dit precies moest zijn. Ondanks dat Chat GPT de juiste correlatie heeft gegeven, is het nagevraagd tijdens het werkcollege van Statistiek.

Conclusie en discussie

Voor mijn conclusie en discussie heb ik Chat GPT nauwelijks gebruikt. Ik heb gevraagd naar een synoniem van sociale uitsluiting, en Chat GPT gaf als suggestie 'sociale isolatie'.

Concluderend, ik vind Chat GPT erg handig, maar de kwaliteit wordt niet gewaarborgd. In het begin vond ik het heel prettig dat de stappen binnen SPSS voor mij werden uitgeschreven. Op Google en YouTube kwam vaak een lastige Engelse tekst met een gedateerde versie van SPSS. Toch gaf Chat GPT mij regelmatig de verkeerde stappen, waardoor ik hier uiteindelijk mee ben gestopt. Alle stappen die ik als enigszins betrouwbaar zag, werden gecontroleerd met de statistiek docenten. Ook vond ik het een fijn idee dat Chat GPT mij bronnen kon aanraden, waar ik normaal lang voor aan het zoeken was. Desondanks, zorgt het ook voor veel verwarringen. Zo heeft Chat GPT mij fictieve bronnen aangeraden. Doordat ik altijd alle stappen kritisch heb beoordeeld en heb gecontroleerd op de kwaliteit, vind ik dat ik mijn verantwoordelijkheid als onderzoeker heb genomen. Ik heb de taken van het Bachelorwerkstuk niet te veel gedelegeerd aan Chat GPT, ik heb het instrumenteel gebruikt. Ondanks dat ik tijdens het schrijven van de resultaten snel heb gegrepen naar Chat GPT, heb ik altijd alles wetenschappelijk laten controleren. Toen ik verder in het stadium van het schrijven was, heeft het mij steeds meer laten inzien dat ik moet oppassen met het programma. Als derdejaars sociologie student heb je een sociologische verbeeldingskracht en een kritische blik die Chat GPT niet heeft.