

Een longitudinale studie naar het afgenomen vertrouwen gedurende de coronapandemie

Erik Snel

Erasmus Universiteit Rotterdam

snel@essb.eur.nl

Godfried Engbersen

Erasmus Universiteit Rotterdam

engbersen@essb.eur.nl

Peter van der Heijden

Universiteit Utrecht, University of Southampton

p.g.m.vanderheijden@uu.nl

Hanne Oberman

Universiteit Utrecht

h.i.oberman@uu.nl

Abstract

A longitudinal study of decreased trust during the corona pandemic

This study provides a longitudinal analysis of the strong decline in trust in the government in the Netherlands during the corona pandemic in 2020/2021. At the start of the pandemic, 69 per cent of the Dutch population had (much) trust in the government. One and a half year later this was declined to only 29 per cent. Using multilevel regression we studied individual level differences in both the level of trust and the degree of decline during the corona pandemic. We found various differences in the level of trust, particularly a strong effect of education: higher and intermediate educated people have more trust than lower educated respondents. All time varying variables also correlated with trust: the more people have troubles with making ends meet, have health problems and the higher their discontent with corona policies, the lower their trust in the government. Perceived threat by COVID increases trust in the government. Surprisingly, we found no individual differences in the decline of trust. Irrespective

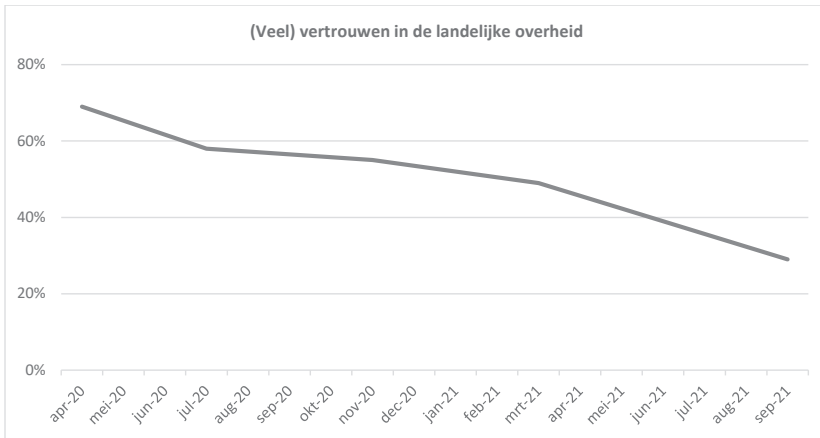
of their education, migration background or other characteristics, the decline in trust during the corona pandemic is more or less the same for all respondents. However, we found that the *average* development of trust is related with several time varying variables. There is a clear relation between the steep decline in trust and the growing discontent with corona policies. The decline in trust is also related to the perceived threat of the virus. Particularly in the later phase of the pandemic, both the perceived threat and the level of trust dropped. The average development of trust seemed not related to economic security and health problems during the pandemic. Although the perceived health remained rather constant during the pandemic and respondents experienced less problems with making ends meet, partly because the extensive economic support of the Dutch government, the level of trust in the government nevertheless fell.

Keywords: political trust, COVID-19 pandemic, discontent, social inequality, longitudinal analysis

1 Inleiding

Nederland staat bekend als een *high-trust society*, dat wil zeggen dat Nederlanders niet alleen relatief veel vertrouwen hebben in elkaar en de medemens in het algemeen, maar ook in de belangrijkste politieke en maatschappelijke instituties (regering, parlement, rechtspraak, politie, et cetera). Op Europese ranglijsten van sociaal en institutioneel vertrouwen volgt Nederland veelal na de Scandinavische landen (Denemarken, Finland, Noorwegen en Zweden) (Torcal, 2017; Van der Meer & Hakhverdian, 2017; Smeets, 2017). Des te opmerkelijker is het dat het vertrouwen in de regering en de landelijke overheid in Nederland gedurende de coronacrisis zo snel en zo sterk afnam.

Bij de start van de coronapandemie in april 2020 groeide het vertrouwen in de regering in Nederland, vooral vanwege breed gedeelde steun voor hoe de regering de coronacrisis aanpakte en ook omdat veel Nederlanders bang waren voor besmetting (Den Ridder e.a., 2020; Groeninger e.a., 2021; Schraff, 2020). Ook in andere landen was er bij de start van de pandemie nog uitgesproken veel vertrouwen in de wijze waarop regeringen en cruciale publieke gezondheidsinstellingen de crisis aanpakten (Bol, 2020; De Vries, 2020; Kritzinger e.a., 2021). Deze situatie van hoog vertrouwen wordt alom geïnterpreteerd als een *rally around the flag*-effect: in tijden van extern veroorzaakte dreigingen zoals oorlogen, terroristische aanvallen,



Figuur 1: Aandeel respondenten met (veel) vertrouwen in de landelijke overheid (april 2020-september 2021).

Noot. Gebaseerd op gegevens afkomstig uit: Engbersen et al., 2021.

natuurrampen en gezondheids crises hebben bevolkingen de neiging om zich achter hun leiders te scharen (Mueller, 1970; Baekgaard e.a., 2020; Johansson, Hopmann & Shehata, 2021; Den Ridder e.a., 2021). Al snel werd echter duidelijk dat het vertrouwen in de overheid na deze piek weer zou dalen, onder andere omdat (falend) overheids optreden als mede-veroorzaker van de crisis werd gezien en omdat, naast corona, ook andere thema's en zorgen (toeslagenaffaire, immigratie, gevolgen gaswinning in Groningen) weer om aandacht vroegen. Ook in andere Europese landen, waaronder Scandinavische landen, daalde het politiek vertrouwen naarmate de pandemie aanhield (Kritzinger e.a., 2021; Johansson, Hopmann & Shehata, 2021). Het vertrouwen in de (landelijke) overheid daalde in Nederland echter veel dieper dan in pré-coronatijden gangbaar was. Had in april 2020 nog 69 procent van de Nederlanders (veel) vertrouwen in de landelijke overheid, in september 2021 was dat aandeel gedaald tot 29 procent (figuur 1; vgl. Den Ridder e.a. 2021; Engbersen e.a., 2021).

Dit onderzoek beoogt door middel van een longitudinale analyse inzicht te bieden in de achtergronden van het zo snel en diep gedaalde vertrouwen in de Nederlandse overheid gedurende de coronapandemie. Met onze longitudinale data kunnen we de ontwikkeling van vertrouwen in de overheid op individueel niveau volgen. Sommige (groepen van) individuen hebben door de tijd heen een hoger of lager vertrouwen dan gemiddeld. Daarnaast kunnen zij verschillen in hun trend door de tijd. Bij sommige (groepen van) individuen daalt of stijgt het vertrouwen langzamer of sneller. We

onderzoeken of sommige groepen personen meer of minder vertrouwen hebben én of hun vertrouwen in de overheid sneller of langzamer daalt dan bij andere groepen. In onze analyse relateren we de hoogte en de trend van vertrouwen met in de tijd constante persoonskenmerken zoals sekse, leeftijd (bij eerste meting), migratieachtergrond en opleidingsniveau. Daarnaast onderzoeken we of de hoogte en trend van vertrouwen samenhangen met bepaalde, in de tijd variërende factoren. Bijvoorbeeld of het vertrouwen vooral laag is of sneller daalt bij mensen die gedurende de pandemie het virus sterker als bedreigend ervoeren of problemen met rondkomen hadden.

We verwachten hiermee scherper inzicht te krijgen in de achtergronden van de diepe daling van vertrouwen in de landelijke overheid gedurende de coronapandemie. Dit is wetenschappelijk relevant omdat er, bij ons weten, weinig longitudinale studies zijn die op individueel niveau inzicht bieden in de achtergronden van afnemend vertrouwen in de overheid. Inzicht hierin is ook maatschappelijk relevant omdat vertrouwen in de overheid nauw samenhangt met de geloofwaardigheid van de overheid en de – zeker in tijden van pandemieën – zo cruciale bereidheid van burgers om richtlijnen van de overheid te volgen en bijvoorbeeld vaccinaties te nemen (Han e.a., 2023; Oude Groeniger e.a., 2023).

Dit onderzoek gebruikt de data van vijf opeenvolgende survey's naar de maatschappelijke impact van COVID-19 die zijn afgenomen tussen april 2020 en september 2021. In totaal vroegen wij 50.473 respondenten naar de mate van hun vertrouwen in de landelijke overheid. De survey's werden naar een bestaand panel gestuurd. Krap de helft van de respondenten beantwoordde de survey twee keer of vaker. Tien procent van de respondenten nam alle vijf keer deel.

