



university of
 groningen

faculty of behavioural
 and social sciences

De invloed van werkuren, leeftijd en opleidingsniveau op de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid

Naam:	Loïs Pool
Studentnummer:	S4520432
Opleiding:	Master Sociologie
Faculteit:	Gedrags- en Maatschappijwetenschappen
Universiteit:	Rijksuniversiteit Groningen
Studiejaar:	2021/2022
Interne begeleider:	W. J. Kiekens
Referent:	Z. Lippényi
Datum:	15 november 2022

Samenvatting

Steeds meer mensen werken met flexibele arbeidscontracten in Nederland. Hierdoor kunnen mensen onzekerheid over het behoud van de baan in de toekomst ervaren, waardoor de mentale gezondheid kan verslechteren. Eerder onderzoek heeft de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid aangetoond, maar de associatie is niet eerder onderzocht voor Friesland. Met dit onderzoek kunnen er daarom uitspraken geformuleerd worden over Friese mensen en de (eventuele) invloed van het Friese paradox. In dit onderzoek wordt onderzocht in hoeverre baanonzekerheid de mentale gezondheid van mensen beïnvloedt. Daarnaast wordt in kaart gebracht of dit verband sterker is voor bepaalde groepen mensen. Hierbij worden parttimers/fulltimers, mensen met verschillende leeftijden en mensen met verschillende opleidingsniveaus onderzocht in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Samengenomen toetst dit onderzoek allereerst of baanonzekerheid kan leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid. Vervolgens is onderzocht of het verband sterker kan zijn voor mensen die minder uren per week werken in vergelijking met mensen die meer uren per week werken, voor oudere mensen in vergelijking met jongere mensen en voor laagopgeleide mensen in vergelijking met hoogopgeleide mensen. Er is gebruik gemaakt van paneldata van het Fries Sociaal Planbureau. Deze paneldata is een representatieve steekproef van de inwoners van Friesland ($N = 760$). Middels een hiërarchische lineaire regressieanalyse is naar voren gekomen dat baanonzekerheid kan leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid ($B = -0,52; p < 0,001$). Uit deze analyse is ook naar voren gekomen dat er geen significant verschil is tussen aantal werkuren, leeftijden en opleidingsniveaus in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid.

Trefwoorden: baanonzekerheid, mentale gezondheid, flexibilisering, werkuren, leeftijd, opleidingsniveau.

Inhoud

Samenvatting.....	2
1. Inleiding	4
2. Theoretisch Kader	7
2.1 De Relatie Tussen Baanonzekerheid en Mentale Gezondheid	7
2.2 Empirische Evidentie	8
2.3 Verschillen Naar Aantal Werkuren	9
2.4 Leeftijdsverschillen	10
2.5 Verschillen Naar Opleidingsniveau.....	11
2.6 Conceptueel Model en Hypothesen.....	13
3. Methoden	14
3.1 Panel Fryslân	14
3.2 Huidige Sample.....	15
3.3 Operationalisering	15
3.4 Analyseopzet	17
3.5 Databewerkingen.....	18
3.5.1 Missende Waarden	18
4. Resultaten.....	19
4.1 Beschrijvende Statistieken	19
4.2 Bivariate Statistieken	20
4.3 Hiërarchische Lineaire Regressieanalyse	21
5. Conclusie en Discussie.....	24
5.1 Duiding Uitkomsten en Terugkoppeling Hypothesen	24
5.2 Alternatieve Verklaringen Voor Nulbevindingen	24
5.3 Beperkingen en Toekomstig Onderzoek	26
Literatuurlijst.....	28
Bijlage 1: Assumptiecontrole	34
Bijlage 2: Figuren Assumptiecontrole.....	36
Figuur 1: Spreidingsdiagram.....	36
Figuur 2: Histogram	36
Figuur 3: PP-plot.....	37

1. Inleiding

Aan het begin van de jaren '70 en '80 was de werkgelegenheid in Nederland relatief hoog en hadden mensen snel uitzicht op een vast contract. Zo'n 85% van de Nederlandse beroepsbevolking had in deze tijd een vaste aanstelling (Beukenholdt, 2017). Het was gebruikelijk om de gehele carrière werkzaam te zijn bij dezelfde organisatie waarbinnen men carrière kon maken (Beukenholdt, 2017). Tegenwoordig komt het minder vaak voor dat mensen werken met een vaste aanstelling en werken veel mensen daarentegen met een flexibel contract in Nederland (Vollebregt, 2021). Bij een flexibel contract ligt het niet vast hoe veel uur de werknemer werkt en kan het gaan om een arbeidsovereenkomst voor bepaalde of onbepaalde tijd (Werk, z.d.). In 2022 hebben 770.000 mensen oftewel 8,2% van de werkende bevolking een flexibel of tijdelijk contract in Nederland (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2022). De flexibilisering van arbeid biedt voordelen voor werkgevers. Werkgevers kunnen een bepaalde mate van vrijheid ervaren in het personeelsverloop, omdat zij gemakkelijker de kwantiteit van het personeel kunnen aanpassen (De Jong, Wiezer & Joling, 2008). Werkgevers maken hiervoor gebruik van flexibele arbeidscontracten, zoals uitzendkrachten, oproepkrachten en tijdelijke krachten (De Jong, Wiezer & Joling, 2008).

Waar de flexibilisering van arbeid voordelen oplevert voor werkgevers, kan de flexibilisering van arbeid voor werknemers gezien worden als een probleem (De Witte en Näswall, 2003). Een belangrijk effect van flexibilisering is namelijk dat werknemers kunnen kampen met onzekerheden over het behoud van hun baan in de toekomst, oftewel het ervaren van baanonzekerheid (Sverke & Hellgren, 2002). Baanonzekerheid wordt gedefinieerd als een algemene bezorgdheid over het voortbestaan van de huidige baan in de toekomst (Sverke & Hellgren, 2002). Baanonzekerheid heeft dus betrekking op mensen die werkzaam zijn bij een organisatie en zich onzeker voelen over hun toekomst bij de huidige organisatie.

Een belangrijk negatief effect van het ervaren van baanonzekerheid is dat het een belastend effect kan hebben op iemands mentale gezondheid. Onderzoek laat namelijk zien dat baanonzekerheid een negatief effect kan hebben op baantevredenheid, betrokkenheid en gezondheid van werknemers (Sverke et al., 2002). Mentale gezondheid kan op vele manieren gedefinieerd worden. In het huidige onderzoek verstaan we onder mentale gezondheid de algehele psychische toestand van mensen. Voorbeelden van een slechte(re) mentale gezondheid zijn het ervaren van mentale gezondheidsklachten, zoals depressie, burn-out en angststoornissen (Zimmerman, 2022). Mensen met een slechtere mentale gezondheid kunnen minder goed in staat zijn om, onder andere, werkzaamheden te verrichten op de werkvloer (Zimmerman, 2022).

Meerdere onderzoeken hebben de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid onderzocht, maar vele onderzoeken zijn verouderd (Van Vuuren, 1990; Dekker & Schaufeli, 1995; Sverke et al., 2002; Cheng & Chan, 2008; De Jong, Wiezer & Joling, 2008). Daarnaast is de arbeidsmarkt sterk aan het veranderen en werken meer mensen met flexcontracten (Vollebregt, 2021). Mensen die werken met flexcontracten kunnen meer baanonzekerheid ervaren dan mensen die niet werken met flexcontracten (Hosseini et al., 2020). Hierdoor is het relevant om te onderzoeken of de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid is veranderd. Het is denkbaar dat in tijden waarin de arbeidsmarkt steeds flexibeler wordt de mentale gezondheid van mensen minder of zelfs niet verslechterd wanneer baanonzekerheid wordt ervaren, omdat de norm kan zijn veranderd oftewel mensen zijn gewend geraakt aan het ervaren van meer baanonzekerheid. Dit huidige onderzoek draagt daarom bij aan de bestaande wetenschappelijke kennis doordat gebruik wordt gemaakt van recente data, afkomstig uit een tijd waarin er sprake is van een hoge mate van flexibilisering op de arbeidsmarkt.

Daarnaast maakt dit huidige onderzoek gebruik van Friese data en kan daarom gezien worden als een aanvulling op eerdere onderzoeken, omdat vooralsnog geen soortgelijk onderzoek gepubliceerd is met Friese data. Hierdoor kunnen er uitspraken geformuleerd worden over Friesland wat betreft de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid in tijden van flexibilisering van de arbeidsmarkt. Om een beter beeld te krijgen van de arbeidssituatie in Friesland wordt een korte beschrijving gegeven van de arbeidssituatie in Friesland. De beroeps- en niet-beroepsbevolking van Friesland bedraagt 481.000 mensen en van deze mensen werken daadwerkelijk 340.000 mensen oftewel 70,7% van de bewoners van Friesland is werkzaam in 2022 (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2022). Verder is gebleken dat zo'n 21% van de banen in Friesland bestaan uit flexibele banen in 2019, wat relatief hoog is. Dit komt overeen met ongeveer 48.518 banen (Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport, 2020). Aangezien iets meer dan 1 op de 5 banen in Friesland bestaat uit flexibele banen kan het van belang zijn om de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid te onderzoeken in Friesland.

Het is interessant om de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid onder Friese mensen te onderzoeken, omdat in Friesland sprake is van de Friese paradox (Fries Sociaal Planbureau, 2020). Dit houdt in dat Friesland hoog scoort op tal van welzijnsindicatoren en consequent laag scoort op zaken die de sociaaleconomische status bepalen, zoals inkomen en opleiding (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2020). Dit wordt ook wel het Fries paradox genoemd oftewel het sociaaleconomisch minder hebben, maar toch gelukkiger zijn dan Nederlanders in de resterende provincies (Koopmans, 2020). Normaliter wordt namelijk verwacht dat een minder goede welvaart het geluksgevoel negatief beïnvloedt. Mogelijke verklaringen voor het Fries paradox kunnen de rust en ruimte zijn die zorgen voor een beter welzijn van de inwoners van Friesland (Fries Sociaal Planbureau, 2020). Een tweede mogelijke verklaring kan gevonden worden in de sterke sociale cohesie in Friesland. Mensen in Friesland schijnen een groot sociaal netwerk te hebben waarbij het vertrouwen in de medemens groot is (Fries Sociaal

Planbureau, 2020). Tot slot is er sprake van een sterke egalitaire provincie. Zo zijn er bijvoorbeeld relatief minder mensen met een hoog inkomen en ook de sociale en culturele verschillen lijken klein te zijn in de provincie. Als mensen vaak worden geconfronteerd met grote ongelijkheid kan dit een negatieve invloed hebben op het ervaren van geluk (Fries Sociaal Planbureau, 2020). Doordat mensen in Friesland hier relatief weinig last van hebben ervaren zij eerder geluk (Fries Sociaal Planbureau, 2020). Door deze oorzaken van het Friese paradox kan de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid kleiner of zelfs niet aanwezig zijn in Friesland (Koopmans, 2020).

De associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid kan voor bepaalde groepen mensen in de samenleving verschillen, omdat mensen kunnen beschikken over verschillende werknemerskenmerken en/of baankenmerken. Voorbeelden van werknemerskenmerken zijn leeftijd en opleidingsniveau. Werkuren van mensen vallen onder baankenmerken. In Nederland wordt veelal gesproken over parttime en fulltime werk en daarom is het van belang om het aantal werkuren mee te nemen in het huidige onderzoek (Dalen, 2022). Zo wordt in dit huidige onderzoek gekeken naar mensen met verschillende werkuren, leeftijden en opleidingsniveaus. Deze groepen zijn gekozen omdat zij belangrijke werknemerskenmerken en baankenmerken zijn die het negatieve effect van baanonzekerheid op de mentale gezondheid kunnen bufferen. Zo kunnen jongere mensen, hoogopgeleide mensen en mensen die fulltime werken over meer werkbronnen beschikken dan oudere mensen, laagopgeleide mensen en mensen die parttime werken (Keuzenkamp et al., 2009; Kooij, 2010; De Weert & De Witte, 2004). Kortom, mensen met verschillende werkuren, leeftijden en opleidingsniveaus kunnen verschillend omgaan met baanonzekerheid waardoor het negatieve effect op de mentale gezondheid verschillend kan zijn.

