

Cahier 2009-6

Terug naar de toekomst

Het beroep op Justitie, 1997-2007: raming en realisatie

**D.E.G. Moolenaar
F.P. van Tulder
M. van Gammeren-Zoeteweyj**



Raad voor de
rechtspraak



Wetenschappelijk Onderzoek-
en Documentatiecentrum

Exemplaren van deze publicatie kunnen schriftelijk worden besteld bij

Bibliotheek WODC, kamer TN-3A03
Postbus 20301, 2500 EH Den Haag

Fax: (070) 370 45 07

E-mail: wodc@minjus.nl

Cahiers worden in beperkte mate gratis verspreid zolang de voorraad strekt

Alle nadere informatie over WODC-publicaties is te vinden op Justweb en op www.wodc.nl

Voorwoord

Al sinds meer dan 10 jaar worden, ter onderbouwing van de begroting, jaarlijks ramingen van het beroep op onderdelen van de justitiële ketens gemaakt. In 1998 nam het WODC, in aansluiting op de activiteiten en adviezen van de Werkgroep Prognoses Sanctiecapaciteit, de taak op zich om jaarlijks ramingen van de behoefte aan sanctiecapaciteit te maken. In 1999 publiceerde het WODC het eerste rapport in dit kader, gevolgd door de jaarlijkse edities in de periode 2001-2003.

In 2003 hebben de ministeries van Justitie, Financiën, Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties, en Algemene Zaken afgesproken dat het ministerie van Justitie een integraal model voor de justitiële keten zal ontwikkelen. Het bestaande model voor de sanctiecapaciteit werd daartoe uitgebreid tot het Prognosemodel Justitiële Ketens (PMJ). Dit model omvatte in eerste instantie de hele veiligheidsketen. Later is, door WODC en Raad voor de rechtspraak gezamenlijk een model voor de civiele en bestuursrechtelijke ketens ontwikkeld. Vanaf 2004 werd jaarlijks een rapport met PMJ-ramingen gepubliceerd, eerst alleen voor de veiligheidsketen, vanaf 2007 ook voor de civiele en bestuursrechtelijke ketens. De ramingen van het PMJ zijn beleidsneutraal, hetgeen wil zeggen dat ze uitgaan van 'gelijkblijvend beleid'. De ramingen over de rechtspraak zijn door het WODC en de Raad voor de rechtspraak gezamenlijk opgesteld, terwijl de overige ramingen alleen door het WODC zijn gemaakt. Ramingen van het effect van voorgenomen beleids- en wetwijzigingen worden gemaakt door de beleidsdirecties van het ministerie van Justitie, het Parket-Generaal, de Raad voor de rechtspraak en diverse uitvoeringsorganisaties. De beleidsneutrale ramingen vormen samen met de geraamde beleidseffecten de beleidsrijke ramingen. Na tien jaar ramen is het nu tijd voor een toetsing van de kwaliteit van deze ramingen, via een vergelijking achteraf tussen geraamde en werkelijke ontwikkelingen. We kijken daarbij met name naar de beleidsrijke ramingen, omdat de werkelijkheid ook 'beleidsrijk' is. Belangrijke vragen daarbij zijn: hoe goed of slecht waren de PMJ-ramingen achteraf bezien, wat zijn de oorzaken van eventuele afwijkingen en waar zouden verbeteringen wenselijk of mogelijk zijn?

Ten slotte willen wij, ook namens de auteurs van het rapport, een woord van dank richten aan alle leden van de leescommissie, en in het bijzonder Martijn Balster van de directie Financieel Economische Zaken van het ministerie van Justitie en Henk Kranendonk en Bert Smid van het Centraal Planbureau.

Frans Leeuw
Directeur WODC

Frans van Dijk
Raad voor de rechtspraak

Inhoud

Afkortingen	1
Samenvatting	3
1 Inleiding	7
1.1 Korte geschiedenis	7
1.2 Methodiek van het PMJ	8
1.3 Het proces	11
1.4 Probleemstelling	12
1.5 Opbouw van het rapport	13
2 Methode	15
2.1 Bereik en niveau van analyse	15
2.2 Veranderingen van definities	16
2.3 Uitgangsniveau van de ramingen	17
2.4 Beoordeling van de voorspelkwaliteit	18
2.5 Nadere analyses van de voorspelkwaliteit van de ramingen	18
2.5.1 Het effect van de inschatting van beleidseffecten	18
2.5.2 Effect van variabelen ‘van buiten het model’	19
2.5.3 Het effect van variabelen ‘binnen het model’	19
2.5.4 Vergelijking met zuivere tijdreeksmodellen	19
3 De voorspelfouten van de PMJ-ramingen	23
3.1 Leeswijzer	25
3.2 Vervolging	27
3.2.1 Instroom bij het CJIB, WAHV-zaken	27
3.2.2 Instroom bij het OM, kantonzaken	28
3.2.3 Instroom bij het OM, rechtbankzaken	30
3.3 Rechtspraak	32
3.3.1 Instroom bij de kantonrechter: strafzaken	32
3.3.2 Instroom bij de strafsector, rechtbanken	33
3.3.3 Instroom bij de kantonrechter, civiele zaken	34
3.3.4 Instroom bij de civiele sector, rechtbanken	35
3.3.5 Instroom bij de bestuurssector, rechtbanken	36
3.4 Extramurale sancties en maatregelen	37
3.4.1 Te starten HALT-maatregelen	37
3.4.2 Te starten taakstraffen minderjarigen	39
3.4.3 Te starten taakstraffen meerderjarigen	40
3.5 Intramurale sancties en maatregelen	42
3.5.1 Capaciteitsbehoefte gevangeniswezen voor bestraffing	42
3.5.2 Capaciteitsbehoefte tbs-klinieken	45
3.5.3 Capaciteitsbehoefte justitiële jeugdinrichtingen	46

3.6	Rechtsbijstand	47
3.6.1	Toevoegingen rechtsbijstand, straf	47
3.6.2	Toevoegingen rechtsbijstand, civiel	48
3.7	De geaggregeerde resultaten	50
4	Nadere analyse van de PMJ-ramingen	55
4.1	Effect van de exogenen	55
4.2	Keteneffecten	59
4.3	Vergelijking van het PMJ met alternatieve methoden	60
4.3.1	Vergelijking op absolute niveaus.	61
4.3.2	Vergelijking van de procentuele groei	62
5	Nabeschuwing en conclusies	63
5.1	Nabeschuwing	63
5.2	Conclusies	64
	Summary	67
	Literatuur	69
	Bijlagen	
1	Bronnen	73
2	Uitgevoerde correcties	75
3	Formules	77
4	Vereenvoudigd schema van het PMJ	79

Afkortingen

AR	Autoregression
BOPZ	bijzondere opname in een psychiatrisch ziekenhuis
BZK	ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijkrelaties
CBS	Centraal Bureau voor de Statistiek
CJIB	Centraal Justitieel Incassobureau
CPB	Centraal Planbureau
DAR	Differenced autoregression
DJI	Dienst justitiële inrichtingen
GW	Gevangeniswezen
Halt	Het Alternatief
IVO	Incidenteel versneld ontslag
IVU	Incidenteel vervroegde uitzetting
JJI	Justitiële jeugdinstelling
Jukebox	Justitieketenbox
MAE	Mean absolute error
MAPE	Mean absolute percentage error
MPE	Mean percentage error
OM	Openbaar Ministerie
PAG	Parket-Generaal
PIJ	Plaatsing in een inrichting voor jeugdigen
PMJ	Prognosemodel Justitiële Ketens
PMJ-CB	Prognosemodel Justitiële Ketens, onderdeel civiele rechtspraak en bestuursrechtspraak en civiele rechtsbijstand
PMJ-V	Prognosemodel Justitiële Ketens, onderdeel veiligheid
Rvdr	Raad voor de rechtspraak
RvR	Raad voor rechtsbijstand
SCP	Sociaal Cultureel Planbureau
SOB	Strafonderbreking
TBS	terbeschikkingstelling
VIV	Verklaring omtrent inkomen en vermogen
VIValt	Alternatief voor de verklaring omtrent inkomen en vermogen
WAHV	Wet Administratiefrechtelijke Handhaving Verkeersvoorschriften
WODC	Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum
ZM	Zittende Magistratuur

Samenvatting

Goede ramingen van het in de komende jaren te verwachten beroep op de verschillende delen van de justitiële ketens zijn van belang ter onderbouwing van de begroting. Al meer dan een decennium worden daarom jaarlijks ramingen opgesteld van het beroep op delen van de justitieketen.

Allereerst worden zogenaamde 'beleidsneutrale' ramingen opgesteld. Dat wil zeggen, ramingen die uitgaan van 'gelijkblijvend beleid' en waarin dus de mogelijke effecten van nieuwe wet- en regelgeving niet zijn verwerkt. Beleidsneutrale ramingen zijn sinds de begroting 2005 gemaakt met het zogenaamde Prognosemodel Justitiële Ketens (PMJ) en tot en met de begroting 2004 met een voorloper hiervan. Korthedshalve spreken we verder van de PMJ-ramingen.

Het PMJ is te karakteriseren als een 'verklaringsmodel, gebaseerd op econometrische tijdreeksanalyse'. Het PMJ beschrijft de kwantitatieve verbanden tussen de maatschappelijke ontwikkelingen enerzijds en de criminaliteit of het beroep op rechtshulp en rechtspraak anderzijds. Tevens brengt het PMJ de samenhang tussen de criminaliteit en het beroep op rechtspraak enerzijds en de ontwikkelingen in de rest van de justitiële ketens anderzijds in beeld. De met het PMJ opgestelde beleidsneutrale ramingen zijn bijna jaarlijks gepubliceerd in een reeks rapporten van WODC en Raad voor de rechtspraak. De ramingen van het civiele en bestuursrechtelijke beroep op de rechtspraak zijn door het WODC en de Raad voor de rechtspraak gezamenlijk opgesteld, terwijl de overige ramingen door het WODC zijn gemaakt.

In aanvulling daarop worden jaarlijks ramingen van het effect van voorgenomen beleids- en wetwijzigingen gemaakt door de beleidsdirecties van het ministerie van Justitie, het Parket Generaal en de Raad voor de rechtspraak. De beleidsneutrale ramingen vormen samen met de geraamde beleidseffecten de beleidsrijke ramingen.

Dit cahier blikt terug en gaat in op de kwaliteit van de beleidsrijke ramingen: in hoeverre waren deze in staat de inmiddels bekende werkelijke ontwikkelingen te voorzien? Het blijkt dat de gemiddelde absolute voorspelfout van de beleidsrijke PMJ-ramingen voor 1 jaar vooruit 5% bedraagt en geleidelijk toeneemt tot 11% bij een raming van 3 jaar vooruit (dat is het eerste begrotingsjaar) en tot 17% bij een raming voor 6 jaar vooruit. Op de korte termijn is gemiddeld sprake van een overschatting. Deze is gemiddeld het grootst bij 3 jaar vooruit (het eerste begrotingsjaar). Vanaf 5 jaar vooruit slaat dit om en is er gemiddeld sprake van een onderschatting. Over het geheel genomen blijkt het PMJ geen systematische over- of onderschattingen op te leveren dat wil zeggen dat het PMJ zowel te hoge ramingen als te lage ramingen produceert. Het beroep op de Justitievoorzieningen is gemiddeld met 4 à 5% overschat voor het eerste begrotingsjaar. Ongeveer de helft van deze overschatting blijkt te maken te hebben met een ingeschat positief beleidseffect, dat in het eerste begrotingsjaar gemiddeld ruim 2% bedraagt.

De inschatting van beleidseffecten heeft tot en met 4 jaar vooruit gemiddeld een opwaarts effect op de ramingen. Omdat ook de beleidsneutrale PMJ-ramingen

bij deze tijdshorizon gemiddeld al overschattingen lieten zien, heeft deze inschatting van beleidseffecten door de beleidsdirecties en uitvoeringsorganisaties de voorspelfouten in het algemeen verder vergroot. Bij een tijdshorizon van 5 en 6 jaar slaat dit beeld om. De verschillen tussen de absolute voorspelfouten van de beleidsrijke en de beleidsneutrale PMJ-ramingen zijn over het geheel genomen echter niet groot. Op kortere termijn worden de effecten van beleid op de instroom in opwaartse zin overschat. Op langere termijn ebt dit effect weg, met name omdat het geschatte opwaartse effect minder wordt. Mogelijk wordt dus de snelheid waarmee beleidseffecten worden gerealiseerd, overschat. Daarnaast is het mogelijk dat voorgenomen beleid uiteindelijk toch niet wordt uitgevoerd dan wel minder effect heeft dan is ingeschat of gehoopt en het is mogelijk dat de effecten zich al hebben voorgedaan vooruitlopend op de formele vaststelling van het beleid.

Hoe verhouden de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen zich met die van tijdreeksmodellen, die ook hadden kunnen worden gebruikt? De voorspelfouten in de beleidsrijke PMJ-ramingen zijn tot en met het tweede begrotingsjaar (4 jaar vooruit) kleiner of vrijwel gelijk aan die van alternatieve eenvoudige tijdreeksmodellen, zoals constant houden en trendextrapolatie. In die zin levert de investering in het PMJ dus winst op. Daarna wordt het beeld diffuser. Bij een langere tijdshorizon van 6 jaar vooruit (4^e begrotingsjaar) blijkt het PMJ relatief minder goed te voldoen. Eenvoudige tijdreeksmodellen geven dan in een aantal gevallen kleinere voorspelfouten. Er is echter geen enkel tijdreeksmodel dat met kop en schouders boven de andere uitsteekt.

Voorspelfouten zijn tot op zekere hoogte onvermijdelijk. Al bij de ontwikkeling van de voorloper van het PMJ werd geconstateerd dat niet te verwachten is dat een verklaringsmodel kleinere voorspelfouten zal opleveren dan een eenvoudige tijdreeksmodel. Gezien bovenvermeld resultaat, moet deze conclusie voor de kortere tijdshorizon (tot en met 4 jaar vooruit) nog ten voordele van het PMJ worden genuanceerd. Een (gedeeltelijk) verklaringsmodel als het PMJ heeft bovendien als voordeel dat het de samenhang bevordert tussen de ramingen van diverse onderdelen van de justitiële keten, en dat simulaties van sommige beleidseffecten en van zich snel wijzigende economische omstandigheden mogelijk.

Onze kennis van sociale processen, die de achtergronden vormen van het beroep op de justitiële ketens is ondanks onderzoek, ervaringskennis en theorieën beperkt. Ramingen op justitieterrein kunnen dan ook niet het exacte karakter hebben van voorspellingen in de exacte wetenschappen. Daar komt nog iets anders bij. Sociale actoren, en met name die in het Justitieveld zelf, kunnen en zullen soms reageren op ramingen, zodanig dat deze het karakter van een *self-denying prophecy* krijgen. Daardoor kunnen compenserende effecten optreden, die zeker niet in de beleidsneutrale, maar wellicht ook niet adequaat in de beleidsrijke ramingen zijn verwerkt.

Verbetering van de ramingen bij een korte tijdshorizon (tot 4 jaar vooruit) is wellicht te bereiken door meer frequente monitoring van de laatste ontwikkelingen zowel op justitieterrein als daarbuiten, door het gebruik van de meest recente informatie, door kritische toetsing van de ingeschatte beleidseffecten,

door het gebruik van ex-ante evaluaties de resultaten van de erkenningscommissie justitiële interventies, door systematische evaluatie van de ingeschatte beleidseffecten achteraf en door een nadere inspectie van de modellering van de onderdelen vervolging en berechting. Dit laatste laat onverlet dat trendbreuken die bij wijze van spreke 'uit de lucht komen vallen', ook door een verklaringsmodel niet kunnen worden voorzien.

Bij een lange tijdshorizon (6 jaar vooruit) is de winst van het PMJ op meer eenvoudige tijdreeksmodellen onduidelijk. Eenvoudige recepten voor verbetering op dit gebied zijn er niet. Eerdere pogingen om voor onderdelen van het PMJ andere technische specificaties te formuleren die meer met langetermijnrelaties rekening houden bleken te veel complicaties op te roepen. Nader onderzoek naar de formulering van het model en de vertragingstructuur verdient in het licht van deze resultaten verdere aandacht. Dit is met name van belang bij die onderdelen van de justitiële ketens, waarbij een planning op langere termijn (6 jaar vooruit) van groot belang is. Te denken valt dan met name aan die onderdelen die betrokken zijn bij de uitvoering van intramurale sancties. Een andere optie is om onderscheid te maken tussen korte- en (middel)langetermijnmodellen à la het Centraal Planbureau, waarbij de (middel)langetermijnmodellen meer het karakter van toekomstverkenningen dan voorspellingen hebben. Het is niet uit te sluiten dat vooruit kijken op de lange termijn een andere structuur van het model vereist, dan vooruit kijken op de korte termijn.

Ook in de toekomst zal het PMJ soms slechter presteren dan wenselijk is. Continue monitoring van zowel de werkelijke en actuele ontwikkelingen op justitie-terrein en van de prestaties van het model zal ervoor moeten zorgen dat de omvang van de voorspelfouten zo beperkt mogelijk blijft en er geen structurele misschattingen plaatsvinden.

1 Inleiding

Goede ramingen van het in de komende jaren te verwachten beroep op de verschillende onderdelen van de justitiële ketens zijn van belang ter onderbouwing van de Justitiebegroting. Al meer dan een decennium worden jaarlijks dergelijke ramingen opgesteld. Dit cahier blikt terug en gaat in op de kwaliteit van deze ramingen: in hoeverre gaven de ramingen destijds goed inzicht in wat de toekomst op dit gebied zou brengen? Daar kunnen we nu iets over zeggen, want we weten inmiddels wat die toenmalige toekomst ons werkelijk heeft gebracht: die toekomst is immers verleden geworden.

Dit hoofdstuk geeft eerst een korte geschiedenis van de totstandkoming van deze ramingen en de daarbij gevolgde methode. Ook de inrichting van het proces komt aan de orde. Vervolgens gaan we nader in op de probleemstelling en de opbouw van dit cahier.

1.1 Korte geschiedenis

Tot 1996 maakte het ministerie van Justitie eens in de vier jaar een raming van de in de volgende jaren te verwachten capaciteitsbehoefte van justitiële inrichtingen, zoals het aantal benodigde cellen in het gevangeniswezen en plaatsen in justitiële jeugdinstellingen. Omdat een frequentie van eens in de vier jaar als onvoldoende werd ervaren, zegde toenmalig minister Sorgdrager in 1996 aan de Tweede Kamer toe dat het ministerie voortaan elk jaar een raming van de behoefte aan sanctiecapaciteit zou maken. Daarbij zouden ook de extramurale sancties aan de orde komen. Begin 1998 bracht een werkgroep van het ministerie de eerste prognoses 'nieuwe stijl' uit (Werkgroep prognose sanctiecapaciteit, 1998). Vervolgens heeft het Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum (WODC) de taak op zich genomen om jaarlijks een actualisering van de ramingen te maken. In 1999 publiceerde het WODC het eerste rapport in dit kader (Steinmann, Van Tulder & Van der Heide, 1999), gevolgd door een bijna jaarlijkse actualisering (Van der Heide, Moolenaar & Van Tulder, 2001; Moolenaar, Van Tulder, Huijbregts & Van der Heide, 2002; Moolenaar & Huijbregts, 2003).

Een belangrijke bouwsteen bij het opstellen van deze prognoses was een door het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) ontwikkelde model (Van der Torre & Van Tulder, 2001), dat het Jukebox-model ging heten.¹ Dit model had betrekking op sancties voor volwassenen met uitzondering van de capaciteitsbehoefte ten behoeve van terbeschikkingstellingsmaatregelen (TBS). Voor de capaciteitsbehoefte van TBS-klinieken is een model ontwikkeld door Point Logic Systems onder verantwoordelijkheid van de Dienst Justitiële Inrichtingen (DJI) (DJI, 1997). Deze modellen zijn gebruikt voor de begrotingen van het ministerie van Justitie voor de jaren 1999, 2000, 2002, 2003 en 2004. Later is ook een model voor de

¹ Jukebox is een afkorting van *justitieketenbox*. Met het woord 'box' wordt bedoeld op de diverse modules in het model. Box 1 bevat de sancties voor volwassenen en box 2 bevat de sancties voor minderjarigen.

capaciteitsbehoefte van justitiële jeugdvoorzieningen ontwikkeld (Huijbregts, Van Tulder & Moolenaar, 2001). Dit model is gebruikt ter onderbouwing van de voornemens rond de ontwikkeling van de sanctiecapaciteit in de begrotingen van het ministerie van Justitie voor de jaren 2003 en 2004. Voor de begrotingen voor 1999, 2000 en 2002 zijn ook ramingen gemaakt van de capaciteitsbehoefte van justitiële jeugdvoorzieningen. Dit waren echter simpele trendextrapolaties.

In 2003 hebben de ministeries van Justitie, Financiën, Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties (BZK) en Algemene Zaken afgesproken dat het ministerie van Justitie een integraal model voor de justitiële ketens zal ontwikkelen. De reden is dat er behoefte was aan meer ketenconsistentie in, en een betere en transparantere onderbouwing van de justitiebegroting. Na een analyse van de sterke en zwakte punten van de Jukebox-modellen (Biermans en Van Leeuwen, 2003) is besloten om het bestaande model voor de sanctiecapaciteit uit te breiden tot het Prognosemodel Justitiële Ketens (PMJ). De eerste versie van dit model is door het WODC ontwikkeld en beslaat de veiligheidsketen (PMJ-V; Moolenaar, Huijbregts & Van der Heide, 2004). Dit model is voor het eerst toegepast voor de begroting 2005 en daarna jaarlijks verder ontwikkeld en geactualiseerd. Het model omvat naast de strafrechtsketen de civielrechtelijke plaatsen in de justitiële jeugdinstellingen en, uit de bestuursrechtelijke keten, verkeersovertradingen en vreemdelingenbewaring.

Bij de Raad voor de rechtspraak (Rvdr) bestond, met name op grond van haar taak om een voorstel voor de begroting van de rechtspraak op te stellen, eveneens behoefte aan een prognosemodel voor het beroep op de civiele rechter en bestuursrechter. In samenwerking met de Raad voor de rechtspraak heeft het WODC een model voor de civiel- en bestuursrechtelijke keten en voor civiele toevoegingen in de rechtsbijstand (PMJ-CB) ontwikkeld. De eerste versie van het PMJ-CB voor de rechtspraak is in 2005 opgeleverd (Leertouwer et al., 2005), de eerste versie van het deel over rechtsbijstand in 2006 (Leertouwer et al., 2007). Deze modellen maken niet alleen gebruik van landelijke gegevens, maar ook van regionale gegevens. De landelijke uitkomsten van deze modellen zijn voor het eerst gebruikt ten behoeve van de justitiebegroting van 2008. De regionale uitkomsten van het PMJ-CB worden door de Rvdr gebruikt voor de aansturing van de arrondissementen en ressorten.

De uitkomsten van het PMJ in diverse jaren zijn gepubliceerd in een reeks WODC-rapporten (Leertouwer & Huijbregts, 2004; Moolenaar, Huijbregts & Van de Velden, 2005; Moolenaar, 2006; Moolenaar, Leertouwer, Van Tulder & Diephuis, 2007; Moolenaar, Diephuis, Van Gammeren-Zoetewij, Kalidien, Leertouwer & Van Tulder, 2008). De ramingen over de rechtspraak zijn door het WODC en de Rvdr gezamenlijk opgesteld, terwijl de overige ramingen alleen door het WODC zijn gemaakt. Kortheidshalve spreken we in het vervolg steeds over het 'PMJ', ook wanneer daarin de voorloper van het PMJ, Jukebox, is verrat.

1.2 Methodiek van het PMJ

Het PMJ neemt ontwikkelingen in de samenleving die geheel of grotendeels buiten de invloedssfeer van Justitie liggen, als uitgangspunt. Dergelijke ontwikkelingen kunnen gevolgen hebben voor het ontstaan van criminaliteit en rechtsproblemen en daarmee voor het beroep op de justitiële ketens. Op basis van de

beschikbare criminologische, rechtssociologische en economische theorieën zijn mogelijk relevante maatschappelijke fenomenen benoemd. Te denken valt bijvoorbeeld aan de mogelijke gevolgen van maatschappelijke ongelijkheid, een gebrek aan sociale cohesie, botsing van culturen, welvaartsverschillen, de omvang van het aantal maatschappelijke transacties en de afweging van kosten en baten van gedragskeuzes.

Deze fenomenen zijn vaak moeilijk grijpbaar. Daarom is gezocht naar kwantificeerbare ontwikkelingen, die deze fenomenen zo goed mogelijk benaderen. De zo in kaart gebracht ontwikkelingen kunnen grofweg in vier categorieën worden ingedeeld, namelijk demografische, economische, sociale en institutionele ontwikkelingen. Het PMJ beschrijft de kwantitatieve verbanden tussen deze ontwikkelingen enerzijds en de criminaliteit en het beroep op rechtshulp en rechtspraak anderzijds. Tevens brengt het PMJ de samenhangen tussen de criminaliteit en het beroep op rechtspraak enerzijds en de ontwikkelingen in de rest van de justitiële ketens anderzijds in beeld. Omdat het PMJ de behoefte in beeld wil brengen en niet de feitelijke productie, gaat het PMJ ervan uit dat de capaciteit in de toekomst voldoende is om aan de behoefte te voldoen. Dus het PMJ staat in de toekomst geen bottlenecks and voorraadvorming toe.

De bovengenoemde verbanden worden gekwantificeerd via een analyse van de relatie tussen tijdreeksen van het beroep op de voorzieningen in de justitiële ketens en tijdreeksen van de potentiële maatschappelijke en institutionele ontwikkelingen. Daarbij wordt gebruik gemaakt van econometrische methodes om te bekijken in hoeverre deze verbanden ook statistisch zijn te traceren. Hiermee is het PMJ aan te duiden als een '(gedeeltelijk) verklaringsmodel, gebaseerd op tijdreeksanalyse'. Naast een aantal in het model expliciet opgenomen maatschappelijke en institutionele ontwikkelingen spelen overigens (niet nader te duiden) trendmatige ontwikkelingen ook een belangrijke rol in het model.

Om met het PMJ ramingen te maken van toekomstige ontwikkelingen van het beroep op onderdelen van de justitiële ketens, zijn prognoses nodig van de maatschappelijke ontwikkelingen die in het model zijn ingebracht. Voor demografische ontwikkelingen zijn deze bijvoorbeeld te vinden bij het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en voor economische bij het Centraal Planbureau (CPB). Voor een uitgebreide verantwoording van de modellen en de ramingen wordt verwezen naar eerder genoemde publicaties.

Waarom is gekozen voor een dergelijk model, in plaats van een simpele methode van trendextrapolatie of een variant daarvan (een 'zuiver tijdreeksmodel')? De gedachten achter de ontwikkeling van een verklaringsmodel zijn reeds terug te vinden bij de ontwikkeling van de eerste versies van deze modellen (Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit, 1997, bijlage 3.1, p. 4):

'Er is geen duidelijke reden om, zuiver met het oog op de voorspelkracht, te kiezen voor tijdreeks- of verklaringsmodellen. Vanuit het perspectief van eenvoud en spaarzaamheid ("Occams razor") en voorspelkracht verdienen eenvoudige tijdreeksmodellen de voorkeur. Gezien de nevendoelstellingen om inzicht in achterliggende verklarende factoren en de mogelijkheid tot de doorrekening van beleidseffecten te verkrijgen, is het echter aan te bevelen om, waar mogelijk, te kiezen voor verklaringsmodellen.'