2 Theoretische verkenning: determinanten van vertrouwen in de overheid

Vertrouwen in de (landelijke) overheid, de centrale afhankelijke variabele in deze studie, is niet hetzelfde als politiek vertrouwen. Bij dit laatste gaat het om vertrouwen in politieke instituties (parlement, gemeenteraad) en politieke partijen. Bij het eerste ligt het accent op de uitvoerende macht. Eerder onderzoek toont aan dat vooral de uitvoerende machten profiteren van *rally*-effecten: zij zijn in crisistijd het meest zichtbaar, treden op en dragen verantwoordelijkheid. Zo profiteerde vooral de Nederlandse regering van de aanvankelijke stijging van vertrouwen in het begin van de coronapandemie: Nederlanders schatten de competenties van de regering en het

beleid hoog in, hadden minder het idee dat ‘politici alleen met zichzelf bezig zijn’ en vonden dat we ons ‘samen’ tegen corona teweer moesten stellen, onder leiding van een ‘intelligente’ regering (Den Ridder e.a., 2020: 56).

De vraag is hoe de daling van vertrouwen gedurende de coronapandemie verklaard kan worden. In onze analyse onderzoeken we in hoeverre de veranderingen in vertrouwen samenhangen met enerzijds bepaalde in de tijd variërende factoren en anderzijds factoren die constant blijven. De meest voor de hand liggende verklaring is dat de daling van vertrouwen samenhangt met de toegenomen onvrede met het gevoerde coronabeleid. Er is een lange traditie die politiek vertrouwen verklaart uit de mate van tevredenheid met de prestaties van overheden; dit staat bekend als de evaluatieve benadering van politiek vertrouwen (Easton, 1965; Hakhverdian & Mayne, 2012; Van der Meer & Hakhverdian, 2017). Waren Nederlanders aanvankelijk tevreden over het gevoerde coronabeleid (vgl. Groeninge e.a., 2021) al snel groeide kritiek op het als aarzelend of falend ervaren beleid (bijv. de sluiting van winkels en horeca, de avondklok of de trage vaccinatiecampagne). Eerder vonden we al dat mensen met meer onvrede over het Nederlandse coronabeleid minder institutioneel vertrouwen hadden (Snel e.a., 2022). Op basis hiervan verwachten we dat mensen met meer onvrede met het gevoerde coronabeleid niet alleen een lager vertrouwen hebben, maar ook sneller dalen in vertrouwen dan mensen met minder onvrede.

Een tweede in de tijd variërende factor is angst voor het virus. Op basis van het *rally around the flag*-mechanisme is te verwachten dat mensen die het virus sterker als bedreigend ervaren meer vertrouwen in de overheid hebben; angst is vaak de drijfveer om zich achter de leiders te scharen. Eerder longitudinaal onderzoek laat ook zien dat mensen die in het begin van de pandemie bang voor besmetting waren meer vertrouwen in de regering hadden en vertrouwen daarna minder snel verloren dan de niet-angstigen (Den Ridder e.a., 2020: 60; Kritzinger e.a., 2021: 1221). Zeker na de start van de vaccinatiecampagne in het voorjaar van 2021 ebde deze angst voor besmetting echter snel weg (Engbersen e.a., 2021). Op basis hiervan verwachten we dat mensen die het coronavirus sterker als bedreiging voor zichzelf en/of hun naasten ervaren niet alleen meer vertrouwen in de overheid hebben, maar dat de daling van vertrouwen bij hen ook relatief minder is dan bij niet-angstigen.

Een derde in de tijd variërende factor zijn ervaren problemen met rondkomen. Het is een bekend gegeven dat vertrouwen in overheden stijgt bij economische voorspoed en daalt bij economische neergang. Volgens Wroe (2016) zijn echter niet zozeer algemene opinies over de economische situatie bepalend voor vertrouwen in de overheid, maar de mate waarin mensen

zichzelf economisch kwetsbaar achten. Toenemende bestaansonzekerheid leidt tot verminderd politiek vertrouwen omdat mensen vinden dat de verzorgingsstaat hen minder goed beschermt tegen economische risico's dan voorheen. Dit zou betekenen dat het dalende vertrouwen in de overheid gedurende de pandemie samenhangt met de groeiende problemen met rondkomen. Anderzijds vonden Kritzinger e.a. (2021) dat ervaren economische dreiging tijdens de coronapandemie weinig effect had op het vertrouwen van mensen. Desondanks verwachten we dat mensen die problemen met rondkomen hebben niet alleen een lager vertrouwen hebben, maar ook sneller dalen in vertrouwen.

Een vierde in de tijd variërende factor is de (ervaren) gezondheid van mensen. Eerder onderzoek laat zien dat mensen met een goede (ervaren) gezondheid veelal meer politiek vertrouwen hebben. De verklaring kan zijn dat mensen in goede gezondheid veelal meer tevreden zijn over door de overheid verzorgde gezondheidszorg. Ook hebben ze wellicht minder te maken met gezondheidszorg en daardoor ook minder hoge verwachtingen. Juist teleurstellende ervaringen met verkregen zorg kunnen tot minder vertrouwen in de overheid leiden (Mattila & Rapeli, 2018; Matilla, 2020). We denken dat juist in een gezondheids crisis zoals de coronapandemie de (ervaren) gezondheid van mensen hun vertrouwen in de overheid sterk beïnvloedt. We verwachten dat mensen met een minder goede ervaren gezondheid een lager vertrouwen hebben, en ook sneller dalen.

Naast deze vier in de tijd variërende verklarende factoren onderzoeken we in deze studie diverse in de tijd constante factoren. Een eerste constante factor is het opleidingsniveau van mensen. Veel eerder onderzoek laat zien dat opleidingsniveau (althans in Westerse landen met weinig corruptie) een goede voorspeller is van politiek vertrouwen. Mensen met een hogere opleiding, en daarmee samenhangend een hogere sociaaleconomische status (SES), hebben veelal meer politiek vertrouwen dan personen met een lagere opleiding en SES (Alesina en La Ferrara, 2000; Newton en Zmerli, 2011; Schmeets, 2017; Uslaner, 2008). Hiervoor worden diverse verklaringen gegeven. In het algemeen hebben mensen met een hogere opleiding en dito SES veelal weinig te klagen over het overheidsbeleid (Putnam, 2000). Daarbij werden mensen met praktische beroepen tijdens de pandemie sterker geraakt door de coronamaatregelen dan mensen met professionele beroepen: ze hadden minder mogelijkheden tot thuiswerken en liepen daardoor meer risico op besmetting. Een andere mogelijke verklaring is dat hoger opgeleiden meer interesse hebben in politiek en beter geïnformeerd zijn dan lager opgeleiden en daardoor meer begrip

hebben voor de complexiteit waarin beleid tot stand komt en daarmee ook voor tekortschietend beleid (Hakhverdian & Mayne, 2012; Van der Meer & Hakhverdian, 2017). We verwachten dan ook dat lager opgeleiden niet alleen minder vertrouwen hebben dan hoger opgeleiden, maar ook dat dit vertrouwen bij hen sneller daalt gedurende de pandemie. Tenslotte gaan we in de analyse na of het geslacht, de leeftijd of migratieachtergrond van mensen samenhangt met zowel de hoogte van het vertrouwen als de mate van daling ervan.

3 Methode

3.1 Data en steekproef

De in deze studie gebruikte data zijn afkomstig uit een grootschalig panelonderzoek naar de maatschappelijke impact van COVID-19.¹ De dataverzameling is uitgevoerd door het onderzoeksbureau Kieskompas. De survey is in totaal op vijf meetmomenten afgenomen onder leden van het Kieskompaspanel: in april, juli en november 2020 en in april en september 2021. Drie aan het onderzoek deelnemende steden (Amsterdam, Den Haag en Rotterdam) hebben gedurende het onderzoek aanvullende activiteiten uitgevoerd om ondervertegenwoordigde groepen te bereiken: ze plaatsten advertenties op facebook en nodigden specifieke groepen met een zwakkere sociale status uit om deel te nemen. Aan het eind van de veldwerkperiode (per meting) kon de enquête ook worden ingevuld via een anonieme deelname-link. Omdat desondanks sommige groepen nog steeds onder-gerepresenteerd waren, maken we in de analyse gebruik van gewogen data (zie tabel 1).²

Tabel 1: Descriptieve gegevens (in percentages) per wave (ongewogen data).