Al met al heeft dit geleid tot de volgende hoofdvraag: 'In hoeverre beïnvloedt baanonzekerheid de mentale gezondheid van mensen en wat is de invloed van het aantal werkuren, leeftijd en opleidingsniveau van mensen op deze associatie?.'

Leeswijzer

In het volgende hoofdstuk wordt dieper ingegaan op baanonzekerheid en mentale gezondheid en hun onderlinge relatie. Daarnaast wordt aandacht besteed aan de invloed van het aantal werkuren, leeftijd en opleidingsniveau in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Op basis hiervan worden hypothesen en conceptuele modellen opgesteld. Hoofdstuk 3 focust zich op de data en de methoden die gebruikt worden om de hypothesen te toetsen. In Hoofdstuk 4 worden de Resultaten besproken. In het laatste hoofdstuk worden de bevindingen en beperkingen beschreven en worden aanbevelingen gegeven voor toekomstig onderzoek.

2. Theoretisch Kader

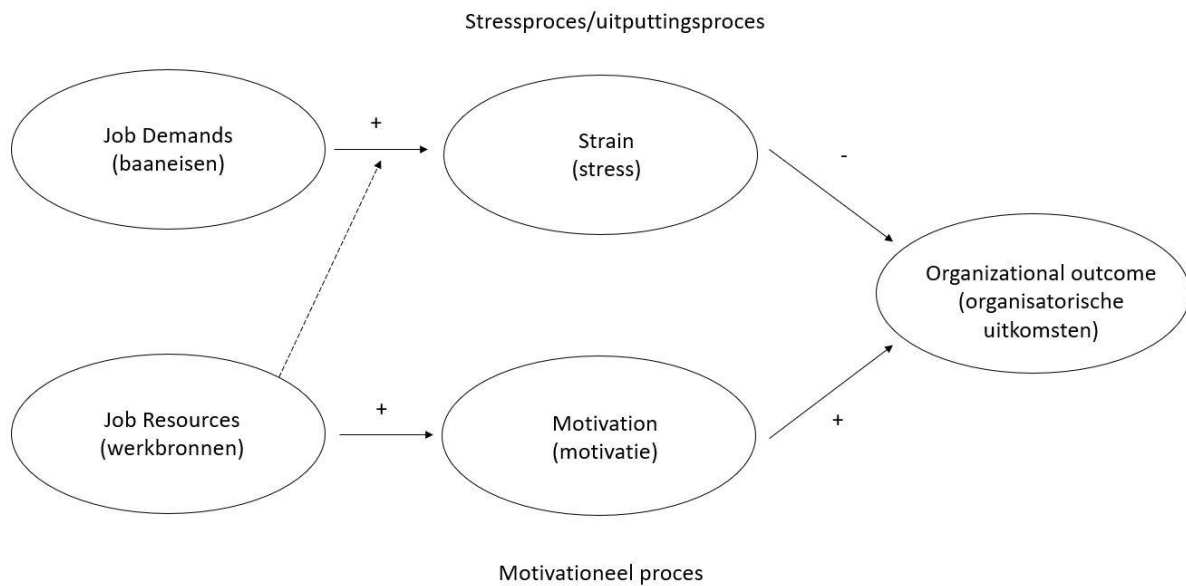
2.1 De Relatie Tussen Baanonzekerheid en Mentale Gezondheid

Het Job Demands-Resources Model (JD-R Model) kan de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid verklaren, (zie Figuur 1; Bakker, & Demerouti, 2006). Elk beroep heeft zijn eigen specifieke risicofactoren die verband houden met werkstress. Deze factoren kunnen worden ingedeeld in twee algemene categorieën. De eerste categorie bestaat uit baaneisen en verwijzen naar de fysieke, psychologische, sociale of organisatorische aspecten van het werk die fysieke en/of psychologische inspanning of vaardigheden vereisen. Naast een hoge werkdruk, een ongunstige fysieke omgeving en emotioneel veeleisende interacties met klanten is het ervaren van baanonzekerheid een voorbeeld van een baaneis. Hoewel baaneisen niet per definitie negatief zijn kunnen ze veranderen in werkstressoren wanneer het voldoen aan de baaneisen zorgt voor grote spanningen. De tweede categorie bestaat uit werkbronnen en verwijzen naar de fysieke, psychologische, sociale of organisatorische aspecten van de baan die functioneel zijn in het bereiken van werkdoelen. Daarnaast kunnen werkbronnen zorgen voor een vermindering van de baaneisen en de bijbehorende fysiologische en psychologische gevolgen. Ook kunnen werkbronnen persoonlijke groei, leren en ontwikkeling stimuleren. Enkele voorbeelden van werkbronnen zijn steun, autonomie, feedback, baanonzekerheid, salaris, carrière kansen en deelname aan besluitvorming (Bakker & Demerouti, 2006).

Het model wordt beschreven aan de hand van twee onderliggende psychologische processen die een rol spelen bij de ontwikkeling van stress en motivatie. In het eerste proces kunnen baaneisen, zoals het ervaren van baanonzekerheid, de mentale en fysieke hulpbronnen van werknemers uitputten en dit kan leiden tot stress/een slechtere mentale gezondheid. Dit wordt ook wel het stressproces genoemd. Het tweede proces is motiverend van aard, waarbij er wordt aangenomen dat werkbronnen een motiverend potentieel hebben en kunnen leiden tot veel werkbetrokkenheid, weinig cynisme en uitstekende prestaties. Goede feedback bevordert bijvoorbeeld het leren waardoor de beroepsbekwaamheid wordt vergroot. Op deze manier ontstaat er motivatie onder werknemers (Bakker & Demerouti, 2006).

Tot slot geeft het JD-R Model aan dat de interactie tussen baaneisen en werkbronnen belangrijk is voor de ontwikkeling van stress. Zo wordt er voorgesteld dat werkbronnen de impact van baaneisen, zoals baanonzekerheid, op stress kunnen bufferen. De moderator kan ervoor zorgen dat percepties en cognities die door dergelijke stressoren worden opgeroepen, de stressreacties veranderen die het beoordelingsproces of de gezondheidsschade verminderen. Een voorbeeld van een variabele die kan worden voorgesteld als potentiële buffer tegen stress is sociale steun. Sociale steun kan een grote invloed hebben op het stressproces en ervoor zorgen dat stress verminderd wanneer werknemers te maken hebben met hoge baaneisen, zoals baanonzekerheid (Bakker & Demerouti, 2006).

Figuur 1: Job Demands-Resources Model



2.2 Empirische Evidentie

Meerdere studies hebben de beschreven verbanden van het JD-R Model bevestigd. De eerste studies naar het JD-R Model zijn uitgevoerd in Nederland bij medewerkers van callcenters (Bakker, Demerouti & Schaufeli, 2003), productiemedewerkers (Bakker, Demerouti, De Boer & Schaufeli, 2003), administratieve medewerkers (Schaufeli & Bakker, 2004) en managers (Schaufeli, Bakker & Van Rhenen, 2009). Deze studies vonden bewijs voor zowel het stressproces als het motivationele proces. Zo is in de studie onder managers gevonden dat een toename van baaneisen, zoals overbelasting en emotionele eisen, stressreacties, zoals burn-out kunnen voorspellen (Schaufeli, Bakker & Van Rhenen, 2009). Ook werd bewijs gevonden voor het motivationele proces in deze studie. Zo kwam naar voren dat werkbronnen, zoals sociale steun en autonomie, motivatie voorspelden (Schaufeli, Bakker & Van Rhenen, 2009).

Deze positieve bevindingen zijn inmiddels internationaal en bij andere beroepen gerepliceerd. Zo liet een studie onder Finse tandartsen zien dat er een positief verband was tussen werkdruk en tijdsdruk (baaneisen) en de mate van burn-outklachten (Hakanen, Bakker & Schaufeli, 2006). Het stressproces werd dus ondersteund in deze studie. Tot slotte vond een studie onder leraren in Kaapstad een positieve associatie tussen wangedrag van leerlingen (baaneisen) en stressreacties, zoals burn-out gevonden. Daarmee werd dus bewijs gevonden voor het stressproces (Demerouti & Bakker, 2011). Kortom, verschillende studies ondersteunen de beschreven verbanden van het JD-R Model.

Ook voor het interactie-effect tussen baaneisen en werkbronnen is bewijs gevonden. Zo hebben Bakker et al. (2005) in hun onderzoek onder 1.000 medewerkers van een grote instelling voor hoger onderwijs gevonden dat werkoverbelasting, emotionele eisen, fysieke eisen en interferentie tussen werk en thuis

niet leidde tot hoge niveaus van burn-out als medewerkers autonomie ervaren, feedback kregen, sociale steun hadden en een hoogwaardige relatie met hun leidinggevende ervaarden. Hieruit kan geconcludeerd worden dat werkbronnen modererend kunnen werken op het negatieve effect van baaneisen op stress.

Wat betreft baanonzekerheid, onderzoek laat zien dat er een direct negatief verband bestaat tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Eerder onderzoek naar baanonzekerheid en algemeen welzijn laat zien dat baanonzekerheid kan leiden tot een slechter welzijn (Selenko & Batinic, 2013). Deze bevindingen zijn vijf jaar later opnieuw onderzocht en bevestigd in een replicatiestudie (Margerin et al., 2018). Zo is opnieuw bewijs gevonden dat baanonzekerheid negatief samenhangt met mentaal welzijn. Tot slot wees eerder onderzoek er ook al op dat onzekerheid over het behoud van werk een negatieve ervaring is en de gezondheid en het welzijn van mensen aantast (Van Vuuren, 1990). Het onderzoek van Van Vuuren (1990) laat zien dat sommige eerdere onderzoeken naar de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid verouderd zijn. Samengenomen laat eerder onderzoek zien dat er een direct negatief verband bestaat tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Hieruit kan de volgende hypothese geformuleerd worden: *Baanonzekerheid heeft een negatieve invloed op de mentale gezondheid (hypothese 1)*.

2.3 Verschillen Naar Aantal Werkuren

Het aantal werkuren van mensen kan worden gezien als een baankenmerk dat het negatieve effect van baanonzekerheid op de mentale gezondheid kan bufferen. Mensen die parttime werken en mensen die fulltime werken kunnen dus verschillend omgaan met baanonzekerheid waardoor de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid verschillend kan zijn voor beide groepen mensen (Romàn et al., 2004). Zo is naar voren gekomen dat deeltijdwerk negatieve gevolgen heeft voor het loon van zowel mannen als vrouwen (Romàn et al., 2004). Daarnaast blijken deeltijders en voltijders met een deeltijdervaring een grotere kans te hebben om te werken in banen met lagere functieniveaus (Romàn et al., 2004). Kortom, er bestaan verschillen tussen mensen die parttime werken en mensen die fulltime werken waardoor het effect van baanonzekerheid op mentale gezondheid anders kan zijn.

Het is te verwachten dat er verschillen bestaan tussen mensen die parttime werken en mensen die fulltime werken wat betreft de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Zo kan baanonzekerheid leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid, maar dit verband kan minder sterk zijn voor fulltime medewerkers dan voor parttime medewerkers. Mensen die fulltime werken beschikken over meer werkbronnen, zoals betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie, dan mensen die parttime werken (Keuzenkamp et al., 2009). Het Sociaal Cultureel Planbureau heeft hier aandacht aan besteed in hun rapport middels interviews met werkgevers. Hieruit is naar voren gekomen dat werknemers die parttime werken niet altijd aanwezig zijn bij vergaderingen en overleggen, waardoor veel informatie wordt gemist (Keuzenkamp et al., 2009). Daarnaast hebben werkgevers gesignaleerd dat

de betrokkenheid bij de organisatie van mensen die parttime werken verminderd doordat ze minder vaak aanwezig zijn en doordat het werk niet op de eerste plaats komt bij hen (Keuzenkamp et al., 2009). Werkbronnen, zoals betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie, kunnen de impact van baanonzekerheid (baaneis) op mentale gezondheid (stress) bufferen (Bakker & Demerouti, 2006). Kortom, als mensen die fulltime werken kampen met baanonzekerheid maar wel beschikken over werkbronnen, zoals betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie, dan kunnen zij beter omgaan met stress. Omdat parttime medewerkers minder betrokken zijn bij de besluitvorming van de organisatie hebben zij in geval van het ervaren van baanonzekerheid geen werkbron (betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie) die als buffer kan dienen tegen stress. Hierdoor wordt verwacht dat het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker is voor mensen die parttime werken dan voor mensen die fulltime werken.

