
Trends in onderwijsdeelname

Exemplaren van deze uitgave zijn verkrijgbaar in de boekhandel en bij VUGA Uitgeverij bv onder vermelding van **ISBN 90-5749-110-9**

CIP-GEGEVENS KONINKLIJKE BIBLIOTHEEK, DEN HAAG

Kuhry, Bob

Trends in onderwijsdeelname : van analyse tot prognose / Bob Kuhry. - Rijswijk ; Sociaal en Cultureel Planbureau ; Den Haag : VUGA. - Ill. - (Sociale en Culturele Studies ; 25)

Ook verschenen als proefschrift. Universiteit van Amsterdam, 1998.

Met lit. opg. - Met samenvatting in het Engels.

ISBN 90-5749-110-9 (VUGA)

NUGI 661

Trefw.: onderwijsdeelname ; onderwijsramingen ; tijdreeksanalyse ; voorspelkracht.

Sociaal en Cultureel Planbureau

Rijswijk, maart 1998

ISBN 90-5749-110-9

Deze publicatie is gedrukt op chloorvrij geproduceerd papier.

Trends in onderwijsdeelname

Van analyse tot prognose

ACADEMISCH PROEFSCHRIFT

ter verkrijging van de graad van doctor
aan de Universiteit van Amsterdam,
op gezag van de Rector Magnificus
prof. dr. J.J.M. Franse
ten overstaan van een door
het college voor promoties ingestelde
commissie in het openbaar te verdedigen
in de Aula der Universiteit

op maandag 30 maart 1998 te 15.00 uur

door **Bob Kuhry**

geboren te Rotterdam.

Promotores:

prof. dr. F.J.H. Don
prof. dr. ir. J.G. de Gooijer

Leden van de promotiecommissie:

prof. dr. J. Hartog
prof. dr. C.N. Teulings
prof. dr. J. Dronkers
prof. dr. ir. A. Kapteyn
prof. dr. F.A. van Vught
dr. H. Oosterbeek

Trends in onderwijsdeelname

Exemplaren van deze uitgave zijn verkrijgbaar in de boekhandel en bij VUGA Uitgeverij bv onder vermelding van **ISBN 90-5749-110-9**

CIP-GEGEVENS KONINKLIJKE BIBLIOTHEEK, DEN HAAG

Kuhry, Bob

Trends in onderwijsdeelname : van analyse tot prognose / Bob Kuhry. - Rijswijk ; Sociaal en Cultureel Planbureau ; Den Haag : VUGA. - Ill. - (Sociale en Culturele Studies ; 25)

Ook verschenen als proefschrift. Universiteit van Amsterdam, 1998.

Met lit. opg. - Met samenvatting in het Engels.

ISBN 90-5749-110-9 (VUGA)

NUGI 661

Trefw.: onderwijsdeelname ; onderwijsramingen ; tijdreeksanalyse ; voorspelkracht.

© **Sociaal en Cultureel Planbureau**

Rijswijk, maart 1998

ISBN 90-5749-110-9

Deze publicatie is gedrukt op chloorvrij geproduceerd papier.

Inhoud

Voorwoord	9
1 Inleiding	11
1.1 Doelstelling en achtergrond	11
1.2 Indeling	13
2 Historische ontwikkelingen	15
2.1 Inleiding	15
2.2 Het Nederlandse onderwijssysteem	15
2.3 Voltijdonderwijs	17
2.3.1 Overzicht	17
2.3.2 Primair onderwijs	18
2.3.3 Voortgezet onderwijs	19
2.3.4 Hoger onderwijs	23
2.4 Deeltijdonderwijs	27
2.5 Slotopmerkingen	29
Noten	31
3 Determinanten	33
3.1 Inleiding	33
3.2 Theoretische noties	33
3.3 Empirisch onderzoek	40
3.4 De rol van het aanbod	47
3.5 Slotopmerkingen	48
Noten	49
4 Microanalyse	51
4.1 Inleiding	51
4.2 Methode van schatten en toetsen	52
4.3 Achtergrondkenmerken	57
4.4 Profiel van deelnemers	60
4.5 Determinanten van onderwijsdeelname	62
4.6 Simulatie 1980-1995	67
4.7 Slotopmerkingen	69
Noten	70
5 Macroanalyse	73
5.1 Inleiding	73
5.2 Opzet	73
5.3 Schattingsresultaten	77
5.4 Micro versus macro	84
5.5 Slotopmerkingen	88
Noten	90

6	Ramingsmodellen	91
6.1	Inleiding	91
6.2	Inventarisatie	92
6.3	Het onderwijsmodel Skill	96
6.4	Het onderwijsmodel Simplon	100
6.5	Slotopmerkingen	106
	Noten	108
7	Extrapolatiemethoden	109
7.1	Inleiding	109
7.2	Methoden van enkelvoudige tijdreeksanalyse	109
7.2.1	Hoofdlijnen	109
7.2.2	HARK-methode	112
7.2.3	ARIMA-modellen	114
7.2.4	MSKF-methode	115
7.2.5	DFD-methode	117
7.3	Meervoudige tijdreeksanalyse	120
7.4	Slotopmerkingen	122
	Noten	123
8	Voorspelkracht	125
8.1	Inleiding	125
8.2	Maten voor voorspelkracht en stabiliteit	126
8.3	Voorspelkracht van extrapolatiemethoden	128
8.3.1	Coëfficiënten	128
8.3.2	Leerlingenaantallen	132
8.3.3	Kosten	134
8.4	Voorspelkracht van ramingsmodellen	135
8.5	Slotopmerkingen	139
	Noten	141
9	Toekomstverkenningen	143
9.1	Inleiding	143
9.2	Prognoses voor de middellange termijn	144
9.3	Perspectieven op langere termijn	147
9.4	Slotopmerkingen	155
	Noten	157
10	Samenvatting en slotbeschouwing	159
10.1	Samenvatting	159
10.2	Slotbeschouwing	167
	Summary	171

Bijlagen	177
A Basisgegevens onderwijs	177
B Nadere gegevens over in-, door- en uitstroom	179
C Onderzoeksverantwoording AVO-enquêtes	181
D Kwaliteitstoetsen microanalyse	183
E Technische details macroanalyse	187
F Nadere bijzonderheden van Skill en Lector	195
G Modelspecificatie van Simplon	197
H Het multistate Kalman-filter	199
I Analyse GEKS-reeksen	205
J Significantietoetsen voorspelkracht	213
K Voorspelkracht Simplon en Skill in de jaren negentig	215
L Effecten wijzigingen studiefinanciering 1991-1996	217
Literatuur	221
Lijst van afkortingen	231

Voorwoord

De primaire doelstelling van de studie *Trends in onderwijsdeelname* is het geven van inzicht in de opzet, de validiteit en de uitkomsten van onderwijsramingen. Deze studie sluit aan bij andere projecten van het Sociaal en Cultureel Planbureau die zijn gericht op de verbetering van ramingsmethoden. Sinds geruime tijd wordt in dat kader in samenwerking met het Centraal Planbureau gewerkt aan een ramingsmodel voor de zorgsector. Binnenkort verschijnt een rapport over ramingen op het gebied van politie en justitie. Een en ander zal moeten leiden tot een verbetering van de methodiek die het Sociaal en Cultureel Planbureau hanteert bij het uitbrengen van adviezen over de allocatie van middelen in de quartaire sector.

De auteur heeft ernaar gestreefd om een omvattend beeld te schetsen van onderwijsramingen in de Nederlandse context. Omdat vooruitzien niet mogelijk is zonder terugblik, is een aanzienlijk deel van de studie gewijd aan de beschrijving en verklaring van historische ontwikkelingen. De determinanten van de individuele vraag naar onderwijs worden via een geïntegreerde consumptie- en investeringsbenadering vooral ontleend aan de economische invalshoek. De ontwikkelingen in de tijd kunnen echter niet afdoende worden verklaard zonder de aanvullende veronderstelling dat preferenties in de loop der tijd veranderd zijn. Dit hangt onder meer samen met emancipatieprocessen van vrouwen en van kinderen van laagopgeleide ouders. Door met dergelijke aspecten rekening te houden wordt ook recht gedaan aan de sociaal-wetenschappelijke invalshoek.

De bevindingen over de voorspelkracht van ramingen zijn ontvullend: de foutenmarges zijn betrekkelijk hoog, en in sommige gevallen zelfs zeer hoog. Mede daardoor is te verklaren dat ook de meest recente onderwijsramingen van diverse instanties (te weten het ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, het Centraal Planbureau en het Sociaal en Cultureel Planbureau) op onderdelen sterk uiteenlopen. Voor de auteur is deze studie door zijn langdurige betrokkenheid bij onderwijsramingen in zekere zin ook een reis door het verleden, waarbij een aantal oude standpunten (zoals die aangaande de superioriteit van het mede door hem ontwikkelde Skill-model) ondergraven zijn.

Deze studie draagt als ondertitel *Van analyse tot prognose*. Hij loopt dus slechts van A tot P en niet van A tot Z. Hiermee wil de auteur drie beperkingen aangeven. Ten eerste komt in het kader van deze synthetiserende studie een veelheid van onderwerpen aan bod, waarvan de behandeling in veel gevallen beperkt blijft tot de hoofdlijnen.

Voort is de inventarisatie van onderwijsramingen gericht op de Nederlandse context. Het zou zeker ook de moeite waard zijn om na te gaan wat er elders op de wereld aan ramingsmodellen is ontwikkeld. Een handicap hierbij is dat dergelijke ramingen vaak in een semi-wetenschappelijke en (semi-)ambtelijke context totstandkomen en dat de resultaten zelden worden gepubliceerd in internationaal toegankelijke media.

Ten slotte zijn er diverse veelbelovende wegen van vervolgonderzoek denkbaar, zodat de letter Z nog lang niet in zicht is.

Het verheugt mij dat deze studie door de auteur verdedigd mag worden als dissertatie aan de Universiteit van Amsterdam. In dit verband is de auteur dank verschuldigd aan zijn beide promotoren prof. dr. F.J.H. Don en prof. dr. ir. J.G. de Gooijer, die ondanks het feit dat zij in een betrekkelijk laat stadium bij het project zijn betrokken, een stimulerende invloed hebben gehad op het eindresultaat.

De gebruikte gegevens zijn voor het overgrote deel afkomstig van het Centraal Bureau voor de Statistiek, maar daarnaast ook van het ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen en het Centraal Planbureau. Zij berusten voor een groot deel op gepubliceerde bronnen, maar op onderdelen ook op ondershands verstrekte nadere specificaties. De betrokken instanties en personen komt dank toe voor hun medewerking.

In de aanloopfase van het onderzoek zijn bijdragen aan deze studie geleverd door Frank van Tulder (voor methodologische bijdragen in het kader van § 4.2), Michiel Ras (voor de constructie van de micromodelbevolking ten behoeve van de simulaties in § 4.6), Clemens Kool (van de Rijksuniversiteit Limburg, voor het ter beschikking stellen van programmatuur voor het multistate Kalman-filter) en Arend-Henk Huzen (voor het leveren van de aanzet tot de analyses in § H2).

Voorts is dank verschuldigd aan Ruud Abeln (ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen), Johannes Hers en Hans Roodenburg (Centraal Planbureau) en Marc Vermeulen (IVA) vanwege hun nuttige commentaar op een conceptversie van deze studie.

Ten slotte hebben de commentaren van een aantal medewerkers van het Sociaal en Cultureel Planbureau een rol gespeeld bij de afronding van deze studie.

Drs. Th.H. Roes
(wnd. directeur)

1 Inleiding

1.1 Doelstelling en achtergrond

Onderwijs speelt een centrale rol in onze samenleving. Zoals Van Kemenade (1981: 1) stelt: "Onderwijs is in onze samenleving een vanzelfsprekendheid. Het wordt praktisch unaniem als een van de noodzakelijke voorwaarden beschouwd voor het voortbestaan en de ontwikkeling van die samenleving. Het is een van de belangrijkste instrumenten geworden waardoor in de moderne samenleving kennis, macht en arbeid worden verdeeld en het is voor individuele burgers een onmisbare (...) toegangsweg tot deelname aan die samenleving ...".

Uit een recent overzicht van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS 1996a) blijkt dat ruim 3 miljoen personen volledig dagonderwijs volgen, dat wil zeggen een vijfde van de bevolking. De modale jongere gaat naar school van zijn vierde tot twintigste jaar. De overheid geeft jaarlijks circa 33 miljard gulden uit aan onderwijs en aan het onderwijs gerelateerde uitgaven, waarmee onderwijs de hoogste kostenpost op de rijksbegroting is. Een optimale aanwending van deze middelen stelt zware eisen aan bestuur en beheer van de onderwijssector. Besturen is vooruitzien en dat geldt des te meer voor een sector waarin het jaren duurt voordat de effecten van maatregelen zijn uitgewerkt. Een van de noodzakelijke ingrediënten van onderwijsplanning zijn ramingen van aantallen leerlingen/studenten. Deze onderwijsramingen zijn van belang voor de scholenplanning, voor de vaststelling van de behoefte aan leerkrachten, voor de afstemming van vraag en aanbod op de arbeidsmarkt en voor meerjarenramingen van uitgaven en inkomsten.

De primaire doelstelling van deze studie is om inzicht te geven in de opzet, de validiteit en de uitkomsten van onderwijsramingen. Net zo min als besturen denkbaar is zonder vooruitzien, is ramen denkbaar zonder terugblik. Daarom is een aanzienlijk deel van deze studie gewijd aan de beschrijving en verklaring van historische ontwikkelingen. De opzet van de studie is nader uitgewerkt in paragraaf 1.2.

Het verloop van leerlingenaantallen is op te vatten als een resultante van demografische ontwikkelingen en ontwikkelingen in de leeftijdsspecifieke deelname aan het onderwijs, kortweg aangeduid als 'participatiegraad'. Een belangrijke factor in de demografische ontwikkeling van de afgelopen decennia is de scherpe daling van het aantal geboorten in de eerste helft van de jaren zeventig. Deze heeft geleid tot een geleidelijke vermindering van het aantal jongeren, dat wil zeggen tot een proces van *ontgroening*. De effecten daarvan werden het eerst zichtbaar in het basisonderwijs en vervolgens in de eerste trap van het voortgezet onderwijs. Pas vanaf de tweede helft van de jaren tachtig beginnen de effecten door te werken in de hogere trap van het voortgezet onderwijs en recentelijk ook in het hoger onderwijs. Met name bij deze schoolsoorten, die zich richten op studenten boven de leerplichtige leeftijd, speelt daarnaast de gestadige toename van de participatiegraad een belangrijke rol. Dit proces wordt ook wel aangeduid als 'onderwijsexpansie'.

^a Als percentage van 18- en 21-jarige mannen en vrouwen (per 31 december).

Bron: CBS (1994 en 1996a)

Figuur 1.1 maakt duidelijk dat de participatiegraad van 18- en 21-jarigen een gestadige groei vertoont. Met name bij de 18-jarige mannen is overigens sprake van een betrekkelijk grillig verloop. De participatiegraad van vrouwen is aanvankelijk relatief laag, maar convergeert geleidelijk naar die van mannelijke leeftijdgenoten. Recentelijk is de deelname van vrouwen op de leeftijd van 18 jaar zelfs hoger dan die van mannen.

Vanwege de geschetste min of meer trendmatige toename van de participatiegraad, die zich vertaalt in een stijgende relatieve deelname aan een scala van schoolsoorten zoals het vwo, het middelbaar en hoger beroepsonderwijs en het wetenschappelijk onderwijs, is voor deze studie de titel *Trends in onderwijsdeelname* gekozen. Belangrijke vraagstukken die in dit verband aan de orde komen betreffen de verklaring van deze trends en de mate waarin deze zich in de toekomst zullen voortzetten.

Aan deze studie liggen twee verschillende motieven ten grondslag. De eerste is een institutionele, de tweede draagt een meer persoonlijk karakter. De institutionele motivatie hangt samen met de adviezen die het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) op gezette tijden uitbrengt over de *allocatie* van middelen in de *quartaire sector*. Tot deze sector behoren globaal de overheid en de instellingen voor niet-commerciële dienstverlening, waaronder het onderwijs, de gezondheidszorg, de maatschappelijke dienstverlening, politie en justitie, en het openbaar vervoer. Uitgangspunt in deze benadering is een koppeling tussen de ingezette middelen en de geraamde vraag naar diensten. Voorbeelden van dergelijke adviezen vormen het *Memorandum kwartaire sector 1986-1990* (SCP 1986), het *Memorandum kwartaire sector 1989-1993* (SCP 1989) en het *Memorandum kwartaire sector 1994-1998* (SCP 1994a). Het SCP streeft naar een verbetering van de in dat kader gehanteerde methodiek. In

dat verband is de studie *Consumptie van kwartaire diensten* uitgebracht (Groenen et al. 1992), en worden thans werkzaamheden uitgevoerd die zijn gericht op een evaluatie en verbetering van de aanpak op een aantal uiteenlopende deelterreinen. Een eerste tussenresultaat vormde in dat verband het Werkdocument *Prognoseperikelen* (Kuhry 1995), dat gericht was op een evaluatie van extrapolatietechnieken. De huidige studie *Trends in onderwijsdeelname* markeert een afronding van deze werkzaamheden voor de deelsector onderwijs.

De persoonlijke motivatie heeft betrekking op het gegeven dat de auteur inmiddels zo'n vijftien jaar, met een wisselende mate van intensiteit, betrokken is bij onderwijsramingen. Tussen 1979 en 1983 was hij werkzaam bij het ministerie van O&W, en als zodanig nauw betrokken bij de werkzaamheden van de Taakgroep studentenramingen (zie bv. TS 1980 en 1982). Tussen 1983 en 1988 werkte hij op het Centraal Planbureau, waar hij een aandeel had in de ontwikkeling van het ramingsmodel Skill (zie bv. Kuhry et al. 1984; Kuhry en Passenier 1986; CPB 1986; Kuhry 1986; CPB 1987). In de daaropvolgende jaren was hij werkzaam op het Sociaal en Cultureel Planbureau, waar hij met tussenpozen betrokken bleef bij het ontwerp van de onderwijsramingen, onder meer via zijn bijdragen aan diverse al eerder genoemde SCP-publicaties. Het leek zinnig om deze uiteenlopende bijdragen over een reeks van jaren te actualiseren, te integreren en te bundelen tot een monografie.

1.2 Indeling

Het eerste deel van deze studie, dat de hoofdstukken 2 tot en met 5 omvat, heeft betrekking op de beschrijving en analyse van de ontwikkeling van de onderwijsdeelname in Nederland in de afgelopen 25 jaar. De nadruk op relatief recente ontwikkelingen heeft enerzijds te maken met de beschikbaarheid van gegevens en anderzijds met de gerichtheid van deze studie op toekomstverkenningen. Ontwikkelingen in een wat verder verleden die zich afspeelden in een andere institutionele en maatschappelijke context zijn daarvoor minder relevant.

Hoofdstuk 2 beschrijft het Nederlandse onderwijssysteem en de feitelijke ontwikkelingen in aantallen leerlingen en studenten per schoolsoort. Daarnaast gaat het hoofdstuk in op de omvang en herkomst van de instroom van de belangrijkste schoolsoorten.

Hoofdstuk 3 behelst een literatuurstudie naar sociaal-culturele en economische determinanten van de onderwijsdeelname. Tevens wordt een gemengd consumptie-investeringsmodel voor onderwijsdeelname geformuleerd.

Hoofdstuk 4 omvat een (micro)analyse op basis van steekproefgegevens, die een actualisering behelst van het onderwijs hoofdstuk in de SCP-studie *Consumptie van kwartaire diensten* (Groenen et al. 1992). De analyse leunt sterk op de economische-consumptietheorie, maar via determinanten als opleiding van de ouders en geslacht wordt ook aansluiting verkregen met de sociaal-culturele benadering.

Hoofdstuk 5 omvat een (macro)analyse van tijdreeksgegevens die zowel teruggrijpt op de economische-consumptietheorie (door rekening te houden met inkomens- en prijseffecten) als op de *human capital*-theorie (door rekening te houden met beloningsverschillen en werkloosheidseffecten). Dit hoofdstuk borduurt voort op Kuhry (1986). De slotparagraaf gaat in op de verschillen tussen een micro- en een macrobenadering en op de verklaring van het fenomeen van de onderwijsexpansie.