Zo kunnen in deze modellen verbanden worden gelegd tussen verschillende onderdelen van de strafrechtelijke keten. Deze maken het tot op zekere hoogte mogelijk niet alleen logisch samenhangende prognoses van het beroep op onderdelen van de justitiële ketens op te stellen, maar ook simulaties uit te voeren van gevolgen van de extra inzet van middelen in bepaalde onderdelen van de keten. Voorbeelden hiervan zijn: 40.000 extra zaken uit de Nota Criminaliteitsbeheersing, 40.000 extra rechtbankzaken uit het Veiligheidsprogramma (Justitie/BZK, 2002), bevriezing van het aantal WAHV-zaken, verwachtingen over het effect van forensisch assistenten op de rest van de justitiële keten, legalisering (soft)drugs en politie-afspraken. De mogelijkheden van het PMJ op het gebied blijven echter beperkt.² De eisen die worden gesteld aan modellen voor beleids-simulaties kunnen soms ook in conflict komen met het streven naar optimale voorspelkwaliteit (Elbourne et al., 2008, p. 11).

Voor twee justitie-onderdelen is een uitzondering gemaakt op de hierboven beschreven methodiek. Zowel voor de capaciteitsbehoefte van tbs-klinieken als strafrechtelijke behandelaars in justitiële jeugdinstellingen is een stroomvoorraadmodel ontwikkeld. De reden is dat de verblijfsduur in deze instellingen relatief lang is waardoor de bezetting in opeenvolgende jaren een grote samenhang vertoont met de bezetting in het verleden. Beide modellen maken wel gebruik van de uitkomsten van het PMJ over de omvang van de instroom. De ramingen voor de capaciteitsbehoefte van tbs-klinieken vallen onder de verantwoordelijkheid van DJI.

Alle met deze modellen gemaakte ramingen zijn 'beleidsneutraal', hetgeen wil zeggen dat ze uitgaan van gelijkblijvend beleid en/of wetgeving. Eventuele effecten van nieuw beleid en/of wetgeving op de capaciteitsbehoefte binnen justitie komen daarin niet tot uiting. Daar waar dergelijke effecten van nieuw beleid en/of wetgeving worden verwacht, worden deze effecten gekwantificeerd door de betrokken beleidsdirecties van het ministerie van Justitie, het Parket Generaal en de Rvdr. De kwantificering van deze beleidseffecten vallen dan ook niet onder de verantwoordelijkheid van het WODC.

Het vaststellen van het verwachte effect van nieuw beleid en/of wetgeving vindt in principe onafhankelijk plaats van de beleidsneutrale PMJ-ramingen. Dat wil echter niet zeggen dat de kwantificering ook altijd onafhankelijk van de beleidsneutrale PMJ-ramingen plaatsvindt. Als het overduidelijk is dat de verwachte effecten nog niet in de beleidsneutrale PMJ-ramingen zichtbaar zijn, worden de effecten onafhankelijk van de beleidsneutrale PMJ-ramingen gekwantificeerd. Maar als er redenen zijn om te verwachten dat de effecten al deels in de beleidsneutrale PMJ-raming zijn bevat, dan worden de beleidseffecten conditioneel op de beleidsneutrale PMJ-ramingen gekwantificeerd. Een goed voorbeeld daarvan zijn bijvoorbeeld de 40.000 extra rechtbankzaken, die het Veiligheidsprogramma (Justitie/BZK, 2002) tot doel stelt. Als het PMJ al een toename van 15.000 voorspelt, dan is het beoogde beleidseffect dus $40.000 - 15.000 = 25.000$ extra rechtbankzaken. Het totale verwachte effect van 40.000 extra rechtbankzaken is dus onafhankelijk van het PMJ vastgesteld, maar de feitelijke kwantificering van het

² Simulaties van sommige specifieke beleidsmaatregelen op Justitieterrein worden uitgevoerd met de Simulatiemodellen Strafrechtsketen (SMS).

beleidseffect op 25.000 extra zaken is wel conditioneel op de uitkomst van de beleidsneutrale PMJ-ramingen.

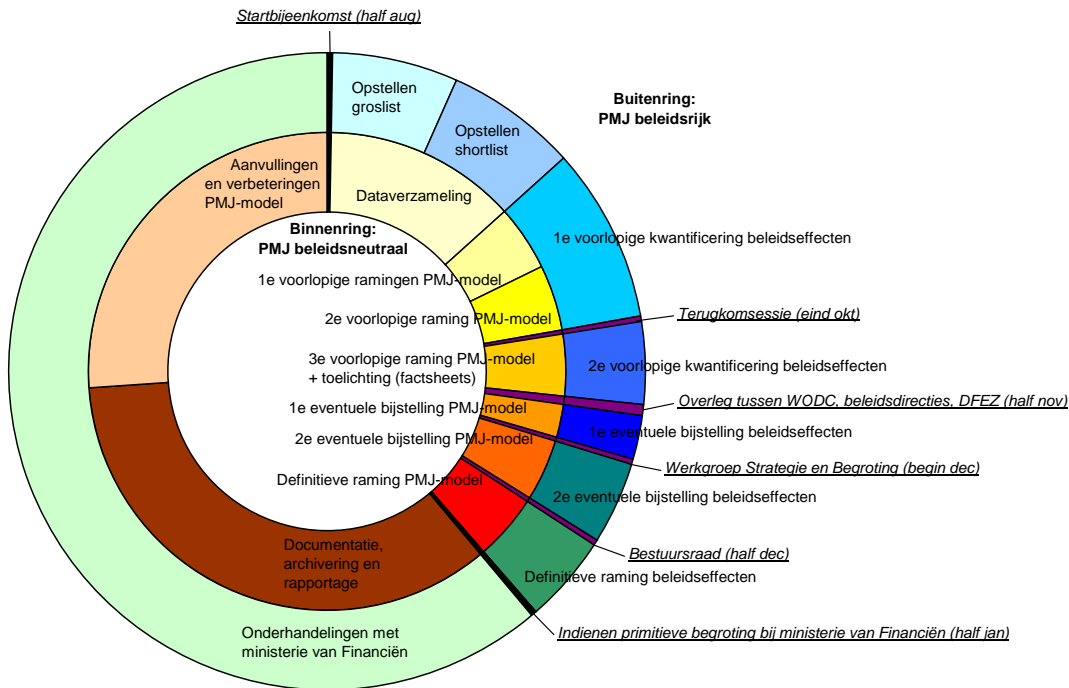
De ‘beleidsneutrale’ ramingen vormen tezamen met de gekwantificeerde beleidseffecten de ‘beleidsrijke’ ramingen. Deze beleidsrijke ramingen worden vervolgens gebruikt ter onderbouwing van de begroting van het ministerie van Justitie. De beleidsrijke ramingen zijn niet in de eerder genoemde rapporten opgenomen, maar zijn terug te vinden in de justitiebegroting of andere Tweede-Kamerstukken (zie bijlage 1 voor de exacte bronnen).

1.3 Het proces

Figuur 1.1 brengt de jaarlijkse cyclus bij het opstellen van ramingen voor de begroting van het ministerie van Justitie in beeld.³ De cyclus begint half augustus met een startbijeenkomst waarin alle belanghebbenden zijn vertegenwoordigd. In de periode september-oktober worden de gegevens tot en met het voorafgaande jaar verzameld, de nieuwe beleidsmaatregelen en wetgeving geïnventariseerd en de eerste schattingen gemaakt van zowel het PMJ als de beleidseffecten. Eind oktober komt de voortgang in zogenaamde ‘terugkomsessies’ aan de orde. Half november is de opleverdatum van de min of meer definitieve beleidsneutrale PMJ-ramingen en de kwantificering van de beleidseffecten. Hierover vindt overleg plaats met alle betrokkenen. Naar aanleiding daarvan kunnen zowel de beleidsneutrale PMJ-ramingen als de kwantificering van de beleidseffecten worden bijgesteld. Vervolgens worden de bijgestelde ramingen de lijn ingestuurd, eerst begin december naar de Werkgroep Strategie en Begroting en dan half december naar de Bestuursraad. Naar aanleiding van beide gremia kunnen nog bijstellingen plaatsvinden. Half januari worden de ramingen dan definitief als de primitieve begroting bij het ministerie van Financiën wordt ingediend. Vervolgens begint voor het WODC en de Rvdr het traject van documenteren, archiveren, publiceren, aanvullen en verbeteren. De beleidsdirecties en de directie Financieel Economische Zaken van het ministerie van Justitie gaan dan de onderhandelingen met het ministerie van Financiën aan.

³ Uitgangspunt voor figuur 1.1 is het tijdschema dat voor de begroting 2010 is gehanteerd. In het verleden was de doorlooptijd van het hele proces langer. Zo hoefden de ‘3^e voorlopige PMJ-ramingen’ voor de begroting 2002 (destijds nog Jukebox-ramingen) pas half januari worden opgeleverd en dan nog wel zonder toelichting. In de loop der jaren is de doorlooptijd steeds verder ingekort terwijl de werkzaamheden steeds verder zijn uitgebreid (steeds meer justitieonderdelen, uitgebreide toelichtingen etc.).

Figuur 1.1 Jaarlijkse cyclus van de actualisering van de PMJ-ramingen



Voor het vervolg van het rapport is het belangrijk om zich te realiseren dat de bovenstaande tijdslijn tot gevolg heeft dat de PMJ-raming voor 1 jaar vooruit feitelijk betrekking heeft op het jaar waarin alle berekeningen plaatsvinden. De PMJ-raming voor 2 jaar vooruit heeft dan betrekking op het jaar waarin het rapport wordt gepubliceerd. De PMJ-raming voor 3 jaar vooruit heeft betrekking op het eerstvolgende jaar waarvoor de begroting wordt gepresenteerd. Daar waar de begroting dus 1 jaar vooruit raamt, raamt het PMJ al 3 jaar vooruit. De begroting beslaat 5 jaren. Voor het PMJ is dit dus 7 jaar vooruit.

1.4 Probleemstelling

Nu de PMJ-systematiek inmiddels enige tijd in gebruik is, is het goed een beeld te krijgen van de feitelijke prestaties van de beleidsrijke PMJ-ramingen. De vragen die in dit cahier aan de orde komen zijn:

- Hoe goed benaderen de beleidsrijke PMJ-ramingen de werkelijkheid? Ofwel: hoe groot zijn de voorspelfouten die met deze ramingen worden gemaakt en zijn er aanwijzingen voor een neiging tot structurele onder- of overschatting?
- Levert een nadere analyse van de (achtergronden van de) beleidsrijke PMJ-ramingen verdere inzichten? Daarbij komen vragen aan de orde als: wat is de waarde van het toevoegen van de inschattingen van effecten van nieuw beleid aan de ramingen? In hoeverre zijn de ramingen in de loop van de tijd verbeterd? Wat is de invloed van de van buiten het model ingebrachte voorspellingen van maatschappelijke en institutionele ontwikkelingen op de ramingen geweest? Leveren de beleidsrijke PMJ-ramingen kleinere voorspelfouten op dan andere, simpelere tijdreeksmodellen zouden doen?

Om deze vragen te beantwoorden zijn de beleidsrijke en beleidsneutrale ramingen van een zestiental justitieonderdelen voor de begrotingen 1999, 2000 en 2002 tot en met 2009 op een rijtje gezet voor zo ver beschikbaar.

Een waarschuwing is direct op zijn plaats. We proberen in dit cahier enig zicht te krijgen op de voorspelkwaliteit van het PMJ. Afhankelijk van het type analyses en het justitieonderdeel kunnen maximaal acht verschillende voorspelfouten ‘onder het vergrootglas’ worden gelegd. We zullen het aantal waarnemingen bij de analyses steeds vermelden. Zelfs bij het maximale aantal van acht, maar zeker bij gevallen met veel kleinere aantallen, is de vraag in hoeverre de verkregen resultaten generaliseerbaar zijn, dat wil zeggen: ook van toepassing zijn in andere tijden en situaties. Dit geldt des te sterker, als we bedenken dat het PMJ in de loop van de jaren verder is ontwikkeld. De consequentie hiervan is dat uit voorspelfouten in het verleden niet automatisch de conclusie mag worden getrokken dat de *huidige* versie van het PMJ niet voldoet. Dat laat onverlet dat de resultaten een indruk kunnen geven van de (on)mogelijkheden en (on)zekerheden die aan het ramen van het beroep op verschillende onderdelen van de justitiële ketens verbonden zijn.

1.5 Opbouw van het rapport

Hoofdstuk 2 geeft een beschrijving van de technieken die in hoofdstuk 3 en 4 gebruikt zijn om de kwaliteit van de ramingen te bepalen. Ook gaat dit hoofdstuk in op de uniformering in definities en uitgangspunten. Hoofdstuk 3 geeft de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen voor een selectie van justitie-onderdelen. In hoofdstuk 4 worden de beleidsrijke PMJ-ramingen nader geanalyseerd. De invloed van voorspelfouten in de van buiten ingebrachte maatschappelijke en institutionele ontwikkelingen wordt bekeken en er wordt een vergelijking gemaakt met de voorspelkracht van eenvoudige alternatieve methoden. Hoofdstuk 5 eindigt met een nabeschuiving en conclusies.

2 Methode

Dit hoofdstuk gaat in op de methodische uitgangspunten bij de analyses van voorspelfouten in dit cahier. Er moeten namelijk beredeneerde keuzes worden gemaakt: over het bereik en het niveau van de vergelijkingen, de manier waarop wordt omgegaan met definitiewijzigingen in de tijd, welke definities van voorspelfouten en welke alternatieve modellen worden gehanteerd, in hoeverre een nadere analyses van voorspelfouten wordt gemaakt en in hoeverre beleidsneutrale dan wel beleidsrijke ramingen in de vergelijking worden betrokken.

2.1 Bereik en niveau van analyse

De eerste vraag die onmiddellijk opkomt is of we nu de beleidsrijke of de beleidsneutrale PMJ-ramingen met realisaties moeten gaan vergelijken. Beide opties hebben voor- en nadelen. De voordelen van het vergelijken van beleidsneutrale ramingen met de realisaties zijn als volgt.

- Zeker is dat eventuele gevonden afwijkingen niet het gevolg zijn van een foutieve of onvolledige kwantificering van het beleidseffect.
- Analyses op een laag aggregatieniveau zijn mogelijk.

De nadelen zijn:

- dat de realisaties wel de effecten van nieuw beleid en/of wetgeving bevatten terwijl deze in de beleidsneutrale ramingen ontbreken. Dit betekent dat bij succesvol beleid er per definitie een afwijking is tussen de beleidsneutrale PMJ-raming en de realisatie.
- Het effect van nieuw beleid en/of wetgeving is doorgaans niet bekend.

De voordelen van het vergelijken van beleidsneutrale ramingen met de realisaties zijn staan hieronder.

- De beleidsrijke PMJ-ramingen vormen de bouwstenen voor de Justitie-egrotoring.
- In de gerealiseerde waarden komen net als de in de beleidsrijke PMJ-ramingen de effecten van ingezet beleid en wetgeving tot uiting.

De nadelen zijn:

- dat er zijn minder waarnemingen beschikbaar zijn omdat met name voor 1 jaar vooruit niet altijd een beleidsrijke raming is opgesteld.
- Alleen analyses op een hoog aggregatieniveau zijn mogelijk omdat voor subonderdelen geen beleidseffecten zijn gekwantificeerd.
- Het is niet duidelijk of gevonden afwijkingen het gevolg zijn van een verkeerde inschatting van de beleidseffecten, fouten in het model, of verkeerde verwachtingen omtrent de input van het model.

Alle voor- en nadelen tegen elkaar afgewogen is ervoor gekozen om in dit cahier primair te kijken naar de beleidsrijke ramingen.

Bij de beleidsrijke PMJ-ramingen gaat het vaak om een raming op het niveau van de totale capaciteitsbehoefte van een 'voorziening' (bv. gevangeniswezen, HALT, taakstraffen meerderjarigen). Soms ligt het gebruik van de ramingen een niveau 'dieper', bijvoorbeeld bij OM en rechtspraak, waarbij bijvoorbeeld onderscheid wordt gemaakt tussen misdrijven en overtredingen of tussen verschillen-

de rechtsgebieden. De analyse van de voorspelfouten vindt zoveel mogelijk plaats op dit niveau, dus het niveau van de ter onderbouwing van de begroting gebruikte grootheden. Dit is immers het niveau waarop de ramingen worden gebruikt en de voorspelkwaliteit van belang is. De raming van deze grootheden zijn in het PMJ echter vaak opgebouwd uit verschillende subonderdelen. Er vindt in dit cahier geen nadere analyse plaats van de kwaliteit van de ramingen in die verschillende subonderdelen. Een dergelijke analyse zou om pragmatische redenen te bewerkelijk worden.

De ramingen van het beroep op een aantal relatief kleinere onderdelen van de justitiële ketens (vreemdelingenbewaring, hoger beroep rechtspraak, reclasering) blijven, eveneens om redenen van efficiëntie, buiten beschouwing. De wel in beschouwing genomen onderdelen zijn te onderscheiden in vijf beleids-terreinen:

- 1 Vervolging. Hieronder valt de instroom bij OM van rechtbank- en kantonzaken en de WAHV-zaken.
- 2 Rechtspraak. Hieronder valt de instroom in eerste aanleg van strafzaken bij de kantonrechter en de strafrechter, de civiele kantonzaken en de overige civiele zaken en de bestuurszaken.
- 3 Rechtsbijstand, gesplitst in het aantal ambtshalve straf toevoegingen (exclusief de bijzondere opname in een psychiatrische ziekenhuis (BOPZ), inclusief vreemdelingenbewaring) en het aantal civiele toevoegingen.
- 4 Extramurale sancties en maatregelen. Hieronder vallen: het aantal te starten HALT-maatregelen (exclusief STOP-reacties) en taakstraffen voor minder- en meerderjarigen.
- 5 Intramurale sancties en maatregelen. Hieronder vallen de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen (exclusief vreemdelingenbewaring), van justitiële jeugdinstellingen en van tbs-klinieken.

2.2 Veranderingen van definities

Soms zijn definities van de te ramen grootheden in de loop van de tijd gewijzigd. Het meest pregnante voorbeeld is de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen. In de toch vrij korte periode van de analyses in dit cahier (circa 10 jaar) is de capaciteitsmarge, die bedoeld is om pieken en dalen in het gevangeniswezen op te vangen, twee keer gewijzigd. En daarmee dus ook de definitie van capaciteitsbehoefte. Dat betekent dat ramingen, gebaseerd op de oude definitie, niet zonder meer zijn te vergelijken met 'nieuwe' realisatiecijfers. Een ander voorbeeld zijn de taakstraffen waarbij in sommige prognoserondes wel en in andere prognoserondes niet is gecorrigeerd voor taakstraffen die nooit van start gaan omdat de veroordeelde niet komt opdagen.

Om de vergelijking zo zuiver mogelijk te houden worden de ramingen uit het verleden per variabele voor definitiewijzigingen gecorrigeerd. In een enkel geval moeten ook de realisatiecijfers voor definitiewijzigingen worden gecorrigeerd. Deze gecorrigeerde cijfers zijn ook voor de ramingen volgens de alternatieve methoden gebruikt. Zie voor de details van definitiewijzigingen en gehanteerde correcties bijlage 2.

2.3 Uitgangsniveau van de ramingen

Bij het opstellen van de beleidsneutrale ramingen zijn doorgaans gegevens beschikbaar tot en met drie jaar vóór het begrotingsjaar. Zo waren bijvoorbeeld voor ramingen ten behoeve van de begroting 2009 gegevens beschikbaar tot en met 2006. Incidenteel is er additionele informatie beschikbaar van één jaar later. Dit is dus het lopende jaar bij het opstellen van de ramingen. Het betreft doorgaans voorlopige cijfers op een hoog aggregatieniveau. Deze cijfers zijn niet geschikt voor het schatten van het PMJ, maar zijn soms wél gebruikt om de uiteindelijke ramingen naar boven of beneden bij te stellen. We spreken dan van 'na-ijken'. Grofweg zijn er in de afgelopen 10 jaar vier gevallen te onderscheiden geweest:

- 1 De prognose wordt geijkt op de laatste definitieve realisatiewaarde van het laatste realisatiejaar t . In dit geval is er geen additionele informatie over het lopende jaar beschikbaar en de realisatiewaarde zal ook later niet meer worden bijgesteld. Dit is een veel voorkomende situatie. Deze aanpak wordt ook gevolgd indien de voorspelde variabele op laag detailniveau wordt berekend en de som van de detailniveaus niet optelt tot het totaal. De voorspelde som wordt dan alsnog opgehoogd naar het totaal. Een voorbeeld hiervan is de capaciteitsbehoefte gevangeniswezen. Deze wordt voorspeld per delict- en duurcategorie, maar met name in de beginjaren van het model was de som van deze categorieën niet gelijk aan de totale capaciteitsbehoefte omdat bijvoorbeeld geen rekening gehouden werd met vervangende hechtenissen. Daarom werd de som nageijkt op het totaal van het laatste realisatiejaar.
- 2 De prognose wordt geijkt op de laatste 'voorlopige' realisatiewaarde van het laatste realisatiejaar t . In dit geval is er geen additionele informatie over het lopende jaar beschikbaar. De laatste realisatiewaarde is echter niet noodzakelijkerwijs definitief en kan later nog bijgewerkt worden. Soms is dit niet vooraf bekend. Dit is de standaard situatie voor variabelen die gebaseerd zijn op 'levende' databestanden, zoals OM-Data en OBJD. Maar deze situatie geldt tevens voor variabelen waarvan de gegevens met terugwerkende kracht worden bijgesteld, zoals in 2007 met de politiecijfers van het CBS het geval was.
- 3 De prognose wordt nageijkt op een definitieve realisatiewaarde van het eerste prognosejaar $t+1$. In dit geval is zeer snel (binnen een week of twee) na het einde van het berekeningsjaar al een definitief cijfer bekend over het afgelopen jaar. Deze aanpak werd met name in de beginjaren van het model gevolgd bij de ramingen voor de intramurale sancties.⁴ In die gevallen was de voorspelfout 1 jaar vooruit daarmee nihil.
- 4 De prognose wordt nageijkt op een 'voorlopige' realisatiewaarde van het eerste prognosejaar $t+1$. In dit geval wordt een voorlopige realisatiewaarde (bijvoorbeeld op basis van de eerste acht maanden) over het lopende jaar gebruikt om de prognose naar boven of beneden bij te stellen. Deze aanpak wordt vooral gevolgd bij de civielrechtelijke en bestuursrechtelijke variabelen. In dat geval is de raming van 1 jaar vooruit dus niet gebaseerd op het PMJ of de alternatieve tijdreeksmethoden.

⁴ De doorlooptijd van het PMJ-proces was toen iets langer als nu het geval is. De beleidsneutrale ramingen mochten toen nog eind januari worden aangeleverd. Tegenwoordig moeten de beleidsneutrale ramingen half november worden opgeleverd, en is deze na-ijk methode niet meer mogelijk.

2.4 Beoordeling van de voorspelkwaliteit

Hoofdstukken 3 en 4 zullen aandacht besteden aan de voorspelkwaliteit van de met het PMJ opgestelde beleidsrijke ramingen in de afgelopen 10 jaar. We doen dat allereerst door een beeld te geven van de ‘voorspelfouten’, dat zijn de verschillen tussen de geraamde waarden en de achteraf vastgestelde werkelijke waarden (‘realisaties’) van de geraamde grootte. Er bestaan verschillende maatstaven om die voorspelfout in beeld te brengen. We gebruiken er hier twee. In deze paragraaf geven we een intuïtieve beschrijving. Bijlage 3 bevat de wiskundige definities voor de ‘technische fijnproevers’.

De *gemiddelde absolute procentuele voorspelfout* (Mean Absolute Percentage Error, MAPE) geeft aan wat de gemiddelde afwijking in *absolute* zin is tussen voorspellingen en realisatiecijfers. Negatieve en positieve voorspelfouten vallen niet tegen elkaar weg, waardoor de MAPE een goed beeld geeft van de gemiddeld optredende ‘kloof’ tussen voorspelling en realisatie.

Bij de tweede maat, de *gemiddelde procentuele voorspelfout* (Mean Percentage Error, MPE) kunnen negatieve en positieve voorspelfouten wél tegen elkaar wegvallen. Daardoor kan de gemiddelde afwijking tussen ramingen en realisatiecijfers klein zijn, terwijl deze afwijkingen voor de afzonderlijke ramingen groot zijn. Daarom is de MPE als absolute maatstaf minder geschikt om de kwaliteit van de ramingen te beoordelen. Maar, anders dan de MAPE, geeft de MPE wel aan of er sprake is van een systematische onder- of overschatting. Als de absolute waarde van de MPE over een reeks van voorspelfouten niet klein is, zeker in vergelijking met de MAPE, is dit een aanwijzing voor een structurele onder- of overschatting. Daarbij duidt een positieve MPE dan op een overschatting, een negatieve op een onderschatting.

De hier gehanteerde maatstaven voor voorspelfouten hebben als eigenschap dat ze over- en onderschattingen van dezelfde grootte in gelijke mate waarderen (‘symmetrisch in voorspelfouten’) zijn. Dit correspondeert met de veronderstelling dat een overschatting net zo negatief moet worden gewaardeerd als een onderschatting van dezelfde orde van grootte. De doelstellingen van de gebruikers van deze ramingen zijn niet zodanig gearticuleerd, dat een andere keuze voor de hand ligt.

2.5 Nadere analyses van de voorspelkwaliteit van de ramingen

In een aantal opzichten hebben we nadere analyses op de voorspelkwaliteit van de ramingen uitgevoerd. Het gaat om de volgende analyses.

2.5.1 *Het effect van de inschatting van beleidseffecten*

Allereerst analyseren we de gevolgen van de inschatting van beleidseffecten in de beleidsrijke PMJ-ramingen. In hoeverre hebben deze inschattingen bijgedragen aan de voorspelkwaliteit van de ramingen? Een beeld hiervan geven we in hoofdstuk 3, door de voorspelfouten van de beleidsrijke ramingen van het PMJ steeds te vergelijken met die van de beleidsneutrale.

2.5.2 Effect van variabelen ‘van buiten het model’

Een tweede analyse betreft de effecten van voorspelfouten in de van buitenaf bepaalde variabelen over de maatschappelijke en institutionele ontwikkelingen (de ‘exogenen’) van het PMJ. De beleidsneutrale PMJ-ramingen leggen een expliciet verband tussen maatschappelijke ontwikkelingen, zoals de demografische en economische ontwikkeling enerzijds en de ontwikkelingen in de justitiële ketens anderzijds (zie paragraaf 1.2). Dit betekent dat voorspelfouten in deze ramingen te maken kunnen hebben met ontorechte of zich wijzigende verbanden, maar ook met fouten in de gebruikte voorspellingen van de maatschappelijke ontwikkelingen. Om de invloed van laatstgenoemde fouten te traceren, bekijken we welke consequenties het gebruik van de werkelijke, in plaats van de voorspelde, maatschappelijke ontwikkelingen in het PMJ zou hebben gehad. Dit gebeurt in paragraaf 4.1

2.5.3 Het effect van variabelen ‘binnen het model’

Door het karakter van de justitiële ketens en het daarop aansluitende model zullen voorspelfouten bij ketenpartners vooraan of in het midden van de keten samenhangen met voorspelfouten bij ketenpartners achteraan in de keten. Om het effect daarvan te isoleren kan de raming van de capaciteitsbehoefte van een ketenpartner achterin de keten opnieuw worden berekend op basis van de werkelijke ontwikkelingen bij voorgaande ketenpartners in plaats van geraamde ontwikkelingen. Het resultaat van deze analyse voor een belangrijk onderdeel achterin de veiligheidsketen, namelijk het gevangeniswezen, is te vinden in paragraaf 4.2.

