



Onzekerheidsmarges onderzoek toeslagenaffaire en jeugdbescherming

Samenvatting

Deze notitie is op verzoek van het Kamerlid Omtzigt opgesteld als achtergronddocument bij het CBS-onderzoek naar de mogelijke relatie tussen gedupeerdheid door de toeslagenaffaire en kindbeschermingsmaatregelen. In de notitie wordt beschreven welke bronnen van onzekerheid worden onderscheiden en worden deze gekwantificeerd. Om inzicht te geven in de vraag of gedupeerden als gevolg van gedupeerdheid gemiddeld genomen vaker kindbeschermingsmaatregelen in het huishouden opgelegd hebben gekregen zijn twee vergelijkingen belangrijk. Ten eerste de vergelijking tussen de smalle vergelijkingsgroep en de gedupeerden. Ten tweede de vergelijking over de tijd van kindbeschermingsmaatregelen bij de groep van gedupeerden. De conclusie van het onderzoek is, ook nadat rekening gehouden wordt met de onzekerheidsmarges, dat er in dit onderzoek geen bewijs gevonden wordt dat gedupeerden als gevolg van dupering extra vaak in aanraking zijn gekomen met kindbeschermingsmaatregelen. Op basis van de gebruikte data is er geen bewijs dat zij significant vaker te maken hebben met kindbeschermingsmaatregelen dan de smalle vergelijkingsgroep. Ook hebben gedupeerden na dupering niet significant vaker te maken met kindbeschermingsmaatregelen in het gezin dan voor dupering. Dat gedupeerden gemiddeld genomen niet extra te maken lijken te hebben gekregen met kindbeschermingsmaatregelen als gevolg van dupering sluit niet uit dat er individuele gedupeerden zijn die als gevolg van dupering dermate in de problemen zijn geraakt dat zij wel in aanraking gekomen zijn met kindbeschermingsmaatregelen in het gezin.

Inhoudsopgave

1.	Aanleiding	4
2.	Bronnen onzekerheidsmarges	4
3.	Onzekerheidsmarges groepsgemiddelden	7
4.	Onzekerheidsmarges verschillen	9
5.	Conclusies	12

1. Aanleiding

Op 1 november 2022 heeft het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) het [onderzoek](#) gepubliceerd dat zij op verzoek van de Inspectie Justitie en Veiligheid (IJenV) uitgevoerd heeft naar de vraag of kinderbeschermingsmaatregelen disproportioneel voorkomen bij gedupeerden van de toeslagenaffaire.

Op 26 januari 2023 zijn de bevindingen van dit onderzoek toegelicht in een [technische briefing](#) van de Vaste commissie Justitie en Veiligheid. In deze technische briefing heeft kamerlid Omtzigt gevraagd om aanvullende informatie omtrent de betrouwbaarheidsmarges. In dit document wordt deze informatie gegeven.

Een eerdere versie van het huidige document is op zaterdag 28 januari opgestuurd naar de externe begeleidingscommissie van het onderzoek.¹ Op maandag 30 januari is voorliggend document opgestuurd naar de griffier van de Vaste commissie Justitie en Veiligheid.

2. Bronnen onzekerheidsmarges

Er zijn meerdere bronnen van onzekerheid. Hieronder staat meer informatie over deze redenen voor onzekerheid gegeven, toegepast op het huidige onderzoek.

1. Onzekerheid van het 'meetinstrument'

Ten eerste is het bij elk onderzoek goed om stil te staan bij de vraag naar de betrouwbaarheid van het meetinstrument. Meet het instrument dat gebruikt wordt in een onderzoek daadwerkelijk nauwkeurig en zuiver dat wat het moet meten? In dit geval worden twee metingen gebruikt: een registratie van gedupeerden van de toeslagenaffaire en een registratie van kinderbeschermingsmaatregelen. Hoewel registraties in principe integraal en volledig zijn, zijn onzekerheden niet uit te sluiten. Zelfs van het volledige basisregister personen, één van de meest nauwkeurige registers dat Nederland kent, is bekend dat registerfouten en diverse onvolkomenheden voor kunnen komen.²

¹ Prof. dr. Casper Albers en Prof. dr. Tobias Klein hebben zaterdag 28 januari per email laten weten achter de inhoud van het document te staan. Mr. dr. Alexander Hoogenboom heeft dit maandag 30 januari gedaan. Naar aanleiding van de feedback van Prof. dr. Casper Albers zijn enkele taalsuggesties verwerkt en enkele aanpassingen gedaan aan de lay-out van de figuren. Ook op basis van de feedback van Mr. dr. Alexander Hoogenboom zijn enkele taalsuggesties verwerkt en is de link naar meer informatie over UHT toegevoegd (in voetnoot 4). Het document is op maandagochtend 30 januari voor publicatie, inclusief *track changes*, nogmaals naar de externe begeleidingscommissie gestuurd.

