



UvA-DARE (Digital Academic Repository)

Naar een gecombineerd VEC-model voor jeugd-en volwassenencriminaliteit: verkenning en advies

Boswijk, H.P.; Kok, M.H.C.; van Leeuwen, M.J.

Publication date
2002

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

Boswijk, H. P., Kok, M. H. C., & van Leeuwen, M. J. (2002). *Naar een gecombineerd VEC-model voor jeugd-en volwassenencriminaliteit: verkenning en advies*. (SEO-rapport; No. 646). SEO.

General rights

It is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), other than for strictly personal, individual use, unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

Disclaimer/Complaints regulations

If you believe that digital publication of certain material infringes any of your rights or (privacy) interests, please let the Library know, stating your reasons. In case of a legitimate complaint, the Library will make the material inaccessible and/or remove it from the website. Please Ask the Library: <https://uba.uva.nl/en/contact>, or a letter to: Library of the University of Amsterdam, Secretariat, Singel 425, 1012 WP Amsterdam, The Netherlands. You will be contacted as soon as possible.

Naar een gecombineerd VEC-model voor jeugd- en volwassenencriminaliteit

Verkenning en advies

prof. dr. H.P. Boswijk
drs. M.H.C. Kok
drs. M.J. van Leeuwen

Onderzoek in opdracht van Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum
(WODC), Ministerie van Justitie

Amsterdam, 2 december 2002

SEO-rapport, nr. 646

Copyright © 2002 WODC Den Haag.

Inhoud

Begeleidingscommissie	i
Samenvatting en aanbevelingen.....	i
1 Inleiding	1
2 Onderzoeksopzet.....	3
3 Coïntegratiemethoden: een overzicht	7
3.1 Inleiding.....	7
3.2 Unit roots en coïntegratie	7
3.3 De Dickey-Fuller toets	9
3.4 Analyse van VEC-modellen met exogenen.....	10
3.5 Analyse van structurele en recursieve VEC-modellen.....	14
3.6 Conclusie en aanbevelingen.....	17
4 Voorspellingen en voorspelstandaardfouten in VEC-modellen.....	19
5 Uitkomsten: schatting en voorspelling	23
5.1 Data, programmatuur en unit root toetsen	23
5.2 Specificatiestrategie VEC-modellen	23
5.3 Resultaten voor de categorie geweld	26
5.4 Voorspellingen.....	28
Literatuur	35
Bijlage 1 Schattingsresultaten van het herschatten van de oorspronkelijke modellen	37
Bijlage 2 Verklaring namen van variabelen.....	43
Bijlage 3 Unit root toetsen	45
Summary and recommendations.....	49
Publicaties.....	53

Begeleidingscommissie

De volgende personen maken deel uit van de begeleidingscommissie van het onderzoeksproject: 'Aanpassing en integratie van VEC-modellen' van het WODC (01.058C).

Prof. dr. P.H. Franses (voorzitter)	Erasmus Universiteit Rotterdam (Econometrisch instituut)
Drs. G.L.A.M. Huijbregts	Ministerie van Justitie (WODC)
Mw. dr. D.E.G. Moolenaar	Ministerie van Justitie (WODC)
Drs. M. Siepermann (procesbegeleider)	Ministerie van Justitie (WODC)
Mw. drs. P.L.M. Steinmann	Ministerie van Justitie (DGPJS/DSRS)
Drs. A.G.J. van der Torre	Sociaal en Cultureel Planbureau
Dr. F.P. van Tulder	Raad voor Rechtspraak (afdeling Ontwikkeling)

Samenvatting en aanbevelingen

Ten behoeve van de begrotingscyclus van het ministerie van Justitie stelt het WODC jaarlijks een prognose op van de behoefte aan sanctiecapaciteit voor jeugd en volwassenen. Hiervoor wordt gebruik gemaakt van diverse modellen, onder andere Jukebox-modellen voor volwassenen en voor jeugd.

Bij deze modellen zijn twee aspecten met name van belang. In de eerste plaats is er binnen de modellen sprake van wederzijdse relaties. Een tweede aspect is dat de variabelen in het model sterk veranderen in de tijd, ze zijn niet stationair. De Stichting voor Economisch Onderzoek (SEO) en de vakgroep Kwantitatieve Economie, beide van de Universiteit van Amsterdam, hebben in opdracht van het WODC onderzocht of omzetting van de huidige modellen naar een error-correction-model (VEC-model) haalbaar is en of het mogelijk is beide in een model te integreren. Het gevraagde eindproduct was een in EViews gespecificeerd geïntegreerd VEC-model voor jeugd en volwassenen.

In eerste instantie zijn de volgende stappen gezet om te komen tot een geïntegreerd VEC-model voor jeugd- en volwassenen:

1. Verkenning van de huidige Jukebox-modellen (hoofdstuk 2) en de aangepaste gegevensreeksen, waarbij onder andere unit root toetsen zijn uitgevoerd (bijlage III).
2. Herschatting van de oorspronkelijke modelvergelijkingen in EViews op basis van de aangepaste dataset (bijlage I).
3. Een beknopte weergave van de theorie omtrent in vector autoregressieve modellen met exogenen (hoofdstuk 3) en de bijbehorende voorspelfouten en toetsen op cointegratie (hoofdstuk 4).

Gedurende het project is gebleken dat een volledige selectie van de verklarende variabelen niet haalbaar is binnen de contouren van de opdracht. De complexiteit van de relaties samen met de matige kwaliteit van de gegevensreeksen zijn hiervoor de belangrijkste verklaringen. Hierdoor was het ook niet mogelijk om een volledig gespecificeerd model op te leveren. In overleg met de opdrachtgever is daarom besloten tot een herformulering van de opdracht, waarbij de nadruk is komen te liggen op:

- a) Advisering - wat is de beste manier om verder te gaan met model?
 - b) Het aanleveren van een methodisch naslagboek, waarin wordt aangegeven:
 - Wat de beste manier is om selectie van de exogenen uit te voeren en welke toets op cointegratie kan daarbij het best gebruikt worden?
 - Met welke rekenmethode de simultaneïteit het beste kan worden aangepakt?
 - Hoe de voorspelfout kan worden berekend?
 - Welk software programma het meest geschikt is?
-

Het onderzoek is afgerond met de volgende stappen:

4. Modelselectie en schatting in VEC, waarbij gekozen is om in eerste instantie de analyses uit te voeren op basis van een 'recursief VEC-model'. De verschillende cointegratiere relaties zijn onderzocht in afzonderlijke fouten-correctievergelijkingen en geschat met behulp van OLS. Als voorbeeld zijn de schattingen voor de categorie geweld weergegeven (hoofdstuk 5).
5. Voorspellingen gebaseerd op het recursieve model. Op basis van de geschatte modellen zijn met behulp van EViews voorspellingen gegenereerd over de periode 1995-2000. Daarbij zijn niet alleen puntvoorspellingen gemaakt, maar met behulp van Monte Carlo simulatie zijn ook 95% voorspelintervallen geconstrueerd. De variabelen zijn teruggetransformeerd tot de niveaus van delicten, verdachten jeugd en volwassenen, en straffingen jeugd en volwassenen.
6. Bij dit rapport zijn voorbeeldprogramma's geleverd in EViews. Deze dienen als basis voor verdere verbeteringen en verfijningen van de specificaties van het model.

Het onderzoek naar integratie van het jeugd- en volwassenenmodel voor het voorspellen van de benodigde sanctiecapaciteit heeft de volgende inzichten opgeleverd:

- Overgang naar geïntegreerde VEC-modellen is goed mogelijk en levert veelal statistisch significante fouten-correctietermen op. Dit suggereert dat modellen met dergelijk fouten-correctietermen een statistisch significante verbetering opleveren ten opzichte van modellen zonder dergelijke termen, zoals het oorspronkelijke Jukebox-volwassenenmodel. Aangezien het voorlopige VEC-model dat in dit rapport is ontwikkeld en de oorspronkelijke Jukebox-modellen niet in elkaar genest zijn, is een directe toetsing van de een tegen de ander niet mogelijk.
 - Een nadeel van de hier ontwikkelde VEC-modellen is dat de lange-termijn effecten vaak moeilijk zijn te interpreteren. In paragraaf 5.3 zijn voor de categorie 'geweld' een aantal lange-termijn effecten opgenoemd welke niet overeenkomen met de verwachting, en ook bij de modellen voor overige categorieën, zoals te vinden in de meegeleverde EViews programmatuur, zijn dergelijke tegen-intuïtieve effecten te vinden.
 - Gekozen is voor een zogenoemde 'recursieve VEC-modellen', omdat hier dimensieproblemen waarschijnlijk kleiner zijn en om de resultaten bij een dergelijke specificatie het meest robuust zijn tegen mogelijke misspecificaties of zwakke identificatie.
 - Verder is gekozen voor een specifieke wijze om jeugd en volwassenen te integreren, namelijk via totalen en aandeel jeugd. Dit is niet de enige methode, maar lijkt vooralsnog
-

het meest aantrekkelijk om een log-lineaire specificatie te combineren met de mogelijkheid jeugd en volwassenen op te tellen.

- Voor wat betreft meerstaps voorspellingen en voorspelfouten, is kort de theorie geschetst, en is een implementatie in EViews meegeleverd. De empirische resultaten zijn hoopgevend over de kwaliteit van de (nogal brede) voorspelintervallen, want realisaties liggen doorgaans in het interval. Daarbij moet worden bedacht dat dit geen echte out-of-sample voorspellingen zijn. Bovendien is schattingsonzekerheid en onzekerheid over toekomstige exogenen nog niet meegenomen (overigens is dat wel mogelijk in EViews). Opvallend is hoe dan ook dat de voorspelintervallen van het VEC-model doorgaans informatiever (want smaller) zijn dan de voorspelintervallen gebaseerd op het Jukebox-volwassenenmodel.

In het licht van deze bevindingen dringt zich de vraag op of het verstandig is dat het WODC op deze weg verder gaat en probeert te komen tot een VEC-model, waarbij meer aandacht besteed kan worden aan de selectie van de verklarende variabelen en de interpreteerbaarheid van de daarin optredende effecten. Daarbij zouden de volgende afwegingen een rol kunnen spelen:

1. De voorlopige resultaten zijn redelijk bemoedigend wat betreft de voorspelkracht van de VEC-modellen. Wanneer de voorspelkwaliteit, en met name de hoeveelheid informatie van de voorspelintervallen, tenminste even belangrijk als of zelfs belangrijker wordt geacht dan de interpreteerbaarheid van het model, dan dient de voorkeur gegeven te worden aan een VEC-model boven een model in eerste verschillen. Dit blijkt niet alleen uit de resultaten in dit rapport, maar is ook theoretisch te verwachten: wanneer twee of meer reeksen op lange termijn bij elkaar in de buurt blijven (coïntegratie), dan zouden meerstap-voorspellingen datzelfde verschijnsel moeten vertonen. Voorspellingen op basis van een model in eerste verschillen zullen hier niet aan voldoen, voorspellingen op basis van VEC-modellen wel.
 2. Het voordeel van VEC-modellen bij voorspellingen komt echter alleen goed tot uiting in modellen die stabiel zijn over de tijd. In tijden waarbij de structuur voortdurend verandert, bijvoorbeeld door veranderende wetgeving, kan het zijn dat VEC-voorspellingen uitgaan van lange-termijn relaties die niet meer geldig zijn, en daarmee vertekende resultaten oplevert. Van modellen in eerste verschillen mag in dergelijke gevallen verwacht worden dat ze robuuster zijn tegen structurele verandering: juist omdat deze voorspellingen niet zeer informatief zijn over het toekomstig verloop van de reeksen (brede intervallen), zitten ze er ook niet al te ver naast. Dit betekent dat, met het beschikbaar komen van nieuwe gegevens, VEC-modellen voortdurend onderzocht moeten worden op eventuele structurele veranderingen.
-

3. Het feit dat we er nog niet in geslaagd zijn een volledig aanvaardbaar en interpreteerbaar VEC-model te ontwikkelen betekent niet dat dit doel onbereikbaar is. Meer inhoudelijke kennis zou kunnen leiden tot een betere selectie van verklarende variabelen, en bovendien restricties waaraan lange-termijn effecten dienen te voldoen ook opgelegd kunnen worden bij het schatten.

Dit alles in overweging nemende adviseren we dat het WODC de komende tijd probeert te komen tot een meer bevredigende en interpreteerbare versie van het VEC-model. Als het doel van interpreteerbaarheid bereikt wordt zou dit op termijn een goed alternatief voor de bestaande Jukebox-modellen vormen; zo niet, dan zou dit model de komende jaren voor intern gebruik naast het bestaande Jukebox-model gebruikt kunnen worden voor situaties waarbij de voorspelkracht belangrijker is dan de verklaringskracht.

Tenslotte kunnen nog enkele opmerkingen worden gemaakt over de voor deze analyses benodigde econometrische software. De analyse van structurele en recursieve VEC-modellen vereist slechts toepassing van OLS en eventueel 2SLS/3SLS, die beschikbaar zijn in EViews. De methode van Harbo et al. (1998) is niet direct toepasbaar in EViews en tot op zekere hoogte wel in PcGive. Daar staat tegenover dat de herleide vorm van structurele modellen zoals besproken het rapport in feite geres tricteerde versies zijn van de VEC-modellen van Harbo et al. (1998), en deze kunnen als niet-lineaire systemen ook in EViews geschat worden.

1 Inleiding

Het WODC maakt gebruik van diverse modellen voor het verklaren en voorspellen van de benodigde sanctiecapaciteit voor volwassenen en jeugd. Zo zijn er Jukebox-modellen voor volwassenen en voor jeugd en is er een microsимулатiemodel voor in- en uitstroom in tbs-klinieken.

Er bestaat behoefte aan een meer bevredigende modellering van in- en uitstroom in tbs-klinieken, waarbij meer verklarende elementen worden ingebracht. Verder is er de wens om de huidige Jukebox-modellen aan te passen aan recente econometrisch en methodologische ontwikkelingen op het gebied van cointegratie en fouten-correctiemodellen (in de hoop daarmee ook een verbetering van de voorspelkwaliteit te bewerkstelligen), en om het jeugd- en volwassen model te integreren.

Ten behoeve van de begrotingscyclus van het ministerie van Justitie stelt het WODC jaarlijks een prognose op van de behoefte aan sanctiecapaciteit. Bij de modellen die het WODC daarbij hanteert, zijn twee aspecten met name van belang. In de eerste plaats is er binnen de modellen sprake van wederzijdse relaties. Een tweede aspect is dat de variabelen in het model sterk veranderen in de tijd (ze zijn niet stationair). De beste aanpak voor deze combinatie is de ontwikkeling van een Vector Evenwichts Correctie (VEC) model.

Het WODC heeft aan de Stichting voor Economisch Onderzoek (SEO) en de vakgroep Kwantitatieve Economie, beide van de Universiteit van Amsterdam opdracht gegeven om te onderzoeken of omzetting van de huidige modellen naar een VEC-model haalbaar is. De twee hoofdvragen in dit onderzoek zijn:

1. *Is het mogelijk voor het volwassenenmodel de lange-termijn-relaties en de simultane vergelijkingen te combineren?*
2. *Is het mogelijk een gecombineerd jeugd- en volwassenenmodel te bouwen?*

Daarnaast zoekt het WODC antwoord een drietal methodologische vragen, te weten:

- Is het mogelijk om een schatting te maken van voorspelfouten?
- Kunnen in een VEC-model verklarende variabelen als exogeen worden opgevoerd?
- Is er een oplossing voor het probleem dat verschillende variabelen, zelfs na het nemen van eerste verschillen, niet stationair zijn?

Gedurende het project is gebleken dat een volledige selectie van de verklarende variabelen niet haalbaar is binnen de contouren van de opdracht. Hierdoor kan ook geen volledig gespecificeerd model in EViews worden opgeleverd. In overleg met de opdrachtgever is daarom besloten tot een herformulering van de opdracht waarbij de nadruk ligt op:

- c) Advisering:
- Wat vinden de onderzoekers de beste manier om verder te gaan met model? Een speciaal aandachtspunt hierbij is de samenhang van jeugd- en volwassenenmodel.
- a) Methodisch naslagboek met daarin een antwoord op onderstaande vragen:
- Wat is het beste model om selectie van de exogenen uit te voeren (single equation of VEC) en welke toets op cointegratie kan daarbij het best gebruikt worden?
 - Met welke rekenmethode kan de simultaneïteit het beste aangepakt worden (structurele VEC, 2SLS, 3SLS of SUR)?
 - Hoe kan de voorspelfout worden berekend?
 - Kan verder gewerkt worden met het programma EViews of is PcGive essentieel?

De resultaten van het onderzoek worden in dit rapport beschreven. Achtereenvolgens wordt ingegaan op de onderzoeksopzet (hoofdstuk 2), de theorie van cointegratie inclusief de theorie unit root toetsen (hoofdstuk 3) en de theorie rondom voorspellingen en voorspelstandaardfouten (hoofdstuk 4). In hoofdstuk 5 worden uitkomsten, schattingen en voorspellingen gegeven.

In de bijlagen worden de uitkomsten gegeven van herschatting van het oorspronkelijke volwassenenmodel op basis van de meest recente gegevens (tot en met 2000), de daarbij behorende voorspellingen over de periode 1995-2000, een lijst met namen en een korte omschrijving van de modelvariabelen en de uitkomsten van de unit root toetsen.

2 Onderzoeksopzet

Het belangrijkste doel van dit onderzoek is het leveren van een aanzet en handleiding voor het ontwikkelen van een *vector error correction* (VEC) versie van het bestaande Jukebox 1.2 model voor de justitiële keten voor volwassenen (Van der Torre en Van Tulder, 2001). De kern van dit model bestaat uit een aantal vergelijkingen waarin aantal delicten, ophelderingen en bestraffingen, ieder uitgesplitst naar misdrijfcategorie, worden verklaard uit elkaar (in een zogeheten recursieve structuur) en uit een aantal verklarende (demografische en sociaal-economische) variabelen. De algemene structuur van dit model (recursieve structuur, onderscheid endogenen/exogenen) wordt behouden, maar in plaats van in groeivoeten wordt het model opnieuw geschat in fouten-correctievorm.