Empirisch onderzoek ondersteund dat betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie de relatie tussen baaneisen en mentaal welzijn beïnvloedt. Eerder onderzoek onder Nederlandse artsen heeft onderzocht of de combinatie van hoge taakeisen en lage werkbronnen voorspellend is voor de disbalans tussen werk en thuis (Bakker et al., 2011). Uit dit onderzoek is naar voren gekomen dat betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie een significante moderator is van de positieve relatie tussen baaneisen en disbalans tussen werk en thuis. Kortom, betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie heeft daarom de impact tussen baaneisen en disbalans tussen werk en thuis gebufferd waardoor het negatieve effect van baaneisen op disbalans tussen werk en thuis kleiner is (Bakker et al., 2011). Op basis van de resultaten uit eerder onderzoek komt de volgende hypothese naar voren: *Baanonzekerheid heeft een negatieve invloed op de mentale gezondheid en dit verband is sterker voor parttimers dan voor fulltimers (hypothese 2).*

2.4 Leeftijdsverschillen

De leeftijd van mensen kan worden gezien als een werknemerskenmerk dat het negatieve effect van baanonzekerheid op de mentale gezondheid kan bufferen. Jongere en oudere mensen kunnen dus verschillend omgaan met baanonzekerheid waardoor de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid verschillend kan zijn. Zo is naar voren gekomen dat oudere mensen vaker een managementberoep hebben dan jongere mensen (Dirven & Bierings, 2015). Kortom, er bestaan verschillen tussen jongere en oudere mensen waardoor het effect van baanonzekerheid op mentale gezondheid anders kan zijn.

Het is te verwachten dat er verschillen bestaan tussen jongere en oudere mensen wat betreft de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Zo kan baanonzekerheid leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid, maar dit verband kan minder sterk zijn voor jongere mensen dan voor

oudere mensen. Jongere mensen beschikken over meer werkbronnen, zoals carrièrekansen, dan oudere mensen (Kooij, 2010). Uit eerder onderzoek is naar voren gekomen dat motieven gerelateerd aan uitdagend werk, het maken van promotie (carrièrekansen), het werken met mensen, erkenning en salaris afnemen naarmate iemand ouder wordt (Kooij, 2020). Werkbronnen, zoals carrièrekansen, kunnen de impact van baanonzekerheid (baaneis) op mentale gezondheid (stress) bufferen (Bakker & Demerouti, 2006). Kortom, als jongere mensen kampen met baanonzekerheid maar wel beschikken over werkbronnen, zoals carrièrekansen, dan krijgen jongeren minder te maken met stress. Oudere mensen gaan eerder met pensioen en daardoor zullen zij minder snel nog promotie/carrière maken in tegenstelling tot jongere mensen (Kooij, 2010). Als oudere mensen dan baanonzekerheid ervaren beschikken zij niet over carrièrekansen (werkbron) die als buffer kan dienen tegen stress. Hierdoor wordt verwacht dat het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker is voor ouderen dan voor jongeren.

Er wordt verwacht dat carrièrekansen een modererende, bufferende werking heeft in het positieve verband tussen baaneisen en stress. Eerder onderzoek onder 714 Nederlandse werknemers heeft de rol van drie werkbronnen (zelfeffectiviteit, organisatorisch zelfrespect en optimisme) uit het JD-R Model onderzocht en of deze werkbronnen de relatie tussen taakeisen en stress kunnen modereren. Deze studie heeft bevestigd dat de werkbronnen een modererende werking hebben op het stressproces binnen het JD-R Model (Xanthopoulou et al., 2007). Als carrièrekansen en werkbronnen op een vergelijkbare manier werken als in het eerdere onderzoek van Xanthopoulou et al., (2007) kan er verwacht worden dat er soortgelijke positieve relaties bestaan (Akkermans et al., 2013). Op basis van de resultaten uit eerder onderzoek komt de volgende hypothese naar voren: *Naarmate iemand ouder is neemt de negatieve invloed van baanonzekerheid op de mentale gezondheid toe (hypothese 3).*

2.5 Verschillen Naar Opleidingsniveau

Het opleidingsniveau van mensen kan worden gezien als een werknemerskenmerk dat het negatieve effect van baanonzekerheid op de mentale gezondheid kan bufferen. Laagopgeleide en hoogopgeleide mensen kunnen dus verschillend omgaan met baanonzekerheid waardoor de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid verschillend kan zijn. Zo blijkt dat in tijden van laagconjunctuur ongediplomeerden vaker dan de overige opleidingsgroepen in het huishouden terechtkomen (Gesthuizen, 2008). Kortom, er bestaan verschillen tussen laagopgeleide en hoogopgeleide mensen waardoor het effect van baanonzekerheid op mentale gezondheid anders kan zijn.

Het is te verwachten dat er verschillen bestaan tussen mensen die laagopgeleid zijn en mensen die hoogopgeleid zijn wat betreft de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Zo kan

baanonzekerheid leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid, maar dit verband kan minder sterk zijn voor hoogopgeleide mensen dan voor laagopgeleide mensen. Hoogopgeleide mensen beschikken over meer werkbronnen, zoals autonomie, dan laagopgeleide mensen (De Weert & De Witte, 2004). Zo is uit eerder onderzoek naar sociaaleconomische attitudes onder Vlaamse werknemers naar voren gekomen dat een lagere beroepspositie samenhangt met een lager opleidingsniveau, een lager inkomen en een beperktere mate aan autonomie op werk (De Weert & De Witte, 2004). Werkbronnen, zoals autonomie, kunnen de impact van baanonzekerheid (baaneis) op mentale gezondheid (stress) bufferen (Bakker & Demerouti, 2006). Kortom, als hoogopgeleide mensen kampen met baanonzekerheid maar wel beschikken over werkbronnen, zoals autonomie, dan krijgen hoogopgeleide mensen mogelijk minder te maken met een verslechtering van de mentale gezondheid. Laagopgeleide mensen werken vooral veel in persoonlijke dienstverlening, zoals in de schoonmaak, als winkelpersoneel, als chauffeur, als horecapersoneel en als verzorgende (De Graaf-Zijl et al., 2015). Dit zijn over het algemeen banen waarbij minder ruimte is om eigen keuzes te maken. Als laagopgeleide mensen dan baanonzekerheid ervaren hebben zij geen autonomie als werkbron die als buffer dient tegen stress. Hierdoor wordt verwacht dat het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker is voor laagopgeleide mensen dan voor hoogopgeleide mensen (Bakker & Demerouti, 2006).

Eerder onderzoek onder 1.012 medewerkers van een grote instelling voor hoger onderwijs heeft het buffereffect van werkbronnen op het verband tussen baaneisen en stress onderzocht en vond bewijs voor de voorgestelde interactie (Bakker et al., 2005). Er is bewijs gevonden dat hoge baaneisen niet heeft geleid tot stress als medewerkers autonomie ervaren op de werkvloer. Kortom, autonomie kan hebben geholpen bij het omgaan met de hoge baaneisen, waardoor stress minder is veroorzaakt (Bakker et al., 2005). Op basis van de resultaten uit eerder onderzoek komt de volgende hypothese naar voren: *Naarmate een werknemer lager is opgeleid neemt de negatieve invloed van baanonzekerheid op de mentale gezondheid toe (hypothese 4).*

2.6 Conceptueel Model en Hypothesen

Het doel van dit huidige onderzoek is om de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid te analyseren. Daarnaast wordt gekeken naar de verschillen tussen werkuren, leeftijden en opleidingsniveaus voor deze associatie (zie Figuur 2). Om de probleemstelling te kunnen beantwoorden wordt gebruik gemaakt van de volgende hypothesen:

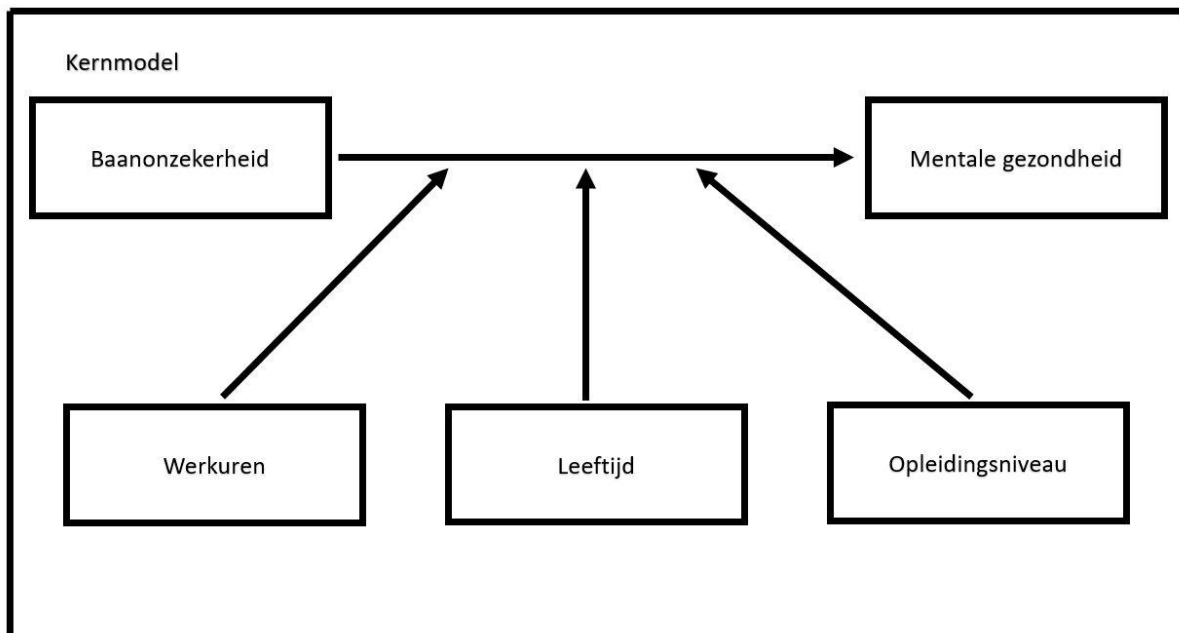
Hypothese 1: *Baanonzekerheid heeft een negatieve invloed op de mentale gezondheid.*

Hypothese 2: *Baanonzekerheid heeft een negatieve invloed op de mentale gezondheid en dit verband is sterker voor mensen die minder uren per week werken dan mensen die meer uren per week werken.*

Hypothese 3: *Naarmate iemand ouder is neemt de negatieve invloed van baanonzekerheid op de mentale gezondheid toe.*

Hypothese 4: *Naarmate een werknemer lager is opgeleid neemt de negatieve invloed van baanonzekerheid op de mentale gezondheid toe.*

Figuur 2: Conceptueel Model



Noot: er wordt gecontroleerd voor geslacht en geboorteland in alle analyses.

3. Methoden

3.1 Panel Fryslân

Het huidige onderzoek maakt gebruik van de paneldata van het Fries Sociaal Planbureau (FSP). Panel Fryslân bestaat uit een representatief sample van de inwoners van Friesland (Fries Sociaal Planbureau, 2022). Het doel van dit panel is om inzicht te krijgen in wat er speelt in de provincie en trends en ontwikkelingen binnen Friesland in kaart te brengen, te analyseren en te duiden. Hierdoor krijgen beleidsmakers/politici/overheden en de media goede en betrouwbare informatie over hedendaagse, sociale en maatschappelijke onderwerpen (Fries Sociaal Planbureau, 2022).