Het tweede deel van de studie, en met name de hoofdstukken 6 tot en met 9, gaat over ramingsmodellen, over prognoseresultaten en over de validiteit daarvan.

Hoofdstuk 6 gaat in op ramingsmodellen en behandelt onder meer leeftijdsdeelnamemodellen en stroommodellen. Daarbij wordt aandacht besteed aan het CPB-model Skill en het daarvan

afgeleide Lector-model van het ministerie van OC&W. Tevens wordt een relatief eenvoudig ramingsmodel (Simplon) ontwikkeld, dat zeer geschikt is voor experimentele doeleinden en als instrument voor contra-expertise.

Hoofdstukken 7 en 8 vormen een bewerking van het eerder gepubliceerde SCP-Werkdocument *Prognoseperikelen* (Kuhry 1995). Hoofdstuk 7 gaat in op de opzet van een aantal tijdreeksmethoden. De nadruk ligt daarbij op extrapolatiemethoden. Daarnaast wordt ingegaan op de wijze waarop determinanten als prijs, inkomen en werkloosheid in de analyse kunnen worden betrokken.

Hoofdstuk 8 behelst een analyse van de voorspelkracht van extrapolatiemethoden en gaat voorts in op de keuze van een ramingsmodel (leeftijdsdeelname- versus stroommodel, eenvoudig versus ingewikkeld model).

Hoofdstuk 9 heeft betrekking op de uitkomsten van actuele toekomstverkenningen. Allereerst presenteert dit hoofdstuk prognoses voor de middellange termijn met behulp van het model Simplon en vergelijkt deze met recente OC&W-prognoses. Ten slotte worden enkele scenario's voor de lange termijn gepresenteerd en vergeleken met OC&W-prognoses en CPB-scenario's. Hierbij komen ook beleidsvarianten met betrekking tot de inrichting van het stelsel van studiefinanciering aan de orde.

Hoofdstuk 10 omvat een samenvatting van het rapport. De daaropvolgende slotbeschouwing gaat in op de beleidsmatige betekenis van onderwijsramingen en de manier waarop planners kunnen omgaan met de inherente onzekerheden daarin.

2 Historische ontwikkelingen

2.1 Inleiding

Dit hoofdstuk gaat in op de ontwikkeling van de onderwijsdeelname in Nederland in de periode van 25 jaar tussen 1970 en 1995. Het beperkt zich tot de signalering van ontwikkelingen en discontinuïteiten in de onderwijsdeelname en draagt als uitvloeisel daarvan een sterk beschrijvend karakter. Wel gaat het in op een aantal belangrijke beleidsmaatregelen en directe effecten daarvan op de deelname en geeft het mogelijke verklaringen voor specifieke ontwikkelingen. Pas in hoofdstuk 3 komen meer algemene verklaringen voor de onderwijs-expansie aan de orde.

De indeling van het hoofdstuk is als volgt. Paragraaf 2.2 gaat in op de indeling van het onderwijs naar schoolsoort en op de belangrijkste stromen tussen schoolsoorten. Paragraaf 2.3 beschrijft de ontwikkelingen in het voltijdonderwijs en paragraaf 2.4 heeft betrekking op ontwikkelingen in het deeltijdonderwijs. Paragraaf 2.5 geeft een summieri samenvatting.

2.2 Het Nederlandse onderwijssysteem

Bij het voltijdonderwijs wordt in de regel een onderscheid gemaakt tussen:

1. basisonderwijs (bao)
2. speciaal onderwijs (so)
3. voorbereidend beroepsonderwijs (vbo)
4. algemeen voortgezet onderwijs (avo)
5. middelbaar beroepsonderwijs (mbo)
6. hoger beroepsonderwijs (hbo)
7. wetenschappelijk onderwijs (wo).

Daarnaast worden enkele categorieën deeltijdonderwijs onderscheiden:

8. deeltijds algemeen voortgezet onderwijs (deeltijd-avo)
9. beroepsbegeleidend onderwijs (bbo)
10. deeltijds middelbaar beroepsonderwijs (deeltijd-mbo)
11. deeltijds hoger beroepsonderwijs (deeltijd-hbo).

Tot het basisonderwijs worden hier ook de voormalige schoolsoorten kleuteronderwijs en lager onderwijs gerekend. Het speciaal onderwijs omvat naast het speciaal onderwijs in enge zin, dat zich richt op 4-12-jarigen, ook het voortgezet speciaal onderwijs, dat zich richt op oudere kinderen. Het speciaal onderwijs bestaat uit een aantal uiteenlopende schooltypen, zoals het lom, dat zich richt op leerlingen met leer- en opvoedingsproblemen, en het mlk, dat zich richt op moeilijk lerende kinderen. Speciaal onderwijs en basisonderwijs worden tezamen ook wel aangeduid als *primaire onderwijs*.

Het voorbereidend beroepsonderwijs heette voorheen lager beroepsonderwijs. Een onderdeel daarvan is het individueel beroepsonderwijs. Het algemeen voortgezet onderwijs (avo) in ruime zin omvat de schoolsoorten mavo, havo en vwo. Het middelbaar beroepsonderwijs in ruime zin omvat tevens het kort middelbaar beroepsonderwijs (kmbo), dat in 1981 van start

ging. Het algemeen voortgezet onderwijs wordt samen met het voorbereidend en middelbaar beroepsonderwijs gerekend tot het *voortgezet onderwijs*.

Het hoger beroepsonderwijs en het wetenschappelijk onderwijs worden gezamenlijk aangeduid als *hoger onderwijs*. Het gros van de deelnemers aan het hoger onderwijs is ingeschreven in de zogeheten eerste fase. Na voltooiing daarvan stroomt een klein deel door naar een tweede fase onderzoekers- of beroepsopleiding.

Het beroepsonderwijs en het wetenschappelijk onderwijs kunnen nader worden ingedeeld naar sector of studierichting (technisch, agrarisch, economisch-administratief en dergelijke).

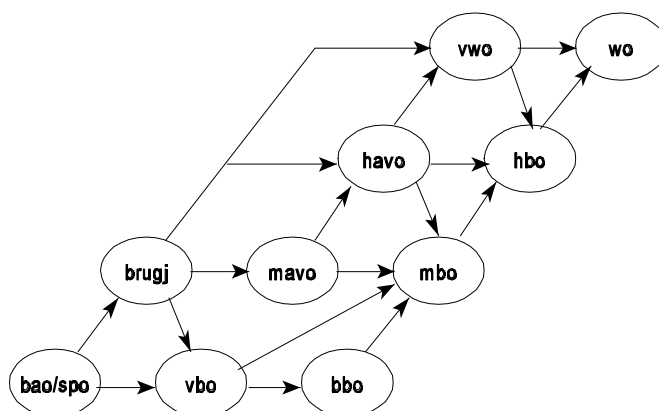
Het beroepsbegeleidend onderwijs omvat volgens de in dit rapport gebruikte ruime definitie het theorieonderwijs aan leerlingen met een leerovereenkomst (leerlingwezen) en het vormingswerk voor jeugdigen. Het betreft onderwijssoorten die zijn gebaseerd op een combinatie van werken en leren.

Van diverse schoolsoorten (avo, mbo en hbo) bestaan ook deeltijdse varianten. Hoewel een dergelijk onderscheid in principe ook een rol speelt bij het wetenschappelijk onderwijs, is het deeltijdonderwijs daar om praktische redenen niet onderscheiden van het voltijdonderwijs.¹ Deeltijdonderwijs is gericht op (overwegend jong)volwassen deelnemers, die het onderwijs combineren met werk of huishoudelijke taken, en wordt daarom ook wel aangeduid als *volwasseneneducatie*.

Als indicator van het gebruik van onderwijsvoorzieningen gelden de *leerlingenaantallen*. Het aantal leerlingen dat onderwijs volgt, is op te vatten als een benadering van de productie van het onderwijssysteem. Als zodanig spelen leerlingenaantallen een sleutelrol in de bekostigingssystematiek.²

Voor analysedoeleinden is het van belang om naast leerlingenaantallen ook stromen tussen schoolsoorten in de beschouwing te betrekken. De belangrijkste stromen binnen het Nederlandse onderwijssysteem zijn weergegeven in figuur 2.1.

Figuur 2.1 Stromen binnen het Nederlandse onderwijssysteem



Vrijwel alle kinderen beginnen hun onderwijs carrière in het basisonderwijs (bao). Een deel van de kinderen wordt in verband met leer- of opvoedingsmoeilijkheden of in verband met lichamelijke of geestelijke handicaps verwezen naar het speciaal onderwijs (so). Bij intrede in het voortgezet onderwijs moesten kinderen vroeger direct een keuze maken tussen voorbereidend beroepsonderwijs (vbo) en diverse vormen van algemeen voortgezet onderwijs (mavo, havo en vwo). Deze keuze wordt tegenwoordig in toenemende mate uitgesteld door de introductie van een of meer gemeenschappelijke brugjaren. Na het voorbereidend beroepsonderwijs stromen leerlingen meestal door naar het beroepsbegeleidend onderwijs (bbo) of het middelbaar beroepsonderwijs (mbo). Mavo, havo en vwo geven aansluiting op respectievelijk mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs. Belangrijk zijn echter ook de overgangen havo-mbo en vwo-hbo en de leeromwegen mavo-havo, havo-vwo, mbo-hbo en hbo-wo.

Naast directe doorstroom binnen het onderwijssysteem is er ook instroom van personen die het voorgaande jaar geen onderwijs volgden. Het betreft hier uiteraard de instroom van kleuters in het basisonderwijs. Daarnaast is er een instroom van immigranten in primair en voortgezet onderwijs. Belangrijk is ook de indirecte instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs en in het deeltijds voortgezet onderwijs. Het gaat hier om personen die na een onderbreking hun onderwijs carrière weer opvatten.

In het vervolg hebben jaartallen in veel gevallen geen betrekking op kalenderjaren, maar op schooljaren. Schooljaren lopen in de regel van september tot en met augustus. Voluit pleegt men het schooljaar van, bijvoorbeeld, september 1993 tot en met augustus 1994 aan te duiden als 1993/'94. Genoemd schooljaar wordt echter soms kortheidshalve aangeduid als 1993.

Een andere terminologische kwestie heeft betrekking op het begrip 'onderwijsdeelname'. Deze term kan enerzijds betrekking hebben op het (absolute) aantal deelnemers en anderzijds op het (relatieve) aantal deelnemers, bijvoorbeeld uitgedrukt als percentage van een bepaalde leeftijdsgroep. In veel gevallen maakt het overigens niet uit in welke zin deze term wordt bedoeld. Als bijvoorbeeld wordt gesteld dat een verslechtering van de studiefinanciering een negatief effect heeft op de onderwijsdeelname, geldt dat zowel in de absolute als in de relatieve betekenis van dit woord. Waar het verschil essentieel is, wordt bij deelname in absolute zin gesproken van leerlingen- of studentenaantallen en bij deelname in relatieve zin van participatiegraad, leeftijdsspecifieke deelname of relatieve deelname.

De in hoofdstukken 2, 5 en 8 gebruikte gegevens met betrekking tot leerlingen/studentenaantallen en onderwijsstromen zijn verantwoord in bijlage A.

2.3 Voltijdonderwijs

2.3.1 Overzicht

Tabel 2.1 geeft een globaal overzicht van de ontwikkeling van de aantallen leerlingen in het voltijdonderwijs.

Tabel 2.1 Ontwikkeling van leerlingenaantallen in het voltijdonderwijs, 1970/'71-1995/'96 (x 1.000)

	1970/'71	1975/'76	1980/'81	1985/'86	1990/'91	1995/'96
bao ^a	1.954	1.972	1.743	1.469	1.443	1.527
so ^b	74	83	92	100	109	119
vbo	325	403	403	359	233	207
avo	591	766	824	807	684	661
mbo	85	114	168	276	288	289
hbo	72	109	132	149	194	230
wo	103	122	148	167	179	176

^a Aantallen vanaf 1991/'92 aangepast aan een wijziging van de teldatum (zie bijlage A).

^b Inclusief voortgezet speciaal onderwijs.

Bron: CBS (1994 en 1996a)

Blijkens deze tabel zijn mbo en hbo de snelste groeiers, met een verdrievoudiging in 25 jaar. Ook bij wetenschappelijk en speciaal onderwijs is de groei met een factor 1,5 à 2 nog zeer aanzienlijk. Het avo neemt een tussenpositie in, terwijl het aantal leerlingen in vbo en bao per saldo is gedaald (teruggang van 25% à 35%). Aan de hand van een aantal grafieken zullen de ontwikkelingen in de aantallen leerlingen voor de vorengenoemde schoolsoorten nader worden besproken.

2.3.2 Primair onderwijs

De kwantitatieve ontwikkelingen in het primair onderwijs zijn weergegeven in figuur 2.2.

Figuur 2.2 Leerlingenaantallen in het primair onderwijs, 1970-1996 (in indexcijfers, 1970 = 100)

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

Tot 1985 waren kleuteronderwijs en lager onderwijs gescheiden schoolsoorten. In 1985

werden ze samengevoegd tot basisonderwijs als uitvloeisel van de Wet op het basisonderwijs. Het belangrijkste argument voor deze structuurwijziging was dat het als ongewenst werd beschouwd om jonge kinderen te confronteren met een abrupte overgang tussen twee schoolsoorten. Ter bevordering van de inzichtelijkheid zijn kleuter- en lagere school in figuur 2.2 in de periode tot 1985 samengeteld.

Bij het aldus gedefinieerde basisonderwijs treedt in de jaren tachtig een aanzienlijke afname van het aantal leerlingen op. De hoofdoorzaak daarvan is de ontgroening. Deze hing samen met een scherpe teruggang in het aantal geboorten in de eerste helft van de jaren zeventig. Per saldo nam het aantal 4-12-jarigen daardoor in de periode 1976-1986 af met circa 25%.

Des te opmerkelijker is de aanhoudende groei van het speciaal onderwijs (inclusief het voortgezet speciaal onderwijs). Dit vertoont een vrijwel lineaire toename van het leerlingen-aantal en lijkt in het geheel niet te worden beïnvloed door de dalende omvang van de genoemde leeftijdsgroep. Hierbij kan de kanttekening worden gemaakt dat het aanbod bij het speciaal onderwijs een nadrukkelijker rol lijkt te spelen dan bij andere schoolsoorten. Bij verwijzing naar het speciaal onderwijs gaat het initiatief niet zozeer uit van de ouders als wel van de leerkrachten in het basisonderwijs, die zich daarbij vermoedelijk niet alleen laten leiden door karakteristieken van de leerlingen, maar ook door de beschikbaarheid van plaatsen in naburige scholen voor speciaal onderwijs. Diverse auteurs wijzen erop dat het gaat om een uitermate gecompliceerd proces. Volgens Doornbos et al. (1987) is de groei het gevolg van het feit dat de druk op het schoolsysteem sneller toenam dan de draagkracht. Een meer cynische interpretatie is dat "het probleemsignalerend vermogen van leerkrachten sneller lijkt te groeien dan het probleemoplossend vermogen" (Meijnen 1987). De rechtlijnige ontwikkeling van het aantal leerlingen suggereert dat de groei van het aanbod nooit toereikend is geweest om de eveneens groeiende (latente) vraag op te vangen. Het voert te ver om hier nader in te gaan op de achtergronden van deze groei.

De rimpelingen in de ontwikkeling van de laatste jaren hebben vooral te maken met aanhoudend, maar niet erg succesvol beleid om de groei van het speciaal onderwijs in te dammen. In 1988 was er een vruchteloze poging om de groei te beperken door een bevrozing van de formatie. Deze maatregel heeft korte tijd effect gesorteerd, maar is ingetrokken na een gerechtelijke uitspraak. De nota *Weer samen naar school* (O&W 1990) schetst een perspectief om de 'zorgbreedte' van basisscholen te verbeteren en om samenwerkingsverbanden op te richten tussen scholen voor basisonderwijs en scholen voor speciaal onderwijs die zich richten op kinderen met leer- en opvoedingsmoeilijkheden. Dit pakket maatregelen heeft aanvankelijk aanleiding gegeven tot slechts een tijdelijke teruggang in het aantal leerlingen in het speciaal onderwijs, maar lijkt na tussentijdse aanscherpingen (OC&W 1995a) in 1996 toch effect te sorteren.

2.3.3 *Voorgezet onderwijs*

Bij het voortgezet onderwijs bestaat een traditioneel onderscheid tussen lager (c.q. voorbereidend) beroepsonderwijs en algemeen voortgezet onderwijs. De eerste vorm van onderwijs is meer praktisch gericht, de tweede is meer theoretisch georiënteerd en daarmee voorbehouden aan kinderen die op de lagere school (c.q. basisschool) gemiddelde of meer dan gemiddelde schoolprestaties leveren. In analyses gebaseerd op de befaamde cohortonderzoeken van het CBS (zie bv. CBS 1982, 1988a, 1988b) is vastgesteld dat deze keuze niet alleen werd beïnvloed door schoolprestaties, maar bij gegeven schoolprestaties ook tot op

bepaalde hoogte afhankelijk is van het ouderlijk milieu.

Figuur 2.3 geeft een nader beeld van de ontwikkelingen in het voortgezet onderwijs.

Figuur 2.3 Leerlingenaantallen voortgezet onderwijs, 1970-1996 (in indexcijfers, 1970 = 100)

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

De aantallen leerlingen in het algemeen voortgezet onderwijs nemen tot de eerste helft van de jaren tachtig toe. Deze stijging is deels toe te schrijven aan de aanvankelijke groei van het aantal jongeren in de leeftijdscategorie van 12-18 jaar, maar ook aan het toenemende deel van die jongeren dat kiest voor het algemeen voortgezet onderwijs. Een andere factor van betekenis is de verlenging van de schoolloopbanen in het avo, met name doordat een steeds groter deel van de jongeren (uiteindelijk) doorstroomt naar het vwo. In de periode 1970-1994 steeg het aandeel van de jongeren dat een vwo-diploma behaalde van 10% naar 15%. In de tweede helft van de jaren tachtig trad als gevolg van de ontgroening een daling van het aantal leerlingen op.

Bij het voorbereidend beroepsonderwijs neemt het aantal leerlingen in 1975 abrupt toe als gevolg van de verlenging van de leerplicht. Deze is namelijk gepaard gegaan met de uitbreiding van de cursusduur van enkele driejarige vbo-opleidingen met een vierde jaar. De daling aan het eind van de jaren tachtig is veel sterker dan die van het avo en is een gecombineerd gevolg van de afname van het aantal jongeren en een verschuiving van vbo naar avo. Dit wekt de indruk dat er sprake is van een telooftgang van het vbo. Dit beeld is echter in belangrijke mate toe te schrijven aan een statistische vertekening, omdat het aantal scholengemeenschappen voor avo en vbo gestadig toeneemt en de leerlingen van gemengde brugjaren als avo-leerlingen worden geteld. Terwijl het aandeel van het vbo in het eerste leerjaar van het voortgezet onderwijs is gedaald van 41% in 1970 naar 21% in 1994 en de laatste jaren blijft afnemen, is het aandeel van het vbo in het derde leerjaar veel minder spectaculair teruggeloo-

pen (van 42% naar 34%). Genoemde terugloop van de belangstelling voor het vbo is vooral tussen 1983 en 1990 opgetreden en heeft vermoedelijk te maken met de slechte arbeidsmarktperspectieven van sommige sectoren van het vbo. In dat verband is het opmerkelijk dat de teruggang van het aantal meisjes (die doorgaans kiezen voor het huishoud- en nijverheids- onderwijs) veel sterker is dan de teruggang van het aantal jongens (die het technisch onderwijs prefereren). De laatste jaren is het aandeel van het vbo onder de derdeklassers vrij stabiel. Voor de jongens is dat 39%, voor de meisjes 28%.

De vraag is wat het effect zal zijn van een aantal recente beleidsmaatregelen, die onder meer zijn gericht op het tegengaan van de tweedeling tussen vbo en avo. Zo is het aantal brede scholengemeenschappen de afgelopen jaren drastisch toegenomen als gevolg van het schaalvergrotingsbeleid dat is ingezet naar aanleiding van het Regeerakkoord 1989 (TK 1989). Dergelijke scholen maken een uitstel van de keuze tussen vbo en diverse vormen van avo mogelijk en bevorderen de afname van het percentage zittenblijvers. Ook van de invoering in 1993 van de basisvorming in het voortgezet onderwijs kunnen impulsen in die richting uitgaan, omdat de basisvorming er mede op is gericht om de kloof tussen vbo en avo te verkleinen (TK 1989/1990; O&W 1994a: 45-53). Overigens werd al in SCP (1992: 251-252) beargumenteerd dat de verwachtingen dienaangaande niet hoog gespannen dienen te zijn. De ontwikkelingen van de laatste jaren lijken dit te bevestigen.