Tegelijkertijd dient het volwassenen model geïntegreerd te worden met het Jukebox 2 jeugdmodel (Huijbrechts, Van Tulder en Moolenaar, 2001). Dit model bevat reeds fouten-correctiemechanismen. Een eerste gevolg van deze integratie is dat in plaats van ophelderingen de verdachten (jeugd en volwassenen) binnen het model worden verklaard.

Als voorbereiding is allereerst het ‘oude’ Jukebox-volwassenenmodel herschat, als referentiekader voor nieuwe modellen. Bovendien heeft deze herschatting een functie vervuld als controle op de te gebruiken variabelendefinities en dataset. Daarna is gekeken naar de afzonderlijke variabelen om te onderzoeken of deze stationair waren rond een gemiddelde of dat ze geïntegreerd waren van orde 1. Na afronding van deze stap zijn de cointegratierelaties onderzocht worden. De vierde stap was het schatten van VEC-modellen. Als laatste stap is gekeken naar de standaardfouten van de voorspellingen.

Bij de ontwikkeling van dit geïntegreerde VEC-model komen de volgende aspecten aan de orde:

- toetsen op cointegratie in vector autoregressieve modellen met exogenen;
- modelselectie en schatting van gerespecteerde versies van vector evenwichtscorrectie-modellen;
- evalueren van korte- en lange-termijn (maximaal 6 jaar) voorspellingen en voorspelstandaardfouten.

Waar mogelijk wordt aansluiting gezocht bij de structuur van de twee huidige Jukebox-modellen.

Per misdrijfcategorie wordt een VEC-model geanalyseerd voor de justitiële keten. Voor categorieën ‘geweld’, ‘eenvoudige diefstal’, ‘gekwalificeerde diefstal’ en ‘overige misdrijven’ betreft dit een model met vijf afhankelijke variabelen: misdrijven, verdachten jeugd en

volwassenen, en straffen jeugd en volwassenen. Voor categorieën 'rijden onder invloed' en 'opiumwet' betreft het een model met twee afhankelijke variabelen, te weten misdrijven/-verdachten en straffen (zonder uitsplitsing naar jeugd en volwassenen).

Voor elk van deze zes modellen worden de exogene variabelen gekozen uit de binnen de Jukebox-modellen gebruikte en beschikbare variabelen, met de nadruk op politie- en justitie-inzet, demografische variabelen, en sociaal-economische variabelen. Bij elk van de categorieën spelen daarnaast specifieke exogene variabelen een rol, zoals een dummy-variabele voor de invoering van het blaaspijpje voor categorie 'rijden onder invloed' en het aantal opiaatgebruikers voor 'opiumwet'.

Vanwege de omvang van de systemen met vijf endogenen, zal het aantal exogenen noodzakelijkerwijs beperkt zijn, teneinde op basis van ongeveer 50 jaarwaarnemingen toch nog redelijk interpreteerbare resultaten te verkrijgen.

Om lange-termijn cointegratie-relaties te kunnen interpreteren en schatten, dienen identificerende restricties te worden opgelegd. We bespreken eerst de identificerende restricties op de endogene variabelen, aan de hand van de verschillende te onderzoeken lange-termijn relaties. Daartoe definiëren we de endogene variabelen D (criminaliteit), V_j en V_v (verdachten jeugd en volwassenen), en S_j en S_v (straffen jeugd en volwassenen), alle per hoofd van de bevolking. In eerste instantie wordt gekozen voor een log-lineaire specificatie, omdat de tijdreeksen eigenschappen van reeksen zoals deze de specificatie van een lineair model bemoeilijken. Bovendien kunnen in veel gevallen multiplicatieve effecten verwacht worden. Om toch ook de mogelijkheid open te laten om te werken met de totale aantallen verdachten $V = V_j + V_v$ en straffen $S = S_j + S_v$, transformereren we de endogene variabelen naar $\ln(D)$, $\ln(V)$, $\ln(V_j/V)$, $\ln(S)$, en $\ln(S_j/S)$. We proberen dus de totale aantallen verdachten en straffen te verklaren, en het aandeel van de jeugd in de verdachten en bestraffingen.

In de eerste mogelijke relatie wordt de criminaliteit verklaard uit de pakkans en strafkans (in de vorige periode), en exogenen:

$$\ln D = f \left\{ \ln \left(\frac{V}{D} \right), \ln \left(\frac{S}{V} \right), \text{exogenen} \right\}, \quad (2.1)$$

waarbij f een lineaire functie is. Het verwachte effect van zowel de pakkans V/D als de strafkans S/V is negatief: als het percentage delicten dat leidt tot een verdachte, of het percentage verdachten dat leidt tot een straf, toenemen, zou dit een afschrikwekkend en dus

negatief effect moeten hebben op de criminaliteit. De exogenen kunnen met name demografische en sociaal-economische variabelen (bevolkingsopbouw, werkloosheid) bevatten.

Een tweede relatie is die tussen het totaal aantal verdachten en het aantal delicten:

$$\ln(V) = f\{\ln(D), \text{exogenen}\}. \quad (2.2)$$

Het verwachte effect van D op V is positief, en men zou zelfs een elasticiteit van 1 kunnen verwachten (in dat geval zou 1% meer delicten op lange termijn leiden tot 1% meer verdachten). Merk op dat de andere endogenen in eerste instantie geen rol spelen in deze relatie. Bij de exogenen wordt met name verwacht dat de politie-inzet een rol speelt.

Bij de verdeling van de verdachten over jeugd en volwassenen verwachten we dat het aantal delicten een rol speelt:

$$\ln\left(\frac{V_j}{V}\right) = f\{\ln(D), \text{exogenen}\}, \quad (2.3)$$

waarbij onder de exogenen vooral gezocht moet worden naar bevolkingsopbouw variabelen (het aandeel van de jeugd in de bevolking). Het verwachte effect van de variabele D in deze vergelijking ligt niet op voorhand vast: een groei van de totale criminaliteit (volwassenen en jeugd samen) zou tot een meer dan proportionele stijging van het aantal jeugdverdachten kunnen leiden, maar ook tot een gelijke of minder dan proportionele stijging.

Tenslotte zijn er de mogelijke relaties tussen het aantal straffen en verdachten (en exogenen, met name justitie-inzet):

$$\ln(S) = f\{\ln(V) + \text{exogenen}\}, \quad (2.4)$$

en de verdeling van de straffen over jeugd en volwassenen:

$$\ln\left(\frac{S_j}{S}\right) = f\left\{\ln(V), \ln\left(\frac{V_j}{V}\right), \text{exogenen}\right\}, \quad (2.5)$$

waarbij wederom bevolkingsopbouw variabelen een rol kunnen spelen. Het verwachte effect van V op S is wederom positief, met mogelijk een elasticiteit van 1. Het verwachte effect van V op het aandeel jeugdstraffen ligt niet op voorhand vast, terwijl het aandeel jeugdverdachten een positief effect (mogelijk met elasticiteit 1) zou moeten hebben.

Bovenstaande schematische vergelijkingen geven aan dat er sprake is van een stelsel van simultane vergelijkingen. Bij het effect van pakkans en strafkans op het aantal delicten moet echter rekening gehouden worden met een vertraging. Dat betekent dat het aantal delicten

niet bepaald wordt door gelijktijdige endogene variabelen, en de causale structuur dus van delicten, via verdachten naar straffen loopt (de justitiële keten). Dit suggereert een recursieve structuur, en we zullen in het volgende hoofdstuk zien hoe deze structuur vorm kan krijgen in VEC-modellen.

Identificatie van deze vijf relaties vereist het opleggen van vier restricties per vergelijking (plus een normalisatierestrictie die in bovenstaande vergelijkingen al is opgelegd). In het voorgaande is al een aantal restricties opgelegd aan de coëfficiënten van de endogene variabelen, met name bij de laatste vier vergelijkingen. Aangezien er voor deze vergelijkingen voldoende restricties aan de exogenen opgelegd kunnen worden, zijn er hier geen identificatieproblemen te verwachten, en bij de eerste relatie levert het uitsluiten van politie- en justitie-inzet reeds voldoende identificerende restricties op.

3 Coïntegratiemethoden: een overzicht

3.1 Inleiding

In dit hoofdstuk zal eerst een inleiding in de theorie van coïntegratie en VEC-modellen gegeven worden. Vervolgens biedt het hoofdstuk een overzicht van verschillende methoden en strategieën die gevolgd kunnen worden bij de coïntegratie-analyse van relatief grote systemen met exogene variabelen. Bij elk van deze strategieën worden mogelijke voor- en nadelen op een rijtje gezet. Dit leidt tenslotte tot een aanbeveling voor de te volgen strategie bij de ontwikkeling van een geïntegreerd jeugd- en volwassenenmodel voor de criminaliteit.

3.2 Unit roots en coïntegratie

Traditioneel wordt in de analyse van tijdreeksen meestal verondersteld dat de betreffende reeksen, eventueel na een transformatie stationair zijn, dat wil zeggen ze hebben een verwachting en variante die constant is in de tijd. Dergelijke reeksen fluctueren rond een constant gemiddelde, met een constante spreiding, en telkens als de reeks ver van het gemiddelde af ligt is er een tendentie om terug te keren (*mean-reversion*).

In de praktijk lijken veel economische en andere reeksen niet aan dit beeld te voldoen. Allereerst vertonen veel reeksen gemiddeld een trendmatige stijging. Daarnaast is er vaak geen tendentie te bespeuren dat de reeks terugkeert naar bijvoorbeeld een constant groeipad. In vrij veel gevallen lijkt het echter redelijk om aan te nemen dat de eerste verschillen van zo'n reeks (dat wil zeggen de reeks van toe- en afnames) wel een stationair verloop met constant gemiddelde hebben. Dit geldt met name voor het eerste verschil van de natuurlijke logaritme van veel reeksen, en dat is vrijwel gelijk aan de groeivoet van de oorspronkelijke reeks.

Reeksen die pas stationair zijn na het nemen van eerste verschillen worden wel geïntegreerd van orde 1, ofwel $I(1)$ genoemd. De laatste 20 jaar is er binnen de economie en econometrie een redelijke consensus ontstaan dat veel (macro-)economische en financiële tijdreeksen tot op zekere hoogte gekarakteriseerd kunnen worden als $I(1)$. Dit is het resultaat van de toepassing van zogeheten *unit root* toetsen, welke de nulhypothese dat een reeks $I(1)$ is toetsen tegen het alternatief dat de reeks stationair is. Hoewel er in de loop van de afgelopen decennia een groot aantal verfijningen in de econometrische literatuur zijn ontwikkeld, blijft de zogeheten (*augmented*) Dickey-Fuller toets het meest gebruikt. In de volgende paragraaf wordt deze toets nader beschreven.

Als er tussen twee of meer reeksen die elk I(1) zijn een stabiele lineaire evenwichtsrelatie bestaat, dan dienen de afwijkingen van deze relatie (welke dus een lineaire combinatie vormen van de betreffende reeksen) stationair en *mean-reverting* te zijn. Het idee is dat elk van de reeksen een trendmatig verloop vertoont, maar dat deze trends tegen elkaar wegvallen in de lineaire combinatie die de evenwichtsrelatie bepaald. Als dit het geval is spreken we van cointegratie. Blijkbaar zorgt een mechanisme ervoor dat de reeksen niet te ver van hun evenwichtsrelatie afwijken; dit wordt het foutencorrectie (*error correction*) mechanisme genoemd. Engle en Granger (1987) hebben aangetoond dat de aanwezigheid van een of meer cointegratie-relaties impliceert dat er een *vector error correction* (VEC) model gevonden kan worden voor deze reeksen. Schematisch ziet zo'n VEC-model er als volgt uit: als Y_t een vector is bestaande uit alle relevante tijdreeksen, en Z_t geeft de afwijkingen van de evenwichtsrelatie weer (als er meer dan een van deze relaties naast elkaar gelden, dan wordt Z_t ook een vector), dan geldt:

$$\Delta Y_t = \alpha Z_{t-1} + \text{vertraagde } \Delta Y_{t-j} + \text{storing}, \quad (3.1)$$

waarbij $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$. We zien dus dat de afwijkingen in de volgende periode een effect hebben op de toe- en afnames in Y_t via de aanpassingsvector of -matrix α . Deze aanpassing zorgt voor terugkeer naar de evenwichtsrelaties.

In het bovenstaande model wordt geen onderscheid gemaakt tussen endogene en exogene variabelen; alle reeksen in Y_t worden als endogeen beschouwd. In de praktijk is het vaak nuttig om wel onderscheid te maken tussen endogene variabelen Y_t en exogene variabelen X_t . De afwijkingen Z_t betreffen in dat geval evenwichtsrelaties tussen Y_t en X_t , en het VEC-model dient dan te worden uitgebreid met de huidige ΔX_t en vertragingen daarvan in het rechterlid.

Bij een cointegratie-analyse spelen de volgende vragen een rol:

1. Hoeveel verschillende cointegratierelaties worden door de data ondersteund?
2. Hoe kunnen we de verschillende relaties van elkaar onderscheiden?
3. Hoe kunnen we de onbekende parameters in deze relaties het beste schatten?

Het antwoord op vraag 1 dient te worden gegeven aan de hand van toetsen op cointegratie. Vraag 2 betreft de *identificatie* van de relaties, en vraag 3 de schatting. Later in dit hoofdstuk zullen we zien dat er een aantal verschillende aanpakken en strategieën mogelijk zijn om deze vragen te beantwoorden.

Naast de specificatie en schatting van de lange-termijn relaties zijn er ook verschillende mogelijkheden om de korte-termijn dynamiek (vooral bepaald door eventuele restricties op de coëfficiënten van de vertraagde verschillen) te specificeren en schatten. Dit heeft vooral effect op de voorspellingen en de bijbehorende voorspelstandaardfouten van het model. In het volgende hoofdstuk zal op het bepalen van deze voorspellingen nader worden ingegaan.

3.3 De Dickey-Fuller toets

De Dickey-Fuller toets wordt op een reeks y_t toegepast via het schatten van de volgende regressievergelijking:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.2)$$

waarbij $\alpha, \beta, \gamma, \delta_1, \dots, \delta_p$ onbekende parameters zijn, terwijl ε_t een storingsterm is. Vervolgens wordt de nulhypothese $\gamma = 0$ (dat wil zeggen, de reeks is I(1)) getoetst tegen het alternatief $\gamma < 0$ (de reeks is stationair). De toetsgrootheid is de gebruikelijke t-waarde van γ , de kritieke waarde echter is niet-standaard, en afhankelijk van de vraag of de restrictie $\beta = 0$ (geen lineaire trendterm) wordt opgelegd. Deze kritieke waarden zijn te vinden in de literatuur, maar ook opgenomen in econometrische software zoals EViews.

De keuze of er al dan niet een lineaire trend opgenomen moet worden wordt gemaakt aan de hand van het soort variabele. Bij reeksen waarvan op lange termijn een bepaalde groei verwacht mag worden (bevolking, inkomen) wordt een trendterm opgenomen, bij reeksen die op natuurlijk wijze begrensd zijn en dus mogelijkwijs rond een constant gemiddelde fluctueren wordt de restrictie $\beta = 0$ opgelegd. In geval van twijfel wordt een trendterm meegenomen.

Het aantal vertragingen p dient zodanig te worden gekozen dat de residuen van de regressie geen autocorrelatie meer vertonen. In de praktijk wordt p vaak bepaald door voor een aantal mogelijke waarden $p = 0, 1, \dots, p_{\max}$ de toetsregressie uit te voeren, en die waarde te kiezen waarvoor het Schwarz criterium (ook wel Bayesian information criterion genoemd) de laagste waarde bereikt. Aangezien de gegevens in deze modellen op jaarbasis zijn, is een maximale vertraging $p_{\max} = 4$ een redelijke keus.

Als de nulhypothese van een unit root niet wordt verworpen (bij een 5% significantieniveau), kan worden onderzocht of de reeks een tweede unit root heeft, wat zou inhouden

dat de reeks geïntegreerd is van orde 2. Dit gebeurt simpelweg door bovenstaande regressie nogmaals uit te voeren, met y_t vervangen door Δy_t . Hierbij wordt de lineaire trendterm altijd uitgesloten, en het aantal vertragingen in deze regressie is gelijk aan het aantal in de oorspronkelijke regressie, minus 1. (Als $p=0$ in de oorspronkelijke regressie is een tweede unit root uitgesloten, en hoeft deze toets dus niet te worden uitgevoerd).

Indien een reeks stationair blijkt te zijn, komt deze in principe niet in aanmerking voor opname in een cointegratierelatie. Er kunnen zich echter uitzonderingen op deze regel voordoen, met name omdat de corresponderende variabele een centrale rol wordt geacht te spelen, of omdat visuele inspectie leert dat de reeks slechts zeer langzaam naar zijn gemiddelde terugkeert, ondanks het feit dat een unit root niet verworpen kan worden.

3.4 Analyse van VEC-modellen met exogenen

Harbo, Johansen, Nielsen en Rahbek (1998) hebben een uitbreiding van de Johansen procedure ontwikkeld naar VEC-modellen met exogenen. Het uitgangspunt daarbij is het VEC-model van de volgende vorm:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \mu + \Pi_y Y_{t-1} + \Pi_x X_{t-1} + B\Delta X_t + \Gamma_y \Delta Y_{t-1} + \Gamma_x \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \Pi W_{t-1} + B\Delta X_t + \Gamma \Delta W_{t-1} + \varepsilon_t,\end{aligned}\tag{3.3}$$

waarbij $W_t = (Y_t', X_t')$ de volledige vector is van alle endogene en exogene variabelen. Voorts zijn $\Pi = [\Pi_y, \Pi_x]$, B en $\Gamma = [\Gamma_y, \Gamma_x]$ coëfficiënt matrices van passende orde, en ε_t is vector van onafhankelijk en identiek normaal verdeelde storingen, met covariantiematrix Ω . In beginsel kunnen er ook verdere vertragingen van ΔW_t in het model worden opgenomen, maar de mogelijkheden hiertoe worden beperkt door het aantal vrijheidsgraden.

