



**rijksuniversiteit  
groningen**

**faculteit gedrags- en  
maatschappijwetenschappen**

# **Geprikkeld door politieke preferenties**

Over de invloed van politieke voorkeuren op vaccinatiebereidheid

**Naam:** Jaron Blik (S347924)

**E-mailadres:** [A.B.J.Blik@student.rug.nl](mailto:A.B.J.Blik@student.rug.nl)

**Instituut:** Rijksuniversiteit Groningen

**Studie:** Sociologie (route Politiek, Maatschappij & Beleid)

**Begeleider:** Dr. J. Dijkstra

**Referent:** Dr. R. Smaniotto

**Inleverdatum:** 04-08-2022

## Samenvatting

Hoewel het erop lijkt dat de coronapandemie voorbij is, waarschuwen gezondheidsexperts dat een nieuwe pandemie op de loer ligt. Overheden zullen zich hierop moeten voorbereiden omdat samenlevingen anders weer ontwricht zullen raken op politiek, psychologisch, economisch en sociaal gebied. In de uitslag van de Tweede Kamerverkiezingen van 2021 is deze ontwrichting te herkennen. Het stemgedrag van het electoraat viel namelijk samen met de tevredenheid over het coronabeleid. Burgers die tevreden waren met het beleid stemden doorgaans op een zittende regeringspartij, ontevreden burgers deden dat niet en zochten de flanken op. Burgers die een strengere coronabeleid voor ogen hadden waren vooral aangetrokken tot linkse politieke partijen en zij die juist geen of een soepeler beleid wilden zochten de rechterzijde van het politieke spectrum op. De mate van steun voor het coronabeleid roept de vraag op of politieke preferenties zich ook vertalen in de bereidheid van burgers om al dan niet bij te dragen aan de bestrijding van het coronavirus door middel van het nemen van een vaccinatie. Meer specifiek is er aan de hand van Structural Equation Modeling onderzocht in hoeverre politieke voorkeur de relatie tussen vaccinatiebereidheid en haar determinanten verklaart en beïnvloedt. Voor de analyses zijn zes datasets van Centerdata gecombineerd tot één dataset met 1.323 respondenten.

Uit dit onderzoek blijkt allereerst dat de vaccinatiebereidheid van mensen groter wordt naarmate zij linksere politieke voorkeuren onderschrijven. Ten tweede blijkt dat een laag opleidingsniveau, het onvoldoende beheersen van de Nederlandse taal en het hebben van een migratieachtergrond mensen belemmeren in hun vaccinatiebeslissing. Deze barrières dragen daarom bij aan een lagere vaccinatiebereidheid. Ook zijn mensen met een goede gezondheid minder vaccinatiebereid. Er zijn geen aantoonbare verschillen in het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid voor mensen met een andere gezondheidssituatie of die te maken hebben met veel of weinig barrières bij het nemen van een vaccinatiebeslissing. Ten vierde blijkt uit dit onderzoek dat iemands vaccinatiebereidheid toeneemt wanneer deze persoon meer institutioneel vertrouwen heeft. De politieke voorkeur van deze persoon heeft geen invloed op deze relatie. Bij de mate waarin iemand sociaal geïntegreerd is ligt dit anders. Sociale integratie leidt op zichzelf niet tot een grotere vaccinatiebereidheid. Wel leidt meer sociale integratie tot linksere politieke voorkeuren, wat vervolgens zorgt voor een grotere vaccinatiebereidheid. Politieke voorkeur medieert deze relatie volledig. Tot slot toont dit onderzoek aan dat er karaktereigenschappen zijn die iemands politieke voorkeur medebepalen. Deze persoonlijkheidskenmerken hebben geen direct effect op vaccinatiebereidheid, maar wel een indirecte uitwerking. Politieke voorkeur medieert namelijk deze relatie voor een deel.

## Inhoudsopgave

<b>1. Inleiding</b> .....	4
<b>2. Theorie</b> .....	10
2.1 Politieke voorkeur.....	10
2.2 Vaccinatiebereidheid .....	11
2.3 Rationele keuzetheorie.....	12
2.4 Risico-inschatting en onfeilbaarheid .....	14
2.5 Barrières.....	15
2.6 Collectieve verantwoordelijkheid .....	16
2.7 Vertrouwen en complotdenken.....	19
2.8 Conformiteit.....	21
<b>3. Data en methoden</b> .....	25
3.1 Dataverzameling en steekproeftrekking .....	25
3.2 Datasets.....	26
3.3 Operationalisaties .....	29
3.4 Analysemethode .....	36
<b>4. Resultaten</b> .....	40
4.1 Beschrijvende statistieken .....	40
4.2 Bivariate analyse.....	42
4.3 Modelkwaliteit .....	44
4.4 Hypothesetoetsing.....	48
<b>5. Conclusie en discussie</b> .....	53
<b>Referenties</b> .....	57
<b>Bijlage 1: Beschrijvende statistieken en bewerkingen</b> .....	69
<b>Bijlage 2: SPSS Syntax</b> .....	77
<b>Bijlage 3: Amos model</b> .....	82
<b>Bijlage 4: Modelfit</b> .....	83

## 1. Inleiding

Op 6 januari 2021 kreeg Sanna Elkadiri als eerste Nederlander haar coronavaccinatie. Inmiddels zijn er in Nederland meer dan 36,2 miljoen prikken gezet (RIVM, 2022). Ondanks het grote aantal gezette vaccinaties spande het kabinet zich nog lang actief in om de vaccinatiegraad te verhogen. Ook nu de coronapandemie voorbij lijkt te zijn, is het nog mogelijk een coronavaccinatie of boosterprik te halen. Een aantal oppositiepartijen zoals Forum voor Democratie, JA21 en de SGP stonden sceptisch tegenover het vaccinatiebeleid. Zij vonden dat de overheid zich te veel mengde in de persoonlijke levenssfeer van mensen en dat het kabinet de keuze van haar burgers die geen vaccinatie wilden onvoldoende respecteerde. Door de grote impact van de coronapandemie is het niet opmerkelijk dat deze crisis het electoraat sterk verdeelde in de aanloop van de Tweede Kamerverkiezingen van 2021 en dat de bestrijding van het virus het grootste thema was bij de verkiezingen (Stichting Kiezersonderzoek, 2021). Uit het Nationaal Kiezersonderzoek van 2021 blijkt ook dat de tevredenheid met het coronabeleid sterk samenviel met het stemgedrag van mensen en daarmee met de verkiezingsuitslag. Burgers die tevreden waren met het beleid stemden voornamelijk op een coalitiepartij met de VVD in het bijzonder. Het deel van het electoraat dat ontevreden was met het beleid zocht juist de flanken op. Burgers die een strenger beleid voor ogen hadden waren vooral aangetrokken tot de SP, PvdA en GroenLinks. Zij die juist geen of een soepeler coronabeleid wilden zochten de rechterzijde van het politieke spectrum op met Forum voor Democratie als grootste winnaar.

De mate van steun voor het coronabeleid roept de vraag op of politieke voorkeuren, in termen van de richtingaanwijzers in het politieke spectrum (links, midden en rechts), ook het gezondheidsgedrag van mensen stuurden tijdens de coronapandemie. Gezien de hevige maatschappelijke discussie over het vaccinatieprogramma is het interessant om te onderzoeken hoe politieke preferenties zich vertaalden in de bereidheid van burgers om al dan niet bij te dragen aan de bestrijding van het coronavirus door middel van vaccinaties. Meer specifiek is het relevant om te achterhalen in hoeverre politieke voorkeur de relatie tussen vaccinatiebereidheid en haar determinanten verklaart en beïnvloedt. De mate waarin iemand bereid is zich te laten vaccineren wordt namelijk medebepaald door individuele overtuigingen, groepsfactoren, socioculturele omstandigheden en politieke contexten (Peretti-Watel et al., 2015). Er is met name weinig bekend over dit laatste. Dit komt doordat het gezondheidsgedrag van mensen in pandemische situaties tot aan de coronacrisis onderbelicht is gebleven in de academische literatuur (Duch et al., 2021; Maglić et al., 2021). Daarnaast is er weinig wetenschappelijke consensus bereikt over de mate waarin politieke preferenties het

gezondheidsgedrag van mensen beïnvloeden en verklaren. Het is belangrijk hier meer kennis over te verkrijgen omdat de coronacrisis liet zien hoe gepolitiseerd vaccinaties zijn (Albrecht, 2022). Het is belangrijk om te achterhalen waarom mensen vaccinaties weigeren en wat de rol van politieke preferenties hierin zijn, aangezien politieke opvattingen het onder controle krijgen van het coronavirus hebben bemoeilijkt.

Deze wetenschappelijke relevantie valt samen met de maatschappelijke relevantie van dit onderzoek. Overheden wereldwijd waren namelijk vanwege een gebrek aan kennis over vaccinatiebereidheid meer dan anderhalf jaar aan het worstelen om de immunisatiegraad in hun land te verhogen en op peil te houden door middel van boostercampagnes (OECD, 2022). Een hogere vaccinatiegraad verkleint namelijk de kans op virusverspreiding en vergroot de kans om het coronavirus uit te roeien. Daarnaast gaat een hogere immunisatiegraad gepaard met minder vrijheidsbeperkingen voor burgers en daarmee een kleinere kans op een nieuwe/verdere ontwrichting van de samenleving op politiek, psychologisch, economisch en sociaal gebied (Bauer et al., 2021; Zumla, 2022). Hoewel het erop lijkt dat de huidige coronapandemie voorbij is, waarschuwen gezondheidsdeskundigen dat een nieuwe pandemie op de loer ligt. Het is daarom belangrijk dat overheden zich hierop voorbereiden door middel van kennis en begrip over de totstandkoming van vaccinatiebereidheid waardoor beleidsmakers in de (nabije) toekomst kunnen anticiperen op een nieuwe pandemische situatie.

Aansluitend op de wetenschappelijke relevantie heeft een onderzoek naar de relatie tussen politieke preferenties en vaccinatiebereidheid ook een sociologische meerwaarde. Bij het overkoepelende vraagstuk van dit onderzoek: “welke factoren op samenlevingsniveau zijn bevorderlijk voor het bijdragen aan een pro-sociale samenleving waarin men collectieve goederen realiseert en onderhoudt?” zijn studies naar de invloed van politieke voorkeur op pro-sociaal gedrag schaars (Grünhage & Reuter, 2020). In dit bovenliggende vraagstuk impliceert pro-socialiteit dat individuen positieve houdingen, emoties en gedragingen hebben die tot uiting komen door daden van delen, helpen en samenwerken. Een onderzoek naar de invloed van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid en haar determinanten is een geschikte casus omdat vaccineren te beschouwen is als een pro-sociale daad waarbij burgers moeten samenwerken om een optimale uitkomst te bereiken (Böhm & Betsch, 2022). De groepsimmunitet – die voortkomt uit een hoge immunisatiegraad en vaccinatiebereidheid – is namelijk een collectief goed dat burgers zelf moeten realiseren en onderhouden. Uit dit onderzoek zal dus blijken in hoeverre politieke voorkeur vaccinatiebereidheid en haar determinanten – en daarmee dus ook een aspect van pro-sociaal gedrag – beïnvloedt en verklaart.

Hoewel er tot op heden weinig studies zijn verricht naar de centrale probleemstelling

van dit onderzoek, zijn er toch een aantal bevindingen uit eerdere studies die richting geven aan dit onderzoek. Allereerst zijn er zeven bepalende determinanten in iemands vaccinatiebereidheid; (1) barrières, die structureel, informatieel en psychologisch van aard zijn en het nemen van een vaccinatie bemoeilijken; (2) risico-inschatting, de mate waarin persoonlijke kosten en baten van een vaccinatie tegen elkaar worden afgewogen; (3) onfeilbaarheid, de neiging om geen vaccin te nemen vanwege een verwaarloosbaar risico op ziekten; (4) collectieve verantwoordelijkheid, de mate waarin de bescherming van anderen meeweegt in de vaccinatiekeuze; (5) vertrouwen, de neiging om te vertrouwen op de veiligheid en effectiviteit van het vaccin samen met de ontwikkelaar van dat vaccin en de gezondheidsautoriteiten; (6) complotdenken, de neiging om samenzweerderige opvattingen over vaccinaties te onderschrijven; en (7) conformiteit, de mate van sociale integratie die ervoor zorgt dat individuen de descriptieve normen van hun gemeenschappen naleven (Geiger et al., 2021). Deze zeven belangrijke aspecten van vaccinatiebereidheid staan centraal bij het achterhalen van de mate waarin politieke preferenties vaccinatiebereidheid verklaren en beïnvloeden.

De meeste determinanten van vaccinatiebereidheid laten zien dat individuele belangen sommige mensen meer drijven dan anderen om een inenting te nemen. Mensen nemen namelijk op grond van een persoonlijke kosten-batenanalyse een rationele vaccinatiebeslissing waarbij hun eigen situatie centraal staat (Pletzer et al., 2018). Iemand met een zwakke gesteldheid heeft bijvoorbeeld een hogere vaccinatiebereidheid dan iemand met een goede gezondheid (RIVM, 2021a). Omdat deze persoon met een zwakkere gesteldheid in mindere mate voorzien is in zijn/haar basisbehoeften, wegen politieke preferenties naar alle waarschijnlijkheid minder zwaar mee in de vaccinatiebeslissing. Dit komt doordat psychologische behoeften – waar politieke voorkeuren grotendeels in voorzien – ondergeschikt zijn aan de fysiologische basisbehoeften van de mens (Woolpert, 1982). Ook neigen mensen met een goede gezondheid eerder naar het meeliften op de door anderen opgebouwde groepsimmunitet (Hershey et al., 1994). Deze mensen achten namelijk de kans klein dat zij ernstige gezondheidsschade oplopen van een infectieziekte en/of plaatsen vraagtekens bij de effectiviteit en veiligheid van vaccins. Omdat deze mensen zich onvoldoende laten informeren over vaccins en/of denken dat het middel erger is dan de kwaal vermijden zij vaccins. Mensen met een slechtere gezondheid zijn daarentegen meer bereid om het risico op eventuele bijwerkingen te nemen omdat zij verwachten dat een infectieziekte schadelijker is voor hun gezondheid (Hershey et al., 1994).

Ook individuen die te maken hebben met allerlei belemmeringen in hun vaccinatiebeslissing hebben een lagere vaccinatiebereidheid (RIVM, 2021d). Door onder

andere taalachterstanden, weinig kennis over het gezondheidszorgsysteem en een laag opleidingsniveau kunnen sommige mensen geen weloverwogen vaccinatiebeslissing nemen (ECDC, 2021; Driessen & Kanne, 2021). Ook voor deze mensen geldt dat zij onvoldoende voorzien zijn in hun basisbehoeften waardoor hun politieke voorkeuren naar alle waarschijnlijkheid ondergeschikt zijn aan hun fysiologische basisbehoeften (Albrecht, 2022). Voor mensen die niet of in beperkte mate te maken hebben met belemmeringen in hun vaccinatiebeslissing geldt dat zij naar alle waarschijnlijkheid psychologische behoeften, die onder andere tot uiting komen in politieke preferenties, in meerdere mate mee laten wegen in hun vaccinatiekeuze. Politiek engagement neemt namelijk toe naarmate materiële behoeften meer vervuld zijn (Inglehart, 1990; Woolpert, 1982).

Ook institutioneel vertrouwen is cruciaal voor een weloverwogen vaccinatiebeslissing. Bij dit vertrouwen gaat het om een bepaalde machtsverhouding waarbij een actor over meer en/of betere informatie beschikt dan een andere actor waardoor er sprake is van een informatie-asymmetrie (Larson et al., 2018). In de context van vaccinatiebereidheid moet een individu zijn kosten-batenanalyse baseren op de informatie van de overheid, de medische autoriteiten en wetenschappers. Deze asymmetrie kan het vertrouwen eroderen met suboptimale uitkomsten in pro-sociaal gedrag als gevolg. In het kader van dit onderzoek betekent dit dus dat een ervaren informatie-asymmetrie kan leiden tot een lagere of geen vaccinatiebereidheid. Hoewel er altijd sprake is van een informatie-asymmetrie, zijn sommigen hier gevoeliger voor dan anderen. Omdat politiek links een actievere rol weggelegd ziet voor de overheid dan politiek rechts hebben linksere burgers meer vertrouwen in de overheid en andere instituties waardoor zij een hogere tolerantie hebben voor een informatie-asymmetrie (Christensen & Lægreid, 2005). Rechtsere burgers daarentegen zijn intoleranter voor tegenstrijdigheden en hebben een grotere behoefte aan zekerheid en daaraan gerelateerde zaken (Guay & Johnston, 2021). Het is daarom aannemelijk dat rechtsere burgers op grond van een ervaren informatie-asymmetrie minder institutioneel vertrouwen hebben waardoor zij ook minder vaccinatiebereid zijn dan mensen met linksere politieke voorkeuren. Dit onderzoek zal aantonen in welke mate politieke voorkeur de relatie tussen institutioneel vertrouwen en vaccinatiebereidheid beïnvloedt.

Niet alleen eigenbelang beïnvloedt of drijft het gedrag van mensen. Er spelen ook andere factoren mee zoals geïnternaliseerde normen, doelen, gevoelens en karaktereigenschappen waardoor mensen zich willen inspannen voor het welzijn van anderen (Eisenberg et al., 2013). Mensen ervaren namelijk onder bepaalde omstandigheden een bepaalde mate van verantwoordelijkheid richting anderen in hun nabije omgeving of naar de samenleving als geheel. Ook hebben mensen de neiging zich te conformeren aan de verwachtingen van een

groep omdat zij er graag bij willen horen. Zowel collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens als conformiteitsdrang hebben invloed op iemands politieke preferentie en vaccinatiebereidheid. Het is daarom interessant te onderzoeken in hoeverre politieke voorkeuren de relatie tussen vaccinatiebereidheid en die twee determinanten verklaren.

Aan de mate waarin iemand collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens ervaart liggen meerdere factoren ten grondslag. Allereerst zijn er bepalende contextfactoren. De bereidheid anderen te beschermen tegen het coronavirus neemt bijvoorbeeld toe als het virus de gezondheid van iemand uit de sociale kring bedreigt (Betsch et al., 2018). Daarnaast spelen ook bepaalde karaktereigenschappen en de behoefte om erbij te horen een belangrijke rol (Wismans et al., 2021). Bij de karaktereigenschappen is het bekend dat deze medebepalend zijn voor iemands sociale waardenoriëntatie (Habashi et al., 2016). Deze oriëntatie zegt wat over de mate waarin een persoon zich wil inspannen voor het welzijn van anderen in relatie tot het eigen welzijn. Hoewel er veel verschillende sociale waardenoriëntaties zijn, wordt vaak een driedeling van pro-socialen, individualisten en competitieven gebruikt (Van Lange et al., 1997). De pro-socialen proberen maximale uitkomsten te creëren voor hunzelf en anderen en verschillen daarin zoveel mogelijk te beperken; individualisten plaatsen hun eigenbelang boven het algemeen belang en houden weinig tot geen rekening met de uitkomsten van anderen; en competitieven zijn op zoek naar een relatief voordeel ten opzichte van anderen in hun uitkomstmaximalisatie. Iemands sociale waardenoriëntatie zegt dus iets over de mate waarin iemand collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens ervaart.

Daarnaast is iemands sociale waardenoriëntatie bepalend voor diens politieke oriëntatie (Van Lange et al., 2012; Haesevoets et al., 2015; Klein et al., 2019). De pro-socialen onderschrijven vaker linksere politieke voorkeuren omdat deze meer gericht zijn op het helpen van anderen vanuit een solidariteitsgedachte en het streven naar gelijk(waardig)heid. De individualisten en competitieven geven liever de voorkeur aan politieke partijen die vrijheid en individualistische doelen benadrukken. Hierin is het collectief belang ondergeschikt aan het eigenbelang. Het eerder aangehaalde Nationale Kiezersonderzoek lijkt deze thesis te bevestigen, maar gaat niet in op de onderliggende verklaringen en de sterkte van deze relatie. In dit onderzoek zal duidelijk worden of individualisten en competitieven inderdaad rechtsere politieke voorkeuren onderschrijven en pro-socialen linksere. Uit de resultaten zal dan ook blijken hoe sterk de relatie tussen iemands sociale waardenoriëntatie en diens politieke voorkeur is. Verder zullen de onderzoeksresultaten aantonen in hoeverre politieke voorkeur de relatie tussen collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens en vaccinatiebereidheid verklaart.

De laatste determinant van vaccinatiebereidheid is conformiteitsdrang. Dit is de mate



van sociale integratie die ervoor zorgt dat individuen de descriptieve normen van hun gemeenschappen naleven (Geiger et al., 2021). Een hogere integratiegraad gaat namelijk gepaard met een groter sociaal netwerk en meer sociale controle waardoor mensen zich eerder conformeren aan de verwachtingen van de groep. Het is daarom aannemelijk dat mensen die meer sociaal geïntegreerd zijn een hogere vaccinatiebereidheid hebben, omdat vaccineren de descriptieve norm was tijdens de coronacrisis. Ook is het sociale integratieniveau medebepalend voor de hoeveelheid collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens die iemand ervaart (Lin, 1986; Wismans et al., 2021; Van Lange et al., 1997). Sociaal geïntegreerden zijn namelijk minder geïndividualiseerd en meer maatschappelijk betrokken.

In dit onderzoek wordt iemands integratieniveau afgemeten aan de mate waarin deze persoon participeert bij maatschappelijk middenveldorganisaties. Samen met maatschappelijke betrokkenheid vormt maatschappelijke participatie de kern van het concept sociale integratie (Laireiter & Baumann, 1992). Meer participatie leidt namelijk tot meer sociale integratie (Abram & Cowell, 2004). Het is aannemelijk dat meer maatschappelijke participatie samen gaat met linksere politieke voorkeuren. Het gevoel van een maatschappelijke verantwoordelijkheid neemt namelijk toe wanneer mensen meer participeren. Logischerwijs raakt het eigenbelang meer ondergeschikt aan het collectieve belang naarmate mensen meer sociaal geïntegreerd zijn. Naar alle waarschijnlijkheid onderschrijven mensen met minder actieve deelname aan het maatschappelijke leven vaker rechtsere politieke voorkeuren omdat zij individualistischer en minder maatschappelijk betrokken zijn. Studies naar de relatie tussen politieke oriëntatie en sociale integratie zijn echter zeer schaars. Ook is er beperkt onderzoek gedaan naar conformiteit als determinant van vaccinatiebereidheid (Geiger et al., 2021).

De hiaten in de literatuur benadrukken nogmaals de relevantie en noodzaak van een studie naar de mate waarin politieke voorkeur de relatie tussen vaccinatiebereidheid en haar determinanten verklaart en beïnvloedt. Door dit onderzoek is de totstandkoming van vaccinatiebereidheid beter te begrijpen waardoor beleidsmakers in de toekomst kunnen anticiperen op een nieuwe pandemische situatie.

## 2. Theorie

Om erachter te komen in welke mate politieke voorkeuren vaccinatiebereidheid en haar determinanten beïnvloeden en verklaren, is het in de eerste instantie belangrijk om de kernconcepten te verduidelijken. Het afbakenen en concretiseren van deze termen voorkomt namelijk verwarring binnen het onderzoek. Na het expliciteren van politieke voorkeur en vaccinatiebereidheid staan de achterliggende mechanismen van de relatie tussen deze twee concepten centraal. De uitwerking hiervan gebeurt hoofdzakelijk aan de hand van de Rationele Keuzetheorie en empirische bevindingen. Uit deze analyses vloeien de hypothesen voort die als leidraad fungeren om uiteindelijk de centrale probleemstelling te beantwoorden.

### 2.1 Politieke voorkeur

Politieke voorkeur is op meerdere manieren te interpreteren. Hierbij is te denken aan partijvoorkeur of de richtingaanwijzers (links, midden en rechts) in het politieke landschap. Deze eerste interpretatie is voor dit onderzoek ongeschikt, omdat partijvoorkeur te smal en daarmee te onnauwkeurig is om vaccinatiebereidheid te voorspellen. Dit komt doordat het electoraat niet – meer – partijtrouw is en steeds meer open staat voor de opvattingen van meerdere politieke partijen. Het deel van de kiezers dat slechts één politieke partij serieus overweegt in verkiezingstijd, is gedaald van 43% in 1982 naar 18% in 2021 (Nationaal Kiezersonderzoek, 2021). In diezelfde periode zijn de keuzesets van het electoraat alsmaar gegroeid. Dit wil zeggen dat de kiezer meerdere politieke partijen serieus overweegt bij verkiezingen. Het gemiddelde aantal partijen in die sets is tussen 1982 en 2021 gestegen van 2,1 naar 3,4. Hoewel het stemgedrag tegenwoordig minder constant is dan vroeger liggen de politieke partijen die kiezers overwegen in de keuzesets ideologisch gezien dicht bij elkaar (Nationaal Kiezersonderzoek, 2021). Zo zitten linkse politieke partijen vaak samen in één set en vormen de centrumrechtse partijen één blok. Daarnaast vallen de radicaal-rechtse partijen vaak in dezelfde keuzeset.

Omwille van het onderzoek is het dus beter om een bredere definitie van politieke voorkeur te hanteren. De richtingaanwijzers in het politieke spectrum, links, midden en rechts, zijn bruikbaar om te achterhalen in welke mate vaccinatiebereidheid en haar determinanten worden verklaard en beïnvloed door politieke opvattingen. Dit komt doordat deze dimensie in het politieke spectrum de speelruimte vormt voor de kiezer die meerdere partijvoorkeuren heeft, maar slechts één stem mag uitbrengen (Van Holsteyn & De Ridder, 2008). Het is daarom logisch dat politieke partijen die ideologisch dicht bij elkaar staan vaak in dezelfde keuzesets

zitten. Een ideologie is op te vatten als een “kader van ideeën en houdingen waarin de standpunten met elkaar verbonden zijn door een vorm van functionele onderlinge afhankelijkheid” (Converse, 2006). In dit geheel van principes en opvattingen pleiten linkse ideologieën overwegend voor een actieve(re) rol van de overheid om meer gelijkheid onder de bevolking te bewerkstelligen. Rechtse politieke ideologieën streven daarentegen in de eerste plaats naar individuele en economische vrijheid waardoor zij een passieve(re) rol voor de overheid voor ogen hebben.

Hoewel politiek links, midden en rechts vaak beschouwd worden als een ternaire indeling, is het zinvoller om deze links-rechtsschaal op te vatten als een spectrum. Bij het gebruik van de bekende driedeling kan namelijk het misverstand ontstaan dat er binnen de verdeling geen verschillen zijn terwijl die wel degelijk bestaan. Het communisme streeft bijvoorbeeld naar een verdergaande vorm van gelijkheid en overheidsingrijpen dan andere linkse ideologieën doen. Door de links-rechts verdeling te interpreteren als een continuüm krijgt deze dus meer betekenis omdat nuances niet verloren gaan. Daarnaast wordt deze dimensie binnen de politicologie bestempeld als één van de belangrijkste, zo niet dé belangrijkste determinant in het stemgedrag van de kiezer (Otjes & Rekker, 2021). De links-rechts verdeling geeft dus goed de politieke voorkeur van de burger weer.

## **2.2 Vaccinatiebereidheid**

Een coronavaccinatie nemen is voor de één vanzelfsprekend, voor de ander niet. Iemands vaccinatiebereidheid komt namelijk tot stand door persoonlijke overtuigingen die interacteren met verschillende sociale en maatschappelijke factoren (RIVM, 2021b). In de inleiding werden de zeven belangrijkste factoren al benoemd en kort omschreven. Uit deze determinanten blijkt dat mensen zich niet alleen uit eigenbelang laten vaccineren, maar ook om bescherming te bieden aan anderen. Het nemen van een vaccinatie is daarom te beschouwen als een pro-sociale daad omdat vaccineren ook anderen ten goede komt en het verder strekt dan het eigenbelang. Nu is het de vraag waarom sommige mensen meer dan anderen worden gedreven door individuele of collectieve belangen. Ook is het de vraag hoe politieke voorkeuren de motivaties van mensen om zich al dan niet te laten vaccineren verklaren en beïnvloeden. Om deze vragen te beantwoorden wordt voornamelijk de Rationele Keuzetheorie gebruikt omdat deze theorie individueel gedrag kan duiden op grond van kosten-batenanalyses. Omdat de Rationele Keuzetheorie stelt dat ieder gedrag rationeel is, kan de theorie ook “irrationeel” gedrag, zoals het nemen van een vaccinatie in het belang van het collectief, verklaren.

### 2.3 Rationele keuzetheorie

Terwijl ontwikkelingslanden een lange tijd kampten met vaccintekorten, streden er mensen in meer welvarende landen voor het recht om een vaccinatie te weigeren. Deze laatste groep mensen beschouwen vaccinaties als een individuele en vrije keuze. Tegelijkertijd zijn er ook individuen die het nemen van een vaccinatie zien als een morele plicht of sociale keuze (Korn et al., 2020). Dit laatste wil zeggen dat er mensen zijn die hun eigenbelang ondergeschikt maken aan het belang van het collectief. Maar hoe komt het dat sommige mensen meer dan anderen worden gedreven door individuele belangen en anderen meer door collectieve belangen?