	Wave 1 April 2020	Wave 2 Juli 2020	Wave 3 Nov 2020	Wave 4 April 2021	Wave 5 Sept 2021
N	6601	20540	22691	24227	22288
Geslacht					
Vrouw	59,5	58,7	59,0	61,3	61,5
Man	41,5	41,3	41,0	38,7	39,5
Leeftijdscategorie					
18-34	15,2	12,8	15,7	13,2	11,2
35-49	22,3	19,0	19,3	18,1	18,3
50-64	33,9	35,3	34,1	34,7	35,4
65+	28,6	32,9	30,9	34,0	35,3

	Wave 1 April 2020	Wave 2 Juli 2020	Wave 3 Nov 2020	Wave 4 April 2021	Wave 5 Sept 2021
Migratieachtergrond					
Zonder migratieachtergrond	88,2	86,4	86,9	86,7	86,6
Westerse migratieachtergrond	9,5	10,1	10,0	9,9	9,9
Niet-westerse migratieachtergrond	2,3	3,5	3,0	3,4	3,5
Onderwijsniveau					
Hoog	46,2	58,1	58,7	58,1	57,0
Middel	42,7	31,5	31,5	31,5	32,0
Laag	11,1	10,4	10,5	10,5	11,0

In totaal namen 50.473 unieke respondenten in de periode april 2020 – september 2021 deel aan het onderzoek.³ Krap de helft van hen (44%) nam minstens twee keer deel aan het onderzoek: 18% van alle respondenten nam twee keer deel, 9% drie keer, 13% vier keer en 4% heeft alle vijf keer deelgenomen.⁴ De waarnemingen van alle ontbrekende observaties worden geïmputeerd, inclusief de waarnemingen op tijdstippen die voor personen volledig ontbreken.

Multipale imputatie is een methode voor het verwerken van incomplete gegevens waarbij de ontbrekende gegevens meermaals worden ingevuld ('geïmputeerd'; Rubin, 1976). Binnen de context van multilevel analyse is multiple imputatie van longitudinale data herhaaldelijk gevalideerd en aangeraden (bijvoorbeeld Van Buuren, 2018; Vink, Lazendic & Van Buuren, 2015; Drechsler, 2015). De ontbrekende data wordt ingevuld op basis van modellen die meermaals worden geschat in het deel van de data dat wél geobserveerd is. Hierbij geldt de *missing at random* assumptie. Die assumptie betekent dat het ontbreken van data systematisch gerelateerd is aan de wel geobserveerde data, maar niet aan de niet-geobserveerde data. Indien voor een individu een bepaald tijdstip ontbreekt, dan wordt bij het imputeren gebruik gemaakt van zowel de data op de tijdstippen die wel voor dit individu aanwezig zijn als de data van de andere personen. Elk van de geïmputeerde datasets kan vervolgens op reguliere wijze worden geanalyseerd, waarna de resultaten van de analyses samengevoegd dienen te worden door middel van *pooling* (Rubin, 1987). In dit onderzoek is de imputatiesoftware *mice* gebruikt voor het imputeren en poolen van de data, waarbij voor iedere incomplete variabele een passend imputatiemodel wordt gespecificeerd (van Buuren en Groothuis-Oudshoorn, 2011).⁵

3.2 Operationalisering van de variabelen

3.2.1 *Tijd*

De variabele *tijd* heeft betrekking op de momenten waarop de survey is afgenomen onder de respondenten: april, juli en november 2020 en maart/april⁶ en september 2021. Het eerste tijdpoint (april 2020) krijgt hierbij de waarde 0, en de latere tijdpunten zijn weergegeven in aantal maanden na april 2020, d.w.z. 3, 7, 12 (hier is april 2021 aangehouden) en 17.

3.2.2 *Niet in de tijd variërende variabelen*⁷

Geslacht, onderwijsniveau (hoog, midden, laag), leeftijd (in jaren), huishoudsituatie (alleenstaand zonder kind, alleenstaand met 1+ kind, samenwonend met 1+ kind, samenwonend zonder kind, anders) en migratieachtergrond (zonder migratieachtergrond, westerse migratieachtergrond, niet-westerse migratieachtergrond) zijn in de analyses meegenomen als niet in de tijd variërende voorspellers van veranderingen in vertrouwen. Voor deze variabelen zijn de observaties van de eerste meting gebruikt, aangenomen is dat er bij deze variabelen in de loop van het onderzoek bij respondenten geen veranderingen plaatsvonden.⁸

3.2.3 *In de tijd variërende variabelen*

Vertrouwen in de landelijke overheid. Respondenten konden aangeven of ze (heel) weinig of (heel) veel (1-5) vertrouwen hebben in de landelijke overheid. Deze score is genomen als maat voor vertrouwen, waarbij een hogere waarde meer vertrouwen representeert.

Onvrede met coronabeleid. De respondenten zijn gevraagd naar hun mening over het door de Nederlandse overheid gevoerde coronabeleid. Ze konden aangeven of ze het (helemaal) oneens tot (helemaal) eens (1-5) zijn met de volgende stellingen: “De Nederlandse overheid en media overdrijven het gevaar van het coronavirus”, “De huidige coronamaatregelen veroorzaken meer schade dan ze voorkomen” en “De regering houdt onvoldoende rekening met de economische en sociale gevolgen van de coronamaatregelen”. Voor elke respondent is de gemiddelde score over de items berekend, waarbij een hogere waarde meer onvrede representeert.

Problemen met rondkomen De respondenten is gevraagd of ze (heel) makkelijk (1, 2) tot heel moeilijk (5) of niet (6) kunnen rondkomen. Een hogere waarde representeert dus meer problemen met rondkomen.

Ervaren dreiging. De respondenten is gevraagd in hoeverre zij het coronavirus (COVID-19) als bedreigend ervaren voor (a) zichzelf, (b) familieleden en (c) vrienden. Hierbij konden ze per item aangeven of zij het virus (helemaal)

niet bedreigend tot heel bedreigend vinden (1-5). Voor elke respondent is de gemiddelde score over de items berekend, waarbij een hogere waarde meer ervaren dreiging representeert.

Gezondheidsproblemen. De respondenten is gevraagd hoe zij over het algemeen hun gezondheid ervaren, variërend van zeer goed tot zeer slecht (1-5). Een hogere waarde representeert meer gezondheidsproblemen.

Tevens geldt dat, in het gebruikte multilevel model, alle tijd-variërende variabelen zijn gecentreerd per tijdstip. Dit wordt nader toegelicht in de volgende paragraaf over de statistische analyse.

3.3 Statistische analyse

Dit onderzoek maakt gebruik van multilevel analyse (Hox, Moerbeek en van der Schoot, 2018). Multilevel analyse is zeer geschikt om in longitudinale data de trend door de tijd te onderzoeken. Multilevel analyse werkt met een statistisch model dat is ontworpen voor geneste gegevens. In de huidige longitudinale studie zijn de vijf metingen genest binnen elke respondent. De afhankelijke variabele is *vertrouwen*, en in de door de imputaties gecompleteerde matrix is iedere respondent gerepresenteerd door vijf rijen met gegevens. Bij het specificeren van een multilevel model nemen we impliciet aan dat alle individuele veranderingstrajecten in de populatie een gemeenschappelijke algebraïsche vorm hebben. In dit onderzoek blijkt een lineair traject door de tijd goed te passen. Het multilevel model staat toe dat individuen op de afhankelijke variabele *vertrouwen* een verschillend persoonsgemiddelde hebben, dat niet noodzakelijk bepaald wordt door de verklarende variabelen. Daarnaast staat het multilevel model toe dat, hoewel ieder individu een lineair traject door de tijd volgt, de mate van daling (in *vertrouwen*) van de individuen mag verschillen.