De matrix Π speelt een centrale rol: de rang van deze matrix bepaalt het aantal cointegratierelaties. Deze cointegratierang, r , is maximaal gelijk aan het aantal endogene variabelen, g . We kunnen de matrix Π herschrijven tot:

$$\Pi = \alpha\beta' = \alpha_1\beta_1' + \dots + \alpha_r\beta_r' .\tag{3.4}$$

Hierbij zijn de vectoren β_i de cointegratievectoren, zodat $\beta_i' W_t, i=1, \dots, r$ de stationaire afwijkingen van de r evenwichtsrelaties zijn. Deze afwijkingen worden aangepast via de vectoren α_i .

Voor de bepaling van deze rang stellen Harbo et al. (1998) een reeks van likelihood ratio toetsen voor de nulhypothese $H_r : \text{rang} \Pi \leq r, r = 0, \dots, g-1$. De likelihood ratio toetsgrootheden worden als volgt bepaald. Laat R_{0t} en R_{1t} vectoren van residuen zijn van multivariate kleinste-kwadraten regressies van respectievelijk ΔY_t en W_{t-1} op $(1, \Delta X_t', \Delta W_{t-1}')$. Definieer vervolgens de steekproef-moment-matrices $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$, $i, j = 0, 1$, en de g grootste eigenwaarden $\hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_g$ van het eigenwaardenprobleem $|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0$. Dan is de likelihood ratio toetsgrootheid voor H_r gelijk aan

$$LR(H_r | H_g) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (3.5)$$

De kritieke waarden van deze toetsen zijn niet standaard, en zijn getabuleerd in Harbo et al. (1998). Doornik (1998) heeft een eenvoudige en effectieve benadering van de kritieke waarden en p-waarden voor deze toetsen ontwikkeld. Een schatting van de coïntegratierang wordt gegeven door de eerste hypothese die niet verworpen wordt. Als bijvoorbeeld $r = 0$ en $r \leq 1$ verworpen wordt, maar de hypothese $r \leq 2$ niet verworpen wordt, dan is de schatting gelijk aan $\hat{r} = 2$.

Als de variabelen in Z_t een lineaire trend vertonen, verdient het de aanbeveling om de term ΠW_{t-1} uit te breiden met een lineaire trendterm, tot $\Pi^\dagger W_{t-1}^\dagger = \Pi W_{t-1} + \Pi_t t$. Deze uitbreiding is noodzakelijk voor een betrouwbare toets op coïntegratie, zoals beargumenteerd door Harbo et al. (1998). Overigens verdient het de voorkeur om in het volgende stadium, d.w.z. bij het restricteren, identificeren en schatten van de relaties, deze trendterm uit te sluiten.

Nadat het aantal relaties is bepaald (of geschat), dient de identificatie van de verschillende relaties te worden bepaald. Zonder verdere restricties op de β_i vectoren kunnen deze niet van elkaar onderscheiden worden, en kunnen zij dan ook niet afzonderlijk geschat worden. Hiertoe dient per evenwichtsrelatie een normalisatierestrictie, en nog een aantal lineaire restricties (meestal uitsluitingsrestricties) te worden opgelegd, zodanig dat de klassieke orde- en rangcondities voor identificatie gelden.

Naar aanleiding van de beschrijving van de lange-termijn relaties in de vorige paragraaf kunnen we de identificatie als volgt nader illustreren. Stel dat voor een bepaalde categorie de vector Y bestaat uit 5 elementen $y_1 = \ln D, y_2 = \ln V, y_3 = \ln(V_j/V), y_4 = \ln S,$ en $y_5 = \ln(S_j/S)$. Stel vervolgens dat de vector X van verklarende variabelen bestaat uit x_1 tot en met x_4 . Als elke verklarende variabele in eerste instantie in elke relatie kan voorkomen,

dan corresponderen de 5 lange-termijn relaties (2.1)-(2.5) met de volgende 5 cointegratievectoren:

$$\begin{aligned}
 \beta_1' &= (1 - \beta_{12}, \beta_{12} - \beta_{14}, 0, \beta_{14}, 0, \beta_{16}, \beta_{17}, \beta_{18}, \beta_{19}), \\
 \beta_2' &= (\beta_{21}, 1, 0, 0, 0, \beta_{26}, \beta_{27}, \beta_{28}, \beta_{29}), \\
 \beta_3' &= (\beta_{31}, 0, 1, 0, 0, \beta_{36}, \beta_{37}, \beta_{38}, \beta_{39}), \\
 \beta_4' &= (0, \beta_{42}, 0, 1, 0, \beta_{46}, \beta_{47}, \beta_{48}, \beta_{49}), \\
 \beta_5' &= (0, \beta_{52}, \beta_{53}, 0, 1, \beta_{56}, \beta_{57}, \beta_{58}, \beta_{59}).
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

De eerste relatie is bijvoorbeeld

$$\beta_1' W = y_1 + \beta_{12}(y_2 - y_1) + \beta_{14}(y_4 - y_2) + \beta_{16}x_1 + \beta_{17}x_2 + \beta_{18}x_3 + \beta_{19}x_4, \tag{3.7}$$

waarbij bedacht moet worden dat $(y_2 - y_1) = \ln(V/D)$ en $y_4 - y_2 = \ln(S/V)$. Uit (3.6) is op te maken dat er in de eerste en vijfde relaties slechts twee lineaire restricties zijn opgelegd (naast de normalisatie); in de overige 3 relaties zijn 3 uitsluitingsrestricties opgelegd. Dat is niet voldoende voor identificatie: per vergelijking moeten tenminste 4, voldoende verschillende lineaire restricties worden opgelegd. Dat betekent dat per relatie een aantal X -variabelen moeten worden uitgesloten. De i -de relatie is dan geïdentificeerd als het onmogelijk is om een lineaire combinatie van de andere vectoren te vormen die aan dezelfde lineaire restricties voldoet.

Stel nu dat x_1 de politie-inzet is, en dat we willen toelaten dat deze zowel in de delict-vergelijking als in de verdachtenvergelijking een rol speelt. Als de overige X -variabelen geen rol spelen in deze twee vergelijkingen, dus als $\beta_{17} = \beta_{18} = \beta_{19} = \beta_{27} = \beta_{28} = \beta_{29} = 0$, zijn deze twee relaties dan geïdentificeerd? Het antwoord hierop luidt ontkennend: we kunnen een willekeurige lineaire combinatie van β_1 en β_2 nemen, en als we deze lineaire combinatie zodanig schalen dat de som van de eerste vijf elementen gelijk is aan 1 (net als β_1), dan is deze niet te onderscheiden van β_1 (maar heeft wel andere parameters). We zullen dus tenminste 1 variabele in de tweede (verdachten-)vergelijking moeten opnemen die niet voorkomt in de eerste (delicten-)vergelijking.

In het algemeen kan de identificatie als volgt worden gecontroleerd. Stel dat er r cointegratie-relaties zijn, en dat de lineaire restricties op de i -de relatie (exclusief de normalisatie) geschreven kunnen worden als $R_i \beta_i = 0$, waarbij R_i een matrix is van passende orde (doorgaans bestaande uit nullen en enen). De rangconditie voor identificatie van β_i luidt dan:

$$\text{rang} \{R_i [\beta_1, \dots, \beta_r]\} = r - 1. \tag{3.8}$$

Na de bepaling van de rang en de identificatie van de cointegratievectoren kunnen de onbekende parameters in het model geschat worden met maximum likelihood. In het artikel van Harbo et al. (1998) wordt dit niet expliciet beschreven, maar naar analogie van eerdere artikelen van Johansen kan vrij eenvoudig een algoritme hiervoor worden ontwikkeld.

Het schatten van VEC-modellen onder identificatierestricties is inmiddels geïmplementeerd in econometrische pakketten als EViews (versie 4.1) en PcGive (versie 10.1). Helaas is het in EViews nog niet eenvoudig om VEC-modellen met exogenen te schatten en toetsen; met name voor het bepalen van de cointegratietoetsen in dergelijke modellen zijn we vrijwel uitsluitend aangewezen op PcGive, waarbij de kritieke waarden en p-waarden helaas nog niet zijn afgestemd op de aanwezigheid van exogenen.

Het grote voordeel van de in deze paragraaf geschetste procedure is dat we ons niet hoeven te bekommeren om de specificatie van simultaneïteit en korte-termijn dynamiek voor het toetsen op cointegratie en het schatten van de lange-termijn relaties. Het enige wat we voor de toetsprocedure nodig hebben is een lijst met endogene en exogene variabelen, en de maximale vertraging (in bovengenoemd model is die vastgelegd op 1). Voor het schatten van de cointegratie-relaties hebben we daarnaast nog een aantal identificatierestricties nodig, maar deze hoeven alleen te worden opgelegd aan de lange-termijn relaties. Binnen dat kader (alleen identificatie-informatie op de lange termijn) bestaat de procedure uit maximum likelihood schatters en likelihood ratio toetsen, welke bepaalde optimale asymptotische eigenschappen hebben (efficiëntie).

Belangrijkste beperking van de procedure zit hem in de dimensies van het probleem dat kan worden aangepakt. Hoe kleiner het aantal endogene en exogene variabelen, des kleiner het aantal cointegratierelaties, en hoe groter het aantal waarnemingen, des te betere resultaten zijn te verwachten. In het onderhavige project kan er sprake zijn van vijf endogene variabelen, ongeveer vijf exogene variabelen, en naar verwachting vijf cointegratierelaties. Een steekproef van ongeveer 45 jaarwaarnemingen is dan waarschijnlijk te klein om enigszins betrouwbare en interpreteerbare resultaten te krijgen.

Allereerst zal dit ertoe leiden dat het moeilijk wordt om de cointegratie-rang met enige precisie te bepalen: de uitkomst van de toetsen zal erg gevoelig zijn voor kleine veranderingen in de specificatie en het significantieniveau.

Een tweede probleem is dat de schatting van de geïdentificeerde cointegratieparameters bijzonder weinig robuust zal zijn tegen misspecificaties in de cointegratierang, en mogelijk gebrekkige identificatie (door het niet voldaan zijn aan de rangconditie), in de overige relaties. Kort gezegd komt het erop neer dat misspecificatie in een gedeelte van het systeem grote repercussies kan hebben op het schatten van het gehele systeem. Dit is een bekend

probleem met systeemgebaseerde methoden: de extra efficiëntie van dergelijke methoden gaat altijd ten koste van de robuustheid. Dergelijke problemen kunnen zich uiten in ‘convergentieproblemen’ (d.w.z. het iteratieve proces slaagt er niet in een maximum van de likelihood functie te vinden), en in onrealistische schattingen met doorgaans zeer grote standaardfouten.

3.5 Analyse van structurele en recursieve VEC-modellen

In twee artikelen van Boswijk (1994, 1995) wordt een alternatieve cointegratieprocedure voor modellen met exogene variabelen ontwikkeld. Het centrale idee is om het systeem van vergelijkingen zodanig te transformeren, dat de afzonderlijke cointegratierelaties afzonderlijk geanalyseerd kunnen worden in enkelvoudige fouten-correctievergelijkingen. Het centrale voordeel hiervan ten opzichte van de procedure van Harbo et al. (1998) is dat de dimensie- en robuustheidsproblemen tot op zekere hoogte beperkt kunnen worden. De specificatie, identificatie en schatting betreft afzonderlijke vergelijkingen, en wordt slechts in geringe mate beïnvloed door onverhoopte misspecificaties in andere vergelijkingen. Dat betekent ook dat de zoekprocedure naar een geschikte specificatie (keuze van exogene variabelen) eenvoudiger is.

Uitgaande van het systeem (3.3) met de cointegratiereductie (3.4) opgelegd, is het uitgangspunt het getransformeerde simultane systeem:

$$A\Delta Y_t = \mu^* + \alpha^* \beta' W_{t-1} + B^* \Delta X_t + \Gamma^* \Delta W_{t-1} + \varepsilon_t^*, \quad (3.9)$$

waarbij A een niet-singuliere $g \times g$ matrix is, en waarbij $\mu^* = A\mu$, $\alpha^* = A\alpha$, $B^* = AB$, $\Gamma^* = A\Gamma$ en $\varepsilon_t^* = A\varepsilon_t$. Als het maximale aantal cointegratie-relaties $r = g$ geldt, dan kunnen we nu de matrix A zodanig kiezen dat α^* diagonaal wordt, wat inhoudt dat alleen de i -de cointegratievector β_i een rol speelt in de i -de vergelijking van het systeem. Dit houdt in de i -de vergelijking uit het systeem (3.9) de volgende structuur heeft:

$$\Delta y_{it} = - \sum_{j \neq i} a_{ij} \Delta y_{jt} + \mu_i^* + \alpha_i^* \beta_i' W_{t-1} + B_i^* \Delta X_t + \Gamma_i^* \Delta W_{t-1} + \varepsilon_{it}^*, \quad (3.10)$$

waarbij α_i^* een scalaire aanpassingsparameter is. We zien in (3.10) dat deze transformatie tot gevolg heeft dat er per vergelijking ook endogene variabelen als regressor optreden, en er dus een schattingsmethode gebruikt moet worden die hiervoor corrigeert (zoals 2SLS of

3SLS). De daarvoor benodigde instrumenten zijn afkomstig van de uitsluitingsrestricties op β_i , zoals besproken in de vorige paragraaf. Hoewel de vergelijking (3.10) niet-lineair in de parameters is, is dit eenvoudig als volgt te verhelpen. Definieer de vector $\delta_i = \alpha_i^* \beta_i$, zodat het model lineair is in deze parameter vector. Het is duidelijk dat δ_i voldoet aan dezelfde lineaire restricties als β_i (immers $R_i \delta_i = \alpha_i^* R_i \beta_i = 0$), maar niet aan de normalisatie. We kunnen dus eerst δ_i schatten met lineaire methoden, en vervolgens door normalisatie hieruit schattingen van α_i^* en β_i bepalen.

De discussie tot nu toe is gebaseerd op de veronderstelling dat het aantal coïntegratie-relaties precies gelijk is aan het aantal endogen variabelen. Deze aanpak is dan ook alleen geschikt voor systemen waarin het *maximaal* aantal coïntegratierelaties gelijk is aan g . In de praktijk kan natuurlijk blijken dat sommige relaties niet optreden; daartoe dient getoetst te worden op coïntegratie, en in deze aanpak gebeurt dat door te toetsen op de significantie van de foutcorrectie term in de i -de vergelijking, met behulp van een Wald toets voor de hypothese $\delta_i = 0$. Onder deze nulhypothese vallen alle vertraagde niveauvariabelen weg en resulteert een mode in eerste verschillen. Kritieke waarden voor deze toets staan getabelleerd in Boswijk (1994). Indien de nulhypothese van geen coïntegratie in de i -de vergelijking verworpen wordt, kunnen schattingen van de coïntegratie-parameters op eenvoudige wijze worden afgeleid uit de 2SLS of 3SLS schattingen van de afzonderlijke vergelijkingen. Verdere details zijn beschreven in Boswijk (1994, 1995).

Zoals hierboven aangegeven wordt het dimensieprobleem met deze aanpak sterk verminderd. De procedure heeft geen duidelijke nadelen ten opzichte van die van Harbo et al. (1998), behalve dat de identificatierestricties al in een vroeger stadium moeten worden opgelegd, voordat er op coïntegratie wordt getoetst. Als alle vergelijkingen exact geïdentificeerd zijn (precies genoeg restricties voor identificatie) dan is er ook geen efficiëntieverlies te vrezen. In het geval van over-identificatie dient wel 3SLS gebruikt te worden om volledig efficiënte schattingen te krijgen, zie Boswijk (1995).

Het feit dat 2SLS of 3SLS schattingen gebruikt moeten worden impliceert echter dat ook in deze procedure de resultaten in een vergelijking niet geheel ongevoelig zijn voor mogelijke misspecificatie in de rest van het systeem. Dit komt doordat 2SLS alleen goed werkt als de instrumenten goed gecorreleerd zijn met de endogene regressoren, en dat is alleen het geval als de foutcorrectie-termen in de overige vergelijkingen significant zijn. Daar komt bij dat de effecten tussen de endogene variabelen onderling in dit model in beide richtingen werken, terwijl het beoogde model voor de justitiële keten slechts effecten in een richting kent (van misdrijven naar verdachten naar veroordelingen).

Deze overwegingen leiden tot een restrictievere versie van deze procedure, waarin wordt opgelegd dat het systeem van fouten-correctievergelijkingen volledig recursief is. Recursieve VEC-modellen ontstaan uit het systeem (5) door op te leggen dat de matrix A een beneden-driehoeksmatrix is, en dus nullen boven de diagonaal heeft (dat wil zeggen $a_{ij} = 0, j > i$), en de componenten van de storingsvector ε_t^* met elkaar ongecorrleerd zijn (dat wil zeggen, de covariantiematrix van ε_t^* is diagonaal). De i -de vergelijking in het systeem wordt dan

$$\Delta y_{it} = - \sum_{j=1}^{i-1} a_{ij} \Delta y_{jt} + \mu_i^* + \delta_i' W_{t-1} + B_i^* \Delta X_t + \Gamma_i^* \Delta W_{t-1} + \varepsilon_{it}^*, \quad (3.11)$$

waarbij ε_{it}^* ongecorrleerd is met de andere storingsen, en daardoor ook ongecorrleerd is met de endogene regressoren Δy_{jt} . Net als bij klassieke recursieve modellen impliceren deze restricties dat de individuele vergelijkingen nu met de gewone kleinste-kwadraten methode (OLS) geschat kunnen worden en er dus niet meer voor endogene regressoren gecorrigeerd hoeft te worden.