Het panel is tot stand gekomen door het trekken van een steekproef in een aantal stappen. In de eerste stap is bepaald dat de doelpopulatie van het panel de Friese bevolking van 18 jaar en ouder, niet-wonend in een instelling is. Voor de tweede stap is het steekproefkader vastgesteld en dat is de Basisregistratie Personen (BRP) waarin gemeenten persoonsgegevens bijhouden die niet vrij toegankelijk zijn. De derde stap vond plaats begin november 2018 en daarin zijn de burgemeesters van de 18 gemeenten in Friesland benaderd met het verzoek toestemming te geven voor het trekken van een steekproef. Aan de burgemeesters is verzocht om een aselechte steekproef te trekken na selectie op leeftijd (18 jaar en ouder), woonvorm (niet-wonend in een instelling) en een oversampling van personen tussen de 18-35 jaar. Hier is voor gekozen omdat personen tussen de 18-35 jaar doorgaans ondervertegenwoordigd zijn in panels en daarnaast sneller uitvallen. In deze stap zijn gegevens van 31.960 personen opgevraagd, evenredig verdeeld over de 18 gemeenten van de provincie Friesland. Dit is 6% van de totale Friese bevolking van 18 jaar en ouder (Fries Sociaal Planbureau, 2019).

De vierde stap omvat het aanmelden bij het panel. Mensen in de steekproef hebben zich kunnen aanmelden bij het panel door middel van de aanmeldingsvragenlijst. Allereerst is er in februari 2019 een aankondigingsbrief inclusief informatieve folder met uitleg over het doel van het panel verstuurd naar de 31.960 personen. Vervolgens is er na twee weken een herinneringsbrief verstuurd. In beide brieven stond een persoonlijke inlogcode waarmee bewoners de aanmeldingsvragenlijst konden invullen. De bewoners moesten de aanmelding bevestigen door te klikken op een bevestigingslink die per mail werd verstuurd. Tijdens deze wervingsperiode was een telefoonteam beschikbaar om vragen te kunnen beantwoorden. Uiteindelijk hebben 2.608 mensen zich aangemeld (netto-steekproef). De respons is daarmee 8,2% (Fries Sociaal Planbureau, 2019).

Sinds het panel in 2019 is opgezet hebben panelleden zich kunnen uitschrijven en hebben nieuwe panelleden zich kunnen aanmelden. Hierdoor is het aantal mensen dat zich in het panel bevindt ieder moment anders. Mensen die zich willen aanmelden voor het panel dienen een intakevragenlijst in te vullen waarin wordt gevraagd naar achtergrondgegevens, zoals leeftijd, gender, opleidingsniveau etc.

zodat er uitspraken geformuleerd kunnen worden over verschillende groepen mensen, zoals jonge en oudere mensen. De onderwerpen die aan bod komen in de panelvragenlijsten volgen uit de onderzoeksagenda van het FSP, waarin belangrijke en actuele onderwerpen centraal staan. De vragenlijsten worden daarom ook gemaakt door het FSP en worden op drie manieren getest. Ten eerste worden ze inhoudelijk getest door experts (zowel binnen als buiten het FSP). Ten tweede worden de vragenlijsten getest op gebruikersgemak door proefpersonen de vragenlijst in te laten vullen en te voorzien van commentaar. Ten derde worden de vragenlijsten technisch getest door alle routing en het achterliggende programmeerwerk nogmaals na te lopen (Fries Sociaal Planbureau, 2019).

3.2 Huidige Sample

Voor dit huidige onderzoek wordt gebruik gemaakt van de panelvragenlijst ‘Corona in Fryslân 2020/4’ die panelleden tussen 22 september en 13 oktober 2020 konden invullen. In totaal hebben 2.723 respondenten de online vragenlijst volledig ingevuld. De gemiddelde tijd om de vragenlijst volledig in te vullen bedroeg 17 minuten (Fries Sociaal Planbureau, 2019). Voor dit huidige onderzoek zijn we geïnteresseerd in baanonzekerheid, mentale gezondheid en de moderatoren werkuren, leeftijd en opleidingsniveau. Respondenten met een leeftijd van boven de 66 jaar zijn verwijderd uit de steekproef ($n = 1414$), omdat deze respondenten de pensioengerechtigde leeftijd hebben bereikt. Respondenten die aangaven 80 uur of meer uren per week te werken zijn ook verwijderd uit de dataset, omdat de kans op een misopvatting van de vraag of het foutief beantwoorden van de vraag groot is ($n = 184$). Respondenten die 0 uur per week werken hadden ingevuld zijn niet meegenomen in de analyses en zijn daarom verwijderd uit de steekproef, omdat deze respondenten niet werkzaam blijken te zijn ($n = 80$). Tot slot zijn er mensen met missende waarden verwijderd. Dit wordt verderop in dit Hoofdstuk besproken en uitgelegd. De uiteindelijke steekproef is hierdoor uitgekomen op $N = 760$ respondenten.

3.3 Operationalisering

Baanonzekerheid

De onafhankelijke variabele baanonzekerheid is gemeten middels de volgende vraag: ‘Maakt u zich zorgen over het behoud van uw baan?’. De antwoordmogelijkheden waren 1 = ja en 2 = nee. Deze variabele is gehercodeerd tot 0 = nee en 1 = ja

Mentale gezondheid

De afhankelijke variabele mentale gezondheid is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘Hoe vaak ervaart u negatieve gevoelens, zoals somberheid, wanhoop, angst en neerslachtigheid?’. De antwoordmogelijkheden waren 1 = nooit, 2 = zelden, 3 = soms, 4 = vaak en 5 = altijd en 6 = weet ik niet/zeg ik liever niet ($n = 1$). De antwoordmogelijkheden zijn gespiegeld (1 = altijd, 2 = vaak, 3 = soms, 4 = zelden en 5 = nooit). Op deze manier reflecteert een lage score een slechte mentale gezondheid en

een hoge score een goede mentale gezondheid. Slechts één persoon heeft antwoordcategorie 6 ingevuld en er is daarom besloten om deze respondent te verwijderen uit de data. Tot slot is deze variabele gecentreerd om multicollineariteit te voorkomen.

Werkuren

De moderator aantal werkuren is afkomstig uit de intakevragenlijst die alle panelleden voorafgaand aan het onderzoek hebben ingevuld. Werkuren is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘Hoe veel uren betaald werk verrichten de volgende personen?’ Hier konden respondenten een antwoord invullen over henzelf, de hoofdkostwinner en de partner. ‘Ik werk gemiddeld’ is de vraag die voor dit huidige onderzoek gebruikt wordt. Respondenten konden tussen de 0-168 uren invullen. Deze variabele is opgedeeld in drie categorieën, namelijk 0 = parttime (6 t/m 32 uur), 1 = fulltime (33 t/m 40 uur) en 2 = overtime (41 t/m 70 uur).

Leeftijd

De moderator leeftijd is afkomstig uit de intakevragenlijst die alle panelleden voorafgaand aan het onderzoek hebben ingevuld. Leeftijd is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘In welk jaar bent u geboren?’. Respondenten konden bij deze vraag zelf een jaartal tussen de 1900 en 2021 invoeren om de vraag te beantwoorden. Om de leeftijd te berekenen wordt 2020 minus geboortjaar berekend. Deze variabele blijft in dit onderzoek een continue variabele. Tot slot is ook deze variabele gecentreerd.

Opleidingsniveau

De moderator opleidingsniveau is afkomstig uit de intakevragenlijst die alle panelleden voorafgaand aan het onderzoek hebben ingevuld. Opleidingsniveau is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘Wat is de hoogste opleiding die u heeft afgerond?’. De antwoordmogelijkheden waren 1 = basisonderwijs, 2 = praktijkonderwijs, 3 = voortgezet speciaal onderwijs (vso), 4 = vmbo, havo-onderbouw, vwo-onderbouw, mbo-1 (inclusief mavo, ulo, mulo, lts, lhno en vbo), 5 = havo-bovenbouw, vwo-bovenbouw (inclusief hbs en mms), 6 = mbo-2, mbo-3 en mbo-4, 7 = hbo-opleiding en 8 = universitaire opleiding. Deze variabele is door het FSP opgedeeld en aangeleverd in drie categorieën, namelijk laagopgeleid (categorieën 1 t/m 5, aangeleverd als 1), midden-opgeleid (categorie 6, aangeleverd als 2) en hoogopgeleid (categorie 7 en 8, aangeleverd als 3).

Geslacht

De controlevariabele geslacht is afkomstig uit de intakevragenlijst die alle panelleden voorafgaand aan het onderzoek hebben ingevuld. Geslacht is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘Wat is uw geslacht?’. De antwoordmogelijkheden waren 1 = man en 2 = vrouw en 3 = genderneutraal. Deze variabele is opgedeeld en aangeleverd door het FSP in twee categorieën, namelijk 1= man en 2 = vrouw. Deze variabele wordt gehercodeerd, waarbij 0 = vrouw en 1 = man.

Geboorteland

De controlevariabele geboorteland is afkomstig uit de intakevragenlijst die alle panelleden voorafgaand aan het onderzoek hebben ingevuld. Geboorteland is gemeten aan de hand van de volgende vraag: ‘Mijn geboorteland is’. Respondenten kregen een lijst met landen te zien waaruit gekozen kon worden, namelijk 1 = Nederland, in Friesland, 2 = Nederland, buiten Friesland, 3 = Turkije, 4 = Marokko-, 5 = Suriname, 6 = Nederlandse Antillen/Aruba, 7 = Bulgarije, 8 = Polen, 9 = Roemenië, 10 = Indonesië/voormalig Nederlands-Indië, 11 = Japan, 12 = Verenigde Staten/Canada, 13 = Australië/Nieuw-Zeeland, 14 = Afrika, 15 = Ander Europees land, 16 = Ander niet-Europees land, 17 = Weet ik niet en 18 = Wil ik niet zeggen. Deze variabele is opgedeeld en aangeleverd in vier categorieën door het FSP, namelijk 1 = Friesland, 2 = Nederland, 3 = Buitenland en 4 = Onbekend (n = 6). Van deze variabele is een dummy gemaakt waarbij 0 = migrant (categorie 3) en 1 = autochtoon (categorie 1 en 2). Slechts 6 respondenten hebben ‘onbekend’ als antwoord gegeven op deze vraag (antwoordcategorie 4) en er is daarom besloten om deze respondenten te verwijderen uit de data.

3.4 Analyseopzet

Allereerst wordt er een beschrijvende analyse gegeven van alle variabelen. Vervolgens wordt de samenhang tussen alle variabelen uit het model oftewel de bivariate statistieken in kaart gebracht. Om de hypothesen te toetsen wordt gebruik gemaakt een hiërarchische lineaire regressieanalyse. Er worden in totaal negen modellen geschat. De afhankelijke variabele is mentale gezondheid. De onafhankelijke variabele is baanonzekerheid. De moderators zijn werkuren, leeftijd en opleidingsniveau. De controlevariabelen zijn geslacht en geboorteland.

In Model 1 worden de effecten van de controlevariabelen op de afhankelijke variabele getoetst. Model 2 toetst de eerste hypothese, namelijk het hoofdeffect van baanonzekerheid op mentale gezondheid, gecontroleerd voor geslacht en geboorteland. In Model 3 wordt het hoofdeffect van aantal werkuren toegevoegd. Model 4 toetst de tweede hypothese, namelijk het modererende effect van aantal werkuren op de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid, gecontroleerd voor geslacht en geboorteland. In Model 5 wordt het hoofdeffect van leeftijd toegevoegd (ten opzichte van model 2). Model 6 toetst de derde hypothese, namelijk het modererende effect van leeftijd op de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid, gecontroleerd voor geslacht en geboorteland. In Model 7 wordt het hoofdeffect van opleidingsniveau toegevoegd (ten opzichte van model 2). Model 8 toetst de vierde hypothese, namelijk het modererende effect van opleidingsniveau op de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid, gecontroleerd voor geslacht en geboorteland. Model 9 bevat alle variabelen uit het model.