Multilevel analyse maakt gebruik van een regressiemodel. Net als bij stapsgewijze lineaire regressieanalyses worden bij een multilevel analyse steeds complexere modellen op de data gepast om de onverklaarde variantie in de afhankelijke variabele te verminderen. De volgende modellen zijn stapsgewijs onderzocht:

1. In de eerste stap is de afhankelijke variabele *vertrouwen* voorspeld uit de variabele *tijd*. In de resultatensectie zal blijken dat een lineaire trend voor tijd goed op onze data past. Voor de variabele *tijd* wordt een enkele regressiecoëfficiënt geschat die de gemiddelde daling/stijging in de variabele *vertrouwen* per maand representeert. In multilevel analyse van longitudinale data wordt geadviseerd om de variabele *tijd* op het eerste tijdstip waarde 0 te geven (Hox e.a., 2018). De reden is dat dan het intercept van het regressiemodel makkelijk interpreteerbaar is. Dit

intercept is dan namelijk het geschatte gemiddelde op tijdstip 0, dus het geschatte gemiddelde *vertrouwen* op de eerste meting (uitgaande van de lineaire trend). Ten opzichte van een traditioneel lineair regressiemodel staat het multilevel model de uitbreiding toe dat het intercept *random* is, dat wil zeggen dat de intercepten van de individuen mogen variëren rondom dit gemiddelde op tijdstip 0. Hiertoe wordt voor deze verschillen in de intercepten een variantie geschat, waarbij impliciet wordt aangenomen dat deze variatie van de intercepten van de individuen normaal verdeeld is. In deze eerste stap heeft elk individu in dit model dezelfde daling/stijging in *vertrouwen* per maand – die wordt gerepresenteerd door de geschatte regressiecoëfficiënt voor *tijd*, maar het beginpunt is in principe voor ieder individu verschillend. Geometrisch is er sprake van parallelle, dalende/stijgende lijnen, met voor ieder individu een aparte lijn. We merken tenslotte op dat bij het analyseren van longitudinale data wordt geadviseerd om de stap met een “leeg” model, dat wil zeggen een model *zonder* de variabele *tijd*, over te slaan. De reden is dat in dit lege model de variantie van het intercept onzuiver is, omdat er een aanname wordt geschonden (Hox e.a., 2018, p.79-80)⁹

2. In de tweede stap zijn de in de tijd niet-variërende variabelen zoals geslacht en migratieachtergrond in het model opgenomen. Hierbij onderzoeken we of er in de intercepten van de individuen systematische verschillen aanwezig zijn: beginnen sommige groepen respondenten (bijvoorbeeld de vrouwen) op het eerste tijdstip lager of hoger in *vertrouwen* in vergelijking met andere groepen (bijvoorbeeld de mannen)? Dit model heeft als doel om de variantie van de intercepten van de individuen op het eerste tijdstip te verklaren door niet-variërende kenmerken van deze individuen. Geometrisch is er nog steeds sprake van parallelle, dalende/stijgende lijnen.
3. In de derde stap zijn variabelen toegevoegd die wel variëren in de tijd zoals ervaren bedreiging door het virus of onvrede met het gevoerde beleid. In deze stap kijken we welke in de tijd variërende variabelen significant gerelateerd zijn aan het hebben van vertrouwen. We nemen hierbij een ongebruikelijke stap. Zowel de afhankelijke variabele *vertrouwen* als de verklarende in de tijd variërende variabelen bevatten twee soorten informatie: het gemiddelde van de individuen per tijdstip (bijvoorbeeld het over de individuen berekende gemiddelde vertrouwen op tijdstip 0, 1, ..., 4) en de afwijkingen van de individuen van dit gemiddelde per tijdstip. Dit zijn twee soorten informatie die wij in de analyse willen splitsen. Enerzijds willen we onderzoeken of de verandering in de vijf gemiddelden van *vertrouwen* samengaat met een verandering in de

vijf gemiddelden van elk in de tijd variërende verklarende variabelen. Anderzijds onderzoeken we of personen die op de vijf tijdstippen hoger dan het gemiddelde liggen op de variabele *vertrouwen* ook hoger liggen op de vijf tijdstippen van elk van de in de tijd variërende verklarende variabelen.

Een standaardanalyse van de in de tijd variërende variabelen, waarbij zo'n variabele in zijn ruwe vorm in het regressiemodel wordt opgenomen, staat het maken van dit onderscheid niet toe. Indien we namelijk de waarden van een in de tijd variërende variabele X schrijven als X_{it} , voor individu i op tijdstip t , dan is deze variabele te splitsen in een gemiddelde per tijdstip X_t en een afwijking van dit gemiddelde per tijdstip, die we schrijven als X_{it}^* , dus $X_{it} = X_t + X_{it}^*$. Indien we de waarden X_{it} in zijn ruwe vorm in het regressiemodel opnemen, dan wordt één enkele regressiecoëfficiënt geschat die een mengsel is van, in de eerste plaats, de samenhang in het verloop van de gemiddelden in de tijd van *vertrouwen* en die van de variabele X_t , en, in de tweede plaats, de samenhang van de afwijkingen van dit gemiddelde op de vijf tijdstippen van de variabelen *vertrouwen* en die van X_{it}^* . Dit zou leiden tot een moeilijk te interpreteren regressiecoëfficiënt, die in dit onderzoek, waarbij de gemiddelden van de afhankelijke variabele *vertrouwen* aanzienlijk dalen, wordt gedomineerd door de relatie van de gemiddelden van *vertrouwen* en X_t . Om deze reden wordt er een splitsing gemaakt tussen in de tijd variërende *gemiddelden* van de verklarende variabelen en *de afwijkingen van dit gemiddelde*. Dit staat bekend als *detrending* van de verklarende variabelen. Voor een overzichtartikel waarin *detrending* wordt besproken, zie Wang en Maxwell (2015).

Allereerst wordt in de resultatensectie het verloop van de gemiddelden van de verklarende variabelen in figuren zoals figuur 1. vergeleken met het verloop van de gemiddelden van de variabele *vertrouwen*. Vergelijking van deze figuren laat zien in hoeverre de verandering in de tijd van *vertrouwen* samen gaat met de verandering in de tijd van andere in de tijd variërende verklarende variabelen. In het tweede deel van de analyse, het multilevel model, worden voor de in de tijd variërende variabelen de waarden X_{it}^* gebruikt. De regressiecoëfficiënten tonen dus de samenhang tussen de *afwijking* van de tijdgemiddelden van *vertrouwen* en de *afwijkingen* van de tijdgemiddelden van de in de tijd variërende variabelen.

4. In het multilevel model is in stappen 1 tot en met 3 de geschatte regressiecoëfficiënt voor tijd voor ieder individu identiek, en is er

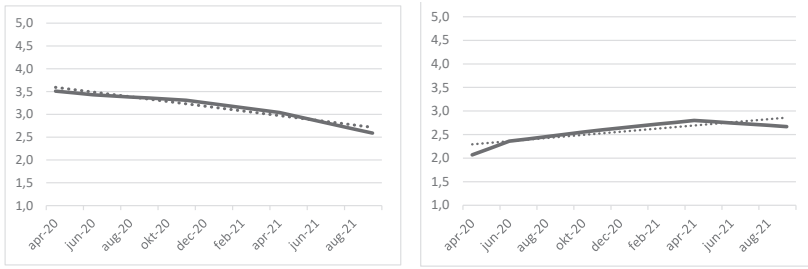
- daardoor sprake van parallelle stijgende/dalende regressielijnen. In de vierde stap onderzoeken we of er variatie in deze regressiecoëfficiënt is voor de verschillende individuen, dus, of de aanname van paralleliteit dient te worden losgelaten. Is de daling of stijging in *vertrouwen* voor alle individuen identiek of verschillen individuen in hun mate van daling? Deze vierde stap sluit aan bij de in de inleiding geformuleerde hypothesen over de samenhang tussen de daling/stijging in vertrouwen en bepaalde persoonskenmerken zoals opleiding.
5. Alleen als in stap 4 wordt geconstateerd dat individuen verschillen in hun mate van daling/stijging van vertrouwen, dan onderzoeken we in de vijfde stap of deze verschillen samenhangen met in de tijd niet variërende variabelen, bijvoorbeeld, daalt het vertrouwen bij vrouwen of bij hoger opgeleiden sneller dan bij mannen of lager opgeleiden.

Er is gebruik gemaakt van de pakketten die onderdeel zijn van de statistische software-omgeving R, versie 4.2.1 (R Core Team, 2019). Voorafgaand aan de analyse zijn alle ontbrekende gegevens geïmputeerd met behulp van het *mice*-package (Van Buuren en Groothuis-Oudshoorn, 2011) en *miceadds*-package (Robitzsch, Grund en Henke, 2021). De multilevel analyse is uitgevoerd met behulp van het *LME4*-package (Bates, Mächler, Bolker & Walker, 2015).¹⁰

4 Resultaten

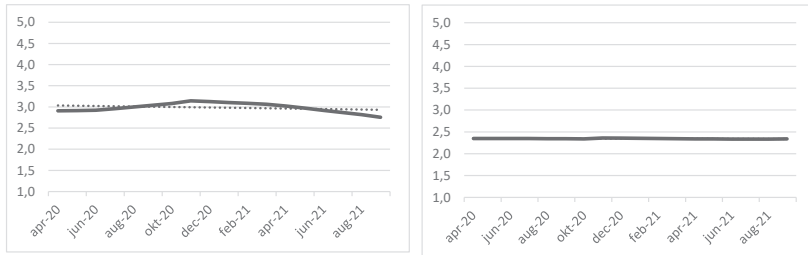
Figuur 2 toont de ontwikkeling van de in de tijd variërende variabelen. Figuur 2a laat zien dat het *vertrouwen in de landelijke overheid*, de centrale afhankelijke variabele in dit onderzoek, sterk daalde. Bij de start van de pandemie, in april 2020, hadden Nederlanders nog uitgesproken veel vertrouwen in de landelijke overheid. In zeventien maanden tijd, tussen april 2020 en september 2021, daalde het vertrouwen van gemiddeld 3,5 naar 2,6 (een daling van bijna 1 punt op een schaal van 1 tot 5). Uit figuur 2a blijkt ook dat de afwijking van lineariteit verwaarloosbaar is.¹¹ Daarom gaan we in het later te bespreken regressiemodel uit van een lineaire afname.

