



rijksuniversiteit
 groningen

faculteit gedrags- en
 maatschappijwetenschappen

IEDEREEN IS MOE: WERKONZEKERHEID EN PARTICIPATIE IN DE DEMOCRATIE

In hoeverre leidt werkonzekerheid ertoe dat Nederlandse werknemers minder geneigd zijn actief te participeren in de democratie en wat is de invloed van het hebben van een partner met een betaalde baan hierop?

Bachelorwerkstuk 2024-2025

Auteur:	Lotte van Dam (S5440653) l.van.dam.5@student.rug.nl
Begeleider:	Wike Been
Tweede lezer:	Rita Smaniotto
Woordenaantal:	7.876 woorden (exclusief bijlagen)
Datum:	01-06-2025

Abstract

In Nederland groeit de zorg over de impact van veranderende arbeidsomstandigheden op werknemers, met name door de toename van flexibele arbeidscontracten. Deze ontwikkeling leidt tot een situatie van precariteit: een situatie waarin werkenden minder werkzekerheid ervaren. Hoewel internationaal onderzoek suggereert dat werkonzekerheid kan leiden tot minder actieve participatie in de democratie, is hierover in de Nederlandse context nog weinig bekend. Dit onderzoek onderzoekt daarom de vraag in hoeverre werkonzekerheid ervoor zorgt dat Nederlandse werknemers minder actief participeren in de democratie en of het hebben van een partner met een inkomen hierbij een rol speelt. Verwacht werd dat werkonzekerheid ervoor zorgt dat mensen minder middelen, tijd en psychologische ruimte hebben om actief te participeren in de democratie. Ook werd verwacht dat deze drempel hoger ligt voor mensen zonder steun van een partner met een betaalde baan. Met data uit de elfde ronde van de European Social Survey (ESS, 2023) en een steekproef van 976 werkenden in Nederland (18-65 jaar), is met behulp van een logistische regressieanalyse onderzocht of mensen zonder vast arbeidscontract – als maat voor werkonzekerheid – minder actief deelnemen aan de democratie dan mensen met een vast arbeidscontract. Tegen de verwachting in blijkt dat mensen zonder of met een tijdelijk arbeidscontract juist actiever participeren in de democratie dan mensen met een vast arbeidscontract. Hiernaast blijkt het al dan niet hebben van een partner met een betaalde baan hierin geen aantoonbare rol te spelen. Deze bevindingen suggereren dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid mogelijk niet worden ontmoedigd maar juist gemobiliseerd om actief te participeren in de democratie, wat aansluit bij de mobilisatiehypothese (Girardi, 2024). Enkele beperkingen van dit onderzoek zijn dat participatie in de democratie is gemeten via

slechts drie indicatoren, waardoor een incompleet beeld van democratische participatie kan ontstaan. Verder is werkonzekerheid vastgesteld op basis van het type arbeidscontract, zonder rekening te houden met hoe mensen het werken op basis van dat arbeidscontract zelf ervaren. Ten slotte participeert slechts een minderheid van de respondenten actief in de democratie, wat de generaliseerbaarheid van de resultaten beperkt.

Inhoudsopgave

ABSTRACT	1
INHOUDSOPGAVE	3
1 INLEIDING	5
2 THEORIE	8
2.1 WERKONZEKERHEID ALS BELEMMERING VOOR PARTICIPATIE IN DE DEMOCRATIE	8
2.2 DE ROL VAN EEN PARTNER MET EEN BETAALDE BAAN IN DE RELATIE TUSSEN WERKONZEKERHEID EN PARTICIPATIE IN DE DEMOCRATIE	12
2.3 CONTROLEVARIABLEN	14
3 METHODEN.....	17
3.1 DATA	17
3.2 OPERATIONALISATIES.....	18
3.3 ANALYSE-OPZET	20
4 RESULTATEN.....	23
4.1 BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN	23
4.2 MODELEVALUATIE	26
4.3 HYPOTHESE TOETSING	29
5 CONCLUSIE EN DISCUSSIE	33
LITERATUURLIJST	37
BIJLAGE 1	41
<i>Landen selecteren</i>	<i>41</i>
1.1 <i>Afhankelijke variabele: participatie in de democratie</i>	<i>41</i>
1.2 <i>Onafhankelijke variabele: werkonzekeerheid</i>	<i>46</i>
1.3 <i>Moderator: partner met betaalde baan.....</i>	<i>49</i>

1.4 Controle variabele: leeftijd	50
1.5 Controle variabele: opleidingsniveau	52
1.6 Controle variabele: migratieachtergrond.....	56
BIJLAGE 2	59
2.1 Beschrijvende statistieken: bivariate statistieken.....	60
2.2 Modevaluatie	62
2.3 Hypothese toetsing.....	67
BIJLAGE 3	72
3.1 Modelassumptie: onafhankelijke observaties.....	72
3.2 Modelassumptie: multicollineariteit	72
3.3 Modelassumptie: uitbijters.....	73

1 Inleiding

‘Iedereen is moe, niemand heeft tijd’ (van den Berg, 2021). Deze uitspraak weerspiegelt een groeiende zorg in de Nederlandse samenleving over de gevolgen van veranderende arbeidsomstandigheden op werknemers. De Nederlandse arbeidsmarkt heeft de afgelopen decennia ingrijpende veranderingen ondergaan. Zo is er een duidelijke verschuiving zichtbaar van vaste naar flexibele arbeidsrelaties – een belangrijk kenmerk van werkonzekerheid (Jonkhout, 2023; Kremer, 2017; Wielers, 2023).

Werkonzekerheid is een belangrijk onderdeel van bredere, precare arbeidsomstandigheden (Jonkhout, 2023). Precare arbeidsomstandigheden hebben betrekking op meerdere dimensies van werk, namelijk aspecten van de arbeidsvoorwaarden, arbeidsinhoud, arbeidsomstandigheden en arbeidsverhoudingen – ook wel bekend als het model van de 4 A’s (van der Graag, 2018). Kenmerken van precariteit zijn onder andere een laag loon, flexibiliteit in arbeidscontracten en werkuren, een onzeker dienstverband, een hoog risico op werkloosheid, beperkte scholingsmogelijkheden en een gebrek aan sociale zekerheden, zoals secundaire arbeidsvoorwaarden (van der Graag, 2018). Precariteit wordt dan ook omschreven als een situatie waarin iemand structureel onbeschermd en relatief machteloos is op de arbeidsmarkt (Vanroelen, 2020).

Hoewel werkonzekerheid slechts één dimensie van dit bredere concept van precariteit vormt, staat deze om enkele redenen in dit onderzoek centraal.

Werkonzekerheid – gedefinieerd als het ontbreken van een vast arbeidscontract – is een van de meest zichtbare en meetbare kenmerken van precariteit. De keuze om de focus te leggen op werkonzekerheid is daarnaast ingegeven door de beschikbaarheid van geschikte data in de European Social Survey (ESS, 2023), waarin informatie over andere

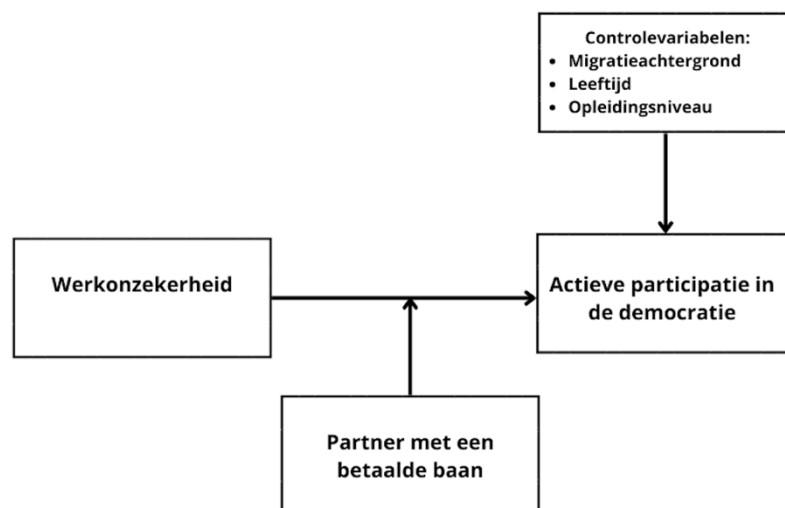
kenmerken van precariteit beperkt of niet aanwezig is. Bovendien staat werkonzekerheid sterk in contrast met de standaard arbeidsverhouding, die gekenmerkt wordt door een vast arbeidscontract, voltijd werken, voorspelbare werktijden en collectieve vertegenwoordiging (Cao et al., 2011).

Dit contrast kan verstrekende gevolgen hebben voor zowel het persoonlijke als maatschappelijke leven van de werknemer. Een belangrijk aspect hiervan is de invloed die werkonzekerheid kan hebben op de bereidheid en mogelijkheid van mensen om te participeren in democratische processen (Girardi, 2024). Participatie in de democratie verwijst naar een proces waarbij individuen, groepen en organisaties invloed uitoefenen op en controle delen over collectieve vraagstukken, beslissingen of diensten die hen aangaan (Boogaard et al., 2024). Dit omvat onder andere demonstreren, doneren aan of participeren in een politieke partij of pressiegroep. Het gaat dus om de actieve rol van burgers in het beïnvloeden van besluitvorming.

De relatie tussen werkonzekerheid en democratische participatie heeft in internationaal onderzoek al enige aandacht gekregen (Standing, 2011), maar in Nederland is dit een onderbelicht onderwerp. Uit het internationale onderzoek blijkt dat werknemers die te maken hebben met werkonzekerheid zich minder actief in lijken te zetten in de democratie, door onder andere beperkte middelen en zorgen over bestaanszekerheid (Yudong & Jiayu, 2024). Wanneer dit samengenomen wordt met het feit dat er steeds meer mensen zijn die te maken hebben met werkonzekerheid, kan dit ervoor zorgen dat een groeiende groep burgers ondervertegenwoordigd wordt in het democratische proces. Dit is onwenselijk, omdat een goed functionerende democratie afhankelijk is van een brede en inclusieve participatie van burgers (Boogaard et al., 2024; Putnam, 2000).

Naast de directe gevolgen van werkonzekerheid op democratische participatie, kan de aanwezigheid van een partner met een betaalde baan mogelijk een verzachtende rol spelen. Een partner met een betaalde baan kan financiële stabiliteit bieden, waardoor werknemers die te maken hebben met werkonzekerheid over meer middelen en ruimte beschikken om actief deel te nemen aan de democratie. Wanneer deze steun ontbreekt, kunnen de negatieve gevolgen van werkonzekerheid juist worden versterkt, wat kan zorgen voor nog minder participatie in de democratie.

Hieruit volgt de volgende onderzoeksvraag, weergegeven in onderstaand conceptueel model: “In hoeverre leidt werkonzekerheid ertoe dat Nederlandse werknemers minder geneigd zijn actief te participeren in de democratie en wat is de invloed van het hebben van een partner met een betaalde baan hierop?” Om deze onderzoeksvraag te beantwoorden, wordt gebruikgemaakt van de data uit de European Social Survey (ESS, 2023).



Figuur 1. Conceptueel model.

2 Theorie

2.1 Werkonzekerheid als belemmering voor participatie in de democratie

Arbeidsvoorwaarden vormen het geheel van overeengekomen afspraken tussen de werkgever en werknemer bij het aangaan van een arbeidscontract (Benda, Tijdens et al., 2014), wat kan worden gezien als het fundament van de relatie tussen beiden. Deze voorwaarden kunnen worden onderverdeeld in verschillende categorieën. Allereerst kan er een onderscheid worden gemaakt tussen primaire en secundaire arbeidsvoorwaarden. Primaire arbeidsvoorwaarden vormen de kern van de arbeidsovereenkomst en omvatten wettelijk verplichte elementen zoals loon, arbeidsduur, vakantiedagen en vakantiegeld (Ministerie van Algemene Zaken, 2023). Naast primaire arbeidsvoorwaarden zijn er secundaire arbeidsvoorwaarden, die aanvullende voordelen bieden boven op de primaire voorwaarden. Hieronder vallen onder andere pensioensregelingen, reiskostenvergoedingen, opleidingsmogelijkheden, bijkomende beloningen, ziektekostenverzekeringen en diverse toeslagen (Ministerie van Algemene Zaken, 2023). Naast primaire en secundaire arbeidsvoorwaarden, zijn er tertiaire arbeidsvoorwaarden die met name gericht zijn op het bevorderen van het welzijn en de tevredenheid van de werknemer (AWVN, z.d.). Voorbeelden zijn de mogelijkheden om hybride of op flexibele tijden te werken, het beschikken over een comfortabele werkruimte of regelingen voor onbetaald verlof. Tenslotte bestaan er quataire arbeidsvoorwaarden. Dit zijn voorwaarden in de vorm van een belofte, zoals een prettige werksfeer of carrièremogelijkheden (AWVN, z.d.). De groep mensen die toegang heeft tot bovengenoemde arbeidsvoorwaarden, wordt het salariaat genoemd (Standing, 2011). Het salariaat kan als tegenhanger van het precariaat, de groep

mensen met precare arbeidsomstandigheden, worden gezien (Wielers, 2023). Van precare arbeidsomstandigheden is sprake wanneer iemand te maken heeft met bijvoorbeeld een laag loon, flexibele contracten en werktijden, onzekerheid over het arbeidscontract en een hoog werkloosheidsrisico, een gebrek aan scholing en beperkte sociale zekerheden (van der Graag, 2018; Jonkhout, 2023).

Een belangrijk onderdeel van precare arbeidsomstandigheden is werkonzekerheid (Jonkhout, 2023). Werkonzekerheid verwijst naar de onzekerheid over het behoud van werk (Jonkhout, 2023), tijdelijke of onvoorspelbare contractvormen, en daaruit volgende voortdurende dreiging van werkloosheid.

Werkonzekerheid kan op verschillende manieren gevolgen hebben voor participatie in de democratie (Girardi, 2024; Lee, 2024). De eerste manier is dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid vaak een gebrek aan middelen hebben. Mensen in deze situatie hebben vaak, als gevolg van een flexibel arbeidscontract, lage lonen en geen toegang tot secundaire arbeidsvoorwaarden, wat zorgt voor economische onzekerheid en instabiliteit (Yudong & Jiayu, 2024; Kremer, 2017). Doordat zij door lage lonen vaak beperkte financiële middelen hebben, gebruiken zij deze voor hun primaire levensbehoeften, zoals huisvesting en voeding (Kalleberg, 2009). Echter, voor participatie in de democratie, zoals lidmaatschap en contributie van een politieke partij of vakbond of deelname aan demonstraties, zijn vaak financiële middelen nodig (Cicatiello et al., 2015). Door het gebruiken van beperkte middelen voor primaire levensbehoeften, blijven er voor mensen die te maken hebben met werkonzekerheid weinig middelen over voor deelname aan politieke activiteiten.

Verder kunnen onregelmatige uren, vaak zonder voorspelbare roosters, en de mogelijke noodzaak meerdere banen te combineren om voldoende inkomen te krijgen,

als gevolg van werkonzekerheid, zorgen voor een gebrek aan tijd en energie (Girardi, 2024; Lee, 2024). Dit kan de mogelijkheden om aandacht te besteden aan de democratie inperken. Zo kan dit leiden tot fysieke en mentale uitputting, waardoor er weinig tijd en energie overblijft om actief betrokken te zijn in de democratie (Girardi, 2024). Hiernaast kunnen onregelmatige werktijden een uitdaging vormen om deel te nemen aan bijvoorbeeld vergaderingen, stemprocedures of activistische bijeenkomsten. Dit komt doordat deze activiteiten vaak op vaste momenten plaatsvinden.

Naast beperkte middelen, kunnen mensen die te maken hebben met werkonzekerheid psychologische gevolgen van werkonzekerheid ervaren, die democratische participatie kunnen ondermijnen (Allan, Autin et al., 2021). Zo kan de constante onzekerheid ervoor zorgen dat mensen een verminderd gevoel van politieke efficacy hebben (Yudong & Jiayu, 2024). Dit houdt in dat mensen minder geloven in staat te zijn tot begrijpen en beïnvloeden van politieke processen, waardoor zij minder snel deel zullen nemen aan politieke activiteiten (Schur, 2003). Ook kan de onzekerheid over werk en inkomen leiden tot stress, waardoor de cognitieve ruimte voor politieke deelname wordt beperkt (Standing, 2011). Mensen zijn dan constant bezig met onmiddellijke overlevingskwesaties en bestaanszekerheid en ervaren een constante angst voor de toekomst (Standing, 2011; Yudong & Jiayu, 2024; Lee, 2024), wat hun niet in staat stelt een goed werk-privébalans te hebben (van der Graag, 2018). Hierdoor kan het zijn dat lange termijn doelen zoals politieke participatie minder prioriteit krijgen.

Bovendien kan werkonzekerheid ervoor zorgen dat mensen angst krijgen voor negatieve consequenties (Borderwijk, 2012). Doordat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid onzekere arbeidsomstandigheden hebben, kunnen zij vrezen dat

politieke participatie hun baan in gevaar brengt (Yudong & Jiayu, 2024). Voorbeelden hiervan zijn ontslag of contractbeëindiging. Hiernaast kunnen mensen die te maken hebben met werkonzekerheid ervoor kiezen om zich afzijdig te houden van de politiek, omdat zij mogelijke conflicten door meningsverschillen hiervoor met werkgevers of instanties willen vermijden. Hierdoor houden mensen zich meer bezig met het behoud van hun baan in plaats van politieke participatie.