2.5.4 Vergelijking met zuivere tijdreeksmodellen

Het PMJ is tot op zekere hoogte een verklaringsmodel (zie paragraaf 1.2). Immers, aan het model liggen veronderstellingen en empirische analyses over verbanden tussen de te voorspellen (te ramen) variabele en andere variabelen (de ‘verklarende variabelen’) ten grondslag. De vraag rijst in hoeverre deze keuze voor een verklaringsmodel, met de daarvoor vereiste investeringen in gegevensverzameling en analyse, heeft geleid tot betere voorspellingen dan met eenvoudigere, niet op verklaringsmodellen gebaseerde methoden het geval zou zijn geweest? Die eenvoudigere methoden zijn dan uitsluitend gebaseerd op de tijdreeks van waarnemingen in het verleden van de te voorspellen grootheden.

Paragraaf 4.3 laat de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen zien, naast die van vier pure tijdreeksmodellen. Voor deze modellen berekenen we de gemiddelde absolute voorspelfout, zoals beschreven in paragraaf 2.4, en vergelijken we deze met de voorspelfout van het PMJ. De vier alternatieve modellen waarmee het PMJ vergeleken wordt, zijn:

- constant houden op de laatste bekende waarde (realisatie) van de te voorspellen grootheid;
- een simpele trendextrapolatie, waarbij de gemiddelde groei (of daling) van de vijf meest recente jaargegevens van de te voorspellen grootheid wordt doorgetrokken naar de toekomst;

- een simpele tijdreeksanalyse op de te voorspellen grootheid in niveaus;⁵
- dezelfde simpele tijdreeksanalyse, maar nu op eerste verschillen van de betreffende grootheid.

Zoals eerder gesteld, kijken we bij de Jukebox- en PMJ-ramingen primair naar de beleidsrijke variant. Dit kan moeilijk anders, omdat in de realisatie ook de eventuele effecten van nieuw beleid tot uiting komen. We evalueren dus op deze manier de uitkomsten van het totale proces van de PMJ-ramingen, inclusief de inschatting van beleidseffecten.

De vraag rijst, of de zo meegenomen beleidseffecten ook bij de alternatieve methoden op de raming moet worden ‘gestapeld’. Om twee redenen hebben we besloten dit niet te doen, één van principiële en een van praktische aard. De principiële reden is dat we hier het totale Jukebox- en PMJ-proces dat leidt tot een (beleidsrijke) raming willen vergelijken met eenvoudiger rechttoe-rechtaan-methoden. Het verschil geeft dan aan wat, in termen van voorspelkwaliteit, de ‘opbrengst’ is van de in het integrale Jukebox- en PMJ-proces gedane ‘investeringen’. Deze benadering is tot op zekere hoogte vergelijkbaar met de door het Centraal Planbureau gevolgde. Het CPB verwerkt de effecten van ‘expert opinion’ wel in de prognoses van het gehanteerde ‘verklaringsmodel’, maar niet bij de ter vergelijking gebruikte alternatieve tijdreeksmodellen (CPB 2008, p.12). De tweede – praktische – reden is, dat in een aantal belangrijke gevallen de omvang van het geschatte beleidseffect afhankelijk was van de uitkomst van de beleidsneutrale raming.⁶ Het is te bewerkelijk om de gevolgen hiervan precies in de alternatieve ramingen te betrekken.⁷

We hebben deze eenvoudige theoriearme modellen ter vergelijking gekozen, omdat zij in de praktijk vaak worden toegepast om voorspellingen te maken. Daarbij kan op grond van statistische toetsen in een aantal gevallen worden geconstateerd dat deze eenvoudige modellen niet voldoen. Desondanks laten we de resultaten van de alternatieve methodes toch zien, omdat in de praktijk deze toetsen meestal ook, ten onrechte, nagelaten worden.

Het is goed om te weten dat alle bovengenoemde theoriearme methoden bijzondere (ofwel beperkte) varianten van het PMJ zijn, en in die zin niet zo heel alternatief als ze op het eerste gezicht lijken. Feitelijk omvat het PMJ alle bovengenoemde methoden (zie bijlage 3). Het eerste ‘model’, gebaseerd op het constant houden op de laatste waarneming, is het meest elementair denkbare en als zodanig als eerste ijkpunt geschikt. Het tweede model, het simpel ‘doortrekken’ van de trend, wordt ook gebruikt binnen het ministerie van Justitie en de Rvdr. De laatste twee modellen gaat uit van andere tijdreekspatronen, maar vinden ook vaak toepassing bij tijdreeksanalyses (zie bijvoorbeeld ook Elbourne et al. 2008). We hebben ons daarbij beperkt tot vertragingen van 1 jaar. Enige nadere analyses laten zien dat modellen met vertragingen over meerdere jaren het gemiddeld slechter blijken te voldoen. Daarbij komt dat het aantal waarne-

⁵ Voor de statistici: het betreft een OLS-regressie van variabele Y op een constante, een trend en een AR(1) term.

⁶ Dit geldt bijvoorbeeld bij het inschatten van de gevolgen van het Veiligheidsprogramma, waarbij de beleidsrijke raming op een bepaald niveau werd ‘geprikt’.

⁷ Enige nadere analyses geven de indruk dat de vergelijking niet wezenlijk anders zou uitvallen, als de bij Jukebox/PMJ geschatte beleidseffecten wél op de uitkomsten van de tijdreeksmodellen zouden worden ‘gestapeld’.

mingen van voorspelfouten bij modellen met meerdere vertragingen al snel te klein wordt omdat we voor de hier onderzochte grootheden doorgaans slechts vrij korte tijdreeksen beschikbaar hebben. De bevinding uit de hedendaagse literatuur is bovendien vaak dat ‘eenvoudige robuuste modellen het beter doen’ (Hendry & Clements, 2003), al constateert het Centraal Planbureau soms wel een gunstig effect van de hantering van meer vertragingen (Elbourne et al., 2008, p. 36).

Om de alternatieve methoden te vergelijken met het PMJ moeten alle methoden van dezelfde uitgangspunten uitgaan. Zo gaan de alternatieve methoden steeds zoveel mogelijk uit van hetzelfde uitgangsniveau als het PMJ. Dit betekent dus dat de raming bij alle methoden tot stand komt door na-ijking op hetzelfde uitgangspunt. Helaas bleek het echter niet mogelijk om de *coëfficiënten* van de alternatieve methoden ook met de destijds beschikbare gegevens te schatten. Deze gegevens waren vaak niet meer te achterhalen. Daarom zijn de coëfficiënten van de alternatieve methoden geschat met de gegevens zoals deze nu bekend zijn.

Om de vergelijking zuiver te houden berekenen we de voorspelfouten voor de diverse methoden steeds voor dezelfde serie prognosejaren. Anders zouden daardoor oneigenlijke elementen in de vergelijking kunnen ‘sluipen’. Dit betekent dat de voorspelfouten steeds berekend zijn voor die jaren, waarvoor een beleidsrijke PMJ-raming beschikbaar was. De ramingen volgens de andere methoden konden immers ook voor die jaren worden berekend.

3 De voorspelfouten van de PMJ-ramingen

Dit hoofdstuk presenteert de voorspelfouten van de PMJ-ramingen. Zoals gezegd in hoofdstuk 2 hanteren we daarbij de *beleidsrijke* en niet de beleidsneutrale variant van de PMJ-ramingen. De beleidsrijke ramingen geven immers het meest volledige beeld van de verwachte ontwikkelingen in het beroep op delen van de justitiële ketens en worden daarom ook gebruikt ter voorbereiding van de Rijksbegroting. Daarnaast laten we zien hoe de beleidsrijke PMJ-ramingen zich verhouden tot de beleidsneutrale PMJ-ramingen. Wat is de bijdrage van de ingeschatte beleidseffecten aan de ramingen en in hoeverre kennen de beleidsrijke PMJ-ramingen kleinere voorspelfouten dan de beleidsneutrale ramingen?

In dit cahier beschouwen we de ramingen die gemaakt zijn ten behoeve van de begrotingen 1999, 2000 en 2002 tot en met 2009. Niet voor alle in dit hoofdstuk onder de loep genomen onderdelen van de justitiële ketens is hetzelfde aantal ramingen beschikbaar. Er zijn drie groepen te onderscheiden. Het WODC maakt reeds een tiental jaren ramingen van de sanctiecapaciteit met het PMJ-V en de voorlopers daarvan (zie hoofdstuk 1). Bij de variabelen op dit gebied geven we daarom voorspelfouten tot zes jaar vooruit. Bij tweede groep strafrechtelijke variabelen, die pas sinds de ontwikkeling van het PMJ-V zijn geraamd, kan tot vier jaar vooruit worden gekeken. De eerste ramingen hiervan zijn gepubliceerd in de justitiebegroting 2006. Het model is in de afgelopen jaren nog sterk in ontwikkeling geweest. Dit heeft tot gevolg dat de ramingen van jaar tot jaar sterk kunnen verschillen. Voor zowel de eerste als de tweede groep geldt, dat de beleidsrijke ramingen voor 1 jaar vooruit niet altijd zijn gemaakt. Dit geldt met name voor de eerdere begrotingsjaren. Vanaf de begroting 2007 is altijd een beleidsrijke raming voor 1 jaar vooruit gemaakt. Dit heeft wel tot gevolg dan de voor 1 jaar vooruit het aantal waarnemingen om de voorspelfout te berekenen soms aan de lage kant is.

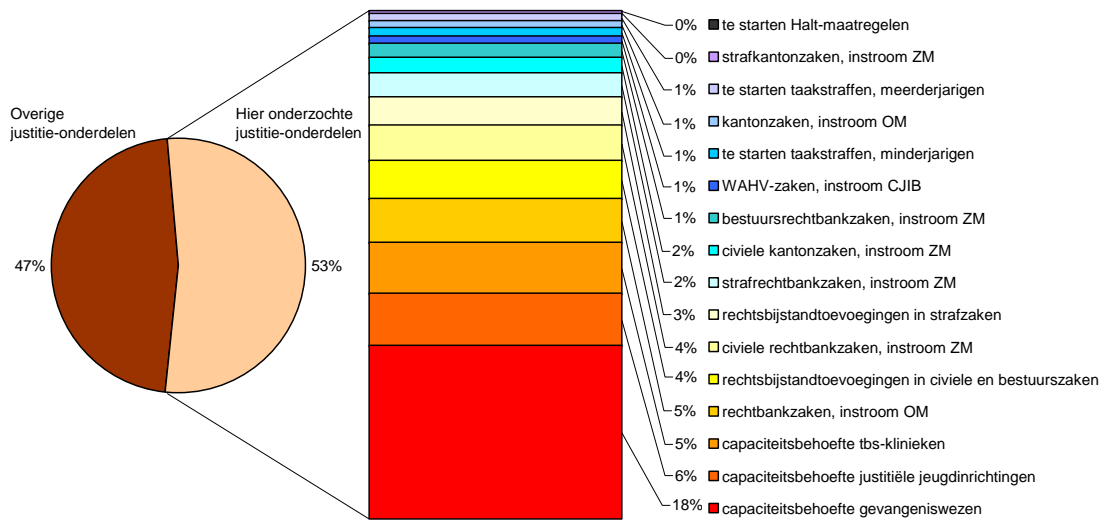
De derde groep betreft de variabelen van het beroep op het gebied van civiel en bestuursrecht. De ramingen hiervan zijn gebaseerd op het door het WODC in samenwerking met de Raad voor de rechtspraak ontwikkelde model voor de civiele en bestuursrechtelijke ketens (PMJ-CB). Dit is pas voor het eerst voor de onderbouwing van de begrotingen van 2008 gebruikt. De mogelijkheden om voorspelfouten te berekenen zijn dan ook beperkt tot een tijdshorizon van 2 jaar vooruit. Voor een juiste interpretatie van de uitkomsten is het belangrijk om te weten dat waar het de instroom van zaken bij de rechtspraak betreft, de prognose van 1 jaar vooruit niet is gebaseerd op het PMJ-CB, maar op een schatting over de eerste acht maanden van het prognosejaar in kwestie. Zeker bij de korte tijdshorizon van de voorspelfouten bij het PMJ-CB zijn de resultaten minder sprekend, omdat ze slechts op een beperkt aantal waarnemingen zijn gebaseerd. Daarmee is de kans op toevalstreffers, die geen structurele verschillen in kwaliteit van prognosemethoden aangeven, nog groter dan bij de andere analyses.

In dit hoofdstuk worden de voorspelfouten bekeken van onderstaande justitie-onderdelen:

- vervolging;
 - instroom bij het OM van rechtbankzaken;
 - instroom bij het OM van kantonzaken;
 - instroom bij het CJIB van WAHV-zaken;
- rechtspraak;
 - instroom in eerste aanleg van strafkantonzaken;
 - instroom in eerste aanleg van strafrechtbankzaken;
 - instroom in eerste aanleg van civiele kantonzaken;
 - instroom in eerste aanleg van civiele rechtbankzaken
 - instroom in eerste aanleg van bestuurszaken (exclusief belastingrecht);
- extramurale sancties en maatregelen;
 - te starten HALT-maatregelen (exclusief STOP-reacties);
 - te starten taakstraffen voor minderjarigen;
 - te starten taakstraffen voor meerderjarigen;
- intramurale sancties en maatregelen;
 - capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen (exclusief vreemdelingenbewaring);
 - capaciteitsbehoefte van tbs-klinieken;
 - capaciteitsbehoefte van de justitiële jeugdinrichtingen;
- rechtsbijstand;
 - straftoevoegingen (exclusief de bijzondere opname in een psychiatrische ziekenhuis (BOPZ), inclusief vreemdelingenbewaring);
 - civiele toevoegingen.

Niet alle voorspelfouten wegen even zwaar in de justitiebegroting. Om enige indicatie te krijgen van het belang van elk onderdeel geeft figuur 3.1 de kosten-aandelen van de betreffende onderdelen in de totale justitiebegroting. De totale justitie-uitgaven bedragen in 2007 5,9 miljard euro. De bovengenoemde justitie-onderdelen zijn samen verantwoordelijk voor 53% van deze begroting. Het aandeel van de uitgaven aan Halt in de totale justitie-uitgaven is minder dan 1%. Het gevangeniswezen daarentegen is verantwoordelijk voor 18% van de totale uitgaven. Met andere woorden, een voorspelfout van 5% in het aantal te starten Halt-afdoeningen is voor het totaal van de Justitie-begroting veel minder erg dan een voorspelfout van 5% bij de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen.

Figuur 3.1 Kostenaandeel van de onderzochte justitie-onderdelen, 2007



Paragraaf 3.1 bevat een instructie voor het lezen van de tabellen in dit hoofdstuk. Deze is vooral bedoeld voor lezers die weinig ervaring hebben met de interpretatie van maatstaven voor voorspelfouten. De lezer die bekend is met deze materie, kan deze paragraaf overslaan. Paragrafen 3.2 t/m 3.6 gaan in op de diverse onderdelen van de justitiële keten. Paragraaf 3.2 beschrijft de voorspelfouten voor het onderdeel vervolging. Paragraaf 3.3 gaat in op de rechtspraak. De analyse wordt vervolgd in paragraaf 3.4 met de extramurale sancties en maatregelen. Paragraaf 3.5 behandelt de intramurale sancties en maatregelen. In paragraaf 3.6 komt het laatste onderdeel aan bod, namelijk het onderdeel rechtsbijstand. Tot slot bekijkt paragraaf 3.7 de resultaten over alle onderdelen tezamen.

3.1 Leeswijzer

Tabel 3.1 geeft een voorbeeld van de presentatie van voorspelfouten, zoals die verder in dit hoofdstuk plaatsvindt. De tabel laat de gemiddelde absolute procentuele voorspelfout (MAPE) en de gemiddelde procentuele voorspelfout (MPE) zien. De MAPE geeft een indicatie van de kwaliteit van de ramingen, in de vorm van de gemiddelde 'kloof' tussen raming en werkelijke uitkomst. De MPE geeft aan, of er sprake is van een systematische onder- of overschatting. Bij de MPE vallen positieve fouten tegen negatieve fouten weg, bij de MAPE gebeurt dit niet (zie ook hoofdstuk 2).

Het zal niet verbazen dat de grootte van voorspelfouten mede zal afhangen van de voorspelhorizon: hoeveel jaren vooruit kijken we? De tabellen geven dan ook de voorspelfouten naar het aantal jaren dat vooruit wordt gekeken. Dit is, afhankelijk van de historie van de ramingen, minimaal 1 en maximaal 6 jaar vooruit. Weliswaar voorspelt het PMJ tot en met 7 jaar vooruit maar voor het zevende

jaar zijn nog geen realisaties beschikbaar. De oude Jukeboxmodellen gingen niet verder dan 6 jaar vooruit.

In tabel 3.1 is de MAPE voor 2 jaar vooruit bijvoorbeeld 7,5%. Dat wil zeggen: als we de procentuele voorspelfout 2 jaar vooruit van de ramingen van alle begrotingen middelen, bedraagt de gemiddelde afwijking tussen raming en werkelijke uitkomst 7,5%. De MPE voor 2 jaar vooruit is -7,5%. Omdat de absolute waarde van de MPE gelijk is aan de MAPE, is sprake van systematische onder- of overschatting. Omdat het teken van de MPE negatief is, gaat het in dit geval om onderschatting. Dat wil zeggen, dat alle ramingen waarover gemiddeld wordt (negen in dit geval) te laag blijken te liggen. Voor 1 jaar vooruit is de situatie anders. De MAPE is 2,8%, terwijl de MPE 0,3% bedraagt. Doordat sommige voorspellingen te laag en andere te hoog liggen, vallen negatieve afwijkingen weg tegen positieve afwijkingen. Daardoor is de MPE in absolute zin kleiner dan de MAPE.

Tabel 3.1 Voorbeeld: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	14	9
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	2,8	7,5
MPE	%	0,3	-7,5
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	0,7	-1,6
MPE	%-punt	0,2	-0,5

De tabellen in de komende paragrafen geven, zowel voor MAPE als voor MPE, tevens aan, in hoeverre de beleidsrijke PMJ-raming verschilt van de beleidsneutrale PMJ-raming. Het verschil geeft de impliciete invloed van de schatting van beleidseffecten. In tabel 3.1 bijvoorbeeld is het verschil in de MAPE tussen beleidsrijke en beleidsneutrale PMJ-ramingen van 1 jaar vooruit 0,7 procentpunt.⁸ Dat wil zeggen dat de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming 0,7 procentpunt lager is dan de MAPE van de beleidsneutrale PMJ-raming.⁹ Met andere woorden, de beleidsrijke raming sluit beter aan bij de gerealiseerde waarde dan de beleidsneutrale raming. Voor 2 jaar vooruit is in dit voorbeeld de situatie omgekeerd. Het verschil van de beleidsrijke raming met de beleidsneutrale raming is -1,6 procentpunt. Dat wil zeggen dat de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming 1,6 procentpunt hoger ligt dan de MAPE van de beleidsneutrale raming, oftewel

⁸ Een procentpunt is niet hetzelfde als een procent. Procentpunten geven het absolute verschil aan tussen twee percentages. Procenten geven het relatieve verschil aan tussen twee getallen. Bijvoorbeeld als de beleidsrijke MAPE 5 procent en de beleidsneutrale MAPE 4 procent bedragen, dan is het absolute verschil $5-4=1$ procentpunt. Het procentuele verschil zou zijn: $(5-4)/4 \times 100 = 1/4 \times 100 = 25$ procent. Met andere woorden, in procenten is de beleidsrijke MAPE 25 procent hoger dan de beleidsneutrale MAPE, maar in procentpunten is de beleidsrijke MAPE 1 procentpunt hoger dan de beleidsneutrale MAPE. In de media wordt het verschil tussen procenten en procentpunten ten onrechte nog wel eens verwaarloosd.

⁹ Dus de MAPE van de beleidsneutrale raming is in dit geval $2,8+0,7=3,5$ procent. Dit getal wordt echter doelbewust niet vermeld in deze publicatie omdat dit getal niet helemaal zuiver is: de beleidsneutrale ramingen bevatten geen beleidseffecten terwijl de realisatiecijfers wel beleidseffecten bevatten. Onder de voorwaarde dat nieuw beleid daadwerkelijk effect heeft gehad is er dus per definitie een verschil.

de beleidsneutrale raming sluit beter aan bij de realisatie.¹⁰ De MPE's kunnen op dezelfde wijze worden vergeleken. De bovenste regel van de tabel geeft aan over hoeveel ramingen de MAPE en de MPE zijn berekend. Naarmate men verder in de tijd vooruit kijkt, zullen dit minder waarnemingen worden, omdat van de nieuwste ramingen nog niet alle realisaties bekend zijn.

Ook vragen we ons af in hoeverre er aanwijzingen zijn dat de beleidsrijke PMJ-ramingen in de loop van de tijd zijn verbeterd. Daartoe hebben we de ramingen uit een aantal begrotingen naast elkaar in een figuur opgenomen. Om het beeld overzichtelijk te houden, geeft de figuur niet altijd de ramingen uit alle begrotingen weer, maar slechts een beperkt aantal, gespreid over de tijd. De weggelaten jaren veranderen het algemene beeld niet. Voor onderdelen die pas recentelijk in het PMJ zijn opgenomen worden wel de ramingen van alle begrotingen weergegeven.

De ramingen zijn afgezet tegen de werkelijke ontwikkelingen. Uiteraard geldt: hoe verder de lijn van de raming van de lijn met de werkelijke ontwikkeling af ligt, des te slechter de raming. Het eerste punt betreft altijd het oorspronkelijk uitgangsniveau. Dit is aangegeven met een iets grotere markering dan de rest van de reeks. In een aantal gevallen lag het uitgangsniveau beduidend hoger of lager dan de achteraf vastgestelde werkelijke waarde. Dit kan deels de omvang van de voorspelfout verklaren.

Samenvattend:

- Als de MPE in absolute zin (vrijwel) gelijk is aan de MAPE dan is er sprake van systematische onder- of overschatting. Als het teken van de MPE negatief is, gaat het om systematische onderschatting. Als het teken van de MPE positief is, gaat het om systematische overschatting.
- Als de MPE in absolute zin duidelijk kleiner is dan de MAPE is er geen sprake van systematische onder- of overschatting.
- Als het verschil van de MAPE van de beleidsrijke PMJ-ramingen met de MAPE van de beleidsneutrale PMJ-ramingen negatief is, dan sluiten de beleidsneutrale ramingen beter aan bij de werkelijkheid dan de beleidsrijke ramingen.
- Als het verschil van de MAPE van de beleidsrijke PMJ-ramingen met de MAPE van de beleidsneutrale PMJ-ramingen positief is, dan sluiten de beleidsrijke ramingen beter aan bij de werkelijkheid dan de beleidsneutrale ramingen.

3.2 Vervolging

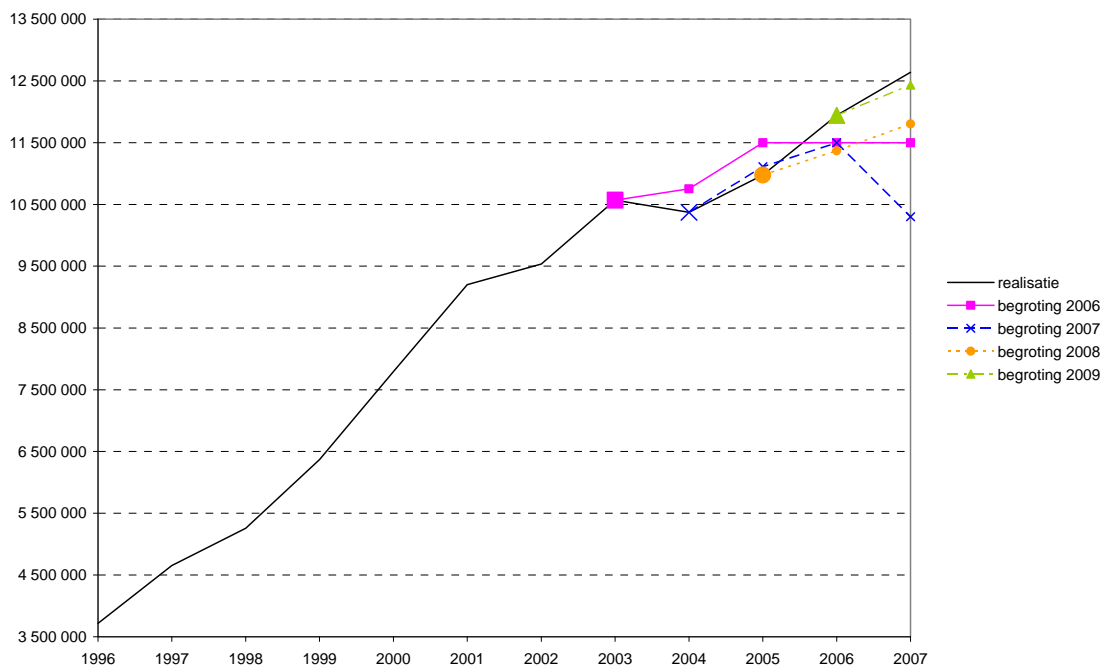
3.2.1 Instroom bij het CJIB, WAHV-zaken

De instroom van WAHV-zaken bij het CJIB laat vrijwel voortdurend een groei zien, die overigens de laatste jaren is vertraagd. Gemiddeld was sprake van een jaarlijkse groei van ruim 7% tussen 2000 en 2007. Figuur 3.2 toont de werkelijke

¹⁰ Dus de MAPE van de beleidsneutrale raming is in dit geval $7,5 + (-1,6) = 5,9$ procent.

ontwikkeling (realisaties) en de beleidsrijke prognoses van de afgelopen vier jaar.

Figuur 3.2 Instroom bij het CJIB, WAHV-zaken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Uit tabel 3.2 blijkt dat de afwijkingen in de ramingen relatief groot zijn omdat de beoogde bevrozing van het aantal WAHV-zaken nooit is gerealiseerd. Dit heeft tot gevolg dat de beleidsrijke raming qua voorspelfout een behoorlijke verslechtering is ten opzichte van de beleidsneutrale raming.

Tabel 3.2 Instroom bij het CJIB, WAHV-zaken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

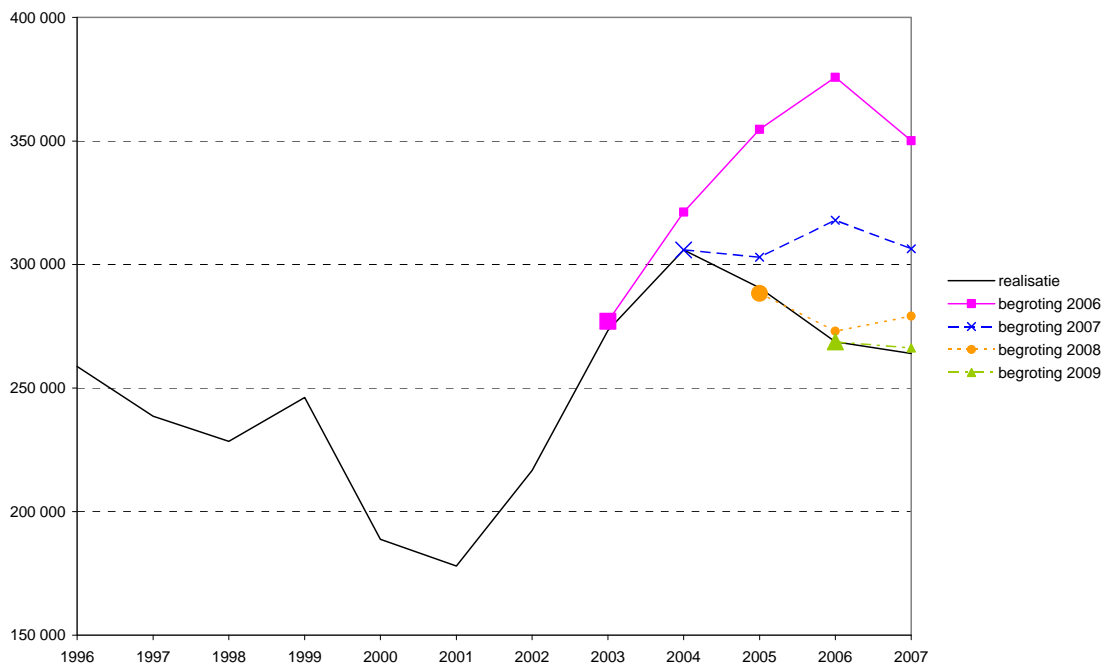
		1 jaar vooruit (berekennings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatie- jaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen	abs.	3	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	2,6	5,0	11,1	9,0
MPE	%	-1,7	-1,9	-11,1	-9,0
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	-0,0	-1,1	-8,8	-6,8
MPE	%-punt	-0,0	-1,4	-8,8	-6,8

3.2.2 Instroom bij het OM, kantonzaken

Na een sterke stijging tussen 2000 en 2004 (gemiddeld 13% per jaar) laat de instroom van kantonzaken tussen 2004 en 2007 een daling zien (gemiddeld 6% per jaar) (zie figuur 3.3). De instroom van kantonzaken is erg gevoelig voor lokale

prioriteiten, omdat het veelal om de vervolging voor overtredingen tegen lokale verordeningen gaat. In de beleidsrijke PMJ-raming voor de begrotingen 2006 en 2007 is de daling in 2005 duidelijk niet voorzien. Latere ramingen volgen de daling wel omdat het model dat gebruikt is voor de begroting 2008 en verder ingrijpend is gewijzigd ten opzichte van voorgaande jaren. Er wordt nu expliciet rekening gehouden met het feit dat het grootste gedeelte van de kantonzaken wordt aangeleverd door het CJIB. Het gaat hierbij om politietransacties die niet zijn betaald. De stijging van het aantal kantonzaken in de periode 2001-2004 is dan ook waarschijnlijk veroorzaakt door de afspraak in het Veiligheidsprogramma over 180.000 extra boetes en transacties voortkomende uit staandhoudingen (Justitie/BZK 2002), waarvan een deel niet wordt betaald en dus als kantonzaak bij het OM instroomt.