Figuur 2b laat zien dat in dezelfde periode de *onvrede met het gevoerde coronabeleid* toenam, al nam de onvrede in de laatste periode iets af. Over



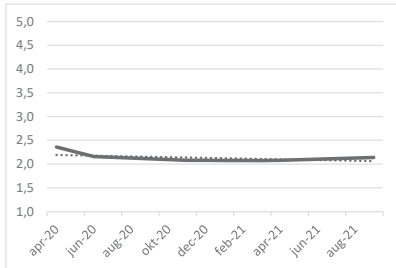
2a. Ontwikkeling vertrouwen in de overheid

2b. Ontwikkeling onvrede met beleid



2c. Ontwikkeling ervaren dreiging

2d. Ontwikkeling problemen met rondkomen



2e. Ontwikkeling gezondheidsproblemen

Figuur 2: Ontwikkeling van diverse in de tijd variërende variabelen (gewogen data).

de hele periode gezien groeide de onvrede over het beleid in de onderzochte periode van gemiddeld 2,1 tot 2,7 (op een schaal van 1 tot 5). In april 2021 lag de mate van onvrede zelfs nog iets hoger (2,8). De groei van de gemiddelde onvrede gaat dus samen met de daling van het gemiddelde vertrouwen. Dit is conform onze verwachting. Figuur 2c toont de mate waarin Nederlanders het coronavirus als dreiging voor zichzelf en hun naasten ervaren. Over de hele periode toont deze figuur een licht stijgende trend, maar er waren fluctuaties. In het begin van de pandemie (tussen juni en november 2020) nam de *ervaren dreiging* door corona toe, om daarna weer te dalen. Over

het geheel genomen is er dus geen sterk verband tussen de licht toegenomen ervaren dreiging en het sterk gedaalde vertrouwen. Figuur 2d toont de door respondenten ervaren *problemen met rondkomen* door corona. Het aandeel respondenten dat problemen met rondkomen rapporteerde, bleef gedurende de hele onderzochte periode zeer constant. De daling van vertrouwen hangt dus niet samen met dat meer mensen problemen met rondkomen ervaren. Figuur 2e toont tenslotte de *ervaren gezondheidsproblemen* van Nederlanders gedurende de pandemie. Opvallend genoeg bleef ook de ervaren gezondheid gedurende de pandemie vrij constant. Alleen na de uitbraak van het virus (in april 2020) lag het aandeel respondenten met een mindere gezondheid iets hoger, maar daarna bleef het zeer constant. Er is dus geen relatie met de sterke daling van het gemiddelde vertrouwen.

De eerste uitkomst is conform onze verwachtingen. We verwachtten immers een negatief verband tussen onvrede en vertrouwen (hoe meer onvrede, hoe minder vertrouwen). Dit verband blijkt duidelijk. De tweede uitkomst is ook enigszins in lijn met onze verwachtingen. Conform het *rally around the flag*-mechanisme verwachtten we dat toenemende dreiging samengaat met groeiend vertrouwen en vice versa. Men name in de tweede helft van de pandemie nam de ervaren dreiging iets af en daalde het vertrouwen sterk. De laatste twee uitkomsten zijn niet conform onze verwachtingen. We hadden verwacht dat problemen met rondkomen en gezondheidsproblemen negatief samenhangen met vertrouwen in de overheid. We vonden echter dat de problemen met zowel rondkomen als de gezondheid over de hele periode bezien vrij constant waren, terwijl het vertrouwen in de overheid sterk daalde. De verwachte verbanden zijn dus afwezig. In de afsluitende discussie komen we hierop terug.

Tot dusver bespraken we de gemiddelde uitkomsten van de diverse relevante factoren. Nu bekijken we de samenhang tussen vertrouwen in de landelijke overheid met zowel in de tijd constante als in de tijd variërende variabelen op individueel niveau. Hierbij kunnen dus verschillen optreden tussen bepaalde groepen respondenten (ouderen versus jongeren, hoog versus minder hoog opgeleiden) of tussen respondenten die verschillend scores op diverse in de tijd variërende variabelen (bijvoorbeeld tussen respondenten met veel en weinig onvrede over het beleid). Zoals eerder uitgelegd, hebben we een multilevel analyse uitgevoerd. De resultaten daarvan staan in tabel 2. Model 1 heeft een intercept van 3,777, dit is het geschatte gemiddelde bij de eerste meting (tijd = 0), en de coëfficiënt van tijd van -0,053. Dit laatste geeft aan dat het vertrouwen gemiddeld genomen iedere maand met 0,053 daalt. De variantie van het random intercept is 0,879, dus de standaarddeviatie

is 0,937, en dit geeft aan dat 68 procent van personen een startpunt heeft tussen 3,777 +/- 0,937, dus tussen 2,84 en 4,71. De verwachte gemiddelde correlatie tussen metingen van personen, de zgn. intraklassecorrelatie (ICC) is met 0,675 hoog, dat wil zeggen dat de afwijkingen van de regressielijn per persoon sterk samenhangen (dus als bijvoorbeeld een persoon op tijdstip 0 boven de regressielijn ligt, dan blijft dat meestal zo).¹²

Tabel 2: Resultaten multilevel analyse, gewogen schattingen.

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coëf.	SE	Coëf.	SE	Coëf.	SE
Intercept	3,766***	0,040	3,850***	0,274	4,699***	0,228
Tijd (in maanden)	-0,053***	0,003	-0,053***	0,003	-0,045***	0,002
<i>In de tijd constante verklarende variabelen</i>						
Leeftijd (in jaren)			-0,001	0,004	-0,003	0,004
Sekse						
Man (ref.)						
Vrouw			-0,020	0,012	-0,032***	0,009
Migratieachtergrond						
Geen migratieachtergrond (ref.)						
Westers met migratieachtergrond			-0,051***	0,017	-0,046***	0,013
Niet-westers met migratieachtergrond			-0,132***	0,027	-0,111***	0,021
Opleidingsniveau						
Hoog (ref.)						
Middel			-0,363***	0,015	-0,254***	0,013
Laag			-0,568***	0,025	-0,379***	0,021
Huishoudsituatie						
Alleenstaand zonder thuiswonende kinderen (ref.)						
Alleenstaand met thuiswonende kinderen			-0,153***	0,024	-0,111***	0,021
Samenwonend met partner en thuiswonende kinderen			0,116***	0,015	0,082***	0,013
Samenwonend met partner zonder thuiswonende kinderen			0,136***	0,015	0,082***	0,014
Andere huishoudsituatie			0,017	0,029	-0,007	0,023

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coëf.	SE	Coëf.	SE	Coëf.	SE
<i>In de tijd variërende verklarende variabelen</i>						
Gezondheidsproblemen					-0,071***	0,005
Problemen met rondkomen					-0,055***	0,003
Dreiging ervaren					0,053***	0,006
Onvrede met beleid					-0,274***	0,015
<i>Variantiecomponenten</i>						
Residuele variantie	0,370		0,370		0,398	
Interceptvariantie	0,790		0,745		0,641	
ICC	0,681		0,668		0,617	
AIC	786.614		782.334		594.689	