Aan zowel de vaccinatiestatus van gevaccineerden als ongevaccineerden liggen rationele overwegingen ten grondslag. Volgens de Rationele Keuzetheorie maken mensen een logische en weloverwogen afweging tussen verschillende gedragsalternatieven waarbij het maximaal haalbare resultaat voor het individu centraal staat (Pletzer et al., 2018). Omdat een actor moet handelen in een situatie met beperkingen zoals onvolledige informatie, materiële schaarste en onvoorspelbare actoren is er sprake van gebonden rationaliteit (Abell, 1996). Bij de meeste empirische toepassingen van de Rationele Keuzetheorie worden de oorzaken van sociale uitkomsten gezocht in deze externe beperkingen. Dit is echter niet volledig terecht aangezien zaken als normen, moraliteit en sociale waarden ook bepalend zijn voor iemands keuze. De rol van deze factoren met sociale waarden in het bijzonder worden in de Rationele Keuzetheorie vaak genegeerd, bestempeld als insignificant of afgedaan als irrelevant terwijl deze dus ook belangrijk zijn (Hechter, 1994).

Dergelijke factoren zijn namelijk essentiële motiverende aspecten die het gedrag van actoren sturen. Normen en sociale waarden helpen bijvoorbeeld actoren hun preferenties in keuzemogelijkheden te rangschikken in hun kosten-batenanalyse waardoor zij in staat zijn optimale uitkomsten te bereiken. Actoren geven namelijk positieve of negatieve waarderingen aan bepaalde gedragingen (Ostrom, 1998). Deze morele waarderingen komen tot stand door interacties met anderen. Mensen nemen namelijk vaak onder invloed van anderen en sociale verwachtingen beslissingen. Deze gevoeligheid voor sociale controle leidt ertoe dat mensen vaker collectieve belangen nastreven omdat zij zich conformeren aan de verwachtingen van de groep. Als een actor weet dat bepaald gedrag niet in overeenstemming is met de normen van de groep, dan houdt deze actor rekening met bijvoorbeeld schuld- en/of schaamtegevoelens in diens kosten-batenanalyse (Crawford & Ostrom, 1995). Dit geldt ook voor eventuele consequenties van dit gedrag in de vorm van reputatieschade of sociale uitsluiting. Als het gaat om een positieve waardering van gedrag, dan verwacht een actor bijvoorbeeld dat dit

bevorderlijk is voor diens reputatie en dat hij er gevoelens van trots en/of genoegdoening aan overhoudt. Het dienen van het algemeen belang dient daarom vaak ook het eigenbelang.

De waardering van bepaalde gedragingen variëren in plaats, over tijd, tussen individuen en per situatie (Ostrom, 1998). In collectivistische culturen is het eigenbelang bijvoorbeeld meer ondergeschikt aan het collectieve belang dan in individualistische culturen het geval is. Ook worden collectivistische belangen – in het Westen – minder vaak dan vroeger nagestreefd door de emancipatie van het individu. Een actor waardeert bepaalde gedragingen ook anders door diens karakter. Er zijn namelijk karaktereigenschappen, zoals zorgzaamheid en inschikkelijkheid, die mede verklarend zijn voor de mate waarin iemand zich verantwoordelijk voelt voor het welzijn van anderen (Weinschenk, 2013). Tot slot is de situatie belangrijk. Actoren die bijvoorbeeld meerdere positieve ervaringen hebben met coöperatie besluiten hierdoor dat zij in de toekomst vaker willen samenwerken. Individuen met negatieve ervaringen zullen daarentegen sneller neigen naar het tegenovergestelde omdat zij coöperatie negatiever waarderen. De situatie waar een actor zich in begeeft is dus ook belangrijk voor het evalueren en verrichten van coöperatieve handelingen, zoals het tot stand laten komen van een hoge immunisatiegraad door middel van vaccineren.

Er zijn dus verschillende factoren die verklaren waarom sommige actoren meer dan anderen bereid zijn om te handelen in het belang van het collectief. Deze bereidheid manifesteert zich op meerdere manieren zoals in politieke preferenties (Van Lange et al., 1997; Van Lange et al., 2012; Weinschenk, 2013). Meer specifiek neigen mensen die in meerdere mate gericht zijn op het helpen van anderen naar linksere politieke voorkeuren. Dit doen zij vanuit een solidariteitsgedachte en het streven naar gelijk(waardig)heid. Mensen die individualistischer zijn neigen daarentegen meer naar rechtsere ideologieën omdat deze vrijheid, eigenverantwoording en zelfredzaamheid benadrukken. Het is daarom aannemelijk dat dit stemgedrag zich ook vertaalt in het gezondheidsgedrag van mensen. Kannan & Veazie (2018) vonden bijvoorbeeld verschillen in vaccinatiebereidheid, rookgedrag, drankgebruik, voedingspatronen en lichaamsbeweging naar politieke voorkeur. In het kader van vaccinatiebereidheid is er daarom de volgende verwachting:

**Hypothese 1:** Hoe linkser iemands politieke voorkeur, des te groter zijn of haar vaccinatiebereidheid.

Om nauwkeuriger te achterhalen in hoeverre politieke voorkeuren vaccinatiebereidheid verklaren en beïnvloeden, dienen de determinanten van vaccinatiebereidheid nader onderzocht

te worden. Op deze manier wordt het inzichtelijk op welk aspect van vaccinatiebereidheid politieke voorkeur de meeste invloed heeft.

#### **2.4 Risico-inschatting en onfeilbaarheid**

In de vorige paragraaf staat beschreven dat mensen in hun handelen een logische en weloverwogen afweging maken tussen verschillende gedragsopties waarbij het maximaal haalbare resultaat centraal staat. Individuen moeten dus kiezen. De eerste twee determinanten van vaccinatiebereidheid, risico-inschatting en onfeilbaarheid, sluiten aan op de gezondheidssituatie van een actor. Deze twee determinanten laten goed zien hoe centraal het eigenbelang staat in een vaccinatiebeslissing en dat de gezondheidssituatie van anderen hieraan ondergeschikt is. Voor het coronavaccinatieprogramma geldt namelijk dat individuen enerzijds streven naar (groeps)immunitet maar anderzijds gezondheidsschade van een vaccinatie willen vermijden. Beide doelstellingen zijn niet tegelijkertijd te behalen voor diegenen die geloven dat coronavaccins (ernstige) bijwerkingen hebben. Deze individuen zijn dus in mindere mate vaccinatiebereid.

Mensen met een slechte gezondheid zullen daarentegen een andere afweging maken omdat zij de kans op ernstige gezondheidsproblemen als gevolg van het coronavirus groter achten dan de eventuele bijwerkingen die een vaccin met zich meebrengt. Op grond van de Rationele Keuzetheorie is het dus logisch dat mensen uit een risicogroep een hogere vaccinatiebereidheid hebben. Bij risicofactoren van het coronavirus is te denken aan onderliggende aandoeningen zoals afweerstoornissen, nierziekten, obesitas, diabetes, hartklachten en longproblematiek, maar ook aan een hoge leeftijd (RIVM, 2021a). Deze risicogroepen lopen een grotere kans om ernstig ziek te worden van het coronavirus, in het ziekenhuis te belanden of eraan te overlijden. In het kader van het incalculeren van gezondheidsrisico's is het niet opmerkelijk dat ouderen de hoogste vaccinatiebereidheid hebben en dat jongvolwassenen en jongeren hierin achterblijven (RIVM, 2021e). Met name bij deze twee laatste groepen heersen gevoelens van onfeilbaarheid. Zij hebben dus de perceptie dat zij niet (erg) ziek worden van het virus waardoor zij een vaccinatie om die reden onnodig vinden. Daarnaast bestaan er bij deze twee groepen bovengemiddeld veel zorgen over eventuele nadelige gezondheidseffecten van een vaccinatie op de lange termijn. Jongeren en jongvolwassenen vragen zich dus met name af of het middel erger is dan de kwaal. Ook deze zorgen dragen dus bij aan een verminderde vaccinatiebereidheid.

Toch wordt de mens niet alleen gedreven door de eigen gezondheidssituatie en spelen ook andere factoren mee in de vaccinatiebeslissing zoals politieke preferenties (Peretti-Watel

et al., 2015). Hierover is bekend dat psychologische behoeften, die met name gaan over postmaterialistische waarden en waar politieke voorkeuren in voorzien, ondergeschikt zijn aan materiële basisbehoeften (Woolpert, 1982). Naarmate een actor meer voorzien is in zijn basisbehoefte, wordt zijn waardenoriëntatie meer postmaterieel gericht (König, 2010). Dit wil zeggen dat een actor zijn attitudes, prioriteiten en doelen bijstelt waardoor hij ook zijn kosten-batenanalyse anders inricht. Dit heeft ook effect op de politieke waardenoriëntatie van die actor. Meer specifiek neemt iemands politiek engagement toe naarmate basisbehoeften meer vervuld zijn (Inglehart, 1990). Aangezien een goede lichamelijke gezondheid te rekenen is tot een materiële basisbehoefte is het dus waarschijnlijk dat politieke voorkeuren in een vaccinatiebeslissing zwaarder meewegen naarmate een persoon een betere gezondheid heeft. Aansluitend bij de centrale probleemstelling van dit onderzoek zijn de verwachtingen op grond van de Rationele Keuzetheorie als volgt bij de vaccinatiedeterminanten risico-inschatting en onfeilbaarheid:

**Hypothese 2a:** Naarmate iemand een slechtere gezondheid heeft, neemt de vaccinatiebereidheid toe.

**Hypothese 2b:** Het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid neemt toe naarmate iemand een betere gezondheid heeft.

## 2.5 Barrières

Naast gezondheidsredenen zijn er meer motieven die meewegen in de kosten-batenanalyse van een vaccinatiebesluit. Individuen houden bijvoorbeeld ook rekening met eventuele belemmeringen bij het bereiken van hun doelen. Structurele, informatiele en psychologische barrières hinderen namelijk het bereiken van (groeps)immunitet. Bij deze beperkingen gaat het niet alleen om de beschikbaarheid van vaccins, de bereikbaarheid van priklocaties, het bij machte zijn om een vaccinatie-afspraken in te plannen, maar ook om het vermogen om tot een weloverwogen vaccinatiebeslissing te komen (RIVM, 2021d). Een laag opleidingsniveau, een gebrek aan kennis over het Nederlandse gezondheidszorgsysteem en het onvoldoende beheersen van de Nederlandse taal bemoeilijken dit laatste (ECDC, 2021; Driessen & Kanne, 2021). Het zijn vooral Nederlanders met een migratieachtergrond met een niet-westerse in het bijzonder die aanlopen tegen deze structurele en informatiele beperkingen (RIVM, 2021b). Deze laatste groep Nederlanders heeft ook vaker te maken met psychologische belemmeringen zoals angst voor stigmatisering en invloed van leiders uit hun eigen gemeenschap.

Deze determinant van vaccinatiebereidheid laat dus duidelijk zien dat bepaalde sociale uitkomsten, zoals een lage vaccinatiegraad, voortkomen uit de eerder besproken gebonden rationaliteit van een actor. Naarmate iemand meerdere of grotere barrières ondervindt bij zijn vaccinatie-intenties is het op grond van de Rationele Keuzetheorie zeer waarschijnlijk dat de vaccinatiebereidheid afneemt omdat de baten niet opwegen tegen de kosten. Een actor die te maken heeft met veel externe beperkingen moet bijvoorbeeld meer inspanning leveren om de benodigde informatie te verkrijgen om tot een weloverwogen vaccinatiebeslissing te komen.

Op het eerste oog lijken de belemmeringen van vaccinatiebereidheid geen verband te houden met politieke voorkeur. Toch is er net zoals bij de vorige twee determinanten van vaccinatiebereidheid te stellen dat iemand die dergelijke barrières ervaart onvoldoende voorzien is in zijn basisbehoeften. Hierdoor heeft een actor andere attitudes, prioriteiten en doelen dan iemand die wel voorzien is in zijn materiële behoeften. Ook bij deze determinant geldt dat postmaterialistische waarden zoals vrijheid, gelijkheid en solidariteit pas belangrijk worden wanneer basisbehoeften zijn vervuld. Het is dus zeer waarschijnlijk dat politieke voorkeur de vaccinatiedeterminant barrières beïnvloedt op een manier waarbij politieke preferenties zwaarder meewegen in de vaccinatiebeslissing naarmate iemand minder belemmerd wordt door externe factoren. De veronderstellingen zijn daarom als volgt:

**Hypothese 3a:** Naarmate iemand meer barrières ondervindt bij het nemen van een vaccinatiebeslissing neemt de vaccinatiebereidheid af.

**Hypothese 3b:** Het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid neemt toe naarmate iemand minder barrières ondervindt bij het nemen van een vaccinatiebeslissing.

## **2.6 Collectieve verantwoordelijkheid**

Voor 70% van de vaccinatiebereidwillige Nederlanders was het beschermen van de eigen gezondheid een reden om een coronavaccinatie te nemen (Sanders et al., 2021; RIVM, 2021d). Toch is dit niet het meest genoemde argument. Van de vaccinatiebereidwillige mensen gaf 75% aan dat de bescherming van anderen één van de overwegingen was voor het nemen van een prik. Voor 95% was een bijdrage leveren aan de bestrijding van de coronacrisis een drijfveer voor een inenting. De vaccinatiemotieven zijn dus niet alleen zelfgericht of toegespitst op gezondheid. De beweegredenen laten zien dat de meeste Nederlanders een collectieve verantwoordelijkheid ervaren waarbij het eigenbelang dikwijls ondergeschikt is aan het belang



van een ander of het collectief. Dit wijst er dus op dat materiële basisbehoeften – die gericht zijn op het eigenbelang – veelal vervuld zijn en dat postmaterialistische waarden een belangrijke rol spelen in de vaccinatiebereidheid. Individuen stemmen namelijk hun overtuigingen, doelen en prioriteiten – en dus ook gedrag – af op de situatie die het beste aansluiten bij hun psychologische behoeften en interesses (Jost, 2017). Hierdoor kunnen mensen rationeel handelen en het voor hun maximaal haalbare resultaat nastreven.

Aan de mate waarin iemand collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens ervaart liggen meerdere factoren ten grondslag. Hierbij is te denken aan, geconstateerde gezondheidsrisico's voor (iemand uit) de sociale omgeving, de behoefte om erbij te horen en iemands sociale waardenoriëntatie (Wismans et al., 2021). In de inleiding werd al benoemd dat deze laatste factor bepalend is voor de mate waarin een persoon zich wil inspannen voor het welzijn van anderen in relatie tot het eigen welzijn. In deze waardenoriëntatie wordt vaak een driedeling toegepast. De pro-socialen streven ernaar om het welzijn van hunzelf en anderen te maximaliseren en verschillen daarin zoveel mogelijk te beperken. Zij ervaren daarom een grote collectieve verantwoordelijkheid. Bij de individualisten en competitieven is dit in mindere mate het geval en staat vooral het eigenbelang centraal. De sociale waardenoriëntaties voorspellen dus hulpgedrag, houdingen ten opzichte van coöperatie en de mate van opofferingsgezindheid (Van Lange et al., 1997). Iemands waardenoriëntatie is daarmee dus ook bepalend voor de mate waarin iemand collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens ervaart. De voor de hand liggende vraag is nu; waar zijn deze waardenoriëntaties op gebaseerd?

Voor iemands sociale waardenoriëntatie is iemands karakter bepalend. Er zijn karaktereigenschappen, zoals inschikkelijkheid, zachtmoedigheid, meegaandheid en behulpzaamheid die collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens – en dus ook pro-sociaal gedrag – bevorderen (Van Lange et al., 1997; Zhao et al., 2016; Zhao & Smillie, 2014; Kline et al., 2017; Weinschenk, 2013). Dit betekent dus dat individuen die in meerdere mate beschikken over dergelijke eigenschappen positievere houdingen, emoties en gedragingen hebben die tot uiting komen door daden van delen, helpen en samenwerken ten gunste van anderen. In het kader van de Rationele Keuzetheorie zorgen dergelijke karaktereigenschappen er dus voor dat iemands baten in diens kostenbaten-analyse toenemen door collectief handelen omdat deze persoon er bijvoorbeeld gevoelens van genoegdoening of blijdschap aan overhoudt. Het niet nemen van de ervaren verantwoordelijkheid voor het welzijn van anderen weegt namelijk ook mee in de kostenbaten-analyse. Pro-socialere actoren zullen dit gedrag negatiever waarderen. Individuen die in mindere mate beschikken over karaktereigenschappen die collectief handelen bevorderen zullen zich in mindere mate verantwoordelijk voelen voor de

gemeenschap en hogere kosten zien in collectief handelen. Karaktereigenschappen zijn dus bepalend voor iemands sociale waardenoriëntatie en hebben effect op iemands gedrag in zoverre ze bijdragen aan het ordenen van beschikbare gedragsalternatieven vanwege de positieve of negatieve waarderingen die een actor hecht aan bepaalde gedragingen.

Karaktereigenschappen zijn ook bepalend voor iemands politieke voorkeur (Chirumbolo, 2016). Meer specifiek determineren dezelfde karaktereigenschappen die mede bepalen in welke mate een persoon pro-sociaal is en in hoeverre deze persoon een collectieve verantwoordelijkheid ervaart ook diens positie in het politieke spectrum. Individuen die een grotere collectieve verantwoordelijkheid ervaren – en dus pro-socialer zijn – neigen doorgaans naar linksere politieke voorkeuren. Dit komt door een wederzijdse aantrekkingskracht tussen enerzijds de idealen die een actor nastreeft door diens persoonlijkheid en anderzijds de inhoud van politieke ideologieën (Jost et al., 2009). Bij zowel linkse ideologieën als een pro-sociale waardenoriëntatie is gelijkheid een belangrijke kernwaarde. Zowel pro-socialen als linkse ideologieën streven naar het maximaliseren van mensen hun welzijn en het beperken van verschillen daarin. Toch vindt niet ieder mens het nastreven van gelijkheid even belangrijk. Mensen met een rechtsere politieke oriëntatie tolereren ongelijkheid namelijk meer (Jost et al., 2008). Dit komt doordat zij meer waarde hechten aan tradities, hiërarchische systemen, het behoud van de status-quo en zaken die grenzen aan eigenverantwoording (Chirumbolo, 2016). Rechtsgeoriënteerden hebben hierdoor minder sterke collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens en een meer individualistische sociale waardenoriëntatie waardoor zij naar alle waarschijnlijkheid in mindere mate bereid zijn om bij te dragen aan het collectieve goed groepsimmunitet.

Het nastreven van maximaal haalbare uitkomsten manifesteert zich dus in politieke voorkeuren omdat deze aansluiten bij sociale waardenoriëntaties. Het stemgedrag van mensen is hiermee te beschouwen als rationeel handelen omdat politieke partijen actoren kunnen voorzien in zowel hun fysiologische als psychologische behoeften – zoals het nastreven van collectieve belangen. Daarom zijn er de volgende verwachtingen:

**Hypothese 4a:** Als mensen meer pro-sociaal zijn, dan hebben zij een grotere vaccinatiebereidheid.

**Hypothese 4b:** Het effect van de sociale waardenoriëntatie op vaccinatiebereidheid is voor een deel te verklaren door iemands politieke voorkeur.

## 2.7 Vertrouwen en complotdenken

De vijfde en zesde determinanten van vaccinatiebereidheid gaan over vertrouwen en complotdenken. Deze verwijzen naar de mate waarin mensen vaccins als effectief en veilig beschouwen, tot op welke hoogte zij in de intenties van beleidsmakers en gezondheidsautoriteiten geloven en in hoeverre zij afgaan op bevindingen van de medische wetenschap (Betsch et al., 2018; Wismans et al., 2021). Bij vertrouwen gaat het in de kern om een onevenwichtige machtsbalans als gevolg van een informatieasymmetrie waarbij een actor met onvolledige informatie een kwetsbare positie accepteert ten opzichte van een andere actor met vollediger informatie (Larson et al., 2018). Het gevoel van wantrouwen ontstaat wanneer een actor deze positie niet accepteert vanwege negatieve verwachtingen. In een vertrouwensrelatie moet de vertrouwende partij er dus van uitgaan dat de vertrouwde partij hun belangen naar eer en geweten behartigt op grond van hun expertise en competentieniveau. Deze verwachtingen zijn nauw verbonden met de karaktereigenschappen en de maatschappelijke context die ook de sociale waardenoriëntatie van een actor bepaalt (Bromme et al., 2022; Day & Settersten, 2018; Kaasa & Andriani, 2021). Pro-socialere individuen hebben doorgaans positievere verwachtingen van anderen en maatschappelijke instituties dan diegenen die meer individualistisch of competitief ingesteld zijn. Deze positievere verwachtingen vertalen zich in meer sociaal en institutioneel vertrouwen.

De determinant complotdenken ligt in het verlengde van institutioneel vertrouwen, maar gaat een stap verder omdat aanhangers van samenzweringstheorieën ervan overtuigd zijn dat machtige actoren kwaadwillige en politiekgemotiveerde doelen nastreven (Van Prooijen et al., 2022). Deze mensen voelen zich voorgelogen door de autoriteiten en gaan daardoor niet meer af op wat standaardinformatiebronnen zoals de media en de overheid rapporteren (Hawley, 2019). In lijn met de Rationele Keuzetheorie is het niet opmerkelijk dat complotdenkers een lage of geen vaccinatiebereidheid hebben door het ontbreken van institutioneel vertrouwen. Hierdoor geloven zij niet in de vaccinatievoordelen voor hunzelf of anderen.

Bij het maken van een weloverwogen vaccinatiebeslissing moet iemand dus vertrouwen op de overheid en de gezondheidsautoriteiten omdat zij beschikken over vollediger informatie. In ruil voor dat vertrouwen kan een individu gemakkelijker een kosten-batenanalyse opstellen voor zijn vaccinatiebeslissing. De mate van vertrouwen in de overheid, de gezondheidsautoriteiten en het vaccin is dus ontzettend belangrijk. Het is namelijk irrationeel om een vaccinatie te nemen als er onvoldoende vertrouwen is in de effectiviteit en veiligheid van de vaccins of als er twijfels zijn over de intenties van de autoriteiten. Een gebrek aan vertrouwen is de voornaamste reden van Nederlanders om geen vaccinatie te nemen (RIVM,

2021e). Van de ongevaccineerden geeft 45% aan dat zij geen inenting willen omdat zij de overheid niet vertrouwen (Driessen & Kanne, 2021). Ook wantrouwt 44% de farmaceutische industrie en vindt 56% dat het vaccin te snel ontwikkeld is. Van de ongevaccineerden geeft 63% aan dat zij geen inenting willen omdat de langetermijneffecten voor hun onbekend zijn. Ook heeft 29% van de ongevaccineerden zorgen over bijwerkingen van het vaccin en is 18% bang voor onvruchtbaarheid. Hoewel het erop lijkt dat er een risico-inschatting wordt gemaakt waarbij het beschermen van de eigen gezondheid centraal staat, ligt hier voornamelijk wantrouwen aan ten grondslag (Driessen & Kanne, 2021).

Het wantrouwen van de overheid, de gezondheidsautoriteiten en het vaccin is dus niet bevorderlijk voor iemands vaccinatiebereidheid. Wanneer er wél voldoende vertrouwen is, dan geldt het omgekeerde. Naarmate mensen de overheid, de farmaceutische bedrijven, de medische wetenschap en de kwaliteitscontrole van de vaccins meer vertrouwen, dan zijn zij eerder bereid zich te laten vaccineren (RIVM, 2021b). Hoewel deze vertrouwende groep ook te maken heeft met een informatieasymmetrie, geloven zij dat de beleidsmakers het beste voorhebben met de samenleving en dat de wetenschap betrouwbare resultaten levert (Geiger et al., 2021). De mate van acceptatie van een informatieasymmetrie bepaalt dus de mate van vertrouwen en weegt dus mee in iemands kosten-batenanalyse bij een vaccinatiesbeslissing. De vraag is nu in hoeverre politieke voorkeur de relatie tussen institutioneel vertrouwen en vaccinatiebereidheid verklaart.

Het is bekend dat institutioneel vertrouwen ook bepalend is voor iemands politieke voorkeur. Mensen die in mindere mate een informatie-asymmetrie tolereren neigen doorgaans naar rechtsere politieke voorkeuren (Jost et al., 2003). Dit komt doordat rechtsgeoriënteerden onzekerheden en ambiguïteiten minder goed kunnen verdragen doordat zij meer behoefte hebben aan informatie, structuur en duidelijkheid. Omdat veranderingen vaak gepaard gaan met onzekerheden zijn rechtsgeoriënteerden conservatiever en gebaat bij het behouden van de status quo (Guay & Johnston, 2021). Rechtsere politieke stromingen sluiten hierbij aan omdat deze veelal gericht zijn op het behouden van tradities, hiërarchische verhoudingen en dogmatisme. Individuen die een informatie-asymmetrie minder tolereren hebben dus minder institutioneel vertrouwen waardoor zij op grond van hun eigen rationale neigen naar de rechterkant van het politieke spectrum.

De meeste linkse ideologieën trachten daarentegen de status quo te bestrijden door vooruitgang na te streven. Zij zijn dus veranderingsgericht en hechten daarom minder waarde aan dogma's en bestaande machtsverhoudingen (Jost, 2017). Dit impliceert dat voorstanders van het linkse gedachtegoed een zekere mate van onzekerheid, complexiteit en dubbelzinnigheid moeten accepteren om vooruitgang te bereiken. Met het oog op de

informatieasymmetrie veronderstelt dit dat zij in meerdere mate moeten vertrouwen op een actor die hun aspiraties najaagt. Het is daarom niet opmerkelijk dat linksgeoriënteerden doorgaans meer vertrouwen hebben in de overheid dan rechtsgeoriënteerden (Christensen & Lægheid, 2005). In het kader van vaccinatiebereidheid is het daarom ook zeer waarschijnlijk dat linksgeoriënteerden meer dan rechtsgeoriënteerden bereid zijn om zich te laten vaccineren, aangezien zij hun kostenbatenanalyse anders invullen op het gebied van vertrouwen. Het is daarom aannemelijk dat politieke voorkeur de relatie tussen vaccinatiebereidheid en institutioneel vertrouwen voor een deel weet te verklaren. Er zijn daarom de volgende verwachtingen:

**Hypothese 5a:** Hoe meer vertrouwen iemand heeft in de overheid en instituties, des te groter de vaccinatiebereidheid.

**Hypothese 5b:** Het effect van institutioneel vertrouwen op vaccinatiebereidheid is voor een deel te verklaren door iemands politieke voorkeur.

Bij het onderzoeken van de invloed van institutioneel vertrouwen op vaccinatiebereidheid met de inachtneming van politieke voorkeur moet het “president-in-power” effect meegenomen worden. Dit effect houdt in dat mensen de neiging hebben om de overheid en andere instituties meer te vertrouwen als hun geprefereerde politieke partij deelneemt aan de regering (Morisi et al., 2018). Dit betekent concreet dat diegenen die op VVD, D66, CDA of ChristenUnie hebben gestemd meer institutioneel vertrouwen hebben en daardoor ook eerder geneigd zijn zich te laten vaccineren. Eerder werd al benoemd dat de tevredenheid met het coronabeleid samenviel met de uitslag van de Tweede Kamerverkiezingen van 2021.

## 2.8 Conformiteit

De laatste determinant van vaccinatiebereidheid is conformiteit. Meer specifiek gaat het over de mate waarin mensen sociaal geïntegreerd zijn. Een hoger integratieniveau zorgt ervoor dat individuen zich meer conformeren aan de descriptieve normen van hun sociale groep of de samenleving als geheel (Geiger et al., 2021). Net zoals vertrouwen is sociale integratie een breed concept waarover een consistente definitie ontbreekt (Berkman et al., 2000). In het algemeen verwijst sociale integratie naar het behoren tot én betrokken zijn bij gemeenschappen met gedeelde overtuigingen, waarden en normen op micro-, meso- en macroniveau, en waarbij leden vormen van sociale steun (zoals het delen van informatie en het verlenen van financiële

of emotionele hulp) met elkaar uitwisselen (Day & Settersten, 2018; Laireiter & Baumann, 1992).

Individueen die meer sociaal geïntegreerd zijn vertonen doorgaans meer behulpzaam gedrag om zo het systeem waarin zij leven, zoals de buurt of de vriendengroep, te onderhouden (Laireiter & Baumann, 1992). Daarnaast voelen mensen met een hoog sociaal integratieniveau zich doorgaans sterk verbonden met de samenleving als geheel en hebben zij vaker te maken met sociale controle waardoor zij meer gemeenschapsgericht handelen (Kasarda & Janowitz, 1974; Maaravi et al., 2021; Rothstein & Stolle, 2008; Sampson, 1988). Meer sociale integratie gaat dus gepaard met sterkere collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens en komt tot uiting in pro-sociale daden waaronder het nemen van een vaccinatie ten behoeve van anderen. Dit collectieve bewustzijn ontstaat doordat de samenleving een sterke kracht uitoefent op individuen waardoor zij normen, waarden en overtuigingen op elkaar afstemmen waardoor een coherent gedragspatroon en wereldbeeld ontstaat (Turner, 1981).

In de coronapandemie is deze conformiteitsdrang te herkennen in het gezondheidsgedrag van mensen doordat vaccineren de descriptieve norm was. Er is dus te stellen dat individuen die meer sociaal geïntegreerd zijn een hogere vaccinatiebereidheid hebben omdat zij vaccineren beschouwen als een rationele handeling. In de kosten-batenanalyse van meer sociaal geïntegreerde actoren wegen collectieve belangen zwaarder mee dan bij individuen die zich in mindere mate verbonden voelen met anderen. Dit komt doordat zij positievere waarderingen geven aan collectief handelen omdat zij onder andere hun sociale systemen willen onderhouden en gehoor willen geven aan hun collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens. Daarnaast zien dezelfde actoren consequenties in het niet naleven van de descriptieve normen. Hierbij is te denken aan reputatieschade of zelfs sociale uitsluiting. De gevoeligheid voor sociale controle leidt er dus toe dat individuen vaker collectieve belangen nastreven. Het dienen van het algemeen belang dient dus ook het eigenbelang. Individueen met minder maatschappelijke bindingen hebben in mindere mate te maken met sociale controle en ervaren ook minder sterke collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens. Hierdoor waarderen zij gemeenschapsgericht handelen negatiever in hun kosten-batenanalyse.