Werkonzekerheid kan, naast beperkte middelen en psychologische gevolgen, ook leiden tot verstoringen in de sociale dimensie van werknemers. Zo heeft werkonzekerheid gevolgen voor sociale netwerken, die essentieel zijn voor politieke participatie (Ooijen & Zuidema, 2011). Wanneer mensen deel uitmaken van sociale netwerken krijgen ze toegang tot gedeelde politieke kennis en kunnen zij ideeën en standpunten uitwisselen, wat sociaal kapitaal wordt genoemd (Putnam, 2000). Dit sociaal kapitaal stelt mensen in staat om collectief actie te ondernemen. Echter, werkonzekerheid kan dit sociaal kapitaal ondermijnen (Kalleberg, 2009). Mensen die te maken hebben met werkonzekerheid door een flexibel arbeidscontract, wisselen frequenter van baan dan mensen met een vast arbeidscontract (Dekker, 2011). Door te wisselen van baan, is het lastig om binnen de werkomgeving stabiele sociale netwerken op te bouwen. Het ontbreken van stabiele sociale netwerken kan ervoor zorgen dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid onvoldoende geïnformeerd worden over de politiek, doordat gedeelde kennis en collectieve actie ontbreekt (Kalleberg, 2009; Verba, Schlozman et al., 1995). Dit kan ervoor zorgen dat mensen minder stemmen bij verkiezingen en minder deelnemen aan publieke debatten.

Beperkte middelen, psychologische gevolgen en sociale verstoringen als gevolg van werkonzekerheid kunnen de actieve participatie in de democratie dus verminderen.

Dit leidt tot de eerste hypothese: *Mensen die te maken hebben met werkonzekerheid participeren minder actief in de democratie dan mensen zonder precare arbeidsomstandigheden.*

2.2 De rol van een partner met een betaalde baan in de relatie tussen werkonzekerheid en participatie in de democratie

De mate waarin werkonzekerheid de participatie in de democratie beïnvloedt, kan verder afhangen van de aanwezigheid van een partner met een betaalde baan. Het hebben van een partner met een betaalde baan kan namelijk werken als een buffer tegen de negatieve effecten van werkonzekerheid. Dit komt doordat een partner met een stabiel inkomen kan bijdragen aan het vergroten van de financiële middelen van het huishouden. Hierdoor wordt de economische druk verminderd. Dit heeft als gevolg dat mensen meer middelen hebben die nodig zijn om deel te nemen aan democratische processen, zoals geld voor donaties aan politieke partijen en contributie voor vakbonden (Cicatiello, 2015), of tijd en energie om te stemmen en deel te nemen aan politieke bijeenkomsten. Bovendien kan de aanwezigheid van een partner met een betaalde baan bijdragen aan een stabiel sociaal netwerk, wat weer toegang kan geven tot gedeelde politieke kennis en sociale steun, wat collectieve actie toegankelijker maakt (Putnam, 2000; Ooijen & Zuidema, 2011). Ook kan de psychologische druk die gepaard gaat met onzekerheid over werk en inkomen deels worden opgevangen door de financiële steun van een partner. Mensen die zich financieel ondersteund voelen door hun partner, zijn minder bezig met bestaanszekerheid, omdat zij niet volledig afhankelijk zijn van hun eigen inkomsten. Hierdoor worden zij minder zwaar getroffen door de gevolgen werkonzekerheid en dit kan hun gevoel van politieke efficacy versterken. Dit kan hen aanmoedigen om toch actief deel te nemen aan de democratie.

Daarentegen hebben mensen die te maken hebben met werkonzekerheid zonder een partner met een betaalde baan deze steun niet. Dit kan ervoor zorgen dat de gevolgen van werkonzekerheid, zoals beperkte middelen, psychologische stress en sociale isolatie, zich verder ontwikkelen. Wanneer de aanvullende zekerheid van een tweede inkomen ontbreekt, wordt de druk om te focussen op overleving vergroot. Dit komt doordat de financiële steun mist en mensen dan vaak volledig afhankelijk zijn van hun eigen inkomsten. De beschikbare middelen en energie zijn dan nodig voor primaire levensbehoeften en deelname aan de democratie wordt daardoor nog verder naar de achtergrond verdrongen.

Dit kan geïllustreerd worden aan de hand van het onderscheid dat Standing (2011) maakt tussen gridders en groaners met een precare baan. Aan de ene kant zijn er de gridders. Zij kiezen vrijwillig voor een precare arbeidspositie en zij hebben vaak een alternatief of vangnet. Dit zijn met name mensen die zich geen zorgen hoeven te maken over hun bestaan en zij worden niet in hun vrijheid belemmerd (Bordewijk, 2012). Hierbij valt te denken aan iemand met een flexibel arbeidscontract die een partner heeft met een vast arbeidscontract, als vangnet. Omdat gridders vaak vrijwillig kiezen voor precare arbeid, kan hen dit hen flexibiliteit bieden om hun werk- en privéleven te combineren of om alternatieve inkomstbronnen te benutten. Omdat zij een vangnet of alternatief hebben, hebben zij meer tijd en middelen om zich op andere zaken te richten, zoals de democratische betrokkenheid. Aan de andere kant zijn er groaners. Zij zijn gedwongen een precare arbeidspositie te hebben, omdat zij geen alternatief hebben en niet beschikken over een vangnet. Naast ouderen zonder goed pensioen of etnische minderheden met arbeidsmarktachterstanden, kunnen dit alleenstaande kostwinners zijn. Dus bijvoorbeeld mensen met een flexibel arbeidscontract zonder een

partner met een vast arbeidscontract. In tegenstelling tot gridders, worden groaners gedwongen tot precare arbeid en ervaren zij hierdoor vaak een continu gevoel van onzekerheid over hun financiële en werk gerelateerde toekomst. Groaners kampen vaak met beperkte middelen, wat het voor hen moeilijker maakt om financiële middelen vrij te maken voor politieke participatie. Dit leidt tot een situatie waarin groaners zich primair bezighouden met hun bestaanszekerheid, waardoor lange termijn doelen, zoals democratische participatie, naar de achtergrond verdwijnen (Standing, 2011).

Dit onderscheid maakt duidelijk dat werkonzekerheid niet voor iedereen hetzelfde uitwerkt. Dit suggereert dat de gevolgen van werkonzekerheid op democratische participatie kunnen variëren, afhankelijk van de individuele situatie van de werknemer. Hieruit volgt de tweede hypothese: *Mensen die te maken hebben met werkonzekerheid die een partner met een betaalde baan hebben, participeren actiever in de democratie dan mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en geen partner met een betaalde baan hebben.*

2.3 Controlevariabelen

Het is van belang om rekening te houden met andere factoren die een rol kunnen spelen in de relatie tussen werkonzekerheid en participatie in de democratie. Dit is van belang omdat deze factoren de relatie kunnen vertekenen. In dit onderzoek worden daarom drie controlevariabelen meegenomen: leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond. Deze controlevariabelen kunnen op zichzelf al verschillen in participatie in de democratie verklaren. Wanneer deze controlevariabelen niet worden meegenomen, kan dit de interne validiteit van het onderzoek ondermijnen. Dit komt doordat het dan onduidelijk blijft of de gevonden resultaten daadwerkelijk het gevolg zijn van werkonzekerheid of dat ze (gedeeltelijk) voortkomen uit verschillen in bijvoorbeeld

opleidingsniveau of leeftijd. Door de genoemde controlevariabelen mee te nemen, wordt de relatie tussen werkonzekerheid en participatie in de democratie meer geïsoleerd, waardoor er met grotere zekerheid uitspraken over deze relatie kunnen worden gedaan.

Ten eerste wordt er rekening gehouden met het leeftijdsverschil tussen de respondenten. Uit eerder onderzoek blijkt dat mensen in de leeftijdsgroep van middelbare leeftijd tot ongeveer 65 jaar over het algemeen actiever deelnemen aan democratische processen dan jongere leeftijdsgroepen (Den Ridder, 2020; Schmeets, 2018; Verbeek, 2021). Dit kan mogelijk verklaard worden doordat zij doorgaans meer tijd hebben en participeren in de democratie als belangrijk zien voor hun belangen (De Bruyn, 2004).

Ten tweede wordt er rekening gehouden met het verschil in opleidingsniveau van de respondenten. Dit wordt gedaan omdat mensen met een hoger opleidingsniveau over het algemeen actiever participeren in de democratie dan mensen met een lager opleidingsniveau (van der Meer & Dekker, 2011). Mogelijke verklaringen hiervoor zijn dat hoger opgeleiden meer geïnteresseerd zijn in de democratie, meer toegang hebben tot informatie, meer sociale en politieke vaardigheden hebben die gebruikt kunnen worden om te participeren en meer vertrouwen hebben in hun eigen kunnen (Van der Meer & Dekker, 2011; Verbeek, 2021).

Ten slotte wordt er rekening gehouden met of de respondenten wel of geen migratieachtergrond hebben. Dit wordt gedaan omdat mensen met een migratieachtergrond over het algemeen minder actief participeren in de democratie dan mensen met een Nederlandse achtergrond (Schmeets, 2017; Schmeets, 2018; Verbeek, 2021). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat mensen met een migratieachtergrond

zich minder goed kunnen identificeren met politici die niet hun taal, cultuur of ervaringen delen (Verbeek, 2021).

3 Methoden

3.1 Data

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van de elfde ronde van de European Social Survey (ESS, 2023). Dit is een internationaal vergelijkend enquêteonderzoek dat sinds 2001 iedere twee jaar in Europa afgenomen wordt. De ESS meet houdingen, opvattingen en gedrag patronen van diverse bevolkingsgroepen in meer dan dertig landen. Het doel van de ESS is om veranderingen en stabiliteit in levensomstandigheden, sociale structuren, publieke opinies en attitudes binnen en tussen Europese landen over de tijd in kaart te brengen.

In de elfde ronde van de ESS werden gegevens verzameld in 31 landen. Voor dit onderzoek is een selectie uit de steekproef gemaakt, namelijk: Nederlandse respondenten van 18 tot 65 jaar oud met een betaalde baan. De steekproef in Nederland is gebaseerd op een kans steekproef, waarbij gebruik gemaakt is van stratificatie naar leeftijd, geslacht en regio. De populatie werd getrokken uit het bevolkingsregister van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). Het oorspronkelijke aantal Nederlandse respondenten bedroeg 1695. Voor de analyses is de dataset opgeschoond door alleen respondenten binnen de leeftijdsgrens te selecteren en alle respondenten met ontbrekende waarden op variabelen die voor dit onderzoek van toepassing zijn uit te sluiten. De uiteindelijke dataset voor dit onderzoek bevat 976 respondenten.

De dataverzameling vond plaats door middel van face-to-face interviews, uitgevoerd met behulp van computerondersteunde persoonlijke interviews (CAPI) of mobiele interviews (CAMI). Non-respons werd zorgvuldig geregistreerd, inclusief redenen voor uitval.

3.2 Operationalisaties

De afhankelijke variabele gaat over actieve participatie in de democratie. Om actieve participatie in de democratie te meten, zijn drie verschillende items samengenomen.

Deze items gaan over manieren om zaken in een land te verbeteren of te voorkomen dat zaken verkeerd gaan. Het eerste item betreft de vraag of de respondent de afgelopen twaalf maanden wel of niet deel heeft genomen aan een publieke demonstratie. Het tweede item betreft de vraag of de respondent de afgelopen twaalf maanden wel of geen contact heeft opgenomen met een politicus of overheidsfunctionaris. Het derde item betreft de vraag of de respondent de afgelopen twaalf maanden wel of niet gedoneerd heeft aan of deelgenomen aan een politieke partij of pressiegroep. Dit zijn drie dummyvariabelen. Deze drie dummyvariabelen zijn samengenomen tot één dummyvariabele. Hierbij betekent (0) dat de respondent de afgelopen twaalf maanden op geen van de genoemde manieren heeft geparticipeerd in de democratie. Hierbij betekent (1) dat de respondent de afgelopen twaalf maanden op ten minste één van de genoemde manieren geparticipeerd heeft in de democratie.

De onafhankelijke variabele gaat over of iemand wel of niet te maken heeft met werkonzekerheid, wat gemeten wordt aan de hand van het type arbeidscontract van de respondent. De bijbehorende vraag is: 'Do/did you have a work contract of...'. Het is niet nodig de respondenten met een betaalde baan te selecteren, aangezien deze vraag gesteld is aan de respondenten die bij een eerder gestelde vraag al hebben aangegeven een betaalde baan te hebben. De variabele bestond uit vijf antwoordopties, waarbij drie antwoordopties aangaven of het arbeidscontract vast of tijdelijk is of dat de er geen contract is. De overige antwoordopties gaven aan dat de respondent weigerde of het niet wist, wat beschouwd wordt als missende waarden. Van deze variabele is een

dummy variabele gemaakt met twee antwoordopties, waarbij (0) betekent dat de respondent een vast arbeidscontract heeft en waarbij (1) betekent dat de respondent geen of een tijdelijk arbeidscontract heeft. Wanneer iemand een vast arbeidscontract heeft, heeft diegene niet te maken met werkonzekerheid. Wanneer iemand geen of een tijdelijk arbeidscontract heeft, heeft diegene wel te maken met werkonzekerheid.

De modererende variabele gaat over of het verband tussen werkonzekerheid en het actief participeren in de democratie beïnvloed wordt door het al dan niet hebben van partner met een betaalde baan. Dit wordt gemeten door de variabele die meet of de respondent wel of geen partner met een betaalde baan heeft, met de bijbehorende vraag: 'Which of the descriptions on this card applies to what he/she has been doing for the last 7 days? In paid work (or away temporarily) (employee, self-employed, working for your family business)'. De variabele is een dummyvariabele, waarbij de twee antwoordopties aangeven of de respondent geen partner met een betaalde baan heeft (0) of wel een partner met een betaalde baan heeft (1). Wanneer de respondent geen partner heeft met een betaalde baan, heeft deze respondent te maken met een enkel inkomen. Wanneer de respondent wel een partner heeft met een betaalde baan, heeft deze respondent te maken met een dubbel inkomen.

De eerste controlevariabele is de leeftijd van de respondent, wat gemeten werd door de variabele die de leeftijd van de respondent in jaren geeft, berekend door het geboortjaar van de respondent. Wanneer er geen leeftijd bekend is, wordt dit als missende waarde beschouwd. Uit de dataset is een selectie gemaakt van respondenten met een leeftijd vanaf 18 jaar tot 65 jaar. Deze controlevariabele is meegenomen als continue variabele.

De tweede controlevariabele is opleidingsniveau. Dit is gemeten aan de hand van de variabele die meet wat het hoogste opleidingsniveau is dat de respondent succesvol heeft behaald. De bijbehorende vraag is: 'What is the highest level of education you have successfully completed?'. De variabele bestond uit 27 verschillende opleidingsniveaus. Deze 27 opleidingsniveaus zijn samengenomen tot zes bredere opleidingsniveaus, omdat dit de data overzichtelijker en makkelijker te analyseren en maakt. Een hogere score komt overeen met een hoger opleidingsniveau, waardoor de variabele een ordinaal meetniveau heeft. Echter, in de analyses wordt deze variabele behandeld als een continue variabele.

De derde controlevariabele is migratie achtergrond. Dit is gemeten door een variabele die meet of de respondent wel of niet geboren is in Nederland. De bijbehorende vraag is: 'Were you born in [country]?'. De variabele bestond uit vijf antwoordopties, waarbij de eerste twee antwoordopties aangaven of de respondent wel of niet in Nederland geboren is. De overige antwoordopties gaven aan dat de respondent weigerde, het niet wist of geen antwoord heeft gegeven. Van deze variabele is een dummy variabele gemaakt, waarbij (0) betekent dat de respondent in Nederland is geboren en waarbij (1) betekent dat de respondent niet in Nederland is geboren. De overige antwoordopties worden als missende waarden beschouwd, omdat deze niet aangeven of de respondent wel of niet in Nederland is geboren.

3.3 Analyse-opzet

Voor het toetsen van de hypothesen, zijn de volgende stappen in de statistische analyse doorlopen. Allereerst is de data van de ESS voorbereid door te filteren op Nederland. Vervolgens zijn er bewerkingen zoals hercoderingen uitgevoerd op de variabelen

waarvoor dit nodig bleek te zijn en is er gefilterd op respondenten met een leeftijd van 18 tot 65 jaar. Hierna zijn missende waarden uit de data gefilterd. De variabelen hebben een informatieve naam gekregen om het interpreteren van de uitkomsten makkelijker te maken.

Na het voorbereiden van de dataset, zijn univariate en bivariate statistieken berekend en is er vervolgens een logistische regressieanalyse uitgevoerd, omdat de afhankelijke variabele een dichotome uitkomst heeft. Het logistische regressiemodel bestaat uit vier modellen, waarbij telkens een extra variabele of set van variabelen is toegevoegd om de effecten van de controlevariabelen, de onafhankelijke variabele en de moderator te isoleren.

