

Trendbreukanalyse Veiligheidsmonitor 2005

Jan van den Brakel



Verklaring der tekens

.	=	gegevens ontbreken
*	=	voorlopig cijfer
x	=	geheim
–	=	nihil
–	=	(indien voorkomend tussen twee getallen) tot en met
0 (0,0)	=	het getal is minder dan de helft van de gekozen eenheid
niets (blank)	=	een cijfer kan op logische gronden niet voorkomen
2006–2007	=	2006 tot en met 2007
2006/2007	=	het gemiddelde over de jaren 2006 tot en met 2007
2006/'07	=	oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz. beginnend in 2006 en
		eindigend in 2007
2004/'05–2006/'07	=	boekjaar enz., 2004/'05 tot en met 2006/'07

In geval van afronding kan het voorkomen dat de totalen niet geheel overeenstemmen met de som der opgetelde getallen.

Verbeterde cijfers in de staten en tabellen zijn niet als zodanig gekenmerkt.

Colofon

Uitgever

Centraal Bureau voor de Statistiek
Prinses Beatrixlaan 428
2273 XZ Voorburg

Prepress

Centraal Bureau voor de Statistiek - Facilitair bedrijf

Inlichtingen

Tel.: 0900 0227 (€ 0,50 per minuut)
Fax: (070) 337 59 94
Via contactformulier: www.cbs.nl/infoservice

Bestellingen

E-mail: verkoop@cbs.nl
Fax: (045) 570 62 68

Internet

www.cbs.nl

© Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg/Heerlen, 2007.
Verveelvoudiging is toegestaan, mits het CBS als bron wordt vermeld.

Samenvatting:

De Veiligheidsmonitor Rijk (VMR) gaat vanaf 2006 de waarneming van indicatoren over het thema veiligheid en politiefunctie overnemen van het Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS), de Politiemonitor Bevolking (PMB) en onderdelen van de Leefbaarheids- en Veiligheidsenquête. In het eerste kwartaal van 2005 is de VMR uitgevoerd om te onderzoeken wat het effect is op vier beleidsindicatoren ten gevolge van de overgang van het POLS en de PMB naar de VMR. De steekproefomvang van de VMR 2005 is er op gebaseerd om vooraf gespecificeerde verschillen voor die vier indicatoren op landelijk niveau voldoende nauwkeurig waar te kunnen nemen (Van den Brakel en Van Berkel, 2004). Op basis van variantieberekeningen is gekozen voor een steekproef van 7.650 te benaderen personen. Deze steekproefomvang maakt het mogelijk om de volgende verschillen met een betrouwbaarheid van 95% en een onderscheidingsvermogen van 90% waar te nemen:

- 1. Tevredenheid over politieoptreden: 5 procentpunten*
- 2. Beschikbaarheid van politie: 0,18 punten op een schaaftscore van 0 tot 10*
- 3. Gewelddelicten: 0,03 delicten per persoon per jaar*
- 4. Vermogensdelicten: 0,03 delicten per persoon per jaar*

Voor deze vier indicatoren zijn de volgende verschillen geconstateerd:

- 1. Tevredenheid over politieoptreden: 9,8 procentpunten*
- 2. Beschikbaarheid van politie: 0,02 punten*
- 3. Gewelddelicten: 0,02 delicten per persoon per jaar*
- 4. Vermogensdelicten: 0,01 delicten per persoon per jaar*

Hieruit volgt dat alleen voor de tevredenheid over het politieoptreden een significant verschil (trendbreuk) kan worden aangetoond ten gevolge van de overgang van de PMB naar de VMR. Het waargenomen verschil is het resultaat van een aantal factoren in de onderzoeksopzet van de VMR die zijn veranderd ten opzichte van de PMB. De belangrijkste factoren zijn verschillen tussen steekproefkaders, waarnemingsmethodes, vragenlijsten en de manieren waarop de tevredenheid wordt afgeleid uit de onderliggende variabelen. Omdat deze factoren gelijktijdig zijn veranderd, is een uitsplitsing naar de effecten van de afzonderlijke factoren niet mogelijk.

In deze nota wordt een methode voorgesteld om schattingen voor de tevredenheid over het politieoptreden te corrigeren voor de waargenomen trendbreuk. Globaal gesproken komt het erop neer dat de cijfers op landelijk en regionaal niveau gecorrigeerd worden voor het verschil zoals dat op landelijk niveau is waargenomen. De correctie is kleiner naarmate het te corrigeren cijfer dicht bij de nul of honderd procent komt. Dit gebeurt door de correctie evenredig te kiezen met de nauwkeurigheid waarmee het te corrigeren cijfer is geschat. Hierdoor wordt bereikt dat het gecorrigeerde cijfer geen waarde kan krijgen buiten de toelaatbare range van nul tot honderd procent en dat er een statistische interpretatie kan worden gegeven

aan de voorgestelde correctiemethode. Verder wordt aangegeven hoe varianties voor deze gecorrigeerde cijfers kunnen worden berekend.

Met deze methode kunnen de reeksen van deze indicator op landelijk en regionaal niveau die over de periode van 1993 tot en met 2005 zijn waargenomen met de PMB worden gecorrigeerd voor de trendbreuk met de VMR. Deze gecorrigeerde reeksen zijn als bijlage in deze nota opgenomen. Het is ook mogelijk om de schattingen die de komende jaren met de VMR worden verkregen te corrigeren voor de trendbreuk met de PMB. Dit laatste heeft als nadeel dat de komende jaren twee verschillende cijfers voor dezelfde indicator bestaan. In 2008 gaat de VMR op in de Veiligheidsmonitor, waarin de VMR geïntegreerd wordt met lokale veiligheidsmonitors. De consequentie hiervan is dat de voorgestelde trendbreukcorrectie tot 2008 toepasbaar is om de continuïteit van de opgebouwde reeks te waarborgen. Daarom wordt geadviseerd om de komende twee jaar de schattingen op basis van de VMR te corrigeren voor de trendbreuk met de PMB. In dit geval wordt de correctie over een veel korter tijdsinterval uitgevoerd en zijn de veronderstellingen die ten grondslag liggen aan de correctiemethode beter verdedigbaar.

Trefwoorden: Politiemonitor Bevolking, Permanent Onderzoek Leefsituatie.

	Blz.
1. Inleiding	6
2. Beschrijving van de steekproefonderzoeken	6
2.1 Politiemonitor Bevolking (PMB)	6
2.2 Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS)	7
2.3 Veiligheidsmonitor Rijk (VMR)	7
3. Onderzoeksopzet trendbreukanalyse	8
4. Beschrijving van de indicatoren	12
4.1 Gewelds- en vermogensdelicten	12
4.2 Politieperformance	13
5. Veldwerkresultaten	15
6. Analyse indicatoren gewelds- en vermogensdelicten	16
6.1 Tijdreeksen POLS	17
6.2 Schattingen gewelds- en vermogensdelicten VMR	21
6.3 Analyse trendbreuken gewelds- en vermogensdelicten	22
7. Analyse indicatoren politieperformance	22
7.1 Resultaten	23
7.2 Nadere analyse tevredenheid politieoptreden	24
8. Trendbreukcorrectie	29
8.1 Landelijke cijfers	30
8.2 Regionale cijfers	32
8.3 Alternatieve correctiemethoden	34
9. Conclusie	35
Referenties	37
Appendix A: Afleiding tevredenheid politieoptreden PMB	38
Appendix B: Afleiding tevredenheid politieoptreden VMR	39
Appendix C: Procentuele verdeling voor CAPI en CATI van de VMR naar persoonskenmerken	40
Appendix D: Items beschikbaarheid politie	41
Appendix E: Gecorrigeerde cijfers tevredenheid politieoptreden	42
Appendix F: Varianties van trendbreukgecorrigeerde cijfers	43

1. Inleiding

Met ingang van 2006 wordt de Veiligheidsmonitor Rijk (VMR) uitgevoerd. Dit onderzoek vervangt de Politie-monitor Bevolking (PMB), onderdelen van Recht en Veiligheid uit het Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS) en de rijksrelevante delen van de Leefbaarheids- en Veiligheidsenquête. Om vast te stellen wat het effect is van de veranderingen in de onderzoeksopzet op de belangrijkste uitkomsten van deze enquêtes, is de VMR in het eerste kwartaal van 2005 in beperkte omvang uitgevoerd. In deze nota wordt op landelijk niveau geanalyseerd wat de effecten zijn voor twee beleidsindicatoren uit het POLS en twee uit de PMB ten gevolge van de overgang naar de VMR.

De opbouw van de nota is als volgt. In paragraaf 2 wordt de opzet van de PMB, het POLS en de VMR kort beschreven. De uitgangspunten en de opzet van het onderzoek naar de mogelijke trendbreuken zijn samengevat in paragraaf 3. Dit is een samenvatting van de nota "Onderzoeksopzet van de VMR 2005" (Van den Brakel en van Berkel, 2004). In paragraaf 4 worden de indicatoren beschreven waarvoor onderzocht is of er trendbreuken zijn ten gevolge van de overgang van de PMB of het POLS naar de VMR. Een verantwoording van de respons van de verschillende steekproefonderzoeken waarop de trendbreukanalyse gebaseerd is, wordt gegeven in paragraaf 5. De resultaten van de trendbreukanalyses zijn beschreven in paragrafen 6 en 7. In paragraaf 8 wordt een methode voorgesteld om trendbreukgecorrigeerde cijfers te berekenen. De nota wordt in paragraaf 9 afgerond met een conclusie.

2. Beschrijving van de steekproefonderzoeken

2.1 Politie-monitor Bevolking (PMB)

Het doel van de Politie-monitor Bevolking (PMB) is het geven van een adequaat beeld van de onveiligheidsproblematiek en het verschaffen van inzicht in de behoefte aan veiligheidszorg van de lokale bevolking. Daartoe wordt jaarlijks in het eerste kwartaal een steekproefonderzoek onder de Nederlandse bevolking gehouden. Dit steekproefonderzoek wordt uitgevoerd door B&A Groep Beleidsonderzoek & Advies BV, Intomart BV en Pro-Info in opdracht van het Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties en het Ministerie van Justitie.

De steekproef voor de PMB wordt als volgt getrokken. Nederland is verdeeld in 25 zogenoemde politieregio's. Per politieregio worden aselekt telefoonnummers getrokken uit het telefoonafgiftebestand van KPN. Bij elk getrokken telefoonnummer wordt geprobeerd telefonisch een vraaggesprek te houden met de eerst-jarige persoon in het huishouden die vijftien jaar of ouder is. Data worden verzameld totdat per politieregio 1.000 interviews zijn afgenomen. Op deze wijze wordt een steekproef getrokken uit de doelpopulatie van personen van 15 jaar of ouder, behorende tot een huishouden met een vaste en bekende telefoonaansluiting. Voor

een meer gedetailleerde beschrijving van de PMB wordt verwezen naar B&A Groep Beleidsonderzoek & Advies BV en Intomart BV (2003).

De minimale steekproefomvang voor de PMB bedraagt 1000 respondenten per politieregio. Daarnaast hebben de politieregio's en gemeenten de mogelijkheid om op regionaal niveau een aanvullende steekproef te trekken om meer betrouwbare cijfers op regionaal niveau te krijgen. Voor 2005 heeft dit voor de PMB geresulteerd in een totale steekproef van ruim 52000 respondenten.

2.2 Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS)

Doelstelling van het Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS) is het verzamelen van informatie over de leefsituatie van de Nederlandse bevolking. Dit onderzoek wordt uitgevoerd door het CBS. Het POLS bestaat uit onafhankelijke modules die ingaan op thema's zoals gezondheid, wonen, rechtsbescherming en veiligheid. Het POLS wordt als een continue doorlopend onderzoek uitgevoerd. Daartoe wordt voor elk van deze modules maandelijks een gestratificeerde tweetrapssteekproef van personen getrokken uit de Gemeentelijke Basisadministratie (GBA). Hierbij is gestratificeerd naar Corop \times veldwerkregio (Corop is de afkorting voor Coördinatiecommissie Regionaal Onderzoeksprogramma). In 2005 is Nederland verdeeld in 40 Coropgebieden en 13 veldwerkregio's. In de eerste trap zijn gemeenten geselecteerd met een kans die evenredig is aan het inwoneraantal. In de tweede trap worden uit de geselecteerde gemeenten personen getrokken zodanig dat per module een zelfwegende steekproef ontstaat. Voor de module Rechtsbescherming en Veiligheid worden in de tweede trap personen van 12 jaar of ouder getrokken. De steekproefpersonen worden thuis bezocht door een interviewer van het CBS, die via een persoonlijk vraaggesprek de elektronische vragenlijst afneemt (CAPI). Voor een meer gedetailleerde beschrijving van het POLS wordt verwezen naar CBS (2003).

2.3 Veiligheidsmonitor Rijk (VMR)

Doel van de Veiligheidsmonitor Rijk (VMR) is het verschaffen van informatie over de ontwikkeling van de veiligheid en het veiligheidsgevoel van de Nederlandse bevolking en het functioneren van de politie en gemeenten op het gebied van veiligheid. In de VMR zijn voor deze onderwerpen de voor het rijk van belang zijnde indicatoren uit de Politiemonitor Bevolking, de Leefbaarheids- en Veiligheidsenquête en de module Rechtsbescherming en Veiligheid van het POLS geïntegreerd.

Het doel van de VMR in het eerste kwartaal van 2005 is het kwantificeren van eventuele trendbreuken voor vier beleidsindicatoren ten gevolge van de overgang van de PMB en het POLS naar de VMR. De VMR wordt voor een continue, globale monitoring op landelijk niveau in beperkte omvang gecontinueerd in het 2^{de}, 3^{de} en 4^{de} kwartaal. Indien de resultaten van de VMR 2005 geen onverklaarbare trendbreuken laten zien voor de vier beleidsindicatoren, zal de VMR met ingang van 2006 de huidige PMB vervangen. De waarneming van de module

Rechtsbescherming en Veiligheid van het POLS is met ingang van 1 januari 2005 vervallen.

De doelpopulatie van de VMR 2005 bestaat uit de in Nederland wonende bevolking van 15 jaar of ouder, exclusief bewoners van institutionele instellingen en tehuizen. Maandelijks wordt een gestratificeerde tweetrapssteekproef van personen getrokken uit de Gemeentelijke Basisadministratie (GBA). Hierbij wordt gestratificeerd naar politieregio. Net als bij het steekproefontwerp van het POLS worden in de eerste trap gemeenten geselecteerd met een kans die evenredig is aan het inwoneraantal. In de tweede trap worden uit de geselecteerde gemeenten personen getrokken zodanig dat een zelfwegende steekproef ontstaat.

In het eerste kwartaal van 2005 worden maandelijks 2.550 steekproefpersonen van 15 jaar of ouder benaderd. In het tweede, derde en vierde kwartaal worden maandelijks 510 steekproefpersonen van 15 jaar of ouder benaderd. Steekproefpersonen waarbij via KPN een vaste telefoonaansluiting bekend is, worden telefonisch benaderd door een interviewer van het CBS, die de elektronische vragenlijst telefonisch afneemt (CATI). De overige steekproefpersonen worden thuis bezocht door een interviewer van het CBS, die de elektronische vragenlijst via een persoonlijk vraaggesprek afneemt (CAPI). Uit ervaring blijkt dat bij een personensteekproef ongeveer 70 procent van de steekproefpersonen voorzien kan worden van een telefoonnummer. Dit betekent dat in het eerste kwartaal van 2005 maandelijks circa 1.785 personen telefonisch benaderd worden en dat 765 personen thuis bezocht worden. Na het eerste kwartaal worden maandelijks circa 360 personen telefonisch benaderd en 150 personen thuis bezocht.