De toets op cointegratie en schatting van de cointegratie-parameters kan op analoge wijze als hiervoor besproken worden geconstrueerd, maar nu dus op basis van OLS-schattingen. Ook nu kan dus worden getoetst op cointegratie in de i -de vergelijking met een Wald toets voor de hypothese $\delta_i = 0$. In kleinste-kwadratenregressies correspondeert de Wald toetsgrootheid met de F-toetsgrootheid voor deze uitsluitingsrestricties, vermenigvuldigd met het aantal restricties. Als deze hypothese verworpen wordt, en er dus een significante fouten-correctieterm in de i -de vergelijking optreedt, dan kunnen schattingen van de aanpassings-parameter α_i^* en de cointegratievector bepaald worden via $\alpha_i^* = \delta_{ii}$ en $\beta_i = \delta_i / \delta_{ii}$, waarbij verondersteld is dat de i -de cointegratievector genormaliseerd is met de restrictie $\beta_{ii} = 1$.

Het grootste voordeel van deze aanpak is dat het verreweg de meeste flexibiliteit biedt bij het zoeken naar een geschikte specificatie, en dat de resultaten robuuster zijn tegen mogelijke misspecificatie in andere vergelijkingen. De prijs die we hiervoor moeten betalen is dat we een restrictiever model beschouwen. Voor wat betreft de recursieve structuur van de matrix A is dat voor een model voor de justitiële keten niet zo'n probleem, omdat een dergelijke structuur duidelijk te interpreteren is, en ook al in de huidige Jukebox-modellen is aangebracht.

De restrictie dat de covariantiematrix van de storingsen diagonaal is, is wellicht minder vanzelfsprekend. Daarom kan het nuttig zijn om deze restrictie te toetsen. De standaard-

methode hiervoor is de zogenaamde Hausman toets, waarmee wordt getoetst of OLS en 2SLS schattingen significant van elkaar verschillen. Een eenvoudige manier om deze toets uit te voeren is als volgt. Bewaar, na schatting van de vergelijkingen (3.11) met OLS, de residuen $\hat{\varepsilon}_{it}^*$. Voeg vervolgens de residuen uit de andere vergelijkingen toe aan de regressoren van de i -de vergelijking, schat deze uitgebreide vergelijking met OLS, en toets of de coëfficiënten van de residuen gezamenlijk significant van nul verschillen. Vanwege de recursieve structuur ligt het voor de hand om alleen die residuen toe te voegen die corresponderen met de endogene regressoren in de betreffende vergelijking. Met andere woorden, de uitgebreide vergelijking heeft de volgende vorm:

$$\Delta y_{it} = - \sum_{j=1}^{i-1} a_{ij} \Delta y_{jt} + \mu_i^* + \delta_i^* W_{t-1} + B_i^* \Delta X_t + \Gamma_i^* \Delta W_{t-1} + \sum_{j=1}^{i-1} \lambda_{ij} \hat{\varepsilon}_{jt}^* + e_{it}, \quad (3.12)$$

en toets (met behulp van een F-toets) de hypothese $\lambda_{i1} = \dots = \lambda_{i,i-1} = 0$. Als deze nulhypothese niet verworpen kan worden, kan de betreffende vergelijking met OLS geschat blijven worden. Als de hypothese echter verworpen wordt, dient er gecorrigeerd te worden voor de simultaneïteit met behulp van 2SLS of 3SLS. Overigens betekent dat niet dat we terug hoeven te keren naar (3.10), waarbij alle endogene variabelen als regressor optreden (en dus de recursieve structuur geheel verloren gaat). Het betekent slechts dat (3.11) met 2SLS of 3SLS geschat dient te worden.

3.6 Conclusie en aanbevelingen

In dit hoofdstuk zijn de begrippen integratie en coïntegratie kort beschreven, en zijn de belangrijkste strategieën voor de analyse van VEC-modellen met exogene variabelen besproken. De problemen die in de praktijk ondervonden zijn bij toepassing van de procedure van Harbo et al. (1998) en bij toepassing van 2SLS schatting van het simultane systeem zoals voorgesteld door Boswijk (1994, 1995), heeft ons ertoe geleid om de analyse uit te voeren op basis van het 'recursieve VEC-model' en dus de verschillende coïntegratiere relaties te onderzoeken in afzonderlijke fouten-correctievergelijkingen, geschat met behulp van OLS. De resultaten hiervan zijn te vinden in hoofdstuk 5. Het zo verkregen model zou ook geschat kunnen worden met behulp van 2SLS, en daarnaast zou er een corresponderend herleide-vorm VEC-model geschat kunnen worden, maar dat is in het kader van dit onderzoek niet gedaan. Voorspellingen zullen dan ook gebaseerd worden op het recursieve model.

Afgaande op de ervaringen tijdens dit onderzoek adviseren we om bij eventuele toekomstige aanpassingen dezelfde weg te bewandelen, dat wil zeggen om een geschikte specificatie te kiezen op basis van het volledig recursieve model, en pas daarna te onderzoeken (via eerder genoemde Hausman toetsen), of de restricties die aan dit volledig recursieve model ten grondslag liggen acceptabel zijn. Zo niet, dan kan het recursieve model een uitgangspunt bieden bij de specificatie van een model zonder restricties op de storingscovarianties, welk model vervolgens met daartoe geëigende methoden (2SLS of 3SLS, afhankelijk van de graad van over-identificatie van het systeem) geschat kan worden.

Tenslotte nog enige opmerkingen over de voor deze analyses benodigde econometrische software. De analyse van structurele en recursieve VEC-modellen, zoals beschreven in paragraaf 3.5, vereist slechts toepassing van OLS en eventueel 2SLS/3SLS, welke methoden beschikbaar zijn in EViews. Zoals aangegeven in paragraaf 3.4 is de methode van Harbo et al. (1998) niet direct toepasbaar in EViews, en tot op zekere hoogte wel in PcGive. Daar staat tegenover dat de herleide vorm van structurele modellen zoals besproken in de vorige paragraaf in feite gerespecteerde versies zijn van de VEC-modellen van Harbo et al. (1998), en deze kunnen als niet-lineaire systemen ook in EViews geschat worden.

4 Voorspellingen en voorspelstandaardfouten in VEC-modellen

De uitkomst van de empirische analyse zoals voorgesteld in het vorige hoofdstuk een fouten-correctiemodel, dat in herleide vorm dezelfde gedaante als (3.3) heeft:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi_y Y_{t-1} + \Pi_x X_{t-1} + B \Delta X_t + \Gamma_y \Delta Y_{t-1} + \Gamma_x \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

maar waarbij er allerlei restricties op de coëfficiënt matrices rusten. Deze geres tricteerde herleide vorm is het uitgangspunt voor het bepalen van meerjaarsvoorspellingen en de corresponderende voorspelstandaardfouten.

De hiernavolgende discussie betreft de endogene variabelen, waaronder met name (de logaritme van) het totaal aantal bestraffingen voor volwassenen en jeugd. Na toepassing van een verdeelmodel van dit totaal aantal straffen over gevangenisstraffen van verschillende duur, kunnen de corresponderende voorspellingen en standaardfouten voor de justitiële capaciteit worden afgeleid.

In aansluiting op de praktijk, wordt verondersteld dat voor de exogenen waarnemingen (d.w.z. ramingen) over de voorspelperiode beschikbaar zijn. Het effect van de onzekerheid in deze ramingen op de voorspelfouten wordt buiten beschouwing gelaten. Onder deze exogenen wordt een speciale rol ingenomen door de politie- en justitiecapaciteit. Beide capaciteitsvariabelen worden verdeeld over de verschillende categorieën met behulp van vertraagde endogenen, zodat deze capaciteitsvariabelen ook in zeker opzicht het karakter van vertraagde endogenen hebben. Dit aspect wordt bij het toetsen en schatten in eerste instantie veronachtzaamd, en in een eerste ronde ook bij het bepalen van meerstapsvoorspellingen. Het probleem is dat de gewichten in het verdeelmodel voor politie- en justitiecapaciteit afhangen van de vertraagde endogenen over alle categorieën, wat betekent dat alle categorieën samengevoegd zouden moeten worden in één groot voorspelmodel. De aanbeveling is om in eerste instantie aan te nemen dat de gewichten constant blijven over de voorspelperiode. Eventueel kunnen met behulp van de voorspellingen deze gewichten opnieuw berekend worden, om daarmee weer in een tweede ronde verbeterde voorspellingen te berekenen.

Veronderstel dat waarnemingen beschikbaar zijn tot en met tijdstip T , en dat vervolgens voorspellingen voor de tijdstippen $T+1, \dots, T+6$ geconstrueerd moeten worden. Gegeven de schattingen $\hat{\mu}, \hat{\Pi}, \hat{B}, \hat{\Gamma}$, op basis van de gegevens tot en met T , zijn de voorspellingen \hat{Y}_{T+j} op de gebruikelijke wijze als volgt te construeren:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{T+j} &= \hat{Y}_{T+j-1} + \Delta Y_{T+j} \\ &= \hat{\mu} + (\hat{\Pi}_Y + I)\hat{Y}_{T+j-1} + \hat{\Gamma}_Y \Delta \hat{Y}_{T+j-1} + \hat{B} \Delta X_{T+j} + \hat{\Pi}_X X_{T+j-1} + \hat{\Gamma}_X \Delta X_{T+j-1}\end{aligned}\quad (4.2)$$

waarbij $\hat{Y}_{T+i} = Y_{T+i}, i \leq 0$.

Bij het evalueren van de voorspelfouten $\hat{\varepsilon}_{T+j} = Y_{T+j} - \hat{Y}_{T+j}$, en hun standaarddeviaties, wordt traditioneel in de tijdreeksliteratuur onderscheid gemaakt tussen twee bronnen van voorspelfouten: enerzijds onzekerheid over toekomstige storingen ε_{T+j} , en anderzijds schattingsfouten, dat wil zeggen het verschil tussen de parameterschattingen en de werkelijke waarden. Met name wanneer er meerdere perioden vooruit voorspeld wordt, is de tweede bron van voorspelfouten zeer moeilijk analytisch te kwantificeren. Daarom, en omdat dit deel van de voorspelfouten asymptotisch verwaarloosbaar is, wordt deze meestal veronachtzaamd in de constructie van voorspelstandaardfouten. Ook in dit onderzoek zal in eerste instantie deze keus gemaakt worden; als alternatief kan het effect van schattingsonzekerheid via bootstrap-methoden onderzocht worden.

Onder de voorgaande veronderstellingen kan de covariantiematrix van de h -perioden voorspelfout via standaardmethoden bepaald worden. Het voert te ver om op deze plek de precieze formules weer te geven; het eenvoudigst kunnen deze worden afgeleid door het tweede-orde model in 'companion form' te schrijven, dat wil zeggen in een eerste-orde model voor de vector $\mathbf{Y}_t = (Y_t, Y_{t-1})'$. Voor het model $\mathbf{Y}_t = \Phi \mathbf{Y}_{t-1} + \Psi \mathbf{X}_t + \eta_t$, met \mathbf{X}_t exogenen en η_t storingen, geldt voor de h -periode voorspel-covariantiematrix Σ_h de volgende recursie:

$$\Sigma_h = \text{var}(\eta_t) + \Phi \Sigma_{h-1} \Phi', \quad \Sigma_0 = 0. \quad (4.3)$$

Hieruit kan de meerstaps-voorspelstandaardfout voor de sanctiecapaciteit worden afgeleid.

Vervolgens dient rekening gehouden te worden met het feit dat de vector van endogenen, Y_t , transformaties bevat van de variabelen die werkelijk voorspeld moeten worden: alle variabelen zijn in natuurlijke logaritmen opgenomen, en bovendien zijn de verdachten- en bestraffingenreeksen voor jeugd en volwassenen getransformeerd tot het totaal en het aandeel daarin van de jeugd. Dit betekent dat een voorspelling van bijvoorbeeld jeugd-bestrafingen verkregen wordt als de exponentiële transformatie van een lineaire combinatie van Y_t , vermenigvuldigd met een correctiefactor die samenhangt met het feit dat $E[\exp(y)] \neq \exp(E[y])$ (Jensen's ongelijkheid). Wanneer het model voor de logaritmische transformatie (y_t) normaal verdeelde storingen heeft, dan is de beste h -staps vooruit

voorspeller van $\exp(y_t)$ gegeven door $\exp(E_t(y_{t+h}) + \frac{1}{2}Var_t(y_{t+h}))$, waarbij E_t en Var_t de conditionele verwachting en variantie op tijdstip t weergeven. Een voorspelinterval voor $\exp(y_t)$ kan eenvoudig verkregen worden door de exponent te nemen van de onder- en bovengrenzen van het voorspelinterval voor y_t ; dit interval zal dan niet altijd symmetrisch rond de puntvoorspellingen liggen, maar voldoet wel aan de vereiste dat bij een correcte specificatie, de realisaties met kans 0.95 (in geval van een 95% interval) binnen dit interval zullen liggen.

Tenslotte enige opmerkingen over de implementatie van voorspellingen en voorspelintervallen in EViews, versie 4.1. Deze worden verkregen door een zogeheten 'model'-object te maken van het systeem van vergelijkingen. De voorspellingen worden verkregen door dit model op te lossen naar de endogenen, en dit gebeurt numeriek in plaats van analytisch. Ook de bepaling van voorspelvarianties gebeurt in EViews niet analytisch, maar via Monte Carlo simulatie: door een aantal verschillende toekomstige storingsen te simuleren en de corresponderende realisaties van de endogene variabelen te bepalen, kan een 95% interval geconstrueerd worden dat correspondeert met de voorspelling plus of min twee maal de voorspel-standaardfout.

5 Uitkomsten: schatting en voorspelling

5.1 Data, programmatuur en unit root toetsen

De data voor de schattingen zijn aangeleverd door het WODC en zijn ondergebracht in een EViews workfile “WODC_VEC.wf1”. Het betreft jaarwaarnemingen, 1955-2000, over een aantal variabelen in de justitiële keten en een aantal demografische en sociaal-economische variabelen. Een lijst van variabelen is gegeven in Bijlage 2.

In Bijlage 3 worden de reeksen onderzocht op een unit root. Zoals op te maken valt uit deze bijlage, lijken veel van de reeksen, bij mechanische toepassing van de toetsen, geïntegreerd van orde 2 ($I(2)$). Nadere inspectie van de gegevens leert dat in veel gevallen de groeivoet nog niet als stationair geïntegreerd wordt omdat het gemiddelde van deze groeivoeten enigszins veranderen over de tijd. Wellicht zou in zulke gevallen een $I(1)$ model met een veranderende trend een betere beschrijving kunnen bieden. In het vervolg zullen we hier echter niet direct rekening mee houden: alle reeksen worden beschouwd als $I(1)$.

De schattings- en toetsresultaten, en de voorspellingen, zijn verkregen met behulp van EViews versie 4.1. De berekeningen kunnen per categorie worden uitgevoerd met behulp de EViews programma's *geweld.prg*, *een.prg*, *kwat.prg*, *roi.prg*, *opium.prg* en *ov.prg*. Deze programma's en de dataset worden met dit rapport meegeleverd, en kunnen de basis bieden voor verdere verbeteringen en verfijningen van de specificaties.

In de volgende paragraaf wordt de gevolgde specificatiestrategie nader verklaard, en worden enige aanwijzingen gegeven voor het interpreteren van de resultaten. In paragraaf 5.3 worden de schattings- en toetsingresultaten voor de categorie 'geweld' in tabelvorm weergegeven en van kort commentaar voorzien. Aangezien deze modellen naar verwachting niet in ongewijzigde vorm door de WODC zullen worden overgenomen, zijn de resultaten voor de overige categorieën niet in tabelvorm opgenomen; deze kunnen worden verkregen door de bovengenoemde EViews programma's te draaien. De resultaten in paragraaf 5.3 moeten dus meer als illustratie gezien worden dan als definitieve specificatie.

5.2 Specificatiestrategie VEC-modellen

Voor de categorieën 'geweld', 'eenvoudige diefstal', 'gekwalficeerde diefstal', en 'overig', wordt een model geschat met vijf afhankelijke variabelen, alle in natuurlijk logaritmen:

LMIS?PH:	aantal delicten per hoofd;
LV?T_PH:	totaal aantal verdachten (jeugd plus volwassenen) per hoofd;
LV?_ADJ:	aantal verdachten jeugd als fractie van totaal aantal verdachten;
LS?T_PH:	totaal aantal bestraffingen per hoofd;
LS?_ADJ:	aantal verdachten jeugd als fractie van totaal aantal verdachten.

Voor de categorieën ‘rijden onder invloed’ en ‘opiumwet’ zijn alleen het totaal aantal verdachten en het totaal aantal bestraffingen beschikbaar. Voor het ‘?’ moet iedere keer een andere misdrijfcategorie ingevuld worden.

Voor ieder van deze afhankelijke variabelen wordt een foutencorrectie vergelijking gespecificeerd, maar als de fouten-correctieterm niet significant is wordt deze weggelaten en resulteert een model in verschillen.

Verklarende variabelen voor ieder van de variabelen zijn:

- *Delicten*: percentage verdachten/delicten, straffkans, zitkans, overige variabelen;
- *Verdachten totaal*: aantal delicten, bevolking, politie-inzet, overige variabelen;
- *Aandeel jeugd verdachten*: bevolkingsaandeel jeugd, overige variabelen;
- *Bestraffingen totaal*: aantal verdachten, bevolking, justitie-inzet;
- *Aandeel jeugd bestraffingen*: aandeel jeugd verdachten, bevolkingsaandeel jeugd, overige variabelen.

Deze variabelen kunnen voorkomen in de fouten-correctieterm (vertraagde niveau-variabelen) en als (vertraagde) verschillen (groeivoeten). In de delictvergelijkingen komen endogene verklarende variabelen alleen vertraagd voor, en deze vergelijking kan dus met OLS geschat worden. In de overige vergelijkingen komen echter vaak endogene regressoren voor, en deze zouden daarom (in eerste instantie) met 2SLS geschat kunnen worden, waarbij de keuze van instrumenten volgt uit de overige vergelijkingen. Omdat in de praktijk de schattingsresultaten op basis van 2SLS vaak moeilijk te interpreteren zijn vanwege mogelijk zwakke instrumenten, wordt ook een analyse van deze vergelijkingen op basis OLS uitgevoerd; de onderliggende aanname is die van een volledig recursief model.