Het eerste model is het basismodel met daarin de afhankelijke variabele *participatie in de democratie* en de controle variabelen *leeftijd*, *opleidingsniveau* en *migratieachtergrond*. Dit model dient om de invloed van de controlevariabelen te controleren, zonder de invloed van de onafhankelijke variabele *werkonzekerheid*, de moderator *partner met betaalde baan* en de interactievariabele.

In het tweede model werd de onafhankelijke variabele *werkonzekerheid* toegevoegd aan het model. Hierdoor kon onderzocht worden of *werkonzekerheid* op zichzelf een significant effect heeft op *participatie in de democratie*, gecontroleerd voor de controlevariabelen.

In het derde model is de moderator *partner met betaalde baan* toegevoegd aan het model, waardoor onderzocht kon worden of het hebben van een partner met een betaalde baan op zichzelf een significant heeft op *participatie in de democratie*, gecontroleerd voor de controlevariabelen.

In het vierde model werd de interactievariabele toegevoegd aan het model. Deze interactievariabele modereert het effect van *werkonzekerheid* op *participatie in de democratie* en is gemodelleerd door de variabele *werkonzekerheid* te vermenigvuldigen met de variabele *partner met betaalde baan*. Hierdoor is inzicht verkregen in hoe de combinatie tussen het te maken hebben met *werkonzekerheid* en het hebben van een *partner met een betaalde baan* invloed heeft op *participatie in de democratie*, gecontroleerd voor de controlevariabelen.

Na het uitvoeren van de logistische regressieanalyse, zijn de assumpties die gaan over onafhankelijke observaties, multicollineariteit en uitbijters gecontroleerd. Verder is aan de hand van de toetsen die volgden uit de logistische regressieanalyse per model de modelfit geëvalueerd.

Na de assumptiecontrole en de evaluatie van de modelfit, zijn de hypothesen getoetst. De eerste hypothese is getoetst aan de hand van de significantie van de parameterschatting van *werkonzekerheid* in model twee. De tweede hypothese is getoetst aan de hand van de significantie van de parameterschatting van de *interactie* in model vier.

4 Resultaten

4.1 Beschrijvende statistieken

4.1.1 Univariate statistieken

Uit tabel 1 blijkt hoe respondenten scoren op de variabelen in de analyse, wat nader is uitgewerkt in bijlage 1. Ongeveer 27% van de respondenten geeft aan actief te zijn in de democratie, wat wijst op een relatief lage mate van participatie in de democratie binnen de steekproef. Wat betreft werkonzekerheid heeft ongeveer een vijfde van de respondenten hiermee te maken. Dit is een relevant aandeel met het oog op de eerste hypothese waarin wordt gesteld dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid minder actief participeren in de democratie dan mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid. Verder blijkt dat 59,8% van de respondenten een partner heeft met een betaalde baan, wat een dubbel inkomen inhoudt, terwijl 40,2% van de respondenten een enkel inkomen heeft. Dit biedt variatie om de tweede hypothese te toetsen, namelijk dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en die een partner met een betaalde baan hebben, actiever participeren in de democratie dan mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en die geen partner met een betaalde baan hebben. De gemiddelde leeftijd van de respondenten is relatief hoog, namelijk ongeveer 43 jaar ($\mu = 43,146$), met een spreiding van 18 tot 65 jaar. Opvallend is dat het gemiddelde opleidingsniveau 4,448 is op een schaal van 1 tot 6. Dit duidt op een relatief hoog opleidingsniveau in de steekproef. Tenslotte heeft ongeveer een tiende van de respondenten een migratieachtergrond.

Tabel 1. Univariate statistieken voor alle variabelen in de analyse: gemiddelde, frequentie, standaarddeviatie, minimum, maximum en aantal cases.

	Gemiddelde	Frequentie	Min	Max	N
Participatie in de democratie (0 – Nee, 1 – Ja)		73,4% Nee 26,6% Ja			976
Werkonzekerheid (0 – Nee, 1 – Ja)		78,5% Nee 21,5% Ja			976
Partner met betaalde baan (0 – Nee, 1 – Ja)		40,2% Nee 59,8% Ja			976
Leeftijd (0 – Enkel, 1 – Dubbel)					
	43,478 (13,527)		18	65	976
Opleidingsniveau	4,527 (1,137)		1	6	976
Migratieachtergrond (0 – Nee, 1 – Ja)		88,7% Nee 11,3% Ja			976

4.1.2 Bivariate statistieken

Uit tabel 2 blijken de correlaties (Pearson's) tussen de variabelen in de analyse.

Allereerst is opvallend dat de samenhang tussen participatie in de democratie en werkonzekerheid zeer gering is ($r = 0,017$) en bovendien niet significant. Dit houdt in dat er op basis van deze data geen direct verband tussen participatie in de democratie en werkonzekerheid lijkt te zijn. Dit is opvallend omdat op basis van de eerste hypothese een negatieve samenhang werd verwacht.

Hiernaast blijkt dat werkonzekerheid significant negatief samenhangt met zowel het hebben van een partner met een betaalde baan ($r = -0,222$; $p < 0,05$) als met leeftijd ($r = -0,322$, $p < 0,05$) en opleidingsniveau ($r = -0,113$; $p < 0,05$). Dit betekent dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid vaker geen partner met een betaalde baan hebben, gemiddeld jonger zijn en een lager opleidingsniveau hebben dan mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid.

Verder blijkt er een kleine maar significante positieve samenhang te zijn tussen werkonzekerheid en het hebben van een migratieachtergrond ($r = 0,097$, $p < 0,05$). Dit

suggereert dat mensen die een migratieachtergrond hebben iets vaker te maken hebben met werkonzekerheid dan mensen zonder een migratieachtergrond.

Participatie in de democratie en leeftijd hangen positief samen en dit is tevens significant ($r = 0,096$; $p < 0,05$). Ditzelfde geldt voor opleidingsniveau ($r = 0,129$; $p < 0,05$). Hieruit volgt dat oudere of hoger opgeleide respondenten vaker participeren in de democratie dan respondenten die jonger en lager opgeleid zijn.

Een ander opvallend resultaat is dat het hebben van een partner met een betaalde baan positief samenhangt met leeftijd ($r = 0,196$; $p < 0,05$) en opleidingsniveau ($r = 0,141$, $p < 0,05$), dit is tevens significant. Dit betekent dat oudere en hoger opgeleide respondenten vaker samenwonen met een partner die ook een inkomen heeft.

Concluderend lijkt werkonzekerheid met name samen te hangen met sociale demografische kenmerken en minder met participatie in de democratie.

Tabel 2. Bivariate statistieken voor alle variabelen in de analyse.

	Participatie in de democratie	Werkonzeker heid	Partner met betaalde baan	Leeftijd	Opleidings- niveau	Migratie- achtergrond
Participatie in de democratie	-	0,017	0,007	0,096*	0,129*	-0,024
Werkonzekerheid		-	-0,222*	-0,322*	-0,113*	0,097*
Partner met betaalde baan			-	0,169*	0,190*	-0,072*
Leeftijd				-	-0,012	0,031
Opleidings- niveau					-	-0,031
Migratie- achtergrond						-

* Significant bij $p < 0,05$

4.2 Modevaluatie

4.2.1 Modelassumptie: onafhankelijke observaties

In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van een logistische regressieanalyse. Een van de assumpties die hierbij gecontroleerd wordt, is die van onafhankelijke observaties. Deze assumptie houdt in dat elke observatie op zichzelf staat en niet wordt beïnvloed door andere observaties. In dit onderzoek is, doordat individuen willekeurig zijn geselecteerd binnen strata, de kans op onderlinge beïnvloeding klein. Hierom wordt aangenomen dat deze assumptie niet is geschonden.

4.2.2 Modelassumptie: multicollineariteit

Om te controleren op de afwezigheid van multicollineariteit, zijn VIF-scores geanalyseerd. Deze VIF-scores zijn te vinden in tabel 3. Uit de analyse blijkt dat geen van de VIF-scores groter is dan 4, wat duidt op de afwezigheid van multicollineariteit. Er kan worden geconcludeerd dat de onafhankelijke variabelen onderling niet te sterk samenhangen.

4.2.3 Modelassumptie: uitbijters

Er is onderzocht of er uitbijters aanwezig zijn in de dataset. Hieruit volgde dat er van de 976 cases, slechts 15 cases zijn die mogelijke uitbijters zijn. Om te onderzoeken of deze mogelijke uitbijters de geschatte coëfficiënten beïnvloeden, is er opnieuw een logistische regressieanalyse uitgevoerd, waarbij de mogelijke uitbijters verwijderd zijn. Hieruit volgde dat de invloed van de mogelijke uitbijters op de geschatte coëfficiënten klein lijkt te zijn. Bovendien zijn deze cases mogelijk toch waardevol voor de resultaten, gezien het feit dat deze cases slechts kleine uitbijters lijken te zijn. Door deze redenen is

ervoor gekozen om de cases die mogelijke uitbijters zijn te behouden. Dit is nader toegelicht in bijlage 3.

4.2.4 Modelfit

Aan de hand van tabel 3 is de modelfit geëvalueerd, wat nader is uitgewerkt in bijlage 2.

Voor het evalueren van de modelfit is gebruik gemaakt van classificatietabellen, de -2 Log likelihood test en de Hosmer-Lemeshow test. De classificatietabellen lieten een hoge nauwkeurigheid zien, maar doordat de uitkomstvariabele participatie in de democratie een oneven verdeling kent (25,9% participatie, 74,1% niet-participatie), zijn de cijfers die volgen uit de classificatietabellen beperkt informatief. Dit komt doordat een hoge nauwkeurigheid in dit geval ontstaan kan zijn doordat het model vooral correcte voorspellingen doet voor de dominante categorie 'geen participatie', zonder dat het model daadwerkelijk goed onderscheid maakt tussen participatie en geen participatie.

Uit de -2 Log Likelihood test volgde dat model 1 en 2 een significante verbetering in fit lieten zien ten opzichte van respectievelijk het lege model en model 1. Model 3 en 4 lieten geen significante verbetering in fit zien ten opzichte van model 2 en model 3. De Hosmer-Lemeshow test was voor alle vier de modellen niet significant, wat aangeeft dat er geen significante afwijkingen zijn tussen de geobserveerde en verwachte waarden. Dit betekent dat er op basis van deze test geen aanwijzingen zijn dat de modellen slecht bij de data passen.

Tabel 3. Parameterschattingen voor de logistische regressieanalyse met als uitkomstvariabele participatie in de democratie

	Model 1				Model 2				Model 3				Model 4			
	b (SE)	Odds- Ratio	p	b (SE)	Odds- Ratio	p	b (SE)	Odds- Ratio	p	b (SE)	Odds- Ratio	p	b (SE)	Odds- Ratio	p	VIF
Intercept	-1,027* (0,079)	-	<0,001	-1,118* (0,090)	-	<0,001	-1,042* (0,135)	-	<0,001	-0,982* (0,145)	-	<0,001	-0,982* (0,145)	-	<0,001	
Leeftijd	0,017* (0,006)	1,018	0,002	0,022* (0,006)	1,022	<0,001	0,022* (0,006)	1,022	<0,001	0,021* (0,006)	1,022	<0,001	0,021* (0,006)	1,022	<0,001	1,150
Opleidingsniveau	0,267* (0,066)	1,306	<0,001	0,285* (0,067)	1,330	<0,001	0,293* (0,067)	1,341	<0,001	0,289* (0,068)	1,335	<0,001	0,289* (0,068)	1,335	<0,001	1,053
Migratieachtergrond	-0,180 (0,240)	0,835	0,453	-0,246 (0,244)	0,782	0,312	-0,257 (0,244)	0,773	0,265	-0,265 (0,244)	0,767	0,278	-0,265 (0,244)	0,767	0,278	1,019
Werkonzekerheid				0,430* (0,191)	1,537	0,025	0,408* (0,193)	1,504	0,046	0,221 (0,267)	1,247	0,408	0,221 (0,267)	1,247	0,408	2,107
Partner met betaalde baan							-0,118 (0,157)	0,888	0,336	-0,204 (0,177)	0,816	0,249	-0,204 (0,177)	0,816	0,249	1,389
Werkonzekerheid * Partner met betaalde baan																1,964
-2 Log likelihood	1104,813			1099,851			1099,281			1098,233			1098,233			
X²	26,642*		<0,001	4,962*		0,026	0,570		0,450	1,048		0,306	1,048		0,306	
Hosmer and Lemeshow	2,296		0,971	4,815		0,777	2,592		0,957	11,097		0,196	11,097		0,196	
N	976			976			976			976			976			

* Significant bij $\alpha = 0,05$

4.3 Hypothese toetsing

Aan de hand van een logistische regressieanalyse zullen in deze paragraaf de hypothesen die volgen uit de theorie worden getoetst. Aangezien de parameterschattingen die volgen uit een logistische regressieanalyse complex zijn om te interpreteren, zijn de bijbehorende kansen berekend om de resultaten inzichtelijker te maken. De kansberekeningen zijn terug te vinden in Bijlage 2.

De modellen waarin deze analyses zijn uitgevoerd, hebben alle vier participatie in de democratie als afhankelijke variabele. De onafhankelijke variabelen verschillen per model, waarbij model 1 enkel de drie controlevariabelen bevat, en in latere modellen de hoofd- en interactie-effecten worden toegevoegd. In tabel 3 staat een overzicht van de resultaten van de modellen.

Voordat de hypothesen getoetst worden, wordt in model 1 onderzocht wat de afzonderlijke effecten zijn van de controlevariabelen, leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond, op participatie in de democratie. Hieruit volgt dat zowel leeftijd ($b = 0,017$; $p < 0,05$) als opleidingsniveau ($b = 0,267$; $p < 0,05$) significant positief samenhangen met participatie in de democratie, gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit betekent dat oudere en hoger opgeleide personen een grotere kans hebben om actief te zijn in de democratie. Omdat leeftijd gecentreerd is rond het gemiddelde, betekent een waarde van 0 de gemiddelde leeftijd in de populatie. Om de kansen op participatie in de democratie voor iemand met een hogere leeftijd te kunnen berekenen, is gebruik gemaakt van een verschil van één standaarddeviatie boven het gemiddelde ($SD = 13,527$). Om de kansen op participatie in de democratie voor iemand met een lagere leeftijd te kunnen berekenen, is gebruik gemaakt van een verschil van één standaarddeviatie onder het gemiddelde. Zo is de kans dat iemand met een hogere

leeftijd participeert in de democratie 31%, terwijl de kans voor iemand met een lagere leeftijd 22% is.

Er geldt een vergelijkbaar verschil voor opleidingsniveau. Omdat ook opleidingsniveau gecentreerd is, zijn de kansen op participatie in de democratie berekend op basis van een verschil van één standaarddeviatie boven en onder het gemiddelde ($SD = 1,158$). Dit komt overeen met iemand met een hoger of een lager opleidingsniveau. Iemand met een hoger opleidingsniveau heeft een kans van 32% op participatie in de democratie, terwijl iemand met een lager opleidingsniveau een kans van 21% op participatie in de democratie heeft. Het effect van migratieachtergrond is negatief maar niet significant ($b = -0,180$; $p = 0,453$), wat suggereert dat mensen met een migratieachtergrond minder kans hebben op participatie in de democratie dan mensen zonder migratieachtergrond, gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit is terug te zien in de kansen: de kans op participatie in de democratie is 26% voor mensen zonder een migratieachtergrond en 23% voor mensen met een migratieachtergrond. Echter, doordat dit effect niet significant is, is dit niet te generaliseren naar de populatie.

In model twee wordt de eerste hypothese getoetst, namelijk dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid minder actief participeren in de democratie dan mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid. Aan het tweede model is de variabele werkonzekerheid toegevoegd. Uit tabel 3 volgt dat de variabele werkonzekerheid, in tegenstelling tot de verwachting, een vrij groot, positief en significant effect heeft ($b = 0,430$; $p < 0,05$), gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit betekent dat respondenten die te maken hebben met werkonzekerheid vaker participeren in de democratie dan respondenten die niet te maken hebben met werkonzekerheid. Uitgedrukt in kansen is dit 33% voor mensen die te maken hebben

met werkonzekerheid versus 24% voor mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid. Deze bevinding ondersteunt de eerste hypothese dus niet.

In het derde model wordt variabele partner met een betaalde baan toegevoegd om het directe effect van deze variabele op participatie in de democratie te onderzoeken, nog zonder de interactie met werkonzekerheid mee te nemen. Uit de resultaten blijkt dat het hebben van een partner met een betaalde baan een negatief maar niet significant effect heeft op participatie in de democratie ($b = -0,118$; $p = 0,336$), gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit suggereert dat het hebben van een partner met een betaalde baan zorgt voor een kleinere kans op participatie in de democratie. Wanneer iemand geen partner met een betaalde baan heeft, is de kans op participatie in de democratie 26%. Wanneer iemand wel een partner met een betaalde baan heeft, is de kans op participatie in de democratie 23%. Doordat dit effect niet significant is, heeft het hebben van een partner met een betaalde baan op zichzelf geen aantoonbare invloed op het wel of niet participeren in de democratie.