3. Onderzoekopzet trendbreukanalyse

De afgelopen jaren is een aantal belangrijke beleidsindicatoren over het thema veiligheid waargenomen via het POLS en de PMB. Deze onderzoeken zijn in die periode zoveel mogelijk ongewijzigd uitgevoerd. Hierdoor is het mogelijk om tijdreeksen te maken die de ontwikkeling van deze indicatoren in de tijd beschrijven. Het voornemen is om de module Rechtsbescherming en Veiligheid uit het POLS en de PMB te integreren in de VMR. Veranderingen in de onderzoekopzet kunnen de schattingen van de indicatoren echter systematisch beïnvloeden. Dit heeft tot gevolg dat de tijdreeksen die de ontwikkeling van deze indicatoren beschrijven worden verstoord. Het verschijnsel dat een wijziging in de onderzoekopzet de tijdreeks van een indicator verstoort, wordt kortweg aangeduid met de term “trendbreuk”. Indien op een bepaald moment veranderingen worden doorgevoerd in de onderzoekopzet is het wenselijk dat kan worden aangegeven hoe groot het effect is van deze veranderingen op de schattingen van de belangrijkste indicatoren. Met andere woorden: het is van belang dat voor de belangrijkste indicatoren wordt aangegeven of er sprake is van een trendbreuk, en hoe groot die is. Indien deze vraag is beantwoord kan de autonome ontwikkeling van een indicator in een tijdreeks

worden gescheiden van de systematische effecten van de veranderingen in de onderzoeksopzet op de schattingen van deze indicator.

De VMR is in het eerste kwartaal van 2005 in beperkte omvang uitgevoerd om vast te stellen wat het effect is op vier beleidsindicatoren indien deze overgaan van het POLS en de PMB naar de VMR. In statistische termen kan het analyseren van een trendbreuk worden opgevat als het toetsten van de hypothese

$$\begin{aligned} H_0: \bar{Y}_1 &= \bar{Y}_2 \\ H_1: \bar{Y}_1 &\neq \bar{Y}_2 \end{aligned} \quad (3.1)$$

waarbij \bar{Y}_1 het populatiegemiddelde is van een indicator waargenomen via het POLS of de PMB en \bar{Y}_2 het populatiegemiddelde van dezelfde indicator waargenomen via de VMR. De populatiegemiddelden \bar{Y}_1 en \bar{Y}_2 worden geschat aan de hand van de beschikbare steekproefonderzoeken. Laat \hat{Y}_1 en \hat{Y}_2 schatters zijn voor respectievelijk \bar{Y}_1 en \bar{Y}_2 . Vervolgens kan hypothese (3.1) worden getoetst met een toetsgrootheid van de vorm:

$$z = \frac{\hat{Y}_1 - \hat{Y}_2}{\sqrt{\hat{V}\hat{a}r(\hat{Y}_1) + \hat{V}\hat{a}r(\hat{Y}_2)}}. \quad (3.2)$$

Voor grote steekproef aantallen is toetsgrootheid (3.2) bij benadering standaardnormaal verdeeld. Voor de technische achtergronden over het toetsen van hypothesen over verschillen tussen schattingen van eindige populatieparameters ten gevolge van veranderingen in het survey proces wordt verwezen naar Van den Brakel en Renssen (2005).

De PMB en de VMR zijn in het eerste kwartaal van 2005 parallel aan elkaar uitgevoerd. Dit betekent dat voor de indicatoren uit de PMB de populatiewaarden \bar{Y}_1 en \bar{Y}_2 met hun bijbehorende varianties kunnen worden geschat aan de hand van de data uit deze twee steekproefonderzoeken van het eerste kwartaal 2005. De module Rechtsbescherming en Veiligheid van het POLS is met ingang van 1 januari 2005 komen te vervallen. Voor de indicatoren uit het POLS zijn daarom voor het eerste kwartaal van 2005 alleen steekproefschatters en varianties beschikbaar op basis van de VMR, d.w.z. voor \bar{Y}_1 . Een schatting voor dezelfde indicator op basis van het POLS voor het eerste kwartaal van 2005 wordt in dit geval afgeleid uit de tijdreeks die hiervoor de afgelopen jaren via het POLS is waargenomen. Dit kan door voor deze tijdreeks een model te fitten en aan de hand hiervan een voorspelling te maken voor het eerste kwartaal van 2005, d.w.z. voor \bar{Y}_2 met de bijbehorende variantie.

Op dit moment is nog niet bekend wat het weegmodel wordt van de VMR als die vanaf 2006 met een omvang van circa 25000 respondenten wordt uitgevoerd. Daarom is bij de trendbreukanalyse het effect van de weging zoveel mogelijk geëlimineerd. Dit is gedaan door bij de analyse van de indicatoren uit het POLS, de

weging van de VMR te baseren op het weegmodel van het POLS en bij de analyse van de indicatoren uit de PMB, de weging van de VMR te baseren op het weegmodel van de PMB.

Een belangrijk onderdeel van de onderzoeksopzet van de VMR 2005 is het bepalen van de minimale steekproefomvang die nodig is om de hypothesen te toetsen over trendbreuken voor een aantal beleidsindicatoren. Bij het toetsen van hypothesen zijn de volgende factoren van invloed op de steekproefomvang:

1. De omvang van de trendbreuk die moet resulteren in een verwerping van de nulhypothese. De minimale steekproefomvang wordt groter naarmate het verschil dat moet leiden tot verwerping van de nulhypothese kleiner wordt.
2. De variantie van de variabelen waarop de hypothese betrekking heeft. Hoe groter de variantie, hoe groter de minimale steekproefomvang om een vooraf gespecificeerd verschil te kunnen waarnemen.
3. De betrouwbaarheid van de toets. Dit is de kans dat de nulhypothese geaccepteerd wordt gegeven dat de nulhypothese waar is, d.w.z. als er geen sprake is van een trendbreuk. De betrouwbaarheid van de toets is het complement van de kans dat de nulhypothese ten onrechte verworpen wordt. De minimale steekproefomvang wordt groter naarmate de betrouwbaarheid van de toets groter moet zijn.
4. Het onderscheidingsvermogen van de toets. Dit is de kans dat de nulhypothese verworpen wordt als de alternatieve hypothese waar is, d.w.z. als er wel sprake is van een trendbreuk. Het onderscheidingsvermogen van de toets is het complement van de kans dat de nulhypothese ten onrechte geaccepteerd wordt. De minimale steekproefomvang wordt groter naarmate het onderscheidingsvermogen van de toets groter moet zijn.
5. Het aantal variabelen waarvoor de hypothese (3.1) getoetst wordt. Er zit een risico aan het onafhankelijk toetsen van hypothese (3.1) voor meerdere variabelen. Bij een dergelijke procedure wordt de kans onacceptabel groot dat voor een of meer variabelen de nulhypothese ten onrechte wordt verworpen. Anders geformuleerd: de betrouwbaarheid van de toets wordt onacceptabel laag. Dit kan worden voorkomen door gebruik te maken van de zogenaamde multiële vergelijkmethode van Bonferroni. Deze procedure garandeert een minimaal betrouwbaarheidsniveau indien hypothese (3.1) voor een vooraf vastgesteld aantal variabelen wordt getoetst. De minimale steekproefomvang wordt groter naarmate het aantal variabelen toeneemt waarvoor hypothese (3.1) getoetst wordt.

Conform het besluit in de stuurgroep, liggen aan het bepalen van de minimale steekproefomvang van de VMR voor 2005 de volgende uitgangspunten ten grondslag. Er is gekozen om voor de vier belangrijkste beleidsindicatoren de hypothese op het optreden van een trendbreuk te toetsen. Deze analyse wordt alleen op landelijk niveau uitgevoerd. De indicatoren die geanalyseerd worden zijn:

1. Het aantal in Nederland ondervonden geweldsdelicten ten nadele van inwoners van 15 jaar of ouder
2. Het aantal in Nederland ondervonden vermogensdelicten ten nadele van inwoners van 15 jaar of ouder
3. Beschikbaarheid van de politie
4. Tevredenheid over politietoetreden van de respondenten die contact hebben gehad met de politie

De eerste twee indicatoren zijn afkomstig uit de module Rechtsbescherming en Veiligheid van het POLS. De derde en vierde indicator zijn afkomstig uit de PMB. Op basis van de berekeningen in Van den Brakel en Van Berkel (2004) en het besluit hierover in de stuurgroep is gekozen voor een te benaderen steekproefomvang van 7650 personen voor de VMR in het eerste kwartaal van 2005. Deze steekproefomvang heeft geresulteerd in circa 5200 respondenten. Hiermee kunnen de volgende trendbreuken met een betrouwbaarheid van 95% en een onderscheidingsvermogen van 90% worden waargenomen:

1. Geweldsdelicten: 0,03 delicten per persoon per jaar
2. Vermogensdelicten: 0,03 delicten per persoon per jaar
3. Beschikbaarheid politie: 0,18 punten op een schaal van 0 tot 10
4. Tevredenheid politietoetreden: 5 procentpunten

De nulhypothese dat er geen sprake is van een trendbreuk wordt verworpen indien de toetsgrootte (3.2) een waarde heeft in het zogenaamde kritieke gebied of verwerpingsgebied $(-\infty; -Z_{(1-\alpha)/(2r)}] \cup [Z_{(1-\alpha)/(2r)}; \infty)$. Hierbij is $(1-\alpha)$ het betrouwbaarheidsniveau van de toets, r het aantal indicatoren waarvoor hypothese (3.1) wordt getoetst en Z_γ het γ -de percentielpunt van de standaard normale verdeling. Dit is het kritieke gebied gebaseerd op de multiële vergelijkingsmethode van Bonferroni waarbij er rekening mee wordt gehouden dat voor vier verschillende indicatoren vier onafhankelijke toetsen worden uitgevoerd. Voor het toetsen van vier indicatoren met een betrouwbaarheidsniveau van 95% wordt het kritieke gebied van toetsgrootte (3.2) gegeven door $(-\infty; -2,498] \cup [2,498; \infty)$.

Het acceptatiegebied, dat wil zeggen de range van waarden van de toetsgrootte die leidt tot acceptatie van de nulhypothese, wordt breder naarmate hypothese (3.1) voor meer indicatoren wordt getoetst. Dit heeft tot gevolg dat, gegeven de steekproefomvang van de VMR, de verschillen groter moeten zijn willen ze kunnen worden aangetoond naarmate voor meer indicatoren hypothese (3.1) getoetst wordt. Dit geldt ook voor het analyseren van trendbreuken van een indicator voor afzonderlijke regio's.

Indien voor een of meer indicatoren een trendbreuk wordt vastgesteld, zal worden aangegeven welke factoren hierbij van invloed zijn. Hierbij wordt opgemerkt dat is gekozen voor een opzet waarbij alleen het totale effect van alle veranderingen van het POLS of de PMB ten opzichte van de VMR kunnen worden gekwantificeerd.

Eventuele trendbreuken zijn daarom het resultaat van diverse factoren die tegelijkertijd gewijzigd zijn in de onderzoeksopzet. Deze factoren zijn met elkaar verstrengeld en kunnen elkaar gedeeltelijk compenseren of versterken.

Indien voor een indicator een trendbreuk wordt vastgesteld, zal worden aangegeven hoe de uitkomsten op basis van het POLS, c.q. de PMB, en de VMR door de tijd heen met elkaar vergeleken kunnen worden. Dit gebeurt door voor die indicator een trendbreukcorrectie uit te voeren (paragraaf 8).

4. Beschrijving van de indicatoren

4.1 Gewelds- en vermogensdelicten

De twee indicatoren voor recht en veiligheid uit het POLS zijn het gemiddelde aantal geweldsdelicten en vermogensdelicten per persoon per jaar. De indicator geweldsdelicten is het totaal van drie verschillende soorten delicten, namelijk seksuele delicten, mishandelingen en bedreigingen. De indicator vermogensdelicten is het totaal van vijf verschillende soorten delicten, namelijk inbraak, fietsdiefstal, autodiefstal, diefstal uit auto en zakkenrollerij. Per respondent wordt voor iedere delictsoort het aantal voorvallen geteld die in de periode van 12 maanden voorafgaand aan het interview hebben plaatsgevonden. Hierbij worden per delictsoort maximaal drie voorvallen meegeteld. Per respondent worden dus maximaal negen voorvallen van geweldsdelicten en maximaal vijftien voorvallen van vermogensdelicten geteld.

In het POLS werd informatie over deze indicatoren op de volgende manier verzameld. Per delictsoort werd gevraagd of de steekproefpersoon de afgelopen vijf jaar slachtoffer was geweest. Zo ja, dan werd gevraagd of dat voor of na 1 januari van het voorgaande jaar was. Als het na 1 januari van het voorgaande jaar was, dan werden vragen gesteld over het laatste voorval en maximaal twee voorgaande voorvallen sinds die datum. Hierbij werden per voorval onder andere maand en jaar vastgesteld. Op deze wijze werd informatie verzameld over maximaal negen geweldsdelicten (drie delictsoorten met maximaal drie voorvallen) en vijftien vermogensdelicten (vijf delictsoorten met ten hoogste drie voorvallen). Als het voor 1 januari van het voorgaande jaar was, dan werden geen vragen gesteld.

Bij de VMR 2005 wordt informatie over slachtofferschap op bijna dezelfde manier verkregen. Het delict “inbraak” is, analoog aan de PMB, opgesplitst in twee afzonderlijke delicten, namelijk “poging tot inbraak” en “diefstal uit de woning”. Op overeenkomstige wijze is het delict “zakkenrollerij” opgesplitst in “diefstal met geweld” en “zakkenrollerij/diefstal zonder geweld”. Eerst wordt per delictsoort gevraagd of de steekproefpersoon de afgelopen vijf jaar slachtoffer is geweest. Zo ja, dan wordt gevraagd of dat voor of na 1 januari 2004 was. Als het na 1 januari 2004 was, dan worden vragen gesteld over maximaal negen voorvallen van geweldsdelicten en 21 voorvallen van vermogensdelicten. Hierbij worden maand en

jaar van de voorvallen vastgesteld. Alleen over het laatste voorval per delictsoort worden nog nadere details gevraagd. Als het voor 1 januari 2004 was, worden verder geen vragen gesteld.

4.2 Politieperformance

De twee indicatoren van de PMB voor de politieperformance zijn de beschikbaarheid van de politie en de tevredenheid over het politietoetreden bij het laatste contact. De beschikbaarheid van de politie wordt gemeten op een schaal van 0 tot 10 punten. Deze schaal is geconstrueerd uit vijf items. Deze zijn de mening van de respondent over de volgende vijf stellingen:

1. Je ziet de politie in de buurt te weinig
2. Ze komen hier te weinig uit de auto
3. Ze zijn hier te weinig aanspreekbaar
4. Ze hebben hier te weinig tijd voor allerlei zaken
5. Ze komen niet snel als je ze roept

De mogelijke antwoordcategorieën zijn:

- | | |
|----------------------------|---------------|
| 1. eens | schaalscore 0 |
| 2. noch eens / noch oneens | schaalscore 1 |
| 3. oneens | schaalscore 2 |
| 4. weet niet, geen mening | schaalscore 1 |

De score voor beschikbaarheid politie is het totaal van de schaalscores van deze vijf items. In de VMR is de formulering van de stellingen en de antwoordcategorieën overgenomen van de PMB. Alleen de formulering van de neutrale antwoordcategorie (2) is gewijzigd in “niet mee eens, niet mee oneens”. Deze formulering is aangepast, omdat veel mensen het woord “noch” niet kennen en omdat het wordt gezien als ouderwets en ongebruikelijk taalgebruik dat in vragenlijsten zoveel mogelijk moet worden vermeden.

De tevredenheid over het politietoetreden bij het laatste contact wordt bepaald uit twee onderliggende variabelen:

1. De tevredenheid over het politietoetreden naar aanleiding van aangifte van slachtofferschap van een misdrijf dat in de woonplaats van de respondent heeft plaatsgevonden
2. De tevredenheid over het politietoetreden naar aanleiding van andere vormen van contact (bijvoorbeeld een bekeuring) in de woonplaats van de respondent

Eerst wordt in het vragenblok over slachtofferschap vastgesteld of een respondent slachtoffer is geweest van een misdrijf en daarvan zelf aangifte heeft gedaan. In de vragenlijst van de PMB wordt vervolgens gevraagd naar de tevredenheid over het politietoetreden bij de aangifte van het laatste misdrijf dat in de woonplaats van de respondent heeft plaatsgevonden. Alle misdrijven waarvan aangifte is gedaan worden meegenomen, ook als de aangifte niet heeft geresulteerd in de ondertekening

van een proces-verbaal of een aangifte document. In de vragenlijst van de VMR wordt alleen gevraagd naar de tevredenheid over het politietoetreden bij de aangifte van het laatste misdrijf indien dit heeft geresulteerd in ondertekening van een proces-verbaal of een aangifte document. De VMR vraagt ook naar de tevredenheid bij de ondertekende aangifte van het laatste misdrijf als deze buiten de woonplaats van de respondent heeft plaatsgevonden. Bij het construeren van de indicator tevredenheid politietoetreden worden echter alleen de ondertekende misdrijven meegenomen die in de woonplaats van de respondent hebben plaatsgevonden.