Het sociale integratieniveau wordt voornamelijk bepaald door de mate waarin iemand vrijwillig participeert bij maatschappelijk middenveldorganisaties (Gracia & Herrero, 2004; Laireiter & Baumann, 1992). Deze organisaties hebben verschillende sociale functies. Allereerst zorgen maatschappelijk middenveldorganisaties voor meer sociale interacties en contacten waardoor de sociale controle toeneemt. Hierdoor voelen individuen zich sterker

moreel verplicht om zich te houden aan de dominante waarden, normen en overtuigingen van een bepaalde groep. Daarnaast fungeren maatschappelijk middenveldorganisaties als belangrijke ‘foci’ (verbindingspunten) tussen verschillende sociale omgevingen (Feld, 1981; Mollenhorst et al., 2012). Deze foci zijn als het ware contexten waarbinnen een dynamiek van relatievorming en relatieonderhoud plaatsvindt tussen individuen uit verschillende sociale kringen. Deze foci zetten individuen aan om te interacteren met anderen en hun gedrag en attitudes op elkaar af te stemmen. Descriptieve normen – die bijvoorbeeld te maken hebben met vaccinatiebereidheid – worden dus binnen foci overgenomen door anderen. Mensen conformeren zich dus aan de groep. De invloed van maatschappelijke middenveldorganisaties op een coherent gedragspatroon en een samenhangend geheel van houdingen en percepties beperken zich echter niet tot één focus, maar strekt ook (ver) daarbuiten. Anderen die niet tot dezelfde focus behoren worden dus indirect beïnvloed. Naarmate iemand zich sterker verbonden voelt met een focus, dan is de kans groot dat deze persoon zich ook sterker verbonden voelt met de mensen uit die focus en dat deze persoon meerdere mensen kent uit dat netwerk (Feld, 1981). Deze sterkere verbondenheid draagt bij aan een groter collectief verantwoordelijkheidsgevoel van een actor en een grotere bereidheid om maatschappelijk te participeren.

Maatschappelijke participatie vergroot dus – net zoals een pro-sociale waardenoriëntatie – het collectieve verantwoordelijkheidsgevoel. Het is daarom zeer aannemelijk dat ook participatie vaccinatiebereidheid bevordert. Ook hadden veel Nederlanders het idee dat zij met een vaccinatie bijdroegen aan een uitweg uit de coronacrisis (RIVM, 2021d). Hierdoor zouden zij weer kunnen deelnemen aan activiteiten van maatschappelijk middenveldorganisaties. Op grond van de Rationele Keuzetheorie is het logisch dat maatschappelijke participatie vaccinatiebereidheid bevordert. Naarmate iemand meer participeert bij maatschappelijk middenveldorganisaties neemt de behoefte naar een samenleving waarbij deelname aan activiteiten mogelijk is logischerwijs toe. Voor iemand die in mindere mate sociaal geïntegreerd is zal maatschappelijke participatie minder zwaar meewegen in de kosten-batenanalyse van een vaccinatiebeslissing.

Nu is het de vraag in hoeverre politieke voorkeur de relatie tussen vaccinatiebereidheid en sociale integratie verklaart. Literatuur over deze relatie is zeer schaars. Het is echter bekend dat diegenen die nauwelijks sociaal geïntegreerd zijn neigen naar de uitersten van het politieke spectrum (Plutzer, 1987). Deze mensen voelen zich namelijk aangetrokken door populistische opvattingen en sentimenten. Ook is het bekend dat mensen die in meerdere mate sociaal geïntegreerd zijn neigen naar linksere politieke opvattingen. Dit komt doordat sociale integratie

het collectieve bewustzijn bevordert waardoor individuen zich meer verantwoordelijk voelen voor het welzijn van anderen. Door deze gevoelens streven individuen vaker collectieve belangen na. Dit komt doordat zij collectief handelen positiever waarderen in hun kosten-batenanalyse. Individuen die minder sociaal geïntegreerd zijn zullen collectief handelen minder positief waarderen omdat zij minder sterke collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens ervaren. Deze personen zullen daarom juist gedragingen die tegemoetkomen aan het eigenbelang positiever beoordelen.

Het nastreven van collectieve en individuele belangen manifesteren zich op meerdere manieren. Hierbij is onder andere te denken aan politieke preferenties en het stemgedrag bij verkiezingen. Zoals eerder beschreven staat neigen mensen die in meerdere mate gericht zijn op collectieve belangen naar linksere politieke voorkeuren. Dit doen zij vanuit een solidariteitsgedachte en het streven naar gelijkheid. Mensen die in mindere mate sociaal geïntegreerd zijn zullen eerder rechtsere politieke voorkeuren onderschrijven omdat deze meer gericht zijn op het eigenbelang. De mate van sociale integratie heeft dus effect op iemands (stem)gedrag in zoverre deze bijdraagt aan het ordenen van beschikbare gedragsalternatieven. Individuen stemmen namelijk hun overtuigingen en gedrag af op de situatie die het beste aansluiten bij hun psychologische behoeften. Hierdoor kunnen mensen rationeel handelen en het voor hun maximaal haalbare resultaat nastreven. De verwachtingen zijn daarom als volgt:

**Hypothese 6a:** Naarmate mensen meer participeren bij maatschappelijk middenveldorganisaties neemt de vaccinatiebereidheid toe.

**Hypothese 6b:** Het effect van participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties op vaccinatiebereidheid is gedeeltelijk te verklaren door politieke voorkeur.



### **3. Data en methoden**

In dit hoofdstuk staan de onderzoeksmethoden centraal. De eerste paragraaf begint met een beschrijving van het onderzoeksinstituut, Centerdata, dat de data heeft verzameld. In dit deel gaat het met name om de doelstellingen die dit instituut nastreeft en de wijze waarop Centerdata steekproeven trekt en data verzamelt. Hierop volgt een paragraaf met een inhoudelijke toelichting op zes datasets. Deze worden gebruikt om de hypothesen te toetsen. In het voorlaatste deel van dit hoofdstuk staat de operationalisering van de concepten centraal. De bewerkingen die zijn uitgevoerd bij het operationaliseren van de concepten staan nauwkeuriger beschreven in bijlage 1. In bijlage 2 is de bijbehorende SPSS syntax opgenomen. Het hoofdstuk eindigt met een analyseplan waarin concreet aangegeven staat hoe de hypothesetoetsing plaatsvindt.

#### **3.1 Dataverzameling en steekproeftrekking**

In dit onderzoek zijn data van het LISS panel gebruikt. Deze afkorting staat voor Langlopende Internet Studies voor de Sociale wetenschappen. Het panel bestaat uit ongeveer 10.000 leden uit bijna 5.000 huishoudens. Centerdata, een non-profit onderzoeksinstituut dat verbonden is aan Tilburg University, is verantwoordelijk voor het beheer van het panel. Met behulp van het LISS panel wil Centerdata hoogwaardige data beschikbaar stellen aan de overheid, marktpartijen en de academische gemeenschap voor maatschappelijk, wetenschappelijk, non-commercieel en beleidsrelevant onderzoek. Meer specifiek richt Centerdata zich met het LISS panel op acht longitudinale onderzoeksprojecten die aansluiten bij de thema's: gezondheid, normen & waarden, geloof & etniciteit, sociale integratie & vrijetijdsbesteding, familie & huishouden, werk & scholing, persoonlijkheid en de economische situatie. Al vijftien jaar krijgen panelleden jaarlijks vragenlijsten voorgelegd die aansluiten bij deze acht hoofdonderwerpen. Door het LISS panel is het mogelijk om reacties op beleidsmaatregelen, veranderende leefomstandigheden en maatschappelijke ontwikkelingen onder de Nederlandse bevolking in kaart te brengen. Naast longitudinaal onderzoek kunnen academici, onderzoekers en beleidsmakers het panel ook gebruiken voor experimenten en opzichzelfstaande studies.

Zelfaanmelding voor het LISS-panel is niet mogelijk. Het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) trekt namelijk uit het bevolkingsregister een aselechte steekproef van huishoudens. Onderzoeksbureau I&O Research legt vervolgens contact met deze huishoudens en inventariseert hun participatiebereidheid. Als de huishoudens akkoord gaan met deelname, dan krijgt ieder panellid per ingevulde vragenlijst een financiële vergoeding. Centerdata

voorziet alle deelnemende huishoudens die niet beschikken over een computer en/of internetverbinding van deze voorzieningen. De vragenlijsten zijn namelijk alleen digitaal in te vullen. De enige voorwaarde voor deelname aan het LISS panel is leeftijdsgebonden. Ieder lid moet namelijk minimaal zestien jaar oud zijn. Door de manier van steekproeftrekken en het realiseren van de benodigde faciliteiten tracht Centerdata de representativiteit van de steekproef te waarborgen.

### **3.2 Datasets**

Centerdata heeft ieder LISS panellid een unieke code gegeven waardoor alle paneldata met elkaar verbonden zijn. Door het combineren van zes verschillende datasets is het mogelijk om de centrale probleemstelling uit dit onderzoek te beantwoorden. Deze gecombineerde dataset bestaat uit 10.647 respondenten uit 4.830 verschillende huishoudens. Na het verwijderen van de respondenten met missende waarden bleven daar uiteindelijk 1.323 van over uit 1.193 huishoudens. Deze 1.323 ondervraagden zijn gebruikt om de hypothesen te toetsen.

De eerste dataset bestaat uit achtergrondinformatie over de respondenten. Hierbij valt te denken aan gegevens zoals leeftijd, opleidingsniveau, en etniciteit. Panelliden zijn verplicht hun achtergrondinformatie te delen voordat zij verder kunnen met andere vragenlijsten. Er is daarom geen sprake van non-respons. Iedere maand kunnen panelliden wijzigingen doorvoeren in hun gegevens. Panelliden die niet reageren worden twee keer per maand hieraan herinnerd. Hoewel Centerdata maandelijks nieuwe metingen publiceert, is ervoor gekozen om de achtergrondgegevens uit december 2020 te gebruiken. In deze maand is namelijk de vaccinatiebereidheid gemeten. Een aantal persoonskenmerken waaronder opleidingsniveau en etniciteit worden gebruikt bij het toetsen van hypothesen 3a en 3b. Deze hypothesen hebben betrekking op het effect van barrières op vaccinatiebereidheid. Eén ander achtergrondgegeven, leeftijd, doet dienst als controlevariabele. Van 9.789 (100,0%) panelliden waren de actuele achtergrondgegevens bekend. Van dit aantal heeft 13,5%, dus 1.323 respondenten, antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset.

De tweede dataset “Corona-uitbraak in Nederland” gaat over de maatschappelijke effecten van de coronacrisis. Het LISS panel is in opdracht van De Nederlandsche Bank en Bonn University gebruikt om te achterhalen hoe Nederlanders omgingen met de coronacrisis. In dit longitudinale onderzoeksproject werd met vragenlijsten gewerkt die ook in Duitse en Amerikaanse panelonderzoeken voorkwamen. Hierdoor zijn de landen met elkaar te vergelijken. Sinds maart 2020 zijn er in totaal zes metingen verricht. Dit onderzoek gebruikt de meest recente wave omdat deze als enige de vaccinatiebereidheid inventariseert. De data van

deze meting zijn verzameld tussen 7 en 29 december 2020. Naast vaccinatiebereidheid zijn nog twee andere variabelen geselecteerd ten behoeve van de hypothesetoetsingen. De eerste brengt in kaart welke respondent ooit ziek was van het coronavirus. Deze variabele wordt gebruikt als controlevariabele, omdat mensen die het coronavirus hadden in eerste instantie niet in aanmerking kwamen voor een vaccinatie. Zij zullen om deze reden een lagere vaccinatiebereidheid hebben. De andere variabele inventariseert welke respondent onderdeel uitmaakt van een risicogroep. Bij het toetsen van hypothesen 2a en 2b, die ingaan op de gezondheidssituatie, wordt deze variabele gebruikt. Van de 6.782 (100,0%) ondervraagden hebben 5.295 (78,1%) respondenten de vragenlijst volledig ingevuld en 97 (1,4%) onvolledig. Er is een non-respons van 1.390 (20,5%) panelleden. Van de 5.295 respondenten heeft 25,0% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset.

De derde dataset “Persoonlijkheid” hoort bij één van de acht longitudinale onderzoeksprojecten van Centerdata. Van deze langlopende studie wordt de meest recente wave gebruikt omdat er geen coronapandemie was bij eerdere metingen. Deze data zijn verzameld tussen 3 en 25 mei 2021 met een herhaling tussen 7 en 29 juni 2021. De vragenlijst richt zich hoofdzakelijk op persoonlijkheid en karaktereigenschappen. Meer dan een kwart van de vragen richten zich op de Big Five persoonlijkheidskenmerken. Hiervan hebben er tien betrekking op de dimensie inschikkelijkheid. Deze dimensie meet affectieve en cognitieve gedragsaspecten van pro-sociale neigingen aan de hand van zelfrapportages (Habashi et al., 2016). De bijbehorende vragen gaan over de mate waarin mensen zichzelf als behulpzaam, zachtmoedig, empathisch en sympathiek bestempelen. Doordat de variabelen van deze dimensie de mate van pro-socialiteit meten zijn hypothesen 4a en 4b te toetsen. Hierin zijn de verwachtingen dat pro-socialere mensen een hogere vaccinatiebereidheid hebben en dat politieke voorkeur deze relatie gedeeltelijk medieert. Van de 6.514 (100,0%) ondervraagden hebben 5.309 (81,5%) respondenten de vragenlijst volledig ingevuld en 60 (0,9%) onvolledig. Er is een non-respons van 1.145 (17,6%) panelleden. Van de 5.309 respondenten heeft 24,9% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset.

De vierde dataset richt zich op het thema “Politiek & Waarden” en is eveneens onderdeel van het longitudinale onderzoeksproject. Ook hier is ervoor gekozen om de meest recente meting te gebruiken. De vragenlijst is in drie delen afgenomen; het eerste deel in december 2020 met een herhaling in januari 2021; het tweede deel in januari 2021 met een herhaling in februari 2021; en het derde deel in februari 2021 met een herhaling in maart 2021. In dit onderzoek worden enkel variabelen uit de eerste twee delen gebruikt. Het eerste deel van de vragenlijst richt zich hoofdzakelijk op institutioneel vertrouwen. Van deze variabelen hebben

er acht betrekking op politiek, wetenschap en gezondheidszorg. Deze worden daarom gebruikt om hypothesen 5a en 5b te toetsen. Deze hypothesen hebben betrekking op een mogelijk (indirect) effect van institutioneel vertrouwen op vaccinatiebereidheid. Het tweede deel van de vragenlijst gaat over politieke voorkeur. Uit dit tweede deel worden twee variabelen gebruikt. De eerste variabele meet politieke voorkeur op een links-rechtsverdeling. Deze variabele zal aantonen of vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate mensen linksere politieke voorkeuren hebben. De andere variabele meet politieke voorkeur op partijniveau en wordt gebruikt voor het construeren van een controlevariabele om het “president-in-power” effect te ondervangen. Van 6.782 (100,0%) ondervraagden hebben 5.978 (88,1%) respondenten het eerste deel van de vragenlijst volledig ingevuld en 18 (0,3%) onvolledig. De non-respons op dit deel is 786 (11,6%). Van de 5.978 respondenten heeft 22,1% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset. Van de 6.708 (100,0%) ondervraagden hebben 5.934 (88,5%) respondenten het tweede deel van de vragenlijst volledig ingevuld en 16 (0,2%) onvolledig. De non-respons op het tweede deel is 758 (11,3%). Van de 5.934 respondenten heeft 22,3% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset.

De vijfde dataset “Sociale integratie & Vrijtijdsbesteding” is ook onderdeel van een longitudinaal onderzoeksproject. Ook hier is ervoor gekozen om de meest recente data te gebruiken omdat er nog geen sprake was van een vaccinatieprogramma bij eerdere metingen. De data zijn verzameld tussen 4 en 26 oktober 2021 met een herhaling tussen 1 en 30 november 2021. De LISS panelleden kregen bij dertien verschillende maatschappelijk middenveldorganisaties vijf vragen voorgelegd over hun gevoelsmatige betrokkenheid, lidmaatschap, activiteitdeelname, vrijwilligerswerk en donaties. In totaal kreeg ieder panellid dus 65 vragen voorgelegd die zijn of haar sociale integratieniveau mat. Hierdoor zijn hypothesen 6a en 6b te toetsen. De verwachting is dat meer participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties leidt tot een grotere vaccinatiebereidheid en dat politieke voorkeur deze relatie gedeeltelijk medieert. Van de 6.299 (100,0%) ondervraagden hebben 5.006 (79,5%) respondenten de vragenlijst volledig ingevuld en 98 (1,5%) onvolledig. Er is een non-respons van 1.195 (19,0%) panelleden. Van de 5.006 respondenten heeft 26,4% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde dataset.

De zesde – en laatste – dataset bevat informatie over het thema “Religie & Etniciteit”. Dit thema is ook onderdeel van één van de acht longitudinale onderzoeksprojecten van Centerdata. Ook hier is ervoor gekozen om de meest recente data te gebruiken. Deze zijn verzameld tussen 2 en 31 augustus 2021 met een herhaling tussen 6 en 28 september 2021. De bijbehorende vragenlijst van deze meting is voornamelijk gericht op de mate waarin de

respondent zich al dan niet verbonden voelt met het Nederlandschap. Ook bevat deze wave vragen die meten in hoeverre de respondenten de Nederlandse taal machtig zijn. Naast een migratieachtergrond en laag opleidingsniveau moet ook de mate van taalbeheersing aantonen in hoeverre deze factor belemmerend is voor de vaccinatiebereidheid. In totaal worden er twee variabelen gebruikt van deze dataset. Van de 6.397 (100,0%) ondervraagden hebben 5.387 (84,2%) respondenten de vragenlijst volledig ingevuld en 60 (0,9%) onvolledig. Er is een non-respons van 1.000 (15,6%) panelleden. Van de 5.387 respondenten heeft 24,6% antwoord gegeven op alle gebruikte items van de gecombineerde datasets.

### 3.3 Operationalisaties

De afhankelijke variabele *vaccinatiebereidheid* is afkomstig uit de dataset “Corona-uitbraak in Nederland”. Deze beschrijft in welke mate Nederlanders van 16 jaar en ouder bereid zijn zich te laten vaccineren tegen het coronavirus. Respondenten kregen de volgende hypothetische situatie voorgelegd: “Stel dat er een vaccin tegen COVID-19 wordt goedgekeurd en vanaf januari 2021 beschikbaar is. Uw ziektekostenverzekering vergoedt alle kosten en u hebt de mogelijkheid om in januari gevaccineerd te worden. Hoe groot is de kans dat u zich dan ook meteen laat vaccineren?” Op een schaal van 0 (zeker niet) tot en met 100 (zeker wel) moesten respondenten hun vaccinatiebereidheid aangeven. Hoewel de vraag overduidelijk de vaccinatiebereidheid inventariseert, bevat de vraag een belangrijk tijdselement dat mogelijk zorgt voor een vertekend beeld. In de periode van het meetmoment, een maand voordat het coronavaccinatieprogramma begon, waren er vaccinatiebereidwillige Nederlanders die zich hadden voorgenomen om even te wachten met een inenting (RIVM, 2021b). Zij wilde namelijk eerst weten of de gevaccineerden last kregen van bijwerkingen. De gemeten vaccinatiebereidheid met tijdsaanduiding zal daarom naar alle waarschijnlijkheid lager uitvallen dan een vergelijkbare meting zonder tijdselement of een later tijdstip. De kans op onderschatting is dus aanwezig door de manier waarop deze variabele geoperationaliseerd is.

De eerste onafhankelijke variabele is *pro-socialiteit*. Deze variabele sluit aan bij de vaccinatie-determinant ‘collectieve verantwoordelijkheid’ omdat collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens toenemen naarmate mensen pro-socialer zijn. De variabele is gemeten door respondenten te bevragen op de volgende tien items: (1) ik voel mij weinig begaan met anderen; (2) ik ben geïnteresseerd in mensen; (3) ik beledig mensen; (4) ik voel mee met de gevoelens van anderen; (5) ik ben niet geïnteresseerd in andermans problemen; (6) ik ben zachtmoedig; (7) ik ben niet geïnteresseerd in anderen; (8) ik neem de tijd voor anderen; (9) ik voel emoties van anderen aan, en (10) ik zorg dat mensen zich op hun gemak voelen. Op

een vijfpuntsschaal van 1 (helemaal onjuist) tot en met 5 (helemaal juist) moesten ondervraagden aangeven hoe goed de stellingen, die gaan over karaktereigenschappen, hen als persoon omschrijven. Om de variabele pro-socialiteit te krijgen zijn de negatieve items (1, 3, 5 en 7) gespiegeld. Vervolgens zijn de itemscores opgeteld en gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,8$ ). Een hoge score wijst erop dat de respondent een (erg) inschikkelijk karakter heeft. Dit betekent dus dat deze persoon meer behulpzaam, meegaander en lankmoediger is dan diegenen die lager scoren. De verwachting is dat mensen die hoger scoren op deze variabele een hogere vaccinatiebereidheid hebben.

De tien gebruikte vragen zijn zelfrapportagevragen van de Big Five-persoonlijkheidskenmerkentest. De Big Five is een theorie die iemands karakter beschrijft in een taxonomie van vijf dimensies van persoonlijkheidseigenschappen (Habashi, et al., 2016). Dit zijn de dimensies (1) extravertie; die de mate van assertiviteit, opgewektheid en contactbehoefte aangeeft; (2) zorgvuldigheid, die de mate van doelgerichtheid en behoefte aan structuur duidt; (3) emotionele stabiliteit, die aangeeft in hoeverre een persoon onzeker, nerveus en bezorgd is; (4) openheid, die beschrijft in welke mate een persoon nieuwsgierig, creatief en avontuurlijk is; en (5) inschikkelijkheid, die de mate van meegaandheid, tolerantie en hulpvaardigheid meet.

De tien gebruikte vragen van de Big Five vormen een geschikt instrument om de cognitieve en affectieve gedragsaspecten van een pro-sociale houding te meten. Uit een meta-analyse van bijna 2.500 observaties uit vijftien verschillende studies blijkt dat alle items van de dimensie inschikkelijkheid significant en positief correleren met pro-sociaal gedrag (Kline et al., 2017). Dit betekent dus concreet dat iemand met een hogere score op inschikkelijkheid een grotere bereidheid heeft om een inspanning te leveren voor het welzijn van anderen in relatie tot het eigen welzijn. Deze individuen hebben dus sterkere collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens. Een lagere score wijst op een meer individualistische of competitieve waardenoriëntatie. De gemaakte variabele pro-socialiteit, die dus de mate van inschikkelijkheid meet aan de hand van karaktereigenschappen, is daarmee zeer geschikt om de mate waarin de bescherming van anderen meeweegt in de vaccinatiebeslissing te operationaliseren.

De tweede onafhankelijke variabele is *institutioneel vertrouwen*. Deze variabele sluit aan bij de vaccinatiedeterminanten ‘vertrouwen’ en ‘complotdenken’. De variabele is gemeten aan de hand van de vraag: “kunt u op een schaal van 0 [helemaal geen vertrouwen] tot 10 [volledig vertrouwen] aangeven hoeveel vertrouwen u persoonlijk hebt in elk van de volgende organisaties/instituten?” De ondervraagden konden ook “weet ik niet” (-9) antwoorden. Deze

antwoordmogelijkheid is gecodeerd als missing. Respondenten die dit antwoord gaven zijn uiteindelijk verwijderd uit de dataset. Acht organisaties/instituten (de overheid, het parlement, politici, politieke partijen, het Europees parlement, democratie, gezondheidszorg en wetenschap) uit de vragenlijst sluiten aan bij de doelstellingen van dit onderzoek en zijn daarom gebruikt. Deze hebben namelijk betrekking op politiek, wetenschap en gezondheidszorg en beïnvloeden daarom de vaccinatiebeslissing, (RIVM, 2021a). Andere variabelen die institutioneel vertrouwen meten op andere maatschappelijke terreinen zoals de banksector, het rechtssysteem en het onderwijs zijn om die reden niet gebruikt. Dit geldt ook voor de variabelen die sociaal vertrouwen, dus het vertrouwen in andere mensen, meten. Het vertrouwen van de respondenten in de beschikbare vaccins is helaas niet gemeten en kon daarom niet meegenomen worden in de uiteindelijke analyses. De acht gebruikte items zijn opgeteld en gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,9$ ). De verwachting is dat mensen die hoger scoren op deze variabele een hogere vaccinatiebereidheid hebben.

De derde onafhankelijke variabele is *sociale integratiegraad*. Deze variabele sluit aan bij de vaccinatiedeterminant ‘conformiteit’. De variabele is gemeten door respondenten te bevragen over hun (manier) van participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties. De ondervraagden kregen een lijst met dertien verschillende soorten organisaties voorgelegd. Bij ieder soort moesten de ondervraagden op de volgende items aangeven wat voor hen van toepassing was op dat moment of de twaalf maanden daarvoor: (1) ik voel me niet verbonden [met dit soort organisaties]; (2) geld geschonken [aan vergelijkbare organisaties]; (3) meegedaan aan een activiteit [van soortgelijke organisaties]; (4) lid [van dergelijke organisaties]; en (5) vrijwilligerswerk gedaan [voor dit soort organisaties]. Door deze vijf items te beantwoorden voor dertien verschillende organisatiesoorten zijn er 65 variabelen tot stand gekomen. De antwoorden ‘wel van toepassing’ en ‘niet van toepassing’ zijn gecodeerd met een 1 en een 0 respectievelijk. Om de variabele sociale integratiegraad te krijgen zijn de negatieve items gespiegeld. Dit zijn de dertien variabelen die de gevoelsmatige verbondenheid bij maatschappelijk middenveldorganisaties meten. Per respondent zijn de scores opgeteld tot een schaal ( $\alpha = 0,9$ ). In deze continue schaal van 0 tot en met 65 duidt een hogere score op een hogere integratiegraad en daarmee een hoger sociaal integratieniveau. De verwachting is dat mensen die hoger scoren op deze variabele een hogere vaccinatiebereidheid hebben.

De reden om participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties te gebruiken om iemands sociale integratieniveau vast te stellen heeft te maken met de sociale functies van deze organisaties. Zoals eerder beschreven staat draagt meer participatie bij aan meer sociale controle waardoor individuen zich eerder conformeren aan descriptieve normen. Daarnaast

fungeren maatschappelijk middenveldorganisaties als belangrijke foci tussen verschillende sociale omgevingen. Deze foci zetten individuen aan om te interacteren met anderen waardoor er een gedragsafstemming plaatsvindt. Descriptieve normen worden dus binnen foci overgenomen door anderen. De invloed strekt echter ook daarbuiten omdat een persoon doorgaans tot meerdere foci behoort. Naarmate iemand zich sterker verbonden voelt met een focus, dan voelt deze persoon zich doorgaans ook sterker verbonden met de mensen uit die gemeenschap. Deze verbondenheid draagt bij aan een groter collectief bewustzijn en een grotere bereidheid om maatschappelijk te participeren. Zowel collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens als de participatiebereidheid vormen volgens Laireiter & Baumann (1992) de kern van het concept sociale integratie. Zij omschrijven sociale integratie namelijk als: “de mate van participatie en betrokkenheid van een persoon in de samenleving en de gemeenschappen waartoe hij/zij behoort.”

Naast de sterke invloed van participatie bij maatschappelijke middenveldorganisaties op sociale integratie is participatie om nog een andere reden relevant om te gebruiken als meetinstrument. De coronacrisis remde namelijk de participatiemogelijkheden in de samenleving af en/of bracht deze tot stilstand. Omdat een vaccinatie bijdroeg aan het bestrijden van de coronacrisis en het heropenen van de samenleving is het extra interessant om dit aspect van sociale integratie te gebruiken. Daarnaast waren andere empirische aspecten die de mate van sociale integratie meten zoals netwerkkarakteristieken, buurtinteracties, aantal contactmomenten, familie- en vriendengroepsgrootte en hoeveelheid ontvangen/gegeven sociale steun niet beschikbaar in de data. De analyses van dit onderzoek richten zich dus op één – maar belangrijk – aspect van sociale integratie.

De variabele, *linkse politieke voorkeur*, is gemeten aan de hand van de vraag: “In de politiek wordt soms gesproken over “links” en “rechts”. Waar zou u zich op deze schaal plaatsen, waarbij 0 links en 10 rechts betekent?” Ook was “weet ik niet” (-9) een antwoordmogelijkheid. Deze is gecodeerd als missing. Respondenten die dit antwoord gaven zijn uiteindelijk verwijderd uit de dataset. De variabele is omwille van de analyse gespiegeld. Een hogere score op de elf-puntsschaal verwijst dus naar een linksere politieke voorkeur en een lagere naar een rechtsere politieke oriëntatie. De verwachting is dat mensen die hoger scoren op deze variabele een hogere vaccinatiebereidheid hebben. Er is gekozen om politieke voorkeur te meten aan de hand van deze links-rechtsverdeling omdat deze één van de belangrijkste determinanten is in het stemgedrag van het electoraat (Otjes & Rekker, 2021). In een politieke context is de links-rechtsdimensie een vorm van sociale cognitie. Dit betekent dat mensen in staat zijn zich te oriënteren binnen complexe sociale omgevingen. Concreet betekent dit dat



mensen zichzelf en anderen kunnen kwalificeren als ‘links’ of ‘rechts’ wanneer zij nadenken over politieke kwesties (Jost, 2017). Mensen zijn vanwege deze sociale cognitie in staat zichzelf te plaatsen op een elf-puntsschaal met zeer betrouwbare en valide scores als resultaat (Kroh, 2007). Naast het spiegelen is deze variabele gedupliceerd en vervolgens gecentreerd. De variabele is namelijk ook onderdeel van twee interactievariabelen.

