



Methodebreuken Veiligheidsmonitor 2021 op gemeenteniveau

Jan van den Brakel
Harm-Jan Boonstra

projectnummer PR000488
Methodologie
31 augustus 2022

1. Inleiding

De onderzoeksopzet van de Veiligheidsmonitor is in 2021 gewijzigd. De dataverzameling is veranderd van een combinatie van internet waarneming en waarneming via een papieren vragenlijst naar uitsluitend internet waarneming. Daarnaast is het telefonisch rappelleren afgeschaft en zijn er veranderingen in de vragenlijst doorgevoerd.

Een surveyproces bevat een groot aantal potentiële foutenbronnen die een systematisch effect op de uitkomsten hebben. Hierbij gaat het om meetfouten in de individuele antwoorden van de respondenten en selectieve non-respons. Een herontwerp van het onderliggende survey proces, zoals dat in 2021 bij de Veiligheidsmonitor heeft plaatsgevonden, heeft doorgaans tot gevolg dat het effect van deze foutenbronnen op de uitkomsten van het surveyonderzoek veranderen. Systematische verschillen in de uitkomsten ten gevolge van een verandering in het surveyproces worden methodebreuken genoemd. Deze hebben tot gevolg dat uitkomsten verkregen voor de implementatie van een nieuw surveyproces niet zonder meer vergelijkbaar zijn met de uitkomsten na implementatie. Om verstoring van de continuïteit van opgebouwde tijdreeksen te voorkomen is het noodzakelijk om de omvang van de methodebreuken te kwantificeren. Eén manier om dit te bereiken is door het oude en nieuwe surveydesign parallel aan elkaar uit te voeren. Dit wordt hierna kortweg aangeduid als een paralleltraject. Voor een algemene beschrijving van methodebreuken en een overzicht van statistische methoden om deze te kwantificeren wordt verwezen naar Van den Brakel et al. (2020).

In een eerdere analyse zijn voor twintig belangrijke doelvariabelen van de Veiligheidsmonitor methodebreuken berekend op het niveau van basisteams, politiedistricten en politieregio's. De bevindingen van deze analyse zijn beschreven in Van den Brakel en Boonstra (2022). In deze

rapportage wordt beschreven hoe voor dezelfde set van 20 doelvariabelen methodebreuken en correctiefactoren zijn geschat op het niveau van gemeenten. In paragraaf 2 wordt de methodiek beschreven waarmee voor de Veiligheidsmonitor methodebreuken zijn berekend. In paragraaf 3 worden de resultaten gepresenteerd.

2. Methodiek

Om methodebreuken ten gevolge van het herontwerp van de Veiligheidsmonitor te kwantificeren is het oude design zoals dat van 2012 tot en met 2019 is gebruikt, in 2021 parallel uitgevoerd aan het reguliere design dat gebaseerd is op het nieuwe ontwerp. De steekproefopzet van het reguliere onderzoek en het paralleltraject is gebaseerd op een enkelvoudig aselechte gestratificeerde steekproef. Voor de trekking van het CBS deel van het reguliere onderzoek en het paralleltraject wordt gestratificeerd naar Basisteams. Daarnaast hebben gemeenten de mogelijkheid om in het reguliere onderzoek aanvullende steekproeven te trekken. De stratificatie bij de oversampling hangt af van de wensen van de betreffende gemeenten. Onder het reguliere onderzoek zijn circa 173.500 respondenten waargenomen. Voor het paralleltraject was budget om een steekproef van circa 8.650 respondenten waar te nemen. De weging van het reguliere onderzoek en het paralleltraject is gebaseerd op de regressieschatter (Särndal et al. 1992). Aan de hand van de regressieschatter zijn voor twintig doelvariabelen schattingen gemaakt op basis van het reguliere onderzoek en het paralleltraject. Dit is gedaan voor de 167 basisteams, de 43 politiedistricten, de 10 politieregio's en de 352 gemeenten. Aan de hand van deze informatie zijn schattingen gemaakt voor de methodebreuken op deze vier regionale niveaus. De bevindingen voor basisteams, politiedistricten en politieregio's zijn beschreven in Van den Brakel en Boonstra (2022).