Bij het mbo treedt een zeer forse groei op. Rond 1975 is er echter een tijdelijke teruggang, die het spiegelbeeld is van de groei van het vbo in hetzelfde jaar. De oorzaak is dan ook dezelfde: de verlenging van de cursusduur in het vbo, waardoor de doorstroom van vbo naar mbo een jaar stagneerde. De sterkste groei treedt op in de periode 1980-1985. Een stimulans daarbij is het ontstaan van het kort middelbaar beroepsonderwijs (kmbo) in 1981, dat inmiddels rond de 12% van de mbo-leerlingen omvat. In dit schooltype, dat zich kenmerkt door een cursusduur van 1 à 2 jaar, worden geen specifieke vooropleidingseisen gesteld. Maar ook de rest van het mbo vertoont in deze periode een zeer forse groei, die wel is geïnterpreteerd als een resultante van de explosieve stijging van de (jeugd)werkloosheid in de betreffende periode (Herweijer en Blank 1987). Dit punt komt nader aan de orde in de hoofdstukken 3 en 5. Na 1985 neemt het groeitempo sterk af, zodat vanaf 1987 sprake is van een vrij stabiel aantal leerlingen. Dit ligt deels aan de ontgroening, die voor deze schoolsoort rond 1990 toeslaat, maar, zoals in de navolgende alinea's nog nader wordt toegelicht, ook aan een stabilisatie van de instroomcoëfficiënten.

Voor analysedoeleinden is het van belang om naast leerlingenaantallen ook in-, door- en uitstroom in de beschouwing te betrekken. Dergelijke stromen hebben direct te maken met processen als schoolkeuze, diplomering, overgang, doublure en uitval. Stromen in het onderwijs geven een verband aan tussen leerlingenbestanden in een bepaald jaar en die in het daaropvolgende jaar. Van de leerlingenbestanden in de examenklas van de mavo stroomt een deel door naar de eerste klas van het mbo. Een stroomcoëfficiënt wordt verkregen door een dergelijke stroom te delen door het herkomstbestand (zie § 6.2 voor een nadere toelichting). Een stroomcoëfficiënt geeft dus de fractie aan van de personen in een bepaalde situatie (bv. examenklas mavo) die zich het volgende jaar in een specifieke andere situatie (bv. eerste klas mbo) zal bevinden. Het verloop van de coëfficiënten die betrekking hebben op de instroom in het mbo is nader geïllustreerd in figuur 2.4.

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

Alle stroomcoëfficiënten vertonen een sterke stijging. De absolute groei is het grootst bij de overgang mavo-mbo, de relatieve bij de overgang havo-mbo. De laatste jaren verschuift het accent enigszins en neemt juist het overgangpercentage vbo-mbo vrij snel toe. Dit lijkt samen te hangen met het inzicht dat vbo niet langer kan worden beschouwd als eindonderwijs en uit zich met name in een groeiende belangstelling voor korte vormen van middelbaar beroepsonderwijs.

De sterke groei van de doorstroom naar het mbo heeft ertoe bijgedragen dat steeds minder kinderen het onderwijs verlaten na het behalen van een vbo-, mavo- of havo-diploma. Ook de uitstroom met vwo-diploma is in de loop der jaren afgenomen. Een overzicht hiervan is opgenomen in tabel B.1 in bijlage B. Op deze plaats wordt volstaan met het weergeven van enkele kengetallen. Indien doorstroom naar het beroepsbegeleidend onderwijs telt als vervolg van de onderwijsloopbaan, is het aandeel van de vbo-leerlingen dat het onderwijs direct na het behalen van het diploma verlaat tussen 1970 en 1993 gedaald van 36% naar 19%. Voor mavo-gediplomeerden zijn deze aandelen 42% en 2%, voor havo-gediplomeerden 51% en 12%, en voor vwo-gediplomeerden 29% en 14%. Hierin is dan nog niet verdisconteerd dat veel personen na een onderbreking van een of meer jaren opnieuw instromen in het voltijdonderwijs of gebruikmaken van de ruime mogelijkheden om hun opleidingsniveau te verhogen via deeltijdonderwijs.

Een probleem met de hier besproken doorstroomcoëfficiënten is dat men door de bomen het bos niet meer ziet: de doorwerking van wijzigingen in een aantal stroomcoëfficiënten naar leerlingenbestanden is niet zonder meer duidelijk. Daarom is hier ter illustratie een intermediaire grootheid tussen stroomcoëfficiënten en bestanden opgenomen, de genormeerde instroom per schoolsoort. De instroom is daartoe uitgedrukt als percentage van de relevante leeftijdsgroep (zie ook § 6.2). De betreffende percentages kunnen worden geïnterpreteerd als

de (gemiddelde) kans dat een jongere ooit instroomt in de betreffende schoolsoort.³ Hierbij kunnen de deelkansen voor afzonderlijke herkomstbronnen worden opgeteld ter verkrijging van de totale kans. Overigens zijn de aldus berekende percentages enigszins opwaarts vertekend doordat een klein aantal personen meerdere malen instroomt in de betreffende schoolsoorten. Deze dubbeltellingen komen met name voor bij de categorie 'indirecte instroom'. Daar staat tegenover dat het deeltijdonderwijs buiten beschouwing is gelaten. De leeftijdsspecifieke instroom in het mbo is nader geïllustreerd in figuur 2.5. Zeer opvallend is de tijdelijke afname van de instroom vanuit het lbo in 1975, die is toe te schrijven aan een aanpassing van de cursusduur van sommige onderdelen van het lbo in samenhang met de toenmalige verlenging van de leerplicht.

Figuur 2.5 Instroom in het mbo,^a 1970-1995 (in procenten)

^a Als percentage van het gemiddelde aantal 16-18-jarigen in de bevolking.

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

De totale instroomkans in het voltijd-mbo is in de periode 1970-1995 toegenomen van 18% tot 57%, hetgeen blijkt uit de informatie in figuur 2.5 naast de instroom uit de mavo vooral is toe te schrijven aan de 'overige instroom', die hoofdzakelijk afkomstig is uit de hoogste klassen van havo en vwo. De kans om via het vbo in te stromen neemt de laatste jaren toe. Zoals bij de bespreking van figuur 2.4 al is opgemerkt, impliceert dit in combinatie met het dalende aantal vbo-gediplomeerden een sterk toenemend doorstroompercentage van die categorie gediplomeerden naar het mbo.

2.3.4 Hoger onderwijs

Het hoger onderwijs vertoont een aanhoudende groei in de periode 1970-1994. Figuur 2.6 geeft een nadere illustratie van de ontwikkelingen in die sector. Om de interpretatie te

vereenvoudigen is naast de totale studentenaantallen ook de instroom opgenomen. Het zal geen verbazing wekken dat de ontwikkeling van de studentenaantallen globaal die van de instroom volgt.

Figuur 2.6 Studentenaantallen hoger onderwijs, 1970-1996 (in indexcijfers, 1970 = 100)

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

Bij het hbo is sprake van een continue toename over de gehele periode 1970-1996. In het begin van de jaren zeventig nam de instroom snel toe als gevolg van de invoering van de Mammoetwet. Daarbij werd de schoolsoort havo gecreëerd, die in het vervolg fungeerde als belangrijkste leverancier van hbo-studenten. Een tweede factor die in dit kader speelde is de bevordering van de doorstroom van mavo-gediplomeerden naar het havo. Het belang van de invoering van de Mammoetwet voor de groei van het hbo wordt ook aangetoond door Van der Ploeg (1993: 52). Rond 1986 is er sprake van een knikpunt, waarna de groei nog sterker werd. De laatste jaren verraadt de stabilisatie van de instroom dat ook de groei van het totale aantal studenten zal gaan afnemen. Aan de hand van figuur 2.8 zal nog blijken dat deze stagnatie niet het gevolg is van een stabilisatie van de doorstroompercentages, maar van de vermindering van het aantal jongeren als gevolg van de ontgroening.

Ook het wetenschappelijk onderwijs laat in de genoemde periode een aanzienlijke groei zien, al vertoont deze curve diverse golven en vlakt hij in de jaren tachtig af. Per saldo is de groei van het wetenschappelijk onderwijs aanzienlijk achtergebleven bij die van het hbo. In het begin van de jaren zeventig spelen hierbij de gevolgen van de invoering van de Mammoetwet een rol. In dat kader werd het havo geïntroduceerd als schoolsoort tussen het mavo (de voormalige mulo) en het atheneum (de voormalige hbs). Alleen voor de meisjes bestond voorheen een pendant voor het havo (de mms). Met name voor jongens ging de invoering van de schoolsoort havo daardoor ten koste van het atheneum/hbs, hetgeen indirect een verschuiving tot gevolg had van wetenschappelijk onderwijs naar hbo. Op langere termijn kan dit

effect overigens in meerdere of mindere mate gecompenseerd zijn door de bevordering van verticale doorstroom in het schoolstelsel (met name de doorstroom van havo-gediplomeerden naar het vwo).

Daarnaast had ook de collegegeldmaatregel van 1980 een aanzienlijke invloed. Hierdoor werden ouderejaars, die daarvan voorheen waren vrijgesteld, verplicht tot het betalen van collegegeld. Dit heeft geleid tot een sprongsgewijze vermindering van het aantal ingeschrevenen in het wetenschappelijk onderwijs, doordat met name veel 'eeuwige studenten' afhaakten. Een andere groep studenten schreef zich daarna niet als student maar als extraneus in. Een extraneus is uitsluitend gerechtigd om examens af te leggen, maar niet om hoor- en werkcolleges te volgen.

Een andere factor was de cursuseduurbepaling als gevolg van de invoering van de tweefasestructuur in de jaren tachtig. De eerste lichting die te maken kreeg met het onderwijs nieuwe stijl was die van 1982. Het jaar daarop nam de instroom sprongsgewijs toe. Deze sprong is mogelijk toe te schrijven aan de aantrekkingskracht van de verkorte cursuseduur. Hoewel de instroom in die jaren gestadig bleef toenemen en rond 1986 zelfs een opwaartse sprong vertoonde die wellicht te maken had met de toenmalige verandering in het regime van de studiefinanciering⁴ (zie ook Rekenkamer 1990), werd de groei van het aantal ingeschreven studenten in die jaren door de verkorting van de cursuseduur afgeremd. Dit kwam met name tot uitdrukking in de periode rond 1988, toen de laatste studenten oude stijl hun studie voltooiden. Rond die tijd daalde het aantal ingeschreven studenten licht, terwijl er tegelijkertijd een piek in het aantal afgestudeerden optrad. Hoewel die effecten bij de invoering van de tweefasestructuur al werden voorspeld (O&W 1980; TS 1982)⁵, waren ze veel minder drastisch dan oorspronkelijk was aangenomen. De oorzaak hiervan is dat de feitelijke verkorting van de studieduur veel geringer was dan verwacht.

Rond 1993 begon de instroom in het wetenschappelijk onderwijs terug te lopen. Dit was deels een gevolg van stabilisatie van de doorstroomcoëfficiënt vanuit het vwo in combinatie met de daling van het aantal jongeren. Deze laatste leidde tot een daling van het aantal behaalde vwo-diploma's met 15% in de periode 1990-1995. Daarnaast trad een forse daling op van de indirecte instroom. Deze kan een gevolg zijn geweest van de bezuinigingsmaatregelen, die hebben geleid tot een uitkleding van de studiefinanciering (O&W 1992; Bruggert en Spee 1996). Bijlage L gaat nader op deze ontwikkelingen in.

Figuur 2.7 illustreert de ontwikkeling van de coëfficiënten die betrekking hebben op de instroom in het hoger onderwijs. De eenmalige piek in de doorstroom vwo-wo in 1974 hangt samen met de invoering van de Mammoetwet. De vijfjarige hbs is daarbij vervangen door een zesjarig atheneum, waardoor in het betreffende jaar alleen gymnasiasten in de gelegenheid waren om een vwo-diploma te behalen. Kenmerkend voor deze groep is een relatief hoge doorstroom naar het wetenschappelijk onderwijs. In vergelijking met de stroomcoëfficiënten naar het mbo vertonen die naar het hoger onderwijs een veel gelijkmatiger verloop. In de figuur is het enigszins golvende verloop van de betreffende stroomcoëfficiënten zichtbaar. Een uitzondering vormt de stroomcoëfficiënt van mbo naar hbo, die (evenals de niet weergegeven stroomcoëfficiënt van hbo naar wetenschappelijk onderwijs) een forse stijging laat zien. Opvallend is ook de sterke groei van de doorstroom van havo-gediplomeerden naar het hbo in de afgelopen jaren. Deze hangt mogelijk samen met een versoepeling van het toelatingsregime van de hbo-instellingen als reactie op de door demografische oorzaken afnemende vraag (zie ook De Jong et al. 1996: 39). Per saldo is de groei van hbo en wetenschappelijk onderwijs overigens niet zozeer aan de ontwikkeling van de instroomcoëfficiënten vanuit het vwo toe te schrijven, als wel aan de toename van het absolute aantal havo- en vwo-

gediplomeerden, de toename van de instroom van personen die het voorgaande jaar geen voltijdonderwijs volgden en de toename van de instroom vanuit het beroepsonderwijs.

Figuur 2.7 Stromen naar het hoger onderwijs, 1970-1995 (in procenten van het herkomstbestand)

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

Figuur 2.8 Instroom in het hoger onderwijs, 1970-1995 (in procenten van de relevante leeftijd)^a

^a Zie bijlage B voor nadere toelichting.

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

De leeftijdsspecifieke instroom in het hoger onderwijs is geïllustreerd in figuur 2.8. In de toelichting bij figuur 2.5 staat aangegeven waarom in dit verband met enig voorbehoud kan worden gesproken van (gemiddelde) 'instroomkans'. Bij het hbo wordt een onderscheid gemaakt tussen directe instroom van personen die het voorgaande jaar een diploma in het voortgezet onderwijs hebben behaald (afkomstig uit havo, vwo of mbo) en indirecte instroom, die bestaat uit personen die in het voorafgaande jaar geen dagonderwijs volgden. Bij het wetenschappelijk onderwijs wordt een onderscheid gemaakt tussen directe instroom van vwo-ge-diplomeerden en overige instroom. Deze laatste categorie omvat naast indirecte instroom ook directe instroom van hbo-ge-diplomeerden. De tijdelijke terugval in 1973 en 1974 van de instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs vanuit het voortgezet onderwijs hangt samen met de cursusduurverlenging in het vwo. Dit betreft de vervanging van de vijfjarige hbs door het zesjarige atheneum in het kader van de Mammoetwet.

De instroomkans in het hoger onderwijs, die kan worden berekend als som van de in figuur 2.8 weergegeven percentages, is in de periode 1970-1993 in aanzienlijke mate toegenomen. Vooral de instroom van personen die het voorgaande jaar geen voltijdonderwijs volgden, onderging een spectaculaire groei. Bij het hbo was in die periode sprake van een toename van 10% tot 30%, bij het wetenschappelijk onderwijs van 8% tot 15%. Per saldo is de instroomkans voor het hoger onderwijs in de genoemde periode meer dan verdubbeld. Stroomde rond 1970 nog 18% van een generatie door naar het hoger onderwijs, in 1993 was dat niet minder dan 45%. Met een verwijzing naar de titel van een bekende beleidsnota (O&W 1978) kan dus inderdaad worden gesproken van *hoger onderwijs voor velen!* Overigens treden de laatste jaren juist aanzienlijke dalingen op van de indirecte instroom in het hoger onderwijs, vanaf 1992 in het wetenschappelijk onderwijs, vanaf 1994 ook in het hoger beroepsonderwijs. Volgens de analyse in bijlage L kan de daling in het wetenschappelijk onderwijs worden toegeschreven aan de recente versobering van de studiefinanciering, waardoor vooral oudere studenten werden getroffen. Bij het hbo is dit vermoedelijk ook een factor. Daarnaast valt aan te nemen dat de daling van de indirecte instroom in het hbo in 1994 en 1995 deels ook een gevolg is van statistische vertekening. Er zijn namelijk wijzigingen opgetreden in de wijze van toelevering van gegevens (zie bijlage A).

2.4 Deeltijdonderwijs

Hoewel dit rapport in hoofdzaak is gericht op ontwikkelingen in het voltijdonderwijs, volgen hier aan de hand van tabel 2.2 nog enkele opmerkingen over vier belangrijke onderdelen van het deeltijdonderwijs.

Tabel 2.2 Ontwikkeling van leerlingenaantallen in het deeltijdonderwijs, 1970/71-1995/96 (x 1.000)

	1970/71	1975/76	1980/81	1985/86	1990/91	1995/96
deeltijd-avo	12	33	107	104	88	71
bbo	145	105	119	124	165	155 ^a
deeltijd-mbo	41	28	37	46	55	37 ^a
deeltijd-hbo	52	57	79	73	53	41

^a Aantallen geschat (zie bijlage A voor toelichting).

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

De informatievoorziening over het deeltijdonderwijs is de afgelopen jaren sterk verslechterd.

Een van de oorzaken daarvan is dat leerlingenaantallen als gevolg van budgettering niet langer een rol spelen in de bekostiging van enkele van de genoemde schoolsoorten. Vorenstaande inventarisatie van deeltijdonderwijs is overigens om uiteenlopende redenen niet compleet. Zie voor een meer volledige inventarisatie Bronneman-Helmers (1992), die aangeeft dat 40% van de bevolking van 16 jaar en ouder rond 1987 ten minste één cursus volgde; daarbij gaat het dus om miljoenen deelnemers. Aan het niet-beroepskwalificerende onderwijs, dat een scala aan cursussen van uiteenlopende aard omvat, wordt hier echter geen aandacht besteed. Diverse vormen van deeltijdonderwijs die wel een beroepskwalificerend karakter dragen, komen hier om uiteenlopende redenen ook niet aan bod. Dit kan liggen aan een gering belang, beperkte beschikbaarheid van gegevens en/of het niet bekostigd zijn door de overheid. Zo ontbreken de basiseducatie, het schriftelijk onderwijs (inclusief de open universiteit), particuliere beroepsopleidingen in de administratieve sector (bv. het algemeen bekende Schoevers), de *in-service*-opleiding voor verpleegkundigen en particuliere postacademische opleidingen. De deeltijdstudenten in het wetenschappelijk onderwijs zijn inbegrepen in het totale aantal ingeschreven studenten volgens tabel 2.1. Resumerend kan worden gesteld dat het hier gegeven overzicht van deeltijdopleidingen verre van compleet is, maar wel het leeuwendeel van het door de overheid bekostigde onderwijs omvat.

In de jaren zeventig vond een snelle groei plaats van het deeltijd-avo. Tussen 1970 en 1982 groeide dit met een factor 10. Met name de oprichting van dagscholen voor deeltijd-mavo, ook wel bekend als 'moedermavo', heeft in die jaren veel publiciteit gekregen. Van belang was de invoering in 1978 van de mogelijkheid om onderwijs te volgen en deelcertificaten te verwerven voor afzonderlijke vakken. Na 1983 liep het leerlingenaantal in deze schoolsoort enigszins terug. Deze teruggang is aanmerkelijk sterker indien de leerlingenaantallen via het aantal gevolgde vakken worden omgerekend naar fulltime equivalenten. Vermoedelijk was in de jaren zeventig sprake van een inhaaleffect. Bovendien neemt door de voortdurende stijging van het opleidingsniveau behaald in het initieel onderwijs, de behoefte aan tweede-kansonderwijs geleidelijk af. Anderzijds zou met name het deeltijd-mavo een rol kunnen gaan spelen bij de inburgering van immigranten. Momenteel is dat overigens maar in beperkte mate het geval en maken immigranten uit de culturele-minderheidsgroepen vooral gebruik van de basiseducatie (Tesser 1993).

De overige schoolsoorten laten een veel minder spectaculair verloop zien. Dit is grafisch weergegeven in figuur 2.9.