² <https://www.researchgate.net/publication/280919341> Estimation of Non-Registered Usual Residents in the Netherlands ultimo September 2010

Het CBS heeft de registraties³ omtrent gedupeerden ontvangen van de Uitvoeringsorganisatie Herstel Toeslagen (UHT).⁴ Een onzekerheid betreft hier de vraag of alle personen die in het bestand zitten dat UHT geleverd heeft inderdaad gedupeerd zijn. Met andere woorden: worden er personen meegenomen in het onderzoek die eigenlijk niet in het onderzoek meegenomen hadden moeten worden aangezien zij niet gedupeerd zijn geweest door de toeslagenaffaire (dit wordt aangeduid met de term *false positives*)? In het onderzoek is enkel gekeken naar gedupeerden van wie de dossiers integraal behandeld zijn. Dit zijn personen bij wie UHT de dossiers heeft bestudeerd om te kijken wat er exact wanneer is misgegaan (om zo de juiste compensatie vast te kunnen stellen). De kans is daarom klein dat er in dit onderzoek personen meegenomen zijn die niet daadwerkelijk gedupeerd zijn geraakt door de toeslagenaffaire. Het kan ook zo zijn dat er personen niet meegenomen worden in het onderzoek die eigenlijk wel meegenomen hadden moeten worden (dit wordt aangeduid met de term *false negatives*). Dit zou bijvoorbeeld het geval zijn wanneer iemand gedupeerd is, maar zich nog niet gemeld heeft bij UHT. Het CBS heeft geen zicht op de omvang van deze mogelijke groep. Zoals in de rapportage vermeld is konden niet alle gedupeerden meegenomen worden in het onderzoek. Zo konden enkel gedupeerden meegenomen worden van wie de dossiers integraal behandeld zijn en die tussen 2012 en 2018 gedupeerd zijn geraakt. Waar mogelijk heeft het CBS aanvullende analyses uitgevoerd om te kijken of hier sprake is van mogelijke selectiviteit (zie ook voetnoot 13 in het rapport). Op basis van deze resultaten is geen reden om aan te nemen dat er grote verschillen zitten tussen de gedupeerden die wel meegenomen konden worden in het onderzoek en gedupeerden die niet meegenomen konden worden in het onderzoek (en dat dit op die manier invloed heeft gehad op de resultaten).

De tweede bron zijn registraties van kindbeschermingsmaatregelen. Jeugdbescherming is een maatregel die de rechter dwingend oplegt. Het doel van de kindbeschermingsmaatregelen is het opheffen van de bedreiging voor de veiligheid en ontwikkeling van het kind. Een kind of jongere wordt dan 'onder toezicht gesteld' of 'onder voogdij geplaatst'.⁵ Deze data wordt op frequente basis aan het CBS geleverd door Gecertificeerde instellingen (GI) die de jeugdbeschermingsmaatregelen uitvoeren. Hier is in principe sprake van integrale waarneming. Aangezien het een rechterlijke uitspraak betreft die wettelijk uitgevoerd dient te worden, is de kans niet groot dat er veel kinderen of jongeren zijn die eigenlijk wel in de data zouden moeten zitten, maar die ontbreken. Het is ook niet waarschijnlijk dat een kind of jongere wel in het bestand zit, maar hier eigenlijk niet in zou moeten zitten.

2. De stochastische aard van gedupeerdheid en jeugdbescherming

Het gedupeerd raken of in aanraking komen met jeugdbescherming heeft een aantal elementen die stochastisch van aard zijn. Een dossier met een beschuldiging wordt geopend op basis van werkzaamheden van de betreffende opsporingsambtenaren / jeugdbeschermingswerkers die dergelijke dossiers oppakken in een bepaalde volgorde die anders had kunnen zijn. Een signaal rondom verdenkingen kan eerder of later worden doorgegeven door informanten. Een dossier kan vanwege tijdelijke afwezigheid van een ambtenaar even blijven liggen of overgenomen

³ met peildatum 1 juli 2022. Het CBS heeft enkel informatie ontvangen dat iemand geregistreerd stond als gedupeerde van de toeslagenaffaire en voor integraal behandelde gedupeerden de datum van dupering. Er was voor dit onderzoek geen informatie beschikbaar over de mate van dupering. Zo was er geen informatie beschikbaar over de hoogte van het teruggevorderde bedrag.

⁴ Op de volgende plaatsen is hier meer informatie over te vinden: <https://services.belastingdienst.nl/toeslagen-herstel/over-uht/voortgang-rapportages-en-bijlagen/> en https://www.tweedekamer.nl/debat_en_vergadering/commissievergaderingen/details?id=2022A07234.