Als de respondent contact heeft gehad met de politie naar aanleiding van de aangifte van een misdrijf, wordt vastgesteld of er daarna om een andere reden contact is geweest met de politie in de woonplaats van de respondent. Als de respondent geen aangifte van een misdrijf heeft gedaan, wordt gevraagd of hij in de afgelopen 12 maanden om een andere reden contact heeft gehad met de politie in de eigen woonplaats. Indien dit het geval is wordt gevraagd naar de tevredenheid van het politietoetreden bij die gelegenheid. Op dit punt is de VMR identiek aan de PMB.

De VMR heeft de formulering van de vraag naar de tevredenheid bij het politietoetreden exact overgenomen van de PMB. Bij de PMB heeft de respondent de mogelijkheid om te kiezen uit de volgende antwoordcategorieën:

- 1 zeer tevreden
- 2 tevreden
- 3 noch tevreden / noch ontevreden
- 4 ontevreden
- 5 zeer ontevreden
- 6 weet niet
- 7 respondent wil niet verder praten

Bij de VMR is de derde antwoordcategorie gewijzigd in

- 3 niet tevreden, maar ook niet ontevreden

In beide onderzoeken worden alleen de antwoordcategorieën 1 tot en met 5 door de interviewer voorgelezen.

Bij het bepalen van de indicator over de tevredenheid over het politietoetreden wordt de tevredenheid over het laatste contact overgenomen. Vervolgens wordt het percentage bepaald van de respondenten die tevreden of zeer tevreden zijn. Hierbij wordt gepercenteerd op alle respondenten aan wie deze vraag is gesteld. In appendices A en B is de afleiding van de tevredenheid over het politietoetreden voor de PMB en de VMR schematisch weergegeven.

5. Veldwerkresultaten

In deze paragraaf wordt een overzicht gegeven van de veldwerkresultaten van de VMR, de PMB en de module Rechtsbescherming en Veiligheid uit het POLS. Hieruit volgt onder andere het aantal steekprofeenheden waarop de trendbreukanalyses in paragrafen 6 en 7 gebaseerd zijn.

De dataverzameling van de VMR en de PMB is uitgevoerd van 3 januari tot en met 15 maart 2005. Overzichten van de veldwerkresultaten van beide onderzoeken zijn opgenomen in Tabel 5.1 en 5.2.

Tabel 5.1: Veldwerkresultaten VMR 2005

Categorie	Totaal		Cati		Capi	
	Aantal	%	Aantal	%	Aantal	%
Uitgezette steekproef	7.654		5.515		2.139	
Kaderfouten	139		92		47	
Uitgzt. steekproef - kaderfouten	7.515	100,0	5.423	100,0	2.092	100,0
Respons	5.259	70,0	4.006	73,9	1.253	59,9
Weigering	1.658	22,1	1.300	24,0	358	17,1
Geen contact	275	3,7	114	2,0	161	7,7
Administratieve nonrespons	186	2,4	3	0,1	183	8,7
Overige nonrespons	137	1,8	0	0,0	137	6,6

Onder de categorie “administratieve nonrespons” in Tabel 5.1 wordt verstaan:

- Vragenlijsten van steekproefpersonen die onbewerkt retour worden gestuurd omdat er geen contactpoging is gedaan
- Geen interview mogelijk omdat de respondent de Nederlandse taal niet voldoende beheerst
- Vragenlijsten die onvolledig retour worden gestuurd, doordat een vraaggesprek voortijdig wordt afgebroken

De categorie “overige nonrespons” bestaat uit steekproefpersonen die niet meedoen ten gevolge van bijvoorbeeld ziekte of omdat ze geen gelegenheid hebben voor een interview tijdens de veldwerkperiode.

Tabel 5.2: Veldwerkresultaten PMB 2005

Categorie	Aantal	%
Initiële steekproef	107.330	
Niet gebruikt	20.680	
Uitgezette steekproef	86.650	
Infotoon, geen aansluiting (kaderfouten)	4.730	
Uitgezette steekproef – kaderfouten	81.920	100,0
Respons	52.560	64,2
Weigering	16.558	20,2
Geen contact	7.301	8,9
Overige nonrespons	5.501	6,7

De veldwerkresultaten voor het POLS wat betreft de module Rechtsbescherming en Veiligheid over de periode 1997 tot en met 2004 zijn opgenomen in Tabel 5.3.

Tabel 5.3: Veldwerkresultaten module Rechtsbescherming en Veiligheid uit het POLS

Jaar	Uitgezette steekproef	Respons	
	Aantal	Aantal	%
1997	16.496	9.331	56,6
1998	17.393	9.514	54,7
1999	22.090	11.557	52,3
2000	17.978	9.233	51,4
2001	19.045	10.907	57,3
2002	15.849	8.888	56,1
2003	21.154	11.458	54,2
2004	18.108	10.553	58,3

Opvallend zijn de verschillen in responspercentages. Bij de VMR is de respons het hoogst (70%), dan volgt de PMB (64%). De respons bij het POLS is het laagst (gemiddeld 55%). Het percentage weigeringen is bij de VMR twee procentpunten hoger ten opzichte van de PMB. Het percentage “geen contact” is bij de VMR vijf procentpunten lager dan bij de PMB. Indien de responscijfers van het deel van de VMR dat CATI is uitgevoerd wordt vergeleken met de PMB, dan zijn de verschillen nog groter. In dat geval scoort de VMR op de respons bijna tien procentpunten hoger, op geen contact zeven procentpunten lager en op weigering vier procentpunten hoger ten opzichte van de PMB.

6. Analyse indicatoren gewelds- en vermogensdelicten

Onderzocht wordt of als gevolg van de overgang van het POLS naar de VMR een trendbreuk optreedt voor

1. Het aantal in Nederland ondervonden geweldsdelicten ten nadele van inwoners van 15 jaar of ouder
2. Het aantal in Nederland ondervonden vermogensdelicten ten nadele van inwoners van 15 jaar of ouder

Beide indicatoren worden uitgedrukt in het gemiddelde aantal delicten per persoon per jaar.

Het POLS is uitgevoerd tot en met het vierde kwartaal van 2004 terwijl de dataverzameling van de VMR 2005 in het eerste kwartaal van 2005 is uitgevoerd. Bij vergelijking van de jaarcijfers van het POLS 2004 met de schattingen van de VMR uit het eerste kwartaal van 2005 valt een eventuele trendbreuk samen met de mogelijke autonome ontwikkeling in de periode van 2004 en 2005. Om deze effecten zo goed mogelijk te scheiden wordt aan de hand van de historische data van het POLS een tijdreeks van kwartaalcijfers voor beide indicatoren geconstrueerd. Deze reeksen worden gemodelleerd met behulp van een ARIMA model. Aan de hand van dit model wordt een voorspelling gemaakt voor de indicatoren voor het eerste kwartaal van 2005. Deze voorspelling wordt vervolgens vergeleken met de schattingen voor deze indicatoren van de VMR 2005. Onder de aanname dat het

ARIMA model de ontwikkeling van de twee indicatoren goed beschrijft en voorspelt kan een trendbreukanalyse worden uitgevoerd.

De steekproefmassa waarop de kwartaalcijfers in de tijdreeksen van het POLS zijn gebaseerd is bij benadering gelijk aan een kwart van het aantal respondenten op jaarbasis zoals vermeld in Tabel 5.3. De kwartaalcijfers zijn geschat met de gegeneraliseerde regressieschatter (Särndal et al (1992), hoofdstuk 6). De insluitgewichten zijn gebaseerd op het steekproefontwerp van het POLS zoals beschreven in paragraaf 2.2. Het weegmodel van de module Rechtsbescherming en Veiligheid uit het POLS is gelijk aan:

$$Regio + Stedelijkheidsgraad + Burgerlijke staat + Leeftijd \times Geslacht. \quad (6.1)$$

Hierbij is *Regio* een indeling in zestien categorieën (twaalf provincies plus de vier grote steden; Amsterdam, Rotterdam, Den Haag en Utrecht), *Stedelijkheidsgraad* een indeling in vijf categorieën (zeer stedelijk, sterk stedelijk, matig stedelijk, weinig stedelijk en niet stedelijk), *Burgerlijke staat* een indeling in twee categorieën (gehuwd en ongehuwd), *Leeftijd* een indeling in elf categorieën (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64 en 65 en ouder).

6.1 Tijdreeksen POLS

6.1.1 Gewelddelicten

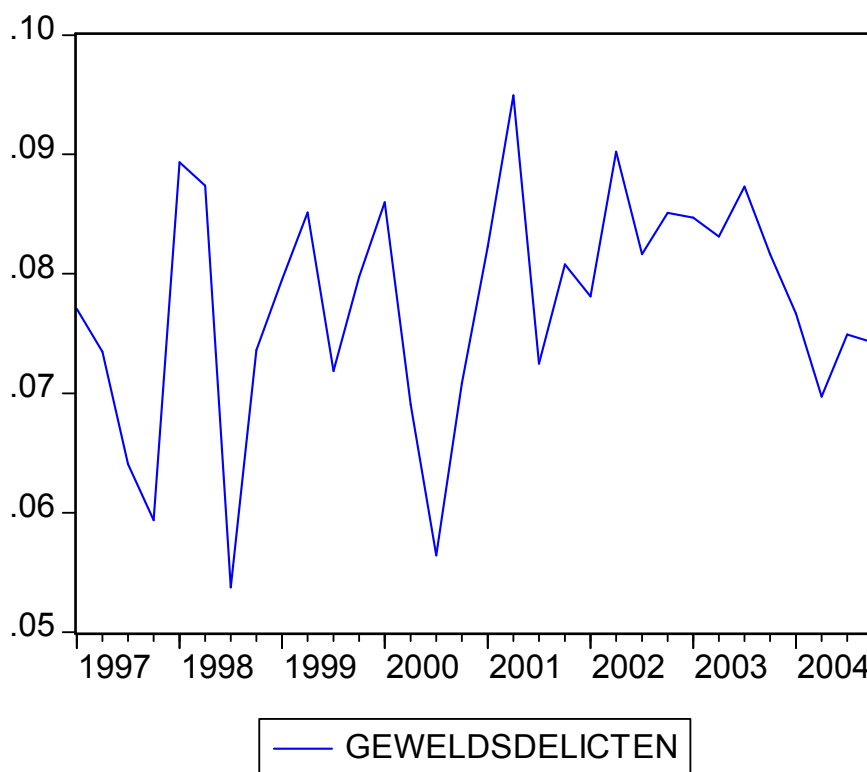
In figuur 6.1 is de tijdreeks weergegeven van de kwartaalcijfers van de gewelddelicten van het POLS vanaf het eerste kwartaal 1997 tot en met het vierde kwartaal 2004. De gewelddelicten zijn uitgedrukt in het gemiddelde aantal delicten per persoon per jaar.

Met behulp van het softwarepakket Eviews is deze tijdreeks gemodelleerd met een ARIMA model. Er is gezocht naar het best passende ARIMA model aan de hand van de modelselectieprocedure van het softwarepakket TRAMO-SEATS. Deze procedure is als functie beschikbaar in Eviews. Via deze selectieprocedure is gezocht in de klasse van modellen met maximaal derdegraads AR-, MA- en seizoenspolynomen en waarbij maximaal derde-orde differenties van de reeks worden genomen. Deze klasse van modellen is toegepast op de ongetransformeerde en logaritmisches getransformeerde reeksen.

Enkele belangrijke maten die aangeven hoe goed de reeks door een model wordt beschreven, zijn de loglikelihood, het Akaike informatie criterium en de Durbin-Watson statistic. Het Akaike informatie criterium is gebaseerd op de loglikelihood, waarbij gecorrigeerd wordt voor het aantal parameters dat in het model is opgenomen. Hoe kleiner de waarde van de loglikelihood en Akaike informatie criterium, hoe beter het model de reeks beschrijft. De Durbin-Watson statistic is de toetsgrootte van de test op eerste-orde autocorrelatie in de residuen van het model. Indien er geen sprake is van eerste-orde autocorrelatie, heeft de Durbin-Watson statistic een waarde rond de twee. In geval van positieve autocorrelatie wordt de

waarde kleiner dan twee met een ondergrens van nul. In geval van negatieve autocorrelatie wordt de waarde groter dan twee met een bovengrens van vier.

Figuur 6.1: Kwartaalcijfers geweldsdelictent (POLS) eerste kwartaal 1997 - vierde kwartaal 2004



Het model dat geselecteerd is voor het beschrijven van de tijdreeks van de geweldsdelicten wordt gegeven door:

$$y_t = c + \Phi_4 y_{t-4} + e_t \quad (6.2)$$

met

y_t : het gemiddelde aantal geweldsdelicten op tijdstip t

c : een modelparameter voor het algemeen gemiddelde

Φ_4 : een modelparameter voor het autoregressieve seizoenseffect (AR[4])

e_t : een ruiscomponent

Volgens model (6.2)¹ kan de tijdreeks van de geweldsdelicten worden beschreven met een gemiddelde (c) en het aantal geweldsdelicten in het zelfde kwartaal van het voorgaande jaar. Dit laatste impliceert dat er een seizoenscomponent in de tijdreeks

¹ Volgens de notatie van Box en Jenkins kan model (6.2) worden geschreven als een ARIMA(0 0 0) × (1 0 0)₄ model.

aanwezig is. Het slachtofferschap in de populatie zal inderdaad een seizoenspatroon hebben. De afhankelijke variabele is echter gedefinieerd als het gemiddelde aantal delicten per persoon per jaar. Dat betekent dat in ieder kwartaalcijfer alle maanden van het jaar vertegenwoordigd zijn zodat seizoenspatronen in het slachtofferschap elkaar uitmiddelen. Het waargenomen seizoenspatroon wordt daarom waarschijnlijk veroorzaakt door meetfouten zoals geheugeneffecten in combinatie met seizoenspatronen in het slachtofferschap. De schattingen voor de modelparameters zijn gegeven in Tabel 6.1.

Tabel 6.1: Resultaten tijdreeksanalyse geweldsdelicten

Variabele	waarde	Std. fout	t-waarde	p-waarde
c	0,0789	0,003	31,831	0,000
Φ_4	0,3079	0,169	1,827	0,079
Log likelihood		93,11		
Durbin-Watson statistic		1,48		
Akaike informatie criterium		-6,51		

Met behulp van model (6.2) kan een voorspelling worden gemaakt van het aantal geweldsdelicten in het eerste kwartaal van 2005 op basis van het POLS. Daartoe worden de schattingen voor de coëfficiënten uit Tabel 6.1 en het aantal geweldsdelicten voor het eerste kwartaal van 2004 (d.w.z. y_{t-4}) ingevuld in model (6.2). Hieruit volgt dat het aantal geweldsdelicten in het eerste kwartaal van 2005 kan worden voorspeld met $\hat{y}_{1-2005} = 0,07711$ en een standaardfout van 0,009104.

6.1.2 Vermogensdelicten

In figuur 6.2 is de tijdreeks weergegeven van de kwartaalcijfers van de vermogensdelicten van het POLS vanaf het eerste kwartaal 1997 tot en met het vierde kwartaal 2004. De vermogensdelicten zijn uitgedrukt in het gemiddelde aantal delicten per persoon per jaar.