Vervolgens wordt in het vierde model de tweede hypothese getoetst, namelijk dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en die een partner met een betaalde baan hebben actiever participeren in de democratie dan mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en die geen partner met een betaalde baan hebben. In het vierde model is een interactieterm opgenomen tussen werkonzekerheid en het al dan niet hebben van een partner met een betaalde baan. Op deze manier kan worden onderzocht of het effect van werkonzekerheid op participatie in de democratie gemodereerd wordt door de aanwezigheid van een partner met een betaalde baan. De interactieterm is positief maar niet significant ($b = 0,373$; $p = 0,305$), gecontroleerd voor de overige variabelen. Dit betekent dat mensen die te maken hebben met

werkonzekerheid niet significant meer participeren in de democratie wanneer zij een partner met een betaalde baan hebben, in vergelijking met mensen in eenzelfde situatie van werkonzekerheid zonder een partner met een betaalde baan. De kans op participatie in de democratie voor iemand die te maken heeft met werkonzekerheid en een partner met een betaalde baan heeft, is 35%. Voor iemand die te maken heeft met werkonzekerheid en geen partner met een betaalde baan heeft, is dit 31%. Dit is in lijn met de tweede hypothese, maar aangezien dit effect niet significant is, wordt de tweede hypothese niet ondersteund.

5 Conclusie en discussie

Uit dit onderzoek blijkt dat werkonzekerheid niet leidt tot een lagere mate van participatie in de democratie onder Nederlandse werkenden tussen de 18 en 65 jaar. In tegendeel, werkonzekerheid blijkt ervoor te zorgen dat werkenden juist actiever gaan participeren in de democratie. Ook blijkt dat het hebben van een partner met een betaalde baan hierin geen aantoonbare rol speelt. Hiermee wordt de onderzoeksvraag: “In hoeverre leidt werkonzekerheid ertoe dat Nederlandse werknemers minder geneigd zijn actief te participeren in de democratie en wat is de invloed van het ontbreken van een partner met een betaalde baan hierop?” beantwoord.

Zoals van den Berg (2021) zei: “Iedereen is moe, niemand heeft tijd”. Deze uitspraak weerspiegelt de groeiende zorg in de Nederlandse samenleving dat steeds meer vaste arbeidscontracten worden vervangen door flexibele vormen van werk, waardoor werkonzekerheid toeneemt (Jonkhout, 2023; Wielers, 2023). Verwacht werd dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid, minder actief participeren in de democratie, vanwege vermoeidheid en het gebrek aan middelen, tijd en sociale netwerken. Dit zou ervoor kunnen zorgen dat een steeds grotere groep mensen ondervertegenwoordigd raakt in de democratie, wat het goed functioneren van een democratie onder druk zet.

De resultaten die volgen uit de logistische regressieanalyse op basis van data uit de elfde ronde van de ESS, spreken deze zorg tegen. Ondanks de toename van werkonzekerheid, blijken Nederlandse werknemers die te maken hebben met werkonzekerheid juist actiever te participeren in de democratie dan Nederlandse werknemers die niet te maken hebben met werkonzekerheid, wat aansluit bij resultaten van ander onderzoek (Girardi, 2024; Lee, 2024).

Een mogelijke verklaring voor dit resultaat is dat werkonzekerheid in Nederland eerder mobiliserend dan demobiliserend werkt, wat aansluit bij de mobilisatiehypothese (Girardi, 2024). Deze hypothese stelt dat werknemers die te maken hebben met werkonzekerheid zich achtergesteld kunnen voelen ten opzichte van mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid op bijvoorbeeld economisch vlak. Deze ervaren ongelijkheid kan ervoor zorgen dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid gevoelens van onrechtvaardigheid, frustratie en woede ervaren, wat democratische participatie juist mobiliseert, zoals deelname aan demonstraties (Girardi, 2024). Door actief te participeren in de democratie, kunnen deze werknemers hun ontevredenheid over de status quo uiten en proberen hun arbeidspositie te verbeteren (Lee, 2024).

Een tweede conclusie is dat het al dan niet hebben van een partner met een betaalde baan geen aantoonbare rol speelt in hoe actief iemand die te maken heeft met werkonzekerheid, participeert in de democratie. Dit impliceert dat het hebben van een partner met een betaalde baan de negatieve gevolgen van werkonzekerheid niet verzacht. De veronderstelde voordelen van het hebben zo'n partner – zoals financiële middelen, toegang tot bredere sociale netwerken en psychologische stabiliteit – komen niet naar voren in de resultaten.

Ook dit resultaat kan verklaard worden aan de hand van de mobilisatiehypothese (Girardi, 2024). De motivatie om te participeren in de democratie lijkt niet voort te komen uit externe steun of hulpbronnen – zaken die een partner met een betaalde baan zou kunnen bieden – maar uit een innerlijke drijfveer die wordt aangewakkerd door persoonlijke ervaringen van werkonzekerheid. Hierin speelt de sociaaleconomische situatie van de partner dus geen doorslaggevende rol.

Hoewel de resultaten overtuigend lijken, is het relevant enkele beperkingen van dit onderzoek te benoemen. Zo is een punt van aandacht de vraag in hoeverre het type participatie in de democratie dat in dit onderzoek gemeten is, representatief is voor het concept participatie in de democratie. Participatie in de democratie is in dit onderzoek gemeten aan de hand van drie indicatoren: demonstreren, contact opnemen met een politicus of overheidsfunctionaris en het doen van een donatie of deelnemen aan een politieke partij of pressiegroep. Er bestaan echter nog vele andere vormen van participatie in de democratie, zoals stemmen bij verkiezingen, bijdragen aan een politieke campagne, petities tekenen of digitale vormen van betrokkenheid via sociale media. Door slechts een beperkt aantal indicatoren mee te nemen, kan het beeld van hoe mensen die te maken hebben met werkonzekerheid zich tot de democratie verhouden, incompleet blijven. Om deze reden zou toekomstig onderzoek een breder scala aan vormen van participatie in de democratie moeten meenemen. Op deze manier kan een vollediger beeld verkregen worden van hoe actief mensen die te maken hebben met werkonzekerheid participeren in de democratie.

Hiernaast is gebleken dat slecht ongeveer een kwart van de respondenten in dit onderzoek actief participeert in de democratie. Dit betekent dat het merendeel van de respondenten – ongeacht werkonzekerheid – niet participeert in de democratie in de vormen van participatie die in dit onderzoek zijn onderzocht. Hoewel uit de analyses blijkt dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid vaker participeren in de democratie dan mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid, geldt dit slechts binnen een relatief kleine groep die actief participeert in de democratie. Hierdoor wordt de generaliseerbaarheid van de resultaten beperkt. Ook kan gesuggereerd worden dat de gevonden positieve relatie tussen werkonzekerheid en het

actief participeren in de democratie mogelijk slechts voor een selectieve, democratisch betrokken minderheid geldt. Toekomstig onderzoek zou kunnen verkennen waarom slechts een relatief klein deel van de respondenten actief participeert in de democratie. Hierdoor kan worden voorkomen dat bepaalde groepen ondervertegenwoordigd raken in het democratische proces.

Een ander punt van aandacht is dat in dit onderzoek is aangenomen dat iedereen met een tijdelijk arbeidscontract of zonder arbeidscontract werkonzekerheid ervaart. Hoewel deze keuze praktisch noodzakelijk is vanwege beperkte beschikbaarheid van geschikte indicatoren in de ESS, wordt geen rekening gehouden met verschillen in hoe mensen hun werksituatie ervaren. Zo kiezen grinders volgens Standing (2011) bewust voor een flexibel werk. Voor hen hoeft dit geen bron van werkonzekerheid te zijn. Daarentegen zijn groaners aangewezen op flexibel werk. Zij ervaren vaak wel gevoelens van onzekerheid en stress (Standing, 2011). Doordat grinders en groaners samen zijn genomen tot één categorie van 'werkonzeker', wordt geen onderscheid gemaakt tussen mensen die hun werksituatie als onzeker ervaren en mensen die dat niet doen. Dit kan ervoor zorgen dat de gevonden resultaten over de relatie tussen werkonzekerheid en participatie in de democratie vertekend zijn.

Kortom, dit onderzoek laat zien dat Nederlandse werknemers die te maken hebben met werkonzekerheid eerder gemobiliseerd dan gedemobiliseerd worden om actief te participeren in de democratie. Het hebben van een partner met een betaalde baan speelt hierin geen aantoonbare rol.

Literatuurlijst

- Allan, B. A., Autin, K. L., & Wilkins-Yel, K. G. (2021). Precarious work in the 21st century: A psychological perspective. *Journal of Vocational Behavior*, 126, 103491.
- Armingeon, K., & Schädel, L. (2014). Social Inequality in Political Participation: The Dark Sides of Individualisation. *West European Politics*, 38(1), 1–27. <https://doi.org/10.1080/01402382.2014.929341>
- AWVN (z.d.) Primaire en secundaire arbeidsvoorwaarden.
- AWVN. <https://www.awvn.nl/arbeidsvoorwaarden/hr-van-a-tot-z/primaire-secundaire-arbeidsvoorwaarden/>
- Benda, L., Tijdens, K., & Veenhoven, R. (2014). Secundaire arbeidsvoorwaarden en geluk. *Tijdschrift voor politieke economie*, 8, 15-28.
- Brady, H. E., Verba, S., & Schlozman, K. L. (1995). Beyond SES: A resource model of political participation. *American political science review*, 89(2), 271-294.
- Boogaard, G., Hendriks Frank, Tiemeijer, W., Verloo, N., & Kennisknooppunt Participatie. (2024). *Burgerparticipatie op nationaal niveau*. Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties.
- Bordewijk, P. (2012). *Het precariaat, een nieuwe klasse*. Sociaal bestek. <https://www.paulbordewijk.nl/artikelen/496>
- Cao, S., Shao, E., & Silos, P. (2011). *Fixed-term and permanent employment contracts: Theory and evidence* (No. 2011-21). Bank of Canada Working Paper.
- CBS. (2020). *Onzekerheid, flexibele arbeid en maatschappelijke participatie - Dynamiek op de Nederlandse Arbeidsmarkt* |CBS.
- Cicatiello, L., Ercolano, S., & Gaeta, G. L. (2015). Income distribution and political participation: a multilevel analysis. *Empirica*, 42, 447-479.

- De Bruyn, E. (2004). *Ouderen en politiek: potentieel en participatie*. <https://www.sampol.be/2004/11/ouderen-en-politiek-potentieel-en-participatie>
- Dekker, R. (2011). Als alles flexibel wordt. *Socialisme & Democratie*, 2011(9/10), 110-118.
- Den Ridder, J. (2020). Maatschappelijke en politieke participatie. *De sociale staat van Nederland: 2020*.
- Estlund, C. (2003). Working together: How workplace bonds strengthen a diverse democracy. New York, NY: Oxford University Press
- European Social Survey European Research Infrastructure (ESS ERIC). (2024). ESS11 integrated file, edition 2.0 [Data set]. Sikt - Norwegian Agency for Shared Services in Education and Research. https://doi.org/10.21338/ess11e02_0
- Girardi, E. (2024). Precarity and political protest. *West European Politics*, 1–25. <https://doi.org/10.1080/01402382.2024.2403046>
- Jonkhout, S. (2023). Precar work en arbeidsongevallen.
- Kalleberg, A. L. (2009). Precarious work, insecure workers: Employment relations in transition. *American Sociological Review*, 74(1), 1–22, <http://www.jstor.org/stable/27736045>
- Kremer, M. (2017). De verschillende gezichten van onzekerheid. Flexibel werkenden over werk, familie en sociale zekerheid. *Voor de zekerheid. De toekomst van flexibel werkenden en de moderne organisatie van arbeid*, 97-122.
- Lee, Y. (2024). Does job insecurity stimulate citizen participation? evidence from Chile and Korea. *Community, Work & Family*, 27(4), 499-516.

- Ministerie van Algemene Zaken. (2023, 19 april). *Wat zijn arbeidsvoorwaarden?* Rijksoverheid.nl. <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/arbeidsovereenkomst-en-cao/vraag-en-antwoord/wat-zijn-arbeidsvoorwaarden>
- Ministerie van Justitie en Veiligheid. (2022, 11 oktober). *Arbeidsparticipatie van vrouwen*. Gendergelijkheid | College Voor de Rechten van de Mens. <https://www.mensenrechten.nl/themas/gendergelijkheid/arbeidsparticipatie-van-vrouwen>
- Ooijen, M. V., & Zuidema, F. (2011). *Persoonlijke Netwerken en Politieke Participatie: De Rol van Informatie-verschaffende en Norm-beïnvloedende Mechanismen binnen Persoonlijke Netwerken* (Bachelor's thesis).
- Putnam, R.D. (2000). Bowling Alone: America's Declining Social Capital. In: Crothers, L., Lockhart, C. (eds) Culture and Politics. Palgrave Macmillan, New York. https://doi.org/10.1007/978-1-349-62397-6_12
- Schmeets, H. (2017). Politieke betrokkenheid in Nederland. *Statistische Trends*, december.
- Schmeets, H. (2018). Participatie op de kaart. *Statistische Trends*, 1-24.
- Schur, L. (2003). Employment and the Creation of an Active Citizenry. *British Journal of Industrial Relations*, 41(4), 751–771. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1046/j.1467-8543.2003.00297.x>
- Standing, G. (2011). *The Precariat: The new dangerous class*. London, England: Bloomsbury Academic. <https://library.oapen.org/bitstream/id/c9e38f41-5f2d-4d18-bf72-856a31f2e5a4/9781849664547.pdf>

- Van der Graag, S. (2018). Als je er wat op te zeggen hebt. . . : Individuele en collectieve arbeidsrelaties van precair werkenden in beeld. In *DE BURCHT*.
Wetenschappelijk Bureau voor de Vakbeweging.
- Van der Meer, T., & Dekker, P. (2011). Politieke participatie. *Respect man*, 211-226.
- Vanroelen, C. (2020). Precair werk, ongezond werk? — Denktank Minerva. Denktank Minerva. <https://www.denktankminerva.be/analyse/2017/5/11/precair-werk-ongezond-werk>
- Verbeek, D. (2021). De stem van etnische minderheden. In A. Brons (Red.), *Universiteit Utrecht*. <https://studenttheses.uu.nl/bitstream/handle/20.500.12932/1309/Verbeek%2c%20D%20-%20Scriptie.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Wielers, R. (2023). Allemaal precair? Arbeid en gevoelens van onzekerheid en angst. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 39 (1), 22-36.
<https://doi.org/10.5117/TVA2023.1.003.WIEL>
- Yeoman, R. (2014). Meaningful work and workplace democracy: A philosophy of work and a politics of meaningfulness. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Yudong, L., & Jiayu, Z. (2024). Mechanism of Influence of Precarious Work on Political Participation: An Empirical Study Based on HKPSSD Data. *Politická ekonomie*, 72(1), 24-49.

Bijlage 1

Landen selecteren

*Nederland selecteren vanuit de gehele dataset.

```
DATASET ACTIVATE DataSet3.

USE ALL.

COMPUTE filter_$=(centry = 'NL').

VARIABLE LABELS filter_$ "centry = 'NL' (FILTER)".

VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.

FORMATS filter_$ (f1.0).

FILTER BY filter_$.

EXECUTE.

__SLINE OFF.

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

Statistics

centry Country

N	Valid	1695
	Missing	0

centry Country

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	NL Netherlands	1695	100.0	100.0	100.0

1.1 Afhankelijke variabele: participatie in de democratie

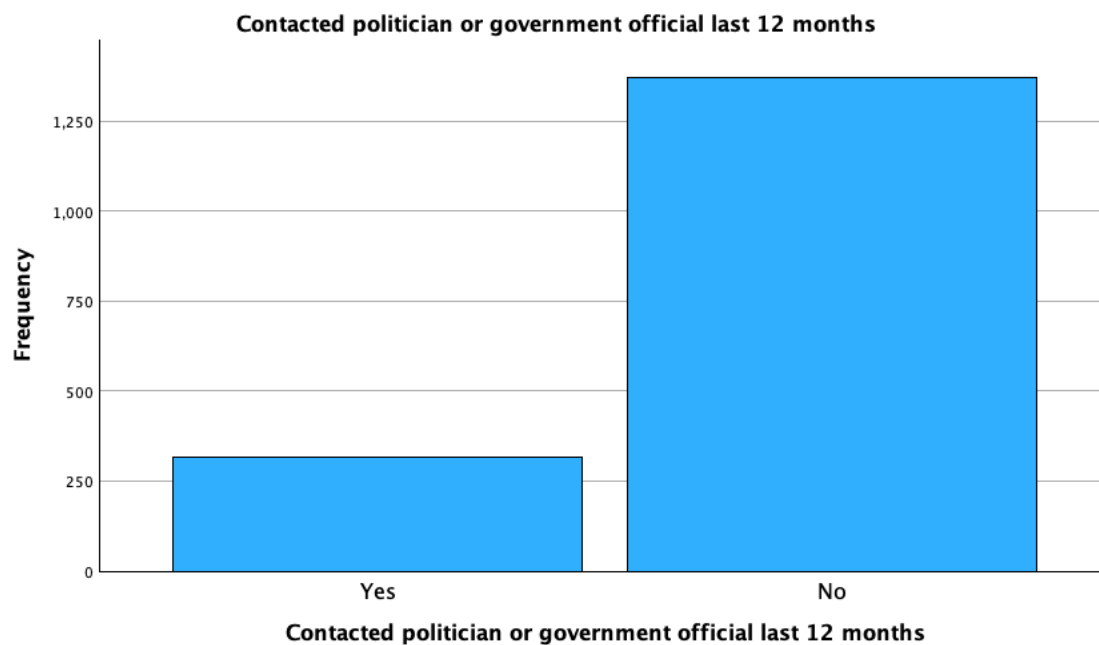
1.1.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdelingen oorspronkelijke variabelen: participatie in de democratie. Deze variabele zal worden gemeten door een drietal items die gaan over politieke participatie.