⁵ In de analyses is vanwege de, vanuit statistisch oogpunt, beperkte aantallen geen onderscheid gemaakt tussen ondertoezichtstelling en voogdij.

worden door een collega met een andere werkfrequentie etc. De tijdstippen waarop een bepaalde beschuldiging of constatering in de registers komt heeft dus wellicht een bepaalde constante waarschijnlijkheid (constante frequentie in de tijd), maar een behoorlijk grote mogelijkheid voor alternatieve realisaties. De werkelijk opgetreden tijdstippen (en tellingen) zijn daarmee één specifieke realisatie van een stochastisch proces.

Het meest eenvoudige stochastische proces dat tellingen beschrijft voor 'events' met een constante verwachtingswaarde voor aantallen gebeurtenissen per tijdseenheid is een zogenaamd *Poisson* proces. Voor een *Poisson* proces geldt dat de standaarddeviatie rondom de verwachtingswaarde gelijk is aan de vierkantswortel van die verwachtingswaarde. Dit houdt in dat als een telling, over een bepaalde periode, 100 zou bedragen, dit moet worden beschouwd als de schatter voor die verwachtingswaarde met een onzekerheid (1 sigma) van 10. Deze bron van onzekerheid is dus anders dan een meetonzekerheid. Het betreft hier een kwantificeren van de stochastische aard van precies wanneer gebeurtenissen optreden in de tijd. Ook deze onzekerheid houdt in dat de werkelijke onderliggende waarde van de telling zowel groter als kleiner kan zijn dan de gerealiseerde telling.

3. Een werkelijk opsporingsproces

De redenering onder 2 gaat uit van de aanname dat er geen enkele correlatie is tussen de 'events', d.w.z. tussen verschillende onrechtmatige beschuldigingen van fraude c.q. in aanraking komen met kindbeschermingsmaatregelen. Er wordt een constant aantal per tijdseenheid verondersteld en de 'timing' van een bepaald 'event' is volkomen onafhankelijk van alle eerder opgetreden 'events'. Het is vrijwel onmogelijk om na te gaan of dit een correcte aanname is. Het zou kunnen dat gedurende de opsporingsactiviteiten rondom een bepaald geval, er signalen worden geregistreerd voor potentiële andere gevallen die dan later opgevolgd worden. In dat geval is er geen volkomen onafhankelijkheid tussen dossiers, en dat beïnvloedt dus ook de onzekerheidsmarges. Daarnaast is er de systemische organisatie van de uitvoeringsdienst. Als de detectie van fraude of vermoeden van een jeugdbeschermingsprobleem als geheel daadwerkelijk een *Poisson* proces zou zijn, dan is er ook een eindige kans dat in een bepaald tijdvak geen enkel fraude/jeugdbeschermings-geval wordt opgepakt. Dat zou voor een dergelijke uitvoeringsdienst worden uitgelegd als dat er een grote inefficiëntie in het systeem zit waardoor er personeelskosten worden gemaakt zonder een resultaat. De financiële verantwoording daarover zou de consequentie kunnen hebben dat men van mening is dat een dergelijke opsporingsafdeling zou moeten worden opgeheven. Er moet dus waarschijnlijk rekening gehouden worden met dat er een bovengrens is gesteld aan de vereiste kans dat er in een bepaald tijdvak (bijvoorbeeld een maand) nul fraudegevallen (rechtmatig of onrechtmatig) worden gevonden. Dat verandert de kansverdeling van de 'event'-statistiek. In dat geval zou wellicht beter gerekend kunnen worden met een deterministisch bepaalde 'bodem' van aantallen fraudegevallen (en dus ook onrechtmatige fraudegevallen) c.q. het aantal jeugdbeschermingsmaatregelen, met daarbij opgeteld een stochastische variabele die het exces boven die bodem modelleert. Dat exces kan misschien wel als *Poisson* proces worden behandeld. Een dergelijke aanpak houdt in dat bij dezelfde totaal-telling als onder punt 2, de verwachtingswaarde voor het exces deel van de telling kleiner is dan onder punt 2 beschreven en daarmee dus ook, bij een totaaltelling van 100, de onzekerheidsmarge op die telling wat kleiner is dan de 10 die onder punt 2 is beschreven.

3. Onzekerheidsmarges groepsgemiddelden

In deze paragraaf staat meer informatie gegeven over de betrouwbaarheidsmarges van de twee grafieken zoals die in hoofdstuk 6 van het rapport gepubliceerd zijn. In de grafieken in het rapport staan de geobserveerde gemiddelden weergegeven. In voetnoot 36 van het rapport staat weergegeven dat de figuren de gemiddelden bevatten en dat er betrouwbaarheidsintervallen zijn. In onderstaande grafieken worden deze betrouwbaarheidsintervallen weergegeven.