Bij het beroepsbegeleidend onderwijs en het deeltijd-mbo treedt een daling op in de eerste helft van de jaren zeventig, gevolgd door een stijging in de jaren tachtig. Deze ontwikkeling hangt deels samen met de al eerder genoemde verlenging van de leerplicht en van de cursusduur in het lbo in 1975. Bij het deeltijd-mbo speelt in deze jaren ook de afschaffing van de handelsavondschoon, die gepaard is gegaan met een groei van het deeltijd-avo. In het begin van de jaren negentig treedt in het deeltijd-mbo een sterke daling op van het aantal leerlingen. Binnen het beroepsbegeleidend onderwijs in ruime zin, neemt het belang van het vormingswerk geleidelijk af. De omvang van het beroepsbegeleidend onderwijs lijkt ten dele conjunctureel bepaald te zijn, omdat ten tijde van economische recessies relatief weinig leerovereenkomsten met werkgevers kunnen worden gesloten (zie bv. O&W 1983: 157-158).

Bron: CBS (1994, 1996a, 1997a)

Het deeltijd-hbo wordt gekenmerkt door een totaal afwijkend verloop: eerst een stijging die culmineert ten tijde van de economische depressie in het begin van de jaren tachtig en vervolgens een daling, die overigens wordt geaccentueerd door een definitiewijziging.⁶ Naar verluidt kan een ander deel van de geconstateerde teruggang van het deeltijd-hbo wellicht worden verklaard door een rubricering van sommige voormalige deeltijdopleidingen als voltijdopleiding.⁷ Daarbij dient men zich te realiseren dat de overgang tussen voltijd- en deeltijdonderwijs gradueel is. Een andere mogelijke verklaring voor de teruggang van het deeltijd-hbo in een periode waarin de belangstelling voor voltijd-hbo gestadig toeneemt, is een proces van substitutie: naarmate meer jongeren hbo volgen gedurende de initiële opleidingsfase, is er minder behoefte aan inhaalacties via tweede-kansonderwijs.

Het deeltijds wetenschappelijk onderwijs is hier niet expliciet behandeld, omdat het al is inbegrepen in de studentenaantallen die zijn besproken in paragraaf 2.3.4. Ook het aantal studenten dat een deeltijdopleiding in het wetenschappelijk onderwijs volgt is de laatste jaren echter gestadig gedaald. Anders dan bij de voltijdstudenten kunnen ontwikkelingen in de studiefinanciering hier niet verantwoordelijk voor worden gesteld.

2.5 Slotopmerkingen

Hoofdstuk 2 beschrijft de ontwikkelingen in het Nederlandse onderwijs van de afgelopen 25 jaar. De ontwikkelingen van de leerlingenaantallen zijn te duiden als resultante van demografische ontwikkelingen (de ontgroening) en de ontwikkeling van de leeftijdsspecifieke deelname.

De ontgroening heeft geleid tot een daling van de leerlingenaantallen in achtereenvolgens het primair onderwijs en het voortgezet onderwijs. Opvallende ontwikkelingen daarbij zijn de gestadige groei van het speciaal onderwijs en de verschuiving van vbo naar avo.

Met name bij de schoolsoorten die zich richten op studenten boven de leerplichtige leeftijd, te weten de hoogste trap van het avo, het mbo, het hbo en het wetenschappelijk onderwijs, speelt naast de demografische ontwikkeling ook de gestadige toename van de participatiegraad een belangrijke rol (de onderwijsexpansie).

De verschillende vormen van deeltijdonderwijs worden gekenmerkt door tamelijk grillige ontwikkelingen. Deze vertonen de laatste jaren over de hele linie een dalende tendens.

In het kader van deze beschrijving wordt ingegaan op directe gevolgen van institutionele aanpassingen, zoals de invoering van de Mammoetwet, de verlenging van de leerplicht, de invoering van het kmbo en de invoering van de tweefasestructuur in het wetenschappelijk onderwijs. Daarnaast wordt enige aandacht besteed aan de gevolgen van beleidsmaatregelen die betrekking hebben op school- en collegegelden en op het stelsel van studiefinanciering. De navolgende hoofdstukken beogen een meer systematische analyse van de ontwikkelingen te geven. Hoofdstuk 3 schetst een theoretisch kader voor de analyse van de onderwijsdeelname en geeft een overzicht van de literatuur over de determinanten van onderwijsdeelname. De hoofdstukken 4 en 5 hebben betrekking op eigen analyses (op micro- respectievelijk macroniveau).

Noten

- ¹ In tegenstelling tot het onderwijs op andere niveaus wordt dit onderscheid namelijk niet consequent aangehouden in CBS-statistieken en speelt het geen rol in de bekostiging.
- ² Het aantal ingeschreven leerlingen geeft overigens slechts een indirecte indicatie van de geleverde prestaties. In eerdere SCP-studies gericht op de analyse van de productiviteit van het onderwijs (zie bv. Goudriaan et al. 1989; Van der Torre en Kuhry 1990; Blank 1993) zijn de leerlingenaantallen daarom gedifferentieerd naar (behaald of te behalen) eindniveau. Dit niveau kan tot uitdrukking komen door het behalen van een diploma of via de keuze van vervolgonderwijs.
- ³ Strikt genomen zouden deze percentages moeten worden berekend door de percentages van een geboortecohort die via diverse wegen op respectievelijk 17-, 18-, 19-, 20- en 21-jarige leeftijd instromen bij elkaar op te tellen. Een benadering van dit percentage voor een bepaald jaar kan worden verkregen door de percentages 17-, 18-, 19-, 20- en 21-jarigen die in het betreffende jaar via diverse wegen instromen bij elkaar op te tellen. Omdat het zwaartepunt ligt bij de 18- en 19-jarigen en het aantal 17-, 20- en 21-jarigen in de regel niet sterk afwijkt van het aantal 18- en 19-jarigen, kunnen deze percentages ruwweg worden benaderd door het aantal in enig jaar via diverse wegen ingestroomde studenten te delen door het gemiddelde aantal 18- en 19-jarigen in de bevolking. Dit principe is ook toegepast bij figuur 2.8.
- ⁴ Deze wijzigingen behelsden dat de kinderbijslag aan de ouders werd omgezet in een basisbeurs aan studenten van min of meer gelijke hoogte. Wellicht is er een psychologisch effect als gevolg van de directe doorsluiting van gelden naar de studenten zelf. Een andere mogelijke verklaring is dat de ouders een remmend effect hebben op jongeren die overwegen om zich inkomsten te verwerven via een 'pro forma'-inschrijving aan een instelling voor hoger onderwijs.
- ⁵ De auteur was destijds als O&W-ambtenaar nauw betrokken bij de opstelling van de studentenramingen in genoemde rapporten.
- ⁶ In de eerste helft van de jaren tachtig werden namelijk de korte cursussen aan de pedagogische academie meegeteld, waaronder de zogenoemde applicatiecursussen voor kleuterleidsters ten behoeve van de invoering van het basisonderwijs in 1985.
- ⁷ Deze verklaring blijft nogal speculatief omdat ik geen stukken heb kunnen vinden die deze hypothese onderbouwen.

3 Determinanten

3.1 Inleiding

Het voorgaande hoofdstuk gaf een beschrijving van de ontwikkeling van de onderwijsdeelname. Daarbij is ingegaan op achterliggende demografische ontwikkelingen en op directe effecten van beleidsmaatregelen. Ook zijn her en der ad hoc-hypothesen geopperd ter verklaring van opmerkelijke ontwikkelingen. Dit hoofdstuk behelst een meer systematische analyse van de onderwijsdeelname. Daarbij gaat het niet zozeer om de feitelijke ontwikkelingen in de afgelopen periode als wel om de lessen die daaruit kunnen worden getrokken over algemene wetmatigheden. Hoofdstuk 3 is gericht op determinanten die de individuele keuze van potentiële onderwijsdeelnemers beïnvloeden, dat wil zeggen op keuzeprocessen op microniveau.

Zoals reeds is betoogd in het voorgaande hoofdstuk, is het zinnig om bij een nadere verklaring van onderwijsdeelname niet alleen te kijken naar leerlingenaantallen en leeftijds-specifieke deelname, maar om ook stromen in de analyse te betrekken. Daarbij is het zinvol om een onderscheid te hanteren tussen coëfficiënten die betrekking hebben op instroom in een schoolsoort en coëfficiënten die betrekking hebben op door- en uitstroom.

Bij instroomgedrag is in veel gevallen sprake van een belangrijke mate van keuzevrijheid van leerlingen (en hun ouders). Bij door- en uitstroom ligt de nadruk sterker op institutionele factoren. Het betreft hier grootheden als de cursusduur en het overgangs- en examenregime.

De verdere opbouw van dit hoofdstuk is als volgt. Paragraaf 3.2 heeft betrekking op theoretische aspecten van keuzeprocessen op microniveau. Paragraaf 3.3 geeft een inventarisatie van de resultaten van eerder empirisch onderzoek, waarbij de in de vorige paragraaf benoemde determinanten als leidraad dienen. Het betreft zowel onderzoek op microniveau dat is gebaseerd op enquêtes, als onderzoek op macroniveau dat is gebaseerd op tijdreeksen. Paragraaf 3.4 gaat kort in op de rol van het aanbod. Paragraaf 3.5 behelst enkele slotopmerkingen.

In hoofdstukken 4 en 5 worden eigen analyses op micro- respectievelijk macroniveau uitgevoerd. Ook in het laatste geval wordt de invalshoek overigens gevormd door determinanten die de individuele afweging van potentiële onderwijsdeelnemers beïnvloeden. Aan het eind van hoofdstuk 5 wordt teruggekomen op het onderscheid tussen determinanten van keuzes op *microniveau* en verklaringen voor ontwikkelingen op *macroniveau*.

3.2 Theoretische noties

Het volgen van onderwijs kan geanalyseerd worden vanuit een economische zowel als vanuit een sociologische invalshoek.

In de *sociologische* benadering is onderwijs een belangrijke schakel in het proces van cultuur- en kennisoverdracht. Daarnaast wordt het volgen van onderwijs gezien als een manier om *sociale status* te verwerven. Enerzijds is onderwijs belangrijk voor beroepsperspectieven en vormt het daarmee een sleutel tot interessant werk en een relatief hoog inkomen, anderzijds ook tot algemene ontwikkeling en de verwerving van culturele

competentie (zie bv. Knulst 1989). Hierbij ligt de nadruk vaak op het thema '*ongelijkheid*' in de vorm van verschillen in onderwijskansen tussen jongens en meisjes en tussen kinderen afkomstig uit verschillende sociale milieus (zie bv. Van Heek et al. 1968; Boudon 1974; Dronkers 1986: 42-51; Dronkers en De Graaf 1995). Het sociale milieu wordt hierbij geoperationaliseerd met behulp van beroep, opleidingsniveau of land van herkomst van de ouders. Een aanzienlijk deel van de verschillen in onderwijskansen tussen kinderen uit verschillende sociale milieus is terug te voeren op verschillen in prestatieniveau op de basisschool. Deze verschillen in prestatieniveau hangen op hun beurt deels samen met erfelijke aanleg en deels met de opvoeding en de aspiraties in het ouderlijke milieu. Daarnaast treden er ook bij kinderen met vergelijkbaar prestatieniveau verschillen in onderwijskeuze op die samenhangen met het sociale milieu. Dit effect lijkt mettertijd in belang af te nemen. Een dergelijke convergentie in de tijd van het gedrag van mannen en vrouwen of van verschillende sociale klassen wordt wel in verband gebracht met een maatschappelijke tendens naar *emancipatie*.

Vanuit sociologische optiek is het interessant in hoeverre onderwijs de *sociale mobiliteit* bevordert. In een samenleving waarin iedereen over gelijke kansen beschikt, bepalen persoonlijke capaciteiten en niet sociale herkomst de te bereiken positie. De Graaf en Luijkx (1995) concluderen dat de 'overerving' van de beroepsstatus vrijwel is gehalveerd in de afgelopen decennia. Volgens Dronkers en De Graaf (1995) vindt een er toenemende 'meritocratisering' plaats. Weliswaar is sociaal milieu nog steeds een belangrijke determinant van het te behalen onderwijsniveau, maar dit verband is afgenomen en berust tegenwoordig in veel sterkere mate op het bereikte prestatieniveau.

In een onderwijsloopbaan worden op verschillende tijdstippen cruciale keuzes gemaakt. Zoals laatstgenoemde auteurs constateren is de invloed van sociaal milieu op het uiteindelijk bereikte onderwijsniveau veel groter dan op de beslissingen op ieder afzonderlijk keuzemoment. Dit heeft twee oorzaken. Ten eerste is het uiteindelijk bereikte onderwijsniveau de resultante van een aantal van dergelijke keuzemomenten. Ten tweede gaat het bij dergelijke overgangen om keuzes vanuit een min of meer homogene uitgangssituatie (bv. het behalen van een bepaald diploma). In het laatste geval zijn de verschillen in prestatieniveau relatief beperkt. Dit spooft met de bevinding van Oosterbeek (1992) dat het bereikte onderwijsniveau een duidelijke samenhang vertoont met het ouderlijke milieu, maar dat dit niet of nauwelijks het geval is bij de keuze voor hoger onderwijs gegeven het behalen van een daarvoor kwalificerende vooropleiding.

Economen verklaren de deelname aan onderwijs zowel vanuit consumptiemotieven als vanuit investeringsmotieven. Het is duidelijk dat dit onderscheid niet in de laatste plaats afhangt van de gehanteerde definitie van consumptieve uitgaven en investeringsuitgaven (Blaug 1970: 16-22). Volgens een bepaalde definitie zijn alle uitgaven van huishoudens en dus ook uitgaven die verband houden met het volgen van onderwijs, op te vatten als consumptieve bestedingen. Volgens een minder stringente definitie zijn aangeschafte goederen die niet binnen een jaar verbruikt worden, niet op te vatten als consumptiegoederen, maar als investeringsgoederen. Blaug (1970) maakt een driedeling in consumptiegoederen, duurzame consumptiegoederen en investeringsgoederen en betoogt dat al die benaderingen valide zijn voor private uitgaven die verband houden met het volgen van onderwijs.

Factoren als interesse voor een vak en plezier in het studentenleven stroken met de consumptiebenadering. Het karakter van duurzaam consumptiegoed komt op een drietal manieren tot uitdrukking: ten eerste mag worden verondersteld dat het volgen van meer onderwijs ertoe leidt dat men een mondiger lid van de samenleving wordt, ten tweede kan men genieten van

culturele uitingen die een hogere graad van intellectuele competentie vereisen (zie ook Knulst 1989), en ten derde vindt men doorgaans een werkring die veelzijdiger en minder routineus is en beter aansluit bij de eigen voorkeuren. Ten slotte valt het volgen van onderwijs te interpreteren als een investering, die zichzelf kan terugbetalen in de vorm van een toekomstig hoger salarisoniveau.

In de *consumptie*benadering wordt verondersteld dat de consument een bepaalde hoeveelheid nut ontleent aan het volgen van onderwijs. Daarbij kan in het midden worden gelaten of dit nut direct of over een reeks van jaren wordt ervaren. Op grond van de consumptiebenadering kan het volgen van onderwijs worden verklaard uit de prijs van het onderwijs, de prijs van andere consumptiegoederen en de hoogte van het huishoudensinkomen. Daarnaast wordt in de consumptiebenadering vaak rekening gehouden met smaakverschillen, die kunnen worden geoperationaliseerd via kenmerken als vooropleiding en het opleidingsniveau van de ouders. Bij de uitwerking stuit men overigens op een aantal problemen. Zo is het niet zonder meer duidelijk op welk niveau de analyse moet plaatsvinden: dat van het ouderlijke huishouden of dat van het kind. Ouders zijn vaak doordrongen van het belang van een goede opleiding voor hun kinderen en ontlene daaraan een zekere voldoening of status. Als zodanig zijn zij bereid daarvoor (naar vermogen) een prijs te betalen. Kinderen hebben de keuze tussen relatief eenvoudig werk, dat desalniettemin een zekere mate van financiële armslag en zelfstandigheid garandeert, en een betrekkelijk Spartaans studentenleven, dat meer mogelijkheden biedt voor intellectuele en culturele zelfontplooiing en meer beloften voor de toekomst inhoudt. Bij deze afweging spelen aspiraties, die deels aan de ouders worden ontleend, en veronderstellingen over de eigen vaardigheden, die deels zijn gebaseerd op schoolprestaties, een belangrijke rol. De discussie zal hier worden toegespitst op de deelname aan voltijdonderwijs door jongvolwassenen die niet langer leerplichtig zijn, maar wel recht hebben op studiefinanciering. Voor deze categorieën is het gebruikelijk om uit te gaan van het ouderlijke inkomen en bij implicatie ook van het nut zoals gepercipieerd vanuit het ouderlijke huishouden. Dit biedt het voordeel dat zowel het vermogen van ouders om bij te dragen in de studie als de rechten op (aanvullende) studiefinanciering in beeld worden gebracht. Niettemin is het een vrij drastische vereenvoudiging om zonder meer uit te gaan van de veronderstelling dat het nut dat ouders ervaren gelijk is aan dat van hun kinderen.

Behalve het inkomen moet ook de prijs van onderwijs worden geoperationaliseerd. De prijs P_{ij} voor het volgen van onderwijssoort i door individu j is in eerste instantie opgebouwd uit directe kosten als collegegelden en kosten van leermiddelen (K_i). Daarnaast zijn er voor niet-leerplichtige kinderen indirecte kosten in de vorm van gedeerde inkomsten (L_0). De tijd die wordt besteed aan het volgen van onderwijs kan niet worden gebruikt voor het verwerven van een arbeidsinkomen. De gedeerde inkomsten zijn daarom in de meest letterlijk zin op te vatten als een tijdsprijs. Op deze kosten moet de ontvangen studiefinanciering of kinderbijslag in mindering worden gebracht (B_{ij}). De prijs voor het volgen een bepaalde onderwijssoort kan dan als volgt worden weergegeven:

$$P_{ij} = K_i + L_0 - B_{ij} \quad (3.1)$$

Daarbij is als uitgangspunt gekozen dat de directe prijs wel afhankelijk is van de onderwijssoort, maar niet per persoon verschilt. Bij gebrek aan nadere informatie wordt bij de gedeerde inkomsten geen rekening gehouden met individuele verschillen. Doordat de studiefinanciering B_{ij} wel persoonsafhankelijk is, geldt dat ook voor de totale prijs P_{ij} .

Er is ook een andere uitwerking denkbaar, waarbij de prijs van onderwijs is opgebouwd uit de eerdergenoemde directe kosten en de indirecte kosten zijn geoperationaliseerd via de kosten van levensonderhoud. Dat zijn namelijk de *out-of-pocket*-kosten nodig voor het volgen van onderwijs. Ook dan geldt vergelijking (3.1), al is de invulling van de term L_0 uiteraard anders. Bij de vaststelling van de (maximale) hoogte van de studiefinanciering door het ministerie van OC&W worden de kosten van levensonderhoud van een student aanmerkelijk lager ingeschat dan de hoogte van het minimumjeugdloon, dat kan dienen als ijkpunt voor de gedeelde inkomsten.

De vraag is welk prijsconcept hier nu het juiste is. Het draait hier om de vraag hoe de gemiddelde aankomende student en zijn ouders tegen dit onderwerp aankijken. Homo economicus zou ongetwijfeld de voorkeur geven aan een benadering via gedeelde inkomsten, Homo ludens kijkt wellicht eerder in zijn portemonnee. In paragraaf 4.3 wordt nader op dit onderwerp ingegaan. Hoe dan ook geldt dat veranderingen in de directe kosten van het onderwijs of in de studiefinanciering moeten worden geïnterpreteerd in het kader van een veel ruimer kostenbegrip.

Bij het volgen van deeltijdonderwijs, waarvan veelal gebruik wordt gemaakt door volwassenen, speelt het eigen inkomen, de eigen sociaal-economische positie en de samenstelling van het eigen huishouden een rol, terwijl kenmerken van het ouderlijke huishouden van minder direct belang zijn. Omdat het onderwijs vaak naast een voltijdbaan wordt gevolgd, spelen kosten van levensonderhoud, gedeelde inkomsten en studiefinanciering geen of slechts een beperkte rol en heeft de prijs van onderwijs slechts betrekking op de directe kosten, te weten school- of collegegeld en kosten van leermiddelen.