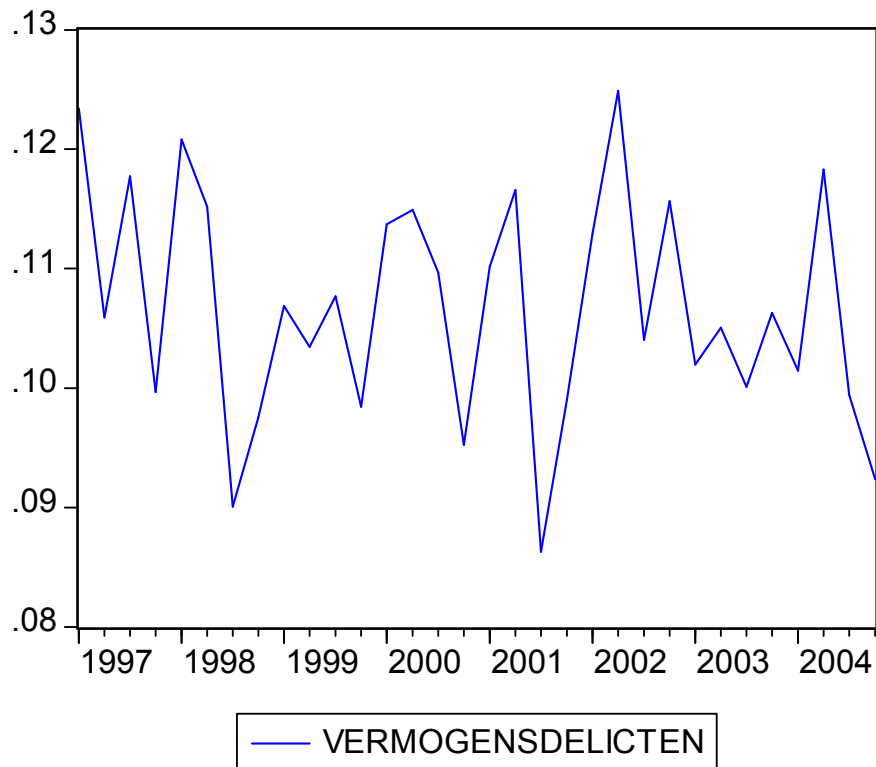
Met behulp van de modelselectieprocedure beschreven bij de geweldsdelicten is gezocht naar het best passende model voor de tijdreeks van de vermogensdelicten. Dit heeft geresulteerd in het volgende model:

$$y_t - y_{t-4} = c + \Theta_4 e_{t-4} + e_t \quad (6.3)$$

met

- y_t : het gemiddelde aantal vermogensdelicten op tijdstip t
- c : een modelparameter voor het algemeen gemiddelde
- Θ_4 : een modelparameter voor het moving average seizoenseffect (MA[4])
- e_t : een ruiscomponent

Figuur 6.2: Kwartaalcijfers vermogensdelicten (POLS) eerste kwartaal 1997 - vierde kwartaal 2004



Volgens model (6.3)² kan de tijdreeks van de vermogensdelicten worden beschreven door de verschillen te bepalen met het aantal vermogensdelicten uit het zelfde kwartaal van het voorgaande jaar. Deze verschillen worden vervolgens beschreven met een gemiddelde (c) en de ruiscomponent van het zelfde kwartaal uit het voorgaande jaar. Ook deze tijdreeks bevat een seizoenscomponent omdat het aantal vermogensdelicten samenhangt met het aantal delicten uit het zelfde kwartaal van het voorgaande jaar. Net als bij de geweldsdelicten geldt dat de afhankelijke variabele gedefinieerd is als het gemiddelde aantal delicten per persoon per jaar zodat seizoenspatronen elkaar zouden moeten opheffen. Het waargenomen seizoenspatroon wordt net zoals bij de geweldsdelicten veroorzaakt door meetfouten zoals geheugeneffecten. De schattingen voor de modelparameters zijn gegeven in Tabel 6.2.

Een voorspelling voor het aantal vermogensdelicten voor het eerste kwartaal van 2005 op basis van het POLS wordt verkregen door de schattingen voor de coëfficiënten uit Tabel 6.2, het aantal vermogensdelicten voor het eerste kwartaal

² Volgens de notatie van Box en Jenkins kan model (6.3) kortweg worden geschreven als een $ARIMA(0 \ 0 \ 0) \times (0 \ 1 \ 1)_4$ model.

van 2004 (y_{t-4}) en een schatting voor de ruiscomponent van het eerste kwartaal van 2004 ($\hat{\epsilon}_{t-4}$) in te vullen in model (6.3). Dit resulteert in de volgende voorspelling voor het aantal vermogensdelicten in het eerste kwartaal van 2005: $\hat{y}_{1-2005} = 0,1098$ met een standaardfout van 0,00908.

Tabel 6.2: Resultaten tijdreeksanalyse vermogensdelicten

Variabele	waarde	Std. fout	t-waarde	p-waarde
c	-0,0002	0,001	-0,263	0,795
Θ_4	-0,9117	0,041	-22,257	0,000
Log likelihood		96,40		
Durbin-Watson statistic		2,06		
Akaike informatie criterium		-6,74		

6.2 Schattingen gewelds- en vermogensdelicten VMR

Het aantal gewelds- en vermogensdelicten in het eerste kwartaal van 2005 is geschat aan de hand van het steekproefbestand van de VMR. Hierbij is gebruik gemaakt van de gegeneraliseerde regressieschatter. De insluitgewichten zijn gebaseerd op het steekproefontwerp van de VMR zoals beschreven in paragraaf 2.3. Voor de analyse van de POLS-indicatoren is de VMR gewogen met het weegmodel (6.1) van de module Rechtsbescherming en Veiligheid uit het POLS. De schattingsresultaten zijn weergegeven in Tabel 6.3. De standaardfouten van de puntschattingen zijn gebaseerd op de gegeneraliseerde regressieschatter en zijn tussen haakjes aangegeven.

Tabel 6.3 Schattingen voor gewelds- en vermogensdelicten VMR 2005

Indicator	Totaal		CAPI		CATI	
Geweldsdelicten	0,1005	(0,007)	0,1510	(0,017)	0,0840	(0,007)
Vermogensdelicten	0,1223	(0,006)	0,1922	(0,016)	0,0995	(0,006)

De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.

Tabel 6.3 laat zien dat het geschatte aantal delicten voor de deelpopulatie waar de dataverzameling via CAPI heeft plaatsgevonden, ongeveer twee keer zo groot is als voor de deelpopulatie waar de data via CATI zijn verzameld. De CAPI deelpopulatie bestaat uit personen die geen vaste en bekende telefoonaansluiting bij KPN hebben. De CATI deelpopulatie bestaat uit personen waarvoor wel een vaste telefoonaansluiting bij KPN bekend is. De deelpopulatie waarvan bekend is dat zij een vaste telefoonaansluiting bij KPN heeft, wijkt ten aanzien van slachtofferschap sterk af van de deelpopulatie waarvan dit niet bekend is. Merk op dat de waargenomen verschillen tussen CAPI en CATI in Tabel 6.3 het resultaat zijn van 1) verschillen tussen de twee deelpopulaties die wel en niet telefonisch bereikbaar zijn en 2) systematische verschillen in de antwoorden ten gevolge van het telefonisch dan wel via een persoonlijk vraaggesprek afnemen van het interview (zogenaamde mode-effecten). In de huidige onderzoeksopzet is het niet mogelijk om het mode-

effect te scheiden van de verschillen tussen de deelpopulaties. Daartoe zou een deel van de telefoonbezitters aan de CAPI-mode moeten zijn toegewezen.

Ondanks de verstrengeling van deze twee factoren is onderzocht of het CAPI en CATI deel van de steekproef verschillen ten aanzien van een aantal persoonskenmerken. Daarom zijn in appendix C de procentuele verdelingen gegeven naar leeftijd, geslacht en herkomst van de steekproef die CAPI en CATI zijn benaderd. Hieruit blijkt dat de deelpopulatie waarvoor geen vaste telefoonaansluiting bij KPN bekend is uit meer jongeren en niet-westerse allochtonen bestaat.

6.3 Analyse trendbreuken gewelds- en vermogensdelicten

De schattingen verkregen via de VMR kunnen nu worden vergeleken met de voorspellingen op basis van de ARIMA-modellen voor de tijdreeksen van het POLS. Vervolgens kan de hypothese dat er geen trendbreuken zijn, worden getoetst met toetsgrootheid (3.2). De resultaten zijn opgenomen in Tabel 6.4.

Tabel 6.4: Analyseresultaten gewelds- en vermogensdelicten

Indicator	VMR	POLS	Vershil	<i>z</i>
Geweldsdelicten	0,1005 (0,007)	0,0771 (0,009)	0,0234 (0,011)	2,082
Vermogensdelicten	0,1223 (0,006)	0,1098 (0,009)	0,0125 (0,011)	1,158

*De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.
z: uitkomst van de toetsgrootheid (3.2).*

De nulhypothese dat er geen sprake is van een trendbreuk wordt verworpen indien de toetsgrootheid een waarde heeft in $(-\infty; -2,498] \cup [2,498; \infty)$ bij een betrouwbaarheidsniveau van 95% (zie paragraaf 3). Op basis van de vooraf vastgestelde toetsingscriteria voor de beide indicatoren kan niet worden aangetoond dat de overgang van het POLS naar de VMR in een significante trendbreuk resulteert.

7. Analyse indicatoren politieperformance.

Onderzocht wordt of als gevolg van de overgang van de PMB naar de VMR een trendbreuk optreedt voor de onderstaande indicatoren:

1. Beschikbaarheid van de politie
2. Tevredenheid over het politieoptreden van de respondenten die contact hebben gehad met de politie

Voor beide indicatoren zijn schattingen gemaakt op basis van de steekproefbestanden van de VMR en van de PMB met behulp van de gegeneraliseerde regressieschatter. De insluitgewichten voor deze schatter zijn gebaseerd op het steekproefontwerp waarmee de steekproeven van de VMR en de PMB zijn getrokken (zie paragraaf 2). Hierbij is rekening gehouden met de

stratificatie in beide steekproefontwerpen en de oversampling op regionaal niveau bij de PMB. Het steekproefbestand van de PMB is vervolgens gewogen met het model:

$$\text{Politieregio} \times \text{Leeftijd} \times \text{Geslacht}.$$

Voor de trendbreukanalyse van de indicatoren uit de PMB is de weging van de VMR gebaseerd op het weegmodel van de PMB. Omdat dit model te gedetailleerd is voor de steekproefomvang van de VMR, is dit weegmodel voor de VMR gereduceerd tot:

$$\text{Politieregio} \times \text{Geslacht} + \text{Politieregio} \times \text{Leeftijd} + \text{Leeftijd} \times \text{Geslacht}.$$

7.1 Resultaten

De resultaten zijn opgenomen in Tabel 7.1. De standaardfouten van de schattingen voor de indicatoren zijn gebaseerd op de gegeneraliseerde regressieschatter en zijn tussen haakjes aangegeven.

Tabel 7.1 Analyseresultaten indicatoren politieoptreden

Indicator	VMR		PMB		Verschil		<i>z</i>
Beschikbaarheid politie	4,87	(0,04)	4,85	(0,02)	-0,02	(0,05)	-0,447
Tevredenheid politieoptreden	51,93	(1,36)	61,75	(0,62)	9,82	(1,49)	6,569

De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.

z: uitkomst van de toetsgrootte (3.2).

De nulhypothese dat er geen sprake is van een trendbreuk wordt verworpen indien de toetsgrootte (3.2) een waarde heeft in $(-\infty; -2,498] \cup [2,498; \infty)$ bij een betrouwbaarheidsniveau van 95% (zie paragraaf 3). Uit Tabel 7.1 blijkt dat voor de indicator “beschikbaarheid politie” niet kan worden aangetoond dat de overgang van de PMB naar de VMR leidt tot een significante trendbreuk. De verdeling over de antwoordcategorieën voor de vijf onderliggende items zijn in appendix D gegeven voor de PMB en de VMR. Verder blijkt uit Tabel 7.1 dat bij de indicator “tevredenheid politieoptreden” wel sprake is van een trendbreuk ten gevolge van de verschillen in onderzoeksopzet tussen de VMR en de PMB.

In Tabel 7.2 zijn de schattingen voor beschikbaarheid politie en de tevredenheid over het politieoptreden voor de VMR uitgesplitst naar de deelpopulatie met een bekende vaste telefoonaansluiting bij KPN waarbij de data d.m.v. CATI zijn verzameld en de deelpopulatie zonder een bekende vaste telefoonaansluiting bij KPN waarbij de data via CAPI zijn verzameld.

Tabel 7.2: Indicatoren politieoptreden VMR naar de deelpopulaties die CATI en CAPI zijn benaderd

Indicator	Totaal		CAPI		CATI	
Beschikbaarheid politie	4,87	(0,04)	4,35	(0,08)	5,03	(0,05)
Tevredenheid politieoptreden	51,93	(1,36)	46,31	(2,65)	54,08	(1,57)

De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.

Uit tabel 7.2 blijkt dat de deelpopulatie die CAPI benaderd is, een negatiever beeld geeft over het politieoptreden dan de deelpopulatie die CATI benaderd is. Merk op dat deze verschillen deels worden veroorzaakt door systematische verschillen in de antwoorden ten gevolge van het telefonisch dan wel via een persoonlijk vraaggesprek afnemen van het interview (zogenaamde mode-effecten).

7.2 Nadere analyse tevredenheid politieoptreden

Omdat bij de indicator “tevredenheid politieoptreden” een trendbreuk van 9,8 procentpunten is geconstateerd, is nagegaan wat de belangrijkste verschillen zijn tussen de manier waarop bij de PMB en de VMR de tevredenheid over het politieoptreden wordt gemeten. Aan de hand van aanvullende analyses is vervolgens onderzocht welke van deze verschillen de waargenomen trendbreuk kunnen verklaren. De volgende factoren kunnen van invloed zijn op de waargenomen trendbreuk:

1. Verschil in steekproefkaders en waarnemingsmethoden
2. Verschil in de manieren waarop de tevredenheid over het politieoptreden is samengesteld uit de onderliggende variabelen
3. Verschil in formuleringen van de antwoordcategorieën
4. Verschil in de manieren waarop slachtofferschap wordt vastgesteld
5. Overige verschillen in de onderzoeksopzet

Ad 1. Verschil in steekproefkaders en waarnemingsmethoden

Voor de PMB is een steekproef getrokken uit de populatie van personen behorende tot een huishouden met een bekende vaste telefoonaansluiting bij KPN. Bij deze steekproefpersonen is de vragenlijst telefonisch afgenomen. Voor de VMR is een personensteekproef uit de hele Nederlandse bevolking van 15 jaar of ouder getrokken. De steekproefpersonen waarvoor bekend is dat zij een vaste telefoonaansluiting hebben bij KPN, zijn telefonisch benaderd en geïnterviewd. De steekproefpersonen waarvoor geen telefoonnummer van een vaste aansluiting bij KPN bekend is, zijn door een interviewer thuis bezocht en in een persoonlijk vraaggesprek geïnterviewd. Dit heeft tot gevolg dat de PMB het deel van de populatie mist waarvoor geen vaste telefoonaansluiting bij KPN bekend is. Dat impliceert dat de steekproef van de VMR een representatievere afspiegeling van de doelpopulatie is dan die van de PMB. Dit wordt bevestigd door de tabellen in appendix C. Hieruit blijkt dat de deelpopulatie met een vaste, bekende telefoonaansluiting bij KPN een lager aandeel jongeren en niet-westerse allochtonen heeft ten opzichte van de deelpopulatie die geen vaste en bekende telefoonaansluiting hebben bij KPN.

Uit Tabel 7.2 blijkt dat de tevredenheid over het politieoptreden voor de deelpopulatie die CATI wordt waargenomen hoger is dan de deelpopulatie die CAPI

wordt waargenomen. Verder blijkt dat de tevredenheid over het politieoptreden voor de deelpopulatie die bij de VMR telefonisch wordt benaderd nog steeds lager wordt geschat dan bij de PMB. Het verschil tussen de deelpopulaties die met de VMR en de PMB worden bereikt verklaart daarom een deel van de trendbreuk, maar niet alles.

Ad 2. Verschil in de manieren waarop de tevredenheid over het politieoptreden is samengesteld uit de onderliggende variabelen

De tevredenheid over het politieoptreden is samengesteld uit twee variabelen:

- De tevredenheid over het politieoptreden naar aanleiding van aangifte van slachtofferschap van een misdrijf dat in de woonplaats van de respondent heeft plaatsgevonden
- De tevredenheid over het politieoptreden naar aanleiding van andere vormen van contact (bijvoorbeeld bekeuring) in de woonplaats van de respondent

De tevredenheid over het optreden bij het laatste contact wordt overgenomen. Zoals beschreven in paragraaf 4 is er een aantal verschillen tussen de VMR en de PMB in de manier waarop deze afleiding tot stand komt. Allereerst worden bij de VMR alleen misdrijven geteld indien aangifte heeft geleid tot ondertekening van een proces-verbaal of een aangiftedocument. De PMB telt ook het slachtofferschap van misdrijven mee waarvan aangifte niet heeft geleid tot ondertekening van een proces-verbaal of aangiftedocument. Dit heeft tot gevolg dat bij de PMB de tevredenheid van het politieoptreden voor een groter aandeel is gebaseerd op contacten naar aanleiding van een ondervonden misdrijf.