De variabele *gezondheidsrisico* is eveneens onderdeel van een interactievariabele. De variabele sluit aan bij de vaccinatiedeterminanten ‘risico-inschatting’ en ‘onfeilbaarheid’. Het gezondheidsrisico is gemeten door respondenten te laten reageren op de volgende stelling: “COVID-19 kan voor mij een ernstig gezondheidsrisico zijn.” Op een vijfpuntsschaal van helemaal mee oneens (1) tot en met helemaal mee eens (5) konden de ondervraagden antwoord geven. Lagere scores wijzen op een betere gezondheid en daarmee op sterkere gevoelens van onfeilbaarheid. Bij de kosten-batenanalyse van een vaccinatiebeslissing zal de eigen gezondheidssituatie van gezondere mensen naar alle waarschijnlijkheid minder zwaar meewegen dan bij personen met een slechtere gezondheid. Het virus vormt namelijk voor deze laatste groep een grotere dreiging. De verwachting is dus dat mensen die hoger scoren op deze variabele een hogere vaccinatiebereidheid hebben. Omdat deze variabele wordt gebruikt bij het meten van een interactie-effect is deze gedupliceerd en gecentreerd. Dit laatste voorkomt namelijk multicollineariteit. De variabele is vervolgens vermenigvuldigd met de gecentreerde variabele die de linkse politieke voorkeur meet.

De variabele *barrières* is onderdeel van de tweede interactieterm. Deze variabele is gemeten aan de hand van vijf variabelen uit twee verschillende datasets. In het vorige hoofdstuk werd al benoemd dat een laag opleidingsniveau en het onvoldoende beheersen van de Nederlandse taal in woord en schrift de vaccinatiebereidheid belemmeren. Het zijn vooral migranten met niet-westerse migranten in het bijzonder die te maken hebben met deze belemmeringen (Crawshaw et al., 2021). Er is daarom een nieuwe variabele, *barrières*, gecreëerd die een laag opleidingsniveau, het hebben van een (niet-westerse) migratieachtergrond en het onvoldoende beheersen van de Nederlandse taal samenvoegt.

De eerste twee gebruikte variabelen voor de nieuwe variabele, *barrières*, hebben te maken met taalbeheersing. Respondenten kregen de volgende twee vragen voorgelegd: “hebt u als u een gesprek in het Nederlands voert wel eens moeite met de Nederlandse taal?” en “hebt u bij het lezen van kranten, brieven, of folders wel eens moeite de Nederlandse taal te begrijpen?”. De respondenten konden op beide vragen antwoorden met ja, vaak moeite/sprek geen Nederlands (2), ja, soms (1) of nee, nooit (0). Individuen met een lager taalvaardigheidsniveau waren tijdens de coronacrisis minder goed geïnformeerd over het

coronabeleid doordat zij de informatie van de overheid en de gezondheidsautoriteiten niet altijd begrepen (RIVM, 2021e). Bij beide variabelen wijzen hogere scores op grotere belemmeringen in de vaccinatiebereidheid.

De derde gebruikte variabele is opleidingsniveau. De respondenten moesten aangeven of zij basisonderwijs (1), vmbo (2), havo/vwo (3), middelbaar beroepsonderwijs (4), hoger beroepsonderwijs (5) of wetenschappelijk onderwijs (6) hebben genoten als hoogste opleiding. Deze variabele is gecodeerd tot de ternaire indeling laagopgeleid (2), midden hoogopgeleid (1), en hoogopgeleid (0). De indeling is gebaseerd op de categorisering die het CBS hanteert bij hun eigen analyses (CBS, 2019). Een hogere score wijst op meer belemmeringen en een lagere score op minder barrières. Uit zowel internationaal als nationaal onderzoek blijkt dat de vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate het opleidingsniveau stijgt (Vader et al., 2021). De voornaamste verklaringen hiervoor zijn dat hoger opgeleiden informatie rondom het coronavirus vaak beter begrijpen en omdat zij doorgaans meer vertrouwen hebben in de overheid en de gezondheidsautoriteiten.

De vierde variabele is herkomstgroep. Panelleden moesten aangeven of zij een Nederlandse afkomst (0) of een migratieachtergrond hebben. Bij dit laatste is onderscheid gemaakt tussen eerste generatie westers (101), eerste generatie niet-westers (102), tweede generatie westers (201) en tweede generatie niet-westers (202). Iemand met een migratieachtergrond heeft ten minste één ouder of twee grootouders die in het buitenland geboren zijn (CBS, 2022a). Bij een migratieachtergrond wordt er naast westers en niet-westers onderscheid gemaakt tussen generaties. Personen die in het buitenland geboren zijn vallen onder de eerste generatie, personen waarvan minimaal één ouder in het buitenland geboren is vallen onder de tweede generatie en personen waarvan minimaal drie grootouders in Nederland geboren zijn vallen onder de derde generatie. Bij deze laatste groep wordt er ook wel gesproken over etnisch Nederlands.

Van de variabele herkomstgroep zijn twee nieuwe variabelen gemaakt, Generatie en Westers. Deze hebben beide een ternaire indeling gekregen. Bij Generatie verwijst een 2 naar de eerste generatie, een 1 naar de tweede generatie en een 0 naar de derde generatie. Bij Westers verwijst een 2 naar een niet-westerse migratieachtergrond, een 1 naar een westerse migratieachtergrond en een 0 naar geen migratieachtergrond. Bij beide variabelen wijzen lagere scores op minder belemmeringen en hogere scores op grotere barrières. Nederlanders die twee keer het hoogst scoren op de twee nieuwe variabelen zullen waarschijnlijk vaker taalachterstanden en minder kennis over de Nederlandse samenleving, het overheidsapparaat en het gezondheidszorgsysteem hebben (ECDC, 2021; Driessen & Kanne, 2021). Nederlanders

die op minimaal één variabele hoger scoren dan een 0 zullen logischerwijs in meerdere mate tegen dergelijke beperkingen aanlopen bij het maken van een vaccinatiebeslissing omdat zij minder sociaal geïntegreerd zijn in Nederland.

Uiteindelijk zijn er dus vijf items gebruikt. Deze zijn opgeteld en gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,6$ ). Hoewel de interne consistentie tussen de vijf items niet zo sterk is als die van de onafhankelijke variabelen is een Cronbach's alpha van 0,6 acceptabel (Taber, 2018). Het samenvoegen van de variabelen gebeurt vanwege de bijbehorende voordelen. Combineren zorgt namelijk voor meer overzicht in de statistische modellen, het beter kunnen duiden van de gevonden resultaten, het kunstmatig verbeteren van de modelfit en het voorkomen van 'p-hacking' (Rutkowski et al., 2019). De samengevoegde variabele is uiteindelijk gecentreerd en vermenigvuldigd met de gecentreerde linkse politieke voorkeur om zo een interactieterm te krijgen.

Ondanks dat de nieuwe variabele aangetoonde belemmeringen in de vaccinatiebereidheid bevat, is het concept niet helemaal volledig. Er zijn namelijk nog meer structurele, informationele en psychologische barrières die iemands vaccinatiebereidheid belemmeren. Hierbij is te denken aan mobiliteitsproblemen, prikangst, gebrekkige kennis over het Nederlandse gezondheidszorgsysteem en het onvermogen om een prikafspraak in te plannen. Dergelijke barrières zijn niet meegenomen in de nieuwe variabele omdat deze data ontbreken bij het LISS panel.

Tot slot zijn er nog drie controlevariabelen gebruikt. Deze zijn gebruikt om de interne validiteit van het onderzoek te vergroten door de invloed van externe factoren te beperken. De drie controlevariabelen sluiten namelijk alternatieve verklaringen voor de resultaten uit de analyses uit. De eerste controlevariabele is *leeftijd*. Deze wordt gebruikt om met meer zekerheid een verband te achterhalen tussen de variabelen gezondheidsrisico en vaccinatiebereidheid. Een hogere leeftijd gaat namelijk gepaard met een verslechtering in de gezondheidssituatie.

De tweede controlevariabele is *coronadiagnose*. Deze is gemeten aan de hand van de vraag: "Heeft een huisarts of een ander medisch deskundige bij u de diagnose gesteld dat u besmet bent (geweest) met het coronavirus (COVID-19)?" Respondenten konden hierop antwoorden met ja, ik ben gediagnosticeerd met corona (1), nee (2) of het is nog niet zeker (3). Respondenten die nog niet zeker wisten of zij gediagnosticeerd waren met het coronavirus zijn verwijderd uit de dataset. Het antwoord is namelijk niet inhoudelijk genoeg om dienst te doen als controlevariabele. Door de uitgevoerde bewerking is de variabele dichotoom geworden.

De laatste controlevariabele is *coalitiepartij*. Deze variabele geeft aan of de politieke partij, waar de respondent een maand voor de Tweede Kamerverkiezingen van 2021 de

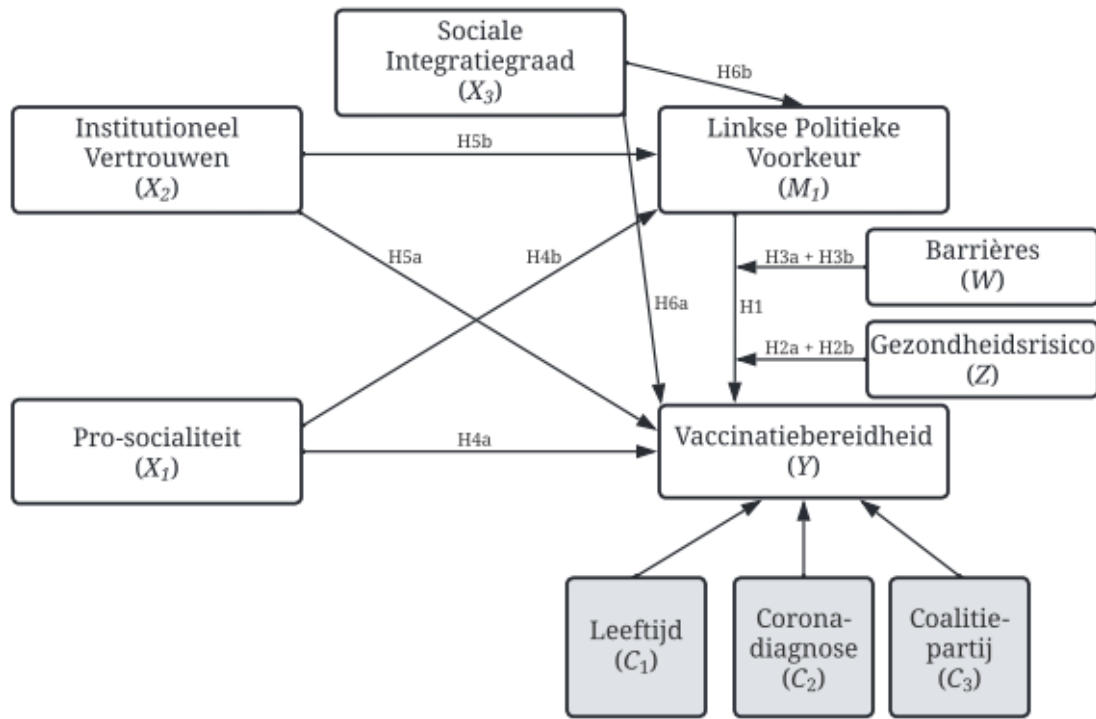
voorkeur aan gaf, deel uitmaakte van de coalitie of de oppositie. Het is belangrijk om deze controlevariabele mee te nemen bij de analyses om het eerder beschreven “president-in-power” effect te ondervangen. Dit effect zal naar alle waarschijnlijkheid het hoofdeffect en het door politieke voorkeur gemedieerde effect tussen institutioneel vertrouwen en vaccinatiebereidheid verstoren. Men heeft namelijk de neiging om de overheid en andere instituties meer te vertrouwen als de geprefereerde politieke partij deelneemt aan de coalitie (Morisi et al., 2018). De variabele coalitiepartij is gecreëerd aan de hand van de vraag: “Als er vandaag verkiezingen voor de Tweede Kamer zouden zijn, wat zou u dan stemmen?” De ondervraagden konden kiezen uit: ik zou niet stemmen (1), VVD (2), PVV (3), CDA (4), D66 (5), GroenLinks (6), SP (7), PvdA (8), ChristenUnie (9), Partij voor de Dieren (10), 50PLUS (11), SGP (12), DENK (13), Forum voor Democratie (14), blanco (15), andere partij (16), wil ik niet zeggen (-8) en weet ik niet (-9). De antwoordmogelijkheden VVD, CDA, D66 en ChristenUnie zijn gecodeerd met een 1. Deze partijen vormden namelijk de coalitie op het moment dat de respondenten de vragenlijst invulden. De andere antwoordopties behalve “weet ik niet” en “wil ik niet zeggen” zijn gecodeerd met een 0. Dit zijn dus de oppositiepartijen. Hoewel twee van deze antwoordmogelijkheden, “ik zou niet stemmen” en “blanco”, niet verwijzen naar een politieke partij, is het zeer aannemelijk dat deze respondenten niet de voorkeur geven aan een coalitiepartij. Het blanco stemmen of het niet stemmen is namelijk op te vatten als een teken van ontevredenheid met het politieke systeem en/of de keuze aan politieke partijen (Southwell, 1998). De antwoordopties “wil ik niet zeggen” (-8) en “weet ik niet” (-9) zijn daarentegen lastiger te duiden. Deze zijn daarom gecodeerd als missing. Respondenten die deze antwoorden gaven zijn uiteindelijk verwijderd uit de dataset.

Uiteindelijk zijn er twaalf variabelen gebruikt om de hypothesen te toetsen. Acht van deze zijn gemeten op een continue schaal, twee variabelen zijn binair van aard en twee zijn interactie-termen. In iedere analyse zijn dezelfde 1.323 respondenten gebruikt.

### **3.4 Analyse methode**

Er zijn in dit onderzoek elf hypothesen getoetst. In figuur 1 is het bijbehorende conceptuele model weergegeven met daarin de hypothesen. Hiervan hebben er zes (H1, H2a, H3a, H4a, H5a en H6a) betrekking op een direct effect van een onafhankelijke variabele op vaccinatiebereidheid. Bij drie hypothesen (H4b, H5b en H6b) is de veronderstelling dat pro-socialiteit, institutioneel vertrouwen en sociale integratie ook een indirect effect hebben op vaccinatiebereidheid. De verwachting is dat een linkse politieke voorkeur deze effecten gedeeltelijk medieert. In de andere twee hypothesen (H2b en H3b) zijn interactie-effecten

verondersteld. Meer specifiek is de verwachting dat het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid sterker wordt naarmate mensen een betere gezondheid hebben en minder barrières ondervinden bij het nemen van een vaccinatie.



Figuur 1: Conceptueel model

De eerste stap in de hypothesetoetsing was het bewerken van de data. Een nauwkeurige bespreking van de databewerking is opgenomen in bijlagen 1 en 2. Na het gereedmaken van de dataset zijn voor de gebruikte variabelen beschrijvende gegevens berekend in SPSS. Een aantal van deze statistieken, zoals het gemiddelde, de standaarddeviatie, de mediaan en de range, zijn nader bestudeerd en beschreven. Hierop volgde een bivariate analyse in SPSS. Hierin zijn de empirische relaties tussen twee variabelen onderzocht. Meer specifiek zijn de correlatiecoëfficiënten voor continue variabelen berekend en is de phi-coëfficiënt uitgerekend voor de samenhang tussen de twee dichotome variabelen, coalitiepartij en coronadiagnose. Bij de bestudering van deze resultaten is hoofdzakelijk gelet op de sterkte, de richting en de significantie van de onderlinge relaties. In de derde stap van het analyseproces is een multivariate analyse uitgevoerd. Meer specifiek is er vanwege de complexiteit van het onderzoeksmodel (figuur 1) gekozen om Structural Equation Modeling (SEM) toe te passen als analysetechniek. SEM integreert namelijk meerdere statistische methoden waaronder padanalyse en regressiemodellering waardoor het toetsen van het gemodereerde mediatiemodel in zijn geheel mogelijk was (Curran, 2003).

In figuur 1 is het padmodel weergegeven dat gebruikt is om de causale relaties tussen de variabelen te achterhalen. Een padanalyse is een reeks van regressieanalyses die achtereenvolgend op de data zijn uitgevoerd. Deze methode heeft als doel om zoveel mogelijk variantie van een gespecificeerd model te verklaren en een patroon van correlaties en covarianties te ontdekken uit een set van variabelen (Murti, 2016; Kline, 1998). Deze methode onderscheidt zich van een lineaire regressieanalyse doordat deze laatste techniek alleen directe effecten van onafhankelijke variabelen op één afhankelijke variabele weet te schatten. Een padanalyse kan daarentegen ook indirecte effecten, via een mediërende variabele, schatten op één of meerdere afhankelijke variabelen. Dit onderzoek bevat ook meer dan één afhankelijke variabele. Hoewel de nadruk in dit onderzoek ligt op vaccinatiebereidheid is politieke voorkeur ook te beschouwen als afhankelijke variabele. Deze wordt namelijk ook verklaard door meerdere onafhankelijke variabelen. Een padanalyse is dus geschikter dan een lineaire regressieanalyse voor het schatten van meer complexe – en realistische – modellen zoals die uit figuur 1.

Om de analyses beter navolgbaar te maken en de gevonden effecten beter te duiden is ervoor gekozen om het model uit figuur 1 stapsgewijs te schatten. Er zijn in totaal vijf modellen geschat. Ieder model, met uitzondering van model 2, is genest in het model dat daarna geschat is. Het eerste model bevat de afhankelijke variabele vaccinatiebereidheid, de drie onafhankelijke variabelen (pro-socialiteit, sociale integratiegraad en institutioneel vertrouwen) en de drie controlevariabelen (leeftijd, coronadiagnose en coalitiepartij). In het tweede model is linkse politieke voorkeur de afhankelijke variabele in plaats van vaccinatiebereidheid. De controle en onafhankelijke variabelen zijn in dit model ongewijzigd. In het derde model is vaccinatiebereidheid toegevoegd als tweede onafhankelijke variabele. Linkse politieke voorkeur heeft door de toevoeging van vaccinatiebereidheid ook een mediërende functie gekregen. Vanaf dit model zijn er dus ook indirecte effecten te schatten van de predictoren op vaccinatiebereidheid via linkse politieke voorkeur. In het vierde model zijn de variabelen barrières en gezondheidsrisico toegevoegd. In het padmodel (figuur 1) is te zien dat deze variabelen enkel een direct effect op vaccinatiebereidheid veronderstellen. De variabelen zijn dus geen predictoren van linkse politieke voorkeur. In het laatste model zijn twee interactietermen toegevoegd. Dit zijn de producten van de gecentreerde variabelen linkse politieke voorkeur, barrières en gezondheidsrisico. Op grond van dit laatste model zijn alle hypothesen getoetst. Dit model heeft namelijk een acceptabele modelfit en de meeste verklaarde variantie doordat het model alle determinanten van vaccinatiebereidheid bevat.

Na de multivariate analyse zijn de gebruikte modellen nader onderzocht. Het was namelijk belangrijk om de kwaliteit van de gebruikte modellen te achterhalen om vervolgens te bepalen of de data aansluiten bij de verwachte directe, indirecte en gemodereerde effecten. Bij de modelinspectie is er allereerst gekeken naar modelfitstatistieken met de Chi-kwadraat Minimum (CMIN), de Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), de Goodness of Fit Index (GFI), de CMIN/DF-waarden, de Normed Fit Index (NFI), de Tucker Lewis Index (TLI) en de Comparative Fit Index (CFI) in het bijzonder. Ook zijn alle modellen gecontroleerd op uitbijters. Op grond van al deze gegevens zijn de modellen verbeterd aan de hand van Amos' wijzigingsindex. Na het verbeteren van de fit zijn de modellen opnieuw geschat en beoordeeld. De resultaten van deze schattingen staan beschreven in het volgende hoofdstuk. In bijlage 3 is een visualisatie opgenomen van het model dat gebruikt is voor de hypothesetoetsing. Dit is dus het meest volledige model. Bijlage 4 bevat een uitgebreide evaluatie van de modelfit. Ook is er in deze evaluatie aandacht besteed aan uitbijters in de dataset.

## 4. Resultaten

In dit hoofdstuk staan de onderzoeksresultaten centraal. De eerste paragraaf bevat een analyse van de meest belangrijke en opvallende statistieken. Het doel van deze analyse is om de verdeling van de variabelen nader te bestuderen. De belangrijkste statistieken zijn weergegeven in tabel 1. Een aanvulling hierop inclusief visualisaties is terug te vinden in bijlage 1. Na de univariate analyse volgt een inhoudelijke toelichting op de bivariate analyse. Deze analyse helpt om erachter te komen welke variabelen correleren, hoe sterk die relaties zijn en welke verbanden positief of negatief zijn. In het voorlaatste deel van dit hoofdstuk staat een korte evaluatie van de geschatte modellen opgenomen. De nadruk ligt hier op de verklaarde variantie per model en de beoordeling van de modelfit. Een uitgebreide evaluatie is opgenomen in bijlage 4. Het resultatenhoofdstuk eindigt met de hypothesetoetsing. De analyses zullen aantonen of een pro-socialere houding, meer institutioneel vertrouwen en meer participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties leiden tot een hogere vaccinatiebereidheid, of een linkse politieke voorkeur deze relaties gedeeltelijk mediëren en welke effecten barrières en de gezondheidsstatus van mensen hebben op die gemedieerde relaties.

### 4.1 Beschrijvende statistieken

In december 2020 was de gemiddelde kans dat respondenten direct een coronavaccinatie namen bij de start van een vaccinatieprogramma 70,9%. Dit percentage ligt beduidend lager dan de 77,0% die het RIVM in dezelfde maand mat (RIVM, 2021c). Het RIVM had echter vaccinatiebereidheid anders geoperationaliseerd. Mogelijk heeft de tijdsaanduiding die ontbrak in de vraagstelling van het RIVM, maar wél aanwezig was bij het LISS panel geleid tot dit verschil in vaccinatiebereidheid. Eerder werd al benoemd dat er vaccinatiebereidwillige Nederlanders waren die even wilden wachten met vaccineren om zo eventuele bijwerkingen bij gevaccineerden waar te nemen. Het tweede opvallende aan de afhankelijke variabele is de verdeling van de data. Uit zowel tabel 1 als figuur 4 (bijlage 1) blijkt dat de mediaan (90,00) beduidend hoger ligt dan het gemiddelde (70,90). Dit betekent dat een aanzienlijke meerderheid van de respondenten een grote vaccinatiebereidheid had, maar ook dat veel ondervraagden niet of in zeer beperkte mate bereid waren zich te laten vaccineren tegen het coronavirus. Vanwege de scheve verdeling is het niet opmerkelijk dat de afhankelijke variabele een hoge standaarddeviatie (37,00) heeft. Dit wijst erop dat de data niet geclusterd zijn rond het gemiddelde, maar verspreid zijn over de gehele schaal.



Bij de onafhankelijke variabele pro-socialiteit valt het gemiddelde (3,85) hoog uit ten opzichte van de vijfpuntsschaal. De lage standaarddeviatie (0,52) laat zien dat de data zich rond het gemiddelde concentreren. Omdat de mediaan (3,90) dichtbij het gemiddelde ligt, wijst het erop dat de variabele redelijk normaal verdeeld is. Figuur 5 (bijlage 1) laat dit ook zien. Voor de onafhankelijke variabele institutioneel vertrouwen geldt dit in mindere mate. Hier is de standaarddeviatie (1,63) ten opzichte van zijn schaal groter en liggen het gemiddelde (6,33) en de mediaan (6,75) verder uit elkaar. Dit wijst erop dat de variabele linksscheef verdeeld is. In figuur 6 (bijlage 1) is dit ook terug te herkennen. De laatste onafhankelijke variabele, sociale integratiegraad, is niet normaal verdeeld maar rechtsscheef. Gemiddeld genomen participeerden de respondenten op het moment dat zij de vragenlijst invulden of de twaalf maanden daarvoor op zes (5,71) verschillende manieren bij maatschappelijk middenveldorganisaties. In de data is het opvallend dat 254 respondenten niet participeren/participeerden, niemand op één manier, 228 mensen op twee manieren, 32 panelleden op drie manieren, 191 personen op vier manieren en 33 ondervraagden op vijf manieren. Dit patroon van hoge scores op oneven waardes en lage scores op oneven waardes is in de gehele range te herkennen (figuur 7 in bijlage 1). Uit een meer nauwkeurige bestudering van de data blijkt dat gevoelsmatige betrokkenheid bij een maatschappelijk middenveldorganisatie altijd gepaard gaat met minimaal één andere participatiemogelijkheid met lidmaatschap in het bijzonder. Dit verklaart waarom geen enkele respondent op één manier participeert of participeerde. Er zijn maar weinig respondenten die bij één organisatietype op minimaal drie manieren participeren of participeerden. Er zijn wel veel respondenten die bij meerdere soorten middenveldorganisaties op twee manieren participeren of participeerden.

De mediërende variabele linkse politieke voorkeur is normaal verdeeld ondanks lichtelijke rechtsscheefheid. Het gemiddelde (4,72) en de mediaan (5,00) liggen namelijk dicht bij elkaar. De standaarddeviatie (2,23) valt gezien de schaal groot uit, wat erop wijst dat het gaat om een redelijk platte normaalverdeling. Figuur 8 (bijlage 1) laat dit ook zien. De scores aan het begin en het einde van de schaal zijn wel beduidend lager dan de tussenliggende waarden. De variabele gezondheidsrisico is eveneens normaal verdeeld maar lichtelijk rechtsscheef. Het gemiddelde (3,34) en de mediaan (3,00) liggen namelijk dicht bij elkaar. Ook bij deze variabele is de standaarddeviatie (1,16) relatief groot ten opzichte van de schaal. De variabele barrières is eveneens linksscheef verdeeld. Zowel het gemiddelde (0,43) als de mediaan (0,40) bevinden zich bijna aan het begin van de schaal. Dit wijst erop dat relatief weinig respondenten een migratieachtergrond hebben, laagopgeleid zijn en problemen

ondervinden met de Nederlandse taal. De lage standaarddeviatie (0,28) en de visualisatie in figuur 10 (bijlage 1) bevestigen dit.

Bij de controlevariabele leeftijd is het opvallend dat het gemiddelde (58,30) ver boven het leeftijdsgemiddelde van alle volwassen Nederlanders (49,63) ligt (CBS, 2022b). Dit verschil in leeftijd is bijna een halve standaarddeviatie (16,34). De steekproef is dus beduidend ouder dan de Nederlandse populatie. In figuur 11 (bijlage 1) is te zien dat de variabele beduidend linkscheef verdeeld is. De tweede controlevariabele, coronadiagnose, is dichotoom. Bij 41 respondenten (3,10%) was er voor december 2020 corona gediagnostiseerd en bij 1282 ondervraagden (96,90%) niet. De laatste controlevariabele, coalitiepartij, is eveneens binair maar heeft een evenwichtigere verdeling; 701 respondenten (52,99%) gaven de voorkeur aan één van de vier partijen uit het kabinet Rutte III en 622 ondervraagden (47,01%) deden dat niet.

Tabel 1: Beschrijving van de in de analyse opgenomen variabelen: gemiddelde (standaarddeviatie), minimum, mediaan, maximum per variabele<sup>a</sup>

Variabele		Gemiddelde (standaarddeviatie)	Minimum	Mediaan	Maximum	N
Vaccinatiebereidheid		70,90 (37,00)	0,00	90,00	100,00	1.323
Pro-socialiteit (schaal 10 items)		3,85 (0,52)	1,30	3,90	5,00	1.323
Institutioneel vertrouwen (schaal 8 items)		6,33 (1,63)	0,00	6,75	10,00	1.323
Sociale integratiegraad (schaal 65 items)		5,72 (5,47)	0,00	4,00	32,00	1.323
Linkse politiek voorkeur		4,72 (2,23)	0,00	5,00	10,00	1.323
Gezondheidsrisico		3,34 (1,16)	1,00	3,00	5,00	1.323
Barrières (schaal 5 items)		0,43 (0,28)	0,20	1,80	2,00	1.323
Leeftijd		58,30 (16,34)	18,00	61,00	103,00	1.323
Coronadiagnose	Ja = 1	3,10%	0,00	0,00	1,00	1.323
	Nee = 0	96,90%				
Coalitiepartij	Ja = 1	52,99%	0,00	1,00	1,00	1.323
	Nee = 0	47,01%				

<sup>a</sup>bij nominale variabelen is de frequentieverdeling vermeld in percentages

## 4.2 Bivariate analyse

De correlaties tussen de gebruikte variabelen zijn weergegeven in tabel 2. De meeste variabelen hangen niet, nauwelijks of zwak met elkaar samen. Toch correleren er een aantal sterk. In lijn met hypothese 2a lijkt het erop dat iemands vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate het coronavirus een grotere dreiging vormt voor die persoon zijn gezondheid ( $r = 0,27$ ;  $p < 0,01$ ).