Vervolgens wordt de kwaliteit van model 9 (complete model) gecontroleerd door middel van het checken van vier assumpties, namelijk onafhankelijkheid, lineariteit, homoscedasticiteit en normaliteit. Daarnaast wordt gekeken naar multicollineariteit in de modellen en worden mogelijke outliers en invloedrijke punten in kaart gebracht en geanalyseerd. Een uitwerking hiervan is te vinden in Bijlage 1.

3.5 Databewerkingen

3.5.1 Missende Waarden

Ten eerste is gekeken naar missende waarden bij iedere variabele. Hieruit is naar voren gekomen dat alleen bij baanonzekerheid sprake is van missende waarden ($n = 278$). Om te kijken of er een significant verschil is tussen respondenten met missende waarden en respondenten zonder missende waarden zijn t-toetsen en Chi-kwadraat toetsen uitgevoerd met alle overige variabelen. Uit de t-toets tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid is geen significant verschil gevonden tussen respondenten met missende waarden en respondenten zonder missende waarden ($t(758) = 0,04$; $p = 0,97$). Dit betekent dat de respondenten zonder missende waarden niet significant verschillen in hun mentale gezondheid ($M = 3,89$, $SD = 0,85$) dan de respondenten met missende waarden ($M = 3,68$, $SD = 0,79$). Uit de Chi-kwadraat toets tussen baanonzekerheid en werkuren is wel een significant verschil gevonden tussen respondenten met missende waarden en respondenten zonder missende waarden ($X^2(2) = 2,54$; $p < 0,05$). Dit betekent dat de respondenten zonder missende waarden een significant lager aantal werkuren hebben dan de respondenten met missende waarden. Uit de t-toets tussen baanonzekerheid en leeftijd is ook een significant verschil gevonden tussen respondenten met missende waarden en respondenten zonder missende waarden ($t(758) = -4,91$; $p < 0,05$). Respondenten zonder missende waarden blijken een significant lagere leeftijd te hebben ($M = 47,24$, $SD = 0,69$) dan respondenten met missende waarden ($M = 55,83$, $SD = 0,97$). Uit de Chi-kwadraat toets tussen baanonzekerheid en opleidingsniveau is naar voren gekomen dat er geen significant verschil is tussen respondenten zonder missende waarden en respondenten met missende waarden ($X^2(2) = 3,70$; $p = 0,16$). Uit de Chi-kwadraat toets tussen baanonzekerheid en geslacht is ook geen significant verschil gevonden tussen respondenten zonder missende waarden en respondenten met missende waarden ($X^2(1) = 0,66$; $p = 0,42$). Tot slot is uit de Chi-kwadraat toets tussen baanonzekerheid en geboorteland geen significant verschil gevonden tussen respondenten zonder missende waarden en respondenten met missende waarden ($X^2(1) = 5,47$; $p = 0,14$). De 278 respondenten verwijderd uit het sample. Dit zal worden verantwoord in de Conclusie en Discussie (Hoofdstuk 5). De uiteindelijke steekproefgrootte komt uit op $N = 760$.

4. Resultaten

4.1 Beschrijvende Statistieken

In Tabel 1 zijn de beschrijvende statistieken van alle variabelen weergegeven. Ten eerste geeft 90,3% van de respondenten aan zich geen zorgen te maken over het behoud van hun baan tegenover 9,7% die zich wel zorgen maken over het behoud van hun baan. Ten tweede is naar voren gekomen dat de respondenten soms of zelden kampen met mentale gezondheidsklachten. Hieruit kan opgemaakt worden dat er niet vaak sprake is van een slechte mentale gezondheid in het sample. Deze variabele is linksscheef verdeeld ($M = 3,79$, $SD = 0,82$). Ten derde blijkt er een vrijwel gelijke verdeling te zijn van het aantal respondenten die parttime (44,5%) fulltime (46,8%) werken. Slechts een klein aantal respondenten blijkt meer dan 40 uur per week te werken (8,7%). Ten vierde is de gemiddelde leeftijd 53,05 jaar ($SD = 10,28$). Ten vijfde blijken veel respondenten hoogopgeleid te zijn (52,4%) wat opvallend is voor de provincie Friesland. Tot slot is er een minder gelijke verdeling te vinden van de variabele geboorteland, omdat slechts 8 respondenten (1.1%) geboren blijken te zijn in het buitenland. Dit is echter vrij normaal voor de provincie Friesland (De Vries, 2021).

Tabel 1: Beschrijvende Statistieken van alle opgenomen variabelen ($N = 760$)

Variabelen	Gemiddelde/ percentages	Standaarddeviatie	Minimum	Maximum	N
Baanonzekerheid					
0 = nee	90,3%				686
1 = ja	9,7%				74
Mentale gezondheid	3,79	0,82	1	5	760
Werkuren					
0 = parttime	44,5%				338
1 = fulltime	46,8%				356
2 = overtime	8,7%				66
Leeftijd	53,05	10,28	20	66	760
Opleidingsniveau					
1 = Laagopgeleid	9,2%				70
2 = Middelopgeleid	38,4%				292
3 = Hoogopgeleid	52,4%				398
Geslacht					
0 = vrouw	46,4%				353
1 = man	53,6%				407
Geboorteland					

0 = migrant	1.1%				8
1 = autochtoon	98,9%				752

4.2 Bivariate Statistieken

Om een eerste beeld van de relaties tussen de variabelen te krijgen worden de bivariate statistieken in kaart gebracht met behulp van verschillende toetsen (Tabel 2). Ten eerste is uit de t-toets een significant positief resultaat naar voren gekomen tussen mentale gezondheid en baanonzekerheid ($t(758) = 5,20$; $p < 0,01$). Dit betekent dat de mentale gezondheid van mensen die geen baanonzekerheid ervaren significant hoger is ($M = 3,84$, $SD = 0,80$) dan de mentale gezondheid van mensen die wel baanonzekerheid ervaren ($M = 3,32$, $SD = 0,86$). Ten tweede heeft de ANOVA-toets aangetoond dat er geen significant verband is tussen mentale gezondheid en werkuren ($F(2,757) = 1,27$; $p = 0,28$). Ten derde is er een significante, zwakke positieve correlatie gevonden tussen mentale gezondheid en leeftijd ($r = 0,14$; $p < 0,01$). Dit betekent mentale gezondheid positiever is onder oudere respondenten dan jongeren respondenten. Ten vierde heeft de ANOVA-toets aangetoond dat er geen significant en verband is tussen mentale gezondheid en opleidingsniveau ($F(2, 757) = 0,05$; $p = 0,95$).

Tabel 2: Bivariate statistieken tussen alle opgenomen variabele ($N = 760$)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
1. Mentale gezondheid	-	5,20** ^b	1,27 ^d	0,14** ^a	0,05 ^d	-2,11* ^b	0,74 ^b
2. Baanonzekerheid		-	0,77 ^c	1,54 ^b	0,48 ^c	0,02 ^c	2,14 ^c
3. Werkuren			-	0,02 ^d	7,54 ^c	251,53** ^c	0,24 ^c
4. Leeftijd				-	3,42* ^d	-2,36* ^b	1,02 ^b
5. Opleidingsniveau					-	9,93** ^c	0,11 ^c
6. Geslacht						-	0,04 ^c
7. Geboorteland							-

*Significant bij $p < 0,05$, **Significant bij $p < 0,01$
^a = Pearson correlatie, ^b = T-toets, ^c = Chi-kwadraat toets ^d = ANOVA-toets

4.3 Hiërarchische Lineaire Regressieanalyse

De hoofvraag van dit onderzoek gaat over de invloed van baanonzekerheid op mentale gezondheid en of deze associatie verschilt tussen mensen met verschillende werkuren, mensen met verschillende leeftijden en mensen met verschillende opleidingsniveaus. Ten eerste werd verwacht dat baanonzekerheid een negatieve invloed zal hebben op de mentale gezondheid (hypothese 1). Model 2 toetst deze verwachting en hieruit is naar voren gekomen dat hypothese 1 kan worden aangenomen: baanonzekerheid heeft een significant negatieve invloed op de mentale gezondheid ($B = -0,52$; $p < 0,001$). Dit betekent dat baanonzekerheid kan bijdragen aan een afname in de mentale gezondheid. Verder is model 2 in staat om 3,8% van de variantie in mentale gezondheid te verklaren.

Ten tweede werd verwacht dat baanonzekerheid een negatieve invloed heeft op de mentale gezondheid en dit verband sterker is voor mensen die minder uren per week werken dan mensen die meer uren per week werken (hypothese 2). Model 4 toetst deze verwachting en hieruit is naar voren gekomen dat hypothese 2 niet kan worden bevestigd. Zowel fulltimers als overtimers verschillen niet significant van parttimers in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid (*fulltime*: $B = -0,26$; $p = 0,21$; *Overtime*: $B = -0,53$; $p = 0,12$). Verder is model 4 in staat om 3,7% van de variantie in mentale gezondheid te verklaren. Tot slot heeft ook model 9 aangetoond dat hypothese 2 niet kan worden bevestigd (*fulltime*: $B = -0,29$; $p = 0,16$; *Overtime*: $B = -0,46$; $p = 0,18$).

Ten derde werd verwacht dat baanonzekerheid een negatieve invloed heeft op de mentale gezondheid en dit verband sterker was voor ouderen dan voor jongeren (hypothese 3). Model 6 toetst deze verwachting en hieruit is naar voren gekomen dat hypothese 3 niet kan worden bevestigd. Er is geen significant verschil gevonden van leeftijden op het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid ($B = 0,01$; $p = 0,58$). Verder is model 6 in staat om 5,2% van de variantie in mentale gezondheid te verklaren. Tot slot heeft ook model 9 aangetoond dat hypothese 3 niet kan worden bevestigd ($B = 0,01$; $p = 0,60$).

Ten vierde werd verwacht dat baanonzekerheid een negatieve invloed heeft op de mentale gezondheid en dit verband sterker is voor hoogopgeleiden dan voor laagopgeleiden (hypothese 4). Model 8 toetst deze verwachting en hieruit is naar voren gekomen dat hypothese 4 niet kan worden bevestigd. Zowel middel- als hoogopgeleiden verschillen niet significant van laagopgeleiden in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid (*Middel*: $B = 0,10$; $p = 0,79$; *Hoog*: $B = 0,05$; $p = 0,88$). Verder is model 8 in staat om 3,3% van de variantie in mentale gezondheid te verklaren. Tot slot heeft ook model 9 aangetoond dat hypothese 4 niet kan worden bevestigd (*Middel*: $B = 0,09$; $p = 0,80$; *Hoog*: $B = 0,11$; $p = 0,75$).