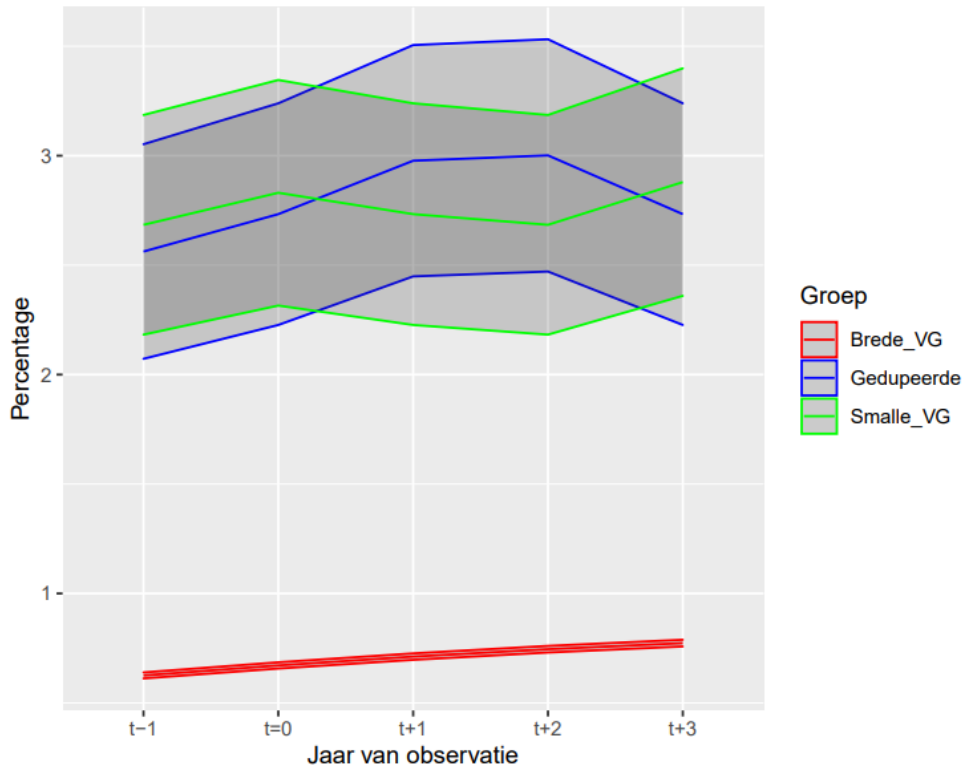
In dit onderzoek worden drie groepen bestudeerd:

- 1) De gedupeerdengroep (huishoudens van personen die bij UHT geregistreerd staan als gedupeerde van de toeslagenaffaire)
- 2) De brede vergelijkingsgroep (huishoudens die in dezelfde periode kinderopvangtoeslag aangevraagd hebben als de gedupeerden, maar die niet gedupeerd zijn geraakt)
- 3) De smalle vergelijkingsgroep (een selectie van huishoudens uit de brede vergelijkingsgroep die op relevante kenmerken vergelijkbaar is met de groep gedupeerden).

Van deze drie groepen worden kinderbeschermingsmaatregelen over de tijd heen met elkaar vergeleken.

In grafiek 6.1.1. zoals weergegeven in de rapportage staat bijvoorbeeld dat gemiddeld 2,56 procent van de gedupeerden in het jaar voor gedupeerdheid een kinderbeschermingsmaatregel gehad heeft in het huishouden. In onderstaande grafiek wordt duidelijk (blauwe lijn) dat gegeven bovenstaande onzekerheid dit gemiddelde een 95%-ondergrens heeft van 2,07 procent en een 95%-bovengrens van 3,05 procent. Zoals in onderstaande grafiek ook duidelijk wordt is het betrouwbaarheidsinterval van de brede vergelijkingsgroep (rode lijn) beduidend kleiner. Dit komt omdat in deze groep meer dan 1,2 miljoen personen zitten (en in de gedupeerdengroep en smalle vergelijkingsgroep/controlegroep beide afgerond 4 100 personen). In het algemeen geldt: hoe groter de groep hoe meer zekerheid en dus hoe kleiner de betrouwbaarheidsintervallen zijn.

Figuur 6.1.1. uit het rapport met betrouwbaarheidsmarges (95%-interval)⁶



In onderstaande figuur staat grafiek 6.1.2. uit het rapport weergegeven met betrouwbaarheidsintervallen. In deze grafiek staat weergegeven hoeveel procent van de huishoudens in de drie groepen op enig moment in de 3 jaar na dupering/selectie te maken heeft gekregen met kindbeschermingsmaatregelen in het huishouden. Het gaat hierbij dus om het totaal aantal huishoudens met kindbeschermingsmaatregelen in het gezin ergens in de 3 jaar na dupering/selectie. Het gemiddelde voor gedupeerden (zie ook de grafiek in het rapport) is 3,98%. De betrouwbaarheidsintervallen tonen dat de onderwaarde van dit gemiddelde voor deze groep 3,37 procent is en de bovenwaarde van dit gemiddelde 4,59 procent. Wederom zijn de betrouwbaarheidsintervallen voor de brede vergelijkingsgroep vanwege de omvang beduidend beperkter.