Onder bepaalde veronderstellingen kan de consumptievergelijking als volgt worden geoperationaliseerd (zie Groenen et al. 1992: 48):

$$\log Q_{ij} = \alpha_i + \beta_{i1} \log(P_{ij}/P_c) + \beta_{i2} \log(Y_j/P_c) + \epsilon_{ij} \quad (3.2)$$

waarin Q_{ij} staat voor consumptie van goed i door persoon j , P_{ij} voor de corresponderende prijs, en Y_j voor het huishoudensinkomen. P_c staat voor de prijs geassocieerd met de overige gezinsconsumptie; door deze in de noemer op te nemen wordt in feite naar reële prijs- en inkomensverschillen gekeken. α_i , β_{i1} en β_{i2} zijn parameters en ϵ_{ij} staat voor een storingsterm. Indien de vergelijking niet wordt toegepast voor de hoeveelheid consumptie in het algemeen, maar voor de onderwijsdeelname van jongeren, staat Y_j voor het inkomen van het ouderlijke huishouden en wordt P_{ij} berekend via vergelijking (3.1). Q_{ij} kan zowel betrekking hebben op de kwantiteit van de onderwijsconsumptie (bv. gemeten in uren per week) als op de kans om al dan niet onderwijs te volgen. In het laatste geval ligt een zogenoemde logistische transformatie voor de hand, waarbij geldt:

$$Q_{ij} = C_{ij}/C_{0j} \quad (3.2a)$$

waarin C_{ij} staat voor de kans dat persoon j onderwijs van type i volgt en C_{0j} voor de kans dat de betreffende persoon geen onderwijs volgt. Zie paragraaf 4.2 voor een nadere bespreking van de logistische transformatie.

In de investeringsbenadering, die bekend staat als de *human capital*-theorie, gaat het om de relatie tussen de toekomstige opbrengsten en de huidige investeringen in de vorm van directe kosten en gedeelde inkomsten. Bij de berekening van de baten zou bij voorkeur niet alleen

rekening moeten worden gehouden met verschillen in salarisniveau naar opleiding, maar ook met de kans op een succesvolle afronding van de opleiding.

Een beperking in de *human capital*-benadering is dat bij de implementatie vaak wordt uitgegaan van waargenomen gemiddelde verschillen in salarisniveau tussen opleidingscategorieën. Iemand die met succes een vervolgopleiding zou kunnen afronden, maar er desalniettemin toe besluit om direct aan het werk te gaan, kiest wellicht werk met aanzienlijke faciliteiten voor *in service*-training en beschikt over meer vermogen tot zelfontplooiing als iemand die niet over die capaciteiten beschikt. Tot op bepaalde hoogte kan dit worden ondervangen door personen te vragen wat zij denken te verdienen wanneer zij direct aan het werk gaan of na voltooiing van een vervolgopleiding (Kodde 1985a). Hier loert anderzijds het gevaar dat personen hun keuze wellicht rechtvaardigen via een stereotiep beeld van hun eigen mogelijkheden en die van anderen. Het ouderlijke inkomen speelt alleen een rol in deze benadering voorzover de prijs van onderwijs op grond daarvan wordt verlaagd door aanvullende beurzen, renteloze voorschotten of voorschotten met een rente onder de marktwaarde. Zie Blaug (1970), Becker (1975) en Hartog en Ritzen (1986) voor uitgebreidere beschouwingen over dit onderwerp. Een belangrijke pionier met betrekking tot de toepassing van de *human capital*-benadering bij de analyse van de vraag naar onderwijs is Freeman (zie bv. Freeman 1986).

Bij de uitwerking van de *human capital*-theorie kan worden aangenomen dat men kiest voor een vervolgstudie als de baten in de vorm van de meeropbrengsten van de hogere opleiding opwegen tegen de kosten in de vorm van directe prijs en gedeelde inkomsten. Om een intertemporele vergelijking van bedragen mogelijk te maken, wordt een jaarlijkse disconteringsvoet aangehouden. Dit heeft er mee te maken dat investeren alleen aantrekkelijk is indien het rendement daarvan de inflatie met een zekere marge overstijgt. Dit leidt tot de volgende investeringsvoorwaarde (zie bv. Hartog en Ritzen 1986):

$$\sum_{t=0}^{m-1} \frac{(L_{it} - L_{0t})}{(1+r)^t} > \sum_{t=0}^s \frac{P_{it}}{(1+r)^t} \quad (3.3)$$

Hier staat P_{it} voor de prijs van onderwijssoort i in jaar t (berekend met vergelijking 3.1), s voor de studieduur in jaren, m voor de gemiddelde duur van de loopbaan in jaren, L_{it} voor het loon in jaar t na voltooiing van vervolgopleiding i en L_{0t} voor het loon in jaar t zonder vervolgopleiding. r staat voor de disconteringsvoet, die onder bepaalde voorwaarden gelijk is aan de rente op de kapitaalmarkt.

Een dusdanig dwingende modellering voor de keuze van een vervolgstudie is niet realistisch. Personen die nauwelijks verschillen in gemeten relevante kenmerken, kunnen toch een uiteenlopende keuze maken door individuele verschillen in voorkeur voor een bepaalde studierichtingen of werkkring. De implementatie van de *human capital*-theorie moet dus net als bij de consumptietheorie gebaseerd zijn op de notie dat de kans voor het kiezen van een bepaalde vooropleiding groter is naarmate de baten hoger zijn en de prijs lager is, maar dat de feitelijke keuze ook wordt beïnvloed door persoonlijke verschillen.

Een dergelijk model kan worden afgeleid via optimalisatie van het nut in de perioden voor en na de afronding van een te volgen studie (zie bv. Kodde 1985a: 59-74). Daarbij wordt gebruikgemaakt van het verband dat door McFadden (1973) is gelegd tussen het nut van alternatieve keuzes en de logit-benadering (zie ook Maddala 1983: 59-61):

$$\log Q_{ij} = \alpha_i + \beta_{i1} \log(s P_{ij}/P_c) + \beta_{i2} \log(L_i/L_0) + \epsilon_{ij} \quad (3.4)$$

Q_{ij} voldoet wederom aan vergelijking (3.2a) en heeft derhalve betrekking op de (getransformeerde) kans op het volgen van onderwijs van type i . P_{ij} staat voor de prijs van onderwijs (per jaar), s voor de studieduur in jaren en P_c voor de prijs van de overige consumptiegoederen.¹ L_i staat wederom voor het loon na voltooiing van de vervolgopleiding en L_0 voor het loon zonder vervolgopleiding. α_i , β_{i1} en β_{i2} zijn parameters en ϵ_{ij} staat voor een storingsterm. De toevoeging van de studieduur is van belang, omdat dit impliceert dat verlenging of verkorting van de cursusduur consequenties kan hebben voor de belangstelling voor een opleiding.² De verhouding L_i/L_0 hangt samen met de mate van *inkomensnivellering*. Naarmate deze dichter bij 1 komt te liggen, zal de animo om door te leren afnemen.

Zowel de consumptie- als de investeringsbenadering kent intrinsieke beperkingen. De consumptiebenadering brengt met name inkomens- en prijseffecten expliciet in beeld. Naarmate het inkomen stijgt, wordt er meer van een bepaald goed geconsumeerd, naarmate de relatieve prijs stijgt, minder.³ Smaak en aanleg kunnen in het model worden opgenomen als persoonlijke nutsverschillen, die worden geoperationaliseerd via een onderscheid naar achtergrondkenmerken (zie Groenen et al. 1992). Door hierbij expliciet rekening te houden met het opleidingsniveau van de ouders wordt bijvoorbeeld recht gedaan aan het belang dat de sociologie hecht aan verschillen in sociaal milieu. Via het impliciet of expliciet opnemen van de vooropleiding van het kind kan voorts rekening worden gehouden met persoonlijke vaardigheden. In de consumptiebenadering wordt hooguit impliciet rekening gehouden met de toekomstige materiële baten van een opleiding.

Deze toekomstige baten vormen juist een van de hoekstenen van de investeringsbenadering. Naarmate de relatieve salarissen voor personen met een bepaalde opleiding gemiddeld hoger dan wel lager zijn, zal er meer respectievelijk minder animo bestaan voor het volgen van die opleiding. Ook het *human capital*-model heeft zo zijn impliciete beperkingen. Zo wordt alleen rekening gehouden met het ouderlijke inkomen voorzover dat tot uitdrukking komt in de indirecte prijseffecten die het gevolg zijn van de studiefinanciering. In de strikte operationalisering van dit model via absolute kosten en meeropbrengsten (vergelijking 3.3) wordt geen ruimte gelaten voor de invloed van het ouderlijke milieu behalve via het betrekkelijk technische concept van imperfecties op de kapitaalmarkt.⁴ Voorts houdt het model geen rekening met immateriële baten zoals plezier in het werk, de kwaliteit van arbeid of het gevoel een nuttige bijdrage aan de maatschappij te leveren.

Volgens Kodde (1985a) en Kodde en Ritzen (1984) verdient een gemengd consumptie-investeringsmodel de voorkeur, omdat beide economische invalshoeken zowel in theorie als in de praktijk een rol lijken te spelen bij de keuze om al of niet door te studeren. Het lijkt hoe dan ook zinvol om een gemengd model te formuleren, zodat kan worden getoetst of een dergelijke formulering voordelen biedt.

Voortbordurend op de voorafgaande analyse kan een gemengd consumptie-investeringsmodel worden verkregen door combinatie van vergelijkingen (3.2 en 3.4). Een dergelijk samengesteld model kan worden afgeleid via optimalisatie van het nut in de perioden voor en na de afronding van een te volgen studie (zie ook Kodde 1985a: 93-98). Dit leidt tot de volgende samengestelde vergelijking:

$$\log Q_{ij} = \alpha_i + \beta_{i1} \log(s P_{ij}/P_c) + \beta_{i2} \log(Y_i/P_c) + \beta_{i3} \log(L_i/L_0) + \epsilon_{ij} \quad (3.5)$$

Hier stelt β_{11} de prijselasticiteit voor, β_{12} het inkomenseffect en β_{13} het effect van het financiële rendement van de opleiding.

Op diverse manieren kan een conjunctureel bepaalde grootte als het niveau van *werkloosheid* van belang zijn bij de beslissing om al of niet in te stromen in een vervolgopleiding. Enerzijds kan hierbij een afschrikwekkende werking uitgaan van een hoog niveau van werkloosheid onder schoolverlaters (*discouraged worker-effect*). Dit *push-effect* is te omschrijven als een vlucht in het onderwijs. Walters (1984) spreekt in dit verband van een *warehouse-effect* van het onderwijs. Anderzijds kan er een *pull-effect* bestaan als gevolg van betere vooruitzichten na voltooiing van de vervolgopleiding. Werkloosheid kan in een *human capital*-model verdisconteerd worden via de daaruit resulterende inkomstenderving (zie Kodde 1985a; Hartog en Ritzen 1986). Als een vervolgopleiding relatief slechte kansen op werk biedt, kan dit tot uitdrukking worden gebracht in de meeropbrengsten van die opleiding. Een mogelijke implementatie, die zowel op L_0 in vergelijking (3.1) van toepassing is als op L_0 en L_1 in vergelijkingen (3.4 en 3.5), luidt als volgt:

$$L_k^* = \{1 - d W_k\} L_k \quad (3.6)$$

Hier staat L_k^* voor het (voor werkloosheid) gecorrigeerde en L_k voor het ongecorrigeerde loon met opleiding k , W_k voor de werkloosheidskans met opleiding k (gedefinieerd als de verwachte duur van de periode dat men werkloos is gedeeld door het totaal aantal arbeidsjaren) en d als de loondervingsfractie bij werkloosheid. Met een zekere mate van stileren en vereenvoudiging zou men de factor d kunnen stellen op 0,3, omdat bruto-uitkeringen vaak worden bepaald als 70% van het laatst verdiende loon. Er zijn echter aanzienlijke complicaties. Zo is het verschil in termen van netto-inkomen in de regel aanmerkelijk kleiner en is er een dempend effect via bepalingen over minimumuitkeringen. Bij empirische schattingen van d kan men ook te maken krijgen met de subjectieve waardering van de werkloosheidssituatie. Enerzijds is er de positieve waardering voor de toegenomen vrije tijd. Anderzijds moet ook rekening worden gehouden met een subjectieve factor als het arbeidsethos (Becker 1989) die juist aanleiding kan vormen voor een meer negatieve waardering van de werkloosheidssituatie. Via het gebruik van een bekende benaderingsvergelijking⁵ kan worden afgeleid dat:

$$\log(L_i^*/L_0^*) \approx \log(L_i/L_0) + d(W_0 - W_i) \quad (3.7)$$

Substitutie van L_0 door L_0^* in vergelijking (3.1) en toepassing van benaderingsformules leidt tot de volgende vergelijking:

$$\log P_{ij}^* \approx \log P_{ij} - d^* W_0 \quad (3.8)$$

Hier geldt $d^* \approx \bar{g}_i d$, met $\bar{g}_i = 1,5$ à 2 (afhankelijk van de schoolsoort).⁶ Het komt erop neer dat de oorspronkelijke prijs wordt vervangen door een gecorrigeerde prijs waarin rekening wordt gehouden met loonderving door werkloosheid. Door deze vereenvoudiging kunnen de effecten van prijs en werkloosheid afzonderlijk in beeld worden gebracht. Substitutie van de effecten van werkloosheid volgens vergelijkingen (3.7 en 3.8) in vergelijking (3.5) leidt tot de volgende samengestelde vergelijking voor de (getransformeerde) kans op het volgen van onderwijs van het type i :

$$\begin{aligned} \log Q_{ij} &= \alpha_i + \beta_{i1} \log(s P_{ij}/P_c) + \beta_{i2} W_0 + \beta_{i3} \log(Y/P_c) \\ &+ \beta_{i4} \log(L_i/L_0) + \beta_{i5} (W_0 - W_i) + \epsilon_{ij} \end{aligned} \quad (3.9)$$

Hier stelt β_{11} de prijselasticiteit voor, β_{12} het *discouraged worker*-effect, β_{13} het inkomenseffect, β_{14} het effect van het financiële rendement van de opleiding en β_{15} het effect van de verbeterde kans op werk.

Het model in vergelijking (3.9) houdt niet expliciet rekening met heterogeniteit. Deze komt onder meer tot uitdrukking in het beroep of opleidingsniveau van de ouders en in individuele verschillen in aanleg die bijvoorbeeld kunnen worden gemeten met schooltoetsen. Dergelijke verfijningen zijn geïntroduceerd door Willis en Rosen (1979) en brengen een integratie tot stand met kernelementen uit de eerder beschreven sociologische benadering.

In deze studie wordt hiermee rekening gehouden door de analyse alleen toe te passen op personen die qua vooropleiding gerechtigd zijn om aan het betreffende type onderwijs deel te nemen en/of door het toevoegen van dummy's die betrekking hebben op het opleidingsniveau van de ouders, kan tot op bepaalde hoogte rekening worden gehouden met smaak- en aanlegverschillen, zoals die ook naar voren komen in de eerder besproken sociologische benadering. Ook kan een dummy worden toegevoegd voor het geslacht, hetgeen een aanknopingspunt biedt voor analyses van de invloed van emancipatieprocessen. Daarnaast kan via jaardummy's of trendtermen rekening worden gehouden met niet door het model verklaarde ontwikkelingen in de tijd. In hoofdstuk 4 zullen diverse van deze verfijningen worden toegepast. De mogelijkheid dat preferenties in de tijd verschuiven, bijvoorbeeld als gevolg van veranderende attitudes, normen en waarden, komt expliciet aan de orde in de macrobeschouwingen in paragraaf 5.4.

3.3 Empirisch onderzoek

Bij empirisch onderzoek kan een tweedeling worden gemaakt in tijdreeksonderzoek op basis van macrogegevens en dwarsdoorsnedeonderzoek op basis van microgegevens. In de navolgende alinea's wordt allereerst een inventarisatie gegeven van relevant Nederlands onderzoek. Dit wordt aangevuld met enige belangrijke bevindingen uit de internationale literatuur. Daarna worden de uitkomsten van dit onderzoek per kenmerk (leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, inkomen, enz.) besproken.

Een voorbeeld van een op de Nederlandse situatie gericht dwarsdoorsnedeonderzoek is het proefschrift van Kodde (1985a), dat betrekking heeft op de keuze van vervolgonderwijs door leerlingen in de hoogste klassen van havo en vwo. Kodde kiest op basis van empirische toetsing voor een geïntegreerd consumptie- en investeringsmodel. Hierin zijn als verklarende kenmerken opgenomen: ouderlijke inkomen, gedeelde inkomsten, toekomstige meerinkomen, opleidingsniveau van vader en moeder, begaafdheid (gemeten via testresultaten) en geslacht. Over dit onderzoek is ook gerapporteerd in Kodde en Ritzen 1986.

In de eerste helft van de jaren negentig is onder de titel *Verder studeren* een meerjarig panelonderzoek uitgevoerd onder eindexamenkandidaten en studenten, dat is op te vatten als een replicatie en uitbreiding van het onderzoek van Kodde. Hierover is een reeks van publicaties verschenen, waaronder De Jong et al. (1992), Webbink et al. (1993) en Oosterbeek en Webbink (1995).

Een ander voorbeeld van dwarsdoorsnedeonderzoek is Groenen et al. (1992). Dit betreft een gecombineerde analyse van drie steekproeven in de periode 1979-1987. De deelname aan diverse soorten onderwijs wordt geanalyseerd, waarbij rekening wordt gehouden met achtergrondfactoren als leeftijd en geslacht, samenstelling van het ouderlijke huishouden, sociaal-economische positie, inkomen en opleiding van de ouders, alsmede met de bereikbaarheid van de onderwijsinstellingen.

Vermeulen (1996) onderzoekt regionale verschillen in onderwijsdeelname, waarbij hij onder meer rekening houdt met verschillen in inkomen, opleidingsniveau, werkloosheid en urbanisatiegraad.

Bijzonder interessant materiaal, dat het karakter heeft van een panel-survey, leveren voorts de onderwijscohorten van het CBS. Deze onderzoeken zijn gebaseerd op grote steekproeven onder kinderen in de hoogste klas van het basisonderwijs, die zijn gevolgd gedurende hun loopbaan in het voortgezet onderwijs. De opzet is geïnspireerd door de sociologische invalshoek van sociale ongelijkheid. Gegevens zijn inmiddels beschikbaar voor de lichtingen 1964, 1977, 1982, 1989 en 1993 (zie bv. CBS 1982, 1988a, 1988b en 1997b; Bakker en Cremers 1994).

Het onderzoek van Oosterbeek (1992) is gebaseerd op het befaamde Brabant-cohort. Dit betreft een onderzoek onder schoolkinderen die in 1952 12 jaar waren en die dertig jaar later opnieuw opgespoord zijn. Het omvat gegevens over ouderlijk milieu, resultaten van schooltoetsen, het uiteindelijk bereikte opleidingsniveau en het inkomen op de leeftijd van 42 jaar.

Daarnaast zijn er in Nederland diverse, op tijdreeksen gebaseerde studies uitgevoerd, die gericht zijn op een verklaring van de onderwijsdeelname. Dit type onderzoek heeft het voordeel dat gebruik kan worden gemaakt van veranderingen in de tijd van collegegelden, studiefinancieringsregelingen en externe omstandigheden als de groei van het nationale inkomen en de werkloosheidsontwikkeling. Daarentegen kan geen gebruik worden gemaakt van gegevens over individuele variatie in schoolprestaties, ouderlijk inkomen en ouderlijk milieu.

De studie van Huijsman et al. (1986) is gericht op de verklaring van de instroom in het hoger onderwijs door een aantal op de *human capital*-theorie geënte variabelen. Het onderzoek van Kuhry (1986) is gericht op de verklaring van de keuze van vervolgonderwijs door vbo-, mbo-, mavo-, havo- en vwo-gediplomeerden, waarbij rekening is gehouden met achtergrondkenmerken als totale en opleidingsspecifieke werkloosheid, prijs van het onderwijs en emancipatietendenzen. Herweijer en Blank (1986 en 1987) onderzoeken het verband tussen de ontwikkeling van de werkloosheid en de onderwijsdeelname. Dronkers en Van der Stelt (1986) hebben een poging gedaan om de ontwikkeling van de onderwijsdeelname op lange termijn te verklaren uit het verloop van een groot aantal, nogal willekeurig gekozen sociaal-economische achtergrondkenmerken. Van der Ploeg (1993) borduurt hierop voort, al is hij zorgvuldiger in de keuze van verklarende variabelen, waaraan hij de randvoorwaarde stelt dat ze een rol moeten kunnen spelen in individuele keuzeprocessen.