Tabel 3: Parametingschattingen voor acht regressiemodellen (N = 760)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6		Model 7		Model 8		Model 9		VIF
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	
Mentale gezondheid	0,15	0,29	0,28	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,25	0,29	0,24	0,29	0,29	0,30	0,29	0,30	0,18	0,30	
Geslacht	0,13*	0,06	0,12*	0,06	0,12	0,07	0,12	0,07	0,11	0,06	0,11	0,06	0,12	0,06	0,12	0,06	0,09	0,07	1,00
Geboorteland	-0,22	0,29	-0,30	0,29	-0,30	0,29	-0,30	0,29	-0,26	0,28	-0,26	0,29	-0,30	0,29	-0,30	0,29	-0,23	0,29	1,00
Baanonzekerheid			-0,52**	0,10	-0,52**	0,10	-0,52**	0,10	-0,50**	0,10	-0,50**	0,10	-0,52**	0,10	-0,58	0,32	-0,68	0,65	1,00
Fulltime					0,04	0,07											0,80	0,08	1,57
Overtime					-0,04	0,12											0,03	0,12	1,29
Baanonzekerheid X fulltime							-0,26	0,21									-0,29	0,21	2,32
Baanonzekerheid x overtime							-0,53	0,34									-0,46	0,35	1,42
Leeftijd									0,01**	0,00	0,01**	0,00					0,01**	0,00	0,10
Baanonzekerheid X leeftijd											0,01	0,01					0,01	0,01	0,03
Middelopgeleid													0,00	0,11	-0,01	0,11	0,02	0,11	1,00
Hoogopgeleid													-0,01	0,11	-0,12	0,11	0,01	0,11	1,00
Baanonzekerheid X middel opgeleid															0,10	0,36	0,09	0,36	1,00

Baanonzekerheid x hoogopgeleid															0,05	0,35	0,11	0,36	1,00
R2	0,007		0,042		0,042		0,046		0,057		0,057		0,042		0,042		0,063		
R2 adjusted	0,004		0,038		0,037		0,037		0,052		0,052		0,035		0,033		0,046		

*Significant bij $p < 0,05$, ** Significant bij $p < 0,0$

5. Conclusie en Discussie

5.1 Duiding Uitkomsten en Terugkoppeling Hypothesen

Het aantal flexibele arbeidscontracten is de afgelopen jaren toegenomen (Vollebregt, 2021). Hierdoor kunnen werknemers te maken krijgen met baanonzekerheid (Van Vuuren, 1990; Dekker & Schaufeli, 1995; Sverke et al., 2002; Cheng & Chan, 2008; De Jong, Wiezer & Joling, 2008). Eerder onderzoek heeft aangetoond dat het negatieve verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker kan zijn voor bepaalde groepen mensen, zoals mensen die parttimer werken in tegenstelling tot mensen die fulltimer werken, oudere mensen in tegenstelling tot jongere mensen en laagopgeleide mensen in tegenstelling tot hoogopgeleide mensen, echter is deze associatie nog niet onderzocht met een Fries sample. Het huidige onderzoek maakt daarom gebruik van data afkomstig uit Friesland waardoor er uitspraken geformuleerd kunnen worden over deze provincie. Er is onderzocht of baanonzekerheid kan leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid (hypothese 1) en of dit verband sterker kan zijn voor: parttimers (hypothese 2), ouderen (hypothese 3) en laagopgeleiden (hypothese 4) mensen.

Wat betreft hypothese 1, er is gevonden dat baanonzekerheid inderdaad kan leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid. Hiermee is hypothese 1 bevestigd. Het lijkt erop dat de oorzaken van het Friese paradox niet als een buffer hebben gewerkt tegen het negatieve effect van baanonzekerheid op mentale gezondheid, omdat ook in Friesland mensen die baanonzekerheid ervaren een slechtere mentale gezondheid hebben. Daarnaast is naar voren gekomen, tegen de verwachtingen van hypothese 2, 3 en 4 in, dat de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid niet sterker is voor parttimers, ouderen en laagopgeleide mensen. Hypothese 2, 3 en 4 zijn daarom verworpen. In de volgende paragraaf zal per moderator een mogelijke verklaring worden gegeven voor het ontbreken van significante verschillen.

5.2 Alternatieve Verklaringen Voor Nulbevindingen

Werkuren

Het JD-R Model toont aan dat baanonzekerheid kan leiden tot een verslechtering van de mentale gezondheid. Werkbronnen kunnen de impact van baaneisen op stress bufferen waardoor de mentale gezondheid niet verslechtert. Mensen die fulltime werken zouden over meer werkbronnen, zoals betrokkenheid bij de besluitvorming van de organisatie, beschikken waardoor de impact van baanonzekerheid op mentale gezondheid wordt gebufferd. Mensen die parttime werken zouden daarom minder worden betrokken bij de besluitvorming van de organisatie en daardoor over minder werkbronnen beschikken die kunnen dienen als buffer. Hierdoor zou het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker zijn voor mensen die parttime werken dan voor mensen die fulltime werken. Er kan echter getwijfeld worden aan dit mechanisme, omdat mensen die parttime

werken (vaak vrouwen) bewust parttime werken zodat zij tijd over houden voor andere zaken, zoals kinderen (Janssens, 2004; Björk et al., 2020). Hierdoor zouden mensen die parttime werken het minder erg kunnen vinden wanneer zij niet of minder worden betrokken bij de besluitvorming van de organisatie. Het effect van baanonzekerheid op mentale gezondheid verschilt hierdoor niet tussen mensen die parttime werken en mensen die fulltime werken. Dit zou een verklaring kunnen zijn voor het niet vinden van significante verschillen tussen mensen die parttime werken en mensen die fulltime werken in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid.

Leeftijd

Volgens het JD-R Model zou baanonzekerheid kunnen leiden tot stress oftewel een verslechtering van de mentale gezondheid. Werkbronnen kunnen de impact van baaneisen op stress bufferen waardoor de mentale gezondheid niet verslechterd. Jongeren zouden over meer werkbronnen, zoals carrièrekansen, beschikken waardoor de impact van baanonzekerheid op mentale gezondheid wordt gebufferd. Ouderen bereiken eerder de pensioengerechtigde leeftijd waardoor werkgevers hen minder snel carrièrekansen aan zullen bieden. Hierdoor zou het verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid sterker zijn voor ouderen dan voor jongeren. Er kan echter getwijfeld worden aan dit mechanisme, omdat oudere mensen vaak realistischere verwachtingen hebben van hun werk en hun toekomst bij de werkgever en daarnaast kunnen zij op grond van eerdere ervaringen beter in staat zijn om met negatieve gebeurtenissen om te gaan dan jongere mensen (Bos et al., 2011). Doordat oudere mensen beschikken over deze eigenschappen zouden zij beter in staat kunnen zijn om, om te gaan met minder carrièrekansen dan jongere mensen. Door dit mechanisme zouden oudere mensen niet per se een slechtere mentale gezondheid kunnen hebben dan jongere mensen. Dit zou een verklaring kunnen zijn voor het niet vinden van significante verschillen tussen oudere mensen en jongere mensen. Voor vervolgonderzoek wordt aangeraden om het mechanisme te toetsen zodat in kaart gebracht kan worden of oudere mensen daadwerkelijk positiever over hun bereikte positie en werkgever denken dan jongere mensen.

Opleidingsniveau

Een verklaring voor het niet vinden van significante verschillen tussen opleidingsniveaus in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid kan worden gevonden in de ‘status inconsistentie hypothese’ (Schaufelli, 1992). Volgens deze theorie kan een werknemer discrepantie ervaren tussen zijn sociale status en sociale positie. Zo hebben hoogopgeleide mensen vaak jaren gestudeerd om een bepaald beroep te mogen uitoefenen. Deze werknemers hebben zo een hoge sociale status opgebouwd. Wanneer een hoogopgeleid persoon dan baanonzekerheid ervaart doet deze situatie een grote afbreuk aan de verworven status. Gevolgen hiervan kunnen schaamte, wanhoop en zelftwijfel zijn en hierdoor kan iemands mentale gezondheid sterk verslechteren (De Witte, 1999). Op deze wijze kan een discrepantie ontstaan tussen de sociale status en de sociale positie. Baanonzekerheid kan er namelijk voor zorgen dat er twijfel ontstaat over het behoud van de baan in de toekomst en dat komt niet overeen

met de sociale status van een hoogopgeleid persoon. De status inconsistentie hypothese zou een verklaring kunnen zijn voor het ontbreken van significante verschillen tussen opleidingsniveaus in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Hiermee kan verklaard worden waarom er geen (significante) verschillen zijn tussen laagopgeleiden en hoogopgeleiden in de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Voor toekomstig onderzoek kan het interessant en relevant zijn om in kaart te brengen in hoeverre hoogopgeleide mensen deze status inconsistentie daadwerkelijk ervaren.

5.3 Beperkingen en Toekomstig Onderzoek

Dit huidige onderzoek heeft een aantal beperkingen waar toekomstig onderzoek op kan inspelen. Ten eerste was het huidige onderzoek cross-sectioneel. Er wordt daarom aangeraden om de resultaten van dit onderzoek uitgebreid te repliceren in longitudinaal onderzoek. Op deze manier kunnen de langetermijneffecten van baanonzekerheid op de mentale gezondheid in kaart worden gebracht. Een tweede beperking heeft betrekking op de tijd waarin het panelonderzoek heeft plaatsgevonden, namelijk tijdens de Coronacrisis. Hierdoor zouden de mensen in de steekproef beïnvloed kunnen zijn door de crisis waardoor zij de vragen naar baanonzekerheid, mentale gezondheid en werkuren negatiever hebben ingevuld. Ten derde kan de intakevragenlijst wel voorafgaand aan de coronacrisis al zijn ingevuld door de deelnemers. Dit kan hebben geleid tot meetfouten, omdat mensen in de tussentijd bijvoorbeeld meer uren zijn gaan werken dan toen de intakevragenlijst was ingevuld. Verder onderzoek zal moeten aantonen of de gevonden resultaten gegeneraliseerd kunnen worden naar andere tijden en daarnaast ook naar andere provincies, aangezien de steekproef alleen Friese mensen bevat en er daarom enkel uitspraken gedaan kunnen worden over Friesland.

En vierde beperking heeft betrekking op het gebruikte sample van dit onderzoek, omdat het huidige sample in eerste instantie ook niet-werkende mensen bevatte. Hierdoor kan het gebruikte sample wellicht minder geschikt zijn geweest voor dit huidige onderzoek. De groep niet-werkende mensen zijn verwijderd uit de dataset en ook de mensen boven de pensioengerechtigde leeftijd zijn verwijderd uit de dataset. Voor vervolgonderzoek wordt daarom aangeraden om gebruik te maken van een representatieve steekproef van de beroepsbevolking van Friesland. Ten vijfde is gekozen voor geslacht en geboorteland als controlevariabelen voor dit onderzoek, omdat er geen informatie zoals ‘werktype’ beschikbaar was waar doorgaans voor gecontroleerd wordt in vergelijkbare onderzoeken (De Jong, Wiezer & Joling, 2008). Dit kan gezien worden als een beperking van dit huidige onderzoek, omdat variabelen, zoals werktype, wellicht meer variantie in mentale gezondheid hadden kunnen verklaren dan de huidige controlevariabelen hebben gedaan.

Ten zesde konden panelleden de vraag naar baanonzekerheid beantwoorden met ‘ja’ en ‘nee’. Hierdoor kan getwijfeld worden aan de juistheid van het meten van baanonzekerheid, omdat zulke concepten

doorgaans gemeten worden met een Likert-schaal. Een voorbeeld hiervan is afkomstig uit het onderzoek van Handaja & De Witte (2008) waarbij baanonzekerheid is gemeten met de vragen: ‘ik ben er zeker van dat ik mijn werk zal kunnen behouden’ (cognitief) en ‘ik voel me onzeker over de toekomst van mijn baan’ (affectief). Deze vragen werden beoordeeld op een Likert-schaal van (1) ‘helemaal oneens’, (2) ‘oneens’, (3) ‘eens’, en (4) ‘helemaal eens’ (Handaja & De Witte, 2008). Op deze manier wordt de mate van baanonzekerheid explicieter in kaart gebracht. Er wordt daarom aangeraden aan het Fries Sociaal Planbureau om concepten, zoals baanonzekerheid, te meten middels een Likert-schaal.

Tot slot was de R2 bij de negen modellen laag. Dit houdt in dat baanonzekerheid, werkuren, leeftijd, opleidingsniveau, geslacht en geboorteland relatief weinig variantie in mentale gezondheid kunnen verklaren. Hierdoor kan er getwijfeld worden aan de modelfit en spelen hoogstwaarschijnlijk andere constructen een grotere rol in het verklaren van mentale gezondheid. Er wordt aangeraden om met behulp van vervolgonderzoek in kaart te brengen welke componenten een grote(re) rol kunnen spelen in het verklaren van de variantie in mentale gezondheid. Hierdoor kan er meer inzicht verkregen worden in de oorzaken van een slechte mentale gezondheid. Voorbeelden van zulke componenten zijn de overige werkbronnen die het negatieve effect van baaneisen, zoals baanonzekerheid, op stress kunnen bufferen, zoals steun en salaris.