```
FREQUENCIES VARIABLES=contplt pbldmna donprty
  /BARCHART FREQ
  /ORDER=ANALYSIS.
```

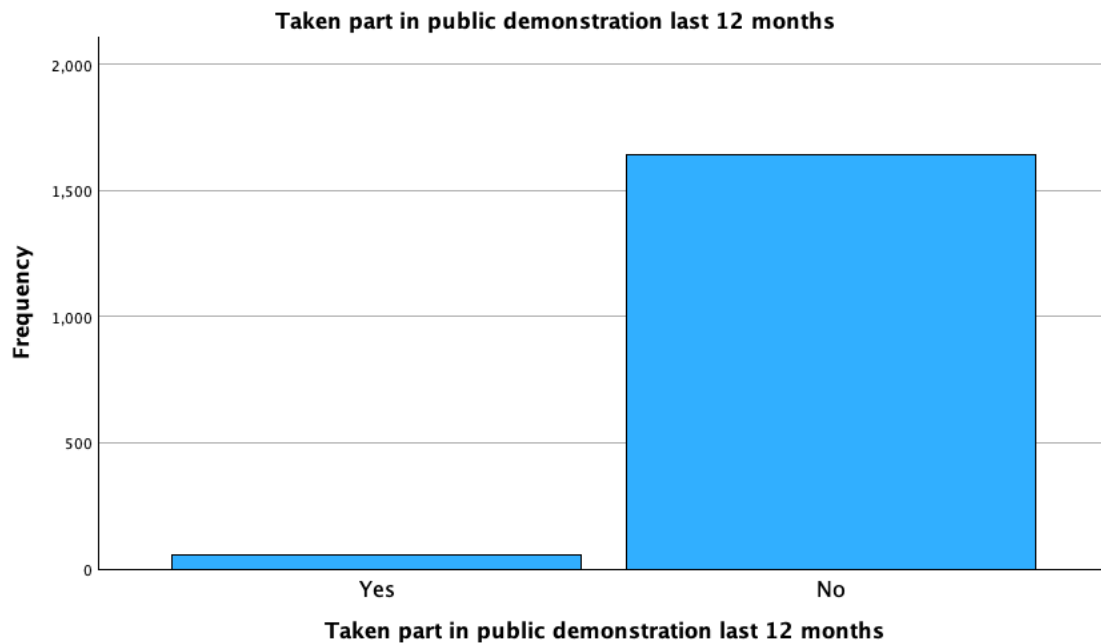
Statistics				
		contplt Contacted politician or government official last 12 months	pblmna Taken part in public demonstration last 12 months	donprty Donated to or participated in political party or pressure group last 12 months
N	Valid	1689	1694	1694
	Missing	6	1	1

contplt Contacted politician or government official last 12 months					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	316	18.6	18.7	18.7
	2 No	1373	81.0	81.3	100.0
	Total	1689	99.6	100.0	
Missing	7 Refusal	3	.2		
	8 Don't know	3	.2		
	Total	6	.4		
Total		1695	100.0		



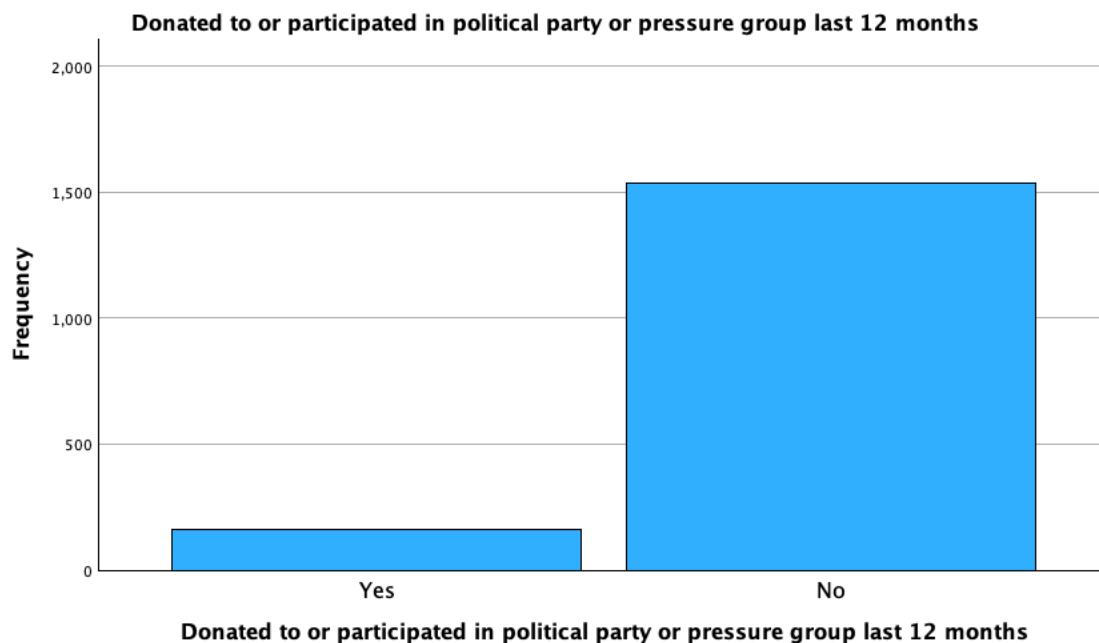
pblmna Taken part in public demonstration last 12 months

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	54	3.2	3.2	3.2
	2 No	1640	96.8	96.8	100.0
	Total	1694	99.9	100.0	
Missing	8 Don't know	1	.1		
Total		1695	100.0		



donprty Donated to or participated in political party or pressure group last 12 months

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	160	9.4	9.4	9.4
	2 No	1534	90.5	90.6	100.0
	Total	1694	99.9	100.0	
Missing	8 Don't know	1	.1		
Total		1695	100.0		



De Cronbach's Alpha is niet hoog ($\alpha = 0,297$), wat betekent dat de interne consistentie tussen de drie items matig is. Aangezien deze drie items het beste passen bij de definitie van participatie in de democratie die in dit onderzoek is gehanteerd, is er toch voor gekozen om deze items te behouden.

*Berekenen Cronbach's Alpha om de interne consistentie van de items te bepalen.

RELIABILITY

```

/VARIABLES=ContactedPoliticianOrGovernment Demonstration Donation
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL
/MODEL=ALPHA.

```

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
.297	3

1.1.2 Bewerkingen

*Dummyvariabelen maken die participatie aan de democratie meten aan de hand van 3 politieke activiteiten die tijd en/of geld kosten: het wel of geen contact opnemen met een politicus of politieke instantie, het wel of niet doneren aan of participeren in een politieke partij of pressiegroep en het wel of niet meedoen aan een demonstratie.

```
RECODE contplt (2=0) (1=1) INTO ContactedPoliticianOrGovernment.
EXECUTE.
```

```
RECODE pbldmna (2=0) (1=1) INTO Demonstration.
EXECUTE.
```

```
RECODE donprty (2=0) (1=1) INTO Donation.
EXECUTE.
```

*Dummyvariabele maken die participatie in de democratie meet. Wanneer iemand op geen van de politieke activiteiten een 1 scoort, wordt dit gezien als geen participatie in de democratie en scoort diegene een 0 op participatie in de democratie. Wanneer iemand op één of meer politieke activiteiten een 1 scoort, wordt dit gezien als participatie in de democratie en scoort diegene een 1 op participatie in de democratie.

```
COMPUTE ParticipatieInDeDemocratieSom=ContactedPoliticianOrGovernment +
Demonstration + Donation.
EXECUTE.
```

```
RECODE PolitiekeParticipatieSom (0=0) (ELSE=1) INTO
ParticipatieInDeDemocratieDummy.
EXECUTE.
```

1.1.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: participatie in de democratie.

```
FREQUENCIES VARIABLES= ParticipatieInDeDemocratieDummy
  /BARCHART FREQ
  /ORDER=ANALYSIS.
```

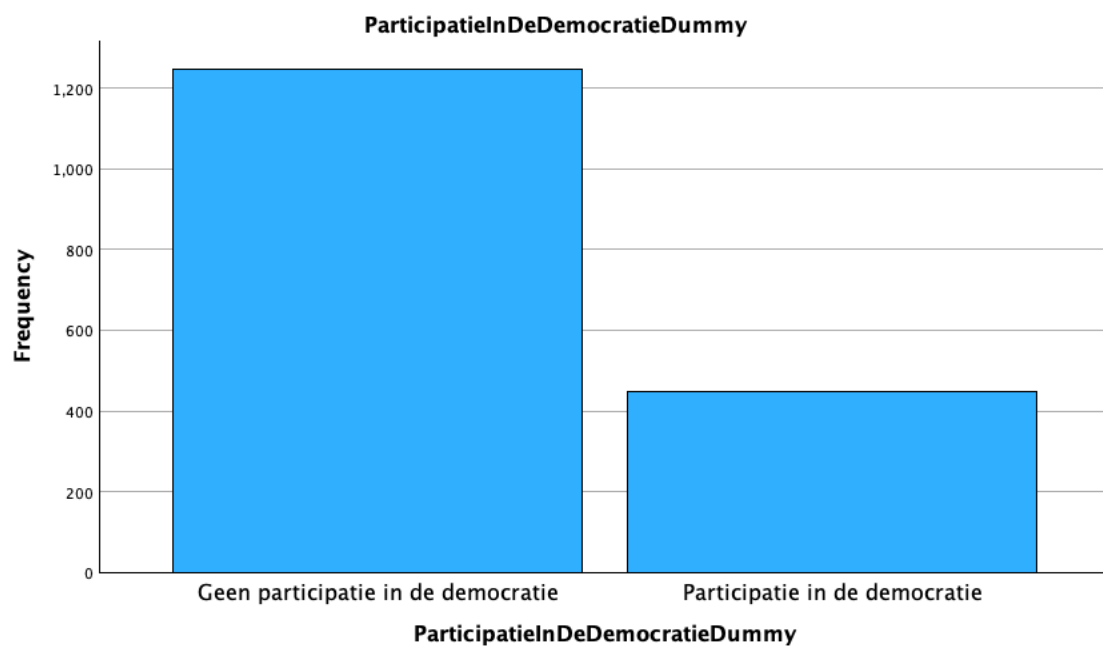
Statistics

ParticipatieInDeDemocratieDumm

y

N	Valid	1695
	Missing	0

ParticipatiInDeDemocratieDummy					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00 Geen participatie in de democratie	1248	73.6	73.6	73.6
	1,00 Participatie in de democratie	447	26.4	26.4	100.0
	Total	1695	100.0	100.0	



1.2 Onafhankelijke variabele: werkonzekerheid

1.2.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdeling oorspronkelijke variabele: werkonzekerheid.

```
FREQUENCIES VARIABLES=wrkctra
```

```
/BARCHART FREQ
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

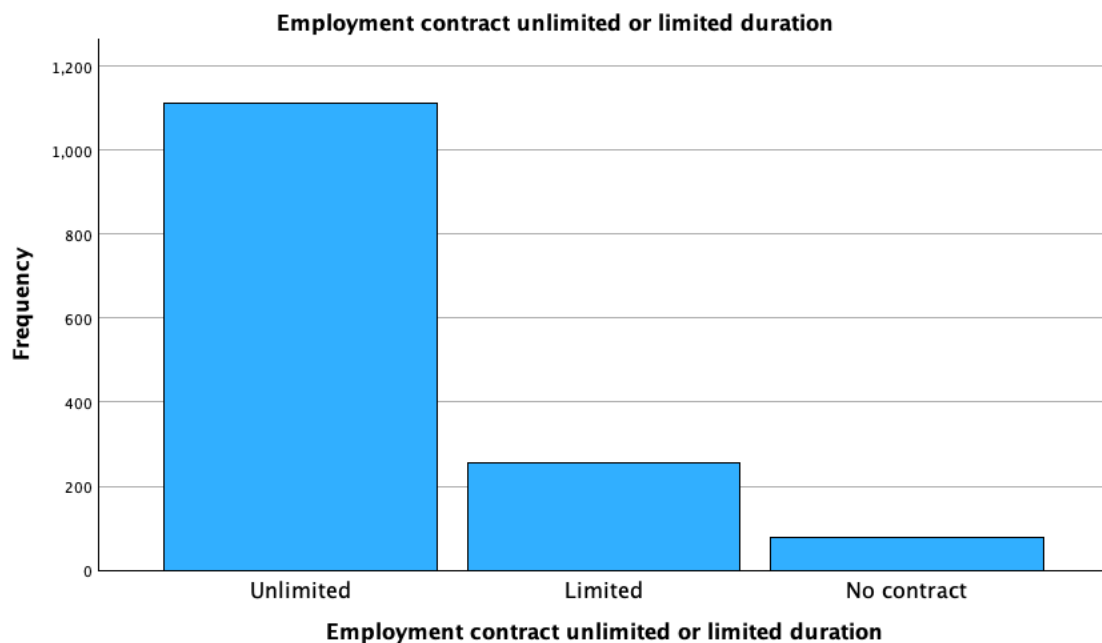
Statistics

wrkctra Employment contract
unlimited or limited duration

N	Valid	1445
	Missing	250

wrkctra Employment contract unlimited or limited duration

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Unlimited	1111	65.5	76.9	76.9
	2 Limited	257	15.2	17.8	94.7
	3 No contract	77	4.5	5.3	100.0
	Total	1445	85.3	100.0	
Missing	6 Not applicable	246	14.5		
	7 Refusal	2	.1		
	8 Don't know	2	.1		
	Total	250	14.7		
Total		1695	100.0		



1.2.2 Bewerkingen

Aangezien de bij deze variabele behorende vraag alleen gesteld is aan respondenten die bij een eerdere vraag hebben aangegeven dat zij een betaalde baan hebben, hoeft er niet apart geselecteerd te worden op respondenten met een betaalde baan.

Wanneer iemand een vast contract heeft, heeft diegene niet te maken met werkonzekerheid.

Wanneer iemand een tijdelijk of geen contract heeft, heeft diegene wel te maken met werkonzekerheid. Er wordt een dummyvariabele gemaakt: 0 - geen werkonzekerheid, 1 - werkonzekerheid.

*Bewerkingen: werkonzekerheid. De naam is aangepast naar 'Werkonzekerheid'.

```
RECODE wrkctra (1=0) (2=1) (3=1) (ELSE=SYSMIS) INTO
```

```
WerkonzekerheidDummy.
```

```
EXECUTE.
```

1.2.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: werkonzekerheid.

```
FREQUENCIES VARIABLES= WerkonzekerheidDummy
```

```
/BARCHART FREQ
```

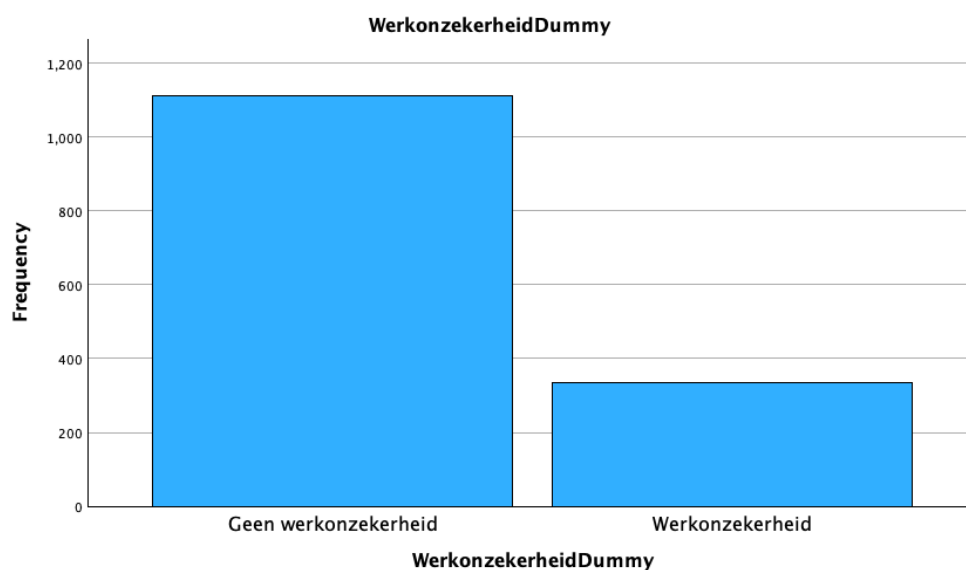
```
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

WerkonzekerheidDummy

N	Valid	1445
	Missing	250

		WerkonzekerheidDummy			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	,00 Geen werkonzekerheid	1111	65.5	76.9	76.9
	1,00 Werkonzekerheid	334	19.7	23.1	100.0
	Total	1445	85.3	100.0	
Missing	System	250	14.7		
Total		1695	100.0		



1.3 Moderator: partner met betaalde baan

1.3.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdeling oorspronkelijke variabele: partner met betaalde baan.