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

In Model 2 worden de in de tijd constante variabelen toegevoegd. De daling per maand is met $-0,053$ onveranderd ten opzichte van het model 1. Merk op dat, in vergelijking met figuur 2a, er nu allerlei parallelle lijnen in de daling van vertrouwen zijn te tekenen. Met andere woorden, de verschillende categorieën van de in de tijd constante factoren beginnen op het eerste tijdstip op een verschillend niveau, waarbij de startpunten op het eerste tijdstip variëren met de categorieën van de in de tijd constante variabelen. Omgerekend heeft een 30-jarige alleenstaande man met Nederlandse achtergrond, een hogere opleiding en zonder thuiswonende kinderen op de eerste meting een vertrouwen van 3,840 (op een schaal van 1 tot 5).¹³ Vrouwen hebben een iets lager *vertrouwen*, maar vooral *Opleidingsniveau* heeft sterke effecten: personen met een hoge opleiding hebben gemiddeld het hoogste vertrouwen, personen met een middelbare opleiding hebben een gemiddeld vertrouwen dat 0,364 lager ligt, en personen met een lagere opleiding hebben een gemiddeld vertrouwen dat 0,566 lager ligt. Ook *Migratieachtergrond* en *Huishoudsituatie* maken verschil, al is dit verschil geringer. Personen met niet-westerse migratieachtergrond hebben een lager vertrouwen ($-0,132$) dan degenen zonder migratieachtergrond (referentiecategorie). Hetzelfde geldt voor alleenstaanden met kinderen ($-0,133$) vergeleken met alleenstaanden zonder kinderen (de referentiecategorie). Paren met ($0,113$) en zonder thuiswonende kinderen ($0,131$) hebben meer vertrouwen dan alleenstaanden zonder kinderen. Deze uitkomsten zijn conform onze verwachting dat personen met een lagere opleiding c.q. niet-Westerse migratieachtergrond minder vertrouwen in de overheid hebben dan personen met een hogere opleiding c.q. Nederlandse achtergrond. Opvallender is echter op dat slechts een

gering deel van de intercept-variantie (d.w.z. de verschillen van de personen in aanvangsniveau) wordt verklaard in model 2: de intercept-variantie daalt van 0,879 naar 0,836, dus deze variabelen verklaren slechts $100 \cdot (0,879 - 0,836)/0,879 = 6,9$ procent van de intercept-variantie van model 1.

In Model 3 worden de in de tijd variërende variabelen toegevoegd. Al deze factoren hangen sterk samen met *Vertrouwen*. Het effect van *Gezondheidsproblemen*, *Problemen met rondkomen* en *Onvrede met beleid* is negatief. Dus: hoe meer gezondheidsproblemen, problemen met rondkomen en onvrede met beleid (ten opzichte van de gemiddelden op deze variabelen)¹⁴, hoe lager het vertrouwen. Deze uitkomsten zijn conform onze verwachtingen. Het effect van ervaren dreiging is positief: hoe minder mensen het virus als bedreiging voor zichzelf en hun naasten zien, hoe lager ook het vertrouwen. Ook deze uitkomst is conform onze verwachtingen. Bovendien blijkt dat de effecten van opleidingsniveau en huishoudsituatie vergeleken met Model 2 wat lager worden, dus de verschillen tussen de categorieën van deze variabelen worden deels verklaard door verschillen op de in de tijd variërende variabelen. Het effect van migratieachtergrond wordt ook iets, maar niet substantieel kleiner. Het effect van sekse wordt iets groter.

In model 4 wordt onderzocht of de mate van daling verschilt voor verschillende personen, bijvoorbeeld tussen hoger en lager opgeleiden of tussen mensen met meer of minder onvrede met het gevoerde overheidsbeleid. Dit blijkt echter opmerkelijker wijs niet het geval.¹⁵ Ongeacht hun sekse, opleiding en migratieachtergrond is de mate van daling in vertrouwen op individueel niveau bij alle respondenten min of meer gelijk. Anders gezegd: hoewel verschillende groepen respondenten op een verschillend niveau van vertrouwen beginnen, is de mate van daling gedurende de coronapandemie bij iedereen min of meer gelijk. Dat er op individueel niveau geen verschillen in de daling van vertrouwen konden worden vastgesteld is niet conform onze verwachtingen. We hadden verwacht dat bepaalde categorieën niet alleen lager beginnen in vertrouwen, maar ook sneller dalen. Dit blijkt echter niet het geval.

5 Samenvatting en discussie

Hoewel Nederland bekend staat als een *high trust society* nam het vertrouwen dat Nederlanders hebben in de landelijke overheid gedurende de coronapandemie in 2020/2021 dramatisch af: het aandeel Nederlanders met (veel) vertrouwen in de landelijke overheid daalde van 69 procent in april 2020 tot slechts 29 procent in september 2021 (om nadien niet meer te stijgen;

vgl. Den Ridder e.a., 2023a; Snel e.a., 2023). In deze studie onderzochten we met multilevel regressieanalyse of er op individueel niveau verschillen zijn in zowel de hoogte van vertrouwen als de mate van daling van vertrouwen gedurende de pandemie (tussen april 2020 en september 2021).

We vonden wel verschillen in de hoogte van vertrouwen: sommige groepen beginnen hoger of lager in vertrouwen dan andere groepen en blijven dat gedurende de hele onderzochte periode. Er is vooral een sterk opleidingseffect: hoger opgeleiden hebben aanzienlijk meer vertrouwen in de overheid dan middelbaar opgeleiden en vooral dan lager opgeleiden. We vonden minder sterke effecten van migratieachtergrond en huishoudsituatie. Personen met een niet-westerse migratieachtergrond en alleenstaanden c.q. alleenstaande ouders hebben minder vertrouwen dan respectievelijk personen zonder migratieachtergrond en samenwonenden (al dan niet met kinderen). Daarnaast vonden we een samenhang tussen de mate van vertrouwen in de overheid met alle in de tijd variërende variabelen. Personen met problemen met rondkomen, met gezondheidsproblemen en met sterkere onvrede met beleid, hebben minder vertrouwen in de overheid. Daarnaast bleek er een positief verband tussen vertrouwen en ervaren dreiging door het virus. In het begin van de pandemie, werd het virus als zeer bedreigend ervaren en was er veel vertrouwen in de overheid. Toen de ervaren dreiging afnam, daalde ook het vertrouwen in de overheid. Al deze uitkomsten zijn conform onze verwachtingen.

Het meest opmerkelijk van onze bevindingen is echter, dat we in onze analyse geen individuele verschillen in de mate van daling in vertrouwen vonden. Ongeacht hun opleiding, migratieachtergrond of andere kenmerken zoals de mate van onvrede met het gevoerde coronabeleid is de mate van daling in vertrouwen op individueel niveau bij alle respondenten min of meer gelijk. Het is dus niet zo dat het vertrouwen in de overheid juist bij lager opgeleiden of bij mensen met meer onvrede sneller daalt dan bij hoger opgeleiden c.q. bij mensen met minder onvrede. Het vertrouwen daalde bij alle groepen in gelijke mate.

Als aanvulling op de regressieanalyse onderzochten we daarom hoe de gemiddelde daling van vertrouwen samenhangt met de gemiddelde ontwikkeling van de overige in de tijd variërende variabelen. Het gaat er hier dus niet om of de ene groep meer vertrouwen heeft, of sneller daalt in vertrouwen dan een andere groep, maar om de *gemiddelde* daling in vertrouwen van alle respondenten. We vonden dat de sterke daling van vertrouwen gedurende de pandemie hand in hand gaat met de groeiende onvrede met het gevoerde beleid. Dit laatste hing wellicht aanvankelijk samen met de traag op gang komende vaccinatiecampagne en daarna met

de strenge maatregelen die werden afgekondigd nadat de angst voor het virus (mede door vaccinaties) sterk was afgenomen. Gesproken werd van een “jojo beleid”. Tegelijkertijd bleven ook vaccinatietegenstanders zich luidruchtig uitspreken.

Ook zagen we dat het dalende vertrouwen in de overheid samengaat met een (licht) afnemende ervaren dreiging door het virus. Toen het virus in het begin van de pandemie nog als zeer bedreigend werd ervaren, zochten mensen hun toevlucht bij de overheid (het *rally around the flag*-effect). In het voorjaar van 2021 kwam de vaccinatiecampagne beter op gang en wellicht trad ook een zekere gewenning aan het virus op: steeds meer mensen hadden corona opgelopen met doorgaans milde gevolgen. Terwijl de ervaren dreiging door het virus in deze periode afnam, daalde het vertrouwen in de overheid navenant.

Zowel de problemen met rondkomen als ervaren gezondheidsproblemen bleven gedurende de pandemie opvallend constant. Alleen direct na de virusuitbraak in april 2020 rapporteerden wat meer mensen een mindere gezondheid, maar dit was al juli van hetzelfde jaar gedaald om daarna zeer constant te blijven. Ook de verwachte economische neergang en grote werkloosheid als gevolg van de pandemie bleven beperkt, waarschijnlijk mede door de omvangrijke economische steunmaatregelen van de overheid. Bovendien bleek al in de loop van 2021 dat de Nederlandse economie zich verrassend snel herstelde. Al met al was er geen stijging van het aandeel respondenten dat problemen met rondkomen rapporteerden. Toch daalde in deze periode het vertrouwen in de overheid.