⁶ Zoals beschreven in paragraaf 2 nemen we aan dat het aantal personen binnen een bepaalde groep dat te maken krijgt met een jeugdbeschermingsmaatregel (X), in een gegeven jaar, *Poisson*-verdeeld is. De berekeningen van de betrouwbaarheidsmarges zijn hierdoor gebaseerd op een *Poisson*-proces en een *Student's t*-verdeling. Het kenmerkende van een *Poisson*-proces is dat de variantie gelijk is aan de verwachtingswaarde. Dit betekent dat de variantie binnen een groep in een gegeven jaar gelijk is aan het aantal personen dat te maken krijgt met jeugdbeschermingsmaatregelen (X) binnen die groep in dat jaar. De betrouwbaarheidsmarges per groep kunnen vervolgens door gebruik te maken van de *Student's t*-verdeling berekend worden via onderstaande formule:

$$X \pm t_{\alpha,df} * \sqrt{X} .$$

De percentages kunnen vervolgens verkregen worden door de berekende onder- en bovenwaarden te delen door het aantal personen binnen de groep.

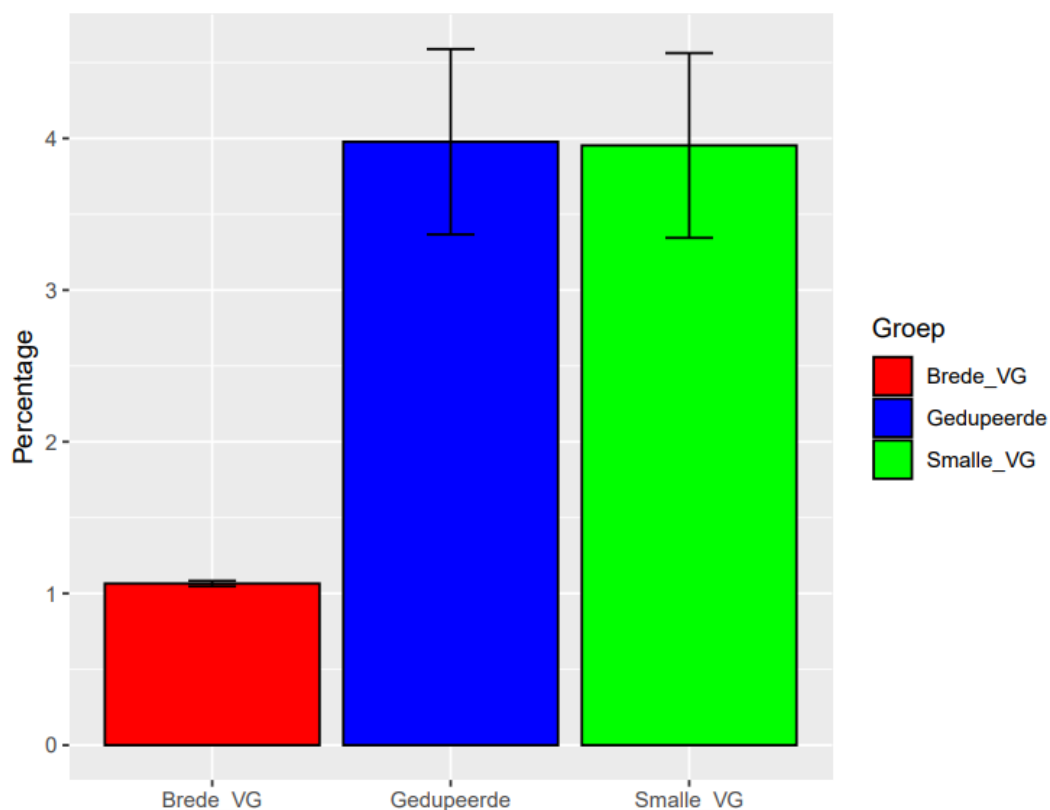
Neem als voorbeeld de gedupeerden in het jaar voor dupering. Deze groep bestaat uit 4098 personen, waarvan er 105 te maken kregen met een jeugdbeschermingsmaatregel in het jaar voor dupering. Hier horen, zoals hierboven in de tekst aangegeven, de volgende 95%-onder- en bovenwaarden bij:

$$105 \pm t_{0,975,4097} * \sqrt{105} = (84,91, 125,09).$$

Dit komt overeen met de percentages 2,07% en 3,05%, zoals in de tekst beschreven, door de berekende aantallen te delen door 4098.

N.B. Het was in principe ook mogelijk geweest om de marges exact te baseren op de *Poisson*-verdeling in plaats van op de *Student's t*-verdeling. Dit had geleid tot vrijwel dezelfde onzekerheidsmarges en dezelfde conclusies, aangezien een *Poisson*-verdeling met verwachtingswaarde > 100 en een *t*-verdeling met meer dan 4000 vrijheidsgraden beide sterk lijken op een normale verdeling.