Daarnaast hangt de vaccinatiebereidheid ook redelijk sterk samen met leeftijd ( $r = 0,24$ ;  $p < 0,01$ ), wat erop wijst dat vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate mensen ouder worden. Het is daarom niet opmerkelijk dat leeftijd en gezondheidsrisico's ook sterk correleren ( $r = 0,35$ ;  $p < 0,01$ ); een hogere leeftijd gaat immers gepaard met een verslechtering in de gezondheid.

Vaccinatiebereidheid hangt ook redelijk sterk samen met institutioneel vertrouwen ( $r = 0,29$ ;  $p < 0,01$ ). Dit wil dus zeggen dat meer vertrouwen in de politiek, gezondheidszorg en wetenschap mogelijk zorgt voor een grotere vaccinatiebereidheid. Dit verband is in lijn met hypothese 5a. Institutioneel vertrouwen correleert even sterk met coalitiepartij ( $r = 0,29$ ;  $p < 0,01$ ). Dit betekent dus dat personen die de voorkeur geven aan een coalitiepartij naar alle waarschijnlijkheid meer institutioneel vertrouwen hebben dan diegenen die dat niet doen. Omdat institutioneel vertrouwen sterk samenhangt met zowel vaccinatiebereidheid als coalitiepartij is het logisch dat coalitiepartij ook samenhangt met de afhankelijke variabele ( $r = 0,15$ ;  $p < 0,01$ ). Het eerder beschreven “president-in-power” effect is dus ook terug te herkennen in de bestrijding van de coronacrisis. In het verlengde hiervan is het logisch dat coalitiepartij negatief correleert met een linkse politieke voorkeur ( $r = -0,36$ ;  $p < 0,01$ ). Dit sterke verband is te verklaren doordat er geen enkele linkse politieke partij deelnam aan het kabinet Rutte III.

In totaal zijn er zes directe effecten op vaccinatiebereidheid gehypothetiseerd. Uit de bivariate analyse blijkt dat slechts twee onafhankelijke variabelen redelijk sterk correleren met vaccinatiebereidheid. Voor de andere vier variabelen is de relatie met vaccinatiebereidheid zwak. Toch zijn al deze correlaties significant en is hun verbandrichting conform verwachting. De positieve en significante correlaties tussen een linkse politieke voorkeur en pro-socialiteit, institutioneel vertrouwen en sociale participatiegraad zijn eveneens in lijn met de bijbehorende hypothesen. De verwachting is namelijk dat de relaties tussen deze drie variabelen en vaccinatiebereidheid gedeeltelijk verlopen via een linkse politieke voorkeur. Voor pro-socialiteit en vooral voor sociale integratiegraad geldt dat deze sterker correleren met de mediator dan met de afhankelijke variabele. Dit wijst erop dat er inderdaad sprake zou kunnen zijn van een mediërend effect van een linkse politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid. De multivariate analyse zal aantonen of er voldoende bewijs is om deze hypothesen te ondersteunen. Ook zal uit deze analyse blijken wat de effectgrootten van deze predictoren op de vaccinatiebereidheid zijn.

Tabel 2: Correlatiematrix van alle variabelen die zijn opgenomen in de analyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) Vaccinatiebereidheid	-									
(2) Pro-socialiteit	0,09*	-								
(3) Institutioneel vertrouwen	0,29**	0,17**	-							
(4) Sociale integratiegraad	0,06*	0,13**	0,19**	-						
(5) Linkse politiek voorkeur	0,06*	0,12**	0,08**	0,17**	-					
(6) Gezondheidsrisico	0,27**	0,02	0,03	0,01	0,03	-				
(7) Barrières	-0,13**	-0,11**	-0,18*	-0,03	0,05	0,01	-			
(8) Leeftijd	0,24**	0,09**	0,02	0,04	0,00	0,35**	-0,05	-		
(9) Coronadiagnose	-0,05	0,01	0,00	0,05	0,00	-0,05	0,00	0,02	-	
(10) Coalitiepartij	0,15**	0,00	0,29**	0,05	-0,36**	-0,02	-0,10**	0,03	0,01	-

\* significant bij  $p < 0,05$ . \*\* significant bij  $p < 0,01$ ; tweezijdige toets;  $N = 1.323$

### 4.3 Modelkwaliteit

Bij het toetsen van de hypothesen is het belangrijk dat de gebruikte modellen bij de data passen. Daarom worden de vijf gebruikte modellen in deze paragraaf kort geëvalueerd aan de hand van hun modelfitstatistieken (tabel 3). Een uitgebreide evaluatie van deze statistieken, inclusief toelichting op de gebruikte toetsen, is opgenomen in bijlage 4. Deze bijlage bevat ook een uitbijterbespreking. Naast de modelfit wordt er in deze paragraaf ingegaan op de verklaarde variantie per geschat model. Deze statistische maat geeft de verhouding van de variantie in de afhankelijke variabelen aan die de onafhankelijke variabelen in een model voorspellen. De stapsgewijze toevoeging van variabelen aan een model laten zien welke variabelen zorgen voor veel of weinig extra verklaarde variantie.

Het eerste model bevat de afhankelijke variabele vaccinatiebereidheid, de drie onafhankelijke variabelen (pro-socialiteit, sociale integratiegraad en institutioneel vertrouwen) en de drie controlevariabelen (leeftijd, coronadiagnose en coalitiepartij). Alle variabelen hebben een direct effect op vaccinatiebereidheid. Het model verklaart 15,0% van de variantie in vaccinatiebereidheid ( $R^2 = 0,150$ ;  $p = < 0,01$ ). Deze determinatiecoëfficiënt zegt echter niets over de modelfit (tabel 3). Daarom zijn voor ieder geschat model meerdere modelstatistieken geanalyseerd. Uit deze data blijkt dat model 1 een “just-identified” fit heeft omdat het model net zoveel observaties bevat als vrije parameters (Kline, 1998). Dit betekent concreet dat het aantal vrijheidsgraden voor dit model gelijk is aan nul waardoor ook de chi-kwadraatwaarde gelijk is aan nul ( $\chi^2(0, N = 1.323) = 0,00$ ). Dit impliceert dat het model de geobserveerde

covarianties perfect schat. Het ontbreken van vrijheidsgraden heeft ook gevolgen voor de andere fitstatistieken. Een aantal van deze waarden zijn namelijk niet te berekenen. Waarden die wel te berekenen zijn wijzen allemaal op een perfecte fit. Met uitzondering van de Root Mean Square Residual (RMR) wijzen hogere indexscores (op een schaal van 0,00 tot 1,00) bij het standaardmodel op een betere fit (Boomsma, 1996). Voor de RMR geldt dat een waarde gelijk aan of onder 0,07 een acceptabele modelfit betekent (Steiger, 2007). Het eerste model voldoet ook aan dit criterium omdat de RMR-waarde 0,00 is. Model 1 heeft dus op grond van alle uitgevoerde toetsen een perfecte fit. Hetzelfde geldt voor model 2. In dit model vervangt linkse politieke voorkeur vaccinatiebereidheid als afhankelijke variabele. De andere variabelen zijn ongewijzigd evenals hun directe relatie met de afhankelijke variabele. Hierdoor zijn ook alle modelfitstatistieken onveranderd. Het tweede model heeft wel een ander percentage verklaarde variantie. Het model verklaart 19,6% van de variantie van linkse politieke voorkeur ( $R^2 = 0,196$ ;  $p = <0,01$ ).

Het derde model bevat vaccinatiebereidheid en linkse politieke voorkeur als afhankelijke variabelen. Dit model verklaart 15,4% van de variantie in vaccinatiebereidheid ( $R^2 = 0,154$ ;  $p = <0,01$ ) en 3,9% van de variantie in linkse politieke voorkeur ( $R^2 = 0,039$ ;  $p = <0,01$ ). In het padmodel (figuur 1) is te zien de onafhankelijke variabelen (pro-socialiteit, sociale integratiegraad en institutioneel vertrouwen) een directe relatie hebben met beide afhankelijke variabelen. Doordat linkse politieke voorkeur ook een directe relatie heeft met vaccinatiebereidheid, fungeert deze variabele ook als mediator. De relatie tussen de onafhankelijke variabelen en vaccinatiebereidheid kunnen namelijk ook verlopen via linkse politieke voorkeur in het padmodel. In tegenstelling tot de eerste twee modellen heeft het derde model geen perfecte fit, maar een goede. Allereerst toont de chi-kwadraatwaarde aan dat het derde model geschikt is voor de uitgevoerde analyses ( $\chi^2(2, N = 1.323) = 0,36$ ;  $p = 0,83$ ). De chi-kwadraat toetst of er geen verschil is tussen de door het model voorspelde covarianties, gegeven de parameterschattingen, en de populatiecovariantiematrix (Kline, 1998). Omdat het wenselijk is dat er wél een verschil is, duidt een niet-significant resultaat op een goede modelfit. Ook de relatieve chi-kwadraatwaarde (0,18) geeft aan dat het model geschikt is voor de uitgevoerde analyses. Waarden onder de 3,00 wijzen namelijk op een goede fit (Kline, 1998). Deze toets is met name geschikt voor dit onderzoek omdat de absolute chi-kwadraattoets erg gevoelig is bij grote steekproeven. Verder laten alle indextoetsen (tabel 3), met uitzondering van de Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) en de RMR, een perfecte fit zien doordat alle waarden nagenoeg 1,00 zijn. De PGFI en RMR hebben waarden van 0,06 en 0,09 respectievelijk. Deze waarden wijzen dus op geen aanvaardbare fit. Naast de modelfitindexen

en de chi-kwadraat is er ook gekeken naar de Root Mean Square Error Approximation (RMSEA). Hierbij geldt dat waarden onder of gelijk aan 0,05 wijzen op een goede fit. Model 3 heeft op grond van deze statistiek een perfecte fit met een waarde van 0,00. Hoewel model 3 in zijn totaliteit geen perfecte fit heeft, is er toch te stellen dat het model geschikt is voor de analyses.

In het vierde model zijn de variabelen barrières en gezondheidsrisico toegevoegd. Door deze toevoeging wordt er aanzienlijk meer variantie in vaccinatiebereidheid verklaard ( $R^2=0,194$ ;  $p= <0,01$ ) ten opzichte van model 3. Voor linkse politieke voorkeur is er geen extra variantie verklaard, omdat de toegevoegde variabelen geen (in)directe effecten hebben op deze variabele ( $R^2= 0,039$ ;  $p= <0,01$ ). In het padmodel (figuur 1) is dit duidelijk gevisualiseerd. In tegenstelling tot het vorige model heeft het vierde model een significante chi-kwadraatwaarde ( $\chi^2 (4, N = 1.323) = 9,58$ ;  $p= 0,05$ ), wat dus wijst op een minder goede modelfit. Eerder werd al gesteld dat deze toets gevoelig is bij grote steekproeven. Het is dus zinvoller om de relatieve chi-kwadraatwaarde te bekijken. Deze waarde (2,39) laat zien dat het model een goede fit heeft. Ook de RMSEA-waarde (0,03) wijst op een goede fit. Tot slot tonen weer alle indexscores, met uitzondering van de PGFI (0,07), aan dat het model goed is. Alle scores zijn wederom afgerond 1,00. De Tucker-Lewis Index (TLI) valt echter lager (0,94) uit. Ondanks dat waarden tussen 0,95 en 1,00 gelden als goed, zijn waarden tussen de 0,90 en 0,95 acceptabel (Shi et al., 2018). Ook de RMR-waarde (0,07) is acceptabel. Uit de modelfitstatistieken blijkt dat het vierde model geen perfecte, maar goede fit heeft voor de uitgevoerde analyses.

In het vijfde model zijn de interactie-termen toegevoegd. Deze doen echter weinig voor de verklaarde variantie in vaccinatiebereidheid ( $R^2= 0,195$ ;  $p= <0,01$ ). De interactie-effecten zijn namelijk, in tegenstelling tot de elementen van deze termen, minimaal in effectgrootte en ook niet significant. De verklaarde variantie in linkse politieke voorkeur is onveranderd door de toevoeging van de interacties ( $R^2= 0,039$ ;  $p= <0,01$ ). Deze variabelen hebben namelijk, zoals ook te zien is in figuur 1, geen (in)directe relatie met linkse politieke voorkeur. Net zoals het vierde model is de chi-kwadraatwaarde significant ( $\chi^2 (6, N = 1.323) = 23,06$ ;  $p= <0,01$ ), wat duidt op een minder geschikte fit. De relatieve chi-kwadraatwaarde is 3,84. Dit betekent dat het model geen goede, maar acceptabele fit heeft (Marsh & Hocevar, 1985). De RMSEA-waarde (0,05) is ten opzichte van model 4 groter. Hoewel de waarde op het grensgebied ligt, is er nog steeds sprake van een aanvaardbare fit. Tot slot wijzen alle indexscores, behalve de PFGI (0,08) en de TLI (0,83), op een goede modelfit. De gevonden waarden zijn wederom afgerond 1,00. Alles bij elkaar genomen is er dus te stellen dat het vijfde model een acceptabele fit heeft voor de uitgevoerde analyses.

A.B.J. Blik – Geprikkeld door politieke preferenties

Tabel 3: Modelfitstatistieken per geschat model

CHI-KWADRAAT MINIMUM (CMIN)																										
Model	Aantal parameters					CHI-KWADRAAT MINIMUM (CMIN)					DF					P					Relatieve Chi-kwadraat (CMIN/DF)					
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
Standaard	28	28	42	61	72	0,00	0,00	0,36	9,575	23,06	0	0	2	4	6						0,83	0,05	0,00			
Verzadigd	28	28	44	65	78	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0	0	0	0	0									0,18	2,39	3,84
Onafhankelijk	7	7	8	10	12	452,84	527,05	747,35	1061,44	1149,96	21	21	28	45	66	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	21,56	25,10	26,69	23,59	17,38	

ROOT MEAN SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA)																								
Model	RMSEA-waarden					Ondergrens betrouwbaarheidsinterval					Bovengrens betrouwbaarheidsinterval					P-of-Close-Fit (PCLOSE)								
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5				
Standaard			0,00	0,03	0,05				0,00	0,00	0,03			0,03	0,06	0,07			0,99	0,84	0,58			
Onafhankelijk	0,12	0,14	0,14	0,13	0,11	0,11	0,13	0,13	0,12	0,11	0,13	0,15	0,15	0,14	0,12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00				

GOODNESS OF FIT INDEX																								
Model	Root Mean Square Residual (RMR)					Goodness of Fit Index (GFI)					Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)					Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI)								
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5				
Standaard	0,00	0,00	0,09	0,07	0,07	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00			1,00	0,98	0,96			0,06	0,07	0,08				
Verzadigd	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00														
Onafhankelijk	28,03	0,87	24,74	20,09	16,87	0,91	0,87	0,88	0,86	0,87	0,87	0,88	0,85	0,83	0,85	0,68	0,68	0,68	0,70	0,74				

BASISMODELVERGELIJKING																									
Model	Normed Fit Index (NFI)					Relative Fit Index (RFI)					Incremental Fit Index (IFI)					Tucker-Lewis Index (TLI)					Comparative Fit Index (CFI)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Standaard	1,00	1,00	1,00	0,99	0,98			0,99	0,90	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99			1,03	0,94	0,83	1,00	1,00	1,00	0,99	0,98
Verzadigd	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00					1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00						1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Onafhankelijk	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	16,87	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

#### 4.4 Hypothesetoetsing

Het toetsen van de hypothesen die directe en indirecte effecten verwachten gebeurt als eerst in deze paragraaf. Hierna worden de hypothesen die interactie-effecten veronderstellen getoetst. In tabel 4 staan zowel de directe als indirecte effecten van de onafhankelijke variabelen op de afhankelijke variabelen vermeld. De ongestandaardiseerde coëfficiënten geven de effectgrootten van de variabelen weer ten opzichte van hun schaal. Het interpreteren van deze effecten gebeurt ook aan de hand van padcoëfficiënten. Deze gestandaardiseerde coëfficiënten zijn geschat op basis van correlaties en maken het onderling vergelijken van de effectgrootten mogelijk. Daarnaast is er aan de hand van de padcoëfficiënten bepaald of een variabele geen, een gedeeltelijke of volledige mediërende functie heeft.

In hypothese 1 is de veronderstelling dat iemands vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate deze persoon linksere politieke voorkeuren onderschrijft. De gevonden resultaten bevestigen deze hypothese ( $b= 1,13$ ;  $p= 0,01$ ). In vergelijking met andere variabelen uit het vijfde model is het effect ( $\beta= 0,07$ ) van een gemiddelde sterkte. Zowel de gestandaardiseerde als ongestandaardiseerde effecten van een linkse politieke voorkeur zijn minimaal veranderd ten opzichte van de vorige modellen. Dit wijst erop dat de variabelen die in model vier zijn toegevoegd, barrières en gezondheidsrisico met hun bijbehorende interactietermen, niet correleren met een linkse politieke voorkeur. De bivariate analyse toonde dit al aan. Toch is er bij hypothese 1 een kritische kanttekening te plaatsen. Het effect van de controlevariabele coalitiepartij is ook significant ( $b= 7,24$ ;  $p= <0,01$ ). Dit bevestigt het “president-in-power” effect. De achterban van VVD, CDA, D66 en ChristenUnie hebben dus een hogere vaccinatiebereidheid omdat hun geprefereerde partij deel uitmaakt van de regering. Dit impliceert, ook met het oog op het redelijk sterke gestandaardiseerde effect ( $\beta= 0,10$ ), dat er nog meer politieke factoren meespelen in iemands vaccinatiebereidheid.

Volgens hypothese 2a neemt iemands vaccinatiebereidheid toe naarmate het coronavirus een groter gezondheidsrisico vormt. De gevonden resultaten bevestigen deze hypothese ( $b= 6,52$ ;  $p=<0,01$ ). Ten opzichte van de andere gestandaardiseerde effecten blijkt het gezondheidsrisico het op één na sterkste effect ( $\beta= 0,20$ ) te hebben op vaccinatiebereidheid. Hoewel het effect van leeftijd op vaccinatiebereidheid aanzienlijk kleiner werd door de toevoeging van de variabele gezondheidsrisico in het vierde model, heeft ook leeftijd nog steeds een sterk effect ( $\beta= 0,16$ ) op vaccinatiebereidheid.

In hypothese 3a is de verwachting dat iemands vaccinatiebereidheid afneemt naarmate een persoon meer barrières ondervindt bij het nemen van een vaccinatiebeslissing. De gevonden



resultaten bevestigen ook deze hypothese ( $b = -10,50$ ;  $p < 0,01$ ). Een laag opleidingsniveau, het onvoldoende beheersen van de Nederlandse taal en het hebben van een migratieachtergrond met een niet-westerse in het bijzonder dragen dus bij aan een lagere vaccinatiebereidheid. Gezien de schaal waarop de variabele gemeten is, is het effect aanzienlijk. In vergelijking met de andere padcoëfficiënten is het effect ook sterk ( $\beta = -0,08$ ). In lijn met de Rationele Keuzetheorie wegen gezondheidsaspecten en informationele barrières dus zwaar mee in de vaccinatiebeslissing. Toch wordt de mens niet alleen gedreven door deze omstandigheden en spelen ook andere factoren mee zoals verantwoordelijkheidsgevoelens, institutioneel vertrouwen en karaktereigenschappen. De volgende hypothesen toetsen in welke mate deze bepalend zijn in de vaccinatiebereidheid en hoe politieke voorkeuren deze relaties beïnvloeden en verklaren.

In hypothese 4a is de veronderstelling dat iemands vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate deze persoon pro-socialer is. Voor het bevestigen van deze hypothese is onvoldoende bewijs. Hoewel de vaccinatiebereidheid toeneemt naarmate iemand pro-socialer is, is het resultaat niet significant ( $b = 1,05$ ;  $p = 0,56$ ). Daarnaast laat het padcoëfficiënt een verwaarloosbaar direct effect zien ( $\beta = 0,01$ ). Ook de andere modellen waarin het vijfde model is genest tonen geen significante directe effecten van pro-socialiteit op vaccinatiebereidheid aan. In het tweede model, waarbij linkse politieke voorkeur de afhankelijke variabele is, heeft pro-socialiteit wél een significant effect ( $b = 0,31$ ;  $p < 0,01$ ). Dit betekent dus dat pro-socialiteit naar alle waarschijnlijkheid bijdraagt aan linksere politieke voorkeuren. In vergelijking met de andere gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten is het effect ( $\beta = 0,07$ ) echter klein. In model 5 heeft pro-socialiteit een sterker ongestandaardiseerd effect ( $b = 0,40$ ;  $p < 0,01$ ) en gestandaardiseerd effect op linkse politieke voorkeur ( $\beta = 0,09$ ).

In tegenstelling tot het niet-significante directe effect van pro-socialiteit op vaccinatiebereidheid is het totale indirecte effect significant ( $b = 0,45$ ;  $p < 0,01$ ). Dit betekent dus dat linkse politieke voorkeur mogelijk de relatie tussen pro-socialiteit en vaccinatiebereidheid medieert. Het is hierbij geen voorwaarde dat de directe relatie tussen die twee variabelen significant moet zijn (Hair et al., 2013). Er kunnen namelijk meerdere mediërende verbanden zijn die elkaar opheffen, en pas zichtbaar worden wanneer gecontroleerd wordt voor één van de opheffende mediators. Bij een mediatie-analyse doen daarom de indirecte effecten ertoe en niet de individuele paden (Hayes, 2018).

Voor het vaststellen van het mediatie-effect is de 'Variance Accounted For' (VAF) berekend. Deze waarde geeft de grootte van het gestandaardiseerde indirecte effect aan ten opzichte van het totale gestandaardiseerde effect. In wezen geeft de VAF de proportie van de

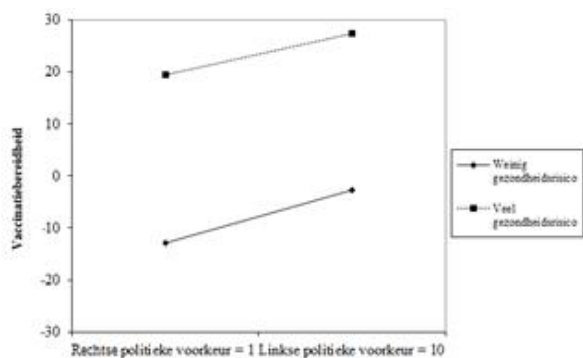
variantie van een afhankelijke variabele aan die verklaard wordt door een onafhankelijke variabele via een mediator (Hair et al., 2013). De VAF van een predictor wordt berekend door het gestandaardiseerde totale indirecte effect te delen door het gestandaardiseerde totale effect (het totale indirecte effect plus het directe effect). De mediator absorbeert dus een deel van het indirecte effect tussen de onafhankelijke en afhankelijke variabele. VAF-waarden groter dan 0,80 duiden op volledige mediatie, waarden tussen 0,80 en 0,20 op gedeeltelijke mediatie en waarden onder de 0,20 op geen mediatie. Omdat het gestandaardiseerde indirecte effect van pro-socialiteit op vaccinatiebereidheid 0,01 is en het gestandaardiseerde totale effect 0,02, is de VAF-waarde 0,50. Dit betekent dus dat linkse politieke voorkeur de relatie tussen pro-socialiteit en vaccinatiebereidheid gedeeltelijk medieert in het model. Er is daarmee voldoende bewijs om hypothese 4b: “het effect van de sociale waardenoriëntatie op vaccinatiebereidheid is voor een deel te verklaren door iemands politieke voorkeur” te bevestigen.

In tegenstelling tot pro-socialiteit heeft institutioneel vertrouwen wel een direct effect op vaccinatiebereidheid ( $b= 5,36$ ;  $p= <0,01$ ). Dit betekent dat er voldoende bewijs is om hypothese 5a: “Hoe meer vertrouwen iemand heeft in de overheid en instituties, des te groter de vaccinatiebereidheid” te ondersteunen. Het effect op vaccinatiebereidheid is gezien de elfpuntsschaal groot. De gestandaardiseerde coëfficiënten laten zien dat het directe effect van institutioneel vertrouwen op vaccinatiebereidheid ( $\beta= 0,24$ ) het grootst is van alle effecten uit het vijfde model. In de andere modellen waarbij vaccinatiebereidheid de afhankelijke variabele is, zijn de effecten van institutioneel vertrouwen eveneens significant en sterk. Hoewel institutioneel vertrouwen in model 2 een significant effect heeft op linkse politieke voorkeur ( $b= 0,22$ ;  $p<0,01$ ) heeft de variabele naar alle waarschijnlijkheid geen indirect effect op iemands vaccinatiebereidheid ( $b= 0,06$ ;  $p= 0,13$ ). Door het gestandaardiseerde totale indirecte effect van deze predictor ( $\beta= 0,003$ ) te delen door het totale gestandaardiseerde effect ( $\beta= 0,24$ ) is wederom de VAF berekend. Institutioneel vertrouwen heeft een VAF-waarde van 0,01. Dit betekent dat er in dit model geen sprake is van een mediatie-effect van een linkse politieke voorkeur en dat er onvoldoende bewijs is voor hypothese 5b: “Het effect van institutioneel vertrouwen op vaccinatiebereidheid is gedeeltelijk te verklaren door een linkse politieke voorkeur”.

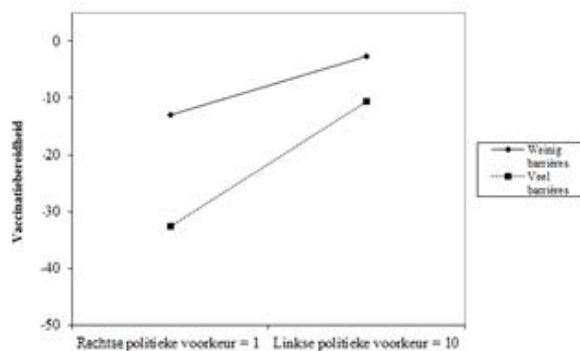
Volgens hypothese 6a neemt iemands vaccinatiebereidheid toe naarmate deze persoon meer participeert bij maatschappelijk middenveldorganisaties. Ook voor deze veronderstelling is onvoldoende bewijs ( $b= -0,06$ ;  $p= 0,74$ ) gevonden. Ook het gestandaardiseerde effect ( $\beta= -0,01$ ) is verwaarloosbaar. Er is dus geen direct effect van participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties op vaccinatiebereidheid. Voor de hypothese die een indirect effect op

vaccinatiebereidheid verwacht via een linkse politieke voorkeur is wel een significant resultaat ( $b = 0,07$ ;  $p = 0,01$ ) gevonden. Doordat het directe pad negatief is ( $\beta = -0,01$ ) en het indirecte pad ( $\beta = 0,01$ ) niet, is er geen VAF-waarde te berekenen. Er is namelijk sprake van een suppressie-effect in dit model doordat de directe relatie tussen sociale integratiegraad en vaccinatiebereidheid negatief werd door de toevoeging van linkse politieke voorkeur aan model 3. In tabel 4 is dit terug te zien door modellen 1 en 3 te vergelijken. Verder blijkt uit model 2 dat de mate van participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties zeer bepalend is voor iemands politieke voorkeur ( $\beta = 0,15$ ). In het geval van suppressie is er altijd sprake van volledige mediatie (Hair et al., 2013). Doordat het mediatie-effect sterker is dan verwacht is er onvoldoende bewijs voor hypothese 6b: “Het effect van participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties op vaccinatiebereidheid is gedeeltelijk te verklaren door een linkse politieke voorkeur.”

Tot slot zijn er nog twee interactietermen getoetst. Voor hypothese 2b “het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid neemt toe naarmate iemand een betere gezondheid heeft” zijn geen significante verschillen gevonden ( $b = -0,05$ ;  $p = 0,88$ ). In figuur 2 is het interactie-effect gevisualiseerd. Hierin is te zien dat de relatie tussen iemands gezondheidssituatie en vaccinatiebereidheid niet verschilt voor mensen met een linkse of rechtse politieke voorkeur. Ook voor hypothese 3b “het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid neemt toe naarmate iemand minder barrières ondervindt bij het maken van een vaccinatiebeslissing” is onvoldoende bewijs ( $b = 0,66$ ;  $p = 0,60$ ). Dit betekent dus dat de relatie tussen barrières en vaccinatiebereidheid niet anders is voor mensen met linkse of rechtse politieke overtuigingen. In figuur 3 is het interactie-effect tussen een politieke voorkeur en barrières gevisualiseerd. Hoewel er een interactie-effect lijkt te zijn is er niet te stellen dat politieke voorkeur zwaarder meeweegt in een vaccinatiebeslissing wanneer mensen minder barrières ervaren.