In de tweede plaats vraagt de PMB naar de tevredenheid over het politieoptreden van het laatste misdrijf dat in de woonplaats van de respondent heeft plaats gevonden. De VMR vraagt naar de tevredenheid over het politieoptreden bij het laatste misdrijf, ook als dat buiten de woonplaats van de respondent heeft plaats gevonden. Bij het construeren van de indicator worden echter alleen de ondertekende misdrijven meegenomen die in de woonplaats van de respondent hebben plaatsgevonden. Dit heeft tot gevolg dat de referentieperiode waarin overige contacten met de politie hebben plaatsgevonden bij de VMR gemiddeld genomen korter is ten opzichte van de PMB. Hierdoor kan het aandeel overige contacten bij de VMR wat lager zijn ten opzichte van de PMB.

In de derde plaats is de omschrijving van de delicten en de vaststelling van het aantal delicten in de VMR anders dan in de PMB. Ook hierdoor kan de aard en het aantal van de delicten die bij de politie zijn gemeld verschillen. Dit wordt nader uitgewerkt onder punt 4.

In Tabel 7.3 is de tevredenheid over het politieoptreden voor de PMB en de VMR uitgesplitst naar aangifte van een misdrijf en overige contacten. Voor beide onderzoeken is tevens aangegeven hoe groot het aandeel in de indicator van de aangifte van een misdrijf en dat van de overige contacten is. Verder zijn deze variabelen voor de VMR uitgesplitst naar de deelpopulaties die CATI en CAPI zijn waargenomen.

Tabel 7.3: Tevredenheid politieoptreden voor VMR en PMB naar aard contacten

Tevredenheid politieoptreden	PMB		VMR					
			totaal		CATI		CAPI	
Misdrijf	51,27	(1,11)	35,38	(2,66)	39,17	(3,14)	25,13	(4,83)
Aandeel	31,5		23,4		23,6		22,9	
Overig contact	66,56	(0,73)	56,89	(1,53)	58,56	(1,77)	52,54	(2,96)
Aandeel	68,5		76,6		76,4		77,1	
Totaal	61,75	(0,62)	51,93	(1,36)	54,08	(1,57)	46,31	(2,65)

De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.

Uit Tabel 7.3 volgt dat het aandeel misdrijven bij de PMB circa 8 procentpunten hoger is dan bij de VMR. De tevredenheid over het politieoptreden bij aangifte van een misdrijf en bij de overige contacten is bij de PMB systematisch hoger dan bij de VMR. Dit geldt ook voor de deelpopulatie van de VMR die telefonisch is waargenomen. Verder blijkt dat bij de VMR de tevredenheid over het politieoptreden bij zowel de aangifte van misdrijven als bij de overige contacten voor de deelpopulatie die CAPI is waargenomen duidelijk lager is dan van de deelpopulatie die CATI wordt waargenomen.

Om na te gaan of de verschillen tussen de VMR en de PMB in de afleiding van de tevredenheid over het politieoptreden een bijdrage leveren in de waargenomen trendbreuk is de tevredenheid voor de PMB opnieuw bepaald voor alleen die respondenten waarbij de aangifte van een misdrijf heeft geleid tot ondertekening van een proces-verbaal of aangifte document. De overige misdrijven zijn bij de PMB buiten beschouwing gelaten. In Tabel 7.4 is dezelfde uitsplitsing gemaakt voor de tevredenheid over het politieoptreden als in Tabel 7.3, maar waarbij de afleiding van de PMB is aangepast aan die van de VMR.

Tabel 7.4: Tevredenheid politieoptreden voor naar aard contacten, waarbij de PMB alleen is gebaseerd op ondertekende documenten

Tevredenheid politieoptreden	PMB		VMR-totaal		VMR-CATI		VMR-CAPI	
Misdrijf	54,90	(1,30)	35,38	(2,66)	39,17	(3,14)	25,13	(4,83)
Aandeel	24,6		23,4		23,6		22,9	
Overig contact	66,56	(0,73)	56,89	(1,53)	58,56	(1,77)	52,54	(2,96)
Aandeel	75,3		76,6		76,4		77,1	
Totaal	63,68	(0,64)	51,93	(1,36)	54,08	(1,57)	46,31	(2,65)

De standaardfouten van de puntschattingen zijn tussen haakjes vermeld.

Uit vergelijking van Tabel 7.3 met 7.4 blijkt ten eerste dat het aandeel contacten naar aanleiding van een misdrijf bij de PMB met circa 7 procentpunten daalt als alleen ondertekende misdrijven worden meegerekend. Daarmee wordt het aandeel misdrijven en het aandeel overige contacten bij de PMB vergelijkbaar met de VMR. Ten tweede blijkt dat de tevredenheid over het politieoptreden bij aangifte van een misdrijf met ruim 3.5 procentpunten toeneemt. Hierdoor neemt de tevredenheid van het politieoptreden voor het totaal bij de PMB met bijna 2 procentpunten toe.

De waargenomen trendbreuk in de tevredenheid over het politieoptreden lijkt dus niet te kunnen worden verklaard door verschillen in afleiding uit de variabelen

waarop deze indicator is gebaseerd. De omvang van de trendbreuk neemt zelfs toe als bij de PMB de aangifte van misdrijven die niet tot ondertekening van een proces-verbaal of een aangifte document hebben geleid buiten beschouwing worden gelaten. Verder blijkt dat het verschil tussen de VMR en de PMB zich zowel voordoet bij de tevredenheid over het politieoptreden bij aangifte van slachtofferschap van een misdrijf als bij de overige contacten met de politie.

Ad. 3 *Verskil in formuleringen van de antwoordcategorieën*

De formulering van de vraagstelling naar de tevredenheid over het politieoptreden is bij de VMR identiek aan de PMB. Dit is bewust gedaan om de uitkomsten van de VMR en de PMB zo goed mogelijk op elkaar aan te laten sluiten. De formulering van de derde antwoordcategorie op deze vragen wijkt bij de VMR wel af van de PMB. Deze is voor beide soorten contacten gewijzigd van “noch tevreden / noch ontevreden” in “niet tevreden, maar ook niet ontevreden” (zie paragraaf 4).

In tabel 7.5 wordt de verdeling over de antwoordcategorieën van de tevredenheid over het politieoptreden bij de PMB en de VMR gegeven. Uit deze tabel blijkt dat de PMB ten opzichte van de VMR ruim acht procentpunten lager scoort op de neutrale middencategorie ten gunste van de categorieën “tevreden” en “zeer tevreden”.

Tabel 7.5: Verdeling over de antwoordcategorieën bij tevredenheid over het politieoptreden

Categorie	PMB			VMR		
	Totaal	Misdrijf	Overig contact	Totaal	Misdrijf	Overig contact
1	16,63	8,67	20,28	12,77	5,50	14,99
2	45,13	42,61	46,28	39,08	29,89	41,90
3	11,11	17,41	8,22	19,16	32,14	15,18
4	16,01	19,71	14,31	15,81	19,52	14,67
5	8,94	8,20	9,28	12,15	11,68	12,30
6	2,14	3,26	1,63	0,98	1,28	0,88
7	0,05	0,14	0,00	0,05	0,00	0,07

Categorieën:

- 1 zeer tevreden
- 2 tevreden
- 3 niet tevreden maar ook niet ontevreden (VMR), noch tevreden / noch ontevreden (PMB)
- 4 ontevreden
- 5 zeer ontevreden
- 6 weet niet
- 7 respondent wil niet verder praten

Ook bij de items voor de schaal score “beschikbaarheid politie” is de formulering van deze antwoordcategorie op overeenkomstige wijze veranderd van “noch mee eens / noch mee oneens” bij de PMB in “niet mee eens, niet mee oneens” bij de VMR. In appendix D is de verdeling over de antwoordcategorieën van deze items gegeven voor de PMB en de VMR. De VMR scoort ten opzichte van de PMB op vier van de vijf items een lager percentage op de middencategorie. Hierbij wordt opgemerkt dat er twee verschillen zijn tussen de items voor de beschikbaarheid van de politie en de vragen voor de tevredenheid over het politieoptreden. De vijf items over de beschikbaarheid bestaan uit drie categorieën en worden aan alle respondenten voorgelegd. De vragen over tevredenheid bestaan uit vijf categorieën

en worden alleen gesteld aan respondenten die contact hebben gehad met de politie. Hierdoor is het percentage “weet niet” bij de items over beschikbaarheid in beide onderzoeken hoger dan bij de tevredenheid over het politieoptreden.

Ad 4. Verschil in de manieren waarop slachtofferschap wordt vastgesteld

De manier waarop en de vragen op basis waarvan wordt vastgesteld of een respondent slachtoffer is geweest van een delict is bij de VMR anders dan bij de PMB. Voor de slachtoffermeting van de VMR is gebruik gemaakt van de vraagstelling zoals die gehanteerd werd in het POLS. Hiervoor is gekozen om zo goed mogelijk aansluiting te houden met de manier waarop in het POLS slachtofferschap van geweldsdelicten en misdrijven wordt bepaald.

In de inleidende vragen over slachtofferschap worden bij de VMR meer voorbeelden van misdrijven opgenomen dan bij de PMB en hebben de vragen altijd betrekking op de respondent. Bij de PMB hebben inbraak en poging tot inbraak betrekking op de woning, en fiets- en autodelicten op alle voertuigen binnen het huishouden. In de PMB wordt voor alle soorten delicten afzonderlijk eerst gevraagd hoe vaak de respondent dit in de voorgaande 12 maanden is overkomen. Na deze inventarisatie wordt weer per soort delict voor alle betreffende voorvallen samen gevraagd hoeveel daarvan plaatsvonden in de eigen woonplaats, hoeveel zijn aangegeven, en bij hoeveel gevallen een proces-verbaal is ondertekend. In de VMR worden de afzonderlijke delicten na elkaar volledig “afgewerkt”, waarbij de nadruk ligt op concrete informatie over afzonderlijke voorvallen. Per soort delict wordt eerst gevraagd naar slachtofferschap in 5 jaar, daarna of dit voor of na 1 januari van het voorgaande jaar was. Vervolgens wordt voor het laatst ondervonden voorval na 1 januari vorig jaar onder meer gevraagd naar datum (jaar + maand), plaats voorval, melding bij de politie en ondertekening van een document. Tenslotte wordt ook de datum vastgesteld voor ten hoogste twee eerdere voorvallen sinds 1 januari van het voorgaande jaar. Slachtofferschappen en aantallen delicten binnen 12 maanden worden afgeleid op basis van de interviewdatum en de opgegeven jaar + maand per voorval. Gegevens over delicten binnen de eigen woongemeente worden alleen voor het laatste voorval afgeleid van de vraag naar de plaats waar dit gebeurde.

Deze verschillen hebben in het verleden ook geleid tot verschillende uitkomsten voor POLS en de PMB over de ontwikkelingen in het aantal gerapporteerde delicten. Naar aanleiding hiervan is door TNO in opdracht van het WODC een onderzoek uitgevoerd naar de representativiteit en validiteit van de PMB (Schoen, Defize en Bakker, 2000). De belangrijkste conclusie uit dit rapport is dat de onderzoeksopzetten van de PMB en het POLS op een groot aantal punten verschillen, die gezamenlijk leiden tot verschillen in de uitkomsten van slachtofferschap. Een uitsplitsing naar de effecten van de afzonderlijke factoren is niet mogelijk. Het resultaat is dat de kans op slachtofferschap, het totaal aantal delicten en de verdeling over de diverse typen delicten op basis van het POLS en de PMB van elkaar verschillen (Van der Heide en Eggen, 2001). Aangezien bij de ontwikkeling van de steekproefopzet, de benaderingsstrategie en de vragenlijst voor

de VMR op onderdelen gekozen is voor afstemming op het POLS, zien we ook vergelijkbare verschillen in resultaten tussen de PMB en de VMR. Dit heeft als gevolg dat ook de omvang en de samenstelling van de groep respondenten die de vraag over de tevredenheid van de politie voorgelegd krijgt verschilt tussen de PMB en de VMR. Daarnaast is uit zowel de PMB als uit onderzoek van het SCP bekend dat de tevredenheid over de behandeling door de politie ook vrij sterk varieert met de aard van het incident. De tevredenheid is het grootst voor de afhandeling van inbraak gevolgd door die van een andere vorm van diefstal, en het laagst als het om een geweldsincident gaat (SCP, 2002, blz. 667-668).

De waargenomen trendbreuk wordt dus voor een deel veroorzaakt doordat de manier waarop slachtofferschap van een misdrijf in beide onderzoeken verschilt. Dit heeft tot gevolg dat de verdeling van de delicten over de verschillende typen delicten verschilt. Omdat de tevredenheid over het politieoptreden per delictsoort verschilt, dragen de verschillen in afleiding van slachtofferschap indirect bij aan de trendbreuk in de tevredenheid over het politieoptreden. De steekproef van de VMR is te klein om een betrouwbare uitsplitsing van de tevredenheid over het politieoptreden per delicttype te kunnen maken en te vergelijken met de PMB.

Ad. 5 Overige verschillen in de onderzoeksopzet

Naast de hierboven genoemde specifieke verschillen tussen de PMB en de VMR met betrekking tot de tevredenheid over het politieoptreden is er ook een aantal meer algemene verschillen in de opzet van beide onderzoeken van invloed op de waargenomen trendbreuk. Zo verschillen bijvoorbeeld de volgorde van de vragen en de context waarin deze gesteld worden bij beide onderzoeken. De antwoorden op vragen kunnen hierdoor systematisch beïnvloed worden. Verder kunnen verschillen in ervaring, training, aansturing van interviewers en de organisatie van het veldwerk van beide onderzoeken tot gevolg hebben dat er verschillen in responspercentages, samenstelling van de respons en kwaliteit van de verzamelde data ontstaan. Uit Tabellen 5.1 en 5.2 in paragraaf 5 volgt dat de verdelingen over de categorieën “respons”, “weigering” en “geen contact” van beide onderzoeken verschillen. Deze verschillen kunnen mede van invloed zijn op de waargenomen trendbreuk omdat een hoger percentage “weigeraars” of een hoger percentage “geen contact” kan leiden tot meer systematische vertekening in de uitkomsten van het onderzoek.

8. Trendbreukcorrectie

Voor de tevredenheid over het politieoptreden bij het laatste contact is op landelijk niveau een trendbreuk vastgesteld. De kwaliteitsmonitoring van de politie is gebaseerd op een streefwaarde per politieregio voor de tevredenheid over het politieoptreden. Deze streefwaarde komt overeen met de hoogste score op deze indicator die in een politieregio gedurende de afgelopen tien jaar is gerealiseerd. Deze kwaliteitsmonitoring maakt het noodzakelijk dat de schattingen over de

tevredenheid van het politieoptreden op regionaal niveau die de afgelopen jaren zijn verkregen met de PMB kunnen worden vergeleken met de schattingen die vanaf 2006 op basis van de VMR zullen worden waargenomen.

In deze paragraaf wordt een methode voorgesteld om de uitkomsten op basis van de PMB en de VMR door de tijd heen op landelijk en regionaal niveau met elkaar vergelijkbaar te maken. Dit impliceert dat er twee modelveronderstellingen moeten worden gemaakt:

- 1 De uitkomsten op basis van de PMB en de VMR worden door de tijd heen met elkaar vergelijkbaar gemaakt door de schatting voor de trendbreuk in 2005 te extrapoleren in de tijd. Hierbij wordt verondersteld dat de trendbreuk tijdsonafhankelijk is.
- 2 De schatting voor de trendbreuk op landelijk niveau wordt gebruikt om cijfers op regionaal niveau te corrigeren. Hierbij wordt verondersteld dat de trendbreuken in de afzonderlijke politieregio's gelijk zijn. In meer statistische termen betekent dit dat aangenomen wordt dat er geen interactie is tussen trendbreuk en regio.