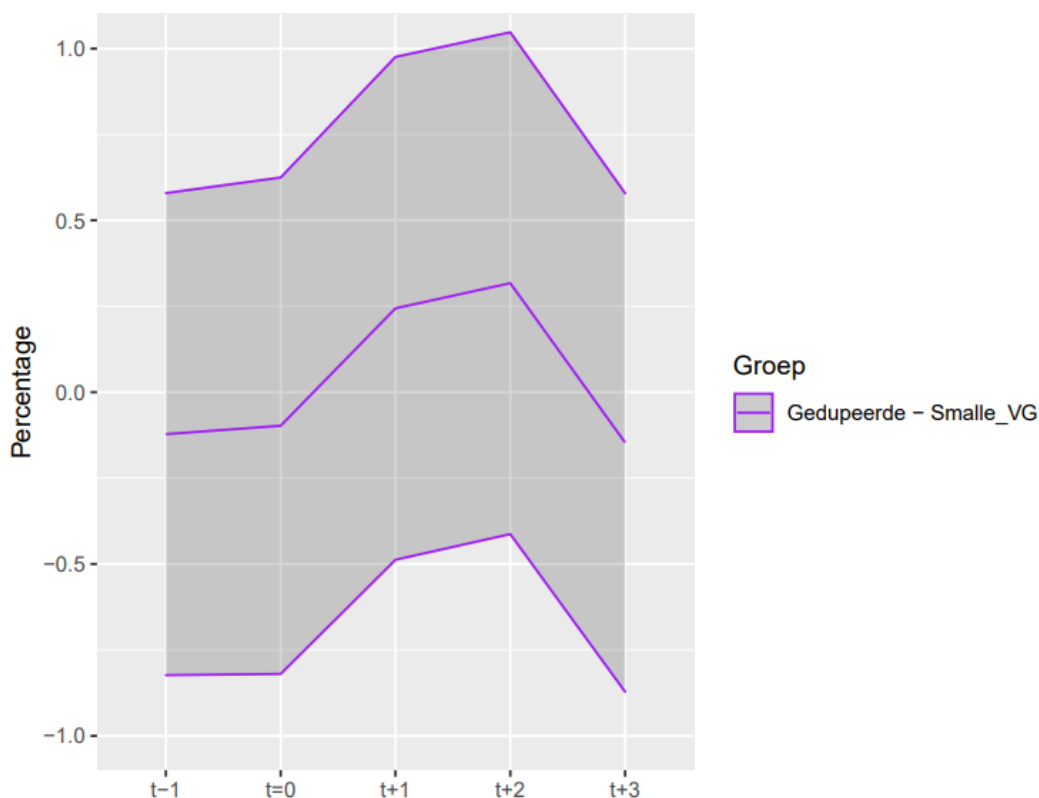
Figuur 6.1.2. uit het rapport met betrouwbaarheidsmarges (95%-interval)



4. Onzekerheidsmarges verschillen

In onderstaande figuur staat visueel de onzekerheid weergegeven rondom het verschil tussen de gedupeerden en de smalle vergelijkingsgroep. Dit zijn de verschillen in de gemiddelden zoals deze weergegeven zijn in Figuur 6.1.1 van het rapport (en hierboven). Een negatieve waarde toont dat het geobserveerde gemiddelde van de gedupeerden lager ligt in een bepaald jaar dan van de smalle vergelijkingsgroep en een positieve waarde toont dat het gemiddelde van de gedupeerden hoger ligt. Een waarde van 0 betekent geen verschil.

Vershil in percentage kinderbeschermingsmaatregelen tussen gedupeerden en de smalle vergelijkingsgroep (95%-interval) ⁷



Vervolgens moet getoetst worden of de verschillen tussen de groepen statistisch significant zijn, rekening houdend met de onzekerheid die er is. Om te beoordelen of de tellingen van kinderbeschermingsmaatregelen van twee verschillende groepen (gedupeerd en niet gedupeerd) statistisch significant verschillen moet gekeken worden naar de waarde van het verschil tussen die tellingen, gedeeld door de totale onzekerheidsmarge van dat verschil. Die totale onzekerheidsmarge vloeit voort uit een combinatie van de factoren zoals hierboven beschreven. Als iedere onzekerheidsbron wordt beschouwd als volkomen onafhankelijk van de andere betekent dit dat de totale standaarddeviatie van het totaal verschil bepaald wordt uit de vierkantswortel van de som van de kwadraten van de afzonderlijke standaarddeviaties in beide tellingen.