De modelselectiestrategie is als volgt:

1. In eerste instantie wordt een model geschat met het (onvertraagde) verschil van sommige verklarende variabelen, en 1 vertraagd verschil en het vertraagde niveau van alle variabelen, en voorts een contante en een trendterm. Het aantal ‘overige’ verklarende variabelen is beperkt, daarom worden verschillende van deze specificatie
-

naast elkaar beschouwd. Deze initiële specificaties worden getoetst met een aantal misspecificatie-toetsen (met name op autocorrelatie).

In deze initiële specificatie wordt getoetst op cointegratie met behulp van een Wald/F-toets op alle vertraagde niveauvariabelen en de trendterm. De kritieke waarden voor deze F-toets zijn bepaald door Boswijk (1994); grofweg ligt de 5% kritieke waarde rond 4. Deze keuze voor de initiële specificatie hangt onder andere af van het resultaat van deze toets. Ook als hij niet direct significant is bij een 5 of 10%-niveau, wordt bekeken of een meer restrictieve versie toch een significante foutencorrectie term oplevert.

2. De specificatie wordt vervolgens vereenvoudigd door allereerst insignificante verschilvariabelen achtereenvolgens weg te laten, en vervolgens restricties op te leggen aan de fouten-correctieterm. Variabelen in de fouten-correctieterm die significant zijn met het 'verkeerde teken', worden aan het eind toch verwijderd, aangezien het voorspellen op basis van modellen met dergelijke tegen-intuïtieve effecten ongewenst is.
3. Bij de finale specificatie wordt nogmaals bekeken of de fouten-correctieterm significant is met behulp van de F-toets. Is dat niet het geval, dan zal deze worden weggelaten.
4. De resultaten zijn allemaal verkregen met OLS, op basis van de steekproef 1955-2000.
5. Tenslotte enige aanwijzingen bij het interpreteren van de tabellen in de volgende paragraaf, en de EViews resultaten.
 - De afhankelijke variabele begint telkens met 'DL', oftewel het eerste verschil van de logaritme (en dus de groeivoet) van de te verklaren variabele. De betekenis van de namen staat aangegeven in Bijlage 1.
 - De eerste groep verklarende variabelen zijn, behalve de constante term, eveneens in groeivoeten opgenomen en beginnen dus ook met 'DL'; in sommige gevallen zijn ook een periode vertraagde groeivoeten opgenomen, hetgeen blijkt uit het achtervoegsel '(-1)'.
 - De overige verklarende variabelen zijn, samen met de eventuele trendterm, vertraagde logaritmen (zij beginnen dus met 'L' en eindigen met '(-1)') van de te verklaren variabele, en vervolgens de verklarende variabelen. De som van deze variabelen, vermenigvuldigd met hun coëfficiënten, vormt de fouten-correctieterm. De F-cointegratie-toets gaat na of deze termen gezamenlijk significant zijn.
 - De eerste coëfficiënt, bij de vertraagd afhankelijke variabele, is de aanpassingsparameter (dit staat aangegeven met '(aanpassing)'). Deze hoort negatief te zijn, en bijvoorbeeld een waarde van -0.5 betekent dat de helft van de afwijking van het lange-termijn evenwicht in de volgende periode wordt gecorrigeerd.
 - De volgende coëfficiënten zijn getransformeerd tot lange-termijn elasticiteiten van de te verklarende variabele met betrekking tot de verklarende variabelen; dit is aangegeven met '(l.t.)'.
 - De som van de (log-) van de verklarende variabelen, vermenigvuldigd met hun lange-termijn elasticiteiten, vormt de 'lange-termijn evenwichtswaarde' voor de (log-) afhankelijke variabele. Afwijkingen van deze evenwichtswaarde worden dus in de volgende periode gecorrigeerd met een fractie bepaald door de aanpassingsparameter.

5.3 Resultaten voor de categorie geweld

Delicten

De finale specificatie van de delictvergelijking is als volgt:

Afhankelijke variabele: DLMISAPH	Coëfficiënt	Standaardfout
Constante	-0.328	0.217
DLAL2NW1524PH	0.164	0.330
LMISAPH(-1) (aanpassing)	-0.082	0.070
(LSAT_PH-LVAT_PH)(-1) (l.t.)	-3.133	2.905
LAL2NW1524PH(-1) (l.t.)	0.602	0.187
F-toets		3.788

Er is dus een korte- en lange-termijn effect van het aantal tweede generatie allochtonen tussen 15 en 24, en een lange-termijn effect van de strafbans. De fouten-correctieterm is net significant, bij een 10%-niveau.

Verdachten totaal

Afhankelijke variabele: DLVAT_PH	Coëfficiënt	Standaardfout
DLVAT_PH(-1)	0.239	0.159
Constante	70.80	28.56
LVAT_PH(-1) (aanpassing)	-0.453	0.156
LMISAPH(-1) (l.t.)	-0.297	0.201
LXPA(-1) (l.t.)	0.032	0.252
LHOOFD(-1) (l.t.)	-10.20	1.783
Trend (l.t.)	0.116	0.024
F-toets		4.97

De F-toets op de fouten-correctieterm is significant bij 5%. Het lange-termijn effect van het aantal delicten heeft een moeilijk interpreteerbaar teken; de politie-inzet heeft geen significant lange-termijn effect.

Aandeel jeugdverdachten

Afhankelijke variabele: DLVA_ADJ		Coëfficiënt	Standaardfout
Constante		-4.281	1.839
DLJEUGDPH		-2.893	1.230
DLJEUGDPH(-1)		3.546	1.176
DLXPA		0.271	0.131
LVA_ADJ(-1)	(aanpassing)	-0.208	0.086
LJEUGDPH(-1)	(l.t.)	-1.347	0.905
LXPA(-1)	(l.t.)	1.523	0.468
LMISAPH(-1)	(l.t.)	-0.800	0.366
F-toets		3.106	

F-toetsgrootheid op fouten-correctieterm is niet significant. Echter, weglaten leidt tot een model waarin geen enkele variabele meer significant is. Merk op dat er een tegen-intuïtief effect is van het aandeel jeugd in de totale bevolking.

Bestraffingen totaal

Afhankelijke variabele: DLSAT_PH		Coëfficiënt	Standaardfout
Constante		33.68	16.05
DLVAT_PH		0.444	0.159
LSAT_PH(-1)	(aanpassing)	-0.385	0.147
LVAT_PH(-1)	(l.t.)	0.364	0.340
LXRA(-1)	(l.t.)	0.222	0.127
LHOOFD(-1)	(l.t.)	-5.777	3.257
Trend		(l.t.)	0.053
F-toets		3.643	

Er is een zeer klein en niet significant effect van aantal verdachten op aantal bestraffingen.

Aandeel jeugdbestrafingen

Afhankelijke variabele: DLSA_ADJ		Coëfficiënt	Standaardfout
Constante		2.523	0.824
DLVA_AANDJ(-1)		-0.822	0.307
LSA_AANDJ(-1)	(aanpassing)	-0.151	0.041
LVA_AANDJ(-1)	(l.t.)	2.562	0.160
LVAPH(-1)	(l.t.)	2.176	0.116
F-toets		5.119	

Hoewel de F-toetsgrootheid een significante lange-termijn relatie suggereert, is deze niet zo eenvoudig te interpreteren.

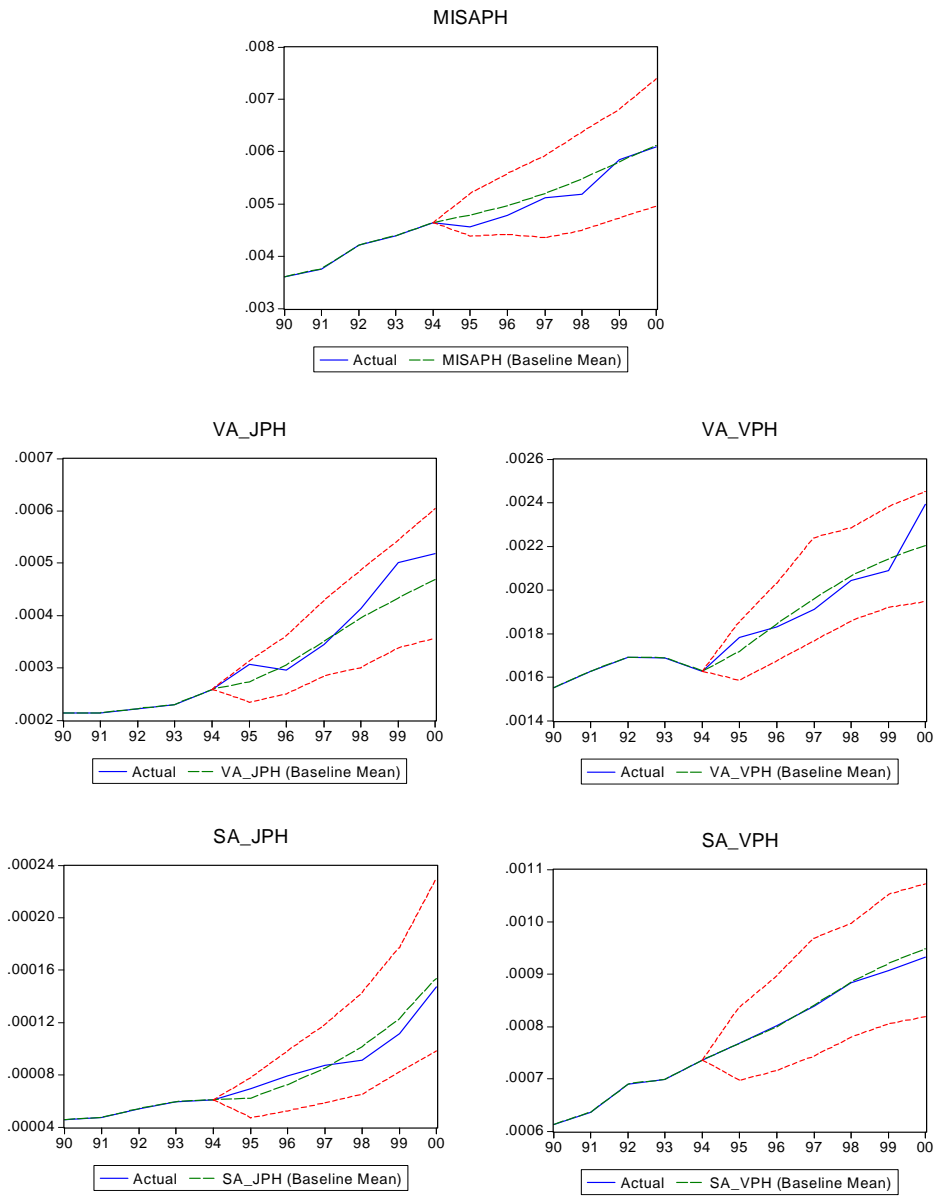
5.4 Voorspellingen

Op basis van de geschatte modellen zijn met behulp van EViews voorspellingen gegenereerd over de periode 1995-2000 (6 jaar). Daarbij zijn niet alleen puntvoorspellingen gemaakt, maar met behulp van Monte Carlo simulatie zijn ook 95% voorspelintervallen geconstrueerd. De variabelen zijn teruggetransformeerd tot de niveaus van delicten, verdachten jeugd en volwassenen, en bestraffingen jeugd en volwassenen. De resultaten staan weergegeven in Figuren 5/1 tot en met 5/5.

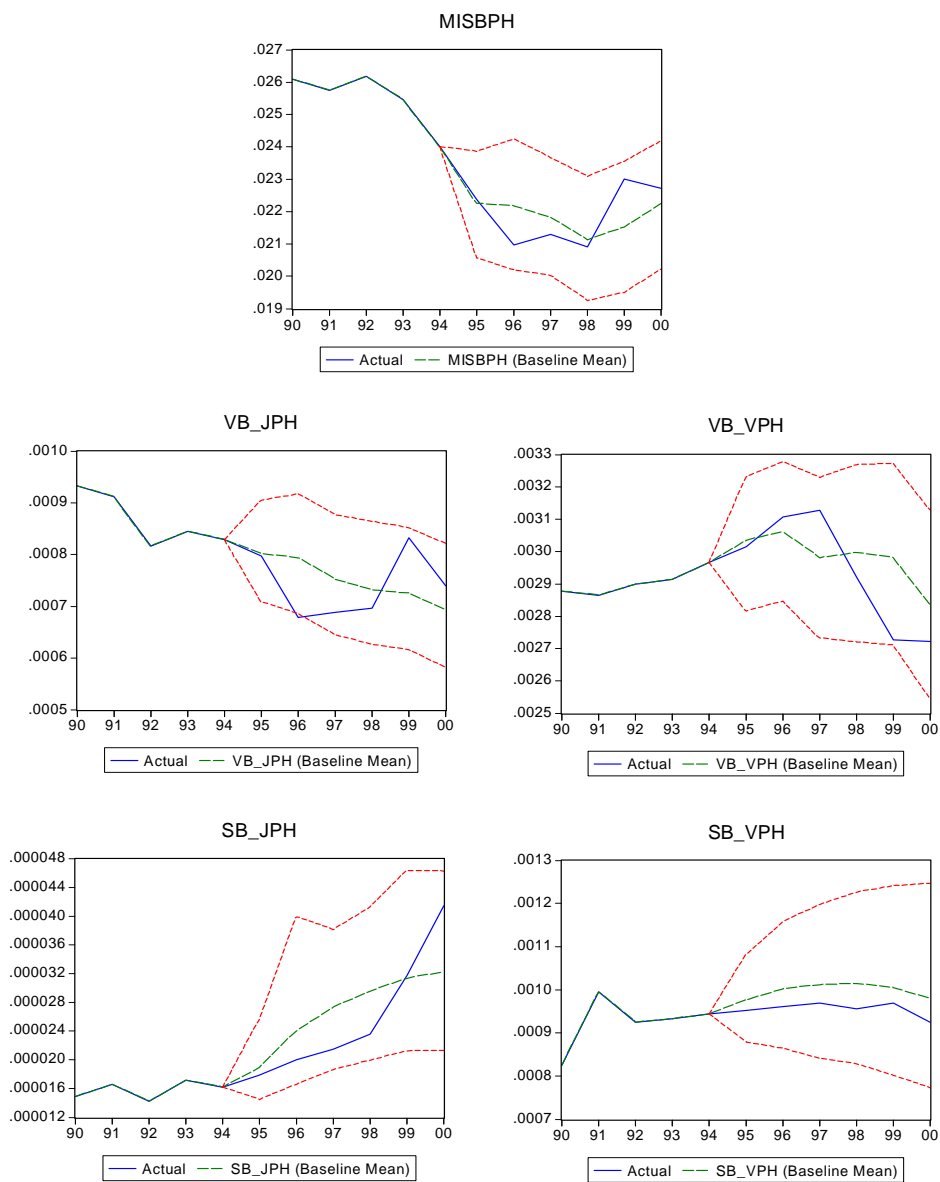
Een aantal zaken vallen op bij deze resultaten.

- Allereerst valt het op dat de voorspelintervallen zeer breed zijn, met name als de voorspelhorizon toeneemt. Dit is een bekend verschijnsel bij macro-economische voorspellingen, en heeft alles te maken met het feit dat de reeksen niet-stationair zijn. Bij het voorspellen van univariate I(1) reeksen is bekend dat de voorspelintervallen steeds groter worden met de voorspelhorizon. Bij cointegratiemodellen waarbij de toekomstige exogenen bekend zijn zouden dergelijke verschijnselen zich niet voor moeten doen, maar de grafieken suggereren dat de aanpassing naar het evenwicht blijkbaar zo traag is dat de voorspelintervallen na 6 jaar nog niet geconvergeerd zijn.
 - Een tweede opmerking is dat de realisaties vrij behoorlijk binnen de intervallen lijken te liggen, en in ieder geval niet veel vaker dan 5% er buiten vallen. Hierbij dient echter in aanmerking genomen te worden dat dit geen werkelijke 'out-of-sample' voorspellingen zijn, omdat de modellen geschat zijn over de periode 1955-2000, en de voorspelperiode 1995-2000 is. Een eerlijkere evaluatie zou vereisen dat we het model herschatten over de periode 1955-1994; in dat geval wordt alleen de in 1994 beschikbare informatie voor de voorspellingen gebruikt (behalve het toekomstige verloop van de exogenen). Een dergelijke herberekening leert dat de realisaties in dat geval veel vaker buiten de voorspelintervallen liggen.
 - Tenslotte kunnen de voorspellingen voor de criminaliteit en de straffen voor volwassenen vergeleken worden met de voorspellingen uit het Jukebox-volwassenen model, zie Bijlage 1. Geheel volgens de verwachting zijn de voorspelintervallen op basis van de VEC-modellen minder breed dan de intervallen op basis van het Jukebox-volwassenenmodel; dit valt met name op bij de criminaliteitsvoorspellingen. Het is moeilijk te beoordelen of de puntvoorspellingen veel beter zijn, maar de VEC-modellen zijn duidelijk informatiever over de mogelijke toekomstige realisaties van de variabelen.
-