8.1 Landelijke cijfers

Laat \hat{P}_{PMB}^t en \hat{P}_{VMR}^t de schattingen zijn voor het percentage van de doelpopulatie dat tevreden of zeer tevreden is over het politieoptreden in het jaar t op basis van de PMB respectievelijk de VMR. Het doel is om een zo goed mogelijke voorspelling te maken voor \hat{P}_{PMB}^t indien in het jaar t alleen \hat{P}_{VMR}^t wordt waargenomen. De voorspelling voor \hat{P}_{PMB}^t wordt aangegeven met \tilde{P}_{PMB}^t . De gegevens die beschikbaar zijn voor het maken van deze voorspelling zijn \hat{P}_{VMR}^t en de resultaten uit 2005, waarin beide onderzoeken parallel aan elkaar zijn uitgevoerd, dwz \hat{P}_{VMR}^{2005} en \hat{P}_{PMB}^{2005} . Twee voor de hand liggende methoden zijn:

1. Een additieve voorspelling:

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{VMR}^t + (\hat{P}_{PMB}^{2005} - \hat{P}_{VMR}^{2005}).$$

Dit model veronderstelt dat de correctie op tijdstip t onafhankelijk is van de hoogte van het percentage geschat op basis van de VMR voor het jaar t .

2. Een multiplicatieve voorspelling:

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{VMR}^t \frac{\hat{P}_{PMB}^{2005}}{\hat{P}_{VMR}^{2005}}.$$

Dit model veronderstelt dat de correctie op tijdstip t evenredig is aan de omvang van het percentage geschat op basis van de VMR voor het jaar t .

Een bezwaar van beide modellen is dat \tilde{P}_{PMB}^t waarden buiten de toelaatbare range van 0 tot 100 procentpunten kan aannemen. Een tweede bezwaar van het

multiplicatieve model is dat er geen inhoudelijke interpretatie kan worden gegeven om de trendbreukcorrectie evenredig te kiezen met de waarde van \hat{P}_{VMR}^t . Er is geen reden om bij een tevredenheidspercentage van 80% een grotere trendbreukcorrectie toe te passen dan bij een tevredenheidspercentage van 20%.

Daarom wordt een model voorgesteld dat garandeert dat de omvang van de correctie kleiner wordt naarmate de waarde van \hat{P}_{VMR}^t dichter in de buurt van de grenzen van het bereik komt, zodanig dat de waarden voor \tilde{P}_{PMB}^t altijd in het interval $[0, 100]$ liggen. Dit model is van de vorm:

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005} \delta(\hat{P}_{VMR}^t), \quad (8.1)$$

met $\hat{\Delta}^{2005}$ een correctie die gebaseerd is op de waarden van \hat{P}_{VMR}^{2005} en \hat{P}_{PMB}^{2005} , en $\delta(\hat{P}_{VMR}^t)$ een dempingsfactor die, afhankelijk van de waarde van \hat{P}_{VMR}^t , een waarde tussen 0 en 1 aanneemt. De factor $\delta(\hat{P}_{VMR}^t)$ is een functie van \hat{P}_{VMR}^t zodanig dat $\delta(\hat{P}_{VMR}^t) = 1$ indien $\hat{P}_{VMR}^t = 50$ en $\delta(\hat{P}_{VMR}^t) = 0$ indien $\hat{P}_{VMR}^t = 0$ of $\hat{P}_{VMR}^t = 100$. Er zijn veel functies denkbaar die aan deze randvoorwaarden voldoen. Er wordt een functie voorgesteld die kwadratisch is in \hat{P}_{VMR}^t , dat wil zeggen:

$$\delta(\hat{P}_{VMR}^t) = 4 \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100}\right). \quad (8.2)$$

Het voordeel van (8.2) is dat deze een statistische interpretatie geeft aan de mate waarin model (8.1) een correctie op \hat{P}_{VMR}^t toepast. Immers

$$\frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100}\right)$$

is de geschatte populatievariantie van de fractie $\hat{P}_{VMR}^t / 100$. Dat betekent dat met (8.2) de dempingsfactor evenredig is aan de populatievariantie van \hat{P}_{VMR}^t . Hierdoor is de correctie op \hat{P}_{VMR}^t in (8.1) evenredig met de mate van onzekerheid waarmee \hat{P}_{VMR}^t in het jaar t geschat wordt.

Nu de functie voor $\delta(\hat{P}_{VMR}^t)$ vastligt, wordt de waarde voor $\hat{\Delta}^{2005}$ bepaald zodanig dat $\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{PMB}^t$ in het jaar 2005. Met andere woorden, de correctie op \hat{P}_{VMR}^t in 2005 moet gelijk zijn aan de trendbreuk zoals die in dit jaar is waargenomen. Uit tabel 7.1 volgt dat $\hat{\Delta}^{2005} \delta(\hat{P}_{VMR}^t) = 9,82$ indien $\hat{P}_{VMR}^t = 51,9$. Hieruit volgt dat $\hat{\Delta}^{2005} = 9,83$.

Als (8.2) en $\hat{\Delta}^{2005} = 9,83$ wordt ingevuld in (8.1), volgt dat een voorspelling voor \hat{P}_{PMB}^t op basis van \hat{P}_{VMR}^t wordt gegeven door

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{VMR}^t + 39,3 \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100}\right). \quad (8.3)$$

Het is ook mogelijk om de reeks van de PMB te corrigeren op basis van de waargenomen trendbreuk tussen de VMR en de PMB. In dit geval wordt een voorspelling voor \hat{P}_{VMR}^t verkregen door:

$$\tilde{P}_{VMR}^t = \hat{P}_{PMB}^t + \hat{\Delta}^{2005} \delta(\hat{P}_{PMB}^t). \quad (8.4)$$

Nu moet $\hat{\Delta}^{2005}$ zodanig worden gekozen dat de correctie op \hat{P}_{PMB}^t in 2005 gelijk is aan de trendbreuk zoals die in dit jaar is waargenomen. Uit tabel 7.1 volgt dat $\hat{\Delta}^{2005} \delta(\hat{P}_{PMB}^t) = -9,82$ indien $\hat{P}_{PMB}^t = 61,8$. Hieruit volgt dat $\hat{\Delta}^{2005} = -10,4$.

Invullen van (8.2) en $\hat{\Delta}^{2005} = -10,4$ in (8.3), geeft het volgende model voor het voorspellen van \hat{P}_{VMR}^t op basis van \hat{P}_{PMB}^t :

$$\tilde{P}_{VMR}^t = \hat{P}_{PMB}^t - 41,7 \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100}\right). \quad (8.5)$$

Met modellen (8.3) en (8.5) wordt de trendbreuk zoals die is geconstateerd in 2005 geëxtrapoleerd in de tijd. Hierbij wordt verondersteld dat de trendbreuk tijdsafhankelijk is. Dit is een modelaannname die moeilijk verifieerbaar is.

Aan de hand van formules (8.3) en (8.5), kunnen de schattingen over de tevredenheid van het politieoptreden op landelijk niveau worden gecorrigeerd voor trendbreuken ten gevolge van de overgang van de PMB naar de VMR. Om de cijfers door de tijd heen met elkaar te kunnen vergelijken moeten standaardfouten van de gecorrigeerde cijfers kunnen worden berekend. Daarom zijn in appendix F variantieformules afgeleid voor de gecorrigeerde cijfers verkregen met de modellen (8.3) en (8.5).

8.2 Regionale cijfers

Modellen (8.3) en (8.5) kunnen worden uitgebreid om op regionaal niveau de beschikbare schattingen voor de tevredenheid over het politieoptreden aan te passen aan de waargenomen trendbreuk. Omdat de steekproefmassa van de VMR 2005 te klein is voor een betrouwbare schatting per regio, worden regionale cijfers gecorrigeerd met de trendbreukschatting op landelijk niveau. Laat $\hat{P}_{PMB}^{t;r}$ en $\hat{P}_{VMR}^{t;r}$ de schatting zijn voor het percentage van de doelpopulatie dat tevreden of zeer tevreden is over het politieoptreden in politieregio r in jaar t op basis van de PMB respectievelijk de VMR. Een voorspelling voor $\hat{P}_{PMB}^{t;r}$ op basis van $\hat{P}_{VMR}^{t;r}$ wordt nu gegeven door

$$\tilde{P}_{PMB}^{t;r} = \hat{P}_{VMR}^{t;r} + \hat{\Delta}^{2005} \delta(\hat{P}_{VMR}^{t;r}) = \hat{P}_{VMR}^{t;r} + 39,3 \frac{\hat{P}_{VMR}^{t;r}}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^{t;r}}{100}\right). \quad (8.6)$$

Op overeenkomstige wijze volgt dat een voorspelling voor $\hat{P}_{VMR}^{t;r}$ op basis van $\hat{P}_{PMB}^{t;r}$ wordt gegeven door

$$\tilde{P}_{VMR}^{t;r} = \hat{P}_{PMB}^{t;r} - 41,7 \frac{\hat{P}_{PMB}^{t;r}}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{PMB}^{t;r}}{100}\right). \quad (8.7)$$

In appendix E zijn de reeksen van de tevredenheid over het politieoptreden per regio en voor heel Nederland opgenomen zoals die met de PMB van 1993 tot en met 2005 zijn waargenomen. Deze reeksen zijn op basis van formules (8.5) en (8.7) gecorrigeerd voor de trendbreuk met de VMR. Deze gecorrigeerde reeksen zijn ook opgenomen in appendix E. In appendix F zijn variantieformules afgeleid voor de gecorrigeerde cijfers verkregen met de modellen (8.6) en (8.7).

In de modellen (8.6) en (8.7) worden de schatting voor de trendbreuk op landelijk niveau gebruikt om schattingen voor de tevredenheid over het politieoptreden op regionaal niveau te corrigeren. Deze modellen veronderstellen dat er geen interactie is tussen de trendbreuk en de afzonderlijke politieregio's. Deze modelveronderstelling is geverifieerd door de tevredenheid over het politieoptreden te modelleren met een logistisch regressiemodel. Aan de hand van dit model is de hypothese getoetst dat er geen interactie is tussen regio en trendbreuk. In dit model is de afhankelijke variabele de logit van de kans dat iedere respondent tevreden of zeer tevreden is over het politieoptreden. Op basis van de beschikbare hulpvariabelen in de PMB en de VMR is uitgegaan van de volgende set van verklarende variabelen in dit model:

$$c + lft + gesl + regio + treatm + lft \times gesl + lft \times regio \\ + gsl \times regio + lft \times regio \times gsl + treatm \times regio.$$

Hierbij is

c : algemeen gemiddelde

lft : factor voor de leeftijd van de respondent in vijf categorieën

$gesl$: factor voor het geslacht van de respondent in twee categorieën

$regio$: factor voor politieregio waar de respondent woont in 25 categorieën

$treatm$: factor voor het onderzoek waarvoor de respondent geselecteerd is in twee categorieën (PMB of VMR). Deze factor modelleert de trendbreuk.

Via een *backward* variabelenselectieprocedure is dit initiële model gereduceerd tot

$$c + lft + gesl + regio + treatm + treatm \times regio. \quad (M1)$$

Vervolgens is de significantie van de interactieterm getoetst met een likelihoodratio toets door de loglikelihood van model (M1) te vergelijken met de loglikelihood van

$$c + lft + gesl + regio + treatm. \quad (M2)$$

De likelihoodratio toets van M2 ten opzichte van M1 bedraagt 12,103. Onder de nulhypothese dat er geen interactie-effecten zijn tussen de trendbreuk en regio, is

deze toetsgrootheid chi-kwadrat verdeeld met 24 vrijheidsgraden. De bijbehorende overschrijdingskans van deze toetsgrootheid bedraagt 0,979. Hieruit volgt dat niet kan worden aangetoond dat de trendbreuken voor de verschillende politieregio's van elkaar verschillen.

8.3 Alternatieve correctiemethoden

In deze subparagraaf wordt kort ingegaan op twee alternatieve methoden die onderzocht zijn op hun bruikbaarheid voor de correctie van de trendbreuk bij de indicator van de tevredenheid over het politieoptreden bij het laatste contact. Aangegeven wordt waarom het model dat is uitgewerkt in subparagraaf 8.1 en 8.2 de voorkeur heeft om te gebruiken als correctiemethode voor de tevredenheid over het politieoptreden bij het laatste contact.

De eerste methode is een additieve correctie voor de logit van het te corrigeren cijfer:

$$\ln\left(\frac{\tilde{P}_{PMB}^t}{1 - \tilde{P}_{PMB}^t}\right) = \hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005}. \quad (8.8)$$

Hierbij is \ln de natuurlijke logaritme (met het grondtal 2,718...). Verder zijn \tilde{P}_{PMB}^t , \hat{P}_{PMB}^t en \hat{P}_{VMR}^t in dit model uitgedrukt als een fractie met een waarde tussen nul en één. Het idee achter model (8.8) is dat de logittransformatie er voor zorgt dat \tilde{P}_{PMB}^t binnen de toelaatbare range van nul tot één blijft. Een expliciete uitdrukking voor \tilde{P}_{PMB}^t in model (8.8) wordt gegeven door:

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \frac{e^{\hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005}}}{1 + e^{\hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005}}}. \quad (8.9)$$

Hierbij is e het natuurlijke getal ($e=2,718...$). Het blijkt dat model (8.9) niet bruikbaar is omdat de inverse van de logittransformatie resulteert in een te sterke aanpassing van het additief gecorrigeerde cijfer ($\hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005}$). Aan de hand van een eerste-orde Taylorbenadering is de variantie voor (8.9) bepaald. Het blijkt dat de variantie van \tilde{P}_{PMB}^t op basis model (8.9) veel groter is dan op basis van het model dat is voorgesteld in subparagraaf 8.1 en 8.2.

De tweede methode veronderstelt een lineair verband tussen de schattingen uit beide onderzoeken voor de tevredenheid over het politieoptreden op regionaal niveau, dat wil zeggen:

$$\hat{P}_{PMB}^{t,r} = \beta_1 + \beta_2 \hat{P}_{VMR}^{t,r} + \varepsilon_r.$$

Hierbij zijn β_1 en β_2 de regressiecoëfficiënten en ε_r het residu voor politieregio r . Met behulp van de schattingen in de 25 politieregio's die in het eerste kwartaal van 2005 zijn verkregen op basis van de PMB en de VMR worden de kleinste kwadraten

schattingen voor de regressiecoëfficiënten bepaald. Laat $\hat{\beta}_1$ en $\hat{\beta}_2$ de kleinste kwadraten schattingen zijn voor β_1 en β_2 . Vervolgens kan het gecorrigeerde cijfers op landelijk niveau voorspeld aan de hand van het model:

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \hat{P}_{VMR}^t.$$

Gecorrigeerde cijfers op regionaal niveau worden op overeenkomstige wijze voorspeld via:

$$\tilde{P}_{PMB}^{t,r} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \hat{P}_{VMR}^{t,r}.$$

Ook voor deze methode geldt dat de variantie van het trendbreukgecorrigeerde cijfer groter is dan op basis van het model dat is voorgesteld in subparagraaf 8.1 en 8.2.

9. Conclusie

Voor de indicatoren “gewelddelicten”, “vermogensdelicten”, “beschikbaarheid politie” en “tevredenheid over het politieoptreden” is de hypothese getoetst of op landelijk niveau de overgang van het POLS of de PMB naar de VMR resulteert in een significante trendbreuk. Aan de hand van deze analyses is voor de indicator “tevredenheid over het politieoptreden” op landelijk niveau een trendbreuk vastgesteld met een omvang van 9,8 procentpunten. Er is een aantal aanvullende analyses uitgevoerd om na te gaan waardoor deze trendbreuk veroorzaakt wordt. Hieruit blijkt dat vooral verschillen tussen de steekproefkaders, responspercentages, vragenlijsten en de manieren waarop de indicator wordt afgeleid uit de onderliggende variabelen resulteren in de waargenomen trendbreuk.

Bij de PMB wordt een personensteekproef waargenomen uit de Nederlandse bevolking van 15 jaar of ouder behorende tot een huishouden waarvoor bekend is dat zij een vaste telefoonaansluiting hebben bij KPN. De steekproef van de VMR is getrokken uit de hele Nederlandse bevolking van 15 jaar of ouder. Hier wordt dus ook de deelpopulatie waargenomen die behoort tot een huishouden waarvoor geen telefoonnummer van een vaste aansluiting bij KPN bekend is. Aanvullende analyses tonen aan dat de tevredenheid over het politieoptreden voor deze twee deelpopulaties verschillend is.