Figuur 3.3 Instroom bij het OM, kantonzaken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.3 geeft de voorspelfouten van de instroom aan kantonzaken bij het OM. De voorspelfout stijgt explosief naarmate meer jaren vooruit wordt gekeken. Soms zijn de beleidsrijke PMJ-ramingen een verbetering van de beleidsneutrale PMJ-ramingen, maar soms ook niet. Bij de ramingen voor de instroom van kantonzaken bij het OM is consequent van overschatting sprake geweest. Door verbeteringen in het model is de overschatting wel steeds kleiner geworden.

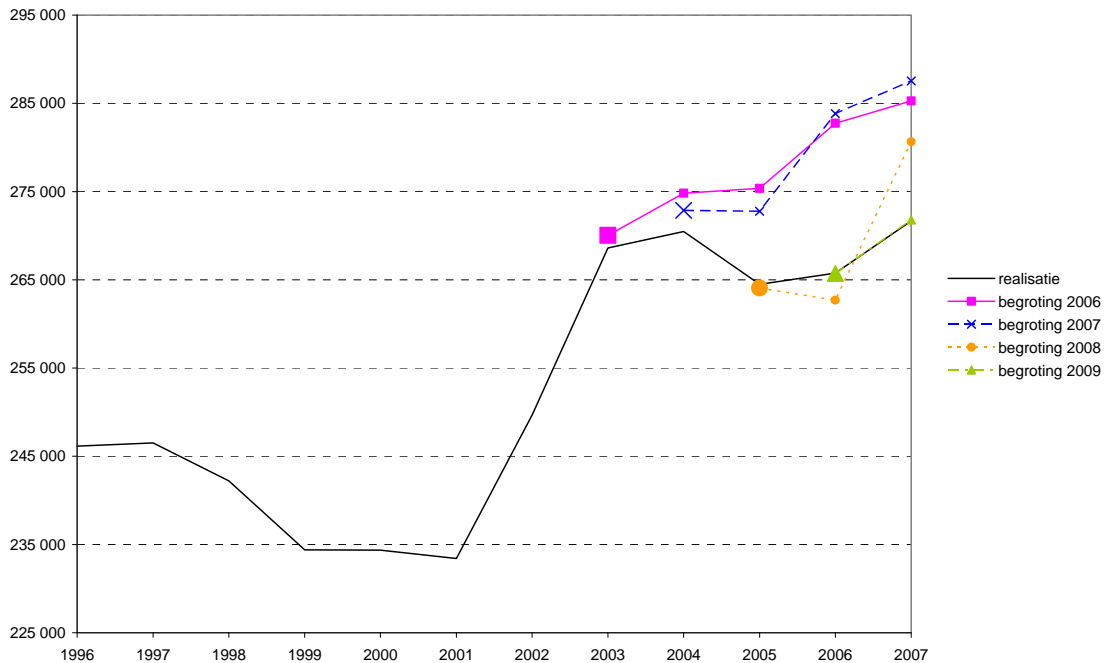
Tabel 3.3 Instroom bij OM, kantonzaken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekennings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatie- jaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen	abs.	3	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	2,2	15,4	28,0	32,6
MPE	%	2,2	15,4	28,0	32,6
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	1,1	-2,4	-3,3	19,7
MPE	%-punt	1,1	-2,4	-3,3	19,7

3.2.3 Instroom bij het OM, rechtbankzaken

De instroom van rechtbankzaken bij het OM laat een meer geleidelijke ontwikkeling zien dan de kantonzaken. Na een stijging tussen 2000 en 2004 is de laatste jaren van enige teruggang en stabilisatie sprake. In de beleidsrijke PMJ-ramingen voor de begrotingen 2006 en 2007 was er nog sprake van enige groei (zie figuur 3.4). Het belangrijkste beleidseffect in deze periode was het Veiligheidsprogramma (Justitie/BZK, 2002). De bedoeling was dat de politie in de periode 2003-2006 40.000 extra zaken ten opzichte van 2002 bij het OM aan zou leveren. In de beleidsrijke raming is aangenomen dat de instroom bij het OM met 10.000 extra zaken per jaar zou toenemen. In de praktijk is de instroom in 2003 met 20.000 toegenomen, waarna de aanlevering door politie 3 jaar lang op hetzelfde niveau is gebleven om in 2007 een groeispurt van nog eens 15.000 extra zaken te verwezenlijken. Tegelijkertijd nam echter het aantal aangeleverde zaken vanuit andere instanties af, hetgeen niet voorzien was in de ramingen. Dit heeft ertoe geleid dat de werkelijke ontwikkeling van de instroom van rechtbankzaken bij het OM uiteindelijk behoorlijk afwijkt van de beleidsrijke PMJ-ramingen.

Figuur 3.4 Instroom bij het OM, rechtbankzaken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.4 geeft de voorspelfouten. Gezien de geschetste ontwikkeling is het niet verwonderlijk dat er gemiddeld sprake is van overschattingen, zij het veel minder groot dan bij de kantonzaken. De voornaamste achtergrond van de voorspelfouten is, dat de doelen van het Veiligheidsprogramma in een ander tempo zijn gerealiseerd dan verwacht. Het toevoegen van dit beleidseffect aan de beleidsneutrale ramingen heeft de voorspelfout hier dus vergroot. Een andere oorzaak van de voorspelfout is het feit dat de door het model gebruikte realisatiecijfers veelvuldig achteraf worden bijgesteld. In figuur 3.4 is duidelijk te zien dat voor alle ramingen het uitgangsniveau achteraf soms aanzienlijk verschilt van de ware instroomcijfers. Dit is inherent aan het feit dat voor dit onderdeel met cijfers uit een 'levend' databestand wordt gewerkt. Dit leidt er echter wel toe dat een kwart van de voorspelfout voor 1 jaar vooruit hierdoor verklaard wordt en een tiende van de voorspelfout in latere jaren.

Tabel 3.4 Instroom bij OM, rechtbankzaken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

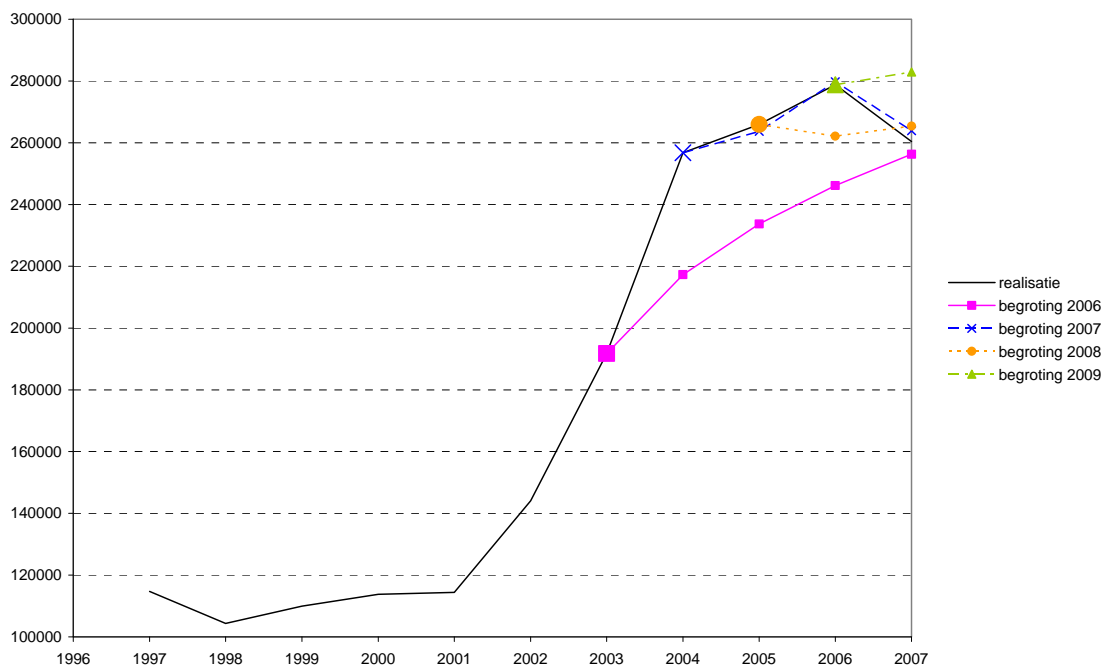
		1 jaar vooruit (berekenings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen abs.		3	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	1,4	4,7	6,1	5,0
MPE	%	0,7	4,7	6,1	5,0
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	-0,0	-1,1	-2,9	-0,7
MPE	%-punt	-0,0	-3,0	-2,9	-0,7

3.3 Rechtspraak

3.3.1 Instroom bij de kantonrechter: strafzaken

Figuur 3.5 geeft de instroom van strafzaken bij de kantonrechter weer. Dit aantal is sinds 2001 sterk gestegen, waarschijnlijk onder invloed van de plannen in het kader van het Veiligheidsprogramma en de stijging in de WAHV-zaken. De allereerste raming die voor dit onderdeel is gemaakt dateert van de begroting 2006 en sluit, achteraf gezien, niet goed bij de daadwerkelijke ontwikkelingen aan. Met name de stijging in 2004 is sterk onderschat. Latere prognoses zijn aanzienlijk beter omdat het model naar aanleiding hiervan is aangepast.

Figuur 3.5 Instroom bij de kantonrechter, strafzaken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.5 toont de voorspelfouten bij de instroom van strafzaken bij de kantonrechter. Door de sterke onderschatting ten tijde van de begroting 2006 is de voorspelfout voor 1 jaar vooruit relatief groot. Inspectie van figuur 3.5 laat ook zien dat voor alle ramingen, behalve die voor de begroting 2007, het eerste jaar vooruit sterk afwijkt van de uiteindelijke realisatie. De reden hiervoor is niet geheel duidelijk. Aangezien dit fenomeen niet te zien is bij de instroom van kantonzaken bij het OM en de WAHV-zaken (de aanleverende instanties), lijkt het hier te gaan om een aansluitingsprobleem in het model dan wel in de justitiële ketens zelf.

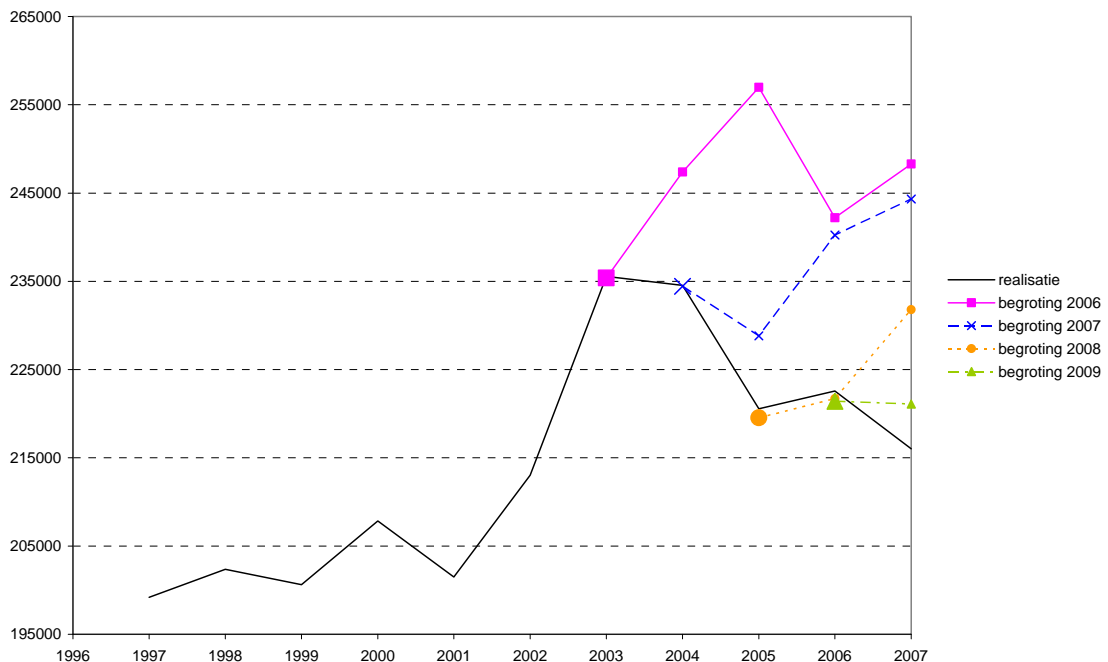
Tabel 3.5 Instroom bij de kantonrechter, strafzaken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen abs.		4	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	7,7	4,8	6,5	1,6
MPE	%	-3,4	-3,3	-5,2	-1,6
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	0,4	-1,3	-4,2	13,0
MPE	%-punt	0,4	0,1	-4,5	13,0

3.3.2 Instroom bij de strafsector, rechtbanken

Het aantal strafzaken, dat instroomde bij de strafsectoren van de rechtbanken, heeft zich de afgelopen jaren in een redelijk gematigd tempo ontwikkeld. Hoewel het Veiligheidsprogramma rond 2003 duidelijk voor een stimulans in het aantal rechtszaken heeft gezorgd, is deze toename daarna weggeëbd: het aantal zaken varieert grofweg tussen de 200.000 en 235.000 (zie figuur 3.6). De fluctuaties zijn aanzienlijk kleiner dan bij kantonzaken.

Figuur 3.6 Instroom bij de strafsector, rechtbanken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Uit tabel 3.6 blijkt dat de voorspelfouten redelijk groot zijn. Ook is sprake van systematische overschatting. Dit is echter niet verwonderlijk gezien het feit dat de ramingen van de instroom van rechtbankzaken bij het OM (de aanleverende

instantie) voor de begroting 2006 en 2007 ook overschattingen gaven. Over het algemeen zijn de beleidsrijke ramingen beter dan de beleidsneutrale ramingen.

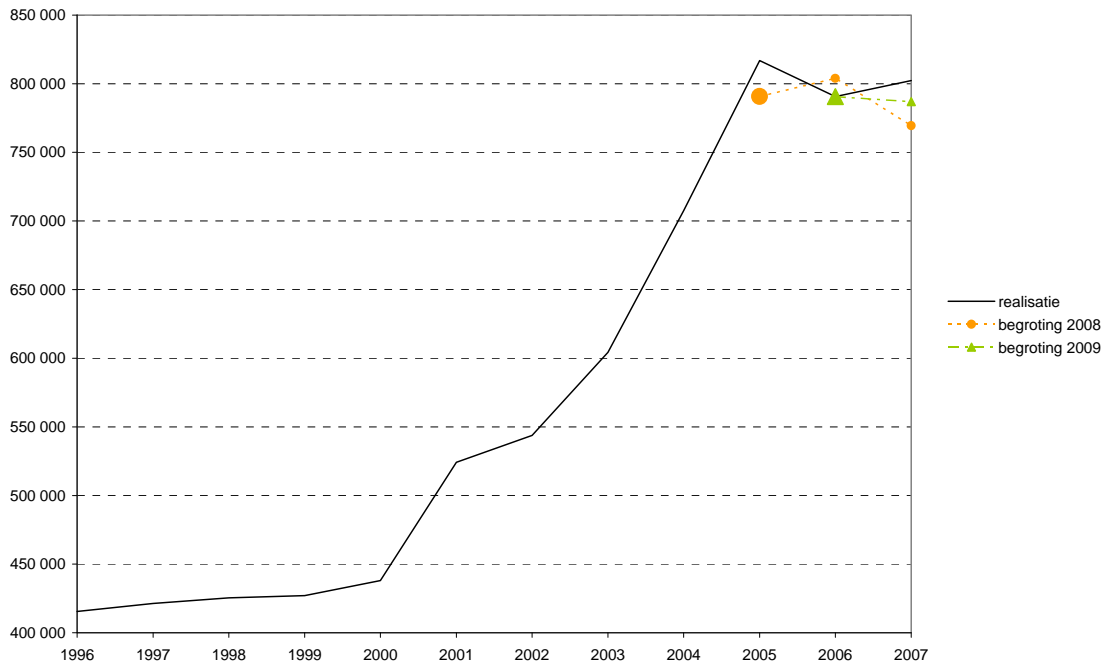
Tabel 3.6 Instroom bij de strafsector, rechtbanken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekennings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen	abs.	4	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	3,0	10,6	11,0	14,9
MPE	%	2,8	10,6	11,0	14,9
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	1,9	-1,6	4,9	10,1
MPE	%-punt	1,1	-1,6	4,9	10,1

3.3.3 Instroom bij de kantonrechter, civiele zaken

De instroom van civiele zaken bij de kantonrechter liet tot 2005 een sterke groei zien (gemiddeld 13% per jaar tussen 2000 en 2005) die vervolgens tot stilstand is gekomen (zie figuur 3.7). Ook de beleidsrijke PMJ-raming ging in de eerste jaren van de prognose van een daling uit, vooral als gevolg van de economische ontwikkelingen. Vanwege na-ijking (zie hoofdstuk 2) verschilt de beleidsneutrale PMJ-raming voor 1 jaar vooruit niet van de beleidsrijke PMJ-raming. De onderschatting voor 2 jaar vooruit is mede het gevolg van een ingeschat negatief beleidseffect, als gevolg van de wijzigingen in de WW-wetgeving en het ontslagrecht: dit heeft een drukkend effect van ruim 3% op de beleidsrijke PMJ-raming (zie tabel 3.7). Opvallend is dat het uitgangsniveau voor de begroting 2008 behoorlijk lager lag dan de achteraf vastgestelde realisatie. Als de raming voor de begroting 2008 van het correcte realisatiecijfer was uitgegaan, zou de voorspelfout voor 1 jaar vooruit aanzienlijk groter geworden zijn, maar de voorspelfout voor 2 jaar vooruit zou met viervijfde afgenomen zijn.

Figuur 3.7 Instroom bij de kantonrechter, civiele zaken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



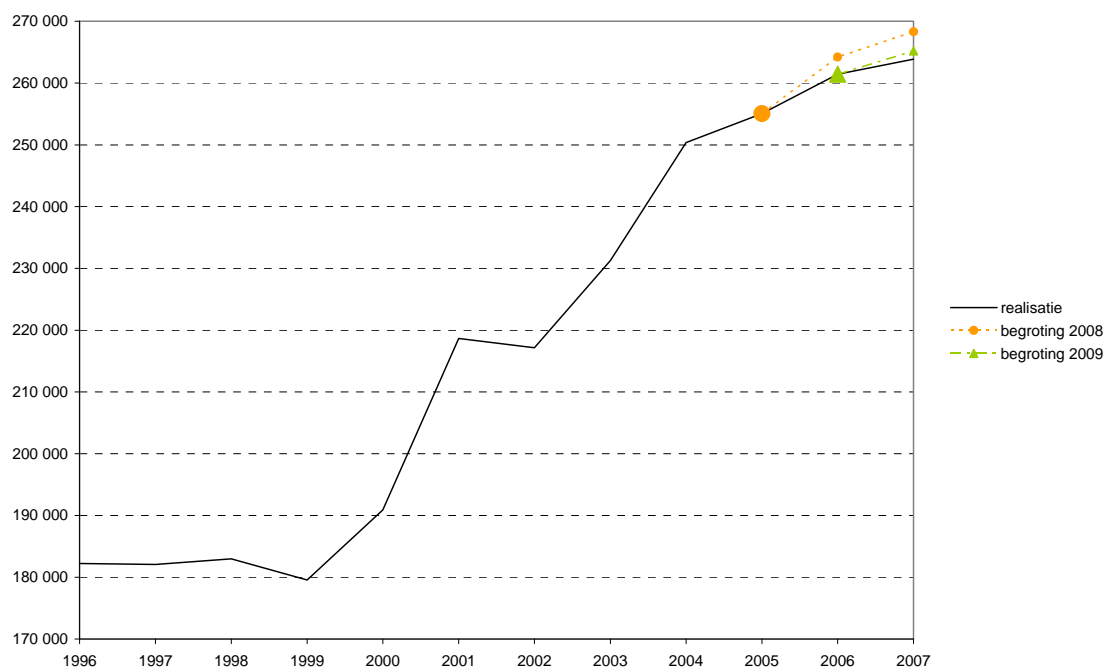
Tabel 3.7 Instroom bij de kantonsector, civiele zaken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	1,8	4,1
MPE	%	-0,1	-4,1
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	0,0	-3,2
MPE	%-punt	0,0	-3,2

3.3.4 Instroom bij de civiele sector, rechtbanken

De instroom in de civiele sector van de rechtbanken groeide tot 2005 vrij sterk (gemiddeld 6% per jaar), waarna de groei is afgezwakt (zie figuur 3.8). De stijging wordt vooral veroorzaakt door verzoekschriften in familiezaken en in het bijzonder jeugdzaken. De ramingen laten een geringe overschatting zien (zie tabel 3.8). Vanwege na-ijking (zie hoofdstuk 2) verschilt de beleidsneutrale PMJ-raming voor 1 jaar vooruit niet van de beleidsrijke PMJ-raming.

Figuur 3.8 Instroom bij de civiele sector, rechtbanken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



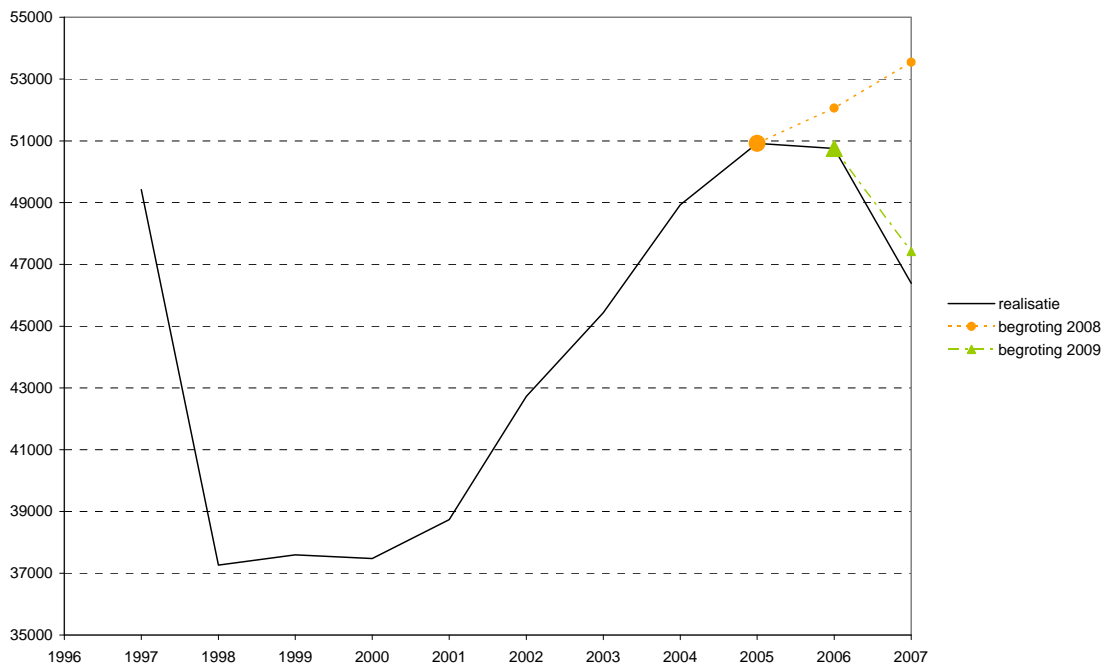
Tabel 3.8 Instroom bij de civiele sector, rechtbanken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	0,8	1,7
MPE	%	0,8	1,7
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	-0,0	-0,2
MPE	%-punt	-0,0	-0,2

3.3.5 Instroom bij de bestuurssector, rechtbanken

Ook bij bestuurszaken zien we vanaf 2000 overwegend stijgingen. Vanaf 2005 treedt een daling op (zie figuur 3.9). De beleidsrijke PMJ-raming voor de begroting 2008 laat wel een afzwakking van de groei zien, maar voorzag deze daling niet (zie tabel 3.9). Vanwege na-ijking (zie hoofdstuk 2) verschilt de beleidsneutrale PMJ-raming voor 1 jaar vooruit niet van de beleidsrijke PMJ-raming. Voor 2 jaar vooruit wordt de resulterende overschatting enigszins versterkt door een positief ingeschat effect van het beleid. Het gaat hierbij onder andere om verwachte effecten van wijzigingen in de zorgverzekeringswet, het omgevingsrecht, het huisverbod bij huiselijk geweld, de maatregelen tegen Antilliaanse en Arubaanse jongeren en het wetsvoorstel over inburgering.

Figuur 3.9 Instroom bij de bestuurssector, rechtbanken: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.9 Instroom bij de bestuurssector, rechtbanken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

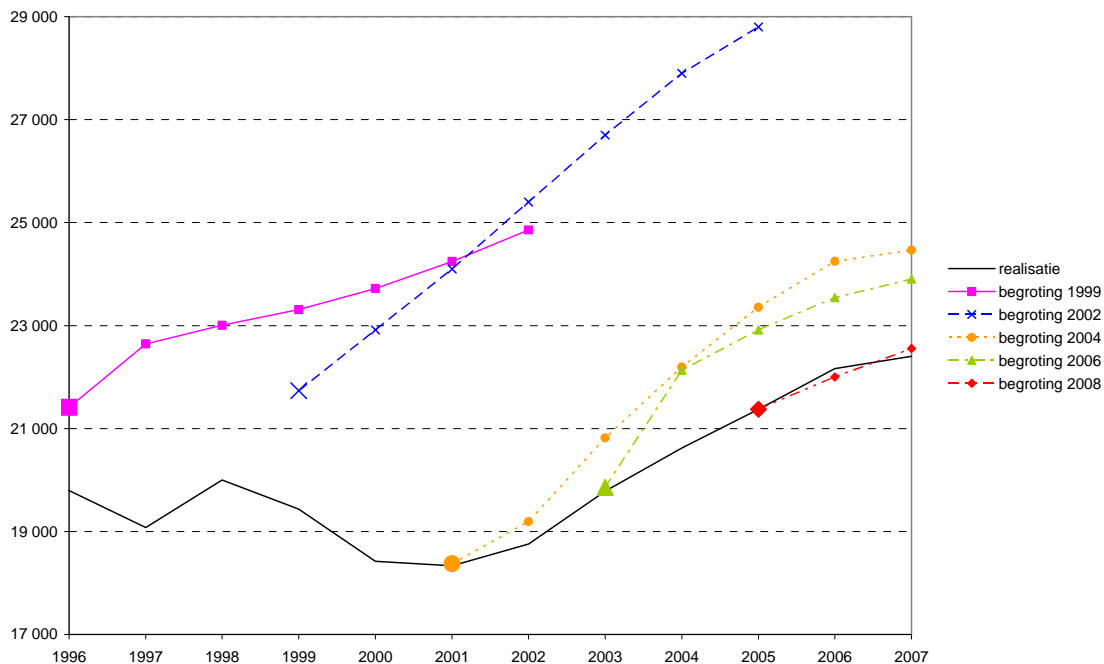
		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	2,4	15,4
MPE	%	2,4	15,4
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	-0,0	-1,9
MPE	%-punt	-0,0	-1,9

3.4 Extramurale sancties en maatregelen

3.4.1 Te starten HALT-maatregelen

Figuur 3.10 geeft een beeld van de werkelijke ontwikkelingen in het aantal te starten HALT-maatregelen enerzijds en de beleidsrijke PMJ-ramingen voor een aantal begrotingen anderzijds.