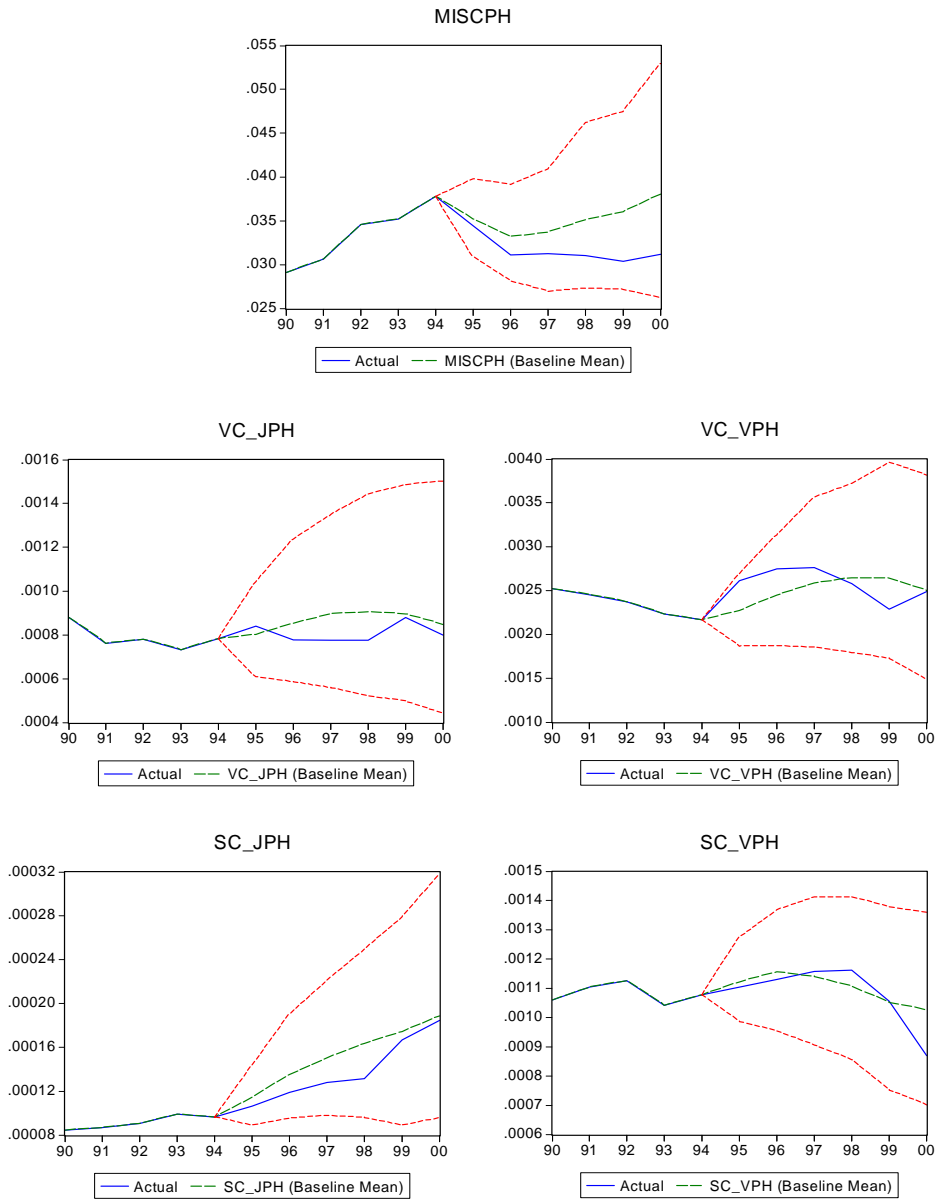
Figuur 5/1 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie geweld, VEC-model



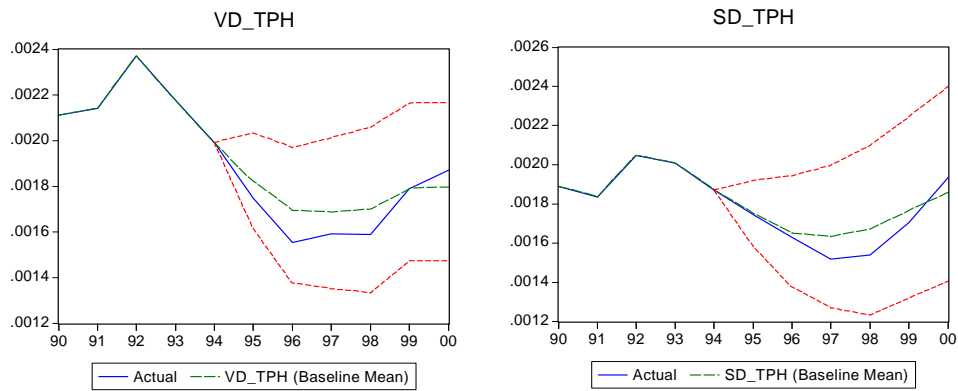
Figuur 5/2 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie eenvoudige diefstal, VEC-model



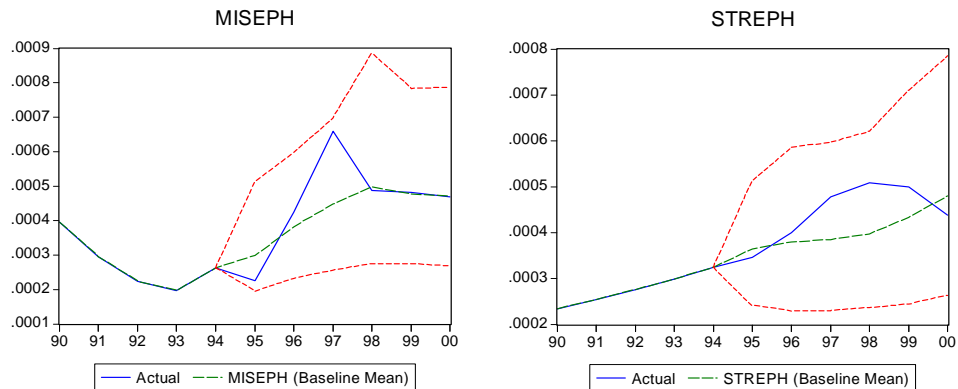
Figuur 5/3 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie gekwalificeerde diefstal, VEC-model



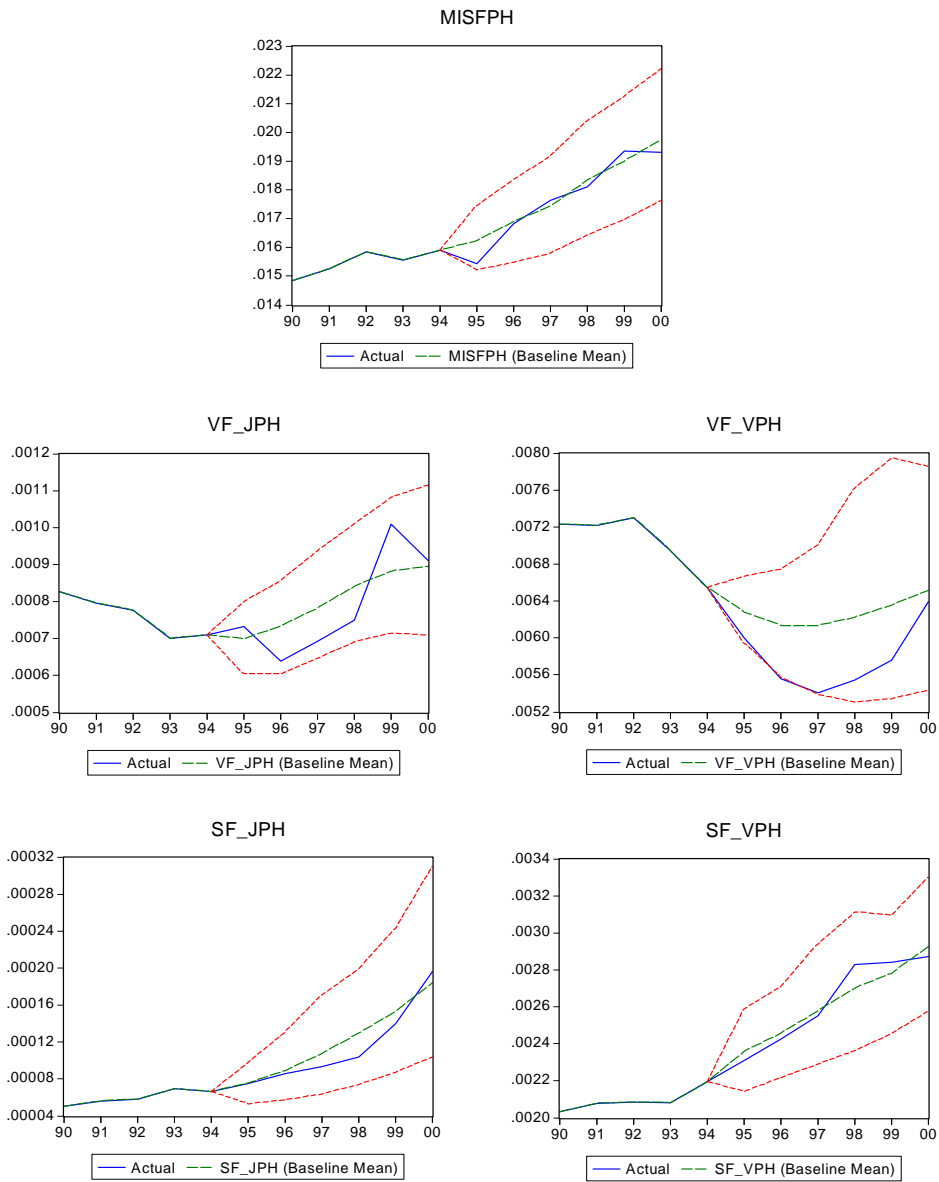
Figuur 5/4 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie rijden onder invloed, VEC-model



Figuur 5/5 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie opiumwet, VEC-model



Figuur 5/6 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie overige misdrijven, VEC-model



Literatuur

- Bomhoff, E.J., G.T. van der Voort van der Kleij & K. Sadiraj (2002). "Tekort aan cellen". NYFER. Breukelen.
- Boswijk, H.P. (1994). "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models". *Journal of Econometrics*, 63, 37-60.
- Boswijk, H.P. (1995). "Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models". *Journal of Econometrics*, 69, 133-158.
- Doornik, J.A. (1998). "Approximations to the Asymptotic Distribution of Cointegration Tests". *Journal of Economic Surveys*, 12, 573-593.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen en A. Rahbek (1998). "Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems". *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 388-399.
- Huijbregts, G.L.A.M., D.E.G. Moolenaar, F.P. van Tulder (2001). "Model van justitiële jeugdvoorziening voor prognose van de capaciteit". WODC. Ministerie van Justitie. Den Haag.
- Moolenaar, D.E.G., F.P. van Tulder, G.L.A.M. Huijbregts & W. van der Heide (2002). "Prognose van de sanctiecapaciteit tot en met 2006". WODC. Ministerie van Justitie. Den Haag.
- Theeuwes, J.J.M. & J.M. de Winter (1998). "Econometrische evaluatie 'prognose sanctiecapaciteit'". SEO. Amsterdam.
- Van der Torre, A. & F. van Tulder (1998). "Ramingsmethoden van sanctiecapaciteit". SCP-werkdocument. Den Haag.
- Van der Torre, A.J.G. & F.P. van Tulder (2001). "Een model voor de strafrechtelijke keten". SCP-onderzoeksrapport 2001/15. Den Haag.
-

Bijlage 1 Schattingsresultaten van het herschatten van de oorspronkelijke modellen

In deze bijlage staan de schattingsresultaten van de oorspronkelijke modellen van het WODC vergeleken met de resultaten van onze berekeningen. Wij hebben gebruik gemaakt van de oude dataset van het WODC om zo te controleren of zij de juiste definities gebruikt en of EViews verschilt van het programma TSP. Het WODC gebruikt TSP voor haar schattingen, terwijl wij daarentegen het econometrische programma EViews gebruikt.

Met dank aan het WODC hebben we gebruik kunnen maken van de vergelijkingen en instrumenten die nodig zijn om de vergelijkingen te kunnen herleiden. Toch blijkt dat wij niet precies dezelfde uitkomsten krijgen. Voor geen enkele vergelijking lukt het ons om tot exact dezelfde schattingsresultaten te komen. Wij hebben net als het WODC een 3SLS-schatting gedaan. Eerst hebben we, zoals het in EViews heet, een one-step weighting matrix - iterate coefficients gedaan. Deze resultaten voor het misdrijf geweld staan in de tweede kolom (methode 1) van tabel B1/1. Daarna hebben we iterate weight and coefficients - simultaneous gedaan. Dit staat in kolom 3 (methode 2) van tabel B1/1. Methode 1 maakt in de eerste stap geen gebruik van een wegingmatrix. In de eerste stap itereert EViews de coëfficiënten net zolang totdat zij geconvergeerd zijn. Methode 2 verschilt van methode 1 zodanig dat methode 2 in de eerste stap een simultane update maakt van zowel de coëfficiënten als de wegingmatrix. Deze stappen worden zo vaak herhaald totdat de coëfficiënten en wegingmatrix geconvergeerd zijn. Zoals te zien is, verschillen de resultaten niet veel. Het verschil tussen WODC en methode 1 ontstaat op vier cijfers achter de komma voor de niet-significante coëfficiënten. Ons vermoeden dat methode 1 gebruikt is door WODC voor het misdrijf geweld is bevestigd door het WODC tijdens een vergadering van de begeleidingscommissie.

In de tabellen B1/2 tot en met B1/6 staan de schattingsresultaten voor de andere misdrijfcategorieën. Daarin valt te zien dat de coëfficiënten uit onze berekeningen en die van het WODC niet dezelfde zijn. Een reden waarom de schattingsresultaten van EViews en TSP niet gelijk zijn aan elkaar, kan zijn doordat beide programma's een andere oplossingstechniek hebben van 3SLS. De overige vier categorieën zijn ook bekeken en daarbij geldt hetzelfde als bij geweld en eenvoudige diefstal. Alle reeksen zijn geschat over de periode 1960 – 2000.

In figuren B1.1 tot en met B1.6 zijn de voorspellingen over de periode 1995 – 2000, gebaseerd op dit model weergegeven. Vanwege iets andere variabelen definities en het gebruik van ophelderingen in plaats van verdachten kunnen deze voorspellingen niet direct

vergeleken worden met de voorspellingen voor volwassenen uit paragraaf 5.4, maar enige vergelijking is wel mogelijk. Het meest opvallend is dat de voorspelintervallen gebaseerd op het Jukebox-volwassenenmodel doorgaans veel ruimer zijn, met name voor de criminaliteit, maar toch ook voor de straffen.

Tabel B1/1 Uitkomsten van schattingsmethoden voor het misdrijf geweld

Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(P1) ophelderingskans	-0.632	-0.632	-0.643
dlog(P2) straffkans	-0.275	-0.275	-0.266
dlog(P3) zitkans	-0.081	-0.081	-0.073
dlog(alpph) jonge allochtone mannen per hoofd	0.335 (sign)	0.335 (sign)	0.328 (sign)
dlog(misph) misdrijven per hoofd	0.675 (sign)	0.675 (sign)	0.662 (sign)
d(dumr) dummy reorganisatie politie	-0.056 (sign)	-0.056 (sign)	-0.056 (sign)
constante	-0.011	-0.011	-0.011
per2 dummy periode 1980 en volgende jaren	0.037 (sign)	0.037 (sign)	0.037 (sign)
dlog(ophph) ophelderingen per hoofd	0.594 (sign)	0.594 (sign)	0.606 (sign)
dlog(xr) middelen rechtspraak	0.110	0.110	0.111

Bron: Tweede kolom komt uit het huidige WODC-model. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

Tabel B1/2 Schattingsresultaten voor het misdrijf eenvoudige diefstal

Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(P1) ophelderingskans	-0.937 (sign)	-0.972 (sign)	-0.841 (sign)
dlog(P2) straffkans	-0.310 (sign)	-0.263	-0.190
dlog(P3) zitkans	-0.222	-0.246	-0.225
dlog(P4) gemiddelde duur gevangenisstraf	-0.037	-0.038	-0.038
dlog(nijmph) jonge ongehuwde mannen 15-24 jaar	0.845	0.946	1.462
dumbps invoering BPS systeem	0.043	-0.002	-0.014
dlog(misph) misdrijven per hoofd	0.613 (sign)	0.598 (sign)	-0.636
dlog(xp) middelen politie	0.048	0.028	-0.007
constante	-0.040 (sign)	-0.042 (sign)	-0.051 (sign)
per2 dummy periode 1980 en volgende jaren	0.102 (sign)	0.102 (sign)	0.119 (sign)
dlog(ophph) ophelderingen per hoofd	0.664 (sign)	0.626 (sign)	0.962 (sign)

Bron: Tweede kolom komt uit het huidige WODC-model. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

Tabel B1/3 Schattingsresultaten voor gekwalificeerde diefstal

Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(P3) zitkans	-0.214	-0.217	-0.108
dlog(P4) gemiddelde duur gevangenisstraf	-0.433 (sign)	-0.440	-0.139
dlog(niwlaph) baanlozen per hoofd	0.761 (sign)	0.764 (sign)	0.713 (sign)
dlog(nimvtph) motorvoertuigen per hoofd	0.802 (sign)	0.794 (sign)	0.839 (sign)
constante	-0.073 (sign)	-0.073 (sign)	-0.078 (sign)
dlog(misph) misdrijven per hoofd	1.170 (sign)	1.170 (sign)	1.288 (sign)
dlog(xp) middelen politie	0.133	0.134	0.088
dlog(ophph) ophelderingen per hoofd	0.374 (sign)	0.360 (sign)	0.454 (sign)
dlog(xr) middelen rechtspraak	0.671 (sign)	0.616 (sign)	0.596 (sign)

Bron: Tweede kolom komt uit het huidige WODC-model. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

Tabel B1/4 Schattingsresultaten voor het misdrijf rijden onder invloed

Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(inddph) alcoholgebruik per hoofd	0.426	0.320	0.283
dlog(xp) middelen politie	0.047	0.050	0.041
d(dumr) dummy reorganisatie politie	-0.151 (sign)	-0.146 (sign)	-0.128 (sign)
d(dumb1) dummy voor invoering blaaspijpje	0.320 (sign)	0.322 (sign)	0.297 (sign)
dlog(ophph) ophelderingen per hoofd	0.781 (sign)	0.812 (sign)	0.909 (sign)
dlog(xr) middelen rechtspraak	0.411 (sign)	0.361 (sign)	0.333 (sign)

Bron: Tweede kolom komt uit het huidige WODC-model. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