Samenvattend heeft dit onderzoek de volgende hoofdvraag beantwoord: ‘In hoeverre beïnvloedt baanonzekerheid de mentale gezondheid van mensen en wat is de invloed van het aantal werkuren, leeftijd en opleidingsniveau van mensen?’. Er kan geconcludeerd worden dat baanonzekerheid inderdaad kan zorgen voor een verslechtering van de mentale gezondheid. Daarnaast kan niet gesproken worden van significante verschillen tussen groepen. Oftewel, het negatieve verband tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid is niet sterker voor parttimers, ouderen en laagopgeleiden. De bevindingen van dit onderzoek onderstrepen het belang om verder in te zoomen op de associatie tussen baanonzekerheid en mentale gezondheid. Kortom, de negatieve effecten van baanonzekerheid mogen niet worden onderschat.

Literatuurlijst

- Agresti, A., & Finlay, B. (2009). *Statistical Methods for the Social Sciences*. Prentice Hall.
- Akkermans, J., Schaufeli, W., Brenninkmeijer, V. & Blonk, R. (2013, december). The role of career competencies in the Job Demands — Resources model. *Journal of Vocational Behavior*, 83(3), 356–366. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2013.06.011>
- Bakker, A. B., Demerouti, E., de Boer, E. & Schaufeli, W. B. (2003, april). Job demands and job resources as predictors of absence duration and frequency. *Journal of Vocational Behavior*, 62(2), 341–356. [https://doi.org/10.1016/s0001-8791\(02\)00030-1](https://doi.org/10.1016/s0001-8791(02)00030-1)
- Bakker, A. B., Demerouti, E. & Schaufeli, W. B. (2003, december). Dual processes at work in a call centre: An application of the job demands–resources model. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 12(4), 393–417. <https://doi.org/10.1080/13594320344000165>
- Bakker, A.B., Demerouti, E. and Euwema, M.C. (2005), “Job resources buffer the impact of job demands on burnout”, *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol. 10, pp. 170-80.
- [Bakker, A.B.](#), [Demerouti, E.](#) (2006), "The Job Demands-Resources model: state of the art", *Journal of Managerial Psychology*, Vol. 22 No. 3, pp. 309-328. <https://doi.org/10.1108/02683940710733115>
- Bakker, A. B., Ten Brummelhuis, L. L., Prins, J. T., & Der Heijden, F. M. V. (2011). Applying the job demands–resources model to the work–home interface: A study among medical residents and their partners. *Journal of Vocational Behavior*, 79(1), 170–180. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.12.004>
- Beukenholdt, N. (2017, 6 juni). *Tijden veranderen op de arbeidsmarkt*. Balans.nu. Geraadpleegd op 12 april 2022, van <https://balans.nu/actueel/blogs/tijden-veranderen>
- Björk, S., Larsson, J., & Lundberg, E. (2020). Choosing to work part-time—combinations of motives and the role of preferences and constraints. *Scandinavian Journal of Work and Organizational Psychology*, 5(1).
- Bos, J., Donders, N., & Van der Gulden, J. (2011). Ouder worden en werk. *Tijdschrift voor gezondheidswetenschappen* 89, 309–312. <https://doi.org/10.1007/s12508-011-0103-4>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2020, 30 november). *Regionale verschillen in geluksbeleving en tevredenheid met het leven in 2013–2019*. Geraadpleegd op 4 juli 2022, van

<https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2020/regionale-verschillen-in-geluksbeleving-en-tevredenheid-met-het-leven-in-2013-2019?onepage=true>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2022, 17 mei). *Werkzame beroepsbevolking; arbeidsduur*. Geraadpleegd op 26 mei 2022, van

<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/82647NED/table?fromstatweb>

Centraal Bureau voor de Statistiek. (2022, juli 22). *Arbeidsdeelname; provincie, 2003–2022*.

Geraadpleegd op 9 augustus 2022, van <https://www.cbs.nl/nl-nl/cijfers/detail/83523NED>

Cheng, G. H. L., & Chan, D. K. S. (2008). Who suffers more from job insecurity? A meta-analytic review. *Applied Psychology: An International Review*, 57 (2), 272–303. doi:10.1111/j.1464-0597.2007.00312.x.

Dalen, R. van. (2022, 26 juli). *Nederland is een parttimeparadijs met een taboe op voltijds werken*. MT/Sprout. <https://mtsprout.nl/columnisten-experts/nederland-taboe-voltijd-werken>

De Graaf-Zijl, M., Josten, E., Boeters, S., Eggink, E., Bolhaar, J., Ooms, I., Den Ouden, A & Woittiez, I. (2015, juni). De onderkant van de arbeidsmarkt in 2025. In *Sociaal Cultureel Planbureau*. Geraadpleegd op 12 oktober 2022, van <https://www.cpb.nl/sites/default/files/publicaties/download/cpb-boek-17-de-onderkant-van-de-arbeidsmarkt-2025.pdf>

De Jong, T., Wiezer, N., & Joling, C. (2008). Baanonzekerheid, welzijn en gezondheid. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 24(4). <https://doi.org/10.5117/2008.024.004.005>

Dekker, S. W. A., & Schaufeli, W. B. (1995). The effects of job insecurity on psychological health and withdrawal: A longitudinal study. *Australian Psychologist*, 30 (1), 57–63. doi:10.1080/00050069508259607 Demerouti, Evangelia, & Bakker, Arnold B.. (2011). The Job Demands-Resources model: challenges for future research. *SA Journal of Industrial Psychology*, 37(2), 01-09. Retrieved May 26, 2022, from http://www.scielo.org.za/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2071-07632011000200001&lng=en&tlng=en.

Demerouti, Evangelia, & Bakker, Arnold B.. (2011). The Job Demands-Resources model: challenges for future research. *SA Journal of Industrial Psychology*, 37(2), 01-09. Geraadpleegd op 15 juni 2022, van http://www.scielo.org.za/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2071-07632011000200001&lng=en&tlng=en.

- De Vries, W. (2021, 20 april). *Meer Friezen met wortels in het buitenland*. Fries Sociaal Planbureau. Geraadpleegd op 18 juli 2022, van <https://www.fsp.nl/nieuws/meer-friezen-met-wortels-in-het-buitenland/#:%7E:text=Het%20aantal%20inwoners%20met%20een,de%20inwoners%20een%20buitenlandse%20herkomst.>
- De Weert, Y., & De Witte, H. (2004). Sociaal-economische attitudes van werknemers in Vlaanderen. De rol van collectieve relatieve deprivatie. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 20(4), 350-366.
- De Witte, H. (1999). Job insecurity and psychological well-being: Review of the literature and exploration of some unresolved issues. *European Journal of work and Organizational psychology*, 8(2), 155-177
- De Witte, H., & Näswall, K. (2003). Objective vs subjective job insecurity: Consequences of temporary work for job satisfaction and organizational commitment in four European countries. *Economic and industrial democracy*, 24(2), 149-188.
- Dirven, H. J. & Bierings, H. (2015, 1 juni). Vrouwen in het management. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 31(2). <https://doi.org/10.5117/2015.031.002.210>
- Fries Sociaal Planbureau. (2019, mei). *Onderzoeksverantwoording*. https://www.fsp.nl/wp-content/uploads/2019/07/FSP_PF_verantwoording_2punt0-losse-pagina-DEF.pdf. Geraadpleegd op 18 mei 2022, van https://www.fsp.nl/wp-content/uploads/2019/07/FSP_PF_verantwoording_2punt0-losse-pagina-DEF.pdf
- Fries Sociaal Planbureau. (2020, februari 26). *De Friese Paradox – eerste verklaringen*. Geraadpleegd op 9 augustus 2022, van <https://www.fsp.nl/publicaties/de-friese-paradox-eerste-verklaringen/>
- Fries Sociaal Planbureau. (2022, 8 juni). *Panel Fryslân*. Fries Sociaal Planbureau. Geraadpleegd op 16 juni 2022, van <https://www.fsp.nl/panelfryslan/>
- Gesthuizen, M. (2008, 1 maart). Trends in de arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 24(1). <https://doi.org/10.5117/2008.024.001.005>
- Hakanen, J. J., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement among teachers. *Journal of School Psychology*, 43(6), 495–513. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2005.11.001>

- Handaja, Y., & De Witte, H. (2008). Hangt baanonzekerheid samen met burn-out? *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 24(2), 148–166. <https://doi.org/10.5117/2008.024.002.005>
- Hosseini, Z., Koopmans, L. & Verbiest, S. (2020, 1 maart). De impact van flexibele arbeids-contracten op de vitaliteit en productiviteit van de flexwerkers. *Tijdschrift voor HRM*, 23(1), 1–26. <https://doi.org/10.5117/thrm2020.1.hoss>
- Janssens, J. (2004). Verdeling van zorg en arbeid. *Pedagogiek*, 23(4), 273-275.
- Jong, T. D., Wiezer, N., & Joling, C. (2008). Baanonzekerheid, welzijn en gezondheid. *Tijdschrift voor arbeidsvraagstukken*, 4, 24, 384-401
- Keuzenkamp, S., Hillebrink, C., Portegijs, W. & Pouwels, B. (2009, 12 oktober). Deeltijd (g)een probleem. In *Sociaal Cultureel Planbureau*. Geraadpleegd op 12 oktober 2022, van <https://repository.scp.nl/bitstream/handle/publications/793/Deeltijd%20%28g%29een%20probleem.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Kooij, T. A. M. (2010). Motiveren van oudere werknemers: De rol van leeftijd, werkgerelateerde motieven en personeelsinstrumenten. *Tijdschrift voor HRM*, (4), 37-50.
- Koopmans, A. (2020, 26 februari). *De Friese Paradox – eerste verklaringen*. Fries Sociaal Planbureau. Geraadpleegd op 4 juli 2022, van <https://www.fsp.nl/publicaties/de-friese-paradox-eerste-verklaringen/>
- Margerin, S., Van der Elst, T., Van Coillie, H., Verlinden, H., & De Witte, H. (2018). Baanonzekerheid en mentaal welzijn: gemedieerd door de bedreiging van Jahoda's functies van werk? *Gedrag & Organisatie*, 31(2), 79–95. <https://doi.org/10.5117/2018.031.002.001>
- Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport. (2020, 21 oktober). *Kwetsbare groepen op de arbeidsmarkt*. Publicatie | Sociaal en Cultureel Planbureau. Geraadpleegd op 10 augustus 2022, van <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2020/07/09/kwetsbare-groepen-op-de-arbeidsmarkt---beleidssignalement-maatschappelijke-gevolgen-coronamaatregelen>
- Näswall, K., & De Witte, H. (2003). Who feels insecure in Europe? Predicting job insecurity from background variables. *Economic and Industrial Democracy*, 24(2), 189-215.
- Romàn, A., Fouarge, D. & Luijkx, R. (2004). Career consequences of part-time work: Results from Dutch panel data 1990-2001. Tilburg: OSA.