Figuur 3.10 Te starten HALT-maatregelen: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Eind jaren tachtig en begin jaren negentig betekende de verdergaande invoering van HALT dat het aantal te starten maatregelen sterk groeide. HALT is in 1987 in enkele regio's ingevoerd en tot en met 1996 is het aantal HALT-maatregelen sterk gestegen, mede omdat geleidelijk steeds meer regio's een Halt-bureau kregen. Sinds 1997 werken de Halt-bureaus landelijk dekkend. In de ramingen werd deze groei doorgetrokken, terwijl de groei in werkelijkheid in 1996 stakte en het aantal te starten Halt-maatregelen later zelfs iets daalde. Achteraf kan worden vastgesteld dat zich in deze periode een trendbreuk heeft voorgedaan. Vanaf 2002 is het aantal te starten Halt-maatregelen weer verder gegroeid, waarschijnlijk onder invloed van het Veiligheidsprogramma (Justitie/BZK, 2002). Dit is namelijk het enige beleidseffect dat in die periode in de beleidsrijke prognoses is opgevoerd. Een andere mogelijkheid is de wijziging in het *Besluit Aanwijzing Halt-feiten* per 15 september 2003, waarbij het aantal Halt-waardige feiten enigszins werd uitgebreid maar tegelijkertijd de naleving van het besluit strikter werd. Hiervan werden echter vooraf geen noemenswaardige effecten van verwacht.

Vanaf de begroting 2004 blijkt de geraamde groei redelijk overeen te komen met de werkelijke groei, maar bij de eerdere ramingen is in de eerste jaren een te hoge groei voorzien. Ook was het uitgangspunt in die jaren achteraf gezien te hoog. De realisatiecijfers voor deze jaren zijn achteraf naar beneden bijgesteld. Deze bijstelling is verantwoordelijk voor circa een vijfde van de in tabel 3.10 vermelde voorspelfouten.

Uit tabel 3.10 blijkt dat de ramingen het aantal te starten Halt-maatregelen flink hebben overschat. De eerste drie jaren vooruit wijken de beleidsrijke ramingen meer af van de realisaties dan de beleidsneutrale ramingen, maar voor de laatste drie is de situatie omgedraaid. Wat verder opvalt is dat de MAPE en de absolute waarde van de MPE altijd (vrijwel) aan elkaar gelijk zijn. Dit betekent dat de overschatting hierbij structureel was.

Enige nuancering is hier echter wel op z'n plaats. De beleidsrijke PMJ-ramingen van de te starten Halt-maatregelen zijn sinds de begroting 2004 sterk verbeterd, terwijl de voorspelfout voor zes jaar vooruit gebaseerd is op de ramingen tot en met de begroting 2004. De reden voor de verbetering is dat de HALT-maatregel geleidelijk is ingevoerd en het enige tijd duurde voordat het aantal te starten HALT-maatregelen zich stabiliseerde.

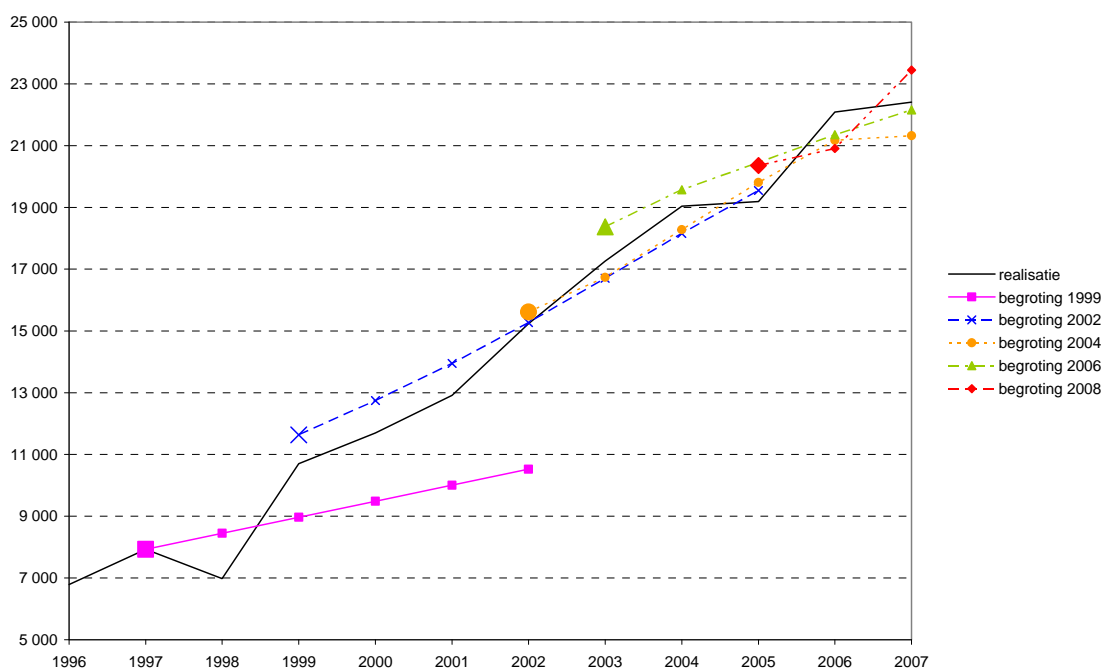
Tabel 3.10 Te starten HALT-maatregelen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (bereke- ningsjaar)	2 jaar vooruit (publica- tiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begro- tingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begro- tingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begro- tingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begro- tingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	8	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	8,2	13,2	17,6	19,8	22,8	25,6
MPE	%	8,0	13,2	17,6	19,8	22,8	25,6
<i>Vershil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-0,2	-2,4	-2,2	-0,1	0,9	3,2
MPE	%-punt	-0,2	-2,4	-2,2	-0,5	-0,1	2,6

3.4.2 Te starten taakstraffen minderjarigen

Het aantal taakstraffen voor minderjarigen groeide stormachtig, met gemiddeld 11% per jaar tussen 1997 en 2007 (zie figuur 3.11). Een wetwijziging uit 2001 op het gebied van taakstraffen heeft geen grote effecten gehad, omdat er voor minderjarigen niet zo heel veel wijzigde. De raming voor de begroting 1999 wijkt behoorlijk af, maar de ramingen voor latere begrotingen voorspellen de werkelijke ontwikkeling relatief goed.

Figuur 3.11 Te starten taakstraffen minderjarigen: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.11 geeft de voorspelfouten bij de taakstraffen voor minderjarigen. Er blijkt geen sprake van een structurele onder- of overschatting. Voor vijf en zes jaar vooruit zijn de beleidsrijke PMJ-ramingen een verbetering t.o.v. de beleidsneutrale PMJ-ramingen, maar voor de ramingen op kortere termijn is dit niet het geval. Uit figuur 3.11 valt op te maken dat met enige regelmaat het uitgangsniveau te hoog is gebleken. Als de ramingen echter van correcte realisaties waren uitgegaan, waren de voorspelfouten groter geweest.

Tabel 3.11 Te starten taakstraffen minderjarigen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

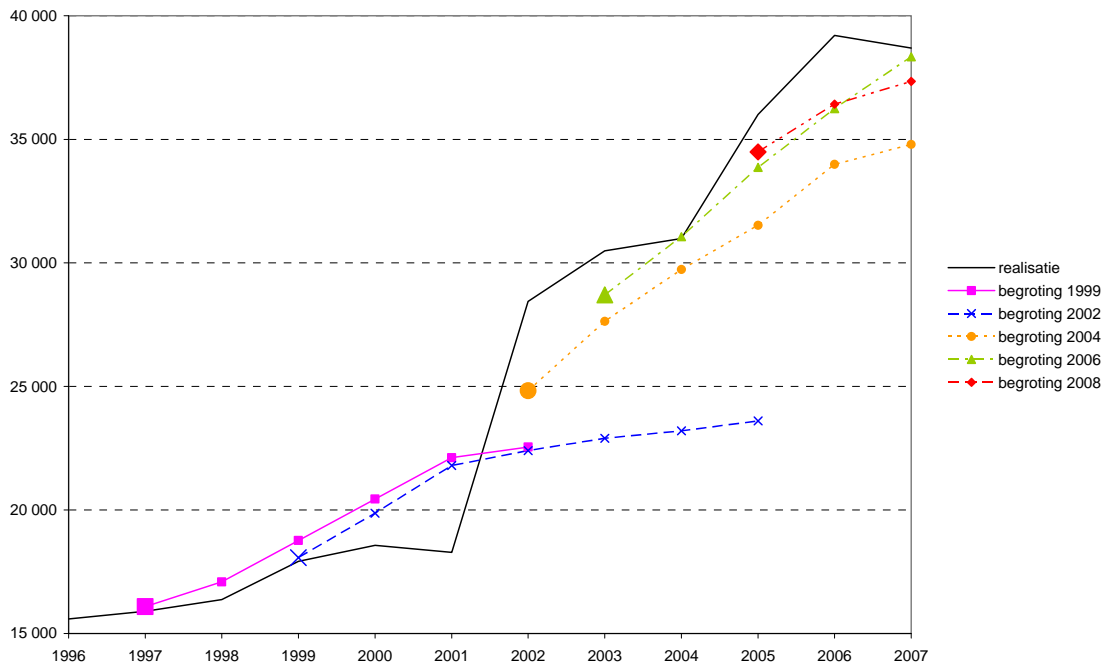
		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begrotingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	7	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	8,0	7,2	7,9	8,1	9,3	11,9
MPE	%	3,0	0,9	-0,3	-2,7	-4,3	-7,8
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-0,0	-0,3	-1,3	-0,4	1,5	2,5
MPE	%-punt	-0,0	0,3	1,9	3,6	6,4	5,9

3.4.3 Te starten taakstraffen meerderjarigen

Ook de taakstraffen voor volwassenen hebben de afgelopen jaren een grote vlucht genomen. Figuur 3.12 geeft aan hoe de taakstraffen en de beleidsrijke

PMJ-ramingen zich ontwikkeld hebben. Een wetswijziging in 2001 met betrekking tot taakstraffen betekende een grote stimulans voor de taakstraffen, omdat sindsdien OM-taakstraffen voor volwassenen mogelijk zijn en de rechter ook bij verstek taakstraffen mag opleggen. Er lijkt hier een trendbreuk te zijn ontstaan.

Figuur 3.12 Te starten taakstraffen meerderjarigen: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.12 geeft de voorspelfouten voor de te starten taakstraffen voor meerderjarigen. Met name de ramingen zes jaar vooruit zijn groot en geven een voortdurende onderschatting. Dit komt doordat in de eerste ramingen de wetswijziging uit 2001 nog helemaal niet was voorzien en in latere begrotingen het effect te laag is ingeschat. De beleidsrijke PMJ-ramingen zijn sinds de begroting 2004 aanzienlijk verbeterd, maar van de meest recente ramingen kunnen nog geen voorspelfouten voor zes jaar vooruit worden bepaald. Er is bij de voorspelfouten op kortere termijn geen sprake van structurele onder- of overschatting. De beleidsrijke ramingen zijn doorgaans beter dan de beleidsneutrale ramingen.

Tabel 3.12 Te starten taakstraffen meerderjarigen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

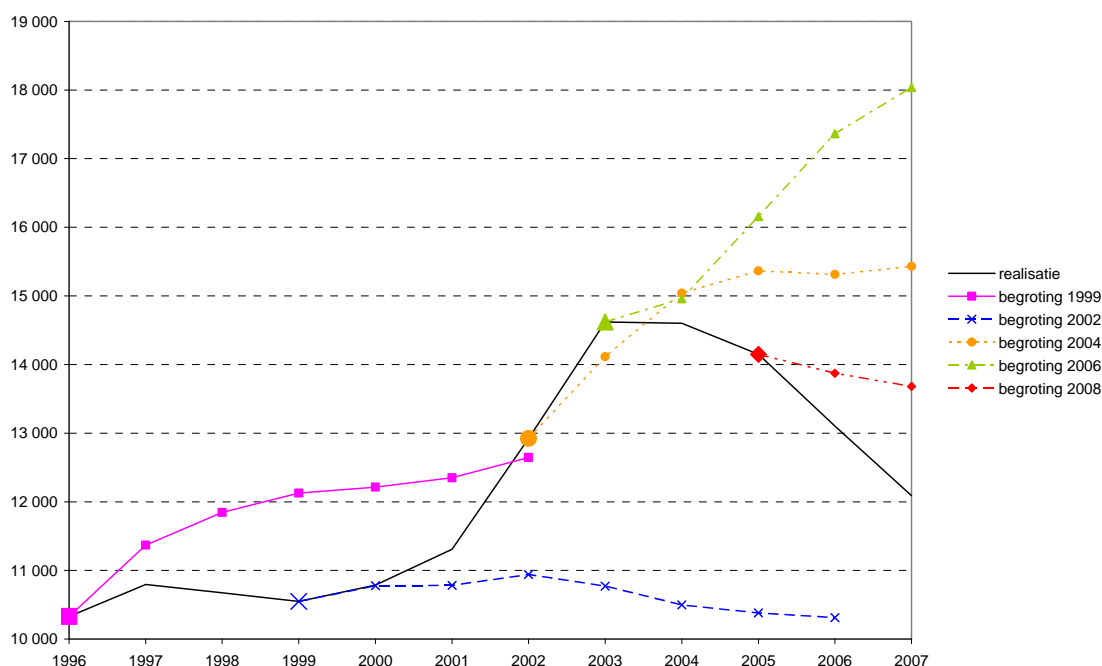
		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begrotingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	8	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	6,5	9,6	8,9	13,5	19,4	25,5
MPE	%	-0,9	-1,7	-5,9	-5,5	-11,9	-25,5
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-1,0	0,8	3,5	3,1	3,9	9,1
MPE	%-punt	1,7	4,0	6,0	8,8	10,4	9,1

3.5 Intramurale sancties en maatregelen

3.5.1 Capaciteitsbehoefte gevangeniswezen voor bestraffing

Figuur 3.13 geeft een beeld van de werkelijke ontwikkeling (realisatie) en de beleidsrijke PMJ-ramingen voor een aantal begrotingen. De ontwikkeling van de capaciteitsbehoefte is vanaf 2000 stormachtig geweest. De groei die toen optrad werd in de ramingen niet of niet voldoende voorzien. Datzelfde gold aanvankelijk voor de daling vanaf 2003. De raming voor de begroting 2008 voorziet wel een daling, maar deze wordt onderschat.

Figuur 3.13 Capaciteitsbehoefte gevangeniswezen voor bestraffing: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



De 100%-controles van vluchten met een hoog risico op drugskoeriers had een opstuwend effect op de behoefte aan sanctiecapaciteit. Deze maatregel is in het najaar van 2001 ingevoerd. De invoering van deze maatregel was nog niet bekend ten tijde van het opstellen van de prognoses voor de begrotingen 1999 t/m 2002. Het effect ervan werd pas in de loop van 2002 duidelijk. Daarom kon dit effect pas in de ramingen voor de begroting 2005 voor het eerst verdisconteerd worden. Dit leidde gelijk tot een fors hogere raming, omdat de effecten als structureel werden beschouwd. Het tegendeel bleek waar. Door het hoge aantal gepakte drugskoeriers, nam de druk op de justitiële keten toe. Daarom werd besloten om niet alle drugskoeriers te vervolgen. En de drugskoeriers die wel vervolgd werden, werden veelal voorgeleid aan de politierechter en niet aan de meervoudige kamer zoals gebruikelijk voor dit soort delicten. Dit betekent dat ze slechts een gevangenisstraf van maximaal een jaar kunnen krijgen. Bovendien hebben de 100%-controles een afschrikwekkend effect gehad. Er worden momenteel aanzienlijk minder drugskoeriers gepakt dan vlak na de invoering van deze maatregel. Deze twee effecten konden pas in de ramingen voor de begroting 2008 voor het eerst verdisconteerd worden.

Door een wetswijziging uit 2001 is het aantal taakstraffen sterk toegenomen (zie paragraaf 3.4.3), een effect dat aanvankelijk onderschat is. Dit heeft echter ook gevolgen voor het gevangeniswezen. Door de stijging van het aantal taakstraffen neemt ook het aantal taakstraffen dat niet tot voltooiing komt, toe en de daarmee gepaard gaande vervangende hechtenis.

In de periode 2002-2004 zijn veel gedetineerden als gevolg van het cellentekort heengezonden met incidenteel versneld ontslag (IVO). Ook zijn illegale vreemdelingen in het gevangeniswezen middels incidenteel versnelde uitzettingen (IVU) het land uitgezet. Door gedetineerden in de laatste fase van hun straf vroeger dan gepland naar huis te sturen, konden verdachten die in aanmerking kwamen voor preventieve hechtenis worden geplaatst in plaats van heengezonden zoals in de jaren negentig het geval was. In totaal gaat het hierbij om circa 250-450 plaatsen in huizen van bewaring (bron: DJI). Ook zijn veel gedetineerden met een tijdelijke strafonderbreking (SOB) naar huis gestuurd. Het verschil met een IVO is dat gedetineerden met een SOB het restant van hun straf in de toekomst alsnog zullen moeten uitzitten, terwijl gedetineerden met een IVO dat niet hoeven. Op 1 januari 2005 ging het hierbij om circa 600 plaatsen (bron: CJIB). Deze SOB's zijn in 2005 versneld weggevoerd. Daardoor was de bezetting en de daarvan afgeleide vastgestelde capaciteitsbehoefte een aantal jaren aan de hoge kant. Deze vertekening heeft echter grote gevolgen voor latere prognoses, omdat de cijfers over vastgestelde capaciteitsbehoefte de basis vormen voor de beleidsneutrale PMJ-ramingen voor het gevangeniswezen. Bovendien gaat de PMJ-systematiek er vanuit dat gevangenisstraffen direct na de straf ten uitvoer worden gelegd. De PMJ-systematiek laat geen wachtlijsten of uitgestelde executie toe.

Eén van de doelen van het Veiligheidsprogramma was om in de periode 2003-2006 40.000 extra zaken ten opzichte van 2002 bij het OM aan te leveren (Justitie/BZK, 2002). De bedoeling was dat deze verhoging structureel zou zijn. Het veiligheidsprogramma specificeerde niet in welk tempo deze 40.000 extra zaken gerealiseerd zouden moeten worden en om wat soort zaken het zou moeten

gaan. In de beleidsrijke PMJ-ramingen is aangenomen dat het om 10.000 zaken per jaar zou gaan en dat de zaken van dezelfde soort waren als in 2002. Dit heeft een fors opwaarts effect op de ramingen gehad. Immers, in werkelijkheid is het aantal zaken in 2003 met 20.000 toegenomen, vervolgens t/m 2006 min of meer constant gebleven om met vertraging, namelijk in 2007, alsnog met 15.000 zaken te stijgen. De doelstelling van 40.000 extra zaken is dus voor 95% gerealiseerd, maar in een geheel ander tempo dan verwacht. Bovendien lijken de extra zaken minder zwaar te zijn dan de rest en is het aantal vrijspraken toegenomen, waarschijnlijk als gevolg van enkele recente zaken waarin verdachten achteraf ten onrechte bleken te zijn veroordeeld. Alles bij elkaar genomen leidt dit dus minder vaak tot een gevangenisstraf (Van der Heide et al, 2007). Dit heeft ertoe geleid dat de beleidsrijke PMJ-ramingen voor de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen uiteindelijk behoorlijk afwijken van de realisatie.

In de begrotingen 2006 en 2007 is het wegwerken van de overtollige werkvoorraad lopende vonnissen bij het CJIB opgevoerd als beleidseffect. Het betreft door de rechter opgelegde vrijheidsstraffen en vervangende hechtenissen voor niet betaalde boetes of niet-uitgevoerde taakstraffen van een aantal jaar geleden, die destijds wegens plaatsgebrek niet ten uitvoer zijn gelegd. Om deze straffen alsnog ten uitvoer te leggen zijn 500 extra cellen geclaimd voor een periode van 4 jaar. In de praktijk is er echter nauwelijks sprake geweest van het wegwerken van deze voorraden, waardoor de geschatte behoefte aan cellen hiervoor uiteindelijk niet nodig bleek.

Tabel 3.13 geeft voor de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen. Deze zijn door de eerder genoemde stormachtige ontwikkelingen groot. Er was geen sprake van een structurele over- of onderschatting. Opvallend is dat de beleidsrijke ramingen doorgaans meer afwijken van de realisaties dan de beleidsneutrale ramingen. De voornaamste reden voor de afwijkingen van de ramingen zijn het Veiligheidsprogramma, de aanpak van drugskoeriers en, in latere jaren, de substitutie van gevangenisstraffen door taakstraffen.

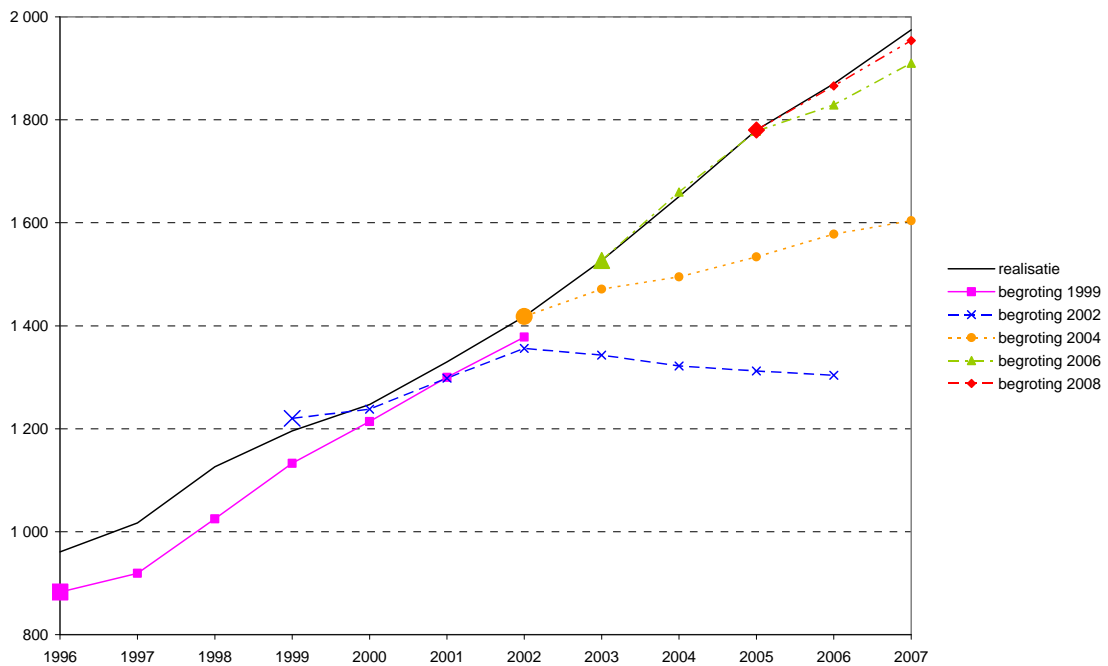
Tabel 3.13 Capaciteitsbehoefte gevangeniswezen voor bestrafing: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (bereke- ningsjaar)	2 jaar vooruit (publica- tiejaar)	3 jaar vooruit (1° begro- tingsjaar)	4 jaar vooruit (2° begro- tingsjaar)	5 jaar vooruit (3° begro- tingsjaar)	6 jaar vooruit (4° begro- tingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	3	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	4,3	11,3	18,6	20,9	20,2	17,6
MPE	%	4,3	7,6	11,1	7,0	0,9	-6,5
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	0,4	-0,8	-1,6	-2,7	-1,7	-2,8
MPE	%-punt	0,4	-1,8	-3,2	-0,7	1,6	-2,2

3.5.2 Capaciteitsbehoefte tbs-klinieken

Ook de capaciteitsbehoefte van de tbs-klinieken laat al lange tijd een gestage groei zien van gemiddeld bijna 7% per jaar in de periode 1997-2007. Figuur 3.14 laat deze ontwikkeling en een aantal ramingen zien. De eerste en de laatste ramingen zijn vrij goed, maar in de ramingen voor de begrotingen van 2002 t/m 2005 zijn de afwijkingen vrij groot. Hiervoor zijn diverse redenen. Ten tijde van de begrotingsvoorbereidingen 2002 t/m 2005 waren er problemen met de data over tbs-opleggingen waardoor de cijfers uit het verleden diverse malen zijn bijgesteld (zie Moolenaar & Huijbregts, 2003). Tevens is in deze periode de gemiddelde behandelduur in het model verhoogd van 7 naar 9 jaar (zie Van der Heide et al., 2001) en is de long-stay afdeling ingevoerd. Tot en met de begroting 2004 werden de Tbs-opleggingen geschat met een trendextrapolatie. Sinds de begroting 2005 is er een verklaringsmodel beschikbaar (zie Leertouwer & Huijbregts, 2004) maar de eerste versie hiervan voldeed niet. Pas sinds de begroting 2006 is er een verklaringsmodel in gebruik dat wel voldoet.

Figuur 3.14 Capaciteitsbehoefte tbs-inrichtingen: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.14 brengt de voorspelfouten in beeld. Er is sprake van structurele onderschatting. Het toevoegen van te verwachten beleidseffecten aan de beleidsneutrale ramingen vergroot de voorspelfout enigszins, maar de verschillen zijn op het totaal klein.