```
FREQUENCIES VARIABLES=pdwrkp
```

```
/BARCHART FREQ
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

pdwrkp Partner doing last 7 days:

paid work

N	Valid	1695
	Missing	0

pdwrkp Partner doing last 7 days: paid work

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0 Not marked	951	56.1	56.1	56.1
	1 Marked	744	43.9	43.9	100.0
	Total	1695	100.0	100.0	



1.3.2 Bewerkingen

*Bewerkingen: de enige benodigde bewerking is het aanpassen van de naam naar

'PartnerMetBetaaldeBaanDummy'.

```
COMPUTE EnkelVsDubbelInkomenDummy =pdwrkp.
```

```
EXECUTE.
```

1.3.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: partner met betaalde baan

```
FREQUENCIES VARIABLES=PartnerMetBetaaldeBaanDummy
```

```
/BARCHART FREQ
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

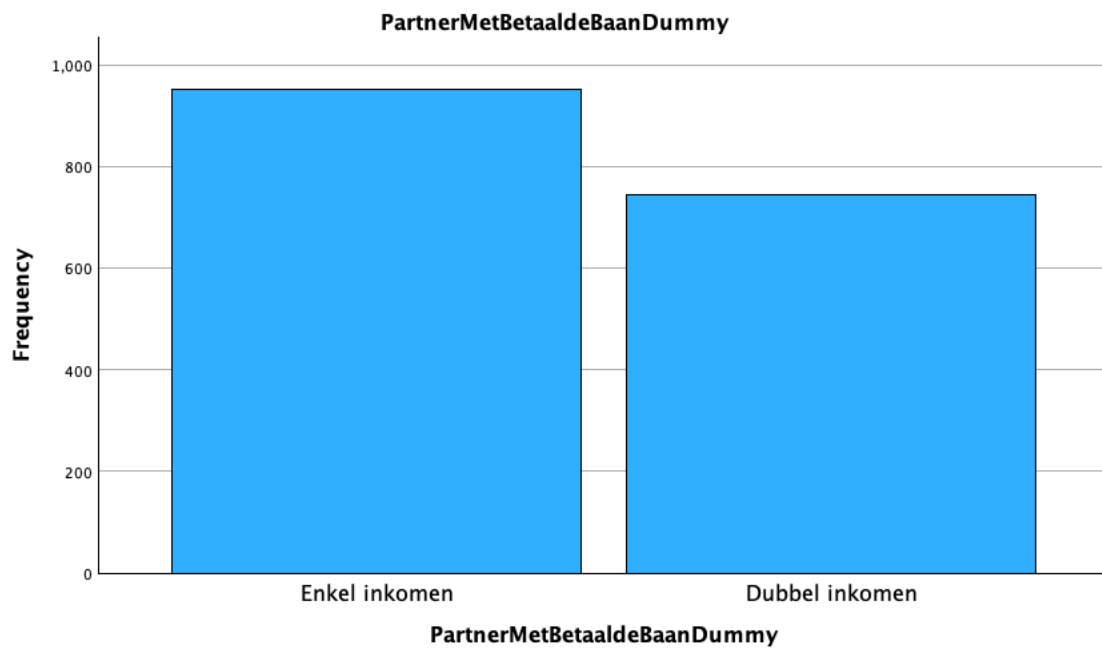
Statistics

PartneMetBetaaldeBaanDummy

N	Valid	1695
	Missing	0

PartnerMetBetaaldeBaanDummy

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00 Nee	951	56.1	56.1	56.1
	1,00 Ja	744	43.9	43.9	100.0
	Total	1695	100.0	100.0	



1.4 Controle variabele: leeftijd

1.4.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdeling oorspronkelijke variabele: leeftijd.

```
FREQUENCIES VARIABLES=agea
```

```
/STATISTICS=MEAN MODE
```

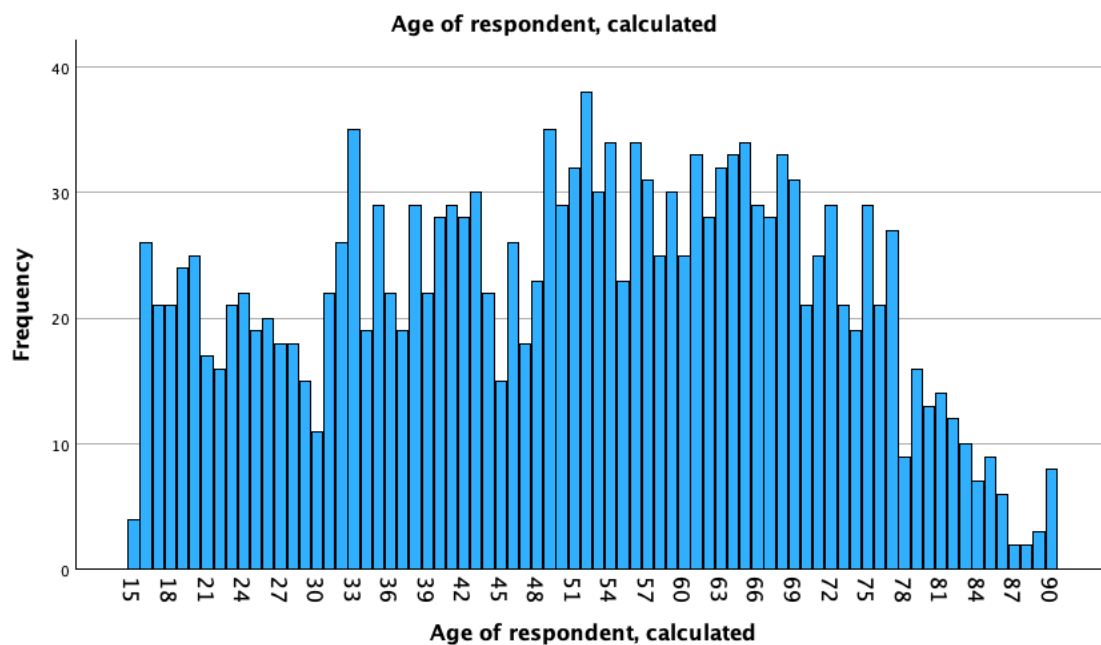
```
/BARCHART FREQ
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

agea Age of respondent, calculated

N	Valid	1690
	Missing	5
Mean		50.52
Mode		52



1.4.2 Bewerkingen

*Bewerkingen: leeftijd. Deze variabele heeft de naam 'Leeftijd' gekregen en er wordt geselecteerd op respondenten vanaf 18 tot en met 65 jaar oud, omdat dit de doelpopulatie is.

```
COMPUTE Leeftijd=agea.
```

```
EXECUTE.
```

```
USE ALL.
```

```
COMPUTE filter_$=(cstry = 'NL' & Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65).
```

```
VARIABLE LABELS filter_$ "cstry = 'NL' 'Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65'  
(FILTER)".
```

```

VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.

FORMATS filter_$ (f1.0).

FILTER BY filter_$.

EXECUTE.

_SLINE OFF.

```

1.4.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: leeftijd.

```

FREQUENCIES VARIABLES=Leeftijd

  /STATISTICS=MEAN MODE

  /BARCHART FREQ

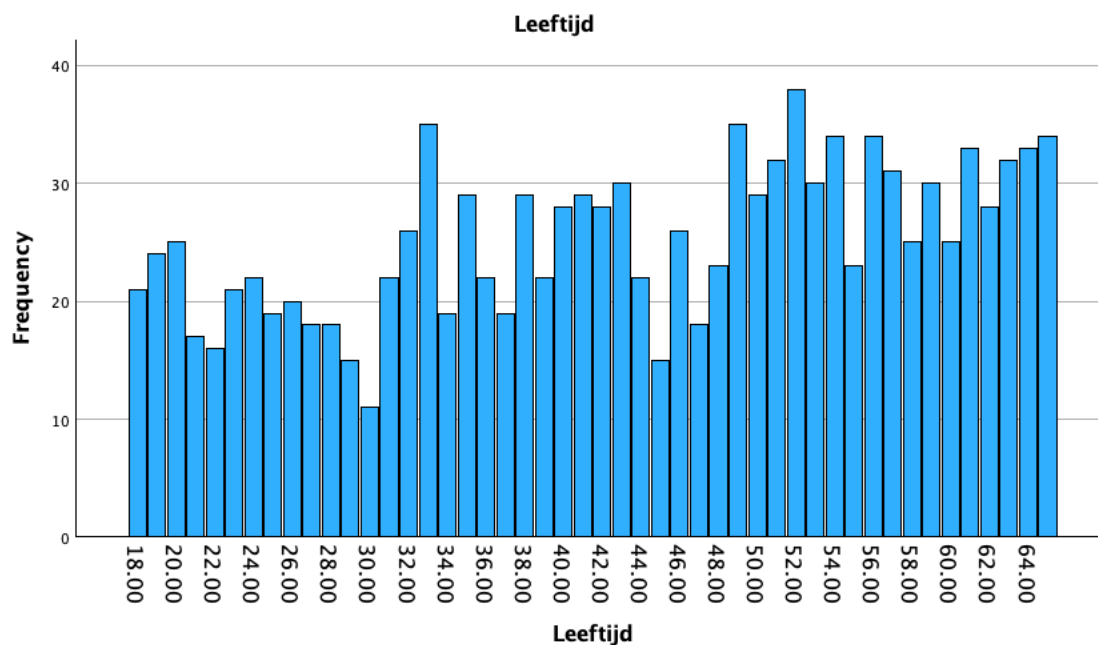
  /ORDER=ANALYSIS.

```

Statistics

Leeftijd

N	Valid	1215
	Missing	0
Mean		43.6996
Mode		52.00



1.5 Controle variabele: opleidingsniveau

1.5.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdeling oorspronkelijke variabele: opleidingsniveau.

FREQUENCIES VARIABLES=edulvlb

/STATISTICS=MEAN MODE

/BARCHART FREQ

/ORDER=ANALYSIS

Statistics

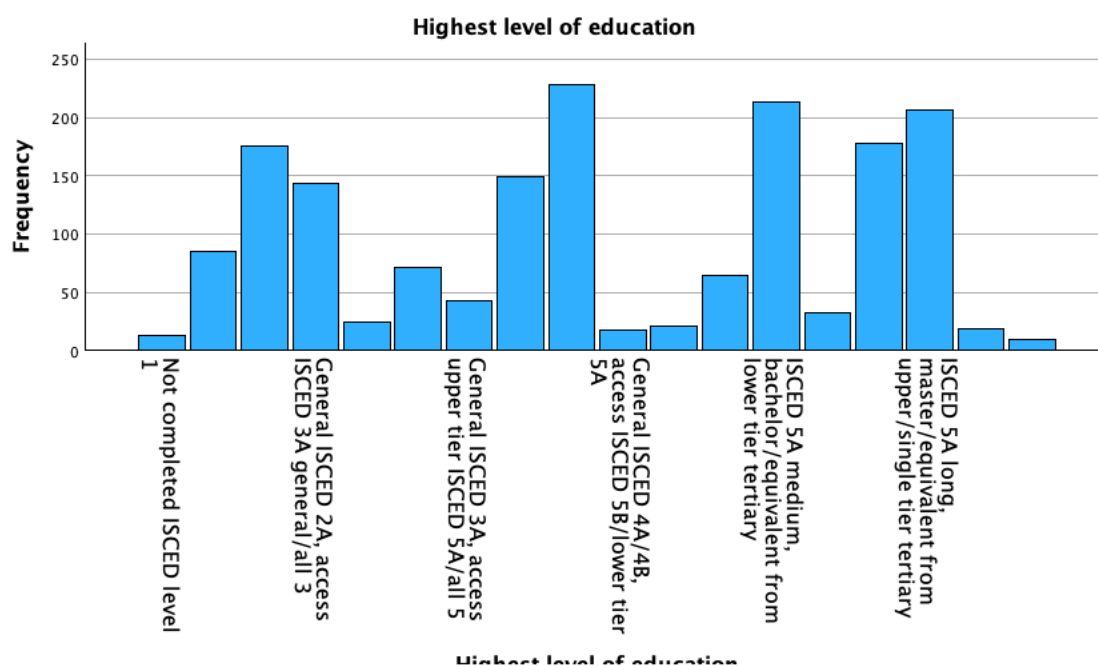
edulvlb Highest level of education

N	Valid	1694
	Missing	1
Mean		464.51
Mode		322

edulvlb Highest level of education

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0 Not completed ISCED level 1	13	.8	.8	.8
	113 ISCED 1, completed primary education	85	5.0	5.0	5.8
	212 General/pre-vocational ISCED 2A/2B, access ISCED 3 vocational	176	10.4	10.4	16.2
	213 General ISCED 2A, access ISCED 3A general/all 3	143	8.4	8.4	24.6
	229 Vocational ISCED 3C < 2 years, no access ISCED 5	24	1.4	1.4	26.0
	312 General ISCED 3A/3B, access ISCED 5B/lower tier 5A	71	4.2	4.2	30.2
	313 General ISCED 3A, access upper tier ISCED 5A/all 5	43	2.5	2.5	32.8
	321 Vocational ISCED 3C >= 2 years, no access ISCED 5	149	8.8	8.8	41.6
	322 Vocational ISCED 3A, access ISCED 5B/ lower tier 5A	228	13.5	13.5	55.0
	412 General ISCED 4A/4B, access ISCED 5B/lower tier 5A	18	1.1	1.1	56.1
	510 ISCED 5A short, intermediate/academic/general tertiary below bachelor	21	1.2	1.2	57.3
	520 ISCED 5B short, advanced vocational qualifications	65	3.8	3.8	61.2

	610 ISCED 5A medium, bachelor/equivalent from lower tier tertiary	213	12.6	12.6	73.7
	620 ISCED 5A medium, bachelor/equivalent from upper/single tier tertiary	32	1.9	1.9	75.6
	710 ISCED 5A long, master/equivalent from lower tier tertiary	178	10.5	10.5	86.1
	720 ISCED 5A long, master/equivalent from upper/single tier tertiary	206	12.2	12.2	98.3
	800 ISCED 6, doctoral degree	19	1.1	1.1	99.4
	5555 Other	10	.6	.6	100.0
	Total	1694	99.9	100.0	
Missing	8888 Don't know	1	.1		
Total		1695	100.0		



1.5.2 Bewerkingen

*Bewerkingen: opleidingsniveau. Deze variabele heeft de naam 'Opleidingsniveau_' gekregen en bestaat uit zes antwoordopties, namelijk (1) Geen onderwijs, (2) Basisonderwijs, (3) Middelbaar onderwijs, (4) Beroepsonderwijs, (5) Bachelor en (6) Master. Deze antwoordopties zijn breder en nemen de antwoordopties van de oorspronkelijke variabele samen. Een hogere score betekent dat de respondent een hoger opleidingsniveau behaald heeft

```

RECODEedulvlb (000=1) (113=2) (212=3) (213=3) (311=3) (313=3) (129=4)
(221=4) (222=4)
(223=4) (229=4) (321=4) (322=4) (323=4) (421=4) (422=4) (423=4) (412=4)
(413=4) (520=4) (510=4)
(610=5) (620=5) (710=6) (720=6) (800=6) (5555=SYSMIS) (7777=SYSMIS)
(8888=SYSMIS) INTO
Opleidingsniveau_.
VARIABLE LABELS Opleidingsniveau 'Hoogst behaalde opleidingsniveau'.
EXECUTE.