De precieze toets die moet worden uitgevoerd om te beoordelen of het verschil groot genoeg is om de nulhypothese (dat het verschil consistent is met 0) te verwerpen is niet heel

⁷ De berekening van deze betrouwbaarheidsmarges is uiteraard ook gebaseerd op een *Poisson*-proces met een *Student's t*-verdeling. Aangezien we hier te maken hebben met 2 verschillende groepen, waartussen het verschil wordt gemeten voor iedere tijdsperiode, verschilt de berekening iets van de berekening voor figuur 6.1.1 en 6.1.2. Definieer het aantal personen dat te maken heeft gehad met jeugdbeschermingsmaatregelen, in een bepaalde tijdsperiode, als X (Y) voor de gedupeerde (vergelijking) groep. Dan kunnen de onder- en bovenwaarden als volgt berekend worden voor het verschil tussen X en Y.

$$(X - Y) \pm t_{\alpha,df} * \sqrt{(X+Y)} .$$

Neem als voorbeeld de gedupeerde en vergelijking groep in het jaar voor dupering. Beide groepen bestaan uit 4098 personen, waarvan 105 (110) personen binnen de gedupeerde (vergelijking) groep, in het jaar voor dupering, te maken kregen met een jeugdbeschermingsmaatregel. De volgende onder- en bovenwaarden horen bij het verschil tussen de gedupeerde en de vergelijkingsgroep:

$(105-110) \pm t_{0,975,4097*2} * \sqrt{(105+110)} = (-33,74, 23,74)$. Hier horen de percentages -0,82% en 0,58% bij zoals te zien valt in deze figuur.

gecompliceerd om uit te voeren. Er zijn wel een aantal keuzes die gemaakt moeten worden bij het uitvoeren van dergelijke significantietoetsen. De eerste keuze is het bepalen van de grenswaarden: wanneer wordt een verschil als statistisch significant beschouwd? Een veel gebruikte waarde is 1,96 x de standaarddeviatie (passend bij een 95%-betrouwbaarheidsinterval indien tweezijdig getoetst wordt). Ook moet besloten worden of er een eenzijdige toets uitgevoerd wordt of een tweezijdige toets. Bij een tweezijdige toets is de alternatieve hypothese: gedupeerden van de toeslagenaffaire hebben gemiddeld genomen vaker of minder vaak een kindbeschermingsmaatregel in het huishouden dan niet-gedupeerden. Bij een eenzijdige toets is de alternatieve hypothese: gedupeerden van de toeslagenaffaire hebben gemiddeld genomen vaker een kindbeschermingsmaatregel in het huishouden dan niet-gedupeerden (theoretisch gezien kan de alternatieve hypothese dan ook zijn dat gedupeerden dit minder vaak hebben, maar dat is in het voorliggend geval minder aannemelijk). Het CBS heeft op beide manieren getoetst. De resultaten hiervan zijn weergegeven in onderstaande tabellen.

In de eerste tabel staat informatie weergegeven over de toetsen die uitgevoerd zijn om de vraag te beantwoorden of gedupeerden afwijken van vergelijkbare niet-gedupeerden (de smalle vergelijkingsgroep). Zoals bekend wordt hiervoor naar meerdere jaren gekeken (zowel voor dupering en selectie als erna). Jaar t in de tabel is het jaar van typering/selectie. Onderstaande tabel toont bijvoorbeeld dat het verschil tussen de gedupeerden en de smalle vergelijkingsgroep op t-1 -0,12% is (zie ook grafiek 6.1.1. in het rapport: gedupeerden hebben een gemiddelde van 2,56% en de smalle vergelijkingsgroep van 2,68%). In de tabellen staan ook de bijbehorende p-waarden weergegeven. Dit reflecteert de kans dat in de verdeling gegeven door de nulhypothese (dat er geen verschil is) de in de data waargenomen waarde van de toetsingsgrootte wordt behaald of overschreden. Hoe kleiner deze waarde hoe extremer de gevonden waarde voor de toetsingsgrootte in de verdeling onder de nulhypothese is. Vaak wordt bij een p-waarde van kleiner dan 0,05 gesproken van statistisch significant: de kans dat de toetsingswaarde gevonden wordt indien de nulhypothese waar is, is klein. Zoals in onderstaande tabellen duidelijk wordt is dit bij geen enkele toets het geval geweest.⁸ Niet indien er tweezijdig getoetst wordt en niet indien er enkelzijdig getoetst wordt. Niet indien een waarde van 0,05 gehanteerd wordt en ook niet indien een minder strikte waarde gehanteerd wordt. Met andere woorden er is geen bewijs gevonden dat gedupeerden gemiddeld genomen vaker dan niet-gedupeerden kindbeschermingsmaatregelen opgelegd hebben gekregen (hieronder is dat in de eerste tabel per jaar weergegeven en bij de laatste tabel voor alle jaren na dupering samen). Ook is er gemiddeld genomen geen significante stijging waar te nemen bij gedupeerden in de jaren na dupering in vergelijking met voor dupering (middelste tabel).