Tabel B1/5 Schattingsresultaten voor opiumwetmisdrijven

Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(indeph) druggebruikers per hoofd	0.838 (sign)	0.824 (sign)	0.824 (sign)
constante	0.136 (sign)	0.115 (sign)	0.115 (sign)
dlog(xr) middelen rechtspraak	0.036	0.027	0.028

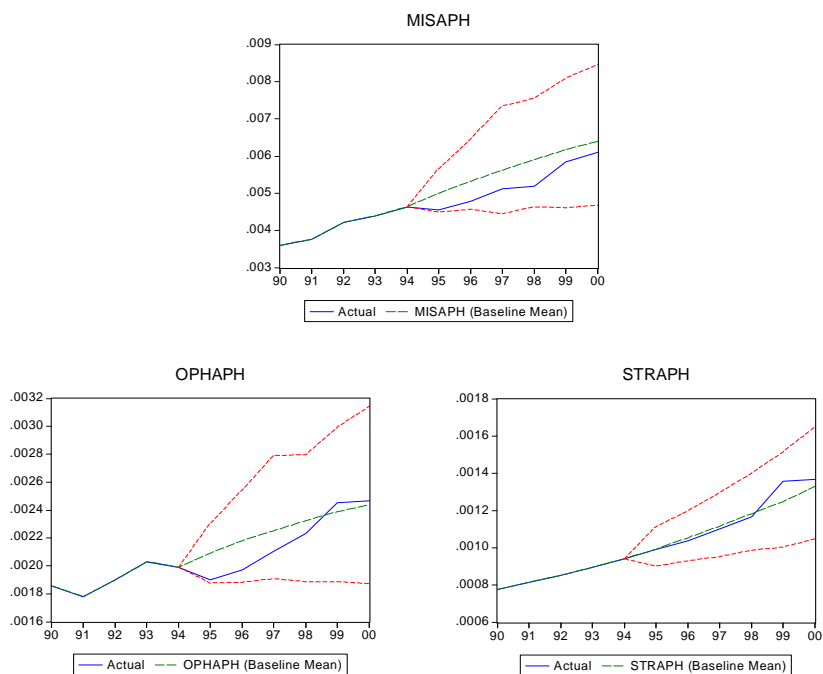
Bron: Tweede kolom komt uit programma van WODC. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

Tabel B1/6 Schattingsresultaten voor overige misdrijven

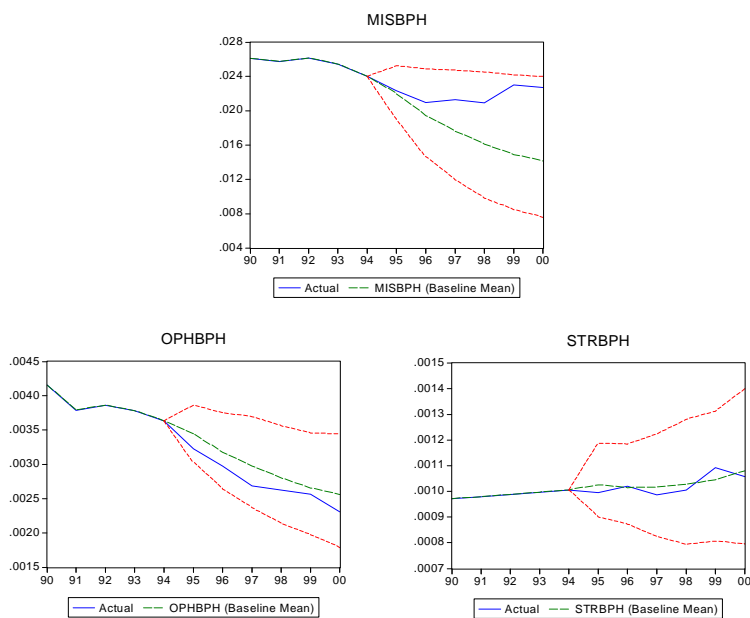
Variabelen	Uitkomsten WODC	SEO-methode 1	SEO-methode 2
dlog(P1) pakkans	-1.174 (sign)	-1.189 (sign)	-1.191 (sign)
dlog(P2) straffkans	-0.479 (sign)	-0.468 (sign)	-0.425 (sign)
dlog(P3) zitkans	-0.267 (sign)	-0.257 (sign)	-0.238 (sign)
dlog(P4) gemiddelde duur gevangenisstraf	-0.167	-0.175	-0.189 (sign)
per2 dummy voor 1980 en volgende jaren	-0.038 (sign)	-0.039 (sign)	-0.038 (sign)
dlog(misph) misdrijven per hoofd	0.588 (sign)	0.548 (sign)	0.537 (sign)
per2 dummy periode 1980 en volgende jaren	0.036 (sign)	0.028	0.027
dlog(ophph) ophelderingen per hoofd	0.094	-0.046	-0.106
dlog(xr) middelen rechtspraak	0.078	0.071	0.093

Bron: Tweede kolom komt uit het huidige WODC-model. Laatste twee kolommen zijn berekeningen SEO.

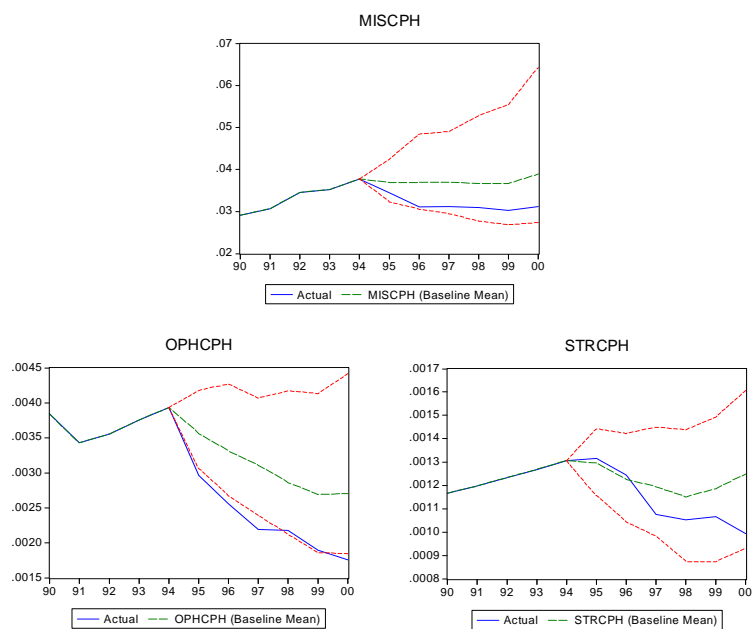
Figuur B1/1 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie geweld, Jukebox-volwassenenmodel



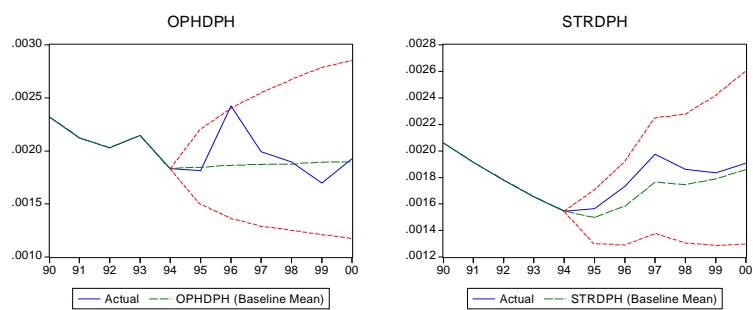
Figuur B1/2 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie eenvoudige diefstal, Jukebox-volwassenenmodel



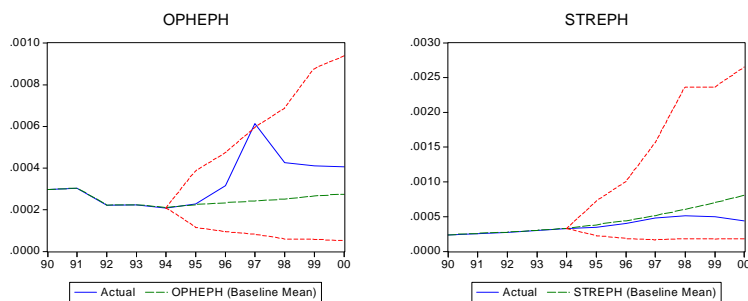
Figuur B1/3 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie gekwalificeerde diefstal, Jukebox-volwassenenmodel



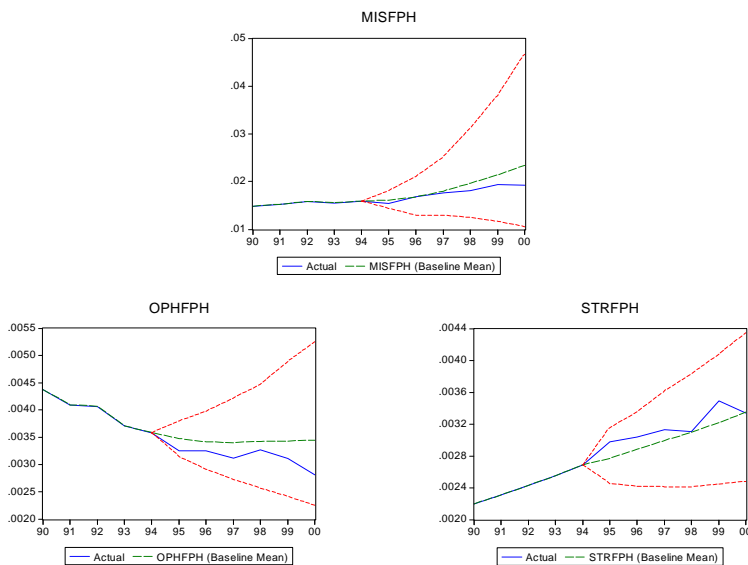
Figuur B1/4 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie rijden onder invloed, Jukebox-volwassenenmodel



Figuur B1/5 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie opiumwet, Jukebox-volwassenenmodel



Figuur B1/6 Voorspellingen 1995-2000 voor de categorie overige misdrijven, Jukebox-volwassenenmodel



Bijlage 2 Verklaring namen van variabelen

In tabel B2/1 staat een ? voor een variabele die delictspecifiek is. Het ? neemt de waarden A t/m F aan, waarbij A=geweld, B=eenvoudige diefstal, C=gekwalficeerde diefstal, D=rijden onder invloed, E=opiumwet, F=overig.

Tabel B2/1 Verklaring namen van de variabelen

Variabelelnamen	Verklaring
HOOFD	Aantal inwoners
NIJMPH	Aantal ongehuwde mannen (15-24 jaar) per hoofd van bevolking
NISCPH	Aantal gescheidenen per hoofd van bevolking
NIALPH	Aantal jonge mannelijke allochtonen (15-24) per hoofd van bevolking
NIDRUPH	Aantal druggebruikers per hoofd van bevolking
NIWLAOPH	Aantal baanlozen per hoofd van bevolking
NIINKPH	Gemiddeld inkomen per hoofd van bevolking
NITHEIL	Theilcoëfficiënt voor inkomensongelijkheid
NIALCPH	Alcoholgebruik per hoofd van bevolking
NIMVTPH	Aantal motorvoertuigen per hoofd van bevolking
NIDDPH	Alcoholgebruik per hoofd van bevolking
INDEPH	Aantal druggebruikers per hoofd van bevolking
JAAR	Trend
PER2	Dummy voor 1982 e.v.
DUMBPS	Dummy voor invoering van BPS-systeem
DUMR	Dummy voor reorganisatie politie
DUMBL	Dummy voor invoering blaaspipje
MIS?PH	Aantal misdrijven per hoofd van bevolking
OPH?PH	Aantal ophelderingen per hoofd van bevolking
STR?PH	Aantal straffingen per hoofd van bevolking
GEV?PH	Aantal (deels) onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen per hoofd van bevolking
XP?	Middelen politie (toerekening van totaal (TVPO) naar delict)
XR?	Middelen rechtspraak (toerekening van totaal (TVRM) naar delict)
P1?	Ophelderingspercentage (= pakkans)
P2?	Strafkans
P3?	Zitkans
P4?	Gemiddelde gevangenisduur in dagen na aftrek vervroegde invrijheidsstelling
MVPO	Materiele middelen politie
PVPO	Personele middelen politie
TVPO	Som materiele en personele middelen politie
MVRM	Materiele middelen rechtspraak
PVRM	Personele middelen rechtspraak
TVRM	Som materiele en personele middelen rechtspraak

 Vervolg tabel B2.1 Verklaring namen van de variabelen

BEV011	Bevolking 0-11 jaar
BEV1217	Bevolking 12-17 jaar
BEV1524	Bevolking 15-24 jaar
BEV1824	Bevolking 18-24 jaar
BEV017	Bevolking 0-17 jaar =BEV011+BEV1217
BEV_V	HOOFD - BEV017
V?_J	Verdachten jeugd
V?_V	Verdachten volwassenen
S?_J	Straffen jeugd
S?INCLJ_V	Straffen jeugd en volwassenen
S?_EXCLJ_V	Straffen volwassenen
V?_J017PH	V?_J/BEV017
V?_J1217PH	V?_J/BEV1217
V?_VPH	V?_V/BEV_V
V?_J011PH	V?_J/BEV011
S?_J017PH	S?_J/BEV017
S?_J1217PH	S?_J/BEV1217
S?_J011PH	S?_J/BEV011
S?_VPH	S?_V/BEV_V
AL2ARM1217	Allochtonen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen (12-17 jaar)
AL2ARM1217PH	Allochtonen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen (12-17 jaar) per hoofd van bevolking
AL2NW1524	Allochtone mannen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen (15-24 jaar)
AL2NW1524PH	Allochtone mannen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen (15-24 jaar) per hoofd van bevolking
WERKLARBO	Som van aantal werklozen en aantal arbeidsongeschikten
WERKLARBOPH	Aantal werklozen en aantal arbeidsongeschikten per hoofd van bevolking
LSj_LV?	Log(S?_J1217PH/V?_J1217PH)
LSv_LV?	Log(S?_VPH/V?_VPH)
LVj_LD?	Log(V?_J1217PH/MIS?PH)
LVv_LD?	Log(V?_VPH/MIS?PH)
LJEUGDPH	Aandeel jeugd in hele bevolking
LV?_AANDJ	Aandeel jeugd in totaal aantal verdachten
LS?_AANDJ	Aandeel bestrafingen jeugd in totaal aantal bestrafingen

 Bron: Definities zijn afkomstig van WODC. Afleidingen komen van SEO.

Bijlage 3 Unit root toetsen

In deze bijlage staan de uitkomsten van de unit root toetsen van de afzonderlijke variabelen. De theorie over Dickey-Fuller toetsen en de gehanteerde procedure staan beschreven in paragraaf 3.3.

Allereerst zijn een aantal regressies uitgevoerd om te bepalen hoeveel vertragingen noodzakelijk waren voor de Dickey-Fuller toets. Het aantal vertragingen kan worden bepaald door te kiezen voor de regressie waarin het Schwartz criterium de laagste waarde bereikt heeft. In het algemeen is de vertraging één of twee perioden. Een uitzondering is de variabele allochtonen tweede generatie, niet-westerse landen (12 – 17 jaar). Voor deze variabele moeten zeven vertragingen in de regressie meegenomen worden voordat het minimum van het Schwartz criterium bereikt wordt. De toetsingsresultaten staan in tabel B3.1.

Uit deze tabel komt naar voren dat een aantal variabelen geïntegreerd zijn van orde nul. Dit betekent dat het realisaties zijn van een stationaire reeks. Deze variabelen zijn allochtonen tweede generatie, niet westerse landen (12 – 17 jaar); het aantal motorvoertuigen; aantal straffen minderjarigen, uitgebreid met sancties van het OM voor eenvoudige diefstal; toerekening kosten politie aan geweld in het volwassenenmodel en toerekening van rechtspraak aan gekwalificeerde diefstal in het volwassenenmodel.

Verder zijn de andere variabelen of geïntegreerd van orde 1 of orde 2. Geïntegreerd van orde 1 wil zeggen dat de reeks een realisatie is van een niet-stationaire reeks en deze reeks wordt stationair door het nemen van de eerste verschillen. Geïntegreerd van orde 2 betekent dat van de eerste verschillen nog verschil moet worden genomen. Van twee variabelen kan geen conclusie getrokken worden, omdat in geen enkele unit root test de nulhypothese verworpen kan worden. Deze variabelen zijn: $lbev1524$ ($=\log(\text{bevolking tussen de 15 en 24 jaar})$) en $lwla0$ ($=\log(\text{aantal baanlozen})$).

In tabel B3.2 staan de resultaten van de unit root toetsen op variabelen per hoofd van de bevolking. Wat opvalt is dat de misdrijfcategorieën, de verdachten, de bestraffingen per hoofd van de bevolking en de middelen rechtspraak en politie geïntegreerd zijn van orde 1 en de overige variabelen zijn dat van orde 2. Een paar uitzonderingen daargelaten. Deze zijn allochtonen 2^{de} generatie, niet-westerse landen (12-17 jaar) per hoofd en het aantal motorvoertuigen per hoofd. Voor deze variabelen hebben we veel vertragingen mee moeten nemen bij de toets op unit root. Dit is waarschijnlijk de reden waarom deze variabelen van orde 0 zijn. Ook de variabelen middelen politie toegerekend aan geweld en middelen rechtspraak toegerekend aan gekwalificeerde diefstal zijn van orde 0. De variabele middelen rechtspraak toegerekend aan geweld is daarentegen geïntegreerd van orde 2.

Tabel B3.1 Uitkomsten van de unit root toetsen.