Tabel 3.14 Capaciteitsbehoefte* tbs-klinieken: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

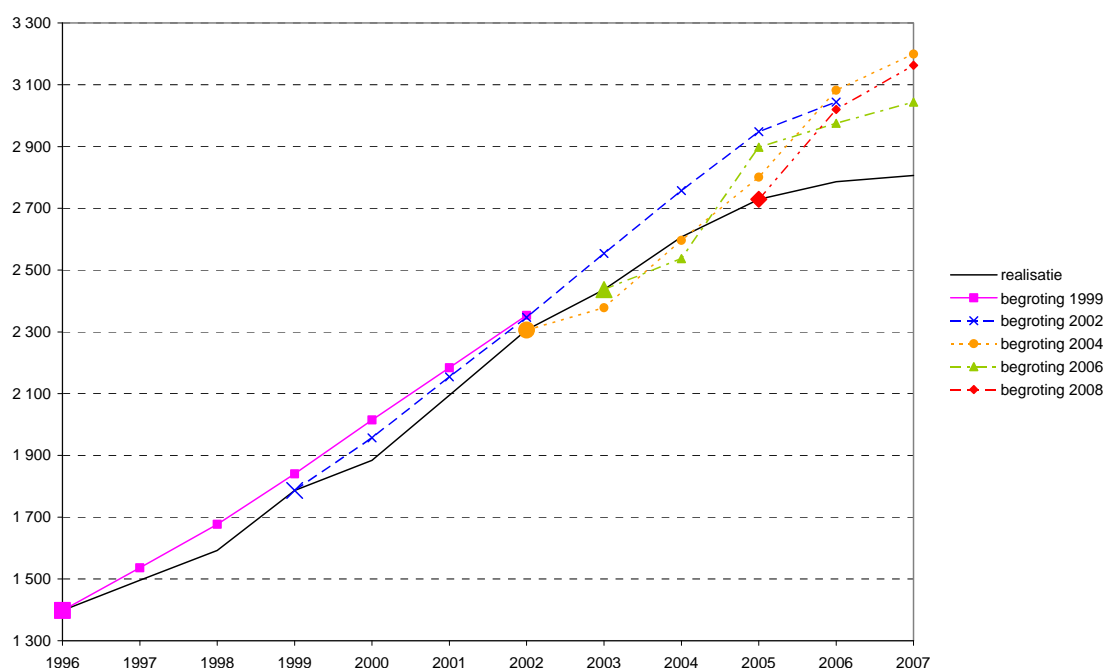
		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begrotingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	5	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	0,6	3,4	5,2	8,9	13,5	16,6
MPE	%	-0,4	-3,1	-4,8	-8,9	-13,5	-16,6
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-0,0	-0,2	-0,3	-0,1	-0,8	-0,8
MPE	%-punt	0,1	0,1	0,1	-0,1	-0,8	-0,8

* Inclusief capaciteitsmarge.

3.5.3 Capaciteitsbehoefte justitiële jeugdinstellingen

Ook de capaciteitsbehoefte van de justitiële jeugdinstellingen vertoont al lange tijd een sterke groei, hoewel deze de laatste jaren wel enigszins afvlakt. Gemiddeld bedroeg de jaarlijkse groei tussen 1997 en 2007 circa 7%. Figuur 3.15 brengt de werkelijke ontwikkeling en een aantal beleidsrijke PMJ-ramingen in beeld.

Figuur 3.15 Capaciteitsbehoefte justitiële jeugdinstellingen: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.15 geeft de voorspelfouten van diverse methoden. De beleidsrijke PMJ-ramingen voldoen hier vrij goed: de voorspelfouten op langere termijn zijn, in vergelijking met de eerder bekeken onderdelen van justitie, klein. Het ingeschat-

te effect van beleid leidde in het algemeen tot een grotere voorspelfout, maar er is geen sprake van structurele onder- of overschatting.

Op de lange termijn zijn de beleidsrijke PMJ-ramingen voor de capaciteitsbehoefte van de justitiële jeugdinrichtingen vrij goed. In de recentere ramingen zijn de afwijkingen groter dan voorheen. De afzwakking in 2006 was door geen enkele raming voorzien. Mogelijke oorzaak is de algemene trend tot minder zware zaken en minder zware straffen (zie ook paragraaf 3.5.1). De daling doet zich ook alleen voor bij de strafrechtelijke plaatsen.

Tabel 3.15 Capaciteitsbehoefte justitiële jeugdinrichtingen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

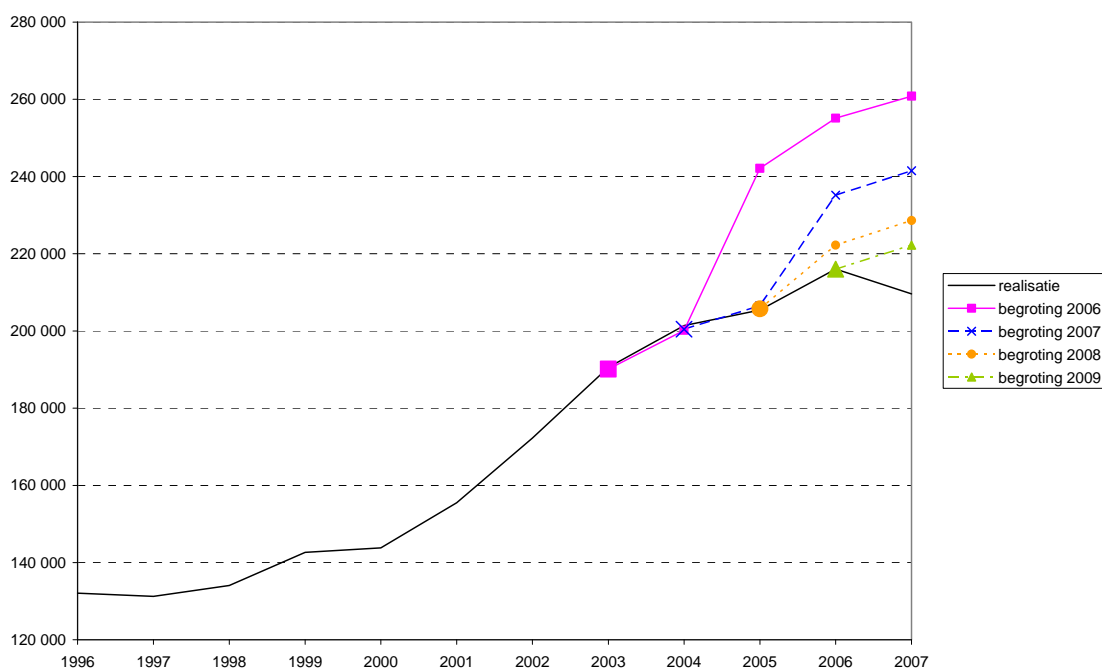
		1 jaar vooruit (bereke- ningsjaar)	2 jaar vooruit (publica- tiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begro- tingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begro- tingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begro- tingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begro- tingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	6	8	8	7	6	5
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	4,0	6,9	6,8	7,4	8,5	6,8
MPE	%	4,0	4,5	4,7	4,7	5,5	4,6
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-3,4	-3,1	-2,6	-1,5	-2,0	-2,0
MPE	%-punt	-3,9	-3,8	-3,7	-1,8	-0,9	-0,7

3.6 Rechtsbijstand

3.6.1 Toevoegingen rechtsbijstand, straf

Het beroep op toevoegingen voor rechtsbijstand in strafzaken kent ook de laatste jaren voortgaande stijgingen. Tussen 2000 en 2006 bedroeg de gemiddelde jaarlijkse groei circa 7% (zie figuur 3.16). Dat de raming een forse overschatting laat zien, hangt vooral samen met de fors ingeschatte beleidseffecten van gemiddeld meer dan 15% (zie tabel 3.16). Dit betreft o.a. verwachte toenames als gevolg van het huisverbod bij huiselijk geweld, bevoegdheid tot inbewaringstelling door de Koninklijke Marechaussee, grootschalige acties om illegale vreemdelingen op te sporen en uit te zetten en het veiligheidsprogramma (Justitie/BZK, 2002). Zoals reeds eerder gezegd (zie paragraaf 3.5.1 en 3.5.3) heeft de ontwikkeling van de 40.000 extra rechtbankzaken zich niet ontwikkeld zoals verwacht. Ook zijn de extra ingestroomde zaken minder zwaar dan verwacht. Dit heeft onherroepelijk consequenties voor het beroep op de gesubsidieerde rechtsbijstand. Maar gezien de grote verschillen tussen raming en realisatie hebben ook de andere beleidsmaatregelen zich niet ontwikkeld zoals verwacht.

Figuur 3.16 Toevoegingen rechtsbijstand, straf: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.16 Toevoegingen rechtsbijstand, straf*: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekennings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen	abs.	4	3	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	2,5	11,9	16,7	24,4
MPE	%	2,2	11,9	16,7	24,4
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	-0,1	-9,5	-13,7	-24,0
MPE	%-punt	-0,9	-10,0	-13,7	-24,0

* Exclusief toevoegingen in BOPZ-zaken.

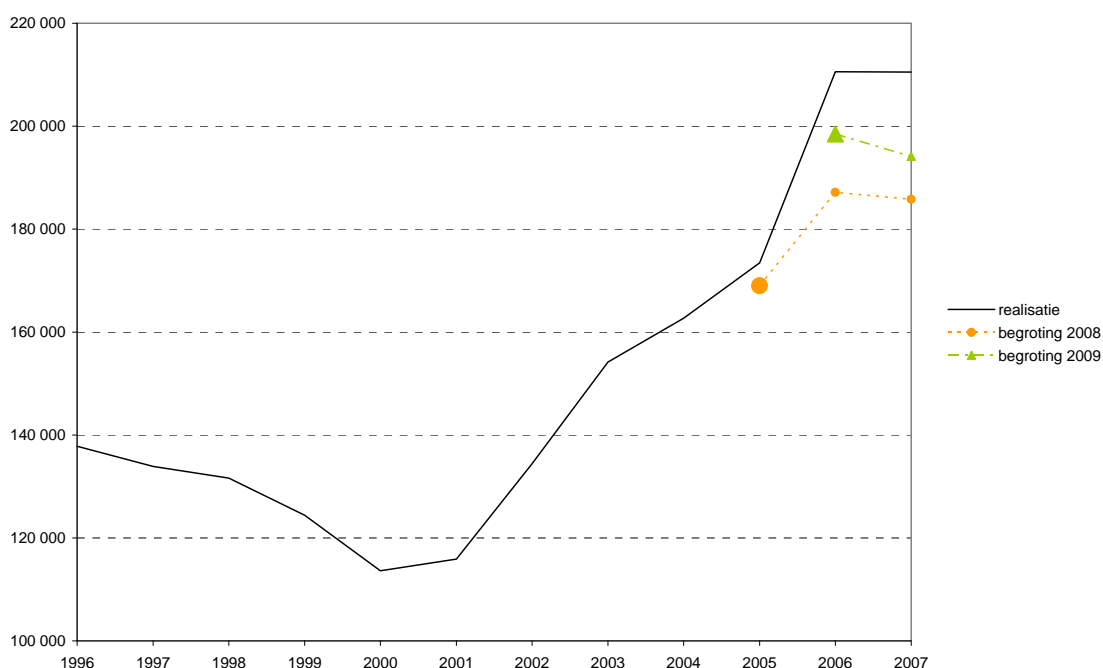
3.6.2 Toevoegingen rechtsbijstand, civiel

Het beroep op civiele rechtsbijstand is in de periode 2001-2006 sterk gestegen (zie figuur 3.17). Dit hangt samen met de eerder genoemde stijging in het aantal familiezaken en jeugdzaken in het bijzonder. Maar deels is dit mogelijk ook het gevolg van een wijziging in de wetgeving in 2006, waardoor het eenvoudiger werd om gesubsidieerde rechtsbijstand aan te vragen. Om in aanmerking te komen voor gesubsidieerde rechtsbijstand moesten burgers voorheen bij de gemeente een aanvraag indienen voor een verklaring omtrent inkomen en vermogen (VIV). Sinds 1 april 2006 bestaat er een alternatief voor de verklaring omtrent inkomen en vermogen (VIValt). De Raad voor Rechtsbijstand (RvR)

controleert nu zelfstandig de financiële gegevens van de aanvrager en de eventuele partner bij de belastingdienst. Ook zijn de financiële criteria gewijzigd. Hierdoor komen meer mensen in aanmerking voor gesubsidieerde rechtsbijstand (Peters en Combrink-Kuiters, 2008).

Wanneer het ingeschatte beleidseffect niet zo fors positief (circa 9%) was geweest, waren de onderschattingen nog groter geweest (zie tabel 3.17). In beide ramingen lag ook het uitgangsniveau achteraf gezien lager dan de gerealiseerde waarden. Voor 1 jaar vooruit is het foutieve uitgangsniveau verantwoordelijk voor ruim tweevijfde van de voorspelfout, voor 2 jaar vooruit gaat het om ongeveer een vijfde van de voorspelfout.

Figuur 3.17 Toevoegingen rechtsbijstand, civiel: realisaties en beleidsrijke PMJ-ramingen



Tabel 3.17 Toevoegingen rechtsbijstand, civiel: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	2	1
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	9,5	11,7
MPE	%	-9,5	-11,7
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	4,3	8,5
MPE	%-punt	4,3	8,5

3.7 De geaggregeerde resultaten

Uit het voorgaande is duidelijk geworden dat het beeld nogal wisselend is per variabele en ook afhankelijk is van het aantal jaren dat vooruit wordt voorspeld. In hoeverre zijn nu meer algemene conclusies te trekken uit deze reeks analyses over de voorspelkwaliteit van het PMJ? Om deze vraag te beantwoorden kijken we naar de gemiddelde voorspelfouten bij de binnen verschillende beleidsterreinen geraamde groepen variabelen en naar het totale resultaat over alle beleidsterreinen heen.

Uit het voorgaande zal duidelijk zijn dat bij de extramurale en intramurale sancties en maatregelen de voorspelfouten tot zes jaar vooruit kunnen worden bekeken. Bij de andere variabelen kan dit op sommige onderdelen tot maximaal twee jaar vooruit.

Tabel 3.18 Vervolging: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekennings- jaar)	2 jaar vooruit (publicatie- jaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotings- jaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotings- jaar)
Aantal waarnemingen	abs.	9	9	6	3
<i>PMJ beleidsrijk</i>					
MAPE	%	2,1	8,4	15,1	15,5
MPE	%	0,4	6,1	7,7	9,5
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>					
MAPE	%-punt	0,4	-1,3	-2,3	10,6
MPE	%-punt	0,4	-1,3	2,4	10,1

Tabel 3.18 geeft het beeld bij het onderdeel vervolging. De beleidsrijke PMJ-ramingen laten hier vanaf 2 jaar vooruit hoge voorspelfouten en overschattingen zien, hoewel niet systematisch. De inschatting van beleidseffecten heeft de voorspelfouten voor 2 en 3 jaar vooruit vergroot, maar bij 4 jaar vooruit aanzienlijk verkleind.

Tabel 3.19 Rechtspraak: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	14	9
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	3,8	7,5
MPE	%	0,3	3,9
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	0,7	-1,6
MPE	%-punt	0,2	-0,5

Uit tabel 3.19 blijkt dat voor het onderdeel rechtspraak de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen oplopen van 4% voor 1 jaar vooruit tot 8% voor 2 jaar vooruit. Het PMJ laat geen duidelijke systematische over- of onderschattingen zien. De inschatting van beleidseffecten heeft een wisselende, maar relatief geringe invloed op de voorspelfouten gehad.

Tabel 3.20 Extramurale sancties en maatregelen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begrotingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	23	24	24	21	18	15
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	7,6	10,0	11,5	13,8	17,2	21,0
MPE	%	3,4	4,1	3,8	3,9	2,2	-2,6
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-0,4	-0,6	-0,0	0,8	2,1	4,9
MPE	%-punt	-0,7	-2,8	-3,4	-3,4	1,2	4,1

Tabel 3.20 geeft de resultaten van de extramurale sancties en maatregelen. De absolute voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen lopen op van ongeveer 8% 1 jaar vooruit tot 21% 6 jaar vooruit. De voorspelfouten zijn dus aanzienlijk. De beleidsrijke prognoses blijken tot 3 jaar vooruit iets slechter dan de beleidsneutrale. Daarna blijken ze iets beter. Dit zou kunnen betekenen dat de beleidseffecten op korte termijn worden overschat, terwijl op langere termijn de uitwerking ervan de verwachte kant op werkt. Gemiddeld is er geen sprake van een structurele onder- of overschatting.

Tabel 3.21 Intramurale sancties en maatregelen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	4 jaar vooruit (2 ^e begrotingsjaar)	5 jaar vooruit (3 ^e begrotingsjaar)	6 jaar vooruit (4 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	14	24	24	21	18	15
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	2,9	7,2	10,2	12,4	14,1	13,7
MPE	%	2,5	3,0	3,6	0,9	-2,4	-6,2
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-1,4	-1,4	-1,5	-1,4	-1,5	-1,9
MPE	%-punt	-1,7	-1,9	-2,3	-0,8	-0,5	-0,8

Tabel 3.21 geeft het beeld voor de intramurale sancties en maatregelen. De absolute voorspelfouten van het PMJ zijn hier gemiddeld genomen lager dan bij de extramurale sancties: zij lopen op van 3% voor 1 jaar vooruit tot 14% voor 6 jaar vooruit. Over de hele prognosetermijn blijken de beleidsrijke PMJ-ramingen het slechter te doen dan de beleidsneutrale PMJ-ramingen, hoewel de verschillen klein zijn. Ook hier is geen sprake van een structurele onder- of overschatting.

Tabel 3.22 Rechtsbijstand: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	abs.	6	4
<i>PMJ beleidsrijk</i>			
MAPE	%	4,8	11,9
MPE	%	-1,7	6,0
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>			
MAPE	%-punt	1,4	-5,0
MPE	%-punt	3,8	0,5

Tabel 3.22 geeft het beeld voor het onderdeel rechtsbijstand. De voorspelfouten zijn vrij groot. Zij variëren van 5% voor 1 jaar vooruit tot 12% voor 2 jaar vooruit. Net als bij de rechtspraak laat het PMJ geen duidelijke systematische over- of onderschattingen zien en is het effect van de inschatting van beleidseffecten op de voorspelfouten wisselend.

Tabel 3.23 Alle geraamde variabelen: voorspelfouten PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit* (1° begrotingsjaar)	4 jaar vooruit* (2° begrotingsjaar)	5 jaar vooruit** (3° begrotingsjaar)	6 jaar vooruit** (4° begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	abs.	66	70	60	48	36	30
<i>PMJ beleidsrijk</i>							
MAPE	%	4,8	8,6	11,3	13,3	15,6	17,3
MPE	%	1,7	4,1	4,5	3,5	-0,1	-4,4
<i>Verskil met PMJ beleidsneutraal</i>							
MAPE	%-punt	-0,1	-1,4	-1,5	-0,0	0,3	1,5
MPE	%-punt	-0,8	-2,6	-2,3	-1,6	2,6	1,7

* excl. civiele rechtspraak, bestuursrechtspraak en civiele rechtsbijstand.

** excl. vervolging, rechtspraak en rechtsbijstand.

Ten slotte sluit tabel 3.23 af met een aggregatie van alle voorgaande resultaten. De gemiddelde absolute voorspelfout van de beleidsrijke PMJ-ramingen bedraagt 1 jaar vooruit 5% en neemt geleidelijk toe tot 17% bij een raming voor 6 jaar vooruit. Een kanttekening is hierbij echter op z'n plaats. Omdat het PMJ een ketenmodel is, werken voorspelfouten aan het begin of in het midden van de keten door in de voorspelfouten aan het einde van de keten. Door alles bij elkaar te tellen, zoals in tabel 3.23, tel je feitelijk één en dezelfde voorspelfout meerdere keren mee. Een schematische overzicht van het PMJ is te vinden in bijlage 4.

In de eerste jaren is gemiddeld sprake van overschattingen, al is deze ten opzichte van de absolute voorspelfouten gering. Vanaf 5 jaar vooruit slaat deze tendens om in een onderschatting. Over het geheel genomen blijkt het PMJ geen systematische over- of onderschattingen op te leveren.

De onderste regel van tabel 3.23 geeft het verschil in de gemiddelde voorspelfout tussen de beleidsrijke PMJ-ramingen en de beleidsneutrale PMJ-ramingen. Tot en met 4 jaar vooruit is dit verschil positief. Dit betekent dat de inschatting

van beleidseffecten tot en met 4 jaar vooruit gemiddeld een opwaarts effect op de ramingen had. Omdat ook de beleidsneutrale PMJ-ramingen bij deze tijdshorizon gemiddeld al overschattingen gaf, heeft deze inschatting van beleidseffecten de voorspelfouten in het algemeen vergroot. Bij een tijdshorizon van 5 en 6 jaar slaat dit beeld om. De verschillen tussen de absolute voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen en de beleidsneutrale PMJ-ramingen zijn over het geheel genomen echter niet groot.

Hoe het effect van de inschatting van beleidseffecten te interpreteren? Op kortere termijn worden de effecten van beleid op de instroom in opwaartse zin overschat. Op langere termijn ebt dit effect weg, met name omdat het geschatte opwaartse effect minder wordt. Het lijkt erop dat de effecten van beleid in de eerste jaren worden overschat, omdat de implementatie van het beleid langer duurt dan verwacht of geheel achterwege blijft, dan wel de effecten worden overschat of de effecten zich al hebben voorgedaan vooruitlopend op de formele vaststelling van het beleid.

4 Nadere analyse van de PMJ-ramingen

De beleidsneutrale PMJ-ramingen leggen een expliciet verband tussen maatschappelijke ontwikkelingen, zoals demografische en economische ontwikkelingen, enerzijds en ontwikkelingen in het beroep op onderdelen van de justitiële ketens anderzijds (zie hoofdstuk 1). Dit betekent dat voorspelfouten veroorzaakt kunnen worden door onterecht gelegde verbanden, maar ook door fouten in de voorspellingen van de maatschappelijke ontwikkelingen. Paragraaf 4.1 stelt daarom de vraag aan de orde in hoeverre de beleidsneutrale PMJ-ramingen zijn beïnvloed door voorspelfouten in die maatschappelijke ontwikkelingen.

Door de samenhang binnen de keten, die ook wordt weerspiegeld in PMJ, kan een voorspelfout bij een ketenpartner vooraan in de keten samenhangen met voorspelfouten bij ketenpartners achteraan in de keten. Bij gevangeniswezen is deze samenhang onderzocht. De resultaten staan in paragraaf 4.2. Paragraaf 4.3 geeft tot slot een beeld van de voorspelfouten van enkele alternatieve methoden, in vergelijking met die van de beleidsrijke PMJ-raming.

4.1 Effect van de exogenen

Het PMJ legt bij de instroom aan het begin van de justitiële keten (de geregistreerde misdrijven, de verdachten, instroom bij de civiele rechter en de bestuursrechter) een verband met maatschappelijke, met name demografische en economische ontwikkelingen. Tevens spelen ook de middelen van de politie een rol bij de instroom in de veiligheidsketen. Al deze ontwikkelingen vallen buiten de invloedssfeer van Justitie en worden buiten het PMJ om geraamd. Zij zijn, anders gezegd, 'exogeen'. Om de beleidsneutrale PMJ-ramingen te kunnen maken, is een voorspelling van deze exogenen nodig. De voorspellingen van demografische en economische ontwikkelingen zijn afkomstig van respectievelijk het CBS en het CPB, en de voorspellingen van de overige maatschappelijke ontwikkelingen van diverse andere instanties. De sterkte van de politie is gebaseerd op cijfers uit de Rijksbegroting. Als er geen voorspelling bekend is, maakt het WODC/Rvdr zelf een extrapolatie. Al deze voorspellingen kennen echter ook voorspelfouten en deze voorspelfouten kunnen vervolgens weer doorwerken in de PMJ-ramingen.

Om vast te stellen wat het effect is van de voorspelfouten in de exogenen, zijn enkele prognoses opnieuw berekend met de gerealiseerde waarden van de exogenen. Hiervoor is gebruik gemaakt van de gebruiksvriendelijke versie van het PMJ. Deze is beschikbaar voor begrotingsjaren 2007 en 2008, voor een beperkt aantal variabelen en alleen voor het PMJ-V. Voor de eerdere begrotingsjaren blijkt het wegens wijzigingen in de gebruikte programmatuur niet meer mogelijk om een dergelijke analyse uit te voeren. Alleen de onderdelen die uitsluitend met het PMJ-V worden geraamd, kunnen in deze analyse meegenomen worden. Voor het PMJ-CB is nog geen gebruiksvriendelijke versie beschikbaar. Ook Tbs-klinieken en Justitiële Jeugdinstellingen vallen buiten deze analyses, omdat voor

deze onderdelen deels andere modellen worden gebruikt. De analyse beperkt zich hier derhalve tot:

- instroom OM rechtbankzaken;
- instroom OM kantonzaken;
- WAHV-zaken;
- gevangeniswezen;
- taakstraffen meerderjarigen;
- taakstraffen minderjarigen;
- Halt-maatregelen;
- rechtspraak strafkantonzaken;
- rechtspraak strafrechtbankzaken;
- strafrechtelijke rechtsbijstand.

Tabel 4.1 geeft aan welke exogenen gebruikt zijn voor de ramingen ten behoeve van de begrotingen 2007 en 2008 . Voor deze periode is de gemiddelde absolute voorspelfout (MAPE) van de exogenen berekend. Niet alle exogenen zijn in alle begrotingsjaren gebruikt.

Ten tijde van de begrotingsvoorbereiding 2007 waren de voorspellingen van de meeste exogenen te hoog, zodat zij naar beneden moesten worden bijgesteld. De belangrijkste uitzonderingen daarop zijn de 2e generatie niet-westerse allochtone jonge mannen, de koopkracht en het alcoholgebruik. De grootste bijstellingen hebben plaatsgevonden in de ramingen van het aantal drugsverslaafden en in de niet-werkende beroepsbevolking.

In tegenstelling tot de begroting 2007 zijn de meeste van de gebruikte exogenen voor de begroting 2008 achteraf naar boven bijgesteld. Uitzonderingen zijn de werkende en de werkloze beroepsbevolking, de koopkracht, het alcoholgebruik, de kerkelijkheid en alle institutionele factoren. De grootste bijstellingen hebben plaatsgevonden in het reëel besteedbaar inkomen, het aantal drugsverslaafden, het aantal kinderen dat betrokken is geweest bij een echtscheiding en de werkloze beroepsbevolking. De bijstelling van de middelen voor de politie is vooral het gevolg van afspraken over salarisverhoging.

Tabel 4.1 MAPE en MPE van de exogenen (procenten)

	MAPE			MPE		
	1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)	1 jaar vooruit (berekeningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)	3 jaar vooruit (1 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	2	2	1	2	2	1
<i>Demografische factoren</i>						
Bevolking*	0,0	0,0		0,0	0,0	
Bevolking 12-17 jaar	0,1	0,2	0,2	0,0	0,0	-0,2
Bevolking 12-17 jaar in de 4 grote steden	0,5	1,2	2,6	-0,3	-0,8	-2,6
1 ^e generatie niet-westerse allochtonen van 12-17 jaar	0,4	1,1	1,4	0,2	0,3	-1,4
2 ^e generatie niet-westerse allochtonen van 12-17 jaar	0,5	1,2	1,4	0,1	0,3	-1,4
2 ^e generatie niet-westerse allochtone mannen van 18-29 jaar	2,0	2,0	2,7	2,0	2,0	2,7
<i>Economische factoren</i>						
Werkende beroepsbevolking*	0,4	1,1		-0,4	-1,1	
Werkloze beroepsbevolking	2,3	3,7	23,8	-2,3	-3,5	-23,8
Reëel besteedbaar inkomen (procentuele mutaties)**	0,4	0,3		-0,4	-0,3	
Reëel besteedbaar inkomen (absoluut)	6,0	5,2	5,8	-1,2	-0,7	-5,8
Koopkracht**	0,4	0,8	0,1	-0,4	0,6	0,1
Motorvoertuigen	0,7	1,8	2,2	0,0	0,1	-2,2
<i>Maatschappelijke factoren</i>						
Alcoholgebruik	0,6	0,6	0,2	-0,6	0,4	0,2
Drugsverslaafden	11,9	13,1	18,8	-4,9	-8,4	-18,8
Kinderen betrokken bij scheiding*	2,8	4,3		2,8	4,3	
Gescheidenen*	0,7	1,4		0,7	1,4	
Eenoudergezinnen*	1,0	1,5		1,0	1,5	
<i>Institutionele factoren</i>						
Kerkelijkheid	2,2	3,3	2,4	0,0	-3,3	-2,4
Middelen van de politie	1,9	0,7	2,2	-1,0	-0,7	-2,2
Middelen van de politie t.b.v. personeel	2,3	1,7	2,7	-2,3	-1,7	-2,7
Politieagenten	1,1	1,0	0,8	-1,1	-1,0	0,8

* Het aantal waarnemingen is respectievelijk 2, 1 en 0.

