



# Methodebreuken Veiligheidsmonitor 2021

Jan van den Brakel  
Harm-Jan Boonstra

projectnummer PR000488  
Methodologie  
25 februari 2022

## 1. Inleiding

Zoals beschreven in de onderzoeksverantwoording, is de onderzoeksopzet van de Veiligheidsmonitor 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 nieuwe 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 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 paragraaf 2 wordt de methodiek beschreven waarmee voor de Veiligheidsmonitor methodebreuken zijn berekend die het gevolg zijn van de introductie van de nieuwe

onderzoekopzet die vanaf 2021 gebruikt wordt. 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 Basisteamen. 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 basisteamen, de 43 politiedistricten en de 10 politieregio's. Aan de hand van deze informatie zijn schattingen gemaakt voor de methodebreuken op deze drie regionale niveaus.

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 basisteamen en politiedistricten, zijn de schattingen op het niveau van de basisteamen 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 het niveau van de basisteamen en de politiedistricten. 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). Het multilevel model voor het schatten van methodebreuken 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 basisteam  $i$  gebaseerd op het reguliere ontwerp ( $x=reg$ ) of het paralleltraject ( $x=par$ ). De vaste effecten voor basisteam  $i$  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  $\beta_x^t$ ,

$x \in (reg, par)$ . Merk op dat de schattingen op basis van 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.

Verder zijn in Model (1) random effecten gedefinieerd op het niveau van politiedistricten en basisteams. 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 basisteam  $i$  behoort. Verder is  $v_i^x$  het random effect voor basisteam  $i$  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 basisteams. Verder is  $\rho_{\tau}$  de correlatie tussen de random effecten van het reguliere onderzoek en het paralleltraject op het niveau van politiedistrict en  $\rho_v$  de correlatie tussen de random effecten van het reguliere onderzoek en het paralleltraject op het niveau van basisteams. Door de correlatie tussen de random effecten op het niveau van politiedistricten en basisteams 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 basisteam  $i$  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 basisteam  $i$  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 basisteams:

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

Hierbij is  $n_{i,x}$  de steekproefomvang van basisteam  $i$  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 basisteams en  $S_{i,x}^2$  de populatievariantie van de residuen van de regressieschatting  $\hat{y}_i^x$  van basisteam  $i$  (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 basisteams. 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 basisteams:

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

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 basisteams worden 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 ( $S=60.000$ ). Puntschattingen en varianties voor de doelvariabelen en methodebreuken op het niveau van politiedistricten en politieregio's worden verkregen door de mcmc simulaties te aggregeren naar deze twee niveaus en vervolgens gemiddelden en varianties over de geaggregeerde simulatie output te berekenen. Dit gaat op de zelfde manier als hiervoor beschreven voor de basisteams.

Tabel 1: Hulpvariabelen voor model selectie op basisteam niveau

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 ( $\Delta_i$ ). 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 verschillende schattingen bij de basisteams, politiedistricten en politieregio's. Voor de variabelen waarbij de schattingen voor de methodebreuken significant verschillend zijn, zijn correctie factoren berekend voor de basisteams, politiedistricten en politieregio's. Deze factoren zijn gedefinieerd als:

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

Hierbij zijn  $\tilde{y}_k^{x,z}$  de model schattingen verkregen uit de mcmc simulatie van model (1) voor doelvariabele  $y$  op basis van het reguliere onderzoek ( $x=reg$ ) of het paralleltraject ( $x=par$ ) voor het  $k$ -de domein van regionale eenheid  $z$  ( $z$ =basisteam, politiedistrict of politieregio). Op deze wijze zijn er per doelvariabele voor de basisteams 167 correctiefactoren, voor de politiedistricten 43 correctiefactoren en voor de politieregio's 10 correctiefactoren berekend. Deze zijn in aparte Excel-bestanden gepubliceerd. 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 de basisteams voor ongeveer 10 domeinen (d.w.z. basisteams) 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. 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 de doelvariabele "Percentage mensen dat zich wel eens onveilig voelt in eigen buurt" (Onveilig eigen buurt) zijn 16 significante methodebreuken bij de basisteams waargenomen. Omdat er geen regelmatig patroon in de richting van de breuken is waargenomen, is hier toch geconcludeerd dat er bij deze variabele geen sprake is van een methodebreuk. Bij andere variabelen waarvoor geconcludeerd is dat er sprake is van een methodebreuk is er een veel eenduidigere richting in de waargenomen breuken.

Voor drie variabelen, namelijk "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. Dat komt omdat het om relatief zeldzame gebeurtenissen gaat die in de betrekkelijk kleine steekproefomvang van het paralleltraject niet waargenomen zijn. Het grote aantal nullen bij deze variabelen hebben tot gevolg dat met Model (1) op het niveau van basisteams geen plausible schattingen voor de methodebreuken en correctiefactoren worden verkregen. Om deze reden zijn voor deze drie variabelen een model vergelijkbaar met Model (1) geschat op het niveau van de 43 politiedistricten. Daarvoor was het noodzakelijk om politieregio niet als een vast effect, maar als een random effect te modelleren. De vector  $x_i$  bevat dus uitsluitend een constante en één of meer covariaten uit Tabel 1 die tijdens de modelselectie geselecteerd zijn. Het model bevat twee random componenten voor politieregio en politiedistrict. Deze zijn op een overeenkomstige manier gedefinieerd als in (2). De steekproeffouten zijn gedefinieerd overeenkomstig (3), maar nu op het niveau van politiedistrict.

Voor deze drie variabelen zijn alleen correctiefactoren berekend voor politiedistricten en politieregio's. Voor de basisteams kan de correctiefactor worden genomen van het politiedistrict waartoe het basisteam behoort.

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



Tabel 4: Aantal significante methodebreuken per basisteam, politiedistrict en politieregio op basis van een twee-zijdige t-toets met een 5% significantie niveau.

Variabele	Basisteam	Politiedistrict	Politieregio	Methodebreuk
Leefbaarheid buurt	0	0	1	Nee
Veiligheid woonbuurt	0	0	0	Nee
Voelt zich wel eens onveilig	8	3	0	Nee
Voelt zich wel eens onveilig eigen buurt	16	4	1	Nee
Sociale cohesie	78	37	10	Ja
Fysieke voorzieningen	84	37	10	Ja
Fysieke verloedering	1	0	0	Nee
Verkeersoverlast	12	5	1	Nee
Sociale overlast	2	0	0	Nee
Slachtofferschap totaal	138	40	10	Ja
Slachtofferschap geweld	147	41	10	Ja
Slachtofferschap vermogen	56	16	6	Ja
Slachtofferschap vernielingen	46	17	5	Ja
Tevreden leefbaarheid en veiligheid gemeente	73	22	5	Ja
Tevreden functioneren politie in buurt	159	43	10	Ja
Tevredenheid politie optreden laatste contact	16	6	2	Ja
Ondervonden delicten totaal	n.v.t.	34	7	Ja
Aangiftebereidheid delicten totaal	n.v.t.	0	6	Ja
Voelt zich vaak onveilig	n.v.t.	0	1	Nee
Voelt zich vaak onveilig in eigen buurt	n.v.t.	0	0	Nee

## 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, 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.