Omdat de steekproefomvang van het paralleltraject te klein is om aan de hand van de regressieschatter voldoende betrouwbare schattingen te maken op het niveau van gemeenten, zijn de schattingen op dit niveau voor het reguliere onderzoek en het paralleltraject gemodelleerd in een bivariaat hiërarchisch Bayesiaans multilevel model. Aan de hand van dit model worden nauwkeurigere model-gebaseerde schattingen verkregen op gemeenteniveau. Dit is met name relevant voor het paralleltraject omdat hier de steekproefomvang te gering is om stabiele schattingen te maken met behulp van de regressieschatter. Deze techniek is gebaseerd op de literatuur over kleindomeinschatters (small area estimation). Zie Rao en Molina (2015) voor een overzicht van deze technieken. De technische details van het bivariaat hiërarchisch Bayesiaans multilevel model voor het schatten van methodebreuken is uitgewerkt in Van den Brakel en Boonstra (2021). Voor het schatten van methodebreuken op gemeenteniveau wordt het zelfde multilevel model gebruikt als voor basisteams, politiedistricten en politieregio's. Dit multilevel model is als volgt gedefinieerd:

$$\begin{pmatrix} \hat{y}_i^{reg} \\ \hat{y}_i^{par} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_i^t \beta_{reg} \\ x_i^t \beta_{par} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tau_{j[i]}^{reg} \\ \tau_{j[i]}^{par} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_i^{reg} \\ v_i^{par} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_i^{reg} \\ e_i^{par} \end{pmatrix}. \quad (1)$$

Hierbij is \hat{y}_i^x de regressieschatter voor een doelvariabele voor gemeente i gebaseerd op het reguliere ontwerp ($x=reg$) of het paralleltraject ($x=par$). De vaste effecten voor gemeente i zijn opgenomen in een p -dimensionale vector x_i . De vaste effecten bestaan voor iedere doelvariabele uit een intercept en negen factoren voor de 10 politieregio's. Daarnaast bevatten de vaste effecten één of meer covariaten die via een step-forward selectieprocedure zijn geselecteerd uit een set van 12 potentiële covariaten die zijn afgeleid uit de Politie Registratie en de Gemeentelijke Basis

Administratie. Het gaat hierbij om hulpvariabelen die mogelijk samenhangen met de doelvariabelen en daarmee de modelschattingen op basis van Model (1) verbeteren. In Tabel 1 is een overzicht opgenomen van de hulpvariabelen die voor modelselectie zijn gebruikt. De regressiecoëfficiënten voor de vaste effecten zijn opgenomen in de p -dimensionale vectoren β_x^t , $x \in (reg, par)$. Merk op dat de schattingen op basis van het reguliere onderzoek en het paralleltraject gebruik maken van dezelfde covariaten maar dat de regressiecoëfficiënten verschillen omdat Model (1) in feite een interactie tussen de onderzoeksopzet en alle vaste effecten toelaat. Het verschil met het model dat gebruikt is om methodebreuken voor basisteams, politiedistricten en politieregio's te schatten, is dat in dat geval het model gedefinieerd is op het niveau van de basisteams. Schattingen voor politiedistricten en politieregio's zijn verkregen door de modelschattingen voor de basisteams te aggregeren. Omdat gemeenten niet genest zijn binnen basisteams, is het noodzakelijk om voor gemeenten een apart model te ontwikkelen.

In Model (1) zijn de random effecten gedefinieerd op het niveau van politiedistricten en gemeenten. Net als bij de vaste effecten verschillen de random effecten per onderzoeksopzet. Random effecten op politiedistrict niveau zijn aangegeven met $\tau_{j[i]}^x$, $x \in (reg, par)$, waarbij $j[i]$ staat voor politiedistrict j waartoe gemeente i behoort. Hierbij wordt opgemerkt dat de drie grootste gemeenten, Amsterdam, Rotterdam en Den Haag uit meerdere politiedistricten bestaan. Om deze reden zijn deze drie gemeenten als drie aparte categorieën in de politiedistrictclassificatie onderscheiden. Dit heeft tot gevolg dat 7 politiedistricten zijn samengevoegd tot drie nieuwe categorieën voor de drie grootste gemeenten. Daarmee bedraagt het aantal categorieën in de politiedistrictindeling 39 in plaats van 43. Verder is v_i^x het random effect voor gemeente i onder het reguliere onderzoek ($x=reg$) of het paralleltraject ($x=par$). De random effecten worden verondersteld een bivariaat normale verdeling te volgen:

$$\begin{pmatrix} \tau_{j[i]}^{reg} \\ \tau_{j[i]}^{par} \end{pmatrix} \cong N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\tau,reg}^2 & \rho_{\tau} \sigma_{\tau,reg} \sigma_{\tau,par} \\ \rho_{\tau} \sigma_{\tau,reg} \sigma_{\tau,par} & \sigma_{\tau,par}^2 \end{pmatrix} \right], \quad (2)$$

$$\begin{pmatrix} v_i^{reg} \\ v_i^{par} \end{pmatrix} \cong N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{v,reg}^2 & \rho_v \sigma_{v,reg} \sigma_{v,par} \\ \rho_v \sigma_{v,reg} \sigma_{v,par} & \sigma_{v,par}^2 \end{pmatrix} \right].$$

In (2) zijn $\sigma_{\tau,x}^2$ en $\sigma_{v,x}^2$, $x \in (reg, par)$, de varianties van de random effecten op het niveau van politiedistricten en gemeenten. Verder is ρ_{τ} de correlatie tussen de random effecten van het reguliere onderzoek en het paralleltraject op het niveau van politiedistrict en ρ_v de correlatie tussen de random effecten van het reguliere onderzoek en het paralleltraject op het niveau van gemeenten. Door de correlatie tussen de random effecten op het niveau van politiedistricten en gemeenten te modelleren wordt de nauwkeurigheid van de modelschattingen voor het paralleltraject versterkt met de sterk gerelateerde informatie uit het reguliere onderzoek. Eveneens wordt de nauwkeurigheid van de schattingen voor het reguliere onderzoek verbeterd met de extra informatie uit het paralleltraject. De verbetering van de nauwkeurigheid van de reguliere schattingen is echter veel geringer omdat de steekproefomvang van het reguliere onderzoek ongeveer twintig keer groter is ten opzichte van het paralleltraject.

Ten slotte zijn in Model (1) e_i^x de steekproeffouten van de regressieschatters voor gemeente i voor het reguliere onderzoek ($x=reg$) of voor het paralleltraject ($x=par$). De steekproeffouten worden verondersteld een bivariaat normale verdeling te volgen:

$$\begin{pmatrix} e_i^{reg} \\ e_i^{par} \end{pmatrix} \cong N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \psi_{i,reg} & 0 \\ 0 & \psi_{i,par} \end{pmatrix} \right]. \quad (3)$$

Hier zijn $\psi_{i,x}$ de varianties van de steekproeffouten van gemeente i in het reguliere onderzoek ($x=reg$) of het paralleltraject ($x=par$). Deze varianties worden geschat uit de steekproefdata en worden in Model (1) gebruikt als informatie die buiten het model om bekend zijn. Met name voor het paralleltraject zijn de schattingen voor de varianties van de steekproeffouten onbetrouwbaar. De varianties zijn daarom op de volgende manier gepooled over de gemeenten:

$$\psi_{i,x} = [\sum_{i=1}^K (n_{i,x} - 1) S_{i,x}^2] / [(n_x - K) n_{i,x}].$$

Hierbij is $n_{i,x}$ de steekproefomvang van gemeente i bij het reguliere onderzoek ($x=reg$) of het paralleltraject ($x=par$), n_x de totale steekproefomvang van het reguliere onderzoek ($x=reg$) of het paralleltraject ($x=par$), K het aantal gemeenten en $S_{i,x}^2$ de variantie van de residuen van de regressieschatting \hat{y}_i^x van gemeente i (merk op dat $var(\hat{y}_i^x) \approx S_{i,x}^2/n_{i,x}$).