** Het betreft hier niet de procentuele voorspelfout maar de voorspelfout in procentpunten.

Met de gerealiseerde waarden van de exogenen is met het PMJ een nieuwe voorspelling gemaakt en is opnieuw de voorspelfout in de beleidsneutrale PMJ-raming voor diverse justitieonderdelen berekend. Tabel 4.2 geeft aan wat het verschil is tussen de oorspronkelijke voorspelfout en de nieuwe voorspelfout. Bijvoorbeeld, het verschil tussen de oorspronkelijke MAPE van de instroom van rechtbankzaken bij het OM voor 1 jaar vooruit met de MAPE berekend nadat realisaties voor de exogenen zijn ingevuld, bedraagt -0,2 procentpunt. Dat wil zeggen dat de voorspelfout 0,2 procentpunt kleiner wordt als wordt uitgegaan van de gerealiseerde waarden van de exogenen.

Opmerkelijk is dat voor een aantal onderdelen de voorspelfout juist groter wordt in plaats van kleiner. Dit betreft met name de instroom bij het OM van kantonzaken en de daarmee samenhangende strafkantonzaken bij de rechtbanken. Opmerkelijk is ook de vergroting van de voorspelfout van het aantal WAHV-zaken. In dit geval is het teken van de voorspelfout omgeslagen: de oorspronkelijke voorspelfout was positief (overschatting) en vrij klein, terwijl de nieuwe voorspelfout negatief (onderschatting) is geworden en in absolute zin groter dan de oorspronkelijke voorspelfout.

Tabel 4.2 Verschil tussen de oude en de nieuwe absolute voorspelfout (MAPE en MPE, procentpunt)*

	Verschil in MAPE			Verschil in MPE		
	1 jaar vooruit	2 jaar vooruit	3 jaar vooruit	1 jaar vooruit	2 jaar vooruit	3 jaar vooruit
	(berekeningsjaar)	(publicatietjaar)	(1 ^e begrotingsjaar)	(berekeningsjaar)	(publicatietjaar)	(1 ^e begrotingsjaar)
Aantal waarnemingen	2	2	1	2	2	1
Instroom OM, rechtbankzaken	-0,2	-0,4	-0,5	-0,2	0,1	-0,5
Instroom OM, kantonzaken	13,9	9,2	21,2	13,9	9,2	21,2
Instroom CJIB, WAHV-zaken	-1,7	1,4	1,9	-1,2	1,8	1,9
Gevangeniswezen	-0,2	-0,7	2,0	-0,2	-0,7	2,0
Taakstraffen meerderjarigen	0,3	0,5	1,3	0,3	0,5	1,3
Taakstraffen minderjarigen	-0,2	-0,2	-1,6	-0,2	-0,8	-1,6
Halt-maatregelen	0,3	-1,0	-3,5	-0,8	-1,3	-3,5
Rechtspraak, strafkantonzaken	7,2	1,2	10,4	1,6	1,4	10,4
Rechtspraak, strafrechtbankzaken	-0,2	-0,1	-0,8	-0,2	-0,1	-0,8
Strafrechtelijke rechtsbijstand	0,1	0,1	0,8	0,1	-0,1	0,8
Alle variabelen**	1,9	1,0	3,1	2,4	0,9	1,8
Alle variabelen excl. kantonzaken uit de begroting 2007***	-0,3	0,0	-0,1	0,1	-0,6	-1,7

* Een negatief teken impliceert dat de voorspelfout kleiner is geworden door het gebruik van de gerealiseerde waarden in plaats van voorspelde waarden, terwijl een positief teken impliceert dat de voorspelfout groter is geworden.

** Het aantal waarnemingen is respectievelijk 30, 20 en 10.

*** Het aantal waarnemingen is respectievelijk 28, 18 en 8.

De vergroting van de voorspelfout van de instroom van kantonzaken bij het OM duidt erop dat het PMJ ten behoeve van de begroting 2007 met name op het punt van de instroom van kantonzaken bij het OM niet optimaal was. De modellering van dit onderdeel is in latere begrotingen dan ook sterk gewijzigd. Op de laatste regel van tabel 4.2 staat aangegeven wat het effect zou zijn geweest als we ramingen van kantonzaken voor de begroting 2007 niet hadden meegenomen in deze analyse. Het totale effect van de voorspelfouten in de exogenen op de voorspelfouten van de justitiële variabelen blijkt dan heel klein. Dit is in lijn met de bevindingen van Moolenaar et al. (2002) en Moolenaar & Huijbregts (2003), die vaststellen dat de bijdrage van de exogenen aan de totale voorspelde groei, met name aan het einde van de justitieketen, verhoudingsgewijs gering is in vergelijking met de invloed van beleid en wetgeving. Met andere woorden: de rol van trendmatige factoren is hier heel belangrijk. Overigens is het effect van de economische crisis in de hier beschouwde realisatie-

cijfers nog niet zichtbaar. Als er realisatiecijfers over 2008 en 2009 beschikbaar komen, is er wellicht meer effect te zien.

4.2 Keteneffecten

Een probleem van een keten en een daarop aansluitend ketenmodel, zoals het PMJ, is dat voorspelfouten in onderdelen aan het begin van de keten kunnen samen kunnen hangen met voorspelfouten aan het eind van de keten. Het is te arbeidsintensief om dit effect voor alle justitie-onderdelen in dit cahier te onderzoeken. Maar voor het onderdeel gevangeniswezen is toch een poging gewaagd. Aangezien het gevangeniswezen vrijwel aan het einde van de veiligheidsketen staat, kunnen voorspelfouten in bijna elk ander onderdeel van die keten samenhangen met die bij het gevangeniswezen. Weliswaar spreken we meestal over een keten als we het over justitie hebben, maar in feit is het een netwerk, waarbij verschillende ‘paden’ naar het gevangeniswezen kunnen leiden. Hierdoor is het ook mogelijk dat voorspelfouten van verschillende ‘paden’ tegen elkaar in werken en elkaar uiteindelijk min of meer opheffen of dat ze elkaar versterken. Een schematische weergave van alle paden in het PMJ is te vinden in bijlage 4.

Voor deze analyse hebben we gebruik gemaakt van de gebruiksvriendelijke versie van het PMJ voor het begrotingsjaar 2008. De versies voor de begrotingsjaren 2007 en 2009 bleken om technische redenen niet geschikt voor dit doel. Op diverse plaatsen in de justitieketen hebben we de ramingen voor één en twee jaar vooruit vervangen door gerealiseerde waarden. Tabel 4.3 geeft het resultaten. Zoals we reeds in de vorige paragraaf hebben geconstateerd, leidt het invullen van de gerealiseerde waarden voor de exogenen nauwelijks tot een verbetering van de voorspelfout. Als we de gerealiseerde waarden voor de instroom bij het OM invullen dan zien we iets opmerkelijks gebeuren: de voorspelfout voor het gevangeniswezen wordt groter. Voor twee jaar vooruit neemt de voorspelfout zelfs met 11 procentpunten toe, terwijl de gerealiseerde waarden van de instroom bij het OM van rechtbankzaken slechts 1% hoger lag dan de geraamde waarde.¹¹ De onvermijdelijke vraag is wat hiervan de oorzaak is. Een nadere analyses laat zien dat het onderdeel gevangeniswezen in het PMJ erg gevoelig blijkt te zijn voor de juiste inschatting van het aantal en het soort straffen. Het gaat daarbij niet alleen om gevangenisstraffen maar ook om taakstraffen, boetes, ontnemingsmaatregelen en schadevergoedingsmaatregelen aangezien deze in een vervangende hechtenis kunnen worden omgezet als ze niet succesvol worden afgesloten. Indien de gerealiseerde waarden van het aantal straffen worden ingevuld, dan wordt de voorspelfout voor het gevangeniswezen ongeveer gehalveerd.

¹¹ Gemakshalve wordt de instroom van kantonzaken hier genegeerd. Weliswaar was voor dit onderdeel de afwijking tussen raming en realisatie veel groter, maar uiteindelijk dragen kantonzaken weinig bij aan de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen.

Tabel 4.3 Verschil tussen de oude en de nieuwe absolute voorspelfout, (procentpunt)*

	1 jaar vooruit (berekenningsjaar)	2 jaar vooruit (publicatiejaar)
Aantal waarnemingen	1	1
Met gerealiseerde waarden van de exogenen	0,0	0,1
Met gerealiseerde waarden van de exogenen en justitieonderdelen t/m instroom OM	6,8	10,7
Met gerealiseerde waarden van de exogenen en justitieonderdelen t/m straffen	-2,2	-7,0

* Een negatief teken impliceert dat de voorspelfout kleiner is geworden door het gebruik van de gerealiseerde waarden in plaats van voorspelde waarden, terwijl een positief teken impliceert dat de voorspelfout groter is geworden.

Aangezien deze analyse maar voor één begrotingsronde mogelijk was, kunnen we nog geen harde conclusies trekken. Ook het feit dat vele ‘paden’ naar het gevangeniswezen leiden, maakt het lastig om één oorzaak van de voorspelfout te identificeren. Toch lijkt deze analyse erop te duiden dat de achterkant van het PMJ-V waarschijnlijk redelijk op orde is, maar dat er in het midden van het model nog wel winst valt te behalen, in het bijzonder bij de onderdelen vervolging en berechting, en dat het toevoegen van meer recentere informatie over straffen de voorspelfout van het gevangeniswezen kan verbeteren. Een voorwaarde is dan wel dat de recentere informatie over straffen ook accuraat is. Hier wringt echter de schoen. Ten eerste, vanwege de mogelijkheid tot hoger beroep duurt het vrij lang, soms wel jaren, voordat duidelijk is welke straf uiteindelijk wordt opgelegd. Daarbij kan het uiteindelijke onherroepelijke vonnis soms aanzienlijk verschillen van het vonnis in eerste aanleg. Ten tweede, is er weinig informatie beschikbaar over de tijdstip waarop de gevangenisstraf daadwerkelijk ten uitvoer wordt gelegd. Het PMJ gaat er nu vanuit dat alle opgelegde vrijheidsstraffen direct ten uitvoer worden gelegd. De praktijk is echter anders.

4.3 Vergelijking van het PMJ met alternatieve methoden

Om de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen in een breder perspectief te plaatsen, vergelijken we in deze paragraaf de voorspelfouten van de beleidsrijke PMJ-ramingen met die van de in hoofdstuk 2 genoemde vier alternatieve theoriearme methoden:

- constant houden op de laatste waargenomen waarde van de te voorspellen grootte (realisatie);
- een simpele trendextrapolatie op eerste verschillen;
- een simpele tijdreeksanalyse (AR(1));
- een simpele tijdreeksanalyse op eerste verschillen (DAR(1)).

We hebben deze methoden gekozen, omdat zij in de praktijk vaak worden gebruikt om op eenvoudige manier voorspellingen te maken. Strikt gesproken, mogen deze methoden alleen toegepast worden, als de cijfers aan bepaalde statistische eisen voldoen. In de praktijk worden deze methoden echter vaak toegepast, zonder dat statistisch wordt getoetst of aan deze eisen is voldaan. Een statistische toets wijst uit, dat deze eenvoudige methoden volgens deze eisen bij *geen* van de hier beschouwde justitie-onderdelen alle mogen worden toegepast,

met uitzondering van gevangeniswezen. Steeds zijn, om de vergelijking eerlijk te houden, de diverse ramingen op dezelfde manier geïjkt. Zo is bij de instroom van zaken bij de civiele rechtspraak en bestuursrechtspraak de prognose van 1 jaar vooruit steeds, zowel bij PMJ-CB als bij deze alternatieve methoden, gebaseerd op hetzelfde voorlopige cijfer, dat is geschat via de instroom van de eerste acht maanden van het prognosejaar in kwestie.

4.3.1 Vergelijking op absolute niveaus.

Allereerst kijken we in hoeverre de alternatieve methoden het absolute niveau van de hier beschouwde justitie-onderdelen beter of slechter voorspellen dan de beleidsrijke PMJ-ramingen. Tabel 4.4 geeft de gemiddelde absolute procentuele voorspelfout (MAPE) van vier alternatieve theoriearme modellen weer, afgezet tegen de MAPE van de beleidsrijke PMJ-ramingen voor 1 tot 6 jaar vooruit. Omdat voor sommige onderdelen van de justitiële ketens pas enige jaren PMJ-ramingen beschikbaar zijn, loopt het aantal waarnemingen terug, naarmate de tijdshorizon langer wordt.

In tabel 4.4 is bijvoorbeeld het verschil van de MAPE van de AR(1) methode voor 6 jaar vooruit met de MAPE van de beleidsrijke raming -2,2 procentpunt. Dat wil zeggen dat de MAPE van de AR(1)-raming 2,2 procentpunt lager is dan de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming. Met andere woorden, de AR(1)-raming sluit beter aan bij de gerealiseerde waarde dan de beleidsrijke PMJ-raming. Voor 4 jaar vooruit is in dit voorbeeld de situatie omgekeerd. Het verschil van de AR(1)-raming met de beleidsrijke raming is 1,2 procentpunt. Dat wil zeggen dat de MAPE van de AR(1)-raming 1,2 procentpunt hoger ligt dan de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming, oftewel de beleidsrijke PMJ-raming sluit beter aan bij de realisatie.

Samenvattend:

- Als het verschil van de MAPE van de alternatieve methode met de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming negatief is, dan sluiten de ramingen van de alternatieve methode beter aan bij de werkelijkheid dan de beleidsrijke PMJ-ramingen.
- Als het verschil van de MAPE van de alternatieve methode met de MAPE van de beleidsrijke PMJ-raming positief is, dan sluiten de beleidsrijke PMJ-ramingen beter aan bij de werkelijkheid dan de ramingen van de alternatieve methode.

Voor 1 en 3 jaar vooruit is de voorspelfout van de beleidsrijke PMJ-ramingen stevast kleiner dan die van alle alternatieve methoden. Voor de andere jaren is het beeld diffuser. Alleen de methode van constant houden presteert over de hele linie slechter dan de beleidsrijke PMJ-ramingen. De methode van constant houden negeert de overwegend stijgende trendmatige ontwikkelingen die zijn opgetreden en leidt daarmee vaak tot onderschattingen. Naarmate de tijdshorizon langer wordt, lijken de alternatieve methoden het enigszins beter te gaan doen dan de beleidsrijke PMJ-ramingen.

Tabel 4.4 Raming van het absolute niveau: alternatieve methoden versus beleidsrijke PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (bereke- ningsjaar)	2 jaar vooruit (publica- tiejaar)	3 jaar vooruit* (1 ^e begro- tingsjaar)	4 jaar vooruit* (2 ^e begro- tingsjaar)	5 jaar vooruit** (3 ^e begro- tingsjaar)	6 jaar vooruit** (4 ^e begro- tingsjaar)
Aantal waarnemingen abs.		66	70	60	48	36	30
<i>Verskil MAPE met PMJ beleidsrijk</i>							
Constant	%-punt	0,1	1,1	3,3	5,8	9,0	12,2
Trendextrapolatie	%-punt	0,4	-0,0	0,0	-0,2	-0,7	-1,0
AR(1)	%-punt	0,7	0,7	1,5	1,2	-0,1	-2,2
DAR(1)	%-punt	0,3	-0,3	1,7	0,9	1,4	-0,7

* excl. civiele rechtspraak, bestuursrechtspraak en civiele rechtsbijstand.

** excl. vervolging, rechtspraak en rechtsbijstand.

4.3.2 Vergelijking van de procentuele groei

Zoals reeds in hoofdstuk 3 is vastgesteld, was het uitgangsniveau van bepaalde ramingen achteraf gezien niet juist (zie bijvoorbeeld paragraaf 3.4.1). Dit kan tot een forse voorspelfout leiden. Daarom kijken we in deze paragraaf in hoeverre de alternatieve methoden de procentuele groei van de hier beschouwde justitie-onderdelen beter of slechter voorspellen dan de beleidsrijke PMJ-ramingen. Hiervoor gebruiken we niet de gemiddelde absolute procentuele voorspelfout (MAPE) maar de gemiddelde absolute voorspelfout (MAE, zie bijlage 3) omdat de groeicijfers reeds in percentages zijn uitgedrukt. Tabel 4.5 geeft de resultaten. Het beeld verschilt niet zo heel veel van de ramingen voor de absolute niveaus. Voor 1 en 5 jaar vooruit komen de beleidsrijke PMJ-ramingen als beste uit de bus, voor de andere jaren is het beeld diffuser. Soms zijn de beleidsrijke PMJ-ramingen beter, soms een alternatieve methode. Er is echter geen enkele alternatieve methode die met kop en schouders boven de rest uitsteekt.

Tabel 4.5 Raming van de procentuele groei: alternatieve methoden versus beleidsrijke PMJ-ramingen, per jaar vooruit

		1 jaar vooruit (bereke- ningsjaar)	2 jaar vooruit (publica- tiejaar)	3 jaar vooruit* (1 ^e begro- tingsjaar)	4 jaar vooruit* (2 ^e begro- tingsjaar)	5 jaar vooruit** (3 ^e begro- tingsjaar)	6 jaar vooruit** (4 ^e begro- tingsjaar)
Aantal waarnemingen abs.		66	70	60	48	36	30
<i>Verskil MAE met PMJ beleidsrijk</i>							
Constant	%-punt	0,3	-0,2	1,1	0,6	2,1	1,8
Trendextrapolatie	%-punt	0,3	-0,9	-0,4	-0,4	0,4	-0,8
AR(1)	%-punt	0,7	-0,9	0,1	-0,1	0,4	-1,1
DAR(1)	%-punt	0,3	0,4	1,3	4,6	3,0	-0,6

* excl. civiele rechtspraak, bestuursrechtspraak en civiele rechtsbijstand.

** excl. vervolging, rechtspraak en rechtsbijstand.

5 Nabeschouwing en conclusies

5.1 Nabeschouwing

Al bij de ontwikkeling van de eerste versies van het Jukebox-model werd opgemerkt (Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit, 1997, bijlage 3.1, p. 5):

‘Overigens is het duidelijk dat, qua voorspelkracht, van geen enkel model wonderen zijn te verwachten.’

Verschillen tussen ramingen en werkelijke uitkomsten leiden echter in de praktijk regelmatig tot discussie over de kwaliteit van het Jukebox-model en het PMJ. Een complicatie daarbij en bij de evaluatie van de modellen is, dat de uitkomsten niet alleen het gevolg zijn van het simpelweg toepassen van deze modellen, maar ook van de kwantificering van beleidseffecten. Daarom is de kwaliteit van de uitkomsten de resultante van de kwaliteit van de ramingen met de modellen én het realiteitsgehalte van de veronderstelde beleidseffecten.

Onze kennis van sociale processen, die de achtergronden vormen van het beroep op de justitiële ketens is beperkt. Ramingen op justitieterrein kunnen dan ook niet het exacte karakter hebben van voorspellingen in de exacte wetenschappen. Daar komt nog iets anders bij. Sociale actoren, en met name die in het Justitieveld zelf, kunnen en zullen soms reageren op ramingen, zodanig dat deze het karakter van een *self-denying prophecy* krijgen. Daardoor kunnen compenserende effecten optreden, die zeker niet in de beleidsneutrale, maar wellicht ook niet adequaat in de beleidsrijke ramingen zijn verwerkt. Grote voorspelfouten mogen dan niet meer als een verrassing komen.

Het PMJ is, evenals zijn voorganger het Jukeboxmodel, te karakteriseren als een ‘verklaringsmodel, gebaseerd op econometrische tijdreeksanalyse’. Het PMJ beschrijft de kwantitatieve verbanden tussen de maatschappelijke ontwikkelingen enerzijds en de criminaliteit of het beroep op rechtshulp en rechtspraak anderzijds. Tevens brengt het PMJ de samenhangen tussen de criminaliteit en het beroep op rechtspraak enerzijds en de ontwikkelingen in de rest van de justitiële ketens anderzijds in beeld. De gemodelleerde samenhangen zijn zoveel mogelijk gebaseerd op noties van achterliggende sociale processen en de interne samenhang van de justitiële ketens. Via tijdreeksanalyse van ontwikkelingen in de afgelopen decennia is de sterkte van deze samenhangen verder ingevuld.

Ook het Centraal Planbureau (CPB) staat bij het opstellen van prognoses steeds voor de afweging tussen het gebruik van, zoveel mogelijk op theorie gebaseerde, ‘verklaringsmodellen’ dan wel tijdreeksmodellen. Het CPB kiest daarbij in principe steeds voor de eerste, maar betreft alternatieve modellen bij evaluaties van de voorspelkwaliteit van de gehanteerde modellen. Zo evalueert het CPB (Kranendonk et al., p. 10) de jaarlijks in de Macro Economische Verkenning gepubliceerde voorspellingen van macro-economische kerngrootheden. Deze zijn, in termen van het bovenstaande, geschat met een ‘verklaringsmodel’. Deze voor-

spellingen blijken beter te voldoen dan eenvoudige alternatieve voorspellingen, gebaseerd op ontwikkelingen in het voorgaande jaar.

Een ander onderzoek van het CPB (Elbourne et al., 2008) gaat in op de kwaliteit van de gepubliceerde voorspellingen van economische groei op de korte termijn. Deze voorspellingen zijn opgesteld met het SAFFIER-model, dat is een op economische theorie gebaseerd uitgebreid ‘verklaringsmodel’, en aangevuld met ‘expert opinion’. De voorspelkwaliteit van deze kortetermijnvoorspellingen is vergeleken met die van een aantal (theoriearme) tijdreeksmodellen. De resultaten laten zien dat de gepubliceerde CPB-voorspellingen in het algemeen lagere voorspelfouten kennen dan individuele tijdreeksmodellen. Echter in vele gevallen deden combinaties van voorspellingen met diverse tijdreeksmodellen het wél beter dan de CPB-voorspellingen (Elbourne et al., 2008, p. 9).

Het Jukeboxmodel en het PMJ zijn verschillende malen geëvalueerd door externe instanties. Deels betroffen deze evaluaties inhoudelijke aspecten, deels procesmatige (Theeuwes & De Winter, 1998; KPMG/BEA, 1998; Bomhoff et al., 2002; Spapens et al., 2001; Goudriaan, 2004; Felsö et al., 2006; Bont et al., 2009). De conclusies van deze evaluaties waren in grote lijnen steeds positief, met vaak wel een aantal kritische kanttekeningen. De gekozen hoofdlijnen bij de opbouw van de modellen zijn niet ten principale ter discussie gesteld. Met een aantal kanttekeningen van deze evaluaties is bij de verdere ontwikkeling van de modellen rekening gehouden. Daarbij zijn ook in de loop der jaren een aantal nieuwe verklarende variabelen geïntroduceerd en onbevredigende relaties veranderd en opnieuw geschat. Sommige ontwikkelingen kunnen invloed hebben op andere ontwikkeling, maar met een zekere *tijdsvertraging*. In de hier gebruikte modellen kan een goede modellering van deze vertragingen van belang zijn. Inmiddels is een aantal pogingen ondernomen om een meer algemeen geldige formulering van de structuur van de tijdsvertraging in de modellen te introduceren. Vooralsnog heeft dit nog niet tot toepassingen in het PMJ geleid.

5.2 Conclusies

Voorspelfouten zijn tot op zekere hoogte onvermijdelijk. Al bij de ontwikkeling van de voorloper van het PMJ werd geconstateerd dat niet te verwachten is dat een verklaringsmodel kleinere voorspelfouten zal opleveren dan een eenvoudige tijdreeksmodel. Een (gedeeltelijk) verklaringsmodel als het PMJ heeft daarnaast enkele voordelen boven meer eenvoudige tijdreeksmodellen. In de eerste plaats bevordert het de samenhang tussen de ramingen van diverse onderdelen van de justitiële keten. Sterker nog, in sommige gevallen zijn met het PMJ ook simulaties van beleidseffecten mogelijk, ook al is het PMJ daar minder opgericht dan bijvoorbeeld het elders binnen het ministerie van Justitie gebruikte SMS-model. Ook een raming van de gevolgen van de snel verslechterende economische verwachtingen voor het beroep op de justitiële ketens, zoals deze enkele keren rond de jaarwisseling van 2009 op verzoek van beleidsmakers zijn opgesteld, is alleen met een dergelijk verklaringsmodel mogelijk. En voorzover trendbreuken te voorspellen zijn, is een verklaringsmodel als het PMJ daar meer voor geschikt dan een tijdreeksmodel. Dit waren destijds dan ook redenen om voor de ontwikkeling van een (gedeeltelijk) verklaringsmodel te kiezen.

Dat laatste laat onverlet dat trendbreuken die ‘uit de lucht komen vallen’, dat wil zeggen de effecten van onverwachte, niet-voorspelde, ontwikkelingen in de van buiten af bepaalde variabelen van het model (zoals de economische recessie), ook door een verklaringsmodel niet kunnen worden voorzien. Verbetering van de ramingen bij een korte tijdshorizon (tot 4 jaar vooruit) is wellicht te bereiken door meer frequente monitoring van de laatste ontwikkelingen zowel op justitieterrein als daarbuiten en het gebruik van de meest recente informatie.

De inschatting van beleidseffecten tot en met 4 jaar vooruit heeft per saldo geen bijdrage geleverd aan de kwaliteit van de ramingen. Hiervoor vier mogelijke oorzaken. Ten eerste is het mogelijk dat de effecten overschat worden. De literatuur over decision-making en public choice laat zien dat er een opwaartse druk is om potentiële successen te claimen (zie o.a. Mueller, 2003). Ten tweede kost de implementatie van nieuw beleid soms meer tijd dan in eerste instantie was voorzien. Ten derde komt het voor dat de verwachte beleidseffecten uitblijven. Tot slot is het niet uitgesloten de effecten zich al hebben voorgedaan vooruitlopend op de formele vaststelling van het beleid. Dit is echter geen pleidooi om dan maar geen beleidseffecten meer te kwantificeren. Voorzover beleidsmakers geneigd zijn om de effecten van hun beleid te positief in te schatten, zou een kritische toetsing van deze inschattingen door anderen dan de betrokken beleidsdirectie een bijdrage aan een meer betrouwbare inschatting kunnen leveren. Ook ex-ante evaluaties zouden daarbij uitkomst kunnen bieden (zie bijvoorbeeld Klein Haarhuis et al., 2005, en de resultaten van de erkenningscommissie justitiële interventies). Een systematische evaluatie achteraf van de beschouwde beleidsmaatregelen en de ingeschatte effecten daarvan, in vergelijking met de invoering en (waar mogelijk) werkelijke effecten daarvan, zou eveneens de moeite waard kunnen zijn (zie bijvoorbeeld Ferweda et al., 2006, Koeter & Bakker, 2007).

Bij een lange tijdshorizon (6 jaar vooruit) is de winst van het PMJ op meer eenvoudige tijdreeksmodellen onduidelijk. Het model is, vanwege de manier waarop het is geformuleerd, blijkbaar niet in staat ‘winst’ te halen uit mogelijke verklarende verbanden op lange termijn. Dit kan zowel te maken hebben met de formulering van het model als met de kwaliteit van de voorspellingen van de van buiten af bepaalde verklaarde variabelen (exogenen) op lange termijn. Eenvoudige recepten voor verbetering op dit gebied zijn er niet. Eerdere pogingen om voor onderdelen van het PMJ andere technische specificaties te formuleren die meer met langetermijnrelaties rekening houden (ECM- of VAR-modellen) bleken te veel complicaties op te roepen (Boswijk et al., 2002, en Boswijk & Wolthoff, 2003). Nader onderzoek naar de formulering van het model en de vertragingstructuur, in het bijzonder voor de onderdelen vervolging en berechting, verdient in het licht van deze resultaten toch verdere aandacht.