Interessante buitenlandse artikelen met betrekking tot tijdreeksanalyses zijn een reeks van artikelen van Freeman (zie het overzicht in Freeman 1986), Pissarides (1981), Mattilla (1982), en Whitfield en Wilson (1991). Het merendeel van deze auteurs maakt gebruik van een zuivere *human capital*-benadering; Pissarides echter van een geïntegreerde consumptie-investeringsbenadering.

Vooraf bij het voltijdonderwijs is de deelname aan de verschillende schoolsoorten in sterke mate *leeftijd*gebonden. Leerlingenaantallen zijn daardoor in sterke mate afhankelijk van de demografische ontwikkeling. De keuzevrijheid van leerlingen neemt toe met hun leeftijd. Als gevolg van de leerplicht hangt de onderwijsdeelname van 5-16-jarigen uitsluitend af van de omvang van die leeftijdsgroepen. Om die reden is het proces van ontgroening, dat de afgelopen decennia is opgetreden als gevolg van dalende geboortecijfers, van doorslaggevende betekenis geweest voor de aantallen leerlingen in het basisonderwijs en de lagere trap van het

voortgezet onderwijs. Bij de leeftijdsklasse boven de 16 jaar geldt niet langer een leerplicht. Voor de schoolsoorten die zich op die leeftijdscategorie richten (m.n. mbo, hbo en wo) heeft de participatiegraad dan ook evenzeer invloed op de aantallen leerlingen als de demografische ontwikkelingen.

Bij de analyse van stromen in het onderwijs is de demografische ontwikkeling alleen van direct belang als verklarende variabele voorzover het de instroom van personen betreft die het voorgaande jaar niet aan het volledig dagonderwijs deelnamen. In die gevallen wordt de rekruteringsgroep dan overigens niet alleen bepaald door leeftijd, maar ook door het bezit van een relevante vooropleiding. In andere gevallen is de rekruteringsgroep een bepaalde categorie gediplomeerden uit het voorafgaande jaar of leerlingen in een bepaald leerjaar. In deze gevallen zijn demografische ontwikkelingen, voorzover relevant, alleen impliciet verdisconteerd in de omvang van de rekruteringsgroep.

Ook *geslacht* is een belangrijke determinant voor het volgen van onderwijs. Zoals volgt uit compendia als CBS (1996a), komen jongens veel vaker dan meisjes terecht in het speciaal onderwijs (factor 2), kiezen zij vaker voor vbo (factor 1,4) in plaats van mavo en kiezen zij vaker voor wetenschappelijk onderwijs (factor 1,2). De verschillen worden veel groter indien men kijkt naar leerlingen- respectievelijk studentenaantallen per studierichting. Vrouwen zijn sterk ondervertegenwoordigd bij technische studierichtingen en mannen bij verzorgende studierichtingen. Weliswaar zijn meisjes in het kader van emancipatieprocessen bezig met een inhaalmanoeuvre, maar in 1995 waren meisjes nog steeds licht ondervertegenwoordigd in het voltijds hoger onderwijs. Hun aandeel in het hbo is met 49% min of meer evenredig, maar in het wetenschappelijk onderwijs ligt het aandeel van de meisjes op 46% (volgens CBS 1996a). In samenhang hiermee is de onderwijsdeelname van 21-jarige vrouwen nog steeds lager dan die van hun mannelijke leeftijdgenoten (vergelijk figuur 1.1).

Gegevens over het *sociale milieu* vormen een hoeksteen van de analyses in het schoolloopbaanonderzoek van het CBS. Hierbij worden het *beroep* van de vader en het *opleidingsniveau* van de vader en de moeder in de analyse betrokken. Er blijkt een zeer nauwe samenhang te bestaan tussen het sociale milieu van de ouders en de onderwijskeuze van kinderen: naarmate het milieu hoger is, nemen de duur van de schoolloopbaan en het niveau van de schoolopleiding van de kinderen toe. Van de kinderen van ongeschoolde arbeiders in het cohort 1977 (d.w.z. de kinderen die in 1977 de basisschool voltooiden) bereikt ruim 20% binnen zeven jaar na het verlaten van de basisschool een middelbaar opleidingsniveau. Bij kinderen van hogere employés bedraagt dit ruim 50%. Het aantal voortijdig schoolverlaters bedraagt voor deze categorieën respectievelijk 20% en 11% (CBS 1988a: 22).

Kodde (1985a) concludeert dat de kans dat een havo/vwo-leerling kiest voor een voortgezette studie afhankelijk is van het opleidingsniveau van de ouders en meer in het bijzonder dat van de moeder (zie ook Kodde en Ritzen 1988). Het replicatieonderzoek van Webbink et al. (1993) en Oosterbeek en Webbink (1995), dat betrekking heeft op recentere gegevens, bevestigt het belang van het opleidingsniveau van de ouders, al blijken daarbij nu alleen de uitkomsten met betrekking tot het opleidingsniveau van de vader significant te zijn. Overigens dient bij de interpretatie van deze uitkomsten rekening te worden gehouden met de onderzoeksopzet: het gaat daarbij om de kans dat personen die een havo- of vwo-diploma behaald hebben in het volgende jaar doorstromen naar hbo of wetenschappelijk onderwijs. Bij deze specifieke referentiegroep is het effect van diverse achtergrondkenmerken veel geringer dan wanneer de instromers in het hoger onderwijs worden gerelateerd aan de totale relevante leeftijdsgroep.

De Jong et al. (1992) rapporteren dat het overgrote deel van de mavo- en lbo-leerlingen belangstelling heeft om verder te studeren. Daarbij is er slechts een zwakke samenhang tussen de belangstelling om verder te studeren en achtergrondkenmerken zoals het opleidingsniveau van de ouders.

In zijn onderzoek naar regionale verschillen in onderwijsdeelname vindt Vermeulen (1996) een positieve invloed van het gemiddelde opleidingsniveau op de deelname aan de hogere trap van het voortgezet onderwijs, hbo en wetenschappelijk onderwijs. Het opleidingsniveau heeft echter juist een negatieve invloed op de deelname aan het middelbaar beroepsonderwijs.

In CBS (1982: 183 e.v.) staat een analyse van de ontwikkeling van de onderwijskeuze naar sociaal milieu tussen cohort 1964 en cohort 1977. Het betreft hier het percentage leerlingen dat kiest voor havo/vwo. Dit percentage blijkt voor kinderen van hogere employés te zijn afgenomen, terwijl vooral bij de meisjes een toename te zien is van kinderen van lagere employés en arbeiders. De gepresenteerde cijfers tonen aan dat in 1964 kinderen van hogere employés in veel hogere mate aan dit type voortgezet onderwijs deelnamen dan gewettigd was op basis van hun prestatieniveau; vooral voor dochters van arbeiders gold echter het omgekeerde. In 1977 was het eerste niet langer het geval, maar was nog wel sprake van een ondervertegenwoordiging van de lagere sociale milieus in havo/vwo ten opzicht van het feitelijke prestatieniveau. Er was in 1977 dus nog 'verborgen talent' (in de zin van Van Heek et al. 1968) aanwezig. In hoeverre dat ook thans nog het geval is, kan nog niet worden afgeleid uit beschikbare CBS-publicaties. Wel wordt in CBS (1997b) de conclusie getrokken dat ook voor het cohort 1982 sprake is van een sterke samenhang tussen het opleidingsniveau van de ouders, het prestatieniveau van kinderen bij de overgang van basis- naar voortgezet onderwijs en het uiteindelijk door deze kinderen behaalde opleidingsniveau. Met name de samenhang tussen opleidingsniveau van de ouders en het prestatieniveau van de kinderen is tussen 1977 en 1993 nauwelijks gewijzigd.

Naar aanleiding van Ganzeboom en De Graaf (1989a en 1989b) is een discussie losgebarsten over de persistentie van genoemde klassenverschillen. De slotsom lijkt te zijn dat deze verschillen nog steeds bestaan, maar dat de omvang van de achterstandsgroepen gaandeweg kleiner is geworden. Zie hiervoor ook SCP (1992 en 1994b) en Dronkers en De Graaf (1995). Ook Groenen et al. (1992) vinden aanwijzingen voor een achterblijvende deelname aan het hoger onderwijs van kinderen van (de in omvang afnemende groep) laag opgeleide ouders. Kennelijk is er een hardnekkig achterstandsmilieu, dat nauwelijks profiteert van de maatschappelijke ontwikkeling.

Prestaties in het voorafgaand onderwijs spelen uiteraard een belangrijke rol bij de keuze van vervolgonderwijs. CBS (1988a) gaat uitvoerig in op de relatie tussen schoolkeuze en schooladvies op de basisschool, waarin ook het resultaat van de schooltoets is verwerkt. Dit verband is vooral voor de keuzen in het voortgezet onderwijs nogal vanzelfsprekend. De invalshoek van het CBS is dan ook eerder om na te gaan of naast het advies nog andere factoren een rol spelen, waarbij in het bijzonder gekeken wordt naar het sociale milieu. Het antwoord luidt bevestigend, namelijk dat kinderen uit lagere sociale milieus gegeven een bepaald prestatieniveau in mindere mate doorstromen naar 'hogere' onderwijsvormen. Oosterbeek (1992) vindt ook na correctie voor het IQ een positief effect van de opleiding van vader en moeder en het beroep van de vader op het uiteindelijk bereikte opleidingsniveau. Zie voor een nadere analyse van dit onderwerp bijvoorbeeld Dronkers (1986: 42-51) en Bakker en Cremers (1994). Kodde (1985a) houdt in zijn microanalyses van de onderwijskeuzes van leerlingen in het laatste jaar van het voortgezet onderwijs rekening met het prestatieniveau

zoals dat wordt gemeten via de resultaten van de schooltoets op de basisschool. Met name de uitkomst van de rekenoets blijkt een aantoonbare positieve samenhang te vertonen met de beslissing om door te studeren. De betreffende coëfficiënt is overigens niet langer significant in het replicatieonderzoek van Webbink et al. (1993) en Oosterbeek en Webbink (1995).

Financiële kenmerken als *inkomen* en prijs vormen kerngrootheden in de consumptietheorie. Het CBS geeft geen informatie over dit soort grootheden. Daarentegen staan zij centraal in de studie van Kodde (1985a). Met het door hem geprefereerde geïntegreerde consumptie-investeringsmodel vindt hij volgens verwachting een negatief effect voor de gedeerde inkomsten, een positief effect voor het ouderlijke inkomen en een positief effect voor toekomstige inkomsten. De geschatte inkomenselasticiteit voor het hoger onderwijs ligt in de orde van 1, dat wil zeggen dat een toename van het inkomen met 1% leidt tot een toename van de instroom met eveneens 1%. De gedeerde en toekomstige inkomsten worden ontleend aan verwachtingen van de respondenten zelf. Alleen de laatstgenoemde uitkomst wordt overigens bevestigd in het replicatieonderzoek van Oosterbeek en Webbink (1995). Deze auteurs vinden, mede door een andere afbakening van de onderzoekspopulatie dan Kodde, een inkomenselasticiteit in de orde van 0. Zij concluderen daarom dat een gemengd consumptie-investeringsmodel geen voordelen biedt boven een zuiver investeringsmodel. De Jong et al. (1992) vinden slechts een zwakke samenhang tussen de belangstelling om verder te studeren en achtergrondkenmerken zoals het inkomen van de ouders. Groenen et al. (1992) vinden een elasticiteit voor het ouderlijke inkomen in de orde van 0,4 tot 0,5 voor mbo en havo/vwo, maar een inkomenselasticiteit van 1,3 voor het hoger onderwijs. Daarmee valt dit laatste type onderwijs in de categorie van 'luxe' goederen en diensten. Overigens is het van belang dat bij deze schatting gecorrigeerd is voor het opleidingsniveau van de ouders. Zonder een dergelijke correctie zijn de geschatte inkomenselasticiteiten veel hoger.

De invloed van het inkomen kan ook worden geschat op basis van tijdreeksonderzoek. In plaats van het individuele inkomen analyseert men dan het effect van de welvaart, dat wil zeggen van het nationale inkomen per hoofd. Gerritse (1979) richt zich daarbij niet op onderwijsdeelname maar op onderwijsuitgaven en vindt daarbij een inkomenselasticiteit van 1,75. Pissarides (1981) vindt voor Engeland een inkomenselasticiteit van 2 à 2,5 voor het doorstuderen na beëindiging van de leerplichtige leeftijd. Sterken (1995) concludeert dat er sprake is van een inkomenselasticiteit van 0,4 op de korte termijn en van 0,7 op de lange termijn voor de relatieve deelname aan universitair onderwijs. De Groot (1984) rapporteert een inkomenselasticiteit van 0,6 voor het deeltijd-avo. Huijsman et al. (1986) vinden in hun longitudinale analyse van de instroom in het wetenschappelijk onderwijs een inkomenselasticiteit van de orde van 1,0.⁷ Kuhry (1986) kon geen significant effect aantonen van het nationale inkomen per hoofd op de deelname aan diverse schoolsoorten. In hoofdstuk 5 wordt deze uitkomst nader getoetst. Van der Ploeg (1993) rapporteert op basis van longitudinale analyses overwegend positieve effecten van het inkomen per hoofd van de bevolking op de deelname aan uiteenlopende schoolsoorten. In zijn studie naar regionale verschillen in onderwijsdeelname constateert Vermeulen (1996) dat (gemiddeld) inkomen een sterke samenhang vertoont met het (gemiddelde) opleidingsniveau. Om die reden neemt hij inkomen niet mee in de definitieve analyses.

Er bestaat een uitgebreide, voornamelijk Amerikaanse literatuur over het effect van lonen op vraag en aanbod van arbeid naar opleidingsniveau. Overbekend zijn bijvoorbeeld de cyclische onevenwichtigheden die door dit soort reacties kunnen ontstaan en die ook wel bekend staan

als 'varkenscycli'. Borghans (1993) geeft een overzicht van de literatuur over looneffecten en verwijst daarbij onder meer naar de eerdergenoemde bijdragen van Freeman, Matilla (1982) en Pissarides (1981). Hij concludeert dat deze literatuur wijst op een aanbodelasticiteit in de orde van 0,5 tot 2,0. Verder gaat hij onder meer in op varkenscycli die in Nederland zijn opgetreden in vraag en aanbod van onderwijzers. Het wonderlijke hiervan is dat aankomende studenten blijkbaar niet gebruikmaakten van beschikbare informatie over te verwachten overschotten en tekorten op de Amerikaanse arbeidsmarkt, maar alleen leken te reageren op de actuele arbeidsmarktsituatie.

Via tijdreeksonderzoek kan informatie worden verkregen over de *prijselasticiteit* van het onderwijsgebruik. De variatie is hierbij het gevolg van de doorvoering van prijsmaatregelen in de analyseperiode. Deze kunnen betrekking hebben op de college- en schoolgelden of op wijzigingen in het systeem van studiefinanciering. Huijsman et al. (1986) vinden een bijzonder lage en niet-significante prijselasticiteit (rond 0,0) voor de instroom in het wetenschappelijk onderwijs. Kuhry (1986) vindt hogere waarden voor de prijselasticiteit van de deelname aan mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs (in de orde van -0,1). Een verschil tussen de prijselasticiteit van instroom en *overall* deelname is denkbaar, omdat weinig succesvolle studenten bij een hogere prijs eerder hun conclusies zullen trekken. Zo trad een sterk effect op toen ouderejaarsstudenten in 1980 werden verplicht tot het betalen van collegegeld, waarvan zij voordien waren vrijgesteld. Vermoedelijk betrof dit effect overigens vooral pseudostudenten, personen die vanwege diverse faciliteiten (huisvesting, sportverenigingen) of uit statusoverwegingen ingeschreven waren aan universiteiten zonder daadwerkelijk te studeren.

Ook de resultaten van diverse dwarsdoorsnedeanalyses stroken met een lage prijselasticiteit. De indicaties voor prijseffecten hebben hier te maken met individuele verschillen in toegekende studiefinanciering. Kodde (1985b) komt op een prijselasticiteit van -0,01 voor de instroom in het hoger onderwijs. Ook Oosterbeek en Webbink (1995) concluderen dat er slechts geringe prijseffecten optreden, niet alleen bij verhoging van de collegegelden, maar ook bij vervanging van de basisbeurs door een rentedragende lening. Deze resultaten sporen met de bevindingen van De Jong et al. (1996) dat leerlingen in de hoogste klassen van het voortgezet onderwijs slecht geïnformeerd zijn over de studiefinanciering en dat de hoogte daarvan nauwelijks een rol speelt als motief om al dan niet door te studeren.

Diverse auteurs vinden overigens een groter prijseffect. De Groot (1984) rapporteert op basis van een tijdreeksanalyse een prijselasticiteit van -0,4 voor het deeltijd-avo. Sterken (1995) voert een tijdreeksanalyse uit waarin de relatieve deelname aan het wetenschappelijk onderwijs in verband wordt gebracht met het bruto binnenlands product en de hoogte van het collegegeld. Hij vindt een lage prijselasticiteit op de korte termijn (-0,04) maar een prijselasticiteit van -0,5 op de lange termijn. Kodde en Ritzen (1986: 111-118) voeren simulaties uit die impliceren dat een ruimschootse verdubbeling van het collegegeld betrekkelijk weinig invloed heeft op de deelname aan het hoger onderwijs (-4%), maar dat een sterke stijging van het collegegeld gecombineerd met een reductie van de studiefinanciering met 65% een daling oplevert van de instroom met 35%, waarbij een relatief sterk effect plaatsvindt voor studenten met ouders in de lagere inkomensgroepen.

Diverse maatregelen die in de afgelopen 25 jaar zijn genomen, geven mogelijk een directe of indirecte indicatie van de invloed van collegegelden en van studiefinanciering op de onderwijsdeelname. Zo is het denkbaar dat de snelle groei van de instroom in het hoger onderwijs die zich voltrok in de tweede helft van de jaren tachtig, mede het gevolg was van wijzigingen in het stelsel van studiefinanciering (zie bijlage A).

Een duidelijker voorbeeld van een onmiskenbaar prijseffect is de afname van de instroom in het wetenschappelijk onderwijs in de periode 1992-1995, die direct lijkt samen te hangen met de versoering die in die jaren is doorgevoerd in de studiefinanciering (OC&W 1995b en 1995c; Bronneman-Helmers en Kuhry 1996; SCP 1996a en 1996b). Dit punt komt nader aan de orde in bijlage L.

Overigens is een betrekkelijk lage prijselasticiteit kenmerkend voor niet-commerciële diensten; de meeste schattingen hiervan liggen tussen 0,1 en 0,3, zie Van Tulder en Janssen (1988) en SCP (1996a).