De waargenomen trendbreuk wordt ook veroorzaakt door verschillen in de manieren waarop wordt vastgesteld of een respondent slachtoffer van een misdrijf is. De slachtoffermeting van de VMR is overgenomen van het POLS om zo goed mogelijk aansluiting te houden met de indicatoren over slachtofferschap en misdrijven uit het POLS. Verschillen in de manieren waarop slachtofferschap van een misdrijf wordt vastgesteld, heeft tot gevolg dat de verdeling van de delicten over de verschillende typen delicten voor beide onderzoeken anders is. Omdat de tevredenheid over het politieoptreden per delictsoort verschilt, draagt dit indirect bij aan de trendbreuk in de tevredenheid over het politieoptreden.

Een belangrijk verschil tussen de vragenlijst van de PMB en de VMR is de manier waarop de neutrale antwoordcategorie is geformuleerd bij de vraag naar de tevredenheid over het politieoptreden. Deze wijziging heeft tot gevolg dat bij de PMB een lager percentage respondenten op de neutrale categorie antwoordt en een hoger percentage op de categorieën “tevreden” en “zeer tevreden”. Dit effect wordt echter niet teruggevonden bij andere variabelen waar de formulering van de neutrale antwoordcategorie op overeenkomstige wijze is veranderd.

Uit de veldwerkverantwoordingen blijkt dat de verdelingen over de categorieën “respons”, “weigering” en “geen contact” van beide onderzoeken verschillen. Het responspercentage van de VMR is bijna zes procentpunten hoger dan bij de PMB. Het percentage weigeraars is bij de VMR twee procentpunten hoger dan bij de PMB. Het percentage “geen contact” is bij de VMR drie procentpunten lager dan bij de PMB. Verschillen in de verdeling over deze categorieën kunnen resulteren in verschillen in selectiviteit in de respons.

Omdat de hierboven genoemde factoren gelijktijdig veranderd zijn in de onderzoeksopzet van de VMR ten opzichte van de PMB, is het niet mogelijk om aan te geven wat de afzonderlijke bijdragen van deze factoren in de waargenomen trendbreuk is.

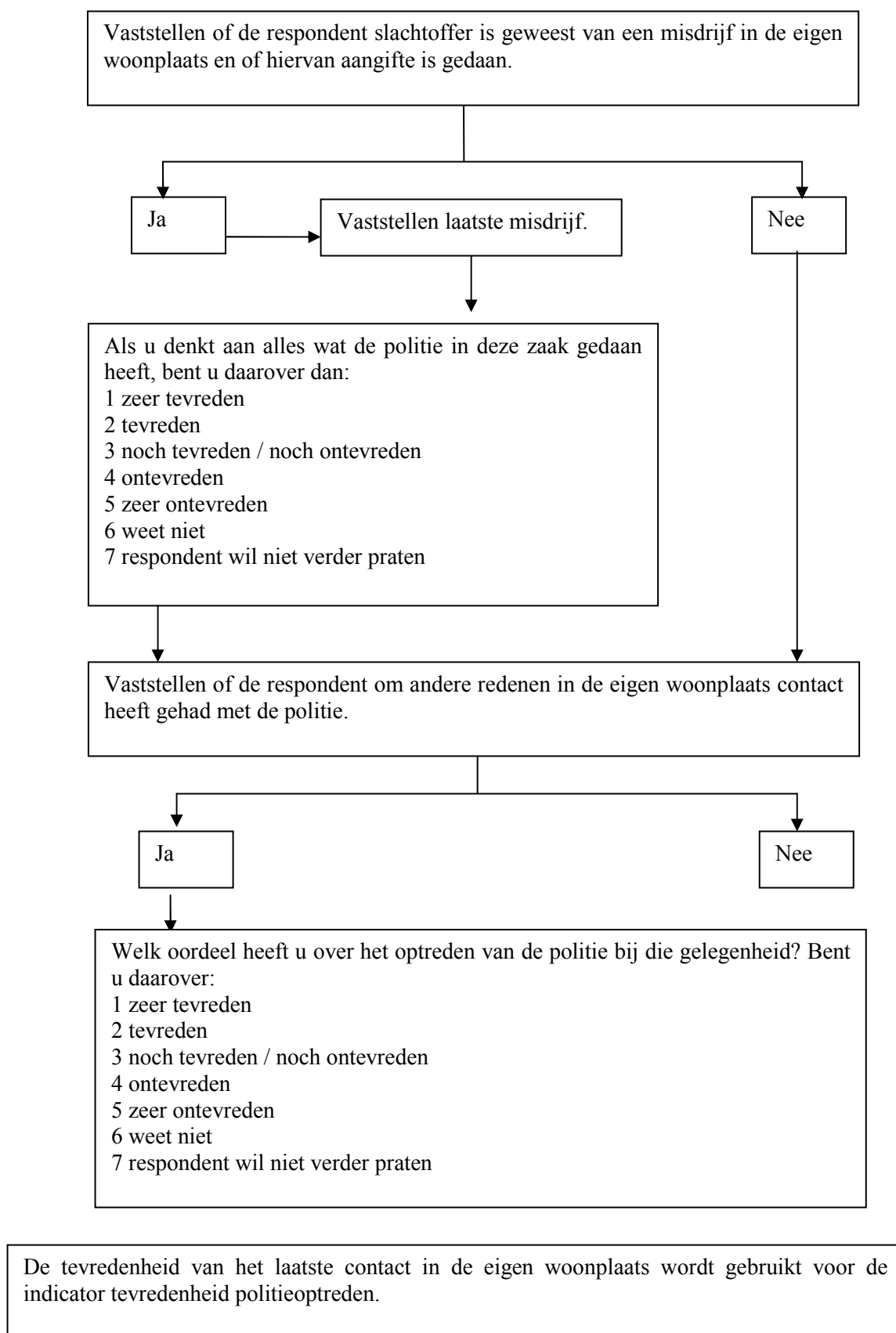
Er is een methode uitgewerkt die het mogelijk maakt om de reeksen van de tevredenheid over het politieoptreden op landelijk en regionaal niveau te corrigeren voor de waargenomen trendbreuk. Tevens zijn voor de gecorrigeerde cijfers variantieformules afgeleid (appendix F), waardoor het mogelijk is om cijfers door de tijd heen met elkaar te vergelijken.

Aan de hand van deze methode kunnen de schattingen die in het verleden zijn verkregen met de PMB worden gecorrigeerd voor de trendbreuk met de VMR. Dit heeft als voordeel dat de correctie slechts eenmaal uitgevoerd dient te worden. Tevens wordt voorkomen dat er in de toekomst twee verschillende schattingen voor deze indicator zijn. De gecorrigeerde reeksen over de tevredenheid van het politieoptreden die gedurende 1993 tot en met 2005 zijn waargenomen met de PMB zijn opgenomen als een bijlage (appendix E) in deze nota. Ook is het mogelijk om de toekomstige schattingen van de VMR te corrigeren voor de trendbreuk met de PMB. Dit heeft als nadeel dat er twee verschillende schattingen voor deze indicator blijven bestaan. In 2008 wordt de VMR geïntegreerd met lokale veiligheidsmonitors waardoor de onderzoeksopzet van de VMR in dat jaar zal veranderen. De consequentie hiervan is dat de voorgestelde trendbreukcorrectie alleen voor 2006 en 2007 toepasbaar is om de continuïteit te waarborgen tussen de uitkomsten van de VMR in zijn huidige opzet en de reeks van 1993 tot en met 2005 die is gebaseerd op de PMB. Daarom wordt voorgesteld om de komende twee jaar, de schattingen voor de tevredenheid over het politieoptreden verkregen met de VMR te corrigeren voor de trendbreuk met de PMB. Dit heeft als voordeel dat de correctie over een periode van twee in plaats van dertien jaar wordt uitgevoerd. De aanname dat de trendbreuk zoals die is waargenomen in het eerste kwartaal van 2005 tijdsafhankelijk is, wordt daarmee beter verdedigbaar.

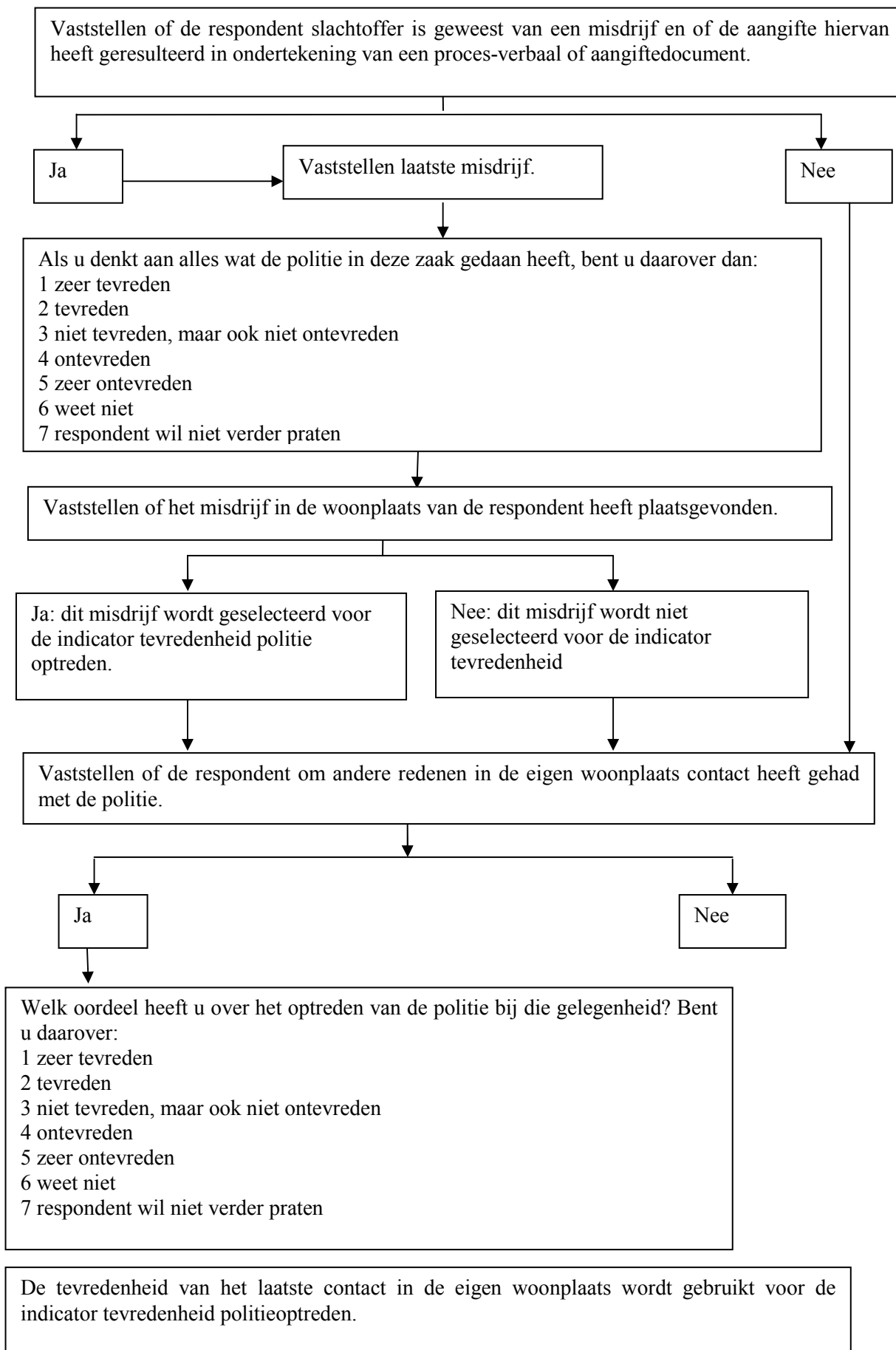
Referenties

- B&A Groep Beleidsonderzoek & Advies BV en Intomart BV, (2003). Handboek Politie-monitor Bevolking 2003.
- Brakel, J. van den en K. van Berkel, (2004). Onderzoeksopzet voor de Veiligheidsmonitor 2005. Externe CBS-nota, Sector TMO, BPA nr. TMO-R&D-2004-12-14-JBRL, CBS Heerlen.
- Brakel, J.A. van den and R.H. Renssen, (2005). Analysis of experiments embedded in complex sampling designs. Survey Methodology, vol. 30, no. 1, pp. 23-40.
- CBS. (2003). Permanent Onderzoek Leefsituatie. Interne CBS-nota, Sector SAH, CBS Heerlen.
- Eggen, A. Th. J., (2001). Slachtoffers van criminaliteit. Hoofdstuk 3 in Criminaliteit en rechtshandhaving (Ed.: W. van der Heide en A. Th. J. Eggen), WODC/CBS.
- Särndal, C.E., B. Swensson and J. Wretman, (1992). Model Assisted Survey Sampling. Springer-Verlag, New-York.
- Schoen, E.D., P.R. Defize en M. Bakker, (2000). Methodologische evaluatie van de Politie-monitor Bevolking, TNO.
- SCP, (2002). Sociaal en cultureel rapport 2002, Kwaliteit van de quartaire sector.

Appendix A: Afleiding tevredenheid politieoptreden PMB



Appendix B: Afleiding tevredenheid politieoptreden VMR



Appendix C: Procentuele verdeling voor CAPI en CATI van de VMR naar persoonskenmerken

Tabel C.1: procentuele verdeling voor CAPI en CATI naar leeftijd

Leeftijd	CAPI	CATI	verschil
15-29	9,85	9,02	0,84
20-24	10,66	5,07	5,59
25-29	10,18	5,42	4,76
30-34	10,34	7,92	2,42
35-39	10,34	9,82	0,52
40-44	12,68	8,77	3,92
45-49	9,05	9,99	-0,94
50-54	7,27	9,49	-2,22
55-59	7,92	9,02	-1,10
60-65	4,44	8,17	-3,72
65plus	7,27	17,33	-10,06

Tabel C.2: procentuele verdeling voor CAPI en CATI naar geslacht

Geslacht	CAPI	CATI	Verschil
Man	49,35	47,63	1,73
Vrouw	50,65	52,37	-1,73

Tabel C.3: procentuele verdeling voor CAPI en CATI naar herkomst

Herkomst	CAPI	CATI	Verschil
Autochtoon	70,92	90,11	-19,19
Allochtoon, westers	10,82	7,57	3,26
Allochtoon, niet-westers	18,26	2,32	15,93

Appendix D: Items beschikbaarheid politie

Je ziet de politie in de buurt te weinig.

Antwoordcategorie	PMB	VMR	Verschil
1	48,5	41,2	7,3
2	9,8	11,3	-1,5
3	37,1	40,4	-3,3
4	4,6	7,1	-2,5

Ze komen hier te weinig uit de auto.

Antwoordcategorie	PMB	VMR	Verschil
1	37,2	36,3	0,9
2	12,2	7,6	4,6
3	33,2	29,5	3,7
4	17,4	26,6	-9,2

Ze zijn hier te weinig aanspreekbaar.

Antwoordcategorie	PMB	VMR	Verschil
1	38,5	35,6	2,9
2	10,0	7,2	2,8
3	39,4	36,1	3,3
4	12,1	21,1	-9,0

Ze hebben hier te weinig tijd voor allerlei zaken.

Antwoordcategorie	PMB	VMR	Verschil
1	39,0	33,9	5,1
2	13,5	8,2	5,3
3	26,5	23,3	3,2
4	21,0	34,6	-13,6

Ze komen niet snel als je ze roept.