In (3) wordt verondersteld dat de steekproeffouten van het reguliere onderzoek en het paralleltraject ongecorrleerd zijn. Die aanname is redelijk omdat beide onderzoeken zijn gebaseerd op twee steekproeven die onafhankelijk van elkaar zijn getrokken uit een eindige populatie met een verwaarloosbaar kleine steekproeffractie.

Model (1) wordt geschreven als een hiërarchisch Bayesiaans multilevel model. Prior verdelingen die voor de verschillende modelcomponenten verondersteld worden zijn beschreven in Van den Brakel en Boonstra (2021). Het model wordt vervolgens gefit met behulp van Markov chain Monte Carlo (mcmc) simulaties waarbij gebruik wordt gemaakt van de Gibbs sampler (Geman and Geman, 1984; Gelfand and Smith, 1990). De full conditional verdelingen zoals die worden gebruikt in de Gibbs sampler zijn beschreven in Boonstra en Van den Brakel (2022). De analyses zijn uitgevoerd in R met behulp van het package mcmcsc (Boonstra, 2020).

De mcmc simulatie wordt in drie onafhankelijke ketens uitgevoerd. Na een burn-in reeks van 5000 iteraties wordt iedere keten met een lengte van 20.000 iteraties uitgevoerd. Dit resulteert in een totaal van 60.000 mcmc iteraties voor het berekenen van puntschattingen en standaardfouten. Aan de hand van standaard convergentie diagnostieken is vastgesteld dat de drie simulatie ketens van deze omvang goed convergeren.

Model (1) wordt gefit op het meest gedetailleerde niveau van gemeenten. Voor iedere replica in de mcmc output wordt een voorspelling gemaakt voor de doelvariabele onder het reguliere design en het paralleltraject door de som over de modelcomponenten te berekenen op het meest gedetailleerde niveau van gemeenten:

$$\tilde{y}_i^{x,(s)} = x_i^t \beta_x^{(s)} + \tau_{j[i]}^{x,(s)} + v_i^{x,(s)}, \quad x \in (reg, par), \quad s=1, \dots, 60.000,$$

waarbij het superscript (s) de replica in de mcmc simulatie aanduidt. Op overeenkomstige wijze wordt voor iedere replica een schatting gemaakt voor de methodebreuken door het volgende contrast te berekenen:

$$\Delta_i^{(s)} = \tilde{y}_i^{reg,(s)} - \tilde{y}_i^{par,(s)} = x_i^t (\beta_{reg}^{(s)} - \beta_{par}^{(s)}) + \tau_{j[i]}^{reg,(s)} - \tau_{j[i]}^{par,(s)} + v_i^{reg,(s)} - v_i^{par,(s)}.$$

Puntschattingen en varianties voor de doelvariabelen en de methodebreuken op het niveau van de gemeenten worden vervolgens verkregen als het gemiddelde en de variantie over de mcmc simulaties:

$$\tilde{y}_i^x = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \tilde{y}_i^{x,(s)}, \quad var(\tilde{y}_i^x) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S (\tilde{y}_i^{x,(s)} - \tilde{y}_i^x)^2, \quad x \in (reg, par),$$

$$\Delta_i = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \Delta_i^{(s)}, \quad var(\Delta_i) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S (\Delta_i^{(s)} - \Delta_i)^2,$$

met S het totaal aantal replica's in de mcmc simulatie ($S=60.000$).

Tabel 1: Hulpvariabelen voor model selectie op gemeenteniveau

Naam	Beschrijving
Inwoners_15_25	Percentage inwoners met een leeftijd tussen de 15 en 25 jaar
Inwoners_65_plus	Percentage inwoners met een leeftijd van 65 jaar en ouder
Migranten	Percentage allochtonen
Migranten_niet_westers	Percentage niet-Westerse allochtonen
Bijstand	Percentage inwoners met bijstandsuitkering
Stedelijkheid	Gemiddelde stedelijkheidsgraad basisteam in 5 categorieën
Misdrijven_totaal	Totaal aantal geregistreerde misdrijven tegen de bevolking per 1000 inwoners
Vermogen	Aantal geregistreerde vermogensdelicten tegen de bevolking per 1000 inwoners
Geweld	Aantal geregistreerde geweldsdelicten tegen de bevolking per 1000 inwoners
Drugs	Aantal geregistreerde drugsdelicten per 1000 inwoners
Wapens	Aantal geregistreerde wapendelicten per 1000 inwoners
Vernielingen	Aantal geregistreerde vernielingen en verstoring van de openbare orde per 1000 inwoners