Enkele onderzoekers gaan in op het effect van *werkloosheid* op de onderwijsdeelname. Volgens Herweijer en Blank (1986 en 1987) was naast trendmatige factoren ook de groei van de werkloosheid een belangrijke factor in de ontwikkeling van de onderwijsdeelname in recente decennia. De snelle stijging van de jeugdwerkloosheid kan volgens deze auteurs met name als verklaring dienen voor een belangrijk deel van de groei van het mbo in de eerste helft van de jaren tachtig. In dit verband is het opmerkelijk dat de stabilisatie en daling van de werkloosheid in de daaropvolgende jaren niet heeft geleid tot een navenante daling van de leeftijdsspecifieke deelname aan het mbo. Een mogelijkheid is dat we hier te maken hebben met een voorbeeld van zogenoemde hysteresis (Graafland 1990), asymmetrische effecten van de werkloosheid die bijvoorbeeld hun oorsprong kunnen vinden in het feit dat nieuwkomers zich niet kunnen permitteren om een lagere opleiding te hebben dan hun voorgangers. Zowel Kodde (1985a: hoofdstuk 8) als Kuhry (1986) vindt aanwijzingen dat de onderwijsdeelname in positieve zin wordt beïnvloed door jeugdwerkloosheid en in negatieve zin door de kans op werkloosheid na voltooiing van de vervolgopleiding. Kuhry (1986) schat het *discouraged worker*-effect voor het gehele onderwijs op 0,1 (waarmee is bedoeld dat een stijging van het aantal werklozen met 10.000 leidt tot een stijging van de onderwijsdeelname met 1.000 personen). In CPB (1983) wordt het integrale *discouraged worker*-effect, dat wil zeggen de reductie van het aanbod door instroom in het onderwijs of door andere vergelijkbare processen, geschat op 0,1. Herweijer en Blank (1987) vinden een positieve relatie tussen de doorstroom van gediplomeerden uit het voortgezet onderwijs naar vervolgonderwijs en de omvang van de jeugdwerkloosheid. Een verhoging van de jeugdwerkloosheid met 1 procentpunt correspondeert met een stijging van het doorstroompercentage met 0,3 tot 0,6 procentpunt. De verschillen tussen jongens en meisjes zijn in dit opzicht betrekkelijk klein. Een overwegend positief en significant effect van werkloosheid wordt ook gerapporteerd door Van der Ploeg (1993) op basis van longitudinale analyses van de deelname aan mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs. De grootteorde van deze effecten varieert (althans voor mannen) tussen 0,03 en 0,05, dat wil zeggen dat de onderwijsdeelname bij een toename van de werkloosheid met 1 procentpunt stijgt met 0,03 tot 0,05 procentpunt.⁸ Bij vrouwen zijn de effecten aanmerkelijk geringer. Omgerekend blijken de schattingen van Kuhry enerzijds en Herweijer en Blank anderzijds redelijk met elkaar te sporen,⁹ terwijl de schattingen van Van der Ploeg aanmerkelijk lager uitkomen. Vermeulen (1996) vindt overigens weinig aanwijzingen voor een effect van regionale verschillen in werkloosheid op de onderwijsdeelname. Wellicht wordt dit veroorzaakt doordat met name hoger opgeleiden zich eerder oriënteren op landelijke dan op regionale arbeidsmarktperspectieven. Ook in de buitenlandse literatuur worden aanwijzingen gevonden voor *discouraged worker*-effecten (Pissarides 1981; Mattilla 1982; Whitfield and Wilson 1991). De door deze auteurs gevonden effecten sporen qua orde van grootte met de uitkomsten van Kuhry (1986) en Herweijer en Blank (1987).

3.4 De rol van het aanbod

Bij de theoretische kanttelingen in paragraaf 3.2 is uitsluitend de vraag naar onderwijs belicht. Op deze plaats dient echter ook enige aandacht te worden besteed aan de rol van het aanbod. Het gebruik van diensten komt immers tot stand in een wisselwerking van vraag en aanbod. Nu moet worden gesteld dat de rol van de aanbieder in de onderwijssector veel minder dominant is dan bijvoorbeeld in de zorgsector.

Onderwijs is in principe vrij *toegankelijk* voor personen die voldoen aan de gestelde vooropleidingseisen en bereid zijn de vereiste school- of collegegelden te voldoen.

Er zijn echter studierichtingen waarvoor capaciteitsbeperkingen gelden. Voorbeelden zijn de medische studierichtingen, waarvoor sinds jaar en dag numeri fixi gelden. Bij kunstopleidingen, maar in mindere mate ook bij diverse andere hbo-richtingen, vindt een nadere selectie plaats op individuele aanleg. Dit kan leiden tot een beïnvloeding van het voorzieningengebruik via een sluipende aanpassing van toelatingscriteria. In deze gevallen moet overigens wel de vraag worden gesteld in welke mate personen die worden afgewezen voor een bepaalde opleiding zich vervolgens inschrijven voor een andere opleiding.

Een ander voorbeeld waarbij het aanbod een rol van betekenis speelt, is de groei van het speciaal onderwijs, waar belangrijke ontwikkelingen in de vraag zich in het geheel niet in het gebruik manifesteren (zie hoofdstuk 2).

Een modern soort restricties wordt gevormd door beperkingen van de totale studieduur, die in de praktijk hoofdzakelijk worden afgedwongen via financiële sancties, te weten hoge collegegelden en het niet (langer) toekennen van studiefinanciering.

Voorts kan de toegankelijkheid van het onderwijs worden beïnvloed door veranderingen in de vooropleidingseisen. Een voorbeeld is de invoering van het laagdrempelige kmbo rond 1980, dat een grote impuls heeft gegeven aan de groei van het middelbaar beroepsonderwijs.

Weinig auteurs hebben tot dusver rekening gehouden met de rol van de *bereikbaarheid* als determinant van onderwijsdeelname. Uiteraard wordt de keuze voor een onderwijsinstelling tot op zekere hoogte beïnvloed door de afstand tussen de woning en de school. Via het concept van de *tijdprijs* kan de bereikbaarheid worden opgenomen in een consumptie- of investeringsmodel (zie bv. Groenen et al. 1992). Er blijkt met name een zeker verband te bestaan tussen de bereikbaarheid van instellingen en de keuze voor een bepaald type onderwijs of een bepaalde studierichting (zie bv. CBS 1987: 20; Blank et al. 1990: 136-139). Volgens Kodde en Ritzen (1986: 69-73) vindt ongeveer 56% van de eindexamenkandidaten havo en vwo de afstand tot een te kiezen instelling voor hoger onderwijs belangrijk. Afstand beïnvloedt de keuze van een instelling blijkbaar in belangrijke mate. Minder duidelijk is in hoeverre de bereikbaarheid van instellingen invloed uitoefent op de beslissing om al of niet onderwijs te volgen. De uitkomsten van Groenen et al. (1992) wijzen niet in deze richting. Vermeulen (1996) vindt echter aanwijzingen dat de afwezigheid van een universiteit in de regio een positieve invloed heeft op de deelname aan hoger beroepsonderwijs. Ook zijn bevinding dat de deelname aan middelbaar beroepsonderwijs hoger is in regio's met een lage urbanisatiegraad zou enig verband kunnen hebben met de bereikbaarheid van vormen van voortgezet en hoger onderwijs.

Een andere belangrijke categorie van aanbodfactoren betreft *wijzigingen in de onderwijsstructuur*, zoals het aanbod van nieuwe schoolsoorten en studierichtingen en verkorting of verlenging van de studieduur. Een aantal van dit soort maatregelen en hun gevolgen is al besproken in hoofdstuk 2. Voorbeelden zijn de introductie van het havo en de vervanging van

de vijfjarige hbs door het zesjarige atheneum in het kader van de Mammoetwet, en de verlenging van de minimale cursusduur van het vbo van drie naar vier jaar in 1975 in samenhang met een verlenging van de leerplicht. Een andere belangrijke ingreep van dit type was de studieduurverkorting in het wetenschappelijk onderwijs in samenhang met de invoering van de tweefasestructuur (jaren tachtig).

In een situatie van stagnatie of krimp van studentenaantallen, zoals die thans actueel is in het hoger onderwijs, raken instellingen steeds meer verwickeld in een onderlinge concurrentie-slag. In dit kader proberen ze aankomende studenten te lokken, onder meer door een verbreding van het aanbod van studierichtingen (Bronneman-Helmers en Kuhry 1996). Hierbij kan echter de vraag worden gesteld of dit soort maatregelen niet vooral van invloed is op de verdeling van studenten over bestaande instellingen en slechts beperkte consequenties heeft voor de ontwikkeling van het totale aantal studenten.

3.5 Slotopmerkingen

Hoofdstuk 3 levert enerzijds de theoretische fundering voor de analyses in de hoofdstukken 4 en 5 en geeft anderzijds de resultaten weer van eerder empirisch onderzoek naar onderwijsdeelnemers.

De theoretische beschouwingen monden uit in een analysekader (vergelijking 3.9) dat recht doet aan zowel de consumptietheorie als aan de *human capital*-benadering. Als verklarende variabelen spelen hierbij een rol: inkomen ouders, collegegelden, studiefinanciering, inkomensverwachtingen en werkloosheidskansen zonder verdere opleiding, en inkomensverwachtingen en arbeidsmarktperspectieven na het afronden van een vervolgopleiding. Als additionele achtergrondvariabelen komen in aanmerking: beroep of opleiding van de ouders, en geslacht, leeftijd, vooropleiding en prestatieniveau van de betrokkene zelf.

Vervolgens is nagegaan wat in de beschikbare literatuur wordt vermeld over de invloed van deze verklarende variabelen. Het beeld dat naar voren komt met betrekking tot de invloed van geslacht, leeftijd, vooropleiding en prestatieniveau van betrokkene is helder en eenduidig. Hoewel er interpretatieverschillen bestaan ten aanzien van de duiding van ontwikkelingen in de tijd, is ook het beeld van de onderwijsdeelnemers naar sociaal milieu betrekkelijk helder. Ten slotte komen ook de effecten van werkloosheid en arbeidsmarktperspectieven redelijk uit de verf.

Sterk uiteenlopende resultaten worden verkregen voor enkele kernvariabelen uit de economische benadering, te weten inkomen en prijs. Deze effecten dienen uiteraard te worden gedifferentieerd naar onderwijsniveau. Zelfs als men zich beperkt tot (voltijds) hoger onderwijs, blijken geschatte inkomenselasticiteiten te variëren tussen 0,0 en 1,3 en geschatte prijselasticiteiten tussen -0,01 en -0,5. Dit heeft vergaande implicaties voor simulaties van overheidsbeleid in de sfeer van collegegelden en studiefinanciering en voor speculaties over de invloed van de toekomstige economische ontwikkeling op de toekomstige onderwijsdeelnemers.

In de hoofdstukken 4 en 5 worden eigen analyses op micro- en macroniveau uitgevoerd in de hoop dat deze een nader licht zullen werpen op deze kwestie.

Noten

- ¹ In de consumptiebenadering volgens vergelijking (3.2) is de explicitering van de studieduur minder belangrijk, omdat tegenover s betalingen ook het consumptiegenot van s jaar onderwijs staat. Bovendien is het behalen van het diploma in de consumptiebenadering niet essentieel. De disconteringsvoet uit vergelijking (3.3) komt in de parameters terecht.
- ² Dit vormt een mogelijke verklaring voor de spronggewijze toename van de instroom in het wetenschappelijk onderwijs in 1983, een jaar na de invoering van de tweefasestructuur.
- ³ Daarbij wordt ervan uitgegaan dat uitzonderingen als inferieure goederen en snobistische goederen de regel bevestigen. Van de eerste gaat men minder consumeren naarmate men meer verdient (voorbeeld: speklapjes), van de tweede meer naarmate ze duurder en dus exclusiever zijn (voorbeeld: merkkleding).
- ⁴ Deze impliceren dat ouders uit lagere milieus minder makkelijk leningen kunnen afsluiten dan wel daarvoor een hogere rente moeten betalen (zie Kodde 1985a; Kodde en Ritzen 1985; Oosterbeek 1988). In de huidige Nederlandse situatie gaat dat laatste in strikte zin niet op.
- ⁵ Het betreft de vergelijking $\log(1+x) \approx x$ voor kleine x .
- ⁶ Allereerst is de benaderingsformule uit de voorgaande noot gebruikt, met als uitkomst: $\log P_{ij}^* \approx \log P_1 - g_{ij} d W_0$. Hierin staat g_{ij} voor $L_{0,i}/(L_{0,i} + P_{ij} - S_i)$. Omdat de variantie van g_{ij} (zeker als j staat voor de tijdsdimensie) zowel ten opzichte van het gemiddelde als van de variantie van W_0 gering is, kan g_{ij} worden benaderd met \bar{g}_i .
- ⁷ Bij bepaalde specificaties vinden zij overigens, met name voor vrouwen, lagere schattingswaarden.
- ⁸ Merkwaardig is overigens dat deze effecten het sterkst blijken te zijn bij mavo en vbo, waar werkloosheid slechts een geringe rol zou kunnen spelen, omdat het overgrote deel van de leerlingen in die schoolsoorten leerplichtig is.
- ⁹ Een stijging van de werkloosheid met 1 procentpunt correspondeert ruwweg met een toename met 50.000 personen. De opname van jeugdwerkloosheid in het model is een verfijning, maar levert geen essentieel verschil op zolang jeugdwerkloosheid en totale werkloosheid redelijk met elkaar in de pas lopen. Een toename van de doorstroom met 1 procentpunt voor de gediplomeerden uit het voortgezet onderwijs impliceert een extra instroom van circa 2.500 personen, hetgeen bij een gemiddelde extra verblijfsduur van drie jaar op termijn resulteert in een extra bestand van 7.500 personen. De door Herweijer en Blank (1987) gerapporteerde uitkomsten corresponderen derhalve met een *discouraged worker*-effect van 0,05 tot 0,10.

4 Microanalyse

4.1 Inleiding

Zoals het voorgaande hoofdstuk al liet zien, kan de invloed van achtergrondkenmerken op de onderwijsdeelname zowel op basis van macro- als op basis van microgegevens worden geanalyseerd.

In het eerste geval berust de analyse op tijdreeksgegevens, die bij het onderwijs zijn gebaseerd op integrale landelijke tellingen. Bij dergelijke analyses kunnen de effecten van beleidsmaatregelen, prijsveranderingen en de invloed van specifieke macrodeterminanten als werkloosheid worden meegenomen. In het tweede geval zijn de gegevens afkomstig van een steekproef van personen, die zijn benaderd via een enquête. Bij dit type analyses kan beter rekening worden gehouden met het gecombineerde effect van kenmerken als leeftijd, geslacht, opleidingsniveau en inkomen. Ten slotte is er nog een derde weg, die van het panelonderzoek. Een panel is een steekproef die wordt gevolgd over meerdere jaren. Panelgegevens combineren de voordelen van microanalyses met de mogelijkheid om conclusies te trekken over de effecten van specifieke ontwikkelingen of maatregelen. Hierbij zou bijvoorbeeld gebruik kunnen worden gemaakt van het Sociaal-Economisch Panel van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Voor het onderhavige onderzoek levert het panelkarakter echter weinig voordelen op. Bovendien is in dit bestand geen informatie beschikbaar over niet-thuiswonende kinderen in relatie tot de kenmerken van hun ouderlijk huishouden.

Dit laatste is wel het geval bij het Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek (AVO), dat inmiddels voor de jaren 1979, 1983, 1987, 1991 en 1995 beschikbaar is.

In deze enquêtes is aan respondenten gevraagd of zij dagonderwijs volgen en zo ja, van welk type. Anderzijds is per huishouden gevraagd of er uit- of thuiswonende kinderen van 18-30 jaar zijn en of deze al of niet studeren. De exacte vraagstelling is beschreven in bijlage C. Deze informatie over niet-thuiswonende kinderen maakt dit onderzoek bijvoorbeeld zeer geschikt voor simulaties met betrekking tot studiefinanciering. Helaas is er een fout geslopen in de vraagstelling van het AVO'95, waardoor deze steekproef niet representatief is voor uitwonende kinderen.¹ Van de steekproef voor 1995 is daarom slechts beperkt gebruikgemaakt.

Dit hoofdstuk heeft betrekking op microanalyses op basis van het AVO en borduurt als zodanig voort op Groenen et al. (1992), waarin de steekproeven voor de jaren 1979, 1983 en 1987 zijn geanalyseerd.²

Op grond van de bevindingen in hoofdstuk 3 ligt het voor de hand om bij een analyse van de onderwijsdeelname behalve met inkomen en prijs ook rekening te houden met het gevolgde onderwijstype, vooraf behaalde diploma's, persoonskenmerken en kenmerken van het ouderlijk huishouden. De opzet van het Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek laat echter maar moeizaam toe dat aan deze wensen gelijktijdig wordt voldaan. Het AVO is een steekproef van huishoudens, waarbij weliswaar aan ouders summier gegevens over uitwonende kinderen worden gevraagd, maar respondenten niet over hun eigen ouders zijn ondervraagd. Via de ingang van de ouders zijn gegevens beschikbaar over thuis- en uitwonende, al of niet studerende kinderen van 18-30 jaar met uitgebreide gegevens over het ouderlijk huishouden. Voorzover het uitwonende kinderen betreft, is er echter geen informatie

over vooropleiding en onderwijstype beschikbaar. Via de uitwonende kinderen zelf is juist wel informatie beschikbaar over de vooropleiding, maar niet over het ouderlijk huishouden.

Met het oog op deze beperkingen in het beschikbare gegevensmateriaal zijn twee afzonderlijke analyses uitgevoerd.

- Een analyse van de deelname aan voltijdonderwijs door thuiswonende kinderen van 16-19 jaar, met een differentiatie naar de schooltypen vbo/mavo, havo/vwo, en mbo. Het betrekkelijk geringe aantal studenten hbo/wo in deze leeftijdscategorieën is gevoegd bij de havo/vwo-leerlingen, omdat havo en vwo het voorportaal vormen van het hoger onderwijs.
- Een analyse van de deelname aan voltijdonderwijs door uit- en thuiswonende kinderen van 20-24 jaar, waarbij het in de praktijk meestal gaat om hoger onderwijs (hbo/wo). De gegevens hiervoor zijn verkregen via de vraagstelling aan de ouders.

Een probleem bij de hier uitgevoerde analyses is de betrekkelijk geringe omvang van de relevante steekproef. Bij de meeste andere voorzieningen is de gehele bevolking en daarmee iedere respondent van de enquête een potentieel gebruiker, en omvatten de gezamenlijke steekproeven tienduizenden respondenten. Bij voorzieningen op het gebied van het voltijdonderwijs is het gebruik in sterke mate beperkt tot specifieke leeftijdsgroepen.

Over de vijf enquêtes gezamenlijk bedroeg de beschikbare steekproef van 16-19-jarigen 3.232 personen. De analyse van 20-24-jarigen is gebaseerd op de AVO's '79, '83, '87 en '91 en heeft in totaal betrekking op 3.331 personen. De analyses in paragraaf 4.5 zijn op deze aantallen gebaseerd. De tabellen in paragraaf 4.4 hebben alleen betrekking op het laatst beschikbare jaar (1991 dan wel 1995) en zijn gebaseerd op steekproeven van respectievelijk 651 en 584 personen.

Bij analyses van de deelname hebben we in tegenstelling tot stroomanalyses niet te maken met personen in een homogene keuzesituatie, maar met personen die vanuit een sterk verschillende achtergrond al dan niet deelnemen aan een bepaalde onderwijsvorm. Dit heeft bepaalde nadelen die in diverse hoofdstukken (met name ook 5 en 6) nader worden uitgewerkt. Een voordeel is echter dat door deze benadering niet een enkel stapje in een langdurige schoolcarrière wordt onderzocht, maar dat het resultaat van het gehele voorafgaande sequentiële keuzeproces gedurende de onderwijsloopbaan in zijn geheel wordt geëvalueerd. Het belang hiervan is eerder aangestipt in paragraaf 3.3.

De verdere opbouw van dit hoofdstuk is als volgt. In paragraaf 4.2 wordt ingegaan op de methode van schatten en toetsen en in paragraaf 4.3 op de achtergrondkenmerken. In paragraaf 4.4 worden rechte tellingen van enquêtegegevens gepresenteerd. Paragraaf 4.5 omvat een multivariate analyse. In paragraaf 4.6 wordt een relatie gelegd tussen de uitkomsten van de microanalyse en de macro-ontwikkelingen in de tijdsperiode 1980-1995.

4.2 Methode van schatten en toetsen

De te schatten vergelijking

Bij voorkeur zou de geïntegreerde consumptie-investeringsvergelijking (vergelijking 3.9) het uitgangspunt voor de analyses in dit hoofdstuk moeten vormen. Deze kan worden aangevuld met dummy's voor geslacht, opleiding van de ouders en jaardummy's.

Een aantal omgevingsfactoren is echter min of meer constant voor personen in een steekproef die is gebaseerd op een enquête en als zodanig is op te vatten als een momentopname. Dit geldt met name voor opleidings specifieke belonings- en werkloosheidsverschillen. Het gebruik van diverse bestanden uit verschillende jaren biedt geen uitkomst, omdat het aantal jaren (bij het AVO momenteel vijf) te klein blijft om de effecten van afzonderlijke macro-determinanten te schatten. Kodde (1985a) heeft hier een ingenieuze uitweg gevonden, door de respondenten (leerlingen in de examenklassen van havo en vwo) te vragen naar hun inschatting van het te verdienen salaris en de toekomstige en huidige kans op werkloosheid.³ Deze uitweg kan hier niet worden bewandeld, omdat dergelijke vragen in het AVO niet zijn gesteld. Ook een derde potentiële uitweg, het differentiëren van opleidings specifieke beloning en werkloosheid naar regio, is moeilijk begaanbaar, omdat de gegevens daarvoor niet beschikbaar zijn en omdat studenten, vooral in het hoger onderwijs, na het voltooien van hun studie betrekkelijk mobiel zijn. Vermeulen (1996) vindt overigens nauwelijks effecten van regionale verschillen in werkloosheid op regionale verschillen in onderwijsdeelname.