```

1.5.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: opleidingsniveau. Hoe hoger de score, hoe hoger het opleidingsniveau.

```

FREQUENCIES VARIABLES=Opleidingsniveau_
/BARCHART FREQ
/ORDER=ANALYSIS.

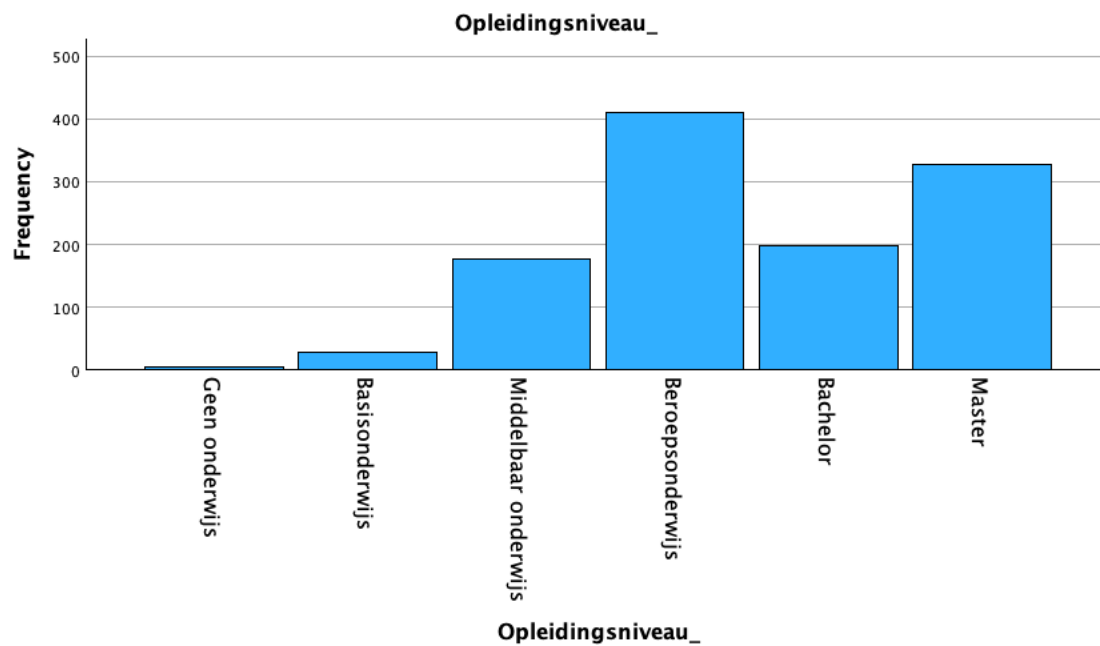
```

Statistics

Opleidingsniveau_

N	Valid	1145
	Missing	70

		Opleidingsniveau_			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1,00 Geen onderwijs	6	.5	.5	.5
	2,00 Basisonderwijs	28	2.3	2.4	3.0
	3,00 Middelbaar onderwijs	176	14.5	15.4	18.3
	4,00 Beroepsonderwijs	410	33.7	35.8	54.1
	5,00 Bachelor	198	16.3	17.3	71.4
	6,00 Master	327	26.9	28.6	100.0
	Total	1145	94.2	100.0	
Missing	System	70	5.8		
Total		1215	100.0		



1.6 Controle variabele: migratieachtergrond

1.6.1 Oorspronkelijke variabele

*Frequentieverdeling oorspronkelijke variabele: migratieachtergrond:

```
FREQUENCIES VARIABLES=brncntr
```

```
/BARCHART FREQ
```

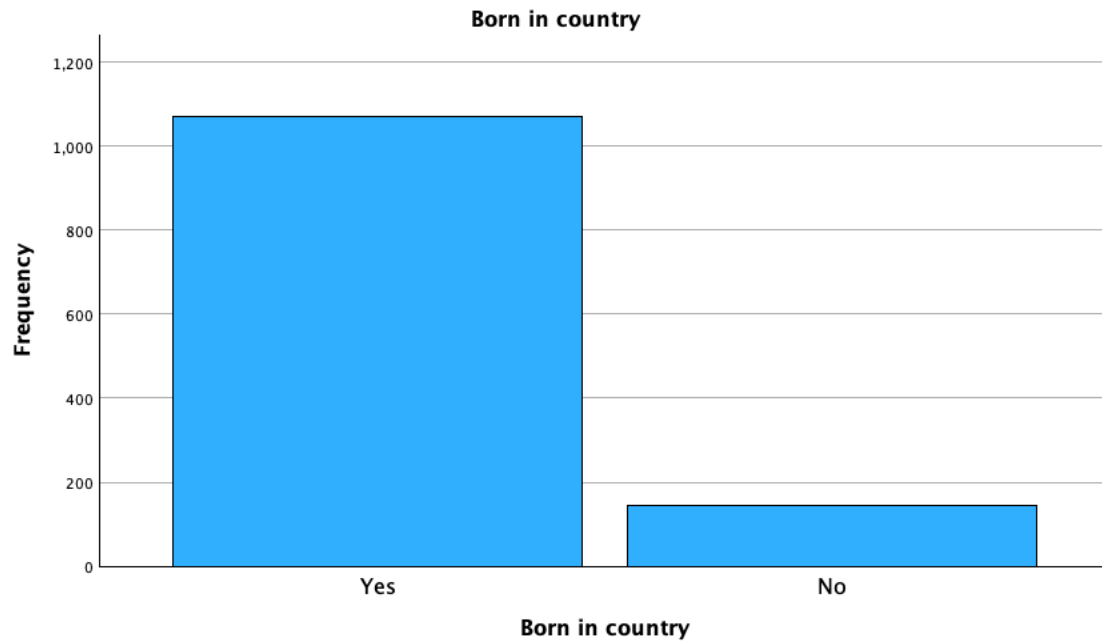
```
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

brncntr Born in country

N	Valid	1215
	Missing	0

		brncntr Born in country			Cumulative Percent
		Frequency	Percent	Valid Percent	
Valid	1 Yes	1070	88.1	88.1	88.1
	2 No	145	11.9	11.9	100.0
	Total	1215	100.0	100.0	



1.6.2 Bewerkingen

*Bewerkingen: migratieachtergrond. Deze variabele heeft de naam 'MigratieachtergrondDummy' gekregen.

```
COMPUTE MigratieachtergrondDummy=brncntr.
```

```
EXECUTE.
```

*Er is een dummy variabele gemaakt, waarbij (0) betekent dat de respondent in Nederland is geboren en waarbij (1) betekent dat de respondent niet in Nederland is geboren.

```
RECODE brncntr (1=0) (2=1) INTO MirgratieachtergrondDummy.
```

```
EXECUTE.
```

1.6.3 Uiteindelijke variabele

*Frequentieverdeling uiteindelijke variabele: migratieachtergrond.

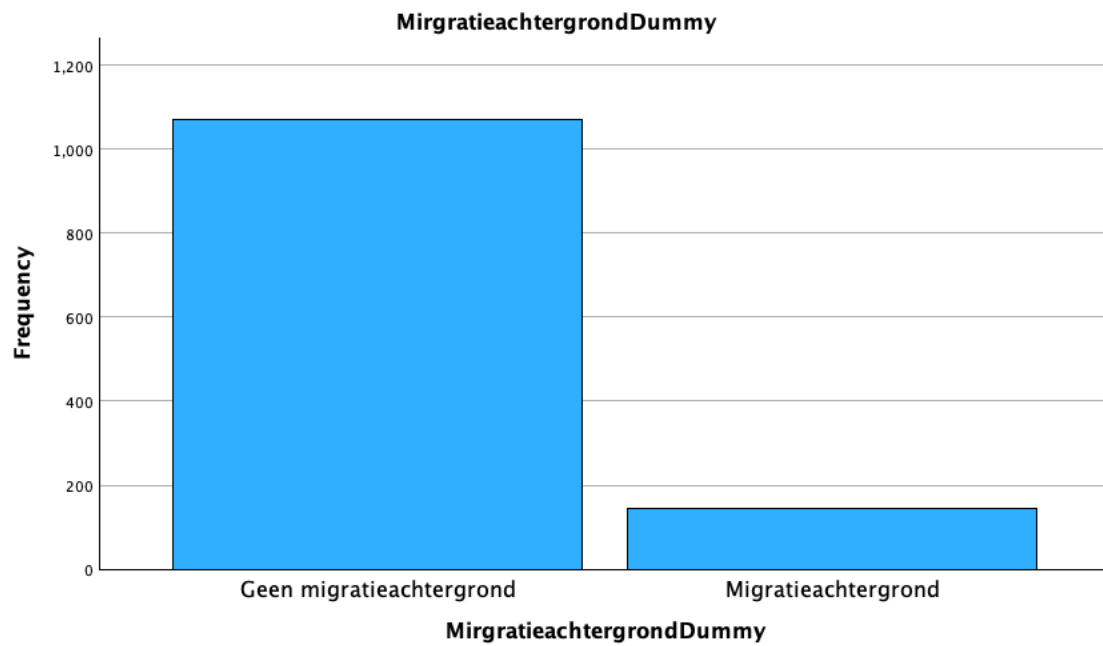
```
FREQUENCIES VARIABLES=MirgratieachtergrondDummy
```

```
/BARCHART FREQ
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics		
MirgratieachtergrondDummy		
N	Valid	1215
	Missing	0

MirgratieachtergrondDummy					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00 Geen migratieachtergrond	1070	88.1	88.1	88.1
	1,00 Migratieachtergrond	145	11.9	11.9	100.0
	Total	1215	100.0	100.0	



Bijlage 2

Filteren missende waarden uit de dataset

*Het weg filteren van de missende waarden uit de dataset.

```
REGRESSION
```

```
  /MISSING LISTWISE
```

```
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA
```

```
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)
```

```
  /NOORIGIN
```

```
  /DEPENDENT ParticipatieInDeDemocratieDummy
```

```
  /METHOD=ENTER WerkonzekerheidDummy EnkelVsDubbelInkomenDummy Leeftijd
```

```
    Opleidingsniveau_ MigratieachtergrondDummy
```

```
  /SAVE RESID.
```

```
RECODE RES_1 (SYSMIS=0) (ELSE=1) INTO Missings.
```

```
EXECUTE.
```

```
USE ALL.
```

```
COMPUTE filter_$=(cstry = 'NL' & Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65 &  
Missings =1).
```

```
VARIABLE LABELS filter_$ "cstry = 'NL' 'Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65'  
'Missings = 1' (FILTER)".
```

```
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
```

```
FORMATS filter_$ (f1.0).
```

```
FILTER BY filter_$.
```

```
EXECUTE.
```

```
_SLINE OFF.
```

*Frequentieverdeling na het weg filteren van de missende waarden uit de dataset.

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

Statistics

Missings

N	Valid	976
	Missing	0

Missings

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1.00	976	100.0	100.0	100.0

2.1 Beschrijvende statistieken: bivariate statistieken

*Correlaties (Pearsons) van de variabelen die zijn meegenomen in de analyse om inzicht te krijgen in de onderlinge samenhang tussen de variabelen.

CORRELATIONS

```

/VARIABLES=ParticipatieInDeDemocratieDummy WerkonzekerheidDummy
PartnerMetBetaaldeBaanDummy Leeftijd Opleidingsniveau_
MirgratieachtergrondDummy

/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL

/MISSING=PAIRWISE.

```

Correlations

		Participat i nDeDemoc ratieDumm y	Werkonzek erheidDum my	PartnerMet BetaaldeB aanDumm y	Leeftij d	Opleidings niveau_ niveau_	Mirgratieac htergrondD ummy
ParticipatieInDeDemoc ratieDummy	Pearson Correlation	1	.017	.007	.096**	.129**	-.024
	Sig. (2-tailed)		.591	.833	.003	<.001	.450
	N	976	976	976	976	976	976
WerkonzekerheidDum my	Pearson Correlation	.017	1	-.222**	-.322**	-.113**	.097**
	Sig. (2-tailed)	.591		<.001	<.001	<.001	.002
	N	976	976	976	976	976	976
PartnerMetBetaaldeBa anDummy	Pearson Correlation	.007	-.222**	1	.169**	.190**	-.072*
	Sig. (2-tailed)	.833	<.001		<.001	<.001	.025
	N	976	976	976	976	976	976
Leeftijd	Pearson Correlation	.096**	-.322**	.169**	1	-.012	.031
	Sig. (2-tailed)	.003	<.001	<.001		.714	.340
	N	976	976	976	976	976	976
Opleidingsniveau_ niveau_	Pearson Correlation	.129**	-.113**	.190**	-.012	1	-.031
	Sig. (2-tailed)	<.001	<.001	<.001	.714		.331
	N	976	976	976	976	976	976
MirgratieachtergrondD ummy	Pearson Correlation	-.024	.097**	-.072*	.031	-.031	1
	Sig. (2-tailed)	.450	.002	.025	.340	.331	
	N	976	976	976	976	976	976

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

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

*Creëren interactievariabele.

```
COMPUTE Interactie= WerkonzekerheidDummy * EnkelVsDubbelInkomenDummy.
EXECUTE.
```

*Creëren gecentreerde variabelen leeftijd en opleidingsniveau.

```
COMPUTE Leeftijd_gecentreerd=Leeftijd - 43.4775.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE Opleidingsniveau_gecentreerd=Opleidingsniveau_ - 4.5266.
EXECUTE.
```

2.2 Modevaluatie

Model 1: afhankelijke variabele participatie in de democratie en controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond.

Model 2: afhankelijke variabele participatie in de democratie, controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond en onafhankelijke variabele werkonzekerheid.

Model 3: afhankelijke variabele participatie in de democratie, controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond, onafhankelijke variabele werkonzekerheid en moderator enkel versus dubbel inkomen

Model 4: afhankelijke variabele participatie in de democratie, controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond, onafhankelijke variabele werkonzekerheid, moderator enkel versus dubbel inkomen en interactie werkonzekerheid * enkel versus dubbel inkomen.

*De fit van de vier modellen wordt geëvalueerd aan de hand van classificatietabellen, de -2 Log likelihood test en de Hosmer-Lemeshow test:

*Om de fit van de modellen te kunnen beoordelen aan de hand van bovenstaande toetsen, wordt er een logistische regressie uitgevoerd. Vervolgens worden ook de hypothesen getoetst aan de hand van deze logistische regressie.

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES ParticipatieInDeDemocratieDummy  
  /METHOD=ENTER Leeftijd_gecentreerd Opleidingsniveau_gecentreerd  
MirgratieachtergrondDummy  
  /METHOD=ENTER WerkonzekerheidDummy  
  /METHOD=ENTER EnkelVsDubbelInkomenDummy  
  /METHOD=ENTER Interactie  
  /SAVE=LEVER DFBETA  
  /PRINT=GOODFIT  
  /CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

2.5.1 Classificatietabellen

In de onderstaande classificatietabellen worden per model de voorspelde uitkomsten vergeleken met de werkelijke uitkomsten. Er is te zien dat de alle vier de modellen een nauwkeurigheid van tussen de 73% en

74% hebben. Echter, dit zegt weinig over de fit, omdat de uitkomstvariabele, participatie in de democratie, een scheef verdeelde dummy is. 73,6% van de respondenten scoort een 0, wat betekent dat zij niet participeren. 26,4% van de respondenten scoort een 1, wat betekent dat zij wel participeren.

Omdat het model vrijwel alleen de meerderheidscategorie, niet participeren, correct voorspelt en geen onderscheid maakt tussen participanten en niet-participanten, geven de classificatietabellen een vertekend beeld van de fit van het model. Deze tabellen blijken dan ook niet geschikt om de kwaliteit van het model te beoordelen.

Classification Table^a

			Predicted		
			ParticipatiInDeDemocratieDu mmy		
Observed			,00 Geen participatie in de democratie	1,00 Participatie in de democratie	Percentage Correct
Step 1	ParticipatiInDeDemocrat ieDummy	,00 Geen participatie in de democratie	716	0	100.0
		1,00 Participatie in de democratie	260	0	.0
Overall Percentage					73.4

a. The cut value is .500

Classification Table^a

Observed		Predicted		Percentage Correct	
		ParticipatiInDeDemocratiedu mmy			
		,00 Geen participatie in de democratie	1,00 Participatie in de democratie		
Step 1	ParticipatiInDeDemocrati eDummy	,00 Geen participatie in de democratie	716	0	100.0
		1,00 Participatie in de democratie	257	3	1.2
	Overall Percentage				73.7

a. The cut value is .500

Classification Table^a

			Predicted		
			ParticipatiInDeDemocratieDu mmy		
Observed			,00 Geen participatie in de democratie	1,00 Participatie in de democratie	Percentage Correct
Step 1	ParticipatiInDeDemocrati eDummy	,00 Geen participatie in de democratie	716	0	100.0
		1,00 Participatie in de democratie	256	4	1.5
	Overall Percentage				73.8

a. The cut value is .500

Classification Table^a

			Predicted		
			ParticipatiInDeDemocratieDu mmy		
Observed			,00 Geen participatie in de democratie	1,00 Participatie in de democratie	Percentage Correct
Step 1	ParticipatiInDeDemocrati eDummy	,00 Geen participatie in de democratie	716	0	100.0
		1,00 Participatie in de democratie	257	3	1.2
	Overall Percentage				73.7

a. The cut value is .500

2.5.2 -2 Log Likelihood test

In onderstaande output wordt per model de -2 Log Likelihood (Deviance) gegeven. Deze maat geeft aan

hoe goed het model bij de data past. Hoe lager de Deviance, hoe beter de fit. De bijbehorende toetst

vergelijkt twee modellen en toetst of de afname in Deviance significant is. De nulhypothese stelt dat de

Deviance gelijk is gebleven en dat er geen verbetering is in de modelfit. De alternatieve hypothese stelt dat

er wel een verbetering is in de modelfit.

In model 1 is de Deviance significant lager dan in het lege model ($-2LL = 1104,813$; $X^2 = 26,642$; $p < 0,05$). Er worden significant minder fouten gemaakt, dus model 1 past beter bij de data dan het lege model.

In model 2 is de Deviance significant lager dan in model 1 ($-2LL = 1099,851$; $X^2 = 4,962$, $p < 0,05$). Er worden significant minder fouten gemaakt, dus model 2 past beter bij de data dan model 1.

In model 3 is de Deviance lager dan in model 2, maar dit verschil is niet significant ($-2LL = 1099,281$; $X^2 = 0,570$, $p = 0,450$). Dit betekent dat er niet significant minder fouten worden gemaakt, dus model 3 past niet beter bij de data dan model 2.

Ditzelfde geldt voor model 4, vergeleken met model 3 ($-2LL = 1098,233$; $X^2 = 1,048$, $p = 0,306$). Dit betekent dat model 4 niet beter bij de data past dan model 3.

Dit houdt in dat model 1 en 2 de modelfit significant verbeteren ten opzichte van hun voorgaande model. Model 3 en 4 voegen geen significante verbetering toe wat betreft de modelkwaliteit.