Ten onrechte wordt vaak gedacht dat de theoriearme modellen minder complex zouden zijn dan verklaringmodellen. Het tegendeel is waar. Op het hoogste detailniveau zijn de vergelijkingen in het PMJ vrij simpel, vaak niet meer dan het schatten van verhoudingsgetallen. De complexiteit zit ‘m vooral in de vele afdoeningsmodaliteiten binnen de justitiële keten en het onderscheid naar delict. Dit is voor tijdreeksmodellen niet essentieel anders. Ook voor de meest simpele tijdreeksmodellen (zoals constant houden en trendextrapolatie) moet

onderscheid naar type afdoening en delict worden gemaakt omdat de ontwikkelingen in de diverse subcategorieën soms substantieel van elkaar verschillen. Zo heeft het aantal taakstraffen zich heel anders ontwikkeld als het aantal gevangenisstraffen en heeft het aantal vermogensdelicten zich heel anders ontwikkeld als het aantal geweldsdelicten (zie Eggen & Kalidien, 2008). Daarnaast moet voor elk model, dus ook voor tijdreeksmodellen zoals constant houden en trendextrapolatie, eerst een statistische toets worden uitgevoerd of het beoogde model wel methodologisch correct is. Na analyse blijkt dat voor de in dit rapport beschouwde onderdelen deze eenvoudige modellen op statistische gronden lang niet altijd zijn toegestaan.

Bij de meeste onderdelen van de justitiële ketens geldt dat een raming vier jaar vooruit voldoende is. Dat vierde jaar is het tweede begrotingsjaar in de begroting. Er is doorgaans nog voldoende tijd en ruimte om de capaciteit voor latere begrotingsjaren aan te passen in een volgende begroting. Voor de intramurale sancties zijn de lange termijn ramingen echter belangrijker, omdat het tijdsverloop van planning tot ingebruikname van een justitiële inrichting circa 4 à 5 jaar bedraagt. Mede in dit licht is wellicht meer differentiatie in aanpak, met extra aandacht voor deze intramurale sancties, gewenst. Een mogelijkheid is om onderscheid te maken tussen korte- en (middel)langetermijnmodellen à la het Centraal Planbureau. Het is niet uit te sluiten dat vooruit kijken op de lange termijn een andere structuur van het model vereist, dan vooruit kijken op de korte termijn. Binnen de econometrie zijn hiervoor ook aparte technieken beschikbaar. En niet voor niets maakt het Centraal Planbureau onderscheid tussen korte-, middellange- en langetermijnmodellen, waarbij de laatste twee meer het karakter van toekomstverkenningen dan voorspellingen hebben. Overigens actualiseert het Centraal Planbureau alleen de kortetermijnmodellen jaarlijks; het middellangetermijnmodel wordt eens in de vier jaar geactualiseerd en het lange-termijnmodel incidenteel.

Ook in de toekomst zal het PMJ soms slechter presteren dan wenselijk is. Continue monitoring van zowel de werkelijke en actuele ontwikkelingen op justitie-terrein en van de prestaties van het model zal ervoor moeten zorgen dat de omvang van de voorspelfouten zo beperkt mogelijk blijft en er geen structurele misschattingen plaatsvinden.

Summary

Back to the future

The call for justice, 1997-2007: forecasts and actual figures

Good forecasts of the call for justice in the upcoming years are very important as a foundation for the justice budget. For over a decade, therefore, the ministry of Justice has been making annual forecast for the need for capacity in the justice chain. The forecasts are made using the forecasting model developed for the Dutch criminal justice system and the civil and administrative justice systems (PMJ). The PMJ model is based on developments within society but outside the sphere of influence of the Ministry of Justice. The basic underlying assumption of the model is that developments in society drive trends in crime and private disputes. The forecasts produced with this model are enhanced with estimates of the effects of new developments in the area of justice.

This report looks back on ten years of forecasts and considers the quality of the forecasts. It turns out that the mean absolute percentage error (MAPE) of the one-year-forecasts is 5%. The MAPE gradually increases tot 11% for three-year-forecasts and tot 17% for six-year-forecasts. In the short term (up to four years ahead) there is an underestimation, but in the long term (five years ahead and further) there is an overestimation. However neither the overestimation nor the underestimation seem to be systematic. Up to four years ahead the enhancements of the model forecasts with the effects of new developments have an upwards effect on the total forecasts. Since the model forecasts also tend to overestimate the actual figures, the enhancements have increased the forecast error. In the long term, though, the enhancements seem to improve on the model forecasts, but the differences are small. Possibly policies are not implemented as expected, or the speed with which new policy is implemented is underestimated, or the size of the effect is overestimated or the effects have already occurred prior to official implementation.

The forecasts have also been compared to forecasts made with time series models. It turns out that in the short term (up to four years ahead) our forecasts have smaller or similar forecasts errors as the forecasts produced by simple time series models. In the long term (five or more years ahead) time series models perform better, but there is not one single times series model that outperforms the others.

Forecasting errors are to certain extend unavoidable. Already during the development stages of the PMJ-model it was not expected that this kind of model would render smaller forecasting errors than a simple time series model. The advantage of the PMJ-model over time series models is that in the PMJ-model all the chains within the justice system are linked so that to a certain extend simulations are possible.

Despite all the research in the area of justice and criminology our knowledge of the social processes underlying crime and disputes is still limited. Thus fore-

casts in the area of justice cannot be as exact as those in the area of physics. Moreover, social partners have a tendency to react to forecasts, so that forecasts become a self-denying prophecy.

Improvement of the short-term forecasts can be obtained by more frequent monitoring of the latest developments both in the area of justice as well as outside of this area, by using the most recent information even if incomplete, by being critical about the enhancements made to the model forecasts, by using the results of ex-ante evaluations, by systematic evaluation of the implemented policies and by further inspection of the equations in the model. However, unexpected breaks in series remain very difficult to forecast. The long-term forecasts are more difficult to improve. It is not exactly clear in which direction to go. One possibility is a further analysis of the lag structure. Another possibility is to make a distinction between long-term and short-term models.

Literatuur

- Biermans, M., & Leeuwen, M. van (2003). *SWOT-analyse modellen veiligheidsketen*. Amsterdam: SEO.
- Bomhoff, E.J., Voort van der Kleij, G.T. van der, & Sadiraj, K. (2002). *Tekort aan cellen*. Breukelen: Nyfer.
- Bont, P.F.H., Homburg, G.H.J., & Rij, C. van (2009). *Evaluatie PMJ-systeem: Van beleidsneutraal naar beleidsrijk*. Amsterdam: Regioplan.
- Boswijk, H.P., Kok, M.H.C., & Leeuwen, M.J. van (2002). *Naar een gecombineerd VEC-model voor jeugd- en volwassenencriminaliteit: Verkenning en advies*. Amsterdam: SEO.
- Boswijk, H.P., & Wolthoff, R.P. (2003). *Stabiliteit van coïntegratierelaties: Literatuuronderzoek en toepassing op een VEC-model voor de criminaliteit*. Amsterdam: SEO.
- DFEZ/B&S (2005). *PMJ-resultaten: Begroting 2006*. Den Haag: Ministerie van Justitie. Intern rapport.
- DFEZ/B&S (2006). *PMJ-resultaten: Begroting 2007*. Den Haag: Ministerie van Justitie. Intern rapport.
- DFEZ/B&S (2007). *PMJ-Resultaten t.b.v. de begroting 2008*. Den Haag: Ministerie van Justitie. Intern rapport.
- DFEZ/B&S (2008). *PMJ-Resultaten t.b.v. de begroting 2009*. Den Haag: Ministerie van Justitie. Intern rapport.
- DJI (1997). *Vraag en aanbod in de sector terbeschikkingstelling: Feitelijke behoefte en beschikbare capaciteit 1^e helft 1997, prognoses 1997 t/m 2002*. Den Haag: Dienst Justitiële Inrichtingen.
- Eggen, A. Th. J., & Kalidien, S.N. (2008). *Criminaliteit en rechtshandhaving 2007: Ontwikkelingen en samenhangen*. Den Haag: BOOM/WODC/CBS. Onderzoek en beleid 271.
- Elbourne, A., Kranendonk, H., Luginbuhl, R., Smid, B., & Vromans, M. (2008). *Evaluating CPB's published GDP growth forecasts: A comparison with individual and pooled VAR based forecasts*. Den Haag: CPB. CPB-document nr. 172.
- Felsö, F., Scheele, D., Bremer, S., & Baarsma, B. (2006). *Evaluatie prognosemodellen justitiële ketens: Civiel en bestuur*. Amsterdam: SEO.
- Ferwerda, H.B., Leiden, I.M.G.G. van, Arts, N.A.M., & Hauber, A.R. (2006). *Halt: Het alternatief? De effecten van Halt beschreven*. Den Haag: Boom Juridische uitgevers / Advies- en Onderzoeksgroep Beke / WODC. Onderzoek en beleid 244.
- Franses, P.H., Kranendonk, H.C., & Lanser, D. (2007). *On the optimality of expert-adjusted forecasts*. Den Haag: CPB. CPB discussion paper 92.
- Goudriaan, R. (2004). *Beoordeling prognosemodel voor de veiligheidsketen*. Den Haag: APE.
- Heide, W. van der, Moolenaar, D.E.G., Tulder, F.P. van (2001). *Prognose van de sanctiecapaciteit 2000-2005*. Den Haag: WODC. Onderzoeksnotitie 2001/2.
- Heide, W. van der, Tulder, F. van, & Wiebrens, C. (2007). *Strafrechter en strafketen: De gang van zaken, 1995-2006*. Den Haag: Raad voor de Rechtspraak. Rechtstreeks, nr. 3.
- Hendry, D.F., & Clements, M.P. (2003). Economic forecasting: Some lessons from recent research. *Economic Modelling*, 20(2), 301-329.

- Huijbregts, G.L.A.M., Tulder, F.P. van, Moolenaar, D.E.G. (2001). *Model van justitiële jeugdvoorzieningen voor prognose van de capaciteit*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 192.
- Justitie/BZK (2002). *Naar een veiliger Samenleving*. Den Haag: Ministerie van Justitie/Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties.
- Klein Haarhuis, C., Ooijen-Houben, M.J. van, Kleemans, E.R., & Leeuw, F.L. (2005). *Kennis voor beleid: Een synthese van 58 (evaluatie)onderzoeken op het gebied van rechtshandhaving in Nederland*. WODC: Den Haag.
- Koeter, M.W.J., & Bakker, M. (2007). *Effectevaluatie van de Strafrechtelijke opvang Verslaafden (SOV)*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 259.
- KPMG/BEA (1998). *De plausibiliteit van het prognosemodel sanctiecapaciteit*. Hoofddorp: KPMG/BEA.
- Kranendonk, H.C., & Verbruggen, J.P. (2006). *Trefzekerheid van korte-termijnramingen en middellange-termijnverkenningen*. Den Haag: CPB. CPB-document 131.
- Leertouwer, E.C., Tulder, F.P. van, Diephuis, B.J., Folkeringa, M., & Eshuis, R.J.J. (2005). *Prognosemodellen Justitiële Ketens: Civiel en Bestuur*. Den Haag: WODC. Cahier 2005-13.
- Leertouwer, E.C., Tulder, F.P. van, Diephuis, B.J., Folkeringa, M., & Gammeren-Zoetewij, M. van (2007). *Prognosemodel Justitiële Ketens 2006: Onderdelen Civiel en Bestuur; beschrijving van het verbetertraject 2005/2006*. Den Haag: WODC. Cahier 2007-11.
- Leertouwer, E.C., & Huijbregts, G.L.A.M. (2004). *Sanctiecapaciteit 2008*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 221.
- Mincer, J., & Zarnowitz, V. (1969). The evaluation of economic forecasts and expectations. In J. Mincer (red.), *Economic Forecasts and expectations*. New York: National bureau of Economic Research.
- Moolenaar, D.E.G. (2005). *Capaciteitsbehoefte justitiële ketens 2011: Toelichting op de beleidsneutrale ramingen voor de veiligheidsketen*. Den Haag: WODC. Cahier 2006-7.
- Moolenaar, D.E.G., Diephuis, B., Gammeren-Zoetewij, M. van, Kalidien, S., Leertouwer, E.C, & Tulder, F.P. van (2008). *Capaciteitsbehoefte justitiële ketens 2013: Beleidsneutrale ramingen*. Den Haag: WODC/Rvdr. Cahier 2008-6.
- Moolenaar, D.E.G., & Huijbregts, G.L.A.M. (2003). *Sanctiecapaciteit 2007: Een beleidsneutrale prognose*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 208.
- Moolenaar, D.E.G., Huijbregts, G.L.A.M., & Heide, W. van der (2004). *Prognosemodel Justitiële Ketens*. Den Haag: WODC. Cahier 2004-8.
- Moolenaar, D.E.G., Huijbregts, G.L.A.M., & Velden, H. van de (2005). *Capaciteitsbehoefte justitiële ketens 2010: Toelichting op de beleidsneutrale ramingen*. Den Haag: WODC. Cahier 2005-14.
- Moolenaar, D.E.G., Leertouwer, E.C., Tulder, F.P. van, & Diephuis, B. (2007). *Capaciteitsbehoefte justitiële ketens 2012: Beleidsneutrale ramingen*. Den Haag: WODC/Rvdr. Cahier 2007-14.
- Moolenaar, D.E.G., Tulder, F.P. van, Huijbregts, G.L.A.M., & Heide, W. van der (2002). *Prognose van de sanctiecapaciteit tot en met 2006*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 196.
- Mueller, D. (2003). *Public Choice III*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Peters, S.L., & Combrink-Kuiters, L. (2008), *Monitor Gesubsidieerde Rechtsbijstand 2007*. Den Haag: Boom Juridische uitgevers.

- Spapens, A.C., Hoogeveen, C.E., & Tits, M. van (2001). *Evaluatie van het model Jukebox 2: Plausibiliteit van de variabelen en verklaringsrelaties in het model*. Tilburg: IVA.
- Steinmann, P.L.M., Tulder, F.P. van, & Heide, W. van der (1999). *Prognose van de sanctiecapaciteit 1999-2003*. Den Haag: WODC. Onderzoek en beleid 181.
- Theeuwes, J.J.M., & Winter, J.M. de (1998). *Econometrische evaluatie Prognose Sanctiecapaciteit*. Amsterdam: SEO.
- Torre, A.G.J. van der, & Tulder, F.P. van (2001). *Een model voor de strafrechtelijke keten*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit (1997). *Prognose Sanctiecapaciteit: Herijking methodieken*. Den Haag: WODC.
- Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit (1998). *Actualisering 1998-2002*. Den Haag: Ministerie van Justitie.

Bijlage 1 Bronnen

De originele ramingen van het Jukebox-model en het PMJ zijn terug te vinden in onderstaande publicaties.

Beleidsneutraal

begroting 1999	Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit (1998)
begroting 2000	Steinmann, Van Tulder & Van der Heide (1999)
begroting 2002	Van der Heide, Moolenaar & Van Tulder (2001)
begroting 2003	Moolenaar, Van Tulder, Huijbregts & Van der Heide (2002)
begroting 2004	Moolenaar & Huijbregts (2003)
begroting 2005	Leertouwer & Huijbregts (2004)
begroting 2006	Moolenaar, Huijbregts & Van de Velden (2005) (ook: DFEZ/B&S, 2005)
begroting 2007	Moolenaar (2006) (ook: DFEZ/B&S, 2006)
begroting 2008	Moolenaar, Leertouwer, Van Tulder & Diephuis (2007) (ook: DFEZ/B&S, 2007)
begroting 2009	Moolenaar, Diephuis, Van Gammeren-Zoeteweyj, Kalidien, Leertouwer & Van Tulder (2008) (ook: DFEZ/B&S, 2008)

Beleidsrijk

begroting 1999	Werkgroep Prognose Sanctiecapaciteit (1998)
begroting 2000	Bijlage 5 in Van der Heide, Moolenaar & Van Tulder (2001) (ook: TK 26 800 VI, nr. 5)
begroting 2002	Bijlage 7 in Moolenaar, Van Tulder, Huijbregts & Van der Heide (2002) (ook: TK 24 587, nr. 63)
begroting 2003	Voor gevangeniswezen zie bijlage 5 in Moolenaar & Huijbregts (2003) (ook: TK 24 587, nrs. 78 en 79). Van de overige onderdelen zijn officieel geen beleidsrijke ramingen gepubliceerd. Wel is interne informatie beschikbaar.
begroting 2004	TK 24 587, nr. 91
begroting 2005	Leertouwer & Huijbregts (2004) (ook: TK 2003-2004, niet-dossierstuk just040870)
begroting 2006	TK 30 300 VI, nr. 2 (rijksbegroting Justitie 2006), hoofdstuk 13 (ook: Moolenaar, Huijbregts & Van de Velden, 2005, en DFEZ/B&S, 2005)
begroting 2007	TK 30 800 VI, nr. 2 (rijksbegroting Justitie 2007), hoofdstuk 12 (ook: DFEZ/B&S, 2006)
begroting 2008	TK 31 200 VI, nr. 2 (rijksbegroting Justitie 2008), hoofdstuk 12 (ook: DFEZ/B&S, 2006)
begroting 2009	TK 31 700 VI, nr. 2 (rijksbegroting Justitie 2009), hoofdstuk 11 (ook: DFEZ/B&S, 2008)

Bijlage 2 Uitgevoerde correcties

Halt

De beleidsneutrale PMJ-ramingen hebben altijd betrekking op de te starten HALT-maatregelen exclusief de STOP-maatregelen. In de begrotingen 2000 tot en met 2005 zijn de STOP-maatregelen in de beleidsrijke PMJ-ramingen voor Halt-maatregelen meegenomen. Vanaf de begroting 2006 worden de STOP-maatregelen zowel in de beleidsneutrale als beleidsrijke ramingen apart geraamd. Voor deze analyse zijn de STOP-maatregelen van de beleidsrijke PMJ-ramingen voor de begrotingen 2000 t/m 2005 afgetrokken.

Voor de begroting van 2000 zijn de beleidsneutrale ramingen destijds bijgesteld. Voor deze analyse zijn echter de oorspronkelijke beleidsneutrale ramingen aangehouden en zijn de bijstellingen in de beleidsrijke ramingen verdisconteerd.

Taakstraffen meerderjarigen

De beleidsneutrale ramingen voor taakstraffen voor meerderjarigen voor de begroting 2006 en 2007 en de beleidsrijke ramingen voor de begroting 2006 waren ten onrechte niet gecorrigeerd voor taakstraffen die niet waren gestart (bijvoorbeeld omdat de veroordeelde niet kwam opdagen op het intake gesprek van de reclassering). Om de vergelijking zuiver te houden is deze correctie alsnog toegepast.

Gevangeniswezen

In de loop der jaren zijn er veranderingen geweest in de voor de beleidsrijke PMJ-ramingen gehanteerde definitie van de capaciteitsbehoefte van het gevangeniswezen, exclusief vreemdelingenbewaring. De allereerste prognose betrof een raming van de capaciteitsbehoefte ultimo het jaar. In latere jaren is steeds de capaciteitsbehoefte medio het jaar geraamd. In de beleidsrijke ramingen voor de begroting 2000 werd de vreemdelingenbewaring meegeteld. De ramingen voor de begrotingen 2004 en 2005 waren exclusief de noodcapaciteit voor drugskoeriers. Ten tijde van de begroting 2006 en 2007 zijn ten onrechte veroordeelden die deelnamen aan een penitentiair programma meegerekend bij de intramurale capaciteitsbehoefte. Tot en met de begroting 2002 werd uitgegaan van een capaciteitsmarge van 5% voor gevangeniswezen en 10% voor huizen van bewaring. Voor de begrotingen van 2003 t/m 2008 werd gerekend met een capaciteitsmarge van 3,8% voor alle inrichtingen. Sinds de begroting 2009 wordt uitgegaan van de capaciteitsmarge van 8,7%.

Om de ramingen vergelijkbaar te houden, zijn alle PMJ-ramingen omgerekend naar capaciteitsbehoefte gevangeniswezen medio het jaar, exclusief vreemdelingenbewaring, inclusief noodcapaciteit, exclusief deelnemers aan penitentiaire programma's en exclusief capaciteitsmarge. De alternatieve ramingsmethoden zijn toegepast op deze definitie en ook de uitgangswaarden zijn naar deze definitie omgerekend.

Justitiële jeugdinrichtingen

In de definitie van de capaciteitsbehoefte voor justitiële jeugdinrichtingen is in de loop der jaren niet veel veranderd. De capaciteitsmarge is in alle jaren hetzelfde gebleven. De allereerste ramingen waren capaciteitsbehoefte ultimo, in

plaats van medio het jaar. Voor de begroting van 2000 zijn de beleidsneutrale ramingen bijgesteld. Voor deze analyse zijn echter de oorspronkelijke beleidsneutrale ramingen gehandhaafd en zijn de bijstellingen in de beleidsrijke ramingen verdisconteerd. Voor de vergelijking zijn alle PMJ-ramingen, indien noodzakelijk, omgerekend naar medio capaciteitsbehoefte inclusief capaciteitsmarge. Dit is ook het uitgangspunt voor de alternatieve ramingen in dit rapport.

TBS

Met uitzondering van de ramingen voor de begroting 1999 zijn alle ramingen uitgedrukt in de capaciteitsbehoefte, medio het jaar. Voor deze analyse zijn ook de PMJ-ramingen voor de begroting 1999 omgerekend naar de capaciteitsbehoefte medio het jaar. De capaciteitsmarge is in de loop der jaren niet veranderd.

Instroom strafzaken bij de kantonrechter

De prognoses voor de begroting 2006 waren inclusief de vorderingen dwangmiddel in een WAHV-zaak, waarbij het adres onbekend was. Dit onderdeel is in latere ramingen niet meer meegenomen. Om de vergelijking zuiver te houden zijn de PMJ-ramingen uit de begroting 2006 hiervoor gecorrigeerd.

Rechtsbijstand straf

Formeel worden de rechtsbijstandtoevoegingen voor BOPZ-zaken en vreemdelingenbewaring bij de strafrechtelijke rechtsbijstandtoevoegingen gerekend. In de beginjaren van de PMJ-ramingen werden er echter geen ramingen gemaakt voor BOPZ-zaken. Om de vergelijking zuiver te houden zijn deze zaken daarom hier buiten beschouwing gelaten. Rechtsbijstand voor vreemdelingenbewaring is wel meegenomen in de analyse.

Bijlage 3 Formules

MAPE en MPE

Stel $T(r)$ is het laatst bekende jaar ('realisatiejaar') bij het opstellen van de prognose ten behoeve van begrotingsronde r . Dan is $\Phi(i)$ is de verzameling van tijdstippen $T(r)+i$, waarbij zowel een voorspelling voor tijdstip $T(r)+i$ als de realisatie voor $T(r)+i$ bekend is:

$$\Phi(i) = \{T(r) + i \mid \forall r \in R \mid \exists \text{voorspelling}_{T(r)+i} \wedge \exists \text{realisatie}_{T(r)+i}\}, \quad R = \{1999, 2000, \dots, 2009\}, \quad i > 0.$$

Stel het aantal elementen van $\Phi(i)$, dat wil zeggen het aantal jaren dat aan de voorwaarden voldoet, is $N(\Phi(i))$. Dan zijn de gehanteerde maatstaven voor de voorspelfouten van i jaar vooruit:

de Mean Absolute Percentage Error:

$$MAPE_i = \frac{1}{N(\Phi(i))} \sum_{\tau \in \Phi(i)} \left| \frac{\text{voorspelling}_{\tau} - \text{realisatie}_{\tau}}{\text{realisatie}_{\tau}} \right|;$$

de Mean Percentage Error:

$$MPE_i = \frac{1}{N(\Phi(i))} \sum_{\tau \in \Phi(i)} \frac{\text{voorspelling}_{\tau} - \text{realisatie}_{\tau}}{\text{realisatie}_{\tau}}.$$

In hoofdstuk 4 wordt ook gekeken naar de voorspelfouten in de procentuele groei. Hiervoor wordt een variant op de MAPE gebruikt:

de Mean Absolute Error (voor procentuele groei):

$$MAE_i = \frac{1}{N(\Phi(i))} \sum_{\tau \in \Phi(i)} \left| \frac{\text{voorspelling}_{\tau} - \text{voorspelling}_{\tau-1}}{\text{voorspelling}_{\tau-1}} - \frac{\text{realisatie}_{\tau} - \text{realisatie}_{\tau-1}}{\text{realisatie}_{\tau-1}} \right|.$$

Alternatieve modellen

De vier alternatieve modellen waarmee het PMJ vergeleken wordt, zijn: constant houden op de laatste bekende waarde (realisatie) van de te voorspellen grootheid:

$$\text{voorspelling}_{T(r)+i} = \text{realisatie}_{T(r)},$$

waarbij de laatst bekende ('gerealiseerde') waarde steeds het jaar t betreft. een simpele trendextrapolatie, waarbij de gemiddelde groei (of daling) van de vijf meest recente jaargegevens van de te voorspellen grootheid wordt doorgetrokken naar de toekomst:

$$\text{voorspelling}_{T(r)+i} = \text{voorspelling}_{T(r)+i-1} + b_0 = \text{realisatie}_{T(r)} + b_0 i,$$

$$\text{waarbij } \text{voorspelling}_{T(r)-j} = \text{realisatie}_{T(r)-j}, \quad j \geq 0$$

$$\text{en } b_0 = \frac{1}{5} \sum_{k=0}^4 (\text{realisatie}_{T(r)-k} - \text{realisatie}_{T(r)-k-1}) = \frac{1}{5} (\text{realisatie}_{T(r)} - \text{realisatie}_{T(r)-5}).$$

een tijdreeksanalyse op de te voorspellen grootheid in niveaus:¹²

¹² Voor de statistici: het betreft een OLS-regressie van variabele Y op een constante, een trend en een AR(1) term.

$$\text{voorspelling}_{T(r)+i} = (b_1 - b_1b_3 + b_2b_3) + b_2(1 - b_3) \times \text{trend} + b_3 \times \text{voorspelling}_{T(r)+i-1},$$

en de coëfficiënten b_1 , b_2 en b_3 worden geschat op basis van gegevens uit het verleden.

Dezelfde tijdreeksanalyse, maar nu op eerste verschillen van de betreffende grootheid:

$$\text{voorspelling}_{T(r)+i} - \text{voorspelling}_{T(r)+i-1} = b_2(1 - b_3) + b_3 \times (\text{voorspelling}_{T(r)+i-1} - \text{voorspelling}_{T(r)+i-2})$$

en de coëfficiënten b_2 en b_3 worden geschat op basis van gegevens uit het verleden.

Het is goed om te weten dat het PMJ in zijn meest eenvoudige vorm alle bovengenoemde methoden omvat. Een versimpelde weergave van een vergelijking in het PMJ is als volgt:

$$\text{justitie-onderdeel}_t = \delta_1 + \delta_2 \times \text{trend} + \delta_3 \times \text{justitie-onderdeel}_{t-1}$$

$$+ \delta_4 \times \text{verklarende variabele}_t + \delta_5 \times \text{verklarend variabele}_{t-1}$$

Als $\delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ dan verkrijgen we de methode van constant houden.

Als $\delta_2 = \delta_4 = \delta_5 = 0$, $\delta_3 = 1$ en $\delta_1 = b_0$, dan verkrijgen we de trendextrapolatie.

Als $\delta_1 = (b_1 - b_1b_3 + b_2b_3)$, $\delta_2 = b_2(1 - b_3)$, $\delta_3 = b_3$ en $\delta_4 = \delta_5 = 0$ dan verkrijgen we de tijdreeksanalyse.

Als $\delta_1 = 0$, $\delta_2 = b_2(1 - b_3)$, $\delta_3 = b_3$ en $\delta_4 = \delta_5 = 0$ en we nemen het eerste verschil van deze vergelijking (d.w.z. $\text{justitie-onderdeel}_t - \text{justitie-onderdeel}_{t-1}$), verkrijgen we de tijdreeksanalyse op eerste verschillen.

Bijlage 4 Vereenvoudigd schema van het PMJ