- Schaufeli, W. B. (1992). Unemployment and mental health in well- and poorly-educated school leavers. In *On the mysteries of unemployment* (pp. 253-271). Springer Netherlands
- Schaufeli, W.B. & Bakker, A.B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315
- Schaufeli, W. B. & Bakker, A. B. (2004, 30 maart). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25(3), 293–315. <https://doi.org/10.1002/job.248>
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B. & Van Rhenen, W. (2009, oktober). How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism. *Journal of Organizational Behavior*, 30(7), 893–917. <https://doi.org/10.1002/job.595>
- Selenko, E. & Batinic, B. (2013, december). Job insecurity and the benefits of work. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 22(6), 725–736. <https://doi.org/10.1080/1359432x.2012.703376>
- Sverke, M., & Hellgren, J. (2002). The Nature of Job Insecurity: Understanding Employment Uncertainty on the Brink of a New Millennium. *Applied Psychology*, 51(1), 23–42. <https://doi.org/10.1111/1464-0597.0077z>
- Sverke, M., Hellgren, J. & Näswall, K. (2002). No security: A meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of Occupational Health Psychology*, 7(3), 242–264. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.7.3.242>
- Van Vuuren, T. (1990). *Met ontslag bedreigd. Werknemers in onzekerheid over hun arbeidsplaats bij veranderingen in de organisatie* [Threatened by dismissal: Employees in insecurity about their work place during changes in the organization]. Amsterdam: VU Uitgeverij.
- Vollebregt, B. (2021, 30 juli). *Waarom de Nederlandse werkgever zo bang is voor het vaste contract*. Trouw. Geraadpleegd op 12 april 2022, van <https://www.trouw.nl/economie/waarom-de-nederlandse-werkgever-zo-bang-is-voor-het-vaste-contract~bc339a49/>
- Werk. (z.d.). *Flexibele contracten*. Geraadpleegd op 16 juni 2022, van <https://www.werk.nl/werkzoekenden/solliciteren/contract-en-loon/flexibele-contracten/index.aspx#:~:text=Bij%20een%20flexibel%20contract%20ligt,%2Durencontracte n%20en%20min%2Dmaxcontracten.>

Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E. & Schaufeli, W. B. (2007). The Role of Personal Resources in the Job Demands- Resources Model. *International Journal of Stress Management*, 14, 121-141

Zimmerman, A. M. (2022, 7 september). *Feiten, cijfers en trends over mentale gezondheid op het werk*. Trimboos-instituut. Geraadpleegd op 11 oktober 2022, van <https://www.trimbos.nl/kennis/stress-depressie-burn-out-werk/feiten-cijfers/>

Bijlage 1: Assumptiecontrole

Assumptiecontrole

Om de betrouwbaarheid van de toetsing te verhogen is er gecontroleerd voor een aantal assumpties, namelijk aselechte steekproef, lineariteit, homoscedasticiteit en normaliteit. Hierbij dient wel rekening te worden gehouden met de uitkomstvariabele mentale gezondheid die niet geheel continu is. Hierdoor kunnen de assumpties eerder geschonden worden. Allereerst is onderzocht of er gesproken mag worden van onafhankelijke observaties/aselechte steekproef. Het Fries Sociaal Planbureau heeft gezorgd voor een goede verdeeldheid in geslacht, leeftijd, opleiding en regio binnen het panel. Toch kan geconcludeerd worden dat deze assumptie deels is geschonden, omdat bijvoorbeeld niet-werkende mensen en mensen ouder dan 66 jaar uit de steekproef zijn verwijderd. Er kan geconcludeerd worden dat de steekproef representatief is voor de provincie Friesland, maar doordat bepaalde respondenten zijn verwijderd uit de steekproef kan de representativiteit minder zijn geworden

Vervolgens is onderzocht of er een lineair verband is tussen mentale gezondheid en alle andere variabelen. Figuren 1 in Bijlage 2 laat een spreidingsdiagram van de residuen zien met de nullijn (het gemiddelde). Er is een willekeurige wolk te zien waarbij het gemiddelde van de residuen nul is voor elke set van x-waarden. Er zijn een aantal uitschieters te zien, maar er kan geconcludeerd worden dat er geen systematische afwijkingen van de nullijn te zien zijn. De assumptie lineariteit tussen mentale gezondheid en alle andere variabelen in het eindmodel lijkt niet te zijn geschonden.

Om te controleren voor homoscedasticiteit wordt ook gekeken naar Figuren 1 in Bijlage 2. Hierbij is het van belang dat de standaarddeviatie van de residuen constant is voor elke set van waarden van alle x 'en. In het figuur is een willekeurige wolk te zien en de spreiding is vrijwel gelijk. Er kan geconcludeerd worden dat er geen systematische afwijkingen te zien zijn in de spreiding rond de nullijn (het gemiddelde). Er kan daarom gesproken worden van homoscedasticiteit in de eindmodellen oftewel model 4, 6 en 8.

Tot slot wordt gecontroleerd of de conditionele verdeling van mentale gezondheid normaal verdeeld is. Figuur 2 in Bijlage 2 laat een histogram zien en Figuur 3 in Bijlage 2 laat een PP-plot zien waarmee de normaliteit gecontroleerd kan worden. In Figuur 2 is te zien dat de verdeling van de residuen normaal verdeeld is. In Figuur 3 is te zien dat de residuen de lijn van de normale verdeling lijken te volgen, maar er kan wel gesproken worden van een aantal sterke afwijkingen. Om deze reden kan getwijfeld worden aan de normaliteit van de variabelen in de eindmodellen.

Multicollineariteit

Er kan gesproken worden van multicollineariteit wanneer twee of meer verklarende variabelen sterk gecorreleerd zijn (Agresti & Finlay, 2009). Wanneer hier sprake van is dan wordt het lastig om te achterhalen welke onafhankelijke variabele de invloed op de afhankelijke variabele veroorzaakt. Om dit te controleren is gebruik gemaakt van de Variance Inflation Factors (VIF). Een VIF-waarde groter dan 4,00 betekent dat er multicollineariteit plaatsvindt. In Tabel 3 zijn deze waarden gerapporteerd en daaruit kan geconcludeerd worden dat er bij geen van de variabelen sprake is van multicollineariteit.

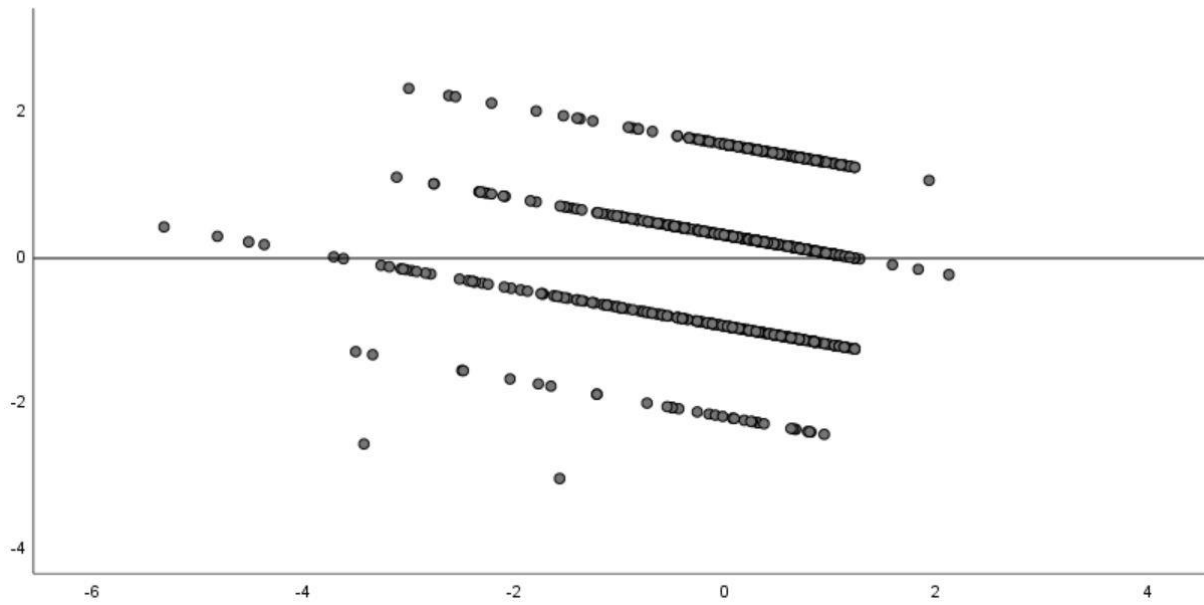
Invloedrijke punten en outliers

Er is gecontroleerd op invloedrijke punten en/of outliers met behulp van vijf verschillende maten, namelijk de gestandaardiseerde residuen, de Leverage-score, de Cook's-Distance score, de DFFIT-score en de DFBETA-score. Bij de gestandaardiseerde residuen geldt dat een waarde onder de -3,00 en boven de 3,00 als invloedrijk kan worden beschouwd. Er zijn geen cases gevonden die gezien kunnen worden als invloedrijk. De Leverage geeft aan in welke mate een bepaald punt aan de lijn trekt. De scores worden als volgt berekend: aantal parameters x 3 gedeeld door aantal respondenten, dus $36/760 = 0,047$. Een waarde groter dan 0,047 wordt volgens deze maat gezien als invloedrijk. Er zijn 53 cases naar voren gekomen met een hogere waarde en daarom gezien kan worden als invloedrijk. Bij de Cook's Distance kan gesproken worden van een invloedrijk punt wanneer $>4/n$, dus $4/760 = 0,005$. Een case >1 is een echt probleem bij deze maat. Er zijn 33 cases naar voren gekomen met een waarde boven de 0,005 en deze kunnen daarom als mogelijk invloedrijk worden beschouwd. Er zijn geen cases gevonden met een waarde >1 en daaruit kan geconcludeerd worden dat er geen 'echt' probleem is gevonden onder de cases. Tot slot is gekeken naar de DFFIT en de DFBETA waarbij geen concrete vuistregels zijn om te controleren of een punt invloedrijk is. Er is gekeken naar opvallende waarden. Hieruit kan geconcludeerd worden dat er geen cases zijn met een veel hogere of veel lagere waarde dan de resterende cases.

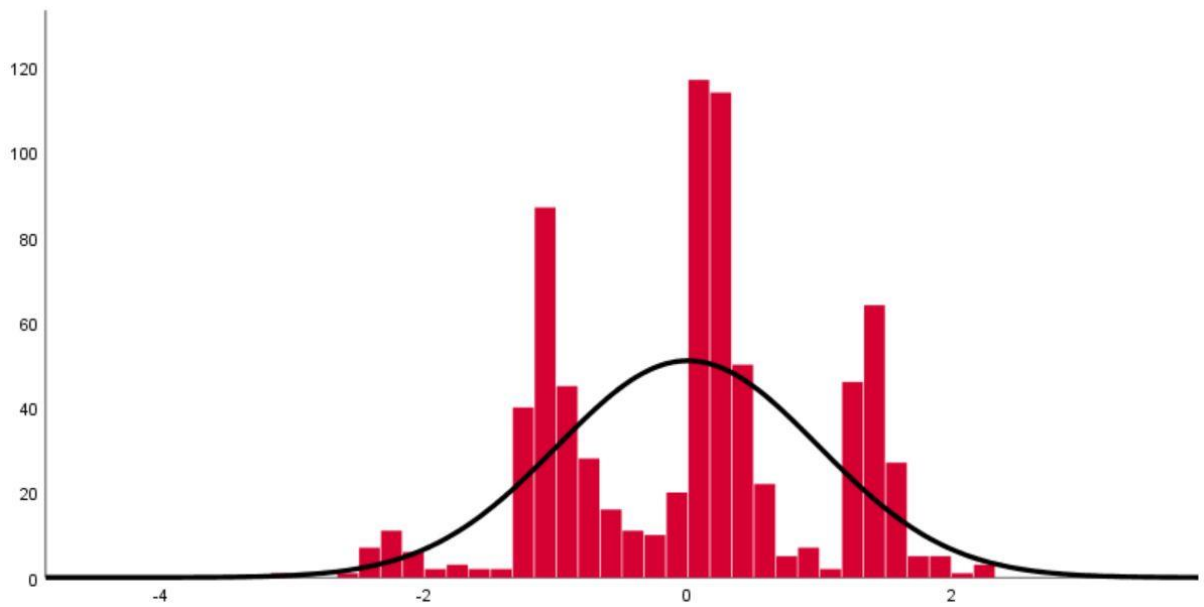
Uit de bevindingen kan geconcludeerd worden dat er geen sprake is van outliers in dit onderzoek. Er is pas sprake van een outlier wanneer een bepaalde case op minstens drie maten wordt gezien als invloedrijk (Agresti & Finlay, 2009). Enkel bij de Leverage-scores en de Cook's Distance scores zijn mogelijke outliers gevonden. Aangezien dit slechts twee maten zijn kan geconcludeerd worden dat de betreffende cases weinig invloed hebben gehad op de resultaten en het onderzoek gezien kan worden als betrouwbaar (Agresti & Finlay, 2009).

Bijlage 2: Figuren Assumptiecontrole

Figuur 1: Spreidingsdiagram



Figuur 2: Histogram



Figuur 3: PP-plot