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	26.642	3	<.001
	Block	26.642	3	<.001
	Model	26.642	3	<.001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1104.813 ^a	.027	.039

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	4.962	1	.026
	Block	4.962	1	.026
	Model	31.604	4	<.001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1099.851 ^a	.032	.046

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Omnibus Tests of Model Coefficients				
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	.570	1	.450
	Block	.570	1	.450
	Model	32.174	5	<.001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1099.281 ^a	.032	.047

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Omnibus Tests of Model Coefficients				
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	1.048	1	.306
	Block	1.048	1	.306
	Model	33.221	6	<.001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1098.233 ^a	.033	.049

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

2.5.3 Hosmer and Lemeshow test

In onderstaande output wordt per model de Hosmer-Lemeshow test weergegeven. Dit is een test die beoordeelt of de geobserveerde waarden overeenkomen met de verwachte waarden. De bijbehorende nulhypothese stelt dat de geobserveerde waarden gelijk zijn aan de verwachte waarden en dat het model

dus goed bij de data past. De alternatieve hypothese stelt dat de geobserveerde waardes afwijken van de verwachte waardes en dat het model dus niet goed bij de data past.

In model 1 laat de Hosmer-Lemeshow test geen significant effect zien ($X^2 = 2,296$; $p = 0,971$). Ditzelfde geldt voor model 2 ($X^2 = 4,815$; $p = 0,777$), model 3 ($X^2 = 2,592$; $p = 0,957$) en model 4 ($X^2 = 11,097$; $p = 0,196$). Aangezien voor alle modellen geen significant effect is gevonden, is er geen bewijs om de nulhypothese te verwerpen. Dit betekent dat er geen significante afwijkingen zijn tussen de geobserveerde en verwachte waardes en dat er dus geen aanwijzingen zijn dat de modellen slecht bij de data passen.

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	2.296	8	.971

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	4.815	8	.777

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	2.592	8	.957

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	11.097	8	.196

2.3 Hypothese toetsing

Voor het toetsen van de hypothesen, worden de geschatte coëfficiënten geanalyseerd. Voor het toetsen van hypothese 1 wordt gebruik gemaakt van model 2, voor het toetsen van hypothese 2 wordt gebruik gemaakt van model 4.

Allereerst wordt gekeken naar de afzonderlijke effecten van leeftijd, opleidingsniveau en migratieachtergrond op participatie in de democratie in model 1. Van deze geschatte coëfficiënten zijn leeftijd ($b = 0,017$; $p < 0,05$) en opleidingsniveau ($b = 0,267$; $p < 0,05$) significant, wat inhoudt dat de hellingen significant groter zijn dan 0. Dit betekent dat wanneer iemand ouder wordt, diegene een hogere

kans heeft op participatie in de democratie. Omdat leeftijd gecentreerd is rond het gemiddelde, betekent een waarde van 0 de gemiddelde leeftijd in de steekproef. Om het effect van leeftijd op participatie in de democratie te interpreteren, is gebruik gemaakt van een verschil van één standaarddeviatie onder en boven het gemiddelde ($SD = 13,527$), wat een jonger of ouder persoon betekent. Voor de overige controlevariabelen is het gemiddelde gebruikt. Iemand die jonger is, heeft een kans van 22% op participatie in de democratie. Iemand die ouder is, heeft een kans van 31% op participatie in de democratie. Iemand die jonger is: $p(y=1) = 1: 1 + e^{(-1,027 + (0,017 \cdot -13,527) + (0,267 \cdot 0) + (-0,180 \cdot 0,101))}$, iemand die ouder is: $p(y=1) = 1: 1 + e^{(-1,027 + (0,017 \cdot -13,527) + (0,267 \cdot 0) + (0,180 \cdot 0,101))}$.

Hetzelfde geldt voor opleidingsniveau. Wanneer iemand een hoger opleidingsniveau heeft, heeft diegene een hogere kans op participatie in de democratie. Ook opleidingsniveau is gecentreerd, dus er wordt opnieuw gebruik gemaakt van een verschil van één standaarddeviatie onder en boven het gemiddelde om het effect te interpreteren ($SD = 1,158$). Iemand met een lager opleidingsniveau, heeft een kans van 21% op participatie in de democratie. Iemand met een hoger opleidingsniveau, heeft een kans van 32% op participatie in de democratie. Lager opleidingsniveau: $p(y=1) = 1: 1 + e^{(-1,027 + (0,017 \cdot 0) + (0,267 \cdot -1,137) + (-0,180 \cdot 0,101))}$, hoger opleidingsniveau: $p(y=1) = 1: 1 + e^{(-1,027 + (0,017 \cdot 0) + (0,267 \cdot 1,137) + (0,180 \cdot 0,101))}$.

Het effect van migratieachtergrond is negatief en niet significant ($b = -0,180$; $p = 0,453$), gecontroleerd voor de overige variabelen in het model. Wanneer iemand geen migratieachtergrond heeft, heeft diegene een kans van 26% op participatie in de democratie. Iemand zonder migratieachtergrond heeft een kans van 23% op participatie in de democratie. Echter, omdat dit effect niet significant is, kunnen deze resultaten niet gegeneraliseerd worden naar de populatie. Geen migratieachtergrond: $p(y=1) = 1: e^{(-1,067 + (0,017 \cdot 0) + (0,282 \cdot 0) + (-0,180 \cdot 0))}$, migratieachtergrond: $p(y=1) = 1: e^{(-1,067 + (0,017 \cdot 0) + (0,282 \cdot 0) + (-0,180 \cdot 1))}$.

Met behulp van model 2 wordt de eerste hypothese getoetst. Deze hypothese stelt dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid minder actief participeren in de democratie dan mensen die niet te maken hebben met werkonzekerheid. De helling van werkonzekerheid is positief en tevens significant ($b = 0,430$; $p < 0,05$), gecontroleerd voor de overige variabelen in het model. Dit betekent dat iemand die te maken heeft met werkonzekerheid een grotere kans heeft op participatie in de democratie dan iemand die niet te maken heeft met werkonzekerheid. Het verschil in kansen is 33% versus 24%. Dit

betekent dat de eerste hypothese niet wordt ondersteund door de data. Geen werkonzekerheid: $p(y=1) = 1: 1+e(-1,118+(0,022*0)+(0,3*0)+(-0,285*0,101)+(0,430*0))$, werkonzekerheid n: $p(y=1) = 1: 1+e(-1,118+(0,022*0)+(0,3*0)+(-0,285*0,101)+(0,430*1))$.

Uit model 3 blijkt dat wanneer de variabele partner met betaalde baan wordt toegevoegd, er weinig verandert aan de geschatte coëfficiënten van de andere variabelen. Het effect van het hebben van het hebben van een partner met een betaalde baan is negatief en niet significant ($b = -0,118$; $p = 0,336$). Dit betekent dat het effect niet te generaliseren is naar de populatie. Wanneer iemand geen partner met een betaalde baan heeft, is de kans op participatie in de democratie 26%, gecontroleerd voor de overige variabelen in het model ($p(y=1) = 1: 1+e(-1,042+(0,022*0)+(0,293*0)+(-0,257*0,101)+(0,408*0)+(0*-0,118))$). Wanneer iemand wel een partner met een betaalde baan heeft, is de kans op participatie in de democratie 23%, gecontroleerd voor de overige variabelen in het model ($p(y=1) = 1: 1+e(-1,042+(0,022*0)+(0,293*0)+(-0,257*0,101)+(0,408*0)+(1*-0,118))$). Door het toevoegen van de variabele partner met betaalde baan verandert er weinig aan de geschatte coëfficiënten van de andere variabelen.

Met behulp van model vier wordt de tweede hypothese getoetst. Deze hypothese stelt dat mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en een partner met een betaalde baan hebben, actiever participeren in de democratie dan mensen die te maken hebben met werkonzekerheid en geen partner met een betaalde baan hebben. Deze hypothese wordt getoetst aan de hand van de interactie (werkonzekerheid *enkel versus dubbel inkomen). De interactie is positief en niet significant ($b = 0,373$; $p = 0,305$). Dit betekent dat het effect van werkonzekerheid op participatie in de democratie niet significant verandert door het al dan niet hebben van een partner met een betaalde baan, gecontroleerd voor de overige variabelen. Iemand die te maken heeft met werkonzekerheid zonder een partner met een betaalde baan heeft een kans van 35% op participatie in de democratie ($p(y=1) = 1: 1+e(-0,982+(0,021*0)+(0,289*0)+(-0,265*0,101)+(0,221*1)+(-0,204*1)+(0,373*1))$). Iemand die te maken heeft met werkonzekerheid en die een partner met een betaalde baan heeft, heeft 31% kans op participatie in de democratie ($p(y=1) = 1: 1+e(-0,982+(0,021*0)+(0,289*0)+(-0,265*0,101)+(0,221*1)+(-0,204*0)+(0,373*0))$). Dit betekent dat iemand die te maken heeft met werkonzekerheid zonder een partner met een betaalde baan minder kans heeft om te participeren in de democratie (31%) dan iemand die te maken heeft met werkonzekerheid met een partner met een betaalde baan (35%). Dit is in lijn met de hypothese, maar aangezien dit effect niet significant is, wordt de tweede hypothese niet ondersteund.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.017	.006	9.651	1	.002	1.018
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.267	.066	16.403	1	<.001	1.306
	MirgratieachtergrondDummy	-.180	.240	.564	1	.453	.835
	Constant	-1.027	.079	170.530	1	<.001	.358

a. Variable(s) entered on step 1: Leeftijd_gecentreerd, Opleidingsniveau_gecentreerd, MirgratieachtergrondDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.022	.006	13.298	1	<.001	1.022
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.285	.067	18.349	1	<.001	1.330
	MirgratieachtergrondDummy	-.246	.244	1.021	1	.312	.782
	WerkonzekerheidDummy	.430	.191	5.052	1	.025	1.537
	Constant	-1.118	.090	154.668	1	<.001	.327

a. Variable(s) entered on step 1: PrecaireArbeidsvoorwaardenDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.022	.006	13.734	1	<.001	1.022
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.293	.067	18.904	1	<.001	1.341
	MirgratieachtergrondDummy	-.257	.244	1.108	1	.293	.773
	WerkonzekerheidDummy	.408	.193	4.448	1	.035	1.504
	PartnerMetBetaaldeBaanDummy	-.118	.157	.571	1	.450	.888
	Constant	-1.042	.135	59.791	1	<.001	.353

a. Variable(s) entered on step 1: PartnerMetBetaaldeBaanDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.021	.006	12.812	1	<.001	1.022
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.289	.068	18.291	1	<.001	1.335
	MirgratieachtergrondDummy	-.265	.244	1.179	1	.278	.767
	WerkonzekerheidDummy	.221	.267	.685	1	.408	1.247
	PartnerMetBetaaldeBaanDummy	-.204	.177	1.331	1	.249	.816
	Interactie	.373	.364	1.051	1	.305	1.453
	Constant	-.982	.145	45.644	1	<.001	.375

a. Variable(s) entered on step 1: Interactie.

Bijlage 3

3.1 Modelassumptie: onafhankelijke observaties

Omdat er in dit onderzoek een logistische regressieanalyse wordt uitgevoerd, wordt de assumptie van onafhankelijke observaties behandeld. De data voor dit onderzoek is verzameld via een gestratificeerde kanssteekproef uit het bevolkingsregister van het CBS. Binnen de strata (leeftijd, geslacht en regio) zijn individuen willekeurig geselecteerd. Hierdoor is de kans op afhankelijkheid tussen observaties beperkt. Om deze reden wordt aangenomen dat de assumptie van onafhankelijke observaties niet is geschonden.

3.2 Modelassumptie: multicollineariteit

In dit onderzoek is onderzocht of er sprake is van multicollineariteit door middel van het berekenen van VIF-scores (Variance Inflation Factor). Van multicollineariteit is sprake wanneer er twee of meer verklarende variabelen sterk met elkaar samenhangen, wat schattingen van parameters kan vertekenen. VIF-scores zijn een maatstaf om te bepalen of er sprake is van multicollineariteit. Wanneer de VIF-score groter is dan 4, is dit een signaal van mogelijke multicollineariteit. In de hieronder getoonde resultaten is te zien dat de VIF-waarden variëren tussen 1,016 en 2,068, wat lager is dan de grenswaarde van 4. Op basis hiervan kan worden geconcludeerd dat er geen sprake is van multicollineariteit tussen de variabelen in het model.

*Assumptiecontrole: multicollineariteit. Er wordt een lineaire regressie uitgevoerd om de VIF scores te berekenen.

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COLLIN TOL

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)

/NOORIGIN

/DEPENDENT ParticipatieInDeDemocratieDummy

/METHOD=ENTER WerkonzekerheidDummy EnkelVsDubbelInkomenDummy

Leeftijd_gecentreerd Opleidingsniveau_gecentreerd MigratieachtergrondDummy
Interactie.

Coefficients^a

Model		Collinearity Statistics	
		Tolerance	VIF
1	WerkonzekerheidDummy	.475	2.107
	PartnerMetBetaaldeBaanDummy	.720	1.389
	Leeftijd_gecentreerd	.870	1.150
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.950	1.053
	MirgratieachtergrondDummy	.981	1.019
	Interactie	.509	1.964

a. Dependent Variable: ParticipatielnDeDemocratieDummy

3.3 Modelassumptie: uitbijters

Om te onderzoeken of er invloedrijke punten zijn, wordt er gebruik gemaakt van de scores op Leverage en DFBETA. Voor de Leverage is een grenswaarde van 0,022 berekend. Er zijn 15 cases die een waarde op Leverage hebben die groter is dan 0,022 en dus mogelijke uitbijters zijn. Voor de DFBETA is een grenswaarde van 0,096 berekend. Er is geen enkele case die een waarde op DFBETA heeft die groter is dan 0,096, wat betekent dat er geen uitbijters voor DFBETA zijn. Er zijn dus geen cases die een mogelijke uitbijter zijn voor beide Leverage en DFBETA. Om te onderzoeken of de mogelijke uitbijters voor Leverage invloed hebben op de geschatte coëfficiënten, wordt de logistische regressieanalyse opnieuw uitgevoerd, zonder de mogelijke uitbijters voor Leverage.

*Filter dat de mogelijke uitbijters uitbijters voor Leverage wegfiltert.

USE ALL.

COMPUTE filter_\$(cntry = 'NL' & Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65 & Missings =1 & LEV_2 < 0.022).

VARIABLE LABELS filter_\$ "cntry = 'NL' 'Leeftijd >= 18 AND Leeftijd <= 65' 'Missings = 1' 'LEV_2 < 0.022' (FILTER)".

VALUE LABELS filter_\$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.

FORMATS filter_\$ (f1.0).

FILTER BY filter_\$.

EXECUTE.

_SLINE OFF.

*Logistische regressie om te onderzoeken of het weglaten van de mogelijke uitbijters voor Leverage van invloed is op de geschatte coëfficiënten.

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES ParticipatieInDeDemocratieDummy
  /METHOD=ENTER Leeftijd_gecentreerd Opleidingsniveau_gecentreerd
MirgratieachtergrondDummy
  /METHOD=ENTER WerkonzekerheidDummy
  /METHOD=ENTER PartnerMetBetaaldeBaanDummy
  /METHOD=ENTER Interactie
  /PRINT=GOODFIT
  /CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5) .
```

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.016	.006	8.206	1	.004	1.016
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.274	.067	16.909	1	<.001	1.316
	MirgratieachtergrondDummy	-.119	.254	.217	1	.641	.888
	Constant	-1.034	.079	171.972	1	<.001	.356

a. Variable(s) entered on step 1: Leeftijd_gecentreerd, Opleidingsniveau_gecentreerd, MirgratieachtergrondDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.021	.006	11.936	1	<.001	1.021
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.299	.068	19.414	1	<.001	1.349
	MirgratieachtergrondDummy	-.130	.255	.260	1	.610	.878
	WerkonzekerheidDummy	.450	.200	5.047	1	.025	1.568
	Constant	-1.129	.091	153.238	1	<.001	.323

a. Variable(s) entered on step 1: PrecaireArbeidsvoorwaardenDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.021	.006	12.275	1	<.001	1.022
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.306	.069	19.838	1	<.001	1.358
	MirgratieachtergrondDummy	-.144	.256	.316	1	.574	.866
	WerkonzekerheidDummy	.428	.203	4.456	1	.035	1.534
	PartnerMetBetaaldeBaanDummy	-.104	.158	.429	1	.512	.901
	Constant	-1.061	.137	59.779	1	<.001	.346

a. Variable(s) entered on step 1: PartnerMetBetaaldeBaanDummy.

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	Leeftijd_gecentreerd	.021	.006	11.307	1	<.001	1.021
	Opleidingsniveau_gecentreerd	.303	.069	19.384	1	<.001	1.354
	MirgratieachtergrondDummy	-.140	.256	.297	1	.586	.870
	WerkonzekerheidDummy	.205	.275	.559	1	.455	1.228
	PartnerMetBetaaldeBaanDummy	-.202	.177	1.305	1	.253	.817
	Interactie	.459	.377	1.489	1	.222	1.583
	Constant	-.994	.146	46.284	1	<.001	.370

a. Variable(s) entered on step 1: Interactie.

De geschatte coëfficiënten die volgen uit de analyse zonder de mogelijke uitbijters verschillen slechts minimaal van de geschatte coëfficiënten die volgen uit de analyse met de mogelijke uitbijters. Bovendien zijn de cases die mogelijke uitbijter zijn mogelijk toch waardevol voor de resultaten, aangezien het slechts om kleine uitbijters lijkt te gaan. Om deze redenen is gekozen om de mogelijke uitbijters in de analyse te laten.