Al met al ontstaat het paradoxale beeld dat, terwijl de overheid enerzijds de sociale en economische gevolgen van de pandemie met ingrijpende maatregelen wist te beperken, anderzijds juist door de afgenomen dreiging en de meer zekere positie van burgers toenemend weerstand ontstond tegen deze vrijheidsbeperkende maatregelen (afsluiten van verpleeghuizen, later avondklok, sluiting van winkels, scholen en horeca, richtlijnen over maximaal aantal bezoekers, enzovoort). Dit leidde weer tot het sterk gedaalde vertrouwen in de overheid. Dit paradoxale beeld past bij het *rally around the flag*-effect: in tijden van dreiging en onzekerheid scharen mensen zich achter de leiders – maar kennelijk minder als de ervaren dreiging en problemen geringer worden. Het is de moeite waard om nader onderzoek te doen naar beide sociale mechanismen, zowel het mechanisme van beleidssucces als bedreiging voor vertrouwen in de overheid als het mechanisme van sociale gewenning.

We moeten echter vaststellen dat de in de regressieanalyse opgenomen factoren, anders dan verwacht, uiteindelijk weinig inzicht boden in de

achtergronden van het tijdens de pandemie zo dramatisch gedaalde vertrouwen in de overheid. We vonden wel verschillen in de hoogte van vertrouwen tussen verschillende groepen, maar de mate van daling van vertrouwen was voor iedereen min of meer gelijk. Dus terwijl bijvoorbeeld hoger opgeleiden of mensen met weinig onvrede met het gevoerde beleid wel beginnen met een hoger vertrouwen in de overheid is de mate daling bij hen min of meer gelijk vergeleken met lager opgeleiden en mensen met veel onvrede. Nader onderzoek naar de achtergronden van het afgenomen vertrouwen is gewenst. Wellicht hangen deze achtergronden, anders dan hier onderzocht, helemaal niet samen met de pandemie en het gevoerde coronabeleid, maar hebben ze eerder te maken met een over de jaren dalend optimisme bij burgers dat de politiek in staat is om grote en kleine maatschappelijke vraagstukken op te lossen (Den Ridder e.a., 2023b).

Noten

1. Dit onderzoek is gefinancierd door ZonMw. Zie voor een overzicht van alle deelstudies: <https://www.impactcorona.nl/>
2. De data voor dit onderzoek zijn verzameld onder stemgerechtigde inwoners van Nederland (18+). Om de resultaten generaliseerbaar te maken voor de Nederlandse stemgerechtigde bevolking is een weging uitgevoerd op de resultaten van het onderzoek. Hierbij is gebruik gemaakt van een iteratieve proportional fitting en poststratificatiemethode op basis van diverse kenmerken. De data zijn gewogen naar geslacht (2 categorieën), leeftijd (4 categorieën), opleiding (3 categorieën), migratieachtergrond (3 categorieën), Nielsen-regio (6 categorieën) en stemgedrag bij de meest recente verkiezingen. Vervolgens worden de toegekende gewichten getrimd op het 99,5e percentiel. De maximale foutenmarge bedraagt op de volledige landelijke benchmark 1,5%. Hiermee zijn de resultaten op deze variabelen (binnen de gebruikte categorieën) representatief gemaakt. Deze representativiteit geldt ook voor variabelen en categorieën waarop niet gewogen is, maar zal nooit volledig corrigeren. Een perfecte afspiegeling van de samenleving is in de praktijk niet te realiseren, maar de uitkomsten van dit onderzoek geven een goed beeld van de maatschappelijke impact van COVID-19 op de Nederlandse bevolking (vgl. Engbersen e.a., 2021: 41).
3. Het aantal heeft betrekking op ná listwise deletion van enkele respondenten die de categorie “anders” hebben aangevinkt op geslacht of onderwijsniveau (0.4%).
4. Indien we (van de gewogen gegevens) de gemiddelde leeftijd, het geslacht en de opleiding vergelijken van de personen die één maal en de personen die meer dan één maal hebben deelgenomen, dan zien we dat de personen

- die meer dan één maal hebben deelgenomen iets ouder zijn (gemiddeld 51 t.o.v. 45 voor de personen die één maal hebben deelgenomen), wat vaker een gemiddelde opleiding hebben (laag, midden, hoog is 10%, 34% en 56% tegenover 14%, 30% en 57%) en wat vaker man zijn (52% tegenover 47%).
5. Meer informatie over de analyses in dit artikel zijn te vinden in github.com/hanneoberman/COVID. (<https://doi.org/10.5281/zenodo.7848975>)
 6. Rond de Kamerverkiezingen van 17 maart 2021 zijn twee surveys kort na elkaar afgenomen (direct vóór en direct ná de verkiezingen). In de analyse zijn deze twee surveys samengenomen.
 7. Voor huishoudsituatie zijn de categorieën (a) Samenwonend met een of meerdere huisgenoten (2.0%), (b) Inwonend bij ouders (1.3%), en (c) Anders (1.9%) samengevoegd. De individuele categorieën hebben namelijk betrekking op kleine percentages van de totale sample.
 8. Voor de enkele respondenten bij wie deze kenmerken in de tijd wel veranderden, is de categorie van de eerste geobserveerde meting genomen als maat voor alle resterende metingen.
 9. Het statistische model dat achter het multilevel model ligt, is een hiërarchisch steekproef model: er wordt een steekproef verwacht op het hogere niveau (hier dus een steekproef van individuen), en op het lagere niveau (hier tijd) worden metingen random verzameld binnen de personen. Echter, afgezien van ontbrekende waarnemingen, heeft iedere persoon identieke waarnemingen op de variabele tijd, namelijk 0, 3, 7, 12 en 17. Dit is een schending van de aanname dat de metingen random verzameld worden en daarom slaat men het “lege” model zonder verklarende variabelen gewoonlijk over en start men met het model met de variabele tijd.
 10. Alle multilevel modellen zijn gefit met Full Maximum Likelihood (FML).
 11. De correlatie van de gemiddelden met de tijd (0, 3, ..., 17) is -0,97.
 12. We merken tenslotte op dat bij het analyseren van longitudinale data wordt geadviseerd om de stap met een “leeg” model, dat wil zeggen een model zonder de variabele tijd, over te slaan. De reden is dat in dit lege model de variantie van het intercept onzuiver is, omdat er een aanname wordt geschonden (Hox e.a., 2018).
 13. Het intercept van 3,870 in model 1 van tabel 2 is te interpreteren als het geschatte gemiddelde vertrouwen op de eerste meting van een persoon van de niet-bestaande leeftijd 0 die in de referentiecategorieën valt: $3,870 - 30^* \cdot 0,001 = 3,840$.
 14. Merk op dat, omdat deze variabelen per tijdstip in afwijking van het gemiddelde staan, het hier gaat om samenhang in de afwijkingen van de gemiddelden per tijdstip.
 15. De software voor dit model convergeert niet en bij het punt van non-convergentie is de variantie van de daling zo goed als 0. Dit is een bekend probleem van multilevel-analysesoftware, dat indien de variantie naar nul gaat er convergentieproblemen optreden, omdat de parameter (de variantie) op de grens van de parameter ruimte ligt (Bates e.a., 2015; Hox et al, 2018). We concluderen daarom dat er in de data geen aanwijzingen zijn dat

de mate van daling verschilt voor verschillende personen. Hierdoor vervalt het onderzoek naar Model 5, want als er geen verschillen tussen personen zijn, kunnen er ook geen variabelen zijn die dit verschil verklaren.