Figuur 2: interactie-effect gezondheidsrisico



Figuur 3: interactie-effect barrières

A.B.J. Blik – Geprikkeld door politieke preferenties

Tabel 4: Resultaten van een stapsgewijze regressieanalyse met vaccinatiebereidheid als afhankelijke variabele, pro-socialiteit, institutioneel vertrouwen en sociale integratiegraad als onafhankelijke variabelen, linkse politieke voorkeur als mediërende variabele en barrières en gezondheidsrisico als modererende variabelen (N = 1.323)

<b>DIRECTE EFFECTEN OP DE AFHANKELIJKE VARIABELE</b>															
	Model 1 <sup>a</sup>			Model 2 <sup>b</sup>			Model 3 <sup>a</sup>			Model 4 <sup>a</sup>			Model 5 <sup>a</sup>		
	<i>b</i> ( <i>se</i> )	$\beta$	<i>p</i>	<i>b</i> ( <i>se</i> )	$\beta$	<i>p</i>	<i>b</i> ( <i>se</i> )	$\beta$	<i>p</i>	<i>b</i> ( <i>se</i> )	$\beta$	<i>p</i>	<i>b</i> ( <i>se</i> )	$\beta$	<i>p</i>
Intercept	-6,99 (7,94)		0,379	2,77 (0,47)		<0,001**	-10,17 (8,03)		0,205	-14,15 (8,39)		0,092	-14,03 (8,40)		0,095
Leeftijd	0,53 (0,06)	0,24	<0,001**	0,00 (0,00)	0,00	0,954	0,53 (0,58)	0,24	<0,001**	0,36 (0,60)	0,16	<0,001**	0,36 (0,06)	0,16	<0,001**
Coronadiagnose	-11,51 (5,42)	-0,05	0,034*	-0,08 (0,32)	-0,01	0,794	-11,41 (5,41)	-0,05	0,035*	-8,93 (5,29)	-0,04	0,091	-9,05 (5,29)	-0,04	0,088
Coalitiepartij	4,93 (1,97)	0,07	0,012*	-1,85 (0,12)	-0,41	<0,001**	7,06 (2,15)	0,10	0,001**	7,30 (2,10)	0,10	<0,001**	7,24 (2,10)	0,10	<0,001**
Pro-socialiteit	1,66 (1,85)	0,02	0,369	0,31 (0,11)	0,07	0,005**	1,31 (1,85)	0,02	0,479	1,06 (1,81)	0,02	0,558	1,05 (1,81)	0,01	0,560
Institutioneel vertrouwen	6,04 (0,62)	0,27	<0,001**	0,22 (0,04)	0,16	<0,001**	5,78 (0,63)	0,25	<0,001**	5,35 (0,62)	0,24	<0,001**	5,36 (0,62)	0,24	<0,001**
Sociale integratiegraad	-0,01 (0,18)	0,00	0,966	0,06 (0,01)	0,15	<0,001**	-0,08 (0,18)	-0,01	0,661	-0,06 (0,17)	-0,01	0,732	-0,06 (0,17)	-0,01	0,739
Linkse politieke voorkeur							1,15 (0,47)	0,07	0,014*	1,15 (0,48)	0,07	0,012*	1,13 (0,46)	0,07	0,014*
Barrières										-10,17 (3,78)	-0,08	0,002**	-10,50 (3,38)	-0,08	0,002**
Gezondheidsrisico										6,52 (0,85)	0,20	<0,001*	6,52 (0,85)	0,20	<0,001**
Links*Barrières													0,66 (1,27)	0,01	0,603
Links*Gezondheidsrisico													-0,05 (0,35)	0,00	0,876
<b>INDIRECTE EFFECTEN OP DE AFHANKELIJKE VARIABELE</b>															
Pro-socialiteit							0,45 (0,24)	0,01	0,006**	0,46 (0,24)	0,00	0,009**	0,45 (0,23)	0,01	0,008**
Institutioneel vertrouwen							0,06 (0,05)	0,00	0,096	0,06 (0,05)	0,00	0,095	0,06 (0,05)	0,00	0,108
Sociale integratiegraad							0,07 (0,03)	0,01	0,008**	0,07 (0,03)	0,01	0,010**	0,07 (0,03)	0,01	0,013*
<b>VERKLAARDE VARIANTIE</b>															
Linkse politieke voorkeur <i>R</i> <sup>2</sup>							0,039		0,004**	0,039		0,003**	0,039		0,002**
Vaccinatiebereidheid <i>R</i> <sup>2</sup>	0,150		0,003**	0,196		0,004**	0,154		0,005**	0,194		0,007**	0,195		0,007**

<sup>a</sup>afhankelijke variabele is vaccinatiebereidheid; <sup>b</sup>afhankelijke variabele is linkse politieke voorkeur

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

## 5. Conclusie en discussie

In dit onderzoek is gezocht naar een antwoord op de vraag: ‘In hoeverre verklaren en beïnvloeden politieke voorkeuren de relatie tussen vaccinatiebereidheid en haar determinanten?’ Hiervoor is een kwantitatief onderzoek uitgevoerd naar de relatie tussen politieke oriëntatie en de determinanten van vaccinatiebereidheid. De uitgevoerde analyses laten zien dat alle determinanten inderdaad beslissende factoren zijn in iemands vaccinatiebereidheid. Deze resultaten bevestigen hiermee dat de gebruikte variabelen naar behoren zijn geoperationaliseerd omdat deze aansluiten bij vergelijkbare bevindingen van eerdere studies naar vaccinatiebereidheid. Over de samenhang tussen deze determinanten en politieke voorkeur was echter veel onbekend. Om die reden is deze relatie nader onderzocht. Uit de onderzoeksresultaten blijkt dat een aantal vaccinatie-determinanten ook iemands politieke voorkeur gedeeltelijk voorspellen. Maar hoe verhouden deze bevindingen zich tot de bestaande inzichten en wat impliceren deze resultaten?

Gesteld dat het onderzoek goed is uitgevoerd en de bevindingen in overeenstemming zijn met de werkelijkheid, dan wijzen de resultaten erop dat mensen in hun vaccinatiebereidheid verder kijken dan alleen hun eigen gezondheidssituatie. Zij nemen ook postmaterialistische waarden zoals solidariteit, vertrouwen, gelijkheid en vrijheid mee in hun vaccinatiebeslissing. Uit de onderzoeksresultaten blijkt namelijk dat iemands politieke voorkeur diens vaccinatiebereidheid direct beïnvloedt. Meer specifiek hebben mensen die linksere politieke voorkeuren onderschrijven een grotere vaccinatiebereidheid dan personen die meer rechts georiënteerd zijn. In lijn met de literatuur lijkt het erop dat linksgeoriënteerden vanuit een solidariteitsgedachte en het streven naar gelijk(waardig)heid maximale uitkomsten willen creëren voor hunzelf en anderen en verschillen daarin zoveel mogelijk willen beperken. Naast deze directe relatie beïnvloeden de determinanten van vaccinatiebereidheid ook iemands politieke oriëntatie.

In de eerste plaats is er een relatie tussen iemands sociale waardenoriëntatie en diens politieke voorkeur. Meer specifiek zegt deze waardenoriëntatie, die gemeten is aan de hand van een aantal karaktereigenschappen, wat over hoe hulpvaardig en opofferingsgezind een persoon is en welke houding diegene heeft ten opzichte van coöperatie. Mensen met een pro-socialere waardenoriëntatie hebben doorgaans sterkere collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens. Daardoor zijn zij meer aangetrokken tot linksere politieke voorkeuren, omdat deze meer gericht zijn op het collectief. Uit de analyses blijkt dat een pro-socialere waardenoriëntatie niet direct leidt tot een hogere vaccinatiebereidheid, ondanks dat collectief verantwoordelijkheidsgevoel

één van de determinanten is van vaccinatiebereidheid. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat karaktereigenschappen beter zijn in het voorspellen van gedragspatronen op de lange termijn (McAndrew, 2018). Bij vaccinatiebereidheid is er geen sprake van gedrag over een langere tijdsperiode. Wel is te stellen dat mensen linksere politieke voorkeuren onderschrijven naarmate zij een pro-socialere waardenoriëntatie hebben. Hierbij gaat het wél over gedragspatronen over een langere tijdsperiode. Omdat iemands sociale waardenoriëntatie medebepalend is voor diens politieke oriëntatie en omdat deze preferentie vaccinatiebereidheid beïnvloedt, is er te stellen dat karaktereigenschappen indirect een uitwerking hebben op vaccinatiebereidheid. De onderzoeksresultaten bevestigen deze relatie. Alles bij elkaar genomen is er te concluderen dat pro-socialere mensen in meerdere mate bereid zijn zich in te laten enten tegen het coronavirus.

Naast een pro-socialere waardenoriëntatie draagt ook een hoger sociaal integratieniveau bij aan sterkere collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens. Een hoger integratieniveau zorgt er namelijk voor dat individuen zich meer conformeren aan de descriptieve normen van de groep, dat zij in meerdere mate te maken hebben met sociale controle en dat zij zich meer maatschappelijk betrokken voelen. De verwachting was daarom dat een hoger integratieniveau, dat in dit onderzoek afgemeten wordt aan de mate waarin iemand participeert bij maatschappelijk middenveldorganisaties, direct leidt tot een hogere vaccinatiebereidheid. Deze veronderstelling blijkt niet te kloppen. Wel leidt meer participatie ertoe dat mensen linksere politieke voorkeuren onderschrijven. Participatie werkt klaarblijkelijk bevorderend voor collectieve verantwoordelijkheidsgevoelens en beïnvloedt daarmee iemands vaccinatiebereidheid indirect. Hoewel er een volledig mediërend effect is gevonden van politieke voorkeur is het totale effect van participatie op vaccinatiebereidheid minimaal. De conclusie is dan ook dat meer participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties enigermate de vaccinatiebereidheid vergroot. Met het oog op de vrijheidsbeperkingen tijdens de coronacrisis is dit een opvallend resultaat aangezien het leveren van een bijdrage aan de bestrijding van de coronacrisis voor 95% van de Nederlanders een drijfveer was om zich in te laten enten. Het lijkt er dus op dat het heropenen van de samenleving – waardoor mensen weer konden deelnemen aan het verenigingsleven – niet een doel op zichzelf was.

Uit de onderzoeksresultaten blijkt dat institutioneel vertrouwen de belangrijkste determinant van vaccinatiebereidheid is. Het vertrouwen dat iemand heeft in de overheid, de medische autoriteiten en de wetenschap beïnvloedt direct iemands vaccinatiebeslissing. Daarnaast blijkt uit de analyses dat de mate van vertrouwen bepalend is voor iemands politieke voorkeur. Mensen die meer vertrouwen hebben in instituties onderschrijven namelijk linksere politieke voorkeuren. In lijn met de literatuur lijkt het erop dat linksgeoriënteerden toleranter

zijn voor een informatie-asymmetrie waardoor zij meer institutioneel vertrouwen hebben. Het is hierdoor aannemelijk dat politieke voorkeur een mediërende functie heeft in de relatie tussen institutioneel vertrouwen en vaccinatiebereidheid. Uit de onderzoeksresultaten blijkt dat dit niet zo is. Wel is het “president-in-power” effect te herkennen in de vaccinatiebereidheid van mensen. Bij dit effect hebben mensen meer vertrouwen in instituties doordat hun geprefereerde partij deelneemt aan de regering. De onderzoeksresultaten laten zien dat de gemiddelde vaccinatiebereidheid van aanhangers van de VVD, D66, CDA en ChristenUnie 7,24% hoger is dan die van de achterban van andere politieke partijen. Er bestaat dus wel degelijk een relatie tussen politieke voorkeur, institutioneel vertrouwen en vaccinatiebereidheid.

Naast drijfveren als collectief verantwoordelijkheidsgevoel, maatschappelijke betrokkenheid, conformiteitsdrang, vertrouwen en normen zijn ook meer pragmatische motieven van invloed op de keuzes van mensen. Iemand die tot een risicogroep behoort heeft namelijk een grotere vaccinatiebereidheid dan iemand die een goede gezondheid heeft. Ook zijn hoger opgeleiden, mensen die meer geïntegreerd zijn in Nederland en diegenen die de Nederlandse taal beter beheersen meer vaccinatiebereid doordat zij naar alle waarschijnlijkheid meer kennis hebben over het Nederlandse gezondheidszorgsysteem, het coronavirus en de vaccins. De verwachting dat postmaterialistische waarden – die binnen politieke ideologieën centraal staan – meer op de achtergrond raken naarmate iemand meer informationele barrières ervaart of een slechtere gezondheid heeft blijkt niet te kloppen. De onderzoeksresultaten laten zien dat er geen verschil is van het effect van politieke voorkeur op vaccinatiebereidheid voor mensen met een andere gezondheidssituatie of die te maken hebben met veel of weinig informationele belemmeringen. De onderzoeksresultaten tonen wel aan dat een betere gezondheidssituatie en meer informationele barrières resulteren in een minder grote vaccinatiebereidheid.

Hoewel dit onderzoek nieuw licht werpt op de relatie tussen politieke voorkeuren en gezondheidsgedrag heeft deze studie ook beperkingen. De belangrijkste ligt in het gegeven dat het gebruik van secundaire data implicaties heeft voor de validiteit van de onderzoeksresultaten. Ondanks dat er kwalitatieve data zijn gebruikt bij het toetsen van de hypothesen en de gevonden onderzoeksresultaten overeenkomen met de bevindingen van vergelijkbare studies sluiten een aantal operationalisaties niet volledig aan op de determinanten van vaccinatiebereidheid. Alle benodigde gegevens waren namelijk niet altijd beschikbaar. Centerdata heeft bijvoorbeeld veel data die de participatie van burgers bij maatschappelijk middenveldorganisaties meten, maar heeft geen data die netwerkkarakteristieken, buurtinteracties, aantal contactmomenten, familie- en vriendengroepsgrootte en hoeveelheid ontvangen/gegeven sociale steun in kaart brengen.

Sociale integratie is daardoor als concept niet helemaal volledig geoperationaliseerd. Hetzelfde geldt voor de variabele barrières. Er waren geen gegevens beschikbaar over prikangst, mobiliteit van de ondervraagden en de beschikbaarheid van priklocaties in de buurt. Hoewel de gebruikte operationalisatie in het onderzoek volstaat, omvat het concept dus niet alle belemmeringen die een rol spelen in vaccinatiebereidheid. Het concept richt zich nu voornamelijk op informatiele barrières. Wellicht was er door een bredere operationalisatie wel een significant interactie-effect gevonden tussen politieke voorkeur en barrières.

Een andere belemmering in dit onderzoek is dat de scope van deze studie wellicht te breed is. Het onderzoek is namelijk breed ingestoken omdat er veel onbekend was over de relatie tussen politieke oriëntatie en gezondheidsgedrag met vaccinatiebereidheid in het bijzonder. Vervolgonderzoek zou meer inhoudelijke diepgang kunnen verschaffen door zich toe te spitsen op één determinant van vaccinatiebereidheid. Het is bijvoorbeeld nog niet duidelijk of pro-socialen, individualisten en competitieven significant van elkaar verschillen in vaccinatiebereidheid. Hetzelfde geldt voor verschillen in vaccinatiebereidheid voor mensen die bij bepaalde soorten maatschappelijk middenveldorganisaties participeren.

Alles bij elkaar genomen is de conclusie dat politieke voorkeur wel degelijk iemands vaccinatiebeslissing beïnvloedt. Het is daarom niet opvallend dat de uitslag van de Tweede Kamerverkiezing van 2021 samenviel met de tevredenheid met het coronabeleid. De onderzoeksresultaten bevestigen dat linksgeoriënteerden zich actiever willen inspannen voor het collectief dan rechtsgeoriënteerden. Linksgeoriënteerden waren daarom voorstander van een strenger corona- en vaccinatiebeleid. Aan de hand van het padmodel zijn de onderliggende verklaringen deels achterhaald. Daarnaast hebben de uitgevoerde analyses een bijdrage geleverd aan de beantwoording van het overkoepelende vraagstuk: ‘welke factoren op samenlevingsniveau dragen bij aan een pro-socialere samenleving?’ Aan de hand van de onderzoeksresultaten kunnen beleidsmakers trachten pro-sociaal gedrag te bevorderen. De grootste uitdaging in een pandemische situatie lijkt te liggen in het vergroten van het institutioneel vertrouwen en het bestrijden van informatiele barrières waardoor mensen pro-socialer kunnen handelen.

Hoewel de coronapandemie heeft gezorgd voor een opleving van onderzoek naar gezondheidsgedrag in de gedrag- en maatschappijwetenschappen, is er nog steeds onvoldoende bekend hierover in de context van pandemieën. Omdat een nieuwe pandemie op de loer ligt mogen sociologen dit onderzoeksgebied niet links laten liggen. Het is daarom de moeite waard meer onderzoek te doen naar hoe politieke oriëntatie mensen prikkelt om pro-sociaal gedrag te vertonen!



## Referenties

- Abram, S., & Cowell, R. (2004). Dilemmas of Implementation: ‘Integration’ and ‘Participation’ in Norwegian and Scottish Local Government. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 22(5), pp. 701–719.  
<https://doi.org/10.1068/c0350>
- Abell, P. (1996) Rational choice theory and sociological theory. In: B. S. Turner (Red.), *The Blackwell Companion to Social Theory* (pp. 339-359). Oxford, Verenigd Koninkrijk: Blackwell.
- Albrecht, D. (2022). Vaccination, politics and COVID-19 impacts. *BMC Public Health*, 22(96), pp. 1–12. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-12432-x>
- Bauer, S., Contreras, S., Dehning, J., Linden, M., Iftekhar, E., Mohr, S. B., Olivera-Nappa, A., & Priesemann, V. (2021). Relaxing restrictions at the pace of vaccination increases freedom and guards against further COVID-19 waves. *PLOS Computational Biology*, 17(9), pp. 1–37. <https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1009288>
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social Science & Medicine*, 51(6), pp. 843–857. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(00\)00065-4](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(00)00065-4)
- Betsch, C., Schmid, P., Heinemeier, D., Korn, L., Holtmann, C., & Böhm, R. (2018). Beyond confidence: Development of a measure assessing the 5C psychological antecedents of vaccination. *PLOS ONE*, 13(12), pp. 1–32.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0208601>
- Böhm, R., & Betsch, C. (2022). Prosocial vaccination. *Current Opinion in Psychology*, 43(0), pp. 307–311. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.08.010>

- Boomsma, A. (1996). De adequaatheid van covariantiestructuurmodellen: een overzicht van maten en indexen. *The Journal Kwantitatieve Methoden*, 17(52), pp. 7–52.  
<https://bit.ly/3zPFQBC>
- Bromme, L., Rothmund, T., & Azevedo, F. (2022). Mapping political trust and involvement in the personality space – A meta-analysis and new evidence. *Journal of Personality*, 0(1), pp. 1–27. <https://doi.org/10.1111/jopy.12700>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with Amos: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2de editie). Routledge Taylor & Francis Group.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). (2019, 17 augustus). *Opleidingsniveau*. Geraadpleegd op 1 mei 2022, van <https://bit.ly/3b6813B>
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). (2022a, 24 februari). *Wat is het verschil tussen de eerste en tweede generatie?* Geraadpleegd op 3 mei 2022, van <https://bit.ly/3aZeQox>
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). (2022b, februari 25). *Leeftijdsverdeling*. Geraadpleegd op 4 mei 2022, van <https://bit.ly/3b6hc4Z>
- Christensen, T., & Lægveid, P. (2005). Trust in Government: The Relative Importance of Service Satisfaction, Political Factors, and Demography. *Public Performance & Management Review*, 28(4), pp. 487–511.  
<https://doi.org/10.1080/15309576.2005.11051848>
- Converse, P. E. (2006). The nature of belief systems in mass publics (1964). *Critical Review*, 18(1–3), pp. 1–74. <https://doi.org/10.1080/08913810608443650>
- Crawford, S. E., & Ostrom, E. (1995). A Grammar of Institutions. *The American Political Science Review*, 83(3), pp. 582–600. <https://doi.org/10.2307/2082975>
- Crawshaw, A. F., Farah, Y., Deal, A., Rustage, K., Hayward, S. E., Carter, J., Knights, F., Goldsmith, L. P., Campos-Matos, I., Wurie, F., Majeed, A., Bedford, H., Forster, A. S., & Hargreaves, S. (2021). Defining the determinants of under-vaccination in

migrant populations in Europe to improve routine and COVID-19 vaccine uptake: a systematic review. *MedRxiv*, 0(0), pp. 1–37.

<https://doi.org/10.1101/2021.11.08.21266058>

Curran, P. J. (2003). Have Multilevel Models Been Structural Equation Models All Along? *Multivariate Behavioral Research*, 38(4), pp. 529–569.

[https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3804\\_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3804_5)

Day, J. K., & Settersten, R. A. (2018). Less trusting and connected? Social trust and social integration among young adults during the recession. *Advances in Life Course Research*, 37(1), 57–68. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.07.001>

Driessen, M., & Kanne, P. (2021, juli). *Coronavaccinaties* (Nr. 2021/177). I&O Research.

<https://bit.ly/3OhzNcP>

Duch, R., Roope, L. S. J., Violato, M., Fuentes Becerra, M., Robinson, T. S., Bonnefon, J. F., Friedman, J., Loewen, P. J., Mamidi, P., Melegaro, A., Blanco, M., Vargas, J., Seither, J., Candio, P., Gibertoni Cruz, A., Hua, X., Barnett, A., & Clarke, P. M. (2021). Citizens from 13 countries share similar preferences for COVID-19 vaccine allocation priorities. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(38), pp. 1–10.

<https://doi.org/10.1073/pnas.2026382118>

Eisenberg, N., Spinrad, T. L., & Morris, A. S. (2013). Prosocial Development. In P. D. Zelazo (Red.), *The Oxford Handbook of Developmental Psychology: Vol. 2: Self and Other* (1ste editie, pp. 300–325). Oxford University Press.

<https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199958474.013.0013>

European Centre for Disease Prevention and Control (ECDC). (2021, oktober). *Bevorderen van de acceptatie van COVID-19- vaccins en de vaccinatiegraad in de EU/EER*.

<https://bit.ly/3O1K1ym>

Feld, S. L. (1981). The Focused Organization of Social Ties. *American Journal of Sociology*, 86(5), pp. 1015–1035. <https://bit.ly/3HthS0s>

- Geiger, M., Rees, F., Lilleholt, L., Santana, A. P., Zettler, I., Wilhelm, O., Betsch, C., & Böhm, R. (2021). Measuring the 7Cs of Vaccination Readiness. *European Journal of Psychological Assessment*, 0(0), pp. 1–9. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000663>
- Gracia, E., & Herrero, J. (2004). Determinants of social integration in the community: an exploratory analysis of personal, interpersonal and situational variables. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 14(1), pp. 1–15. <https://doi.org/10.1002/casp.746>
- Grünhage, T., & Reuter, M. (2021). Tell Me Who You Vote for, and I'll Tell You Who You Are? The Associations of Political Orientation with Personality and Prosocial Behavior and the Plausibility of Evolutionary Approaches. *Frontiers in Psychology*, 12(5), pp. 1–25. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.656725>
- Guay, B., & Johnston, C. D. (2021). Ideological Asymmetries and the Determinants of Politically Motivated Reasoning. *American Journal of Political Science*, 66(2), pp. 1–17. <https://doi.org/10.1111/ajps.12624>
- Habashi, M. M., Graziano, W. G., & Hoover, A. E. (2016). Searching for the Prosocial Personality: A Big Five Approach to Linking Personality and Prosocial Behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 42(9), pp. 1177–1192. <https://doi.org/10.1177/0146167216652859>
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2013). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (1ste editie). SAGE Publications.
- Haesevoets, T., Folmer, C. R., & Van Hiel, A. (2015). Cooperation in Mixed-Motive Games: The Role of Individual Differences in Selfish and Social Orientation. *European Journal of Personality*, 29(4), pp. 445–458. <https://doi.org/10.1002/per.1992>
- Hawley, K. (2019). Conspiracy theories, impostor syndrome, and distrust. *Philosophical Studies*, 176(4), pp. 969–980. <https://doi.org/10.1007/s11098-018-1222-4>

- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis, Second Edition* (2de editie). Guilford Publications.
- Hechter, M. (1994). The Role of Values in Rational Choice Theory. *Rationality and Society*, 6(3), pp. 318–333. <https://doi.org/10.1177/1043463194006003003>
- Hershey, J. C., Asch, D. A., Thumasathit, T., Meszaros, J., & Waters, V. V. (1994). The Roles of Altruism, Free Riding, and Bandwagoning in Vaccination Decisions. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 59(2), pp. 177–187. <https://doi.org/10.1006/obhd.1994.1055>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, pp 53–60. <https://bit.ly/3ObIS6z>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), pp. 424–453. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.3.4.424>
- Inglehart, R. & Princeton University Press. (1990). *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Amsterdam University Press.
- Jost, J. T. (2017). Ideological Asymmetries and the Essence of Political Psychology. *Political Psychology*, 38(2), pp. 167–208. <https://doi.org/10.1111/pops.12407>
- Jost, J. T., Federico, C. M., & Napier, J. L. (2009). Political Ideology: Its Structure, Functions, and Elective Affinities. *Annual Review of Psychology*, 60(1), pp. 307–337. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.60.110707.163600>
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), pp. 339–375. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.3.339>

- Jost, J. T., Nosek, B. A., & Gosling, S. D. (2008). Ideology: Its Resurgence in Social, Personality, and Political Psychology. *Perspectives on Psychological Science*, 3(2), pp. 126–136. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2008.00070.x>
- Kaasa, A., & Andriani, L. (2021). Determinants of institutional trust: the role of cultural context. *Journal of Institutional Economics*, 18(1), pp. 45–65. <https://doi.org/10.1017/s1744137421000199>
- Kannan, V. D., & Veazie, P. J. (2018). Political orientation, political environment, and health behaviors in the United States. *Preventive Medicine*, 114, pp. 95–101. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2018.06.011>
- Kasarda, J. D., & Janowitz, M. (1974). Community Attachment in Mass Society. *American Sociological Review*, 39(3), pp. 328–339. <https://doi.org/10.2307/2094293>
- Klein, S. A., Heck, D. W., Reese, G., & Hilbig, B. E. (2019). On the relationship between Openness to Experience, political orientation, and pro-environmental behavior. *Personality and Individual Differences*, 138(0), pp. 344–348. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.10.017>
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Kline, R., Bankert, A., Levitan, L., & Kraft, P. (2017). Personality and Prosocial Behavior: A Multilevel Meta-Analysis. *Political Science Research and Methods*, 7(1), pp. 125–142. <https://doi.org/10.1017/psrm.2017.14>
- König, P. (2010). *Using Underlying Priorities for Rational Choice Explanations*. Beltz Verlag.
- Korn, L., Böhm, R., Meier, N. W., & Betsch, C. (2020). Vaccination as a social contract. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(26), pp. 14890–14899. <https://doi.org/10.1073/pnas.1919666117>

- Kroh, M. (2007). Measuring Left-Right Political Orientation: The Choice of Response Format. *Public Opinion Quarterly*, 71(2), pp. 204–220.  
<https://doi.org/10.1093/poq/nfm009>
- Lareiter, A., & Baumann, U. (1992). The Meaning and Measurement of Social Support. In H. O. Veiel & U. Baumann (Eds.), *Network Structures and Support Functions - Theoretical and Empirical Analyses* (1ste editie, pp. 33–55). Hemisphere.  
<https://doi.org/10.4324/9781315800844>
- Larson, H. J., Clarke, R. M., Jarrett, C., Eckersberger, E., Levine, Z., Schulz, W. S., & Paterson, P. (2018). Measuring trust in vaccination: A systematic review. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 14(7), pp. 1599–1609.  
<https://doi.org/10.1080/21645515.2018.1459252>
- Lin, N. (1986). Conceptualizing social support. In N. Lin, A. Dean, & W. Ensel (Eds.), *Social support, life events, and depression*. New York: Academic Press.  
<https://doi.org/10.1016/B978-0-12-450660-2.50014-8>
- Maaravi, Y., Levy, A., Gur, T., Confino, D., & Segal, S. (2021). “The Tragedy of the Commons”: How Individualism and Collectivism Affected the Spread of the COVID-19 Pandemic. *Frontiers in Public Health*, 9(0), pp. 1–6.  
<https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.627559>
- Maglič, M., Pavlović, T., & Franc, R. (2021). Analytic Thinking and Political Orientation in the Corona Crisis. *Frontiers in Psychology*, 12(0), pp. 1–23.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.631800>
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), pp. 562–582. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- McAndrew, F. (2018). When Do Personality Traits Predict Behavior? *Psychology Today*, 0(1), pp. 1–10. <https://bit.ly/39uwdxj>

- Mollenhorst, G., Völker, B., & Flap, H. (2012). Context Overlap in Personal Networks: Are ‘Public’ and ‘Private’ Two Separate Worlds? *European Sociological Review*, 28(5), pp. 674–690. <https://doi.org/10.1093/esr/jcr034>
- Morisi, D., Jost, J. T., & Singh, V. (2018). An Asymmetrical “President-in-Power” Effect. *American Political Science Review*, 113(2), pp. 614–620. <https://doi.org/10.1017/s0003055418000850>
- Murti, B. (2016, september 14–15). *How to Conduct Path Analysis and Structural Equation Model for Health Research* [Presentatie]. International Conference on Public Health, Solo, Indonesië. <https://bit.ly/3mWYkIG>
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2022, 21 januari). *First lessons from government evaluations of COVID-19 responses: A synthesis*. OECD. Geraadpleegd op 4 juli 2022, van <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/first-lessons-from-government-evaluations-of-covid-19-responses-a-synthesis-483507d6/>
- Ostrom, E. (1998). A Behavioral Approach to the Rational Choice Theory of Collective Action: Presidential Address, American Political Science Association, 1997. *American Political Science Review*, 92(1), pp. 1–22. <https://doi.org/10.2307/2585925>
- Otjes, S., & Rekker, R. (2021). Socialised to think in terms of left and right? The acceptability of the left and the right among European voters. *Electoral Studies*, 72(0), pp. 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2021.102365>
- Peretti-Watel, P., Larson, H. J., Ward, J. K., Schulz, W. S., & Verger, P. (2015). Vaccine hesitancy: Clarifying a theoretical framework for an ambiguous notion. *PLoS Currents*, 0(0), pp. 1-11. <https://bit.ly/3ag5mp2>
- Pletzer, J. L., Balliet, D., Joireman, J., Kuhlman, D. M., Voelpel, S. C., & Van Lange, P. A. (2018). Social Value Orientation, Expectations, and Cooperation in Social Dilemmas:



A Meta-Analysis. *European Journal of Personality*, 32(1), pp. 62–83.