3. Resultaten

Tabel 2 bevat een overzicht van de doelvariabelen waarvoor methodebreuken zijn geanalyseerd. De analyse start met het selecteren van covariaten voor het fixed effect deel van model (1). Dit gebeurt aan de hand van een step-forward variabele selectie procedure waarbij het Deviance Information Criteria (DIC) (Spiegelhalter, Best, Carlin en van der Linde, 2002) wordt geminimaliseerd. Het DIC is een model evaluatie maat die kleiner wordt naarmate de modelfit verbeterd en een hogere penalty oplegt naarmate de model complexiteit toeneemt. De penalty voor model complexiteit hangt af van het aantal covariaten in het fixed effect deel en de omvang van de random componenten van het multilevel model. Om de rekentijd te beperken is tijdens de modelselectie gewerkt met drie simulatie ketens die ieder een burn-in reeks van 500 iteraties en een simulatie keten van 1500 iteraties hebben. De DIC waarden tijdens de modelselectie zijn daarmee gebaseerd op 4500 iteraties. Tabel 3 bevat een overzicht van de hulpvariabelen die in Model (1) voor de vaste effecten zijn geselecteerd uit de set van potentiële hulpvariabelen uit Tabel 1.

Op basis van de geselecteerde modellen zijn aan de hand van de mcmc simulatie output schattingen gemaakt voor de doelvariabelen op basis van het reguliere onderzoek (\tilde{y}_i^{reg}) en het paralleltraject

(\tilde{y}_i^{par}) en de bijbehorende methodebreuken (Δ_i). Via een twee-zijdige t-toets is onderzocht of de schattingen voor de methodebreuken significant verschillen van nul met een 5% significantie niveau. Tabel 4 geeft een overzicht van het aantal significant van nul verschillende schattingen. Voor de variabelen waarbij de schattingen voor de methodebreuken significant zijn, zijn correctiefactoren berekend die gedefinieerd zijn als:

$$f_i^{y,z} = \frac{\tilde{y}_i^{reg}}{\tilde{y}_i^{par}}. \quad (4)$$

Op deze wijze zijn er per doelvariabele voor de 352 gemeenten correctiefactoren berekend. Deze zijn in aparte Excel-bestanden gepubliceerd, samen met de correctiefactoren voor de basisteams, politiedistricten en politieregio's. Deze factoren kunnen worden gebruikt om de cijfers gepubliceerd onder het oude design gedurende 2012 tot en met 2019, vergelijkbaar te maken met de cijfers die zijn gebaseerd onder het nieuwe design zoals dat vanaf 2021 wordt gebruikt. Daartoe worden de cijfers gebaseerd op het oude design vermenigvuldigd met de correctiefactoren in (4). De correctiefactoren in (4) zijn gebaseerd op model-schattingen en hebben daarom een bepaalde mate van onzekerheid. Dit betekent dat de betrouwbaarheidsmarge van cijfers die worden gecorrigeerd met (4) groter zijn dan de betrouwbaarheidsmarges van de ongecorrigeerde cijfers zoals die op Statline staan vermeld. In een vervolpublicatie zal worden uitgewerkt hoe de standaardfouten van (4) doorwerken in de standaardfouten en betrouwbaarheidsmarges van de gecorrigeerde cijfers.