Resultaten verschiltoetsen tussen gedupeerden en smalle vergelijkingsgroep (gebaseerd op de cijfers zoals weergegeven in tabel 6.1.1.)

	t-1	t	t+1	t+2	t+3
Vershil	-0,12	-0,10	0,24	0,32	-0,15
p-waarde eenzijdig	0,63	0,60	0,26	0,20	0,65
p-waarde tweezijdig	0,73	0,79	0,51	0,39	0,69

⁸ Dit was wel het geval bij de toetsen waarbij de gedupeerden vergeleken werden met de brede vergelijkingsgroep.

Resultaten verschiltoetsen tussen kindbeschermsmaatregel bij gedupeerden op t-1 in vergelijking met overige jaren (gebaseerd op de cijfers zoals weergegeven in tabel 6.1.1.)

	t	t+1	t+2	t+3
Vershil	0,17	0,41	0,44	0,17
p-waarde eenzijdig	0,32	0,13	0,12	0,32
p-waarde tweezijdig	0,63	0,26	0,23	0,63

Resultaten verschiltoetsen tussen gedupeerden en smalle vergelijkingsgroep verschillen na dupering (gebaseerd op de cijfers zoals weergegeven in tabel 6.1.2.)

Vershil	0,03
p-waarde eenzijdig	0,48
p-waarde tweezijdig	0,96

5. Conclusies

Bij het uitvoeren van statistisch onderzoek zijn onzekerheidsmarges belangrijk. Dit is iets waar het CBS uiteraard bij al haar onderzoeken rekening mee houdt. Zo ook bij het onderzoek dat uitgevoerd is naar de relatie tussen de toeslagenaffaire en kindbeschermsmaatregelen. Dit is ook de reden geweest dat het CBS in de zomer van 2022 geconcludeerd en gecommuniceerd heeft dat het met de beschikbare data niet mogelijk was om betrouwbaar te onderzoeken of uithuisplaatsingen (een onderdeel van jeugdbescherming) disproportioneel voorkomen bij gedupeerden van de toeslagenaffaire (de aantallen waren statistisch gezien te beperkt om betrouwbare uitspraken te kunnen doen).⁹

Ook bij het onderzoek naar de relatie tussen gedupeerden en kindbeschermsmaatregelen zoals gepubliceerd is op 1 november 2022 is hier rekening mee gehouden. Om het rapport zo beknopt en eenvoudig mogelijk te houden (zodat mogelijk een groter publiek bereikt zou kunnen worden) is niet alle informatie over betrouwbaarheid en onzekerheid in dat rapport opgenomen. Tijdens de Technische Toelichting op 26 januari 2023 heeft kamerlid Omtzigt verzocht om meer informatie over dit onderwerp. Deze nota tracht hierin te voorzien.

Er zijn meerdere bronnen van onzekerheid bij dit onderzoek bijvoorbeeld wat betreft de registers en de processen. In het onderzoek zijn 3 groepen bestudeerd: de groep gedupeerden (afgerond 4 100 personen), de smalle vergelijkingsgroep (afgerond 4 100 personen) en de brede vergelijkingsgroep (meer dan 1,2 miljoen personen). Vanwege de omvang zijn de betrouwbaarheidsintervallen van die laatste groep het kleinst. Om inzicht te geven in de vraag of gedupeerden als gevolg van gedupeerdheid gemiddeld genomen vaker kindbeschermsmaatregelen in het huishouden opgelegd hebben gekregen zijn twee vergelijkingen belangrijk. Ten eerste de vergelijking tussen de smalle vergelijkingsgroep en de gedupeerden. Ten tweede is het ook relevant om naar kindbeschermsmaatregelen bij de gedupeerden over de tijd heen te kijken. De conclusie van het onderzoek is, ook wanneer rekening gehouden wordt met de onzekerheidsmarges, dat er in dit onderzoek geen bewijs gevonden wordt dat gedupeerden gemiddeld genomen als gevolg van dupering extra vaak in aanraking zijn gekomen met kindbeschermsmaatregelen. Gedupeerden hebben gemiddeld

⁹ Het CBS beschikt niet over data om zogenaamde vrijwillige uithuisplaatsingen te onderzoeken.

genomen na dupering niet significant vaker te maken met kindbeschermingsmaatregelen in het gezin dan voor dupering. Ook hebben zij gemiddeld genomen op basis van de gebruikte data niet significant vaker te maken met kindbeschermingsmaatregelen dan de smalle vergelijkingsgroep. Dat gedupeerden gemiddeld genomen niet extra te maken lijken te hebben gekregen met kindbeschermingsmaatregelen als gevolg van dupering sluit niet uit dat er individuele gedupeerden zijn die als gevolg van dupering dermate in de problemen zijn geraakt dat kindbeschermingsmaatregelen ingezet zijn.