<https://doi.org/10.1002/per.2139>

Plutzer, E. (1987). Determinants of Leftist Radical Belief in the United States: A Test of Competing Theories. *Social Forces*, 65(4), pp. 1002–1019.

<https://doi.org/10.1093/sf/65.4.1002>

RIVM. (2021a, januari 12). *Verkenning factoren van invloed op deelname aan COVID-19 vaccinatie*. Geraadpleegd op 9 juli 2022, van <https://bit.ly/3QuGAlD>

RIVM. (2021b, 28 januari). *Twijfels, onzekerheden en behoeften bij coronavaccinatie: kwalitatief en kwantitatief onderzoek*. Geraadpleegd op 26 april 2022, van

<https://bit.ly/3O1K2Cq>

RIVM. (2021c, maart 2). *Ronde 9: coronavaccinatie*. Geraadpleegd op 26 maart 2022, van

<https://bit.ly/3mUDwRT>

RIVM. (2021d, 21 mei). *Vaccinatiebereidheid COVID-19 onder groepen met een migratieachtergrond; verkenning van beïnvloedende factoren en strategieën voor communicatie en beleid* [Persbericht]. <https://bit.ly/3QtRR5e>

RIVM. (2021e, 21 december). *Vaccineren | Inzicht in gedrag*. Geraadpleegd op 2 mei 2022, van <https://bit.ly/3aUDzKG>

RIVM. (2022, 30 maart). *Coronadashboard | COVID-19 | Rijksoverheid.nl*. Geraadpleegd op 26 mei 2022, van <https://bit.ly/3xBkbbD>

Rothstein, B., & Stolle, D. (2008). The State and Social Capital: An Institutional Theory of Generalized Trust. *Comparative Politics*, 40(4), pp. 441–459.

<https://doi.org/10.2307/20434095>

Rutkowski, L., Svetina, D., & Liaw, Y. L. (2019). Collapsing Categorical Variables and Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 26(5), pp. 790–802. <https://doi.org/10.1080/10705511.2018.1547640>

- Sampson, R. J. (1988). Local Friendship Ties and Community Attachment in Mass Society: A Multilevel Systemic Model. *American Sociological Review*, 53(5), pp. 766–779.  
<https://doi.org/10.2307/2095822>
- Sanders, J., Spruijt, P., Van Dijk, M., Elberse, J., Lambooi, M., Kroese, F., & De Bruin, M. (2021). Understanding a national increase in COVID-19 vaccination intention, the Netherlands, November 2020–March 2021. *Eurosurveillance*, 26(36), pp. 1–7.  
<https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2021.26.36.2100792>
- Shi, D., Lee, T., & Maydeu-Olivares, A. (2018). Understanding the Model Size Effect on SEM Fit Indices. *Educational and Psychological Measurement*, 79(2), pp. 310–334.  
<https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
- Southwell, P. L. (1998). The electoral consequences of alienation: Nonvoting and protest voting in the 1992 presidential race. *The Social Science Journal*, 35(1), pp. 44–51.  
[https://doi.org/10.1016/s0362-3319\(98\)90058-1](https://doi.org/10.1016/s0362-3319(98)90058-1)
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), pp. 893–898.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>
- Stichting Kiezersonderzoek Nederland. (2022, november). *Versplinterde vertegenwoordiging: Nationaal Kiezersonderzoek 2021*. Stichting Kiezersonderzoek.  
<https://bit.ly/3mWYJea>
- Taber, K. S. (2017). The Use of Cronbach’s Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Research in Science Education*, 48(6), pp. 1273–1296. <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Turner, J. H. (1981). Emile Durkheim’s Theory of Integration in Differentiated Social Systems. *The Pacific Sociological Review*, 24(4), pp. 379–391.  
<https://doi.org/10.2307/1388774>

- Wismans, A., Thurik, R., Baptista, R., Dejardin, M., Janssen, F., & Franken, I. (2021). Psychological characteristics and the mediating role of the 5C Model in explaining students' COVID-19 vaccination intention. *PLOS ONE*, *16*(8), pp. 1–23. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0255382>
- Vader, S., Uiters, E., Van der Lucht, F., Smits, C., Kroese, F., & De Bruin, M. (2021). Vaccinatiebereidheid en opleidingsniveau. *TSG - Tijdschrift voor gezondheidswetenschappen*, *100*(1), pp. 40–43. <https://doi.org/10.1007/s12508-021-00317-8>
- Van Holsteyn, J., & De Ridder, J. (2008). Verandering in continuïteit. *Bestuurskunde*, *39*(3), pp. 39–46. <https://bit.ly/3zC73rc>
- Van Lange, P. A. M., Bekkers, R., Chirumbolo, A., & Leone, L. (2012). Are Conservatives Less Likely to be Prosocial than Liberals? From Games to Ideology, Political Preferences and Voting. *European Journal of Personality*, *26*(5), pp. 461–473. <https://doi.org/10.1002/per.845>
- Van Lange, P. A. M., De Bruin, E. M. N., Otten, W., & Joireman, J. A. (1997). Development of Prosocial, Individualistic, and Competitive Orientations: Theory and Preliminary Evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *73*(3), pp. 733–746. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.73.4.733>
- Van Prooijen, J. W., Spadaro, G., & Wang, H. (2022). Suspicion of institutions: How distrust and conspiracy theories deteriorate social relationships. *Current Opinion in Psychology*, *43*(0), pp. 65–69. <https://doi.org/10.1016/j.copsy.2021.06.013>
- Weinschenk, A. C. (2013). Personality Traits and the Sense of Civic Duty. *American Politics Research*, *41*(1), pp. 90–113. <https://doi.org/10.1177/1532673X13484172>
- Woolpert, S. (1982). A Comparison of Rational Choice and Self-Actualization Theories of Politics. *Journal of Humanistic Psychology*, *22*(3), pp. 55–67. <https://doi.org/10.1177/0022167882223008>

Zhao, K., Ferguson, E., & Smillie, L. D. (2016). Prosocial Personality Traits Differentially Predict Egalitarianism, Generosity, and Reciprocity in Economic Games. *Frontiers in Psychology*, 7(0), pp. 1–18. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01137>

Zhao, K., & Smillie, L. D. (2014). The Role of Interpersonal Traits in Social Decision Making. *Personality and Social Psychology Review*, 19(3), pp. 277–302. <https://doi.org/10.1177/1088868314553709>

Zumla, A. (2022). Future pandemics: failing to prepare means preparing to fail. *The Lancet Respiratory Medicine*, 399(427), pp. 221–222. [https://doi.org/10.1016/s2213-2600\(22\)00056-x](https://doi.org/10.1016/s2213-2600(22)00056-x)

## Bijlage 1: Beschrijvende statistieken en bewerkingen

Er zijn in totaal 94 variabelen gebruikt uit zes verschillende datasets. Doordat iedere respondent van het LISS panel beschikt over een unieke code is het mogelijk om deze sets samen te voegen. Dit was de eerste stap in de bewerking van de data. Vervolgens zijn de codenamen van de variabelen gewijzigd naar betekenisvolle namen om overzicht te creëren. Ook zijn alle variabelen voorzien van labels. Vervolgens is het aantal variabelen teruggebracht naar twaalf. Deze variabelen zijn gebruikt bij de hypothesetoetsingen. Hieronder staat nauwkeurig beschreven per variabele hoe deze tot stand zijn gekomen en hoe deze bewerkt zijn. Bij iedere variabele worden hun originele codenamen vermeld. Daarnaast zijn de beschrijvende statistieken weergegeven om een beeld te geven van de scores. Daarbij is er per variabele een histogram opgenomen om de spreiding van die scores te visualiseren. Na een omschrijving per variabele zijn de resultaten van de bivariate analyse weergegeven.

### Vaccinatiebereidheid

Vaccinatiebereidheid (origineel qs20a008) is de belangrijkste afhankelijke variabele in dit onderzoek. De variabele is afkomstig uit de dataset “Corona-uitbraak in Nederland”. De vaccinatiebereidheid is gemeten aan de hand van de hypothetische situatie “Stel dat er een vaccin tegen COVID-19 wordt goedgekeurd en vanaf januari 2021 beschikbaar is. Uw ziektekostenverzekering vergoedt alle kosten en u hebt de mogelijkheid om in januari gevaccineerd te worden. Hoe groot is de kans dat u zich dan ook meteen laat vaccineren?” Op een schaal van 0 (zeker niet) tot en met 100 (zeker wel) moesten respondenten hun vaccinatiebereidheid aangeven. Aan deze variabele zijn geen bewerkingen uitgevoerd. Respondenten met missende waarden zijn verwijderd uit de dataset. Hieronder zijn in tabel 5 de beschrijvende statistieken te vinden van deze variabele met het bijbehorende histogram in figuur 4.

Tabel 5: Beschrijvende statistieken vaccinatiebereidheid (N = 1.323)

Gemiddelde	70,78
Mediaan	90,00
Standaard deviatie	37,00
Scheefheid	-0,95
Kurtosis	-0,67
Range	100,00
Minimum	0,00
Maximum	100,00



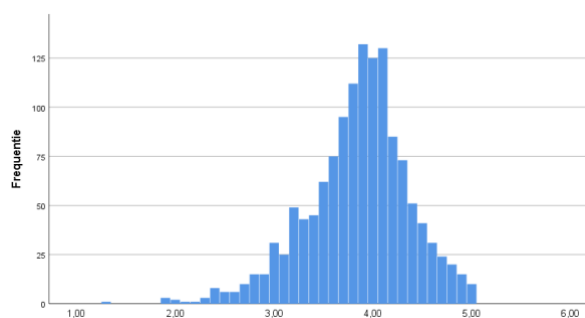
Figuur 4: vaccinatiebereidheid

### Pro-socialiteit

De eerste onafhankelijke variabele in het onderzoek is pro-socialiteit. Deze is gemeten aan de hand van tien vragen (cp21m021, cp21m026, cp21m031, cp21m036, cp21m041, cp21, m046, cp21m051, cp21m056cp, 21m061 en cp21m066) die afkomstig zijn uit de Big Five persoonlijkheidskenmerkentest. Alle items zijn afkomstig uit de dataset “Persoonlijkheid”. Vier van de gebruikte vragen (cp21m021, cp21m031, cp21m041 en cp21m051) zijn negatief geformuleerd. Dit wil zeggen dat hogere scores minder inschikkelijkheid betekenen. Door de vier items te spiegelen hebben alle items dezelfde (positieve) richting. Een hogere score op ieder item betekent dus een grotere mate van inschikkelijkheid. De tien items zijn vervolgens opgeteld en gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,84$ ). In tabel 6 staan de beschrijvende statistieken weergegeven van de nieuwe variabele en in figuur 5 het bijbehorende histogram.

Tabel 6: Beschrijvende statistieken pro-socialiteit ( $N = 1.323$ )

Gemiddelde	3,85
Mediaan	3,90
Standaard deviatie	0,52
Scheefheid	-0,60
Kurtosis	0,99
Range	3,70
Minimum	1,30
Maximum	5,00



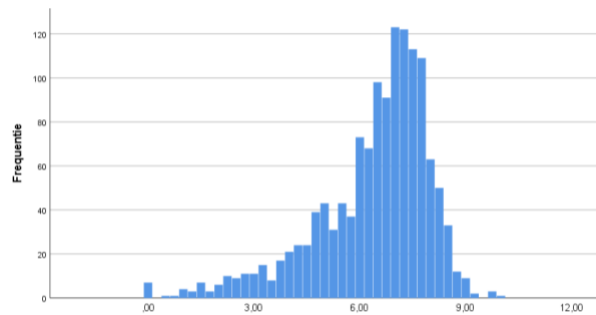
Figuur 5: pro-socialiteit

### Institutioneel vertrouwen

Institutioneel vertrouwen is de tweede onafhankelijke variabele. Deze is gemeten aan de hand van acht items (cv21m013, cv21m014, cv21m017, cv21m018, cv2m019, cv21m024, cv21m025 en cv21m027) die betrekking hebben op vertrouwen in de politiek, wetenschap en gezondheidszorg. Al deze items zijn afkomstig uit de dataset “Politiek en Waarden”. Aan de hand van de volgende vraag is institutioneel vertrouwen gemeten: “kunt u op een schaal van 0 [helemaal geen vertrouwen] tot 10 [volledig vertrouwen] aangeven hoeveel vertrouwen u persoonlijk hebt in elk van de volgende organisaties/instituties [de overheid, het parlement, politici, politieke partijen, het Europees parlement, democratie, gezondheidszorg en wetenschap]?” De ondervraagden konden ook “weet ik niet” (-9) antwoorden. De scores van deze acht items zijn opgeteld en vervolgens gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,93$ ). De respondenten met missende variabelen zijn uiteindelijk verwijderd uit de dataset. In tabel 7 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 6.

Tabel 7: Beschrijvende statistieken institutioneel vertrouwen (N = 1.323)

Gemiddelde	6,33
Mediaan	6,75
Standaard deviatie	1,63
Scheefheid	-1,22
Kurtosis	1,59
Range	10,00
Minimum	0,00
Maximum	10,00



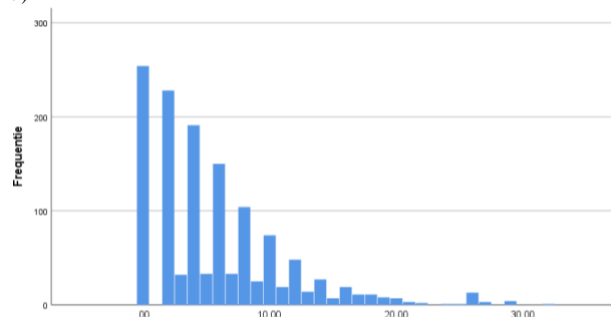
Figuur 6: institutioneel vertrouwen

### Sociale integratiegraad

Sociale integratiegraad is de derde onafhankelijke variabele. Deze is gemeten aan de hand van 65 items (cs21n003 tot en met cs21n062 en cs21n523 tot en met cs21n527) uit de dataset “Sociale Integratie & Vrijtijdsbesteding”. Alle gebruikte items hebben betrekking op iemands participatie bij maatschappelijk middenveldorganisaties. De respondenten kregen bij dertien verschillende maatschappelijk middenveldorganisaties vijf stellingen voorgelegd. Meer specifiek werd het volgende voorgelegd aan de respondent: “We noemen nu een aantal organisaties waarvan u vrijwillig lid kunt worden. Ook kunt u bijvoorbeeld geld schenken, deelnemen aan een activiteit of vrijwilligerswerk doen. Geeft u voor elk van de onderstaande organisaties aan wat voor u op dit moment, of in de afgelopen 12 maanden, van toepassing [= 1 of niet van toepassing = 0] is.” De respondenten moesten dus bij de antwoordmogelijkheden: (1) voel ik me niet mee verbonden, (2) geld geschonken, (3) meegedaan aan activiteit, (4) lid, en (5) vrijwilligerswerk gedaan aangeven of dit voor hun van toepassing was. De negatieve dertien items (die betrekking hebben op stelling 1) zijn gespiegeld. Hierdoor wijst iedere stelling waarop de respondent antwoord “van toepassing” op meer participatie en daarmee meer sociale integratie. De scores van alle 65 items zijn opgeteld een schaal ( $\alpha = 0,86$ ). Respondenten met missende waarden zijn uiteindelijk verwijderd. In tabel 8 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 7.

Tabel 8: Beschrijvende statistieken sociale integratiegraad (N = 1.323)

Gemiddelde	5,72
Mediaan	4,00
Standaard deviatie	5,47
Scheefheid	1,45
Kurtosis	2,82
Range	32,00
Minimum	0,00
Maximum	32,00



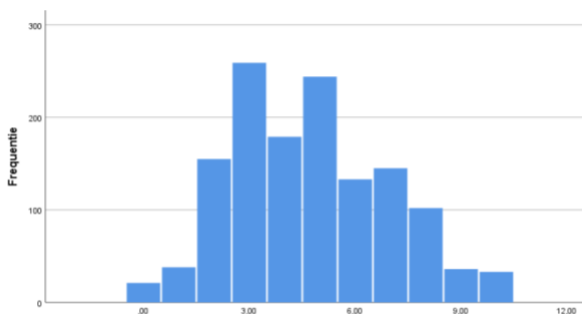
Figuur 7: sociale integratiegraad

### Linkse politieke voorkeur

Linkse politieke voorkeur (origineel cv21m101) wordt gebruikt als een mediatie-variabele, maar doet ook dienst als afhankelijke variabele. De variabele is afkomstig uit de dataset “Politiek & Waarden”. De variabele is gemeten aan de hand van de vraag: “In de politiek wordt soms gesproken over “links” en “rechts”. Waar zou u zich op deze schaal plaatsen, waarbij 0 links en 10 rechts betekent?” Ook was “weet ik niet” (-9) een antwoordmogelijkheid. Deze is gecodeerd als missing. Uiteindelijk zijn de respondenten met dat antwoord verwijderd uit de dataset. Er zijn twee bewerkingen uitgevoerd op deze variabele. Allereerst is de variabele gespiegeld. Hierdoor wijzen hogere scores op een meer linkse politieke voorkeur en lagere op meer rechtser. Daarnaast is deze variabele gedupliceerd en gecentreerd. Deze variabele is namelijk gebruikt voor twee interactie-termen. Het centreren was nodig in verband met multicollineariteit. In tabel 9 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven van de niet-gecentreerde variabele met daarbij een visualisatie in figuur 8.

Tabel 9: Beschrijvende statistieken linkse politieke voorkeur (N = 1.323)

Gemiddelde	4,72
Mediaan	5,00
Standaard deviatie	2,23
Scheefheid	0,30
Kurtosis	-0,52
Range	10,00
Minimum	0,00
Maximum	10,00



Figuur 8: linkse politieke voorkeur

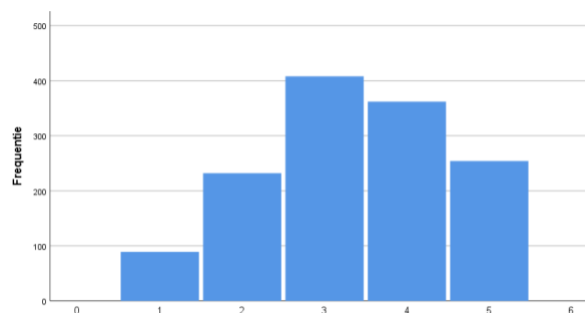
### Gezondheidsrisico

De variabele gezondheidsrisico (origineel qs20a012) is afkomstig uit de dataset “Corona-uitbraak in Nederland”. Het gezondheidsrisico is gemeten door respondenten te laten reageren op de volgende stelling: “COVID-19 kan voor mij een ernstig gezondheidsrisico zijn.” Op een vijfpuntsschaal van helemaal mee oneens (1) tot en met helemaal mee eens (5) konden de ondervraagden antwoord geven. Aan de variabele zijn geen bewerkingen uitgevoerd. Wel is de variabele gedupliceerd om deze vervolgens te centreren. Het centreren voorkomt multicollineariteit bij het meten van het interactie-effect. De respondenten met missende waarden zijn verwijderd uit de dataset. In tabel 10 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 9.



Tabel 10: Beschrijvende statistieken gezondheidsrisico (N = 1.323)

Gemiddelde	3,34
Mediaan	3,00
Standaard deviatie	1,16
Scheefheid	-0,22
Kurtosis	-0,76
Range	4,00
Minimum	1,00
Maximum	5,00



Figuur 9: gezondheidsrisico

## Barrières

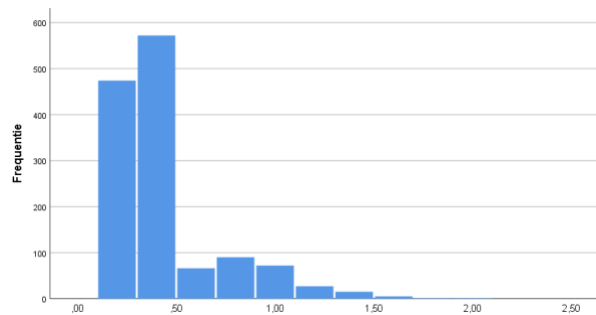
De variabele barrières is gemeten aan de hand van 4 variabelen. Twee van deze, opleidingsniveau en herkomstgroep, zijn afkomstig uit de dataset met achtergrondinformatie. De andere twee variabelen, taalbeheersing mondeling (origineel cr21n097) en taalbeheersing schriftelijk (origineel cr21n098) komen uit de dataset “Religie & Etniciteit”. Bij de achtergrondgegevens moesten respondenten aangeven of zij basisonderwijs (1), vmbo (2), havo/vwo (3), middelbaar beroepsonderwijs (4), hoger beroepsonderwijs (5) of wetenschappelijk onderwijs (6) hebben genoten als hoogste opleiding. Bij herkomstgroep moesten panelleden aangeven of zij een Nederlandse afkomst (0) of een migratieachtergrond hebben. Bij dit laatste is onderscheid gemaakt tussen eerste generatie westers (101), eerste generatie niet-westers (102), tweede generatie westers (201) en tweede generatie niet-westers (202). Bij de variabelen over taalbeheersing kregen de respondenten kregen de volgende vragen voorgelegd: “hebt u als u een gesprek in het Nederlands voert wel eens moeite met de Nederlandse taal?” en “hebt u bij het lezen van kranten, brieven, of folders wel eens moeite de Nederlandse taal te begrijpen?”. De respondenten konden op beide vragen antwoorden met ja, vaak moeite/spreek geen Nederlands (0), ja, soms (1) of nee, nooit (2). Deze scores zijn gespiegeld zodat hogere waarden wijzen op grotere belemmeringen.

Op de variabele herkomstgroep is de eerste bewerking uitgevoerd. Hier zijn twee variabelen, Generatie en Westers, van gemaakt die ieder ingaan op de migratiegeneratie en (niet-)westerse achtergrond. Beide hebben een ternaire indeling gekregen. Hiervoor is gekozen omdat deze indeling aansluit bij de schalen van taalbeheersing. Bij Generatie verwijst een 2 naar de eerste generatie, een 1 naar de tweede generatie en een 0 naar de derde generatie. Bij Westers verwijst een 2 naar een niet-westerse migratieachtergrond, een 1 naar een westerse migratieachtergrond en een 0 naar geen migratieachtergrond. Hogere scores duiden op minder barrières bij beide variabelen. Ook de variabele opleidingsniveau is gecodeerd tot een ternaire

indeling; laagopgeleid (2), midden hoogopgeleid (1), en hoogopgeleid (0). Ook dit is gedaan om deze aan te laten sluiten bij de andere schalen. Uiteindelijk zijn de vijf items, die ieder een ternaire indeling hanteren en waarbij hogere scores wijzen op minder barrières, opgeteld en gemiddeld tot een schaal ( $\alpha = 0,57$ ). De variabele is ook gedupliceerd en gecentreerd. Het centreren voorkomt multicollineariteit bij het meten van het interactie-effect. In tabel 11 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven van deze variabele met daarbij een visualisatie in figuur 10.

Tabel 11: Beschrijvende statistieken barrières (N = 1.323)

Gemiddelde	0,43
Mediaan	0,40
Standaard deviatie	0,28
Scheefheid	1,78
Kurtosis	3,30
Range	1,80
Minimum	0,20
Maximum	2,00



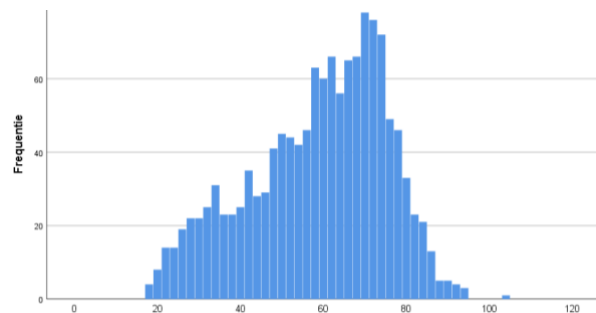
Figuur 10: barrières

## Leeftijd

Leeftijd is de eerste controlevariabele. De variabele is afkomstig uit de achtergrondgegevens die de LISS panelleden verplicht moeten invullen voordat zij verder gaan met andere vragenlijsten. De variabele is onbewerkt. Ook had de variabele geen missende waarden. In tabel 12 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 11.

Tabel 12: beschrijvende statistieken leeftijd (N = 1.323)

Gemiddelde	58,30
Mediaan	61,00
Standaard deviatie	16,34
Scheefheid	-0,45
Kurtosis	-0,55
Range	85,00
Minimum	18,00
Maximum	103,00



Figuur 11: leeftijd

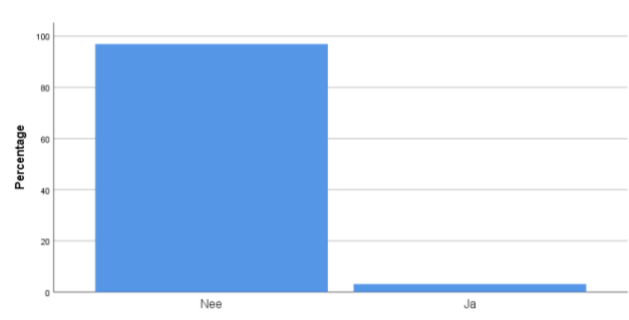
## Coronadiagnose

Coronadiagnose (origineel qs20a003) is de tweede controlevariabele. Deze is gemeten aan de hand van de vraag: “Heeft een huisarts of een ander medisch deskundige bij u de diagnose

gesteld dat u besmet bent (geweest) met het coronavirus (COVID-19)?” Respondenten konden hierop antwoorden met ja, ik ben gediagnosticeerd met corona (1), nee (2) of het is nog niet zeker (3). Respondenten die nog niet zeker wisten of zij gediagnosticeerd waren met het coronavirus zijn verwijderd uit de dataset. Het antwoord is namelijk niet inhoudelijk genoeg om dienst te doen als controlevariabele. Door het verwijderen is de variabele binair geworden. De score voor het antwoord “nee” is gewijzigd naar een 0. Hierdoor wijst een hoge score op een diagnose en een lage score op geen diagnose. In tabel 13 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 12.

Tabel 13: Beschrijvende statistieken coronadiagnose (N = 1.323)

Percentage gediagnosticeerd	3,10%
Mediaan	0,00
Standaard deviatie	0,17
Scheefheid	5,40
Kurtosis	27,41
Range	1,00
Minimum	0,00
Maximum	1,00



Figuur 12: coronadiagnose

## Coalitiepartij

De laatste controlevariabele is coalitiepartij. Deze variabele geeft aan of de politieke partij die de respondent prefereerde op het moment dat hij/zij de survey invulde een coalitiepartij was in het kabinet Rutte III. De variabele is geconstrueerd aan de hand van de variabele partijvoorkeur (origineel cv21m308) die gemeten is aan de hand van de vraag: “Als er vandaag verkiezingen voor de Tweede Kamer zouden zijn, wat zou u dan stemmen?” De ondervraagden konden kiezen uit: ik zou niet stemmen (1), VVD (2), PVV (3), CDA (4), D66 (5), GroenLinks (6), SP (7), PvdA (8), ChristenUnie (9), Partij voor de Dieren (10), 50PLUS (11), SGP (12), DENK (13), Forum voor Democratie (14), blanco (15), andere partij (16), wil ik niet zeggen (-8) en weet ik niet (-9). De antwoordopties VVD, CDA, D66 en ChristenUnie zijn gecodeerd met een 1. Deze partijen vormden namelijk de coalitie op het moment dat de respondenten de vragenlijst invulden. De andere antwoordmogelijkheden behalve “weet ik niet” en “wil ik niet zeggen” zijn gecodeerd met een 0. Dit zijn dus de oppositiepartijen inclusief de antwoordopties “ik zou niet stemmen” en “blanco”. Deze laatste twee antwoordmogelijkheden wijzen namelijk op een apolitieke houding (Southwell, 1998). Het is zeer waarschijnlijk dat de personen die niet of blanco stemden de coalitie(partijen) niet steunden. De opties “wil ik niet zeggen” (-8) en “weet ik niet” (-9) zijn gecodeerd als missing. Respondenten die deze antwoorden gaven zijn

uiteindelijk verwijderd uit de dataset omdat deze onvoldoende informatie geven over de politieke partijvoorkeur. In tabel 14 zijn de beschrijvende statistieken weergegeven met daarbij een visualisatie in figuur 13.

Tabel 14: beschrijvende statistieken coalitiepartij (N = 1.323)

Percentage coalitiepartijstemmers	52,99%
Mediaan	1,00
Standaard deviatie	0,50
Scheefheid	-0,12
Kurtosis	-1,99
Range	1,00
Minimum	0,00
Maximum	1,00



Figuur 13: coalitiepartij

### Bivariate analyse

De correlatiematrix (tabel 15) is een aanvulling op de matrix (tabel 2) uit hoofdstuk 4.2. In de onderstaande matrix zijn namelijk ook de *p*-waarden opgenomen.