Bij de analyse van methodebreuken worden per doelvariabele een groot aantal univariate t-toetsen onafhankelijk van elkaar uitgevoerd. Dit heeft tot gevolg dat het overall significantie niveau van deze analyse veel hoger is dan het 5% niveau van de afzonderlijke toetsen. Deze aanpak impliceert dat onder de nulhypothese dat er geen methodebreuken zijn, verwacht mag worden dat voor circa 5% van de uitgevoerde toetsen de nulhypothese onterecht verworpen zal worden. De praktische implicatie van deze overweging is dat variabelen waarbij voor gemeenten voor ongeveer 18 domeinen (d.w.z. gemeenten) de nulhypothese verworpen wordt, dit nog geen aanleiding is om te concluderen dat er sprake is van een methodebreuk. Op basis van deze overweging is in de laatste kolom van Tabel 4 aangegeven voor welke variabelen wel of geen methodebreuk kan worden vastgesteld. Daarbij is in overweging genomen dat significante breuken voornamelijk het zelfde teken moeten hebben. Als alternatief zou een simultane toets zoals die van Bonferroni kunnen worden uitgevoerd. Het nadeel van deze toets is dat bij het grote aantal toetsen dat in deze toepassing wordt uitgevoerd het onderscheidingsvermogen van de analyse erg laag wordt. Om deze reden is voor de bovenstaande pragmatische interpretatie gekozen.

Voor 26 gemeenten geldt dat deze nagenoeg exact overeen komen met de indeling naar basisteams. Voor deze gemeenten zijn de correctiefactoren vervangen voor de schattingen voor de basisteams op basis van het model beschreven in Van den Brakel en Boonstra (2022). Zie Tabel 5 voor een lijst van gemeenten waarvoor de correctiefactoren van de overeenkomstige basisteams gebruikt zijn.

Voor vier variabelen, namelijk "Aangifte delicten totaal", "Aangiftebereidheid", "Voelt zich vaak onveilig", en "Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt" is in het paralleltraject voor een groot aantal basisteams de doelvariabele op nul geschat. Om deze reden zijn voor deze vier variabelen een model vergelijkbaar met Model (1) geschat op het niveau van de 43 politiedistricten. Zie Van den Brakel en Boonstra (2022) voor details. Voor deze vier variabelen zijn alleen correctiefactoren berekend voor politiedistricten en politieregio's. Voor de basisteams wordt de correctiefactor genomen van het politiedistrict waartoe het basisteam behoort. Omdat met het model op

gemeenteniveau bij deze vier variabelen vergelijkbare problemen optreden, zijn voor de gemeenten ook voor deze vier variabelen de correctiefactoren voor politiedistrict overgenomen met uitzondering van de gemeenten Amsterdam, Rotterdam en Den Haag. Deze laatste drie gemeenten bestaan immers uit meerdere politiedistricten en de steekproefomvang is dermate groot dat de modelschattingen op basis van het model op gemeenteniveau betrouwbaar zijn.

Voor de variabelen "Sociale overlast", "Slachtofferschap geweldsdelicten" en "Tevredenheid politieoptreden bij laatste contact" zijn voor een aantal gemeenten onrealistisch hoge correctiefactoren berekend. Dit komt omdat bij de zeer geringe steekproefaantallen betrekkelijk zeldzame verschijnselen niet worden waargenomen en daardoor met de directe schatter op 0% worden geschat. Voor de meeste variabelen zijn de modelschattingen voldoende gecorrigeerd. Bij de drie hiervoor genoemde variabelen gebeurt dit niet voor alle gemeenten en veroorzaken de lage waarden van de modelschattingen voor de variabelen onder het paralleltraject in de noemer van (4) onrealistische waarden voor de correctiefactoren. In tegenstelling tot de variabelen "Aangifte delicten totaal", "Aangiftebereidheid", "Voelt zich vaak onveilig", en "Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt", zijn voor deze drie variabelen wel stabiele correctiefactoren op het niveau van basisteams beschikbaar. De volgende pragmatische imputatie is toegepast op de variabelen "Sociale overlast", "Slachtofferschap geweldsdelicten" en "Tevredenheid politieoptreden bij laatste contact":

- Voor gemeenten waarvoor geldt dat:
 - o de correctiefactor groter is dan de maximale waarde van de correctiefactoren voor de basisteams,
 - o of dat de correctiefactor kleiner is dan de minimale waarde van de correctiefactoren voor de basisteams,
 - o en dat tenminste 95% van de oppervlakte van de gemeente tot 1 basisteam behoort,wordt de correctiefactor van het betreffende basisteam geïmputeerd.
- Voor gemeenten waarvoor geldt dat:
 - o de correctiefactor groter is dan de maximale waarde van correctiefactoren voor de basisteams,
 - o of dat de correctiefactor kleiner is dan de minimale waarde van de correctiefactoren voor de basisteams,
 - o en minder dan 95% van de oppervlakte van de gemeente tot 1 basisteam behoort,wordt de correctiefactor van het politiedistrict waartoe de gemeente behoort, geïmputeerd.