Omschrijving variabele	Orde van toets			Omschrijving variabele	Orde van toets		
	I(0)	I(1)	I(2)		I(0)	I(1)	I(2)
Totale bevolking			*	Gehoorde volwassene verdachten: eenvoudige diefstal			*
Bevolking 0-11 jaar			*	Gehoorde minderjarige verdachten: gekwalificeerde diefstal			*
Bevolking 12-17 jaar			*	Gehoorde volwassene verdachten: gekwalificeerde diefstal			*
Bevolking 15-24 jaar				Gehoorde minderjarige verdachten: overige misdrijven			*
Bevolking 18-24 jaar			*	Gehoorde volwassene verdachten: overige misdrijven			*
Allochtonen 1 ^{ste} generatie 12-17 jaar			*	Straffen minderjarigen: geweldsmisdrijven			*
Allochtonen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen 12-17 jaar	*			Straffen volwassenen: geweldsmisdrijven			*
Allochtonen mannen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen 15-24 jaar			*	Straffen minderjarigen: eenvoudige diefstal	*		
Aantal ongehuwde mannen 15-24 jaar			*	Straffen volwassenen: eenvoudige diefstal			*
Aantal echtscheidingen (stroom)		*		Straffen minderjarigen: gekwalificeerde diefstal			*
Aantal gescheidenen (voorraad)			*	Straffen volwassenen: gekwalificeerde diefstal			*
Fractie kinderen waarvan ouders gescheiden zijn dat jaar			*	Straffen volwassenen: rijden onder invloed			*
Aantal motorvoertuigen		*		Straffen minderjarigen: overige misdrijven			*
Alcoholgebruik			*	Straffen volwassenen: overige misdrijven			*
Aantal drugsgebruikers			*	Middelen politie toegerekend aan geweldsmisdrijven	*		
Aantal baanlozen				Middelen politie toegerekend aan eenvoudige diefstal			*
Aantal werklozen en arbeidsongeschikten (nieuwe definitie)			*	Middelen politie toegerekend aan gekwalificeerde diefstal			*
Theilcoëfficiënt inkomensverdeling		*		Middelen politie toegerekend aan rijden onder invloed			*
Gedefleerd reëel beschikbaar inkomen		*		Middelen politie toegerekend aan opiumwet			*
Personeelsterkte politie			*	Middelen politie toegerekend aan overige misdrijven			*
Personeelsvolume politie		*		Middelen rechtspraak toegerekend aan geweldsmisdrijven			*
Materieel volume politie		*		Middelen rechtspraak toegerekend aan eenvoudige diefstal			*

Vervolg tabel B3.1 Uitkomsten van de unit root toetsen

Omschrijving variabele	Orde van toets			Omschrijving variabele	Orde van toets		
	I(0)	I(1)	I(2)		I(0)	I(1)	I(2)
Totale middelen politie		*		Middelen rechtspraak toegerekend aan gekwalificeerde diefstal		*	
Personeelsvolume rechtspraak		*		Middelen rechtspraak toegerekend aan rijden onder invloed		*	
Materieel volume rechtspraak		*		Middelen rechtspraak toegerekend aan opiumwet		*	
Totale middelen rechtspraak			*	Middelen rechtspraak toegerekend aan overige misdrijven		*	
Aantal geweldsmisdrijven		*		Pakkans: geweldsmisdrijven		*	
Aantal misdrijven: eenvoudige diefstal		*		Pakkans: eenvoudige diefstal			*
Aantal misdrijven: gekwalificeerde diefstal		*		Pakkans: gekwalificeerde diefstal		*	
Aantal misdrijven: rijden onder invloed		*		Pakkans: rijden onder invloed		*	
Aantal misdrijven: opiumwet		*		Pakkans: opiumwet		*	
Aantal overige misdrijven		*		Pakkans: overige misdrijven		*	
Aantal onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen volwassenen: geweldsmisdrijven		*		Strafkans: geweldsmisdrijven		*	
Aantal onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen volwassenen: eenvoudige diefstal		*		Strafkans: eenvoudige diefstal		*	
Aantal onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen volwassenen: gekwalificeerde diefstal		*		Strafkans: gekwalificeerde diefstal		*	
Aantal onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen volwassenen: overige misdrijven		*		Strafkans: rijden onder invloed		*	
Gemiddelde duur vrijheidsstraf: geweldsmisdrijven		*		Strafkans: opiumwet		*	
Gemiddelde duur vrijheidsstraf: eenvoudige diefstal		*		Strafkans: overige misdrijven		*	
Gemiddelde duur vrijheidsstraf: gekwalificeerde diefstal		*		Zitkans: geweldsmisdrijven			*
Gemiddelde duur vrijheidsstraf: overige misdrijven		*		Zitkans: eenvoudige diefstal			*
Gehoorde minderjarige verdachten: geweldsmisdrijven		*		Zitkans: gekwalificeerde diefstal		*	
Gehoorde volwassene verdachten: geweldsmisdrijven		*		Zitkans: overige misdrijven		*	
Gehoorde minderjarige verdachten: eenvoudige diefstal		*					

Schattingsperiode 1952-2000

Bron: SEO-berekeningen.

Tabel B3.2 Resultaten van de toetsen op unit root op variabelen per hoofd van de bevolking

Omschrijving variabelen	Orde van toets			Omschrijving variabelen	Orde van toets		
	I(0)	I(1)	I(2)		I(0)	I(1)	I(2)
Bevolking 0-11 jaar			*	Misdrijven gekwalificeerde diefstal			*
Bevolking 12-17 jaar			*	Misdrijven rijden onder invloed			*
Bevolking 15-24 jaar			*	Misdrijven opiumwet			*
Bevolking 18-24 jaar			*	Overige misdrijven			*
Allochtonen 1 ^{ste} generatie 12-17 jaar			*	Totaal gehoorde verdachten: geweldsmisdrijven			*
Allochtonen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen 12-17 jaar	*			Totaal gehoorde verdachten: eenvoudige diefstal			*
Allochtone mannen 2 ^{de} generatie, niet-westerse landen 15-24 jaar			*	Totaal gehoorde verdachten: gekwalificeerde diefstal			*
Aantal ongehuwde mannen 15-24 jaar			*	Totaal gehoorde verdachten: rijden onder invloed			*
Aantal echtscheidingen (stroom)			*	Totaal gehoorde verdachten: overige misdrijven			*
Aantal gescheidenen (voorraad)			*	Totaal straffen: geweldsmisdrijven			*
Aantal motorvoertuigen	*			Totaal straffen: eenvoudige diefstal			*
Alcoholgebruik			*	Totaal straffen: gekwalificeerde diefstal			*
Aantal druggebruikers			*	Totaal straffen: opiumwet			*
Som baanlozen			*	Totaal straffen: overige misdrijven			*
Som werklozen en arbeidsongeschikten (nieuwe definitie)			*	Onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen: geweldsmisdrijven			*
Gedefleerd reëel besteedbaar inkomen			*	Onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen: eenvoudige diefstal			*
Misdrijven geweld		*		Onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen: gekwalificeerde diefstal			*
Misdrijven eenvoudige diefstal		*		Onvoorwaardelijke vrijheidsstraffen: overige misdrijven			*

Schattingsperiode: 1952-2000

Legenda: Alle variabelen zijn getransformeerd naar logaritmen.

Bron: SEO-berekeningen.

Summary and recommendations

Since 1998 the WODC (the Research and Documentation Centre of the Dutch Ministry of Justice) has been responsible for the methodological development, as well as a yearly update, of forecasts of the capacity needed for various judicial sanctions in the Netherlands. The sanctions involved are extramural and intramural.

There is traditionally some variation in forecasting methodology over the various types of sanctions. The WODC tries to enhance the uniformity and consistency of the forecasting methodology. In addition it tries to improve transparency of the backgrounds of the results of the forecasts. So the Jukebox-Adults and the Jukebox-Youth models, which are used in part of the forecasts, relate the trends in capacity needed for prisons, judicial institutions for juveniles and community services to trends in crime and law enforcement activities. Trends in crime are in turn related to demographic and socio-economic factors and to law enforcement performance indicators (solution rates, conviction rates, et cetera).

Two important aspects of these models are at the basis of this report. Firstly, there are clear signs of simultaneity between dependent variables of the model. Secondly, the dependent variables tend to be unstable in time (non-stationary). In order to deal with both issues SEO, Amsterdam Economics and the department of Quantitative Economics of the University van Amsterdam were invited to seek if it is possible to change the existing Jukebox models into an error-correction model. Furthermore, both institutes were asked to investigate the possibility of integrating the separate models for Youth and Adults.

In order to develop an integrated VEC-model for Youth and Adults the following steps were taken:

1. Survey of the existing Jukebox-models (chapter 2) and an extended and improved dataset. Amongst other unit-root tests were applied to the data (annex III).
2. Re-estimation of the original equations of the Jukebox-model in EViews, using the extended and improved dataset (annex I).
3. Brief description of the theory of error-correction models with exogenous variables and state-of-the-art tests for cointegration (chapter 3), and of forecasts and forecast standard errors within such models (chapter 4).

During the project it became clear that a full selection of explanatory variables was unachievable, within the context of the assignment. The main reasons for this are the complexity of the system of equations, in combination with the poor quality of available data. Therefore, it was decided to change the assignment and to focus on:

- Advising. What is the best way to proceed with the model?
- Delivering of a methodological description of:
 - how to select exogenous variables within a VEC-model structure and which test for cointegration is the most suitable?
 - What calculation method is to be preferred for dealing with simultaneity between endogenous variables?
 - How to calculate forecast standard errors within a VEC-model structure?
 - What software programme is most suitable?

The project was completed with the following steps:

1. **Model selection and estimation in VEC.** First of all a recursive VEC-model was analysed, in which the co-integration relationships are reviewed in separate error correction equations and estimated with OLS. As an example the estimation results for the category 'violence' are given (chapter 5).
2. **Forecasting.** Based on the estimation results of the recursive model forecasts are given for the period 1995-2000, both point estimations and 95% forecasting intervals using Monte Carlo simulations.
3. Together with the report an **EViews programme** is available, with examples for the estimation of recursive VEC models.

From the research project the following remarks and conclusions can be drawn:

- Switching from the original Jukebox-models - specified in first differences - to a VEC-model was successful and generally produced statistically significant error-correction terms. The model with a error-correction structure is, from the point of view of statistical efficiency, superior to the Adult Jukebox-model.
 - A disadvantage of the VEC-model developed here is that interpretation of long term effects of the model is difficult. The example given in section 5.3 illustrates the counter intuitive results found in the various estimations. In the EViews file that is available together with this report more of those counter intuitive results can be found.
 - A so-called recursive VEC-model is specified. With this specification it can be expected that difficulties with the number of dimensions will be smaller and the results of the estimation will be more robust against misspecifications caused by weak identification of the equations.
 - We have chosen to integrate Youth with Adults using totals and the share of Youth. Other specifications are possible, but in our opinion it is appealing to use this log-linear specification, because Youth and Adults can be added-up directly.
-

- The report gives a brief overview of the theory of multi-step forecasting and forecasting-errors. Furthermore, an EViews example programme for estimation of a VEC-model for Youth and Adults is developed. The empirical results are promising. The realisations generally lie within the (fairly wide) forecasting intervals. Note that, thus far only within sample forecasts are given. Furthermore, the estimation uncertainty and uncertainty of the future values of exogenous variables are not taking into account.

In the light of these findings the question comes to mind, whether or not it is advisable for WODC to proceed in the directions sketched in this report? WODC could try to improve the model by looking more closely to the selection of explanatory variables and the interpretation of the expected effects. The following remarks can be made:

1. The results found so far are encouraging concerning the strength of the forecasts of VEC-models. If on one hand, the main purpose of the model is superior forecasting quality, the use of a VEC-model is preferred: both from a theoretical and empirical point of view, as is shown in the report. If on the other hand, the explanatory power of the model is considered to be most important, a model specification in first differences is to be preferred.
2. A VEC-model is only to be preferred if the underlying relationships are stable in time. If the underlying structure of the model is highly unstable, for example caused by changes in policy, the long term relationships are no longer valid, causing the model to produce unreliable forecasts. Models in first differences are more robust with regards to structural changes. When new data become available, VEC-models must be re-examined for structural changes.
3. The mere fact that we have not succeeded in a fully specified integrated VEC-model for Youth and Adults, does not mean that this goal is unachievable. More knowledge about the topic of the model, could lead to selection of more appropriate (combinations of) explanatory variables, and on top of that the better suiting long term restrictions used in the estimation process.

Taking everything into account, our advise to WODC is to devote some time to further improvement of the content of the integrated VEC-model described in the report. If the interpretability of the further improved model reaches the goals set by the Ministry, the VEC-model is a good alternative for the Jukebox-models used. If the explanatory power of the VEC-model remains poor, it could still serve in the background, next to the existing Jukebox-models, in situations where forecasting is more important than interpretability of the results. *SIC Industriemonitor, voorjaar 2002* / Ernest Berkhout, Inge

Groot, Jules Theeuwes. – Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 43 p. ISSN 0926-2806; €15,88
Onderzoek in opdracht van de Stichting voor Industriebeleid & Communicatie
Ook raadpleegbaar op de site van de SIC.

Publicaties

- 626 *Kosten en baten van stage- en leerlingplaatsen voor zorginstellingen* / Lucy Kok, Inge Groot, J. Peter Hop, Lennart Janssens - Tilburg: Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek, 2002. - 88 p. ISBN 90-6566-1719, €14,00.
Onderzoek in opdracht van OSA (OSA publicatiennr. ZW28)
Het rapport is te bestellen via OSA website: <http://osa.kub.nl>
- 627 *Reflecties op plaats en toekomst Nederlandse maakindustrie* / Hans Schenk (Universiteit van Tilburg en GRASP Research, Erasmus Universiteit Rotterdam), Jules Theeuwes (SEO). - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 79 p. ISBN 90-6733-220-8, €15,88
Onderzoek in opdracht van VNO-NCW
- 630 *Studie en Werk 2002: HBO'ers en academici van studiejaar 1999/2000 op de arbeidsmarkt. Statistische bijlage bij Elsevier Speciale uitgave Carrière - De beste banen, juni 2002* / Ernest Berkhout, Peter Berkhout, Jasper de Winter. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 79 p. ISSN 0926-2806, €15,88
Onderzoek in opdracht van Elsevier (Downloadbaar op de SEO site).
- 631 *Werkgeversbijdrage particuliere ziektekostenverzekering* / Lucy Kok, Marie-Louise Kok, Inge Groot. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 37 p. ISBN 90-6733-223-2, €11,34
Onderzoek in opdracht van het ministerie VWS
[Embargo](#)
- 632 *Nederlands televisiedrama bij de Publieke Omroep: een inventarisatie van besteding en beleid* / Lennart Janssens, Jules Theeuwes. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 57 p. ISBN 90-6733-221-6, €17,02
Onderzoek in opdracht van het Netwerk Scenarioschrijvers, afdeling van de Vereniging van Schrijvers. Het is met financiële steun van het Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen tot stand gekomen
- 633 *GGZ in perspectief: de positie van de geestelijke gezondheidszorg in de komende regeerperiode* / Hugo Keuzenkamp, Lucy Kok. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 28 p. ISBN 90-6733-222-4, €13,61
Onderzoek in opdracht van GGZ Nederland
- 634 *Deeltijdwerk uitgediept* / Coen van Rij, Mariette Pol (MuConsult), Peter Berkhout, Ernest Berkhout, Ada Ferrer-i-Carbonell (SEO) - Rotterdam: Ministerie van Verkeer en Waterstaat, Rijkswaterstaat, Adviesdienst Verkeer en Vervoer, 2002. - 76 p.; 30cm.
Onderzoek in opdracht van DGP-Directie Mobiliteitsmarkt Ministerie van Verkeer en Waterstaat.
Rapport aan te vragen bij Bibliotheek AVV tel.:010-282 5608
-

-
- 635 *Schoolverlatersbrief 2002. Hoe verloopt de stap nav school naar werk?* / Peter Berkhout, Jaap Anne Korteweg. - Zoetermeer: CWI Centrum voor Werk en Inkomen, 2002. - 40p., €14.00
Onderzoek in opdracht voor Centrum voor Werk en Inkomen.
Rapport is te bestellen bij CWI, J. van Treuren, fax 079-360 14 00, e-mail j.van.treuren@cwinet.nl.
- 635a *De zoekduur van EBB-schoolverlaters: definities en berekeningswijze* / Peter Berkhout. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 20 p. ISSN 0926-2806
- 636 *Toegang van consumenten tot financiële diensten* / Inge Groot, Lucy Kok, Marie-louise kok, Jeske van Seters, met advies van Henriette Proost, Jules Theeuwes.
Onderzoek in opdracht van het ministerie van Financien
- 637 *De sociale zekerheid uitgedokterd: sociale zekerheid, gezondheidszorg en de markt voor arbeidsgerichte zorg* / Hugo Keuzenkamp, Lucy Kok, jeske van Seters, met medewerking van Arjan Heyma, J. Peter Hop en Paul Steinbusch
Onderzoek inopdracht van Stichting Instituut GAK
- 638 *Een frisse wind in Amsterdam: de gevolgen van Kabinetsbeleid en economische conjunctuur voor Amsterdam, 2002 – 2006* / Hugo Keuzenkamp, Carl Koopmans, Chris van der Vegt, Carlijn Bijvoet. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. - 54 p. ISBN 90-6733-224-0, €12,48
Onderzoek in opdracht van de Gemeente Amsterdam
- 639 *Verplichte profielen in het middelbaar onderwijs effect op studieduur en inkomen van hoger opgeleiden: onderzoek op basis van 6 jaargangen SEO/Elsevier Studie & Werk* / Ernest Berkhout, Peter Berkhout, Djoerd de Graaf. - Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek der Universiteit van Amsterdam, 2002. Onderzoek in opdracht van Elsevier
- 640 *De economische structuurkenmerken van de Bouwnijverheid: parlementaire Enquetecommissie Bouwnijverheid, deelonderzoek 1* / Carlijn Bijvoet, L. Bunschoten, Flora Felso, Carl Koopmans, Jules Theeuwes, Jasper de Winter
2002. - 54 p. ISBN 90-6733-224-0, €
Onderzoek in opdracht van VROM
- 641 *Vliegen boven Amsterdam: een onderzoek naar de oorzaak van rechte naderingen onder de 3000 voet over het centrum van de stad Amsterdam* / Merith Pelger, Jan Veldhuis
2002. - 54 p. ISBN 90-6733-224-0,
Onderzoek in opdracht van de Gemeente Amsterdam
-