Antwoordcategorie	PMB	VMR	Verschil
1	22,9	23,3	-0,4
2	13,8	8,1	5,7
3	35,2	28,2	7,0
4	28,1	40,4	-12,3

Antwoordcategorieën:

- 1 Eens
- 2 Noch mee eens / noch mee oneens (PMB),
Niet mee eens, niet mee oneens (VMR)
- 3 Oneens
- 4 Geen mening

Appendix E: Gecorrigeerde cijfers tevredenheid politieoptreden

Tabel E.1: Tevredenheid politieoptreden per regio op basis van de PMB

	Streefwaarde	Jaartal									
		93	95	97	99	01	02	03	04	05	
Groningen	69,9	69,9	68,5	67,2	60,8	65,2	63,5	63,4	69,4	62,1	
Fryslân	71,5	68,4	66,0	69,4	68,8	68,8	71,5	62,8	65,5	65,4	
Drenthe	72,8	71,5	72,8	72,2	70,8	68,3	63,5	63,2	67,9	59,8	
IJsselland	72,7	72,7	70,6	65,6	71,5	66,1	65,3	62,3	63,1	61,9	
Twente	74,0	70,9	74,0	69,2	71,3	73,1	62,1	69,0	71,6	65,6	
Noord- en Oost-Gelderland	72,5	71,3	71,3	66,9	72,5	67,5	64,6	70,5	69,7	68,0	
Gelderland-Midden	69,1	68,1	64,5	62,2	67,4	69,1	65,2	63,4	64,1	59,9	
Gelderland-Zuid	66,4	66,4	62,4	63,4	63,6	62,8	59,4	62,2	63,4	59,3	
Utrecht	67,3	67,3	66,0	65,7	65,9	61,6	58,7	63,6	60,6	58,4	
Noord-Holland Noord	67,9	67,9	66,5	61,7	66,1	65,6	62,4	62,9	65,6	65,0	
Zaanstreek-Waterland	73,4	65,1	71,2	64,9	69,0	73,4	64,6	68,3	68,4	62,3	
Kennemerland	68,8	66,0	65,5	67,9	67,7	68,8	61,4	65,7	63,8	60,5	
Amsterdam-Amstelland	70,0	66,0	64,5	68,5	70,0	62,6	58,0	60,8	63,0	60,4	
Gooi en Vechtstreek	65,2	63,9	64,3	65,2	62,2	62,4	59,6	63,9	67,7	61,0	
Haaglanden	68,5	68,5	65,8	65,6	69,0	66,1	60,3	61,1	63,2	61,4	
Hollands Midden	68,1	67,1	68,1	66,1	66,3	66,0	65,2	62,2	64,2	60,8	
Rotterdam-Rijnmond	69,8	66,0	65,1	66,2	69,8	61,1	57,1	55,0	59,1	60,6	
Zuid-Holland-Zuid	67,6	67,6	65,7	65,7	64,1	63,4	56,5	61,1	63,9	65,3	
Zeeland	75,7	75,7	66,4	67,6	66,5	66,2	61,8	64,4	64,3	69,8	
Midden- en West-Brabant	70,7	69,3	67,2	70,7	66,5	65,4	56,3	59,6	61,4	61,5	
Brabant-Noord	71,6	71,6	63,8	63,8	67,7	64,8	63,0	64,1	65,8	60,6	
Brabant-Zuid-Oost	70,1	67,2	70,1	69,1	69,8	70,0	63,2	63,3	68,2	65,1	
Limburg-Noord	72,1	67,0	70,0	67,7	72,1	67,3	63,2	67,8	58,6	58,5	
Limburg-Zuid	68,0	64,9	66,5	67,3	68,0	64,9	62,8	62,3	63,6	58,7	
Flevoland	72,6	66,6	64,9	72,6	66,2	60,7	56,6	60,6	65,4	59,0	
Nederland	68,2	68,2	66,9	66,9	68,0	65,5	61,3	62,6	64,1	61,8	

Tabel E.2: Tevredenheid politieoptreden per regio gecorrigeerd voor de landelijke trendbreuk met de VMR

	Streefwaarde	Jaartal									
		93	95	97	99	01	02	03	04	05	
Groningen	61,1	61,1	59,5	58,0	50,8	55,7	53,8	53,7	60,5	52,3	
Fryslân	63,0	59,4	56,6	60,5	59,8	59,8	63,0	53,0	56,1	56,0	
Drenthe	64,5	63,0	64,5	63,8	62,2	59,3	53,8	53,5	58,8	49,8	
IJsselland	64,4	64,4	61,9	56,2	63,0	56,7	55,8	52,5	53,4	52,1	
Twente	66,0	62,3	66,0	60,3	62,8	64,9	52,3	60,1	63,1	56,2	
Noord- en Oost-Gelderland	64,2	62,8	62,8	57,7	64,2	58,3	55,1	61,8	60,9	58,9	
Gelderland-Midden	60,2	59,0	54,9	52,4	58,2	60,2	55,7	53,7	54,5	49,9	
Gelderland-Zuid	57,1	57,1	52,6	53,7	53,9	53,0	49,3	52,4	53,7	49,2	
Utrecht	58,1	58,1	56,6	56,3	56,5	51,7	48,6	53,9	50,6	48,3	
Noord-Holland Noord	58,8	58,8	57,2	51,8	56,7	56,2	52,6	53,2	56,2	55,5	
Zaanstreek-Waterland	65,2	55,6	62,6	55,4	60,1	65,2	55,1	59,3	59,4	52,5	
Kennemerland	59,8	56,6	56,1	58,8	58,6	59,8	51,5	56,3	54,2	50,5	
Amsterdam-Amstelland	61,2	56,6	54,9	59,5	61,2	52,8	47,8	50,8	53,3	50,4	
Gooi en Vechtstreek	55,7	54,3	54,7	55,7	52,4	52,6	49,5	54,3	58,6	51,1	
Haaglanden	59,5	59,5	56,4	56,2	60,1	56,7	50,3	51,2	53,5	51,5	
Hollands Midden	59,0	57,9	59,0	56,7	57,0	56,6	55,7	52,4	54,6	50,8	
Rotterdam-Rijnmond	61,0	56,6	55,6	56,9	61,0	51,2	46,9	44,7	49,0	50,6	
Zuid-Holland-Zuid	58,5	58,5	56,3	56,3	54,5	53,7	46,2	51,2	54,3	55,8	
Zeeland	68,0	68,0	57,1	58,5	57,2	56,9	51,9	54,8	54,7	61,0	
Midden- en West-Brabant	62,1	60,4	58,0	62,1	57,2	56,0	46,0	49,5	51,5	51,6	
Brabant-Noord	63,1	63,1	54,2	54,2	58,6	55,3	53,3	54,5	56,4	50,6	
Brabant-Zuid-Oost	61,3	58,0	61,3	60,2	61,0	61,2	53,5	53,6	59,1	55,6	
Limburg-Noord	63,7	57,8	61,2	58,6	63,7	58,1	53,5	58,7	48,5	48,4	
Limburg-Zuid	58,9	55,4	57,2	58,1	58,9	55,4	53,0	52,5	53,9	48,6	
Flevoland	64,3	57,3	55,4	64,3	56,9	50,7	46,3	50,6	56,0	48,9	
Nederland	59,1	59,1	57,7	57,7	58,9	56,1	51,4	52,8	54,5	51,9	

Appendix F: Variantie van trendbreukgecorrigeerde cijfers

In deze appendix worden variantieformules afgeleid voor de trendbreukgecorrigeerde cijfers van de tevredenheid over het politieoptreden. In paragraaf 8 is de volgende formule afgeleid voor het voorspellen van \hat{P}_{PMB}^t op basis van \hat{P}_{VMR}^t :

$$\tilde{P}_{PMB}^t = \hat{P}_{VMR}^t + \hat{\Delta}^{2005} 4 \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100}\right), \quad (F.1)$$

met

$$\hat{\Delta}^{2005} = \gamma (\hat{P}_{PMB}^{2005} - \hat{P}_{VMR}^{2005})$$

en $\gamma = 9,83/9,82$.

Uit (F.1) volgt dat \tilde{P}_{PMB}^t een niet-lineaire functie is van twee stochasten, namelijk \hat{P}_{VMR}^t en $\hat{\Delta}^{2005}$. Om een uitdrukking te vinden voor de variantie van \tilde{P}_{PMB}^t wordt (A.1) gelineariseerd door middel van een eerste-orde Taylorbenadering rondom het punt $(\Delta^{2005}, P_{VMR}^t)$:

$$\begin{aligned} \tilde{P}_{PMB}^t &= f(\hat{P}_{VMR}^t, \hat{\Delta}^{2005}) \approx f(P_{VMR}^t, \Delta^{2005}) + \frac{\partial f(\hat{P}_{VMR}^t, \hat{\Delta}^{2005})}{\partial \hat{P}_{VMR}^t} \bigg|_{\substack{\hat{P}_{VMR}^t = P_{VMR}^t \\ \hat{\Delta}^{2005} = \Delta^{2005}}} \times (\hat{P}_{VMR}^t - P_{VMR}^t) \\ &\quad + \frac{\partial f(\hat{P}_{VMR}^t, \hat{\Delta}^{2005})}{\partial \hat{\Delta}^{2005}} \bigg|_{\substack{\hat{P}_{VMR}^t = P_{VMR}^t \\ \hat{\Delta}^{2005} = \Delta^{2005}}} \times (\hat{\Delta}^{2005} - \Delta^{2005}) \\ &= P_{VMR}^t + \Delta^{2005} 4 \frac{P_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{P_{VMR}^t}{100}\right) + \left[1 + \frac{4\Delta^{2005}}{100} \left(\frac{-2P_{VMR}^t}{100} + 1\right)\right] \times (\hat{P}_{VMR}^t - P_{VMR}^t) \\ &\quad + 4 \frac{P_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{P_{VMR}^t}{100}\right) \times (\hat{\Delta}^{2005} - \Delta^{2005}). \end{aligned}$$

Zoveel mogelijk samennemen van constante termen geeft:

$$\tilde{P}_{PMB}^t \approx c_1 + c_2 (\hat{P}_{VMR}^t - P_{VMR}^t) + c_3 (\hat{\Delta}^{2005} - \Delta^{2005}),$$

met

$$c_1 = P_{VMR}^t + \Delta^{2005} 4 \frac{P_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{P_{VMR}^t}{100}\right),$$

$$c_2 = \left[1 + \frac{4\Delta^{2005}}{100} \left(1 - \frac{2P_{VMR}^t}{100}\right)\right],$$

$$c_3 = 4 \frac{P_{VMR}^t}{100} \left(1 - \frac{P_{VMR}^t}{100}\right).$$

Hieruit volgt dat de variantie voor \tilde{P}_{PMB}^t bij benadering wordt gegeven door

$$\begin{aligned} \text{Var}(\tilde{P}_{PMB}^t) &\approx c_2^2 \text{Var}(\hat{P}_{VMR}^t) + c_3^2 \text{Var}(\hat{\Delta}^{2005}) \\ &= c_2^2 \text{Var}(\hat{P}_{VMR}^t) + c_3^2 \gamma^2 (\text{Var}(\hat{P}_{PMB}^{2005}) + \text{Var}(\hat{P}_{VMR}^{2005})). \end{aligned}$$

Hierbij wordt opgemerkt dat de covariantie tussen \hat{P}_{VMR}^t en $\hat{\Delta}^{2005}$ gelijk is aan nul omdat ze betrekking hebben op steekproeven die onafhankelijk van elkaar zijn getrokken in twee verschillende jaren. Voor een verantwoording waarom er geen covariantiecomponent is tussen \hat{P}_{VMR}^{2005} en \hat{P}_{PMB}^{2005} in $\text{Var}(\hat{\Delta}^{2005})$ wordt verwezen naar Van den Brakel and Renssen (2005). Een schatting voor de variantie van \tilde{P}_{PMB}^t wordt vervolgens verkregen door de onbekende waarden in de constanten (c_2 en c_3) en de verschillende varianties ($\text{Var}(\hat{P}_{VMR}^t)$, $\text{Var}(\hat{P}_{VMR}^{2005})$ en $\text{Var}(\hat{P}_{PMB}^{2005})$) te vervangen door hun steekproefschatters. Dit geeft:

$$\hat{V}\hat{a}r(\tilde{P}_{PMB}^t) = \hat{c}_2^2 \hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^t) + \hat{c}_3^2 \gamma^2 (\hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005}) + \hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})), \quad (\text{F.2})$$

met

$$\begin{aligned} \hat{c}_2 &= [1 + 0,393(\frac{-2\hat{P}_{VMR}^t}{100} + 1)], \\ \hat{c}_3 &= 4 \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100} (1 - \frac{\hat{P}_{VMR}^t}{100}), \\ \gamma &= 9,83/9,82. \end{aligned} \quad (\text{F.3})$$

De steekproefschatters voor de varianties worden als volgt bepaald. Het percentage respondenten dat tevreden of zeer tevreden is over het politieoptreden is in zowel de VMR als de PMB gedefinieerd als

$$\hat{P}^t = \frac{\hat{t}_y^t}{\hat{t}_z^t},$$

met \hat{t}_y^t de gegeneraliseerde regressieschatter voor het totaal aantal respondenten dat tevreden of zeer tevreden is over het politieoptreden en \hat{t}_z^t de gegeneraliseerde regressieschatter voor het totaal aantal respondenten dat contact heeft gehad met de politie. Een uitdrukking voor $\text{Var}(\hat{P}_{VMR}^t)$ en de steekproefschatter $\hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^t)$ in (F.2) wordt gegeven door de variantie van een ratio van twee gegeneraliseerde regressieschatters voor een gestratificeerd enkelvoudig aselekt steekproefontwerp zonder terugleggen. Zie Särndal et al (1992), paragraaf 7.13 voor een uitdrukking voor deze variantie en de bijbehorende schatter. Deze variantie kan worden berekend met behulp van Bascula. De varianties van de trendbreuk, dat wil zeggen $\hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})$ en $\hat{V}\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005})$ in (F.2) volgen uit de analyse resultaten van Tabel 7.1, dat wil zeggen:

$$V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})=1,855, \quad (F.4)$$

$$V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005})=0,379.$$

Opgemerkt wordt dat de variantie van de trendbreuk wordt gegeven door $V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})$ en $V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005})$ op te vatten als de variantie van een ratio van twee gegeneraliseerde regressieschatters voor een gestratificeerd enkelvoudig aselekt steekproefontwerp alsof is getrokken *met terugleggen*. Zie Van den Brakel en Renssen (2005) voor een bewijs en een uitdrukking voor deze varianties. Deze varianties zijn berekend met behulp van Bascula.

Een uitdrukking voor de variantie van het trendbreukgecorrigeerde cijfer op regionaal niveau wordt op overeenkomstige wijze geschat met formule (F.2) waarbij $V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^t)$ wordt vervangen door $V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{t,r})$ en in door formule (F.3) \hat{P}_{VMR}^t te vervangen voor $\hat{P}_{VMR}^{t,r}$.

Zoals beschreven in paragraaf 8 kan ook een voorspelling worden gemaakt voor \hat{P}_{VMR}^t op basis van \hat{P}_{PMB}^t :

$$\tilde{P}_{VMR}^t = \hat{P}_{PMB}^t + \hat{\Delta}^{2005} 4 \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100}\right),$$

met

$$\hat{\Delta}^{2005} = \gamma(\hat{P}_{PMB}^{2005} - \hat{P}_{VMR}^{2005}).$$

en $\gamma = 10,4/9,82$. Een schatting voor $Var(\tilde{P}_{VMR}^t)$ wordt, overeenkomstig aan de afleiding van (F.2), gegeven door:

$$V\hat{a}r(\tilde{P}_{VMR}^t) = \hat{c}_2^2 V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^t) + \hat{c}_3^2 \gamma^2 (V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005}) + V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})), \quad (F.5)$$

met

$$\begin{aligned} \hat{c}_2 &= [1 - 0,417 \left(\frac{-2\hat{P}_{PMB}^t}{100} + 1 \right)], \\ \hat{c}_3 &= 4 \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100} \left(1 - \frac{\hat{P}_{PMB}^t}{100}\right), \\ \gamma &= 10,4/9,82. \end{aligned} \quad (F.6)$$

Een uitdrukking voor $V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^t)$ in (F.5) wordt gegeven door de variantie van een ratio van twee gegeneraliseerde regressieschatters voor een gestratificeerd enkelvoudig aselekt steekproefontwerp zonder terugleggen. Zie Särndal et al (1992), paragraaf 7.13. De variantiecomponenten van de trendbreuk ($V\hat{a}r(\hat{P}_{VMR}^{2005})$ en $V\hat{a}r(\hat{P}_{PMB}^{2005})$) wordt gegeven in (F.4).

Een uitdrukking voor de variantie van het trendbreukgecorrigeerde cijfer op regionaal niveau wordt op overeenkomstige wijze geschat met formule (F.5) waarbij $\hat{V}ar(\hat{P}_{PMB}^t)$ wordt vervangen door $\hat{V}ar(\hat{P}_{PMB}^{t;r})$ en in door formule (F.6) \hat{P}_{PMB}^t te vervangen voor $\hat{P}_{PMB}^{t;r}$.