Tabel 2: Overzicht doelvariabelen Veiligheidsmonitor waarvoor methodebreuken geanalyseerd zijn.

Naam	Omschrijving
Leefbaarheid buurt	Rapportcijfer leefbaarheid in de woonbuurt schaal 0-10
Veiligheid woonbuurt	Rapportcijfer veiligheid in de woonbuurt schaal 0-10
Voelt zich wel eens onveilig	Percentage mensen dat zich wel een onveilig voelt
Voelt zich wel eens onveilig eigen buurt	Percentage mensen dat zich wel eens onveilig voelt in eigen buurt
Sociale cohesie	Sociale cohesie op een schaal van 0-10
Fysieke voorzieningen	Fysieke voorzieningen in buurt - schaalscore (0-10)
Fysieke verloedering	Percentage respondenten dat veel overlast heeft van een of meer vormen van fysieke verloedering
Verkeersoverlast	Percentage respondenten dat veel overlast heeft van een of meer vormen van verkeersoverlast
Sociale overlast	Percentage respondenten dat veel overlast heeft van een of meer vormen van sociale overlast
Slachtofferschap totaal	Percentage respondenten dat slachtoffer is van één of meer misdrijven
Slachtofferschap geweld	Percentage respondenten dat slachtoffer is van een geweldsdelict
Slachtofferschap vermogen	Percentage respondenten dat slachtoffer is van een vermogensdelict
Slachtofferschap vernielingen	Percentage respondenten dat slachtoffer is van een vernielingsdelict
Tevreden leefbaarheid en veiligheid gemeente	Percentage respondenten dat (zeer) tevreden is over gemeente m.b.t. leefbaarheid en veiligheid
Tevreden functioneren politie in buurt	Percentage respondenten dat (zeer) tevreden is over politie functioneren in eigen buurt
Tevredenheid politie optreden laatste contact	Percentage respondenten dat (zeer) tevreden is over politie optreden bij laatste contact
Aangegeven delicten totaal	Totaal aantal ondervonden delicten per 100 inwoners
Aangiftebereidheid delicten totaal	Aangiftebereidheid op grond van alle ondervonden delicten (percentage aangegeven delicten)
Voelt zich vaak onveilig	Percentage mensen dat zich vaak onveilig voelt
Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt	Percentage mensen dat zich vaak onveilig voelt in eigen buurt

Tabel 3: Overzicht covariaten fixed effect component van Model (1)

Naam	Omschrijving
Leefbaarheid buurt	Const + Polreg + Bijstand + Drugs
Veiligheid woonbuurt	Const + Polreg + Bijstand + Migranten_niet_westers
Voelt zich wel eens onveilig	Const + Polreg + Migranten_niet_westers + Stedelijkheid
Voelt zich wel eens onveilig eigen buurt	Const + Polreg + Bijstand + Migranten_niet_westers + Geweld
Sociale cohesie	Const + Polreg + Bijstand + Migranten_niet_westers
Fysieke voorzieningen	Const + Polreg + Bijstand
Fysieke verloedering	Const + Polreg + Bijstand
Verkeersoverlast	Const + Polreg + Bijstand
Sociale overlast	Const + Polreg + Bijstand + Migranten_niet_westers
Slachtofferschap totaal	Const + Polreg + Misdrijven_totaal + Migranten
Slachtofferschap geweld	Const + Polreg + Misdrijven_totaal + Geweld
Slachtofferschap vermogen	Const + Polreg + Misdrijven_totaal + Migranten
Slachtofferschap vernielingen	Const + Polreg + Bijstand + Stedelijkheid
Tevreden leefbaarheid en veiligheid gemeente	Const + Polreg + Bijstand
Tevreden functioneren politie in buurt	Const + Polreg + Inwoners_15_25
Tevredenheid politie optreden laatste contact	Const + Polreg + Misdrijven_totaal
Aangegeven delicten totaal	Const + Polreg + Misdrijven_totaal + Geweld
Aangiftebereidheid delicten totaal	Const + Polreg + Stedelijkheid
Voelt zich vaak onveilig	Const + Polreg + Geweld
Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt	Const + Polreg + Geweld

Tabel 4: Aantal significante methodebreuken per gemeente op basis van een twee-zijdige t-toets met een 5% significantie-niveau.