Tabel 15: Correlatiematrix van de gebruikte variabelen

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) Vaccinatiebereidheid	Correlatie	1	,088**	,293**	,062*	,057*	,269**	-,132**	,243**	-,049	,150**
	Sig. (2-tailed)		,001	,000	,025	,038	,000	,000	,000	,077	,000
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(2) Pro-socialiteit	Correlatie	,088**	1	,170**	,134**	,119**	,023	,107**	,087**	,010	,000
	Sig. (2-tailed)	,001		,000	,000	,000	,412	,000	,002	,721	,995
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(3) Institutioneel vertrouwen	Correlatie	,293**	,170**	1	,186**	,082**	,029	,179**	,019	,000	,293**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000		,000	,003	,290	,000	,501	,986	,000
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(4) Sociale integratiegraad	Correlatie	,062*	,134**	,186**	1	,169**	,007	-,027	,040	,048	,051
	Sig. (2-tailed)	,025	,000	,000		,000	,798	,329	,148	,084	,061
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(5) Linkse politieke voorkeur	Correlatie	,057*	,119**	,082**	,169**	1	,032	,054	,003	-,003	-,359**
	Sig. (2-tailed)	,038	,000	,003	,000		,240	,051	,915	,905	,000
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(6) Gezondheidsrisico	Correlatie	,269**	,023	,029	,007	,032	1	,012	,354**	-,049	-,016
	Sig. (2-tailed)	,048	,412	,290	,798	,240		,668	,000	,075	,569
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(7) Barrières	Correlatie	-,132**	-,107**	-,179**	-,027	,054	,012	1	-,052	,004	-,096**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,329	,051	,668		,061	,883	,000
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(8) Leeftijd	Correlatie	,243**	,087**	,019	,040	,003	,354**	-,052	1	,019	,026
	Sig. (2-tailed)	,000	,002	,501	,148	,915	,000	,061		,481	,345
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(9) Coronadiagnose	Correlatie	-,049	,010	,000	,048	-,003	-,049	,004	,019	1	,011
	Sig. (2-tailed)	,077	,721	,986	,084	0,905	,075	,883	,481		,685
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323
(10) Coalitiepartij	Correlatie	,150**	,000	,293**	,051	-,359**	-,016	-,096**	,026	,011	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,995	,000	,061	,000	,569	,000	,345	,685	
	N	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323	1.323

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

## Bijlage 2: SPSS Syntax

### **\*Stap 1: Variabelen voorzien van een duidelijke naam.**

#### **\*Stap 2: Hercoderen coronadiagnose.**

```
RECODE Coronadiagnose (2=0) (1=1) (ELSE=SYSMIS).  
EXECUTE.
```

#### **\*Stap 3: Spiegelen van links-rechtsverdeling.**

```
RECODE CV_Links_Rechts (0=10) (1=9) (2=8) (3=7) (4=6) (5=5) (6=4) (7=3) (8=2) (9=1)  
(10=0)  
(ELSE=SYSMIS) INTO Links.  
VARIABLE LABELS Links 'Linkse politieke voorkeur'.  
EXECUTE.
```

#### **\*Stap 4: Spiegelen sociale integratievariabelen zodat alle hoge scores van de 65 vragen wijzen op participatie en lage scores op geen participatie - in dezelfde variabele.**

```
RECODE Sportvereniging_verbondenheid Culturele_vereniging_verbondenheid  
Vakbond_verbondenheid  
Businessvereniging_verbondenheid Consumentenorganisatie_verbondenheid  
Mensenrechtenorganisatie_verbondenheid Migrantenorganisatie_verbondenheid  
Milieuorganisatie_verbondenheid Gebedshuis_verbondenheid  
Politieke_partij_verbondenheid  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_verbondenheid  
Sociale_vereniging_verbondenheid  
Overige_verenigingen_verbondenheid (0=1) (1=0).  
EXECUTE.
```

#### **\*Stap 5: Spiegelen van de negatieve Big Five variabelen zodat alle hoge scores op de tien variabelen 'positief' zijn - in dezelfde variabele.**

```
RECODE Big_5_weinig_begaan_met_anderen Big_5_beledigen_van_anderen  
Big_5_geen_interesse_problemen_anderen Big_5_desinteresse_in_anderen (1=5) (2=4)  
(3=3) (4=2) (5=1).  
EXECUTE.
```

#### **\*Stap 6: Maken van variabele coalitiepartij.**

```
RECODE CV_Stemmen (2=1) (4=1) (9=1) (5=1) (-9=SYSMIS) (-8=SYSMIS) (ELSE=0)  
INTO Coalitiepartij.  
VARIABLE LABELS Coalitiepartij 'Is de partij onderdeel van de coalitie?'.  
EXECUTE.
```

#### **\*Stap 7: Controleren schaalconstructies van alle IV's a.d.h.v. Crombach's alfa.**

```
RELIABILITY  
/VARIABLES=CV_Vertrouwen_DG CV_Vertrouwen_DP CV_Vertrouwen_P  
CV_Vertrouwen_PP CV_Vertrouwen_EP  
CV_Vertrouwen_H CV_Vertrouwen_S CV_Vertrouwen_D  
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL  
/MODEL=ALPHA  
/STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE  
/SUMMARY=TOTAL.
```

RELIABILITY

```
/VARIABLES=Big_5_weinig_begaan_met_anderen Big_5_interesse_in_mensen  
Big_5_beledigen_van_anderen  
Big_5_sympathie_gevoelens_anderen Big_5_geen_interesse_problemen_anderen  
Big_5_sentimenteel  
Big_5_desinteresse_in_anderen Big_5_tijd_maken_voor_anderen Big_5_empathie  
Big_5_anderen_op_hun_gemaken_laten_voelen  
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL  
/MODEL=ALPHA  
/STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE  
/SUMMARY=TOTAL.
```

RELIABILITY

```
/VARIABLES=Sportvereniging_verbondenheid Sportvereniging_geld_donatie  
Sportvereniging_activiteitdeelname Sportvereniging_lidmaatschap  
Sportvereniging_vrijwilligerswerk  
Culturele_vereniging_verbondenheid Culturele_vereniging_geld_donatie  
Culturele_vereniging_activiteitdeelname Culturele_vereniging_lidmaatschap  
Culturele_vereniging_vrijwilligerswerk Vakbond_verbondenheid Vakbond_geld_donatie  
Vakbond_activiteitdeelname Vakbond_lidmaatschap Vakbond_vrijwilligerswerk  
Businessvereniging_verbondenheid Businessvereniging_geld_donatie  
Businessvereniging_activiteitdeelname Businessvereniging_lidmaatschap  
Businessvereniging_vrijwilligerswerk Consumentenorganisatie_verbondenheid  
Consumentenorganisatie_geld_donatie Consumentenorganisatie_activiteitdeelname  
Consumentenorganisatie_lidmaatschap Consumentenorganisatie_vrijwilligerswerk  
Mensenrechtenorganisatie_verbondenheid Mensenrechtenorganisatie_geld_donatie  
Mensenrechtenorganisatie_activiteitdeelname Mensenrechtenorganisatie_lidmaatschap  
Mensenrechtenorganisatie_vrijwilligerswerk Migrantenorganisatie_verbondenheid  
Migrantenorganisatie_geld_donatie Migrantenorganisatie_activiteitdeelname  
Migrantenorganisatie_lidmaatschap Migrantenorganisatie_vrijwilligerswerk  
Milieuorganisatie_verbondenheid Milieuorganisatie_geld_donatie  
Milieuorganisatie_activiteitdeelname Milieuorganisatie_lidmaatschap  
Milieuorganisatie_vrijwilligerswerk Gebedshuis_verbondenheid Gebedshuis_geld_donatie  
Gebedshuis_activiteitdeelname Gebedshuis_lidmaatschap Gebedshuis_vrijwilligerswerk  
Politieke_partij_verbondenheid Politieke_partij_geld_donatie  
Politieke_partij_activiteitdeelname  
Politieke_partij_lidmaatschap Politieke_partij_vrijwilligerswerk  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_verbondenheid  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_geld_donatie  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_activiteitdeelname  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_lidmaatschap  
Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_vrijwilligerswerk  
Sociale_vereniging_verbondenheid  
Sociale_vereniging_geld_donatie Sociale_vereniging_activiteitdeelname  
Sociale_vereniging_lidmaatschap Sociale_verenigingen_vrijwilligerswerk  
Overige_verenigingen_verbondenheid Overige_verenigingen_geld_donatie  
Overige_verenigingen_activiteitdeelname Overige_verenigingen_lidmaatschap  
Overige_verenigingen_vrijwilligerswerk  
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL
```

```
/MODEL=ALPHA  
/STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE  
/SUMMARY=TOTAL.
```

**\*Stap 8: Maken nieuwe variabele sociale integratiegraad.**

```
COMPUTE Participatiegraad_sum=SUM(Sportvereniging_verbondenheid,  
  Sportvereniging_geld_donatie,Sportvereniging_activiteitdeelname,  
  Sportvereniging_lidmaatschap,Sportvereniging_vrijwilligerswerk,  
Culturele_vereniging_verbondenheid,  
  Culturele_vereniging_geld_donatie, Culturele_vereniging_activiteitdeelname,  
  Culturele_vereniging_lidmaatschap, Culturele_vereniging_vrijwilligerswerk,  
Vakbond_verbondenheid,  
  Vakbond_geld_donatie, Vakbond_activiteitdeelname, Vakbond_lidmaatschap,  
Vakbond_vrijwilligerswerk,  
  Businessvereniging_verbondenheid, Businessvereniging_geld_donatie,  
  Businessvereniging_activiteitdeelname, Businessvereniging_lidmaatschap,  
  Businessvereniging_vrijwilligerswerk, Consumentenorganisatie_verbondenheid,  
  Consumentenorganisatie_geld_donatie, Consumentenorganisatie_activiteitdeelname,  
  Consumentenorganisatie_lidmaatschap, Consumentenorganisatie_vrijwilligerswerk,  
  Mensenrechtenorganisatie_verbondenheid, Mensenrechtenorganisatie_geld_donatie,  
  Mensenrechtenorganisatie_activiteitdeelname, Mensenrechtenorganisatie_lidmaatschap,  
  Mensenrechtenorganisatie_vrijwilligerswerk, Migrantenorganisatie_verbondenheid,  
  Migrantenorganisatie_geld_donatie, Migrantenorganisatie_activiteitdeelname,  
  Migrantenorganisatie_lidmaatschap, Migrantenorganisatie_vrijwilligerswerk,  
  Milieuorganisatie_verbondenheid, Milieuorganisatie_geld_donatie,  
  Milieuorganisatie_activiteitdeelname, Milieuorganisatie_lidmaatschap,  
  Milieuorganisatie_vrijwilligerswerk, Gebedshuis_verbondenheid,  
Gebedshuis_geld_donatie,  
  Gebedshuis_activiteitdeelname, Gebedshuis_lidmaatschap, Gebedshuis_vrijwilligerswerk,  
  Politieke_partij_verbondenheid, Politieke_partij_geld_donatie,  
Politieke_partij_activiteitdeelname,  
  Politieke_partij_lidmaatschap, Politieke_partij_vrijwilligerswerk,  
  Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_verbondenheid,  
  Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_geld_donatie,  
  Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_activiteitdeelname,  
  Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_lidmaatschap,  
  Wetenschaps_onderwijs_leraren_oudervereniging_vrijwilligerswerk,  
Sociale_vereniging_verbondenheid,  
  Sociale_vereniging_geld_donatie, Sociale_vereniging_activiteitdeelname,  
  Sociale_vereniging_lidmaatschap, Sociale_verenigingen_vrijwilligerswerk,  
  Overige_verenigingen_verbondenheid, Overige_verenigingen_geld_donatie,  
  Overige_verenigingen_activiteitdeelname, Overige_verenigingen_lidmaatschap,  
  Overige_verenigingen_vrijwilligerswerk).  
EXECUTE.
```

```
COMPUTE Participatiegraad_mean=Sociale_integratiegraad_sum / 65.  
EXECUTE.
```

**\*Stap 9: Maken variabele institutioneel vertrouwen.**

```
COMPUTE Institutioneel_Vertrouwen=SUM(CV_Vertrouwen_DG + CV_Vertrouwen_DP +  
CV_Vertrouwen_P +  
CV_Vertrouwen_PP + CV_Vertrouwen_EP + CV_Vertrouwen_H + CV_Vertrouwen_S +  
CV_Vertrouwen_D) / 8.  
EXECUTE.
```

**\*Stap 10: Maken schaal prosocialiteit.**

```
COMPUTE Prosocialiteit=SUM(Big_5_weinig_begaan_met_anderen,  
Big_5_interesse_in_mensen,  
Big_5_beledigen_van_anderen, Big_5_sympathie_gevoelens_anderen,  
Big_5_geen_interesse_problemen_anderen, Big_5_sentimenteel,  
Big_5_desinteresse_in_anderen,  
Big_5_tijd_maken_voor_anderen, Big_5_empathie,  
Big_5_anderen_op_hun_gemaken_laten_voelen) / 10.  
EXECUTE.
```

**\*Stap 11: Schaalconstructie barrières 5 items.**

```
RECODE oplmet (1=0) (2=1) (3=1) (4=1) (5=2) (6=2) (ELSE=SYSMIS) INTO  
Opleidingniveau.  
VARIABLE LABELS Opleiding 'Opleidingsniveau'.  
EXECUTE.
```

```
RECODE herkomstgroep (0=2) (101=1) (102=1) (201=0) (202=0) INTO Generatie.  
VARIABLE LABELS Etniciteit 'Generatie migrant'.  
EXECUTE.
```

```
RECODE herkomstgroep (0=2) (101=1) (201=1) (102=0) (202=0) INTO Westers.  
VARIABLE LABELS west '(niet-)westers'.  
EXECUTE.
```

```
RECODE Taalbeheersing_mondeling Taalbeheersing_schriftelijk (3=2) (2=1) (0=0) INTO  
Taal_M Taal_S.  
EXECUTE.
```

**\*Stap 12: Crombach's alfa barrières.**

```
RELIABILITY  
/VARIABLES= Opleidingniveau Taal_M Taal_S Generatie Westers  
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL  
/MODEL=ALPHA  
/STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE  
/SUMMARY=TOTAL.
```

**\*Stap 13: Maken variabele barrières.**

```
COMPUTE Barrières=MEAN(Taal_S, Taal_M, Westers, Generatie, Opleidingniveau).  
EXECUTE.
```

**\*Stap 14: Spiegelen barrières.**

```
RECODE Barrières (0.2=2.00) (0.4=1.80) (0.6=1.60) (0.8=1.40) (1.00=1.20) (1.20=1.00)  
(1.40=0.80)
```



(1.60=0.60) (1.80=0.40) (2.00=0.20).  
EXECUTE.

**\*Stap 15: Centreren en maken interactietermen.**

FREQUENCIES VARIABLES=Barrières Links Gezondheidsrisico  
/FORMAT=NOTABLE  
/STATISTICS=MEAN  
/ORDER=ANALYSIS.

COMPUTE Barrières\_center=Barrières - 0.4327.  
EXECUTE.

COMPUTE Gezondheidsrisico\_center=Gezondheidsrisico - 3.34.  
EXECUTE.

COMPUTE Links\_center=Links - 4.7241.  
EXECUTE.

COMPUTE B\_x\_L=Links\_center \* Barrières\_center.  
EXECUTE.

COMPUTE G\_x\_L=Gezondheidsrisico\_center \* Links\_center.  
EXECUTE.

**\*Stap 16: Univariate en bivariate analyse.**

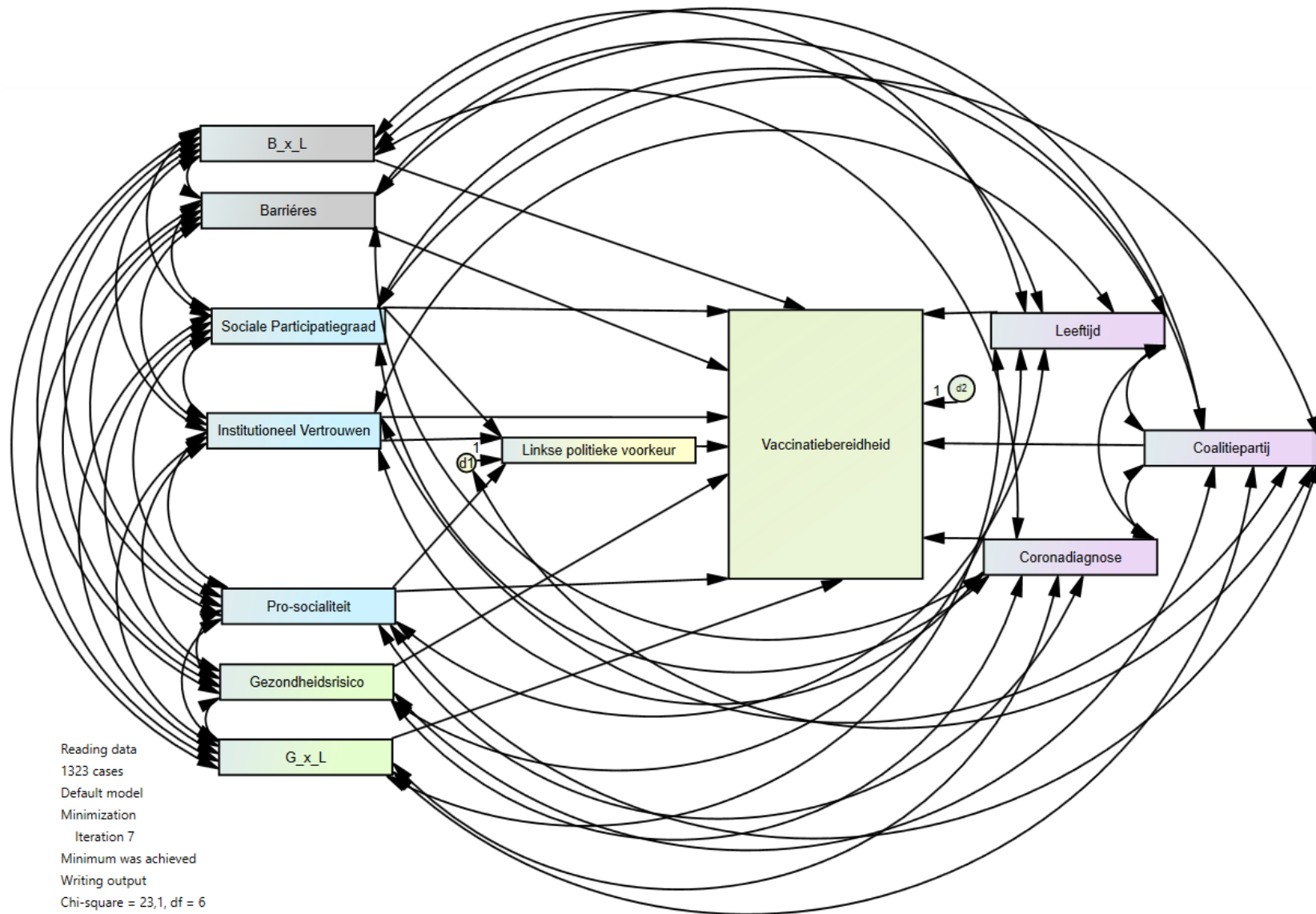
FREQUENCIES VARIABLES=Vaccinatiebereidheid Prosocialiteit  
Institutioneel\_Vertrouwen  
Sociale\_integratiegraad Links Gezondheidsrisico Barrières leeftijd Coronadiagnose  
Coalitiepartij  
/STATISTICS=STDDEV RANGE MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN  
SKEWNESS SESKEW KURTOSIS SEKURT  
/HISTOGRAM  
/ORDER=ANALYSIS.

CORRELATIONS  
/VARIABLES=Vaccinatiebereidheid Prosocialiteit Institutioneel\_Vertrouwen  
Sociale\_integratiegraad Links Gezondheidsrisico Barrières leeftijd Coronadiagnose  
Coalitiepartij  
/PRINT=TWOTAIL NOSIG  
/MISSING=PAIRWISE.

CROSSTABS  
/TABLES=Coronadiagnose BY Coalitiepartij  
/FORMAT=AVALUE TABLES  
/STATISTICS=PHI  
/CELLS=COUNT  
/COUNT ROUND CELL.

**\*Stap 17: Uitvoeren analyses in SPSS Amos.**

### Bijlage 3: Amos model



Figuur 14: model 5 van de multivariate analyse

## Bijlage 4: Modelfit

Om te controleren in hoeverre de gebruikte modellen bij de data passen zijn de modelfitstatistieken uit SPSS Amos bestudeerd. Al deze statistieken meten de variantie tussen de waargenomen data en door de modellen geïmpliceerde data aan de hand van correlatie- en covariantiematrixen. Meer specifiek zijn er drie verschillende modelfitstatistieken te onderscheiden; de absolute modelfitgegevens, de spaarzaamheidsindex ('parsimony index') en de relatieve modelfitdata (Hooper et al., 2008). De absolute fitindexen gebruiken in tegenstelling tot de relatieve fitgegevens geen alternatief – leeg – model als vergelijkingsbasis. De absolute modelfitdata zijn namelijk afgeleid uit geschatte en geïmpliceerde covariantiematrixen. De spaarzaamheidsindex is eveneens relatief, maar bestraffen modellen die minder spaarzaam zijn zodat eenvoudigere theoretische modellen de voorkeur krijgen boven complexere (Hooper et al., 2008). Bij de absolute modelfit zijn de Chi-kwadraat Minimum (CMIN), de Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) en de Goodness of Fit Index (GFI) bekeken, bij de spaarzaamheidsindex de CMIN/DF-waarden en bij de relatieve modelfit de Normed Fit Index (NFI), Tucker Lewis Index (TLI) en de Comparative Fit Index (CFI).

Allereerst zijn de chi-kwadraatwaarden (tabel 3) bestudeerd. De chi-kwadraattoets geeft aan of de steekproefdata en het hypothetische model aanvaardbaar zijn voor de analyses. Hierbij geldt dat een model met een niet-significante chi-kwadraatwaarde acceptabel is. Voor modellen 1 en 2 waren geen vrijheidsgraden te berekenen en dus ook geen  $p$ -waarden. In beide modellen is de chi-kwadraatwaarde 0,00. Dit wijst erop dat de modellen perfect aansluiten bij de data. Voor modellen 3, 4 en 5 waren wel  $p$ -waarden te berekenen. Het enige acceptabele model op grond van de chi-kwadraattoets is model 3 ( $\chi^2(2, N = 1.323) = 0,36; p = 0,83$ ). Modellen 4 ( $\chi^2(4, N = 1.323) = 9,58; p = 0,05$ ) en 5 ( $\chi^2(6, N = 1.323) = 23,06; p < 0,01$ ) zijn significant en hebben daarom geen acceptabele modelfit. Toch is hier een belangrijke kanttekening bij te plaatsen. De toets is namelijk erg streng bij grote steekproeven zoals deze. Volgens Kline (1998) is het daarom verstandiger om te kijken naar de relatieve chi-kwadraatwaarde. Deze is berekend door de chi-kwadraat te delen door het aantal vrijheidsgraden. Model 4 heeft een CMIN/DF-waarde van 2,39 en model 5 van 3,84. Relatieve chi-kwadraatwaarden onder of gelijk aan 3,00 wijzen op een goede modelfit en waarden onder of gelijk aan 5,00 op een aanvaardbare fit (Kline, 1998; Marsh & Hocevar, 1985). Dit betekent dus dat het gebruikte model voor de hypothesetoetsing acceptabel is op grond van de relatieve chi-kwadraatwaarde.

De tweede absolute modelfitstatistiek is de RMSEA (tabel 3). Deze index meet het verschil tussen de waargenomen covariantiematrix per vrijheidsgraad en de voorspelde

covariantiematrix. RMSEA-waarden onder de 0,05 wijzen op een uitstekende modelfit, waarden tussen de 0,05 en 0,08 op een acceptabele fit en waarden boven de 0,08 op een slechte modelfit. Bij modellen 1 en 2 ontbreken wederom de vrijheidsgraden. Er is dus geen RMSEA-score te berekenen voor deze modellen. Modellen 3, 4 en 5 hebben RMSEA-waarden van 0,00, 0,03 en 0,05 respectievelijk. Dit betekent dus dat deze modellen op grond van de RMSEA goed zijn. De laatste absolute modelfitstatistiek is de GFI (tabel 3). Deze maat geeft het deel van de variantie aan dat te verklaren is door de geschatte populatiecovariantie. De indexwaarden variëren tussen 0,00 en 1,00. Een score van 0,90 of hoger geeft aan dat het model een acceptabele fit heeft. Alle vijf modellen scoren een 1,00 op de Goodness of Fit Index. De modellen zijn dus geschikt voor de uitgevoerde analyses op grond van deze toets.

Tot slot is de relatieve modelfit bestudeerd (tabel 3). De eerste statistiek hiervan is de NFI. Deze toets vergelijkt de chi-kwadraatwaarde van het geschatte model met de chi-kwadraatwaarde van het lege model. In dit lege model zijn de variabelen niet met elkaar gecorreleerd waardoor het nulmodel een grote chi-kwadraatwaarde – dus een slechte modelfit – heeft. Net zoals de GFI is ook de NFI gemeten op een schaal van 0,00 tot 1,00 waarbij een hogere waarde duidt op een betere modelfit. Ook hier is de ondergrens om een model acceptabel te noemen 0,90. De eerste drie modellen scoren een 1,00, het vierde model een 0,99 en het vijfde model een 0,98 op de NFI-schaal. Op grond van de waarden hebben de modellen dus een goede fit.

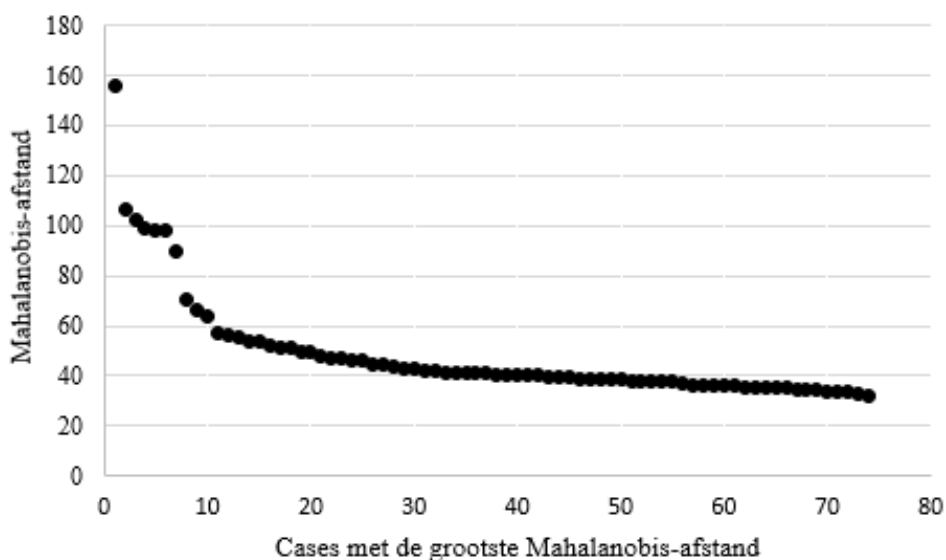
De tweede relatieve modelfitstatistiek is de TLI. In feite doet deze index hetzelfde als de NFI-toets, maar houdt deze rekening met het aantal vrijheidsgraden in een model (Shi et al., 2018). De NFI-waarde kan namelijk niet kleiner worden bij het toevoegen van meer parameters aan een model. Meer parameters resulteren dus in feite in een betere modelfit. Vanwege het niet-genormeerde karakter kunnen de indexwaarden lager dan 0,00 of hoger dan 1,00 uitvallen. Modellen met indexwaarden tussen 0,90 en 0,95 hebben een acceptabele fit. Hogere indexwaarden duiden op een goede modelfit. Voor modellen 1 en 2 waren geen TLI-scores te berekenen. Modellen 3, 4 en 5 hebben scores van 1,03, 0,94 en 0,83 respectievelijk. Dit wijst er dus op dat de modellen door de toevoegingen van extra parameters minder goed zijn geworden. Modellen 3 en 4 hebben in tegenstelling tot model 5 een geschikte modelfit.

De laatste relatieve modelfitstatistiek is de CFI. Net zoals de NFI vergelijkt deze statistiek de steekproefcovariantiematrix met een leeg model. De CFI corrigeert echter voor de problemen van de steekproefomvang die inherent zijn aan de GFI en de chi-kwadraatwaarde van de modelfit (Hu & Bentler, 1998). Het doel van deze toets is vooral om onder- en overschattingsproblemen van de NFI te voorkomen (Boomsma, 1996). CFI-waarden van 0,90

of hoger wijzen wederom op een goede modelfit. Uit de CFI-toets blijkt dat alle modellen een goede fit hebben. De waarden voor ieder model komen exact overeen met de NFI-waarden.

Hoewel niet alle toetsen erop wijzen dat de gebruikte modellen een goede of acceptabele fit hebben voor de uitgevoerde analyses, laten de meeste toetsen zien dat de modellen wel geschikt zijn. Om de modellen te verbeteren is er ook gekeken naar Amos' wijzigingsindex. Uit deze index bleek dat er weinig verbeteringen mogelijk waren. Dit komt doordat er in SPSS al schaalconstructies gemaakt waren. De meest effectieve veranderingen die Amos voorstelde waren niet mogelijk. Het programma stelde namelijk voor om exogene en endogene variabelen met elkaar te laten covariëren.

Tot slot is de dataset gecontroleerd op uitbijters aan de hand van de Mahalanobis-afstand. Deze toets is geschikt om multivariate uitbijters te achterhalen. Daarnaast is het binnen Amos de enige manier om respondenten met extreme waarden op te sporen. Er zijn in totaal 74 mogelijke uitbijters gedetecteerd in Amos. Voor het achterhalen van de serieuze probleemgevallen dienen de uitbijters onderling met elkaar vergeleken te worden (Byrne, 2010). In figuur 15 is te zien dat de onderlinge verschillen in Mahalanobis-afstand stabiliseren bij waarden onder de 60,00. Dit betekent dat de eerste tien cases, die een waarde hebben van boven de 60,00, aan te merken zijn als uitbijter. Na het verwijderen van deze tien cases bleek dat de modelfit minimaal verbeterde. Ook had het verwijderen van de tien cases nauwelijks effect op de coëfficiënten en de bijbehorende  $p$ -waarden. Er is daarom gekozen om de uitbijters niet uit de dataset te verwijderen.



Figuur 15: Mahalanobis-afstand