Literatuur

- Alesina, A. en E. La Ferrara (2002), Who trusts others? *Journal of public economics*, 85(2): 207-234. DOI:10.1016/S0047-2727(01)00084-6.
- Baekgaard, M., Christensen, J., Krogh Madsen, J. & Sass Mikkelsen, K. (2020), Rallying around the flag in times of COVID-19: Societal Lockdown and Trust in Democratic Institutions. *Journal of Behavioral Public Administration*, 3 (2): 1-12. DOI:10.30636/jbpa.32.172.
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015), Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1–48. DOI: 10.18637/jss.v067.i01.
- Bol, D., Giani, M., Blais, A. & Loewen, P.J. (2020), The effect of COVID-19 lockdowns on political support: Some good news for democracy? *European Journal of Political Research*, 60(2): 497-505. DOI:10.1111/1475-6765.12401.
- Den Ridder, J., Miltenburg, E., Steenvoorden, E., Meer, T. van der & Dekker, P. (2020), *Burgerperspectieven 2020/4*. Den Haag: SCP. Verkregen op 7 april 2021, <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2020/12/28/burgerperspectieven-2020-4>.
- Den Ridder, J., Vermeij, L., Maslowski, R. & Van 't Hull, J. (2021) *Burgerperspectieven 2021/4*. Den Haag: SCP. Verkregen op 7 april 2021, <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2021/12/27/burgerperspectieven-2021---kwartaal-4>
- Den Ridder, J., Van 't Hul, J. & Van den Broek, A. (2023a), *Burgerperspectieven 2023 bericht 1*. Den Haag: SCP. Verkregen op 21 juni 2023, <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2023/04/20/burgerperspectieven-2023-bericht-1>
- Den Ridder, J., Kunst, S., Hartman, C. & Miltenburg, E. (2023b), *Burgerperspectieven 2023 bericht 2*. Den Haag: SCP. Verkregen op 20 september 2023. <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2023/08/31/burgerperspectieven-2023-bericht-2>
- De Vries, C., Bakker, B., Hobolt, S., & Arceneaux, K. (2021), Crisis signalling: How Italy's coronavirus lockdown affected incumbent support in other European countries. *Political Science Research and Methods*, 9(3), 451-467. DOI:10.1017/psrm.2021.6
- Drechsler, J. (2015), Multiple imputation of multilevel missing data – Rigor versus simplicity. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 40(1), 69-95.
- Engbersen, G., Bochhove, M. van, Boom, J. de, Burgers, J., Custers, G., Erdem, Ö., Krouwel, A., Lindert, J. van, Snel, E., Toorn, M. van, Wensveen, P. van & Wentink, T. (2020), *De bedreigde stad. Maatschappelijke impact van COVID-19 op Rotterdam*.

- Rotterdam: Kenniswerkplaats Leefbare Wijken. Verkregen op 1 september 2022, https://www.impactcorona.nl/wp-content/uploads/2020/10/2020-04-Def_rapportdebedreigde-stad.pdf
- Engbersen, G., Bochhove, M. van, Boom, J. de, Bussemaker, J., El Farisi, B., Krouwel, A., Lindert, J. van, Rusinovic, K., Snel, E., Heck, L. van, Veen, H. van der & Wensveen, P. (2021), *De laag-vertrouwen samenleving. Maatschappelijke impact van COVID-19 op Amsterdam, Den Haag, Rotterdam en Nederland*. Rotterdam: Kenniswerkplaats Leefbare Wijken. Verkregen op 1 september 2022, https://www.impactcorona.nl/wp-content/uploads/2021/11/Def_-1-november_rapport_laag-vertrouwensamenleving_def83.pdf
- Hakhverdian, A. & Mayne, Q. 2012, Institutional Trust, Education, and Corruption: A Micro-Macro Interactive Approach. *Journal of Politics*, 74(3): 739-750. DOI:10.1017/S0022381612000412
- Han, Q., Zheng, B., Cristea, M., Agostini, M., Bélanger, J., Gützkow, B., Kreienkamp, J., PsyCorona Collaboration & Pontus Leander, N. (2023), Trust in government regarding COVID-19 and its associations with preventive health behaviour and prosocial behaviour during the pandemic: a cross-sectional and longitudinal study. *Psychological Medicine*, 53, 149-159. DOI:10.1017/S0033291721001306.
- Hox, J., Moerbeek, M. & Schoot, R. van der (2018), *Multilevel analysis. Techniques and Applications (3rd ed)*. New York Routledge.
- Johansson, B., Nicolas Hopmann, D. & Shehata, A. (2021), When the Rally-around-the-Flag Effect Disappears, or: When the COVID-19 Pandemic Becomes 'Normalized'. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 31 (sup1): 321-34. DOI:10.1080/1745289.2021.1924742
- Kritzinger, S., Foucault, M., Lachat, R., Partheymüller, J., Plescia, C. & Brouard, S. (2021), Rally round the flag: the COVID-19 crisis and trust in the national government, *West European Politics*, 44:5-6, 1205-1231, DOI: 10.1080/01402382.2021.1925017.
- Wang, L. (P.), & Maxwell, S. E. (2015). On disaggregating between-person and within-person effects with longitudinal data using multilevel models. *Psychological Methods*, 20(1), 63-83. DOI: 10.1037/met0000030.
- Mueller, J.E. (1970), Presidential popularity from Truman to Johnson. *The American Political Science Review*, 64(1): 18-34. DOI:10.2307/1955610.
- Mattila, M. & Rapeli, L. (2018), Just Sick of It? Health and Political Trust in Western Europe. *European Journal of Political Research*, vol. 57, no. 1, pp. 116-134. DOI: 10.1111/1475-6765.1.
- Matilla, M. (2020), Does poor health mobilize people into action? Health, political trust, and participation. *European Political Science Review*, 12(1), 49-65. DOI:10.1017/S175577391900033X.
- Newton, K. & Zmerli, S. (2011), Three forms of trust and their association. *European Political Science Review*, 3(2): 169-200, DOI: 10.1017/S1755773910000330.

- Putnam, R.J. (2000), *Bowling alone. The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.
- R Core Team (2019), R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Robitzsch, A., Grund, S. & Henke, T. (2021), *Miceadds: Some Additional Multiple Imputation Functions, Especially for "mice"* (3.11-6). <https://CRAN.R-project.org/package=miceadds>
- Schmeets, H. (2017), *Vertrouwen in elkaar en in de samenleving*. Den Haag: WRR-Working Paper nr. 26.
- Schraff, D. (2020), Political trust during the Covid-19 pandemic: Rally around the flag or lockdown effects? *European journal of political research*. SocArXiv 8 juni 2020. DOI:10.31235/osf.io/pu47c.
- Snel, E., El Farisi, B., Engbersen, G. & Krouwel, A. (2022), Sociaaleconomische status en institutioneel vertrouwen in een tijd van corona. *Tijdschrift Sociologie*, 3: 30-52 Doi:10.38139/TS.2022.02.
- Snel, E., Engbersen, G., De Boom, J., Seidler, Y., Sam, N., Enneking, G., l'Iselle, F., Van Heck, L., Van Lindert, J. (2023), *Corona & Cohesie Dashboard Sociale Impact Corona – verslag meting 5 en 6*: Rotterdam: Risbo/EUR (URL <https://www.eur.nl/media/109927>)
- Torcal, M. (2017), Political trust in western and southern Europe. In: Zmerli, S. & van der Meer, T. (eds.) *Handbook on political trust* (pp. 418-439). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Uslaner, E.M. (2008), Trust as a moral value. In: E.M. Uslaner (red.) *The handbook of social capital* (pp. 101-121). Oxford: Oxford University Press.
- Van Buuren S. & Oudshoorn, K. (2000), *Multivariate Imputation by Chained Equations: MICE V1.0 User's Manual*. Leiden: TNO Prevention and Health (TNO Report PG/VGZ/00.038). https://stefvanbuuren.name/publication/2000-01-01_vanbuuren2000/
- Van Buuren, S. (2018). *Flexible imputation of missing data (2th ed.)*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC. URL <https://stefvanbuuren.name/fimd/>
- Van der Meer, T. & Hakhverdian, A. (2017), Political Trust as the Evaluation of Process and Performance: A Cross-National Study of 42 European Countries. *Political Studies*, 65(1), 81-102. DOI:10.1177/0032321715607514
- Vink, G., Lazendic, G., & van Buuren, S. (2015). Partitioned predictive mean matching as a large data multilevel imputation technique. *Psychological Test and Assessment Modeling*, 57(4), 577-594.
- Wroe, A. (2016), Economic insecurity and political trust in the United States. *American Politics Research*, 44(1): 131-163, DOI:10.1177/1532673X15597745.

Over de auteurs

Erik Snel is als universitair docent verbonden aan het Department Public Administration and Sociology (DPAS) van de Erasmus Universiteit Rotterdam. E-mail: snel@essb.eur.nl.

Godfried Engbersen is als hoogleraar algemene sociologie verbonden aan het Department of Public Administration and Sociology (DPAS) van de Erasmus Universiteit Rotterdam. Engbersen is tevens raadslid van de Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid (WRR).

Peter van der Heijden is als hoogleraar statistiek ten behoeve van de sociale wetenschappen verbonden aan de Universiteit Utrecht, en als hoogleraar social statistics aan de University of Southampton. Hij is voorzitter van de Adviesraad Methodologie en Kwaliteit van het CBS.

Hanne Oberman is als PhD-kandidaat (promovendus) verbonden aan de Department of Methodology and Statistics van de Universiteit Utrecht.