Variabele	Gemeente	Methodebreuk
Leefbaarheid buurt	5	Nee
Veiligheid woonbuurt	0	Nee
Voelt zich wel eens onveilig	33	Ja
Voelt zich wel eens onveilig eigen buurt	7	Nee
Sociale cohesie	35	Ja
Fysieke voorzieningen	8	Nee
Fysieke verloedering	0	Nee
Verkeersoverlast	6	Nee
Sociale overlast	1	Nee
Slachtofferschap totaal	252	Ja
Slachtofferschap geweld	266	Ja
Slachtofferschap vermogen	36	Ja
Slachtofferschap vernielingen	57	Ja
Tevreden leefbaarheid en veiligheid gemeente	188	Ja
Tevreden functioneren politie in buurt	334	Ja
Tevredenheid politie optreden laatste contact	24	Ja
Aangegeven delicten totaal	n.v.t.	Ja
Aangiftebereidheid delicten totaal	n.v.t.	Ja
Voelt zich vaak onveilig	n.v.t.	Nee
Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt	n.v.t.	Nee

Tabel 5: Gemeenten waarvoor de breukcorrectiefactoren gebaseerd zijn op de basisteams omdat deze gemeenten overeenkomen met een basisteam

Gemeente	Basisteam
Leeuwarden	1A6
Eemsdelta	1B2
Zwolle	2A2
Enschede	2B5
Ede	2D2
Amersfoort	3C1
Haarlem	4C2
Haarlemmermeer	4C4
Zoetermeer	6D1
Leidschendam-Voorburg	6D2
Wassenaar	6D3
Pijnacker-Nootdorp	6D4
Rijswijk	6E1
Delft	6E2
Katwijk	6F2
Alphen aan den Rijn	6G1
Krimpenerwaard	6G5
Schiedam	7A2
Nissewaard	7E2
Hoeksche Waard	7F1
Dordrecht	7F3
's-Hertogenbosch	9A1
Roermond	10A5
Kerkrade	10B2
Heerlen	10B3
Maastricht	10C2

Referenties

- Boonstra, H.-J. (2020). mcmcscsae : Markov chain Monte Carlo Small Area Estimation. R package version 0.5.0.
- Boonstra, H.J. and J.A. van den Brakel. (2022), Multilevel time series models for small area estimation at different frequencies and regional levels. *Annals of Applied Statistics*. Forthcoming
- Gelfand, A.E., and Smith, A.F.M. (1990). Sampling based approaches to calculating marginal densities. *Journal of the American Statistical Association*, 85, 398-40.
- Geman, S., and Geman, D. (1984). Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. *IEEE Trans. Pattn Anal. Mach. Intell.*, 6, 721-741.
- Särndal, C.-E., B. Swensson and J. Wretman 1992. *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag.
- Spiegelhalter, D.J., Best, N.G., Carlin, B.P. and van der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 64(4), 583-639.
- Rao, J.N.K., and Molina, I. (2015). *Small Area Estimation*. Wiley-Interscience.
- Van den Brakel, J.A., and H.J. Boonstra (2021). Hierarchical Bayesian bivariate Fay-Herriot model for estimating domain discontinuities. *Survey Methodology*, vol. 47, pp. 151-189.
- Van den Brakel, J.A., X. Zhang and S.M. Tam (2020). Measuring discontinuities in time series obtained with repeated sample surveys. *International Statistical Review*. Vol. 88, pp.155-175.
- Van den Brakel, J.A. en H.J. Boonstra (2022). *Methodebreuken Veiligheidsmonitor 2021*. Externe CBS nota, 25 februari 2022, Centraal Bureau voor de Statistiek, afdeling Methodologie.