Door deze beperkingen vormt de gewone consumptievergelijking (vergelijking 3.2) in feite het uitgangspunt voor de analyses in dit hoofdstuk en heeft de te schatten vergelijking de volgende gedaante:

$$\log Q_{ij} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{n_\beta} \beta_{ik} DL_{jk} + \gamma_i DG_j + \sum_{k=1}^{n_\delta} \delta_{ik} DH_{jk} + \sum_{k=1}^{n_\zeta} \zeta_{ik} DO_{jk} + \eta_i \log \frac{Y_j}{P_c} + \theta_i \log \frac{P_{ij}}{P_c} + \sum_{k=1}^{n_\kappa} \kappa_{ik} DT_{jk} + \epsilon_{ij} \quad (4.1)$$

- met:
- Q_{ij} - de deelname aan onderwijstype i door persoon j
 - DL_{jk} - dummy's per leeftijdsgroep van persoon j
 - DG_j - dummy voor geslacht van persoon j
 - DH_{jk} - dummy's voor type huishouden van persoon j
 - DO_{jk} - dummy's voor opleidingsniveau huishouden van persoon j
 - Y_j - inkomen huishouden van persoon j
 - P_{ij} - prijs onderwijstype i voor persoon j
 - P_c - prijsindex gezinsconsumptie
 - DT_{jk} - jaardummy persoon j
 - ϵ_{ij} - storingsterm.

Te schatten coëfficiënten (per onderwijsoort i): α_i , β_{ik} ($k=1, \dots, n_\beta$), γ_i , δ_i ($k=1, \dots, n_\delta$), ζ_{ik} ($k=1, \dots, n_\zeta$), η_i , θ_i , κ_{ik} ($k=1, \dots, n_\kappa$).

De meeste achtergrondkenmerken zijn gemeten op nominaal dan wel ordinaal niveau. Deze worden als zogenaemde dummyvariabelen in de vergelijking opgenomen. Bezit een nominale of ordinale variabele n categorieën, dan is deze met $n-1$ dummy's en één referentiecategorie te definiëren. Als een persoon tot de referentiecategorie behoort, scoort hij een 0 op alle betreffende dummy's. De overige personen krijgen de score 1 op één van de dummy's en de score 0 op de overige dummy's. De geschatte coëfficiënten voor de dummyvariabelen geven daardoor het verschil in deelname aan ten opzichte van de referentiecategorie.

De vergelijking wordt geschat op waarnemingen uit enquêtebestanden. Hoewel de steekproeven zijn gebaseerd op een aselechte trekking uit de Nederlandse bevolking, is het duidelijk dat door gehele en gedeeltelijke non-respons een select aantal waarnemingen overblijft. Zo zijn bijvoorbeeld uitkeringsontvangers en hoge inkomensgroepen vaak ondervertegenwoordigd in de steekproeven. Als de specificatie volgens vergelijking (4.1) correct is, heeft dit geen gevolgen voor de zuiverheid van schattingen van relaties tussen variabelen (Holt et al. 1980). Daarom heeft voor de logit-analyses geen herweging van de waarnemingen plaatsgevonden.

Het logistische kansmodel

Bij de deelname aan onderwijs in een bepaald jaar gaat het niet om een schatting van een geconsumeerde hoeveelheid, maar om de kans op het al dan niet volgen van onderwijs. Een kansvariabele moet per definitie binnen het interval 0-1 vallen. Om die reden is in hoofdstuk 3 een logistische transformatie toegepast. Zie voor verhandelingen over het logistische kansmodel en de daarop gebaseerde logit-analyse Maddala (1983), Aldrich en Nelson (1984) en Cramer (1991). Bij logit-analyse wordt de volgende transformatie toegepast:

$$\log \left(\frac{C_j}{1 - C_j} \right) = Z_j \quad (4.2)$$

waar C_j staat voor de kans op deelname door een persoon van type j . Het deel van de formule tussen haakjes staat bekend als de *odds ratio*. Uit vergelijking (4.2) volgt:

$$C_j = \frac{e^{Z_j}}{1 + e^{Z_j}} \quad (4.3)$$

Vergelijking (4.3) laat zien dat door de transformatie is gegarandeerd dat $0 < C_j < 1$.

Om het logistische kansmodel te schatten kan geen gebruik worden gemaakt van OLS-schatters aangezien er sprake is van niet-lineariteit (in de coëfficiënten). *Maximum likelihood* schatters hebben deze beperking niet. Uitgangspunt daarbij is het zoeken naar de parameterwaarden waarvan de kans het grootst is dat ze de gevonden keuzes in de steekproef hebben 'gegenereerd'. Concreet betekent dit dat eerst een *likelihood*-functie wordt opgesteld en dat vervolgens via iteratieve methodes naar het maximum van deze functie wordt gezocht. Voor meer bijzonderheden wordt verwezen naar de econometrische handboeken (bv. Judge et al. 1988: 62-66).

Tot nu toe is alleen gesproken over een dichotome afhankelijke variabele, bijvoorbeeld al dan niet volgen van hoger onderwijs. Er kan echter ook sprake zijn van een meervoudig keuzeproces: een leerling kan bijvoorbeeld kiezen uit hoger beroepsonderwijs, wetenschappelijk onderwijs of het afbreken van de onderwijsloopbaan. De kansen op het kiezen van de verschillende alternatieven sommeren per definitie tot 1 en elke afzonderlijk kans ligt tussen 0 en 1. Ook in deze gevallen is de logit-benadering toepasbaar, men spreekt dan van *multinomiale* logit-analyse. Vergelijking (4.2) neemt dan de volgende gedaante aan:

$$Z_{ij} = \log \left(\frac{C_{ij}}{C_{0j}} \right) \quad (4.4)$$

De variabele Z_{ij} is de voor keuzealternatief i en personen van type j geldende functie van de in vergelijking (4.1) opgenomen variabelen, C_{ij} staat voor de kans op het volgen van onderwijscategorie i door een persoon van het type j , en C_{0j} staat in principe voor een willekeurige referentiecategorie. In het vervolg is hier de kans op beëindigen van de onderwijsloopbaan door een persoon van het type j ingevuld. Uit vergelijking (4.4) volgt na enige bewerking:

$$C_{ij} = \frac{e^{Z_{ij}}}{1 + \sum_{k=1}^{n-1} e^{Z_{kj}}} \quad (4.5)$$

De sommatie in de noemer heeft betrekking op alle keuzemogelijkheden behalve de referentiecategorie. Door de transformatie is gegarandeerd dat $0 < C_{ij} < 1$. Verder geldt per definitie dat de som van alle keuzealternatieven C_{ij} voor elke persoon j gelijk is aan 1.

Elasticiteiten

Zoals in analyses van consumptie gebruikelijk is, wordt ook in dit onderzoek de gevoeligheid van de consumptie voor prijs en inkomen uitgedrukt in *elasticiteiten*. Een elasticiteit geeft aan welke procentuele verandering in de afhankelijke variabele het gevolg is van een toename van 1% van een onafhankelijke variabele. Zo representeert de prijselasticiteit de procentuele verandering van de consumptie als gevolg van een prijsverhoging van 1%, uiteraard onder overigens gelijkblijvende omstandigheden.

Een nadeel van de logistische transformatie is dat de geschatte coëfficiënten niet direct interpreteerbaar zijn als elasticiteiten. Dat zou wel het geval zijn bij een logaritmisches getransformeerde afhankelijke variabele. Bij logit-analyse geldt dat de hoogte van elasticiteiten afhankelijk is van de waarden van de overige onafhankelijke variabelen. De elasticiteiten zijn daarom berekend rondom de gemiddelde gebruiksfrequentie in de steekproef, volgens de vergelijking:

$$E = b \left(1 - \bar{C} \right) \quad (4.6)$$

- met: E - elasticiteit
 b - een geschatte coëfficiënt
 \bar{c} - de gemiddelde gebruiksfrequentie

Deze vergelijking is van toepassing in het binomiale geval. Er kan via het berekenen van de (partiële) afgeleide van C worden aangetoond dat de navolgende vergelijking van toepassing is in het multinomiale geval:

$$E_i = b_i - \sum_{k=1}^{n-1} C_k b_k \quad (4.7)$$

- met: E_i - elasticiteit keuzemogelijkheid i

b_i	- geschatte coëfficiënt keuzemogelijkheid i
\bar{c}_k	- de gemiddelde gebruiksfrequentie van keuzemogelijkheid k

Het sommatieteken heeft betrekking op alle categorieën met uitzondering van de referentie-categorie. Het valt gemakkelijk in te zien dat deze vergelijking reduceert tot vergelijking (4.6) in het binomiale geval. Hetzelfde geldt in het multinomiale geval indien de restrictie wordt opgelegd dat b_i gelijk is voor alle keuzemogelijkheden (behalve de referentiecategorie). Cramer (1991) presenteert varianten van de vergelijkingen (4.6) en (4.7).

Toetsen

Bij lineaire regressie wordt de t-toets gebruikt voor individuele coëfficiënten en de F-toets voor het gezamenlijke effect van een set van variabelen. Bij logit-analyse kunnen ook t-waarden worden berekend. Het is echter bekend dat de t-toets te conservatief is bij logistische regressie: soms wordt de nulhypothese (geen effect) ten onrechte niet verworpen (Hosmer en Lemeshow 1989: 17). Daarom gebruiken de meeste onderzoekers de *likelihood ratio*-toets. Deze toets sluit ook aan bij de *maximum likelihood*-schattingstechniek. Bij de *likelihood ratio*-toets wordt gekeken of bij verwijdering van één of meer variabelen uit de vergelijking de *log-likelihood* significant afneemt. De toetsingsgrootte is tweemaal het (absolute) verschil van de *log-likelihood* van het model zonder en met de betreffende variabele(n). Deze toetsingsgrootte is onder de nulhypothese asymptotisch χ^2 verdeeld, met als vrijheidsgraden het aantal verwijderde variabelen.

Daarbij wordt nagegaan of de fit van het model significant verslechtert indien een continue variabele of een groep van dummyvariabelen die verwijzen naar één kenmerk, uit de vergelijking wordt weggelaten. Zo wordt de vergelijking bijvoorbeeld opnieuw geschat zonder de leeftijdsdummy's of zonder de inkomensvariabele. Indien blijkt dat de *likelihood* significant verslechtert, wordt geconcludeerd dat het kenmerk een meetbare bijdrage levert aan de verklaring van de onderwijsdeelname. Als een kenmerk in de vergelijking is opgenomen in de vorm van meer dan één dummy, wordt ook nog gekeken of de t-waarden van de coëfficiënten van de afzonderlijke dummy's significant van 0 verschillen. Dit impliceert dat de deelname van de betreffende categorie respondenten verschilt van die van de referentiecategorie. Zoals eerder opgemerkt, is de t-toets bij logit-analyse te conservatief, waardoor soms ten onrechte wordt geconcludeerd dat er geen verschil ten opzichte van de referentiecategorie bestaat. Aangezien de nadruk bij de interpretatie echter ligt op het gezamenlijke effect van de dummy's, is dit bezwaar niet onoverkomelijk.

De vergelijkingen zijn geschat op basis van bestanden voor meerdere jaren. Een belangrijke veronderstelling hierbij is dat de structuur voor alle jaren gelijk is, met andere woorden dat de vector met regressiecoëfficiënten, uitgezonderd de constante term, voor de verschillende jaren gelijk is. Om deze veronderstelling te toetsen is de vergelijking eerst geschat voor de eenheden van de eerste steekproef (bv. AVO'79) en laatste steekproef (bv. AVO'95) tezamen. Vervolgens is de vergelijking opnieuw geschat, met als extra variabelen de producten van elk van de oorspronkelijke variabelen en een dummy die de waarde 1 aanneemt voor de laatste steekproef. Om na te gaan of er sprake is van een significant verschil tussen beide jaren, is een χ^2 -toets uitgevoerd. Indien dit het geval is, is getracht om het model op grond van de uitkomsten van de stabiliteitstoets zodanig aan te passen dat er wel sprake is van stabiliteit.

Bij lineaire regressie fungeert de R^2 als maat voor de *goodness of fit* van het model. Hierbij

wordt gekeken in welke mate de geobserveerde en voorspelde waarden van de afhankelijke variabele met elkaar samenhangen. Bij het logistische kansmodel zijn deze maten niet bruikbaar (Aldrich en Nelson 1984). Daarom is in deze studie de zogenoemde Hosmer-Lemeshow-toets (Hosmer en Lemeshow 1989: 140-145) gebruikt. Met behulp van deze toets is na te gaan of de feitelijke deelname en de op basis van het model geschatte deelname significant van elkaar verschillen. Hiertoe worden de respondenten op basis van de geschatte kans op deelname ingedeeld in 'risicodecielen', groepen die elk 10% van de respondenten omvatten. Voor deze decielen worden de feitelijke en de geschatte deelnamepercentages vergeleken. Deze vergelijking geeft een indicatie van de mate waarin het model de geobserveerde variatie in onderwijsdeelname tussen groepen adequaat representeert. Middels een χ^2 -toets met 8 vrijheidsgraden (10 decielen minus 2) kan de nulhypothese worden getoetst dat het model goed op de data past.

Een probleem van multinomiale logit-analyse is dat vaak niet is voldaan aan een inherente veronderstelling die bekend staat als *Independence from Irrelevant Alternatives* (IIA, zie bv. Maddala 1983: 60-78; Cramer 1991: 43-48). Dit impliceert dat de coëfficiënten die betrekking hebben op een *odds ratio* tussen twee keuze-alternatieven niet afhankelijk mogen zijn van het al dan niet in de analyse betrekken van de andere keuze-alternatieven. Een manier om dit probleem te omzeilen is een zogenoemde geneste opzet, bijvoorbeeld via een sequentieel keuzemodel waarin eerst een keuze gemaakt wordt tussen het al dan niet volgen van onderwijs en vervolgens pas de keuze van een onderwijstype aan de orde komt. In de onderhavige situatie is dit echter niet voor de hand liggend, omdat er geen sprake is van een homogene keuzesituatie. Dit is een gevolg van het feit dat de analyse betrekking heeft op de onderwijsdeelname en niet op de instroom en komt bijvoorbeeld tot uitdrukking in het feit dat de alternatieven ook moeilijk te ordenen zijn. In zekere zin is havo/vwo 'hoger' dan mbo, omdat de eerstgenoemde schoolsoort vaak als voorportaal van het hoger onderwijs dient. Op een andere manier is dit zeker niet het geval, omdat een mbo-diploma op de arbeidsmarkt meer betekenis heeft dan een havo/vwo-diploma en omdat een substantieel deel van de havo-ge-diplomeerden kiest voor een vervolgtraject in het mbo. Ook de personen die geen onderwijs volgen zijn niet te plaatsen ten opzichte van de genoemde onderwijscategorieën, omdat het hier zowel gaat om drop-outs als om personen die in het bezit zijn van een vbo-, mavo-, havo- of (k)mbo-diploma. Om deze redenen is ook een *ordered response*-model niet bruikbaar.

In bijlage D is een nadere toetsing van de IIA-assumptie opgenomen. De conclusie is dat de hypothese van IIA in het onderhavige geval niet kan worden verworpen.

4.3 Achtergrondkenmerken

Huishouden

De in dit onderzoek gebruikte huishoudenskenmerken hebben betrekking op het huishouden van de ouder(s). In Groenen et al. (1992) werden met name indicaties gevonden voor een aparte positie van eenoudergezinnen, waarvan de onderwijsparticipatie lager is dan gemiddeld, maar hoger dan op grond van andere achtergrondkenmerken zou mogen worden verwacht. Het kindertal, dat bij onderzoek gebaseerd op het AVO meestal betrekking heeft op 0-17-jarigen, is hier afwijkend gedefinieerd: het heeft betrekking op in- en uitwonende kinderen van 0-24 jaar.⁴

Opleidingsniveau huishouden

Om het opleidingsniveau van een huishouden te bepalen is allereerst het opleidingsniveau van het hoofd van het huishouden en zijn eventuele partner bepaald. Hierbij is onderscheid gemaakt tussen een categorie 'laag' (lager onderwijs, lavo, mavo, vbo) en een categorie 'middelbaar/hoog' (havo, vwo, mbo, hbo, wo). Bij alleenstaanden en eenoudergezinnen is het opleidingsniveau van het huishouden gelijk aan het opleidingsniveau van het hoofd. Indien er ook een partner aanwezig is, wordt gekeken naar het opleidingsniveau van hoofd én partner. Indien beiden hetzelfde opleidingsniveau bezitten, wordt dit niveau ook aan het huishouden toegekend. Verschillen de niveaus van hoofd en partner, dan wordt het opleidingsniveau van het huishouden als 'gemengd' betiteld.

Inkomen

In dit onderzoek wordt gewerkt met het netto- (ofwel secundair) inkomen van het ouderlijk huishouden. Bij echtparen betreft dit het gezamenlijk inkomen van beide ouders, bij eenoudergezinnen dat van de verzorgende ouder. Het betreft de som van bruto-inkomsten uit arbeid, winst uit onderneming, uitkeringen sociale zekerheid en overige inkomsten zoals rente en alimentatie. Hierop worden de premies voor pensioen-, werknemers- en volksverzekeringen en de loon- en inkomstenbelasting in mindering gebracht.⁵

De inkomens in de verschillende enquêtes hebben betrekking op verschillende jaren en zijn vanwege inflatie niet direct vergelijkbaar. Daarom zijn de bedragen gedefleerd met het prijsindexcijfer van de gezinsconsumptie, waarbij 1995 als basisjaar is gekozen.

In de analyse worden onder meer profielen van deelnemers gepresenteerd. Voor presentatiedoeleinden is de continue variabele inkomen per enquête in vijf klassen opgedeeld, variërend van 'zeer laag' tot 'zeer hoog'. Elk van deze zogenoemde kwintielen bevat 20% van de huishoudens.

Prijs van onderwijs

Zoals is besproken in paragraaf 3.2, kan de prijs van onderwijs worden berekend als de som van de directe en de indirecte kosten. De eerste omvatten de les- of collegegelden en de kosten van de benodigde leermiddelen. De tweede kunnen worden geoperationaliseerd als de kosten van levensonderhoud dan wel als de gederfde inkomsten die een gevolg zijn van het feit dat een kind dat voltijdonderwijs volgt niet in staat is om zich een volledig arbeidsinkomen te verwerven. Daar staat een compensatie in de vorm van regelingen als studiefinanciering en kinderbijslag tegenover.

De prijs van onderwijs is alleen geoperationaliseerd ten behoeve van de analyse van 20-24-jarigen. Aangezien niet bekend is welke vorm van onderwijs door de betreffende 20-24-jarigen wordt gevolgd, is bij de berekening van de directe uitgaven uitgegaan van het gemiddelde van bedragen die gelden voor hbo en wetenschappelijk onderwijs. Voor de kosten van leermiddelen wordt aangesloten bij de veronderstellingen die dienaangaande worden gehanteerd bij de berekening van studiebeurzen.

Omdat de deelnemers uit het hoger onderwijs voor een belangrijk deel worden gerekruteerd uit personen die over een havo- of vwo-diploma beschikken, kunnen er nauwelijks zinnige veronderstellingen worden gemaakt over individuele verschillen in gederfde inkomsten. Zelfs

leeftijdsverschillen op het tijdstip waarop de steekproef is genomen bieden daarvoor weinig aanknopingspunten, omdat een studie meerdere jaren in beslag neemt. Bij gebrek aan nadere

informatie op individueel niveau is bij de operationalisatie van de gedeelde inkomsten uitgegaan van het brutominimumjeugdloon, dat is gemiddeld voor de betreffende leeftijdsgroepen. Dit is gecorrigeerd voor belasting en premieheffing. Voorts is rekening gehouden met eigen inkomsten van studenten, waarbij is uitgegaan van een bijbaantje van een dag per week of twee maanden per jaar. Per saldo is uitgegaan van gedeelde inkomsten ter hoogte van 60% van het gemiddelde brutominimumloon voor de relevante leeftijdscategorieën. Gegevens uit het AVO'79, AVO'83 en AVO'87 bevestigen dat de minimumjeugdlonen representatief zijn voor de gemiddelde inkomsten van werkende jongeren. In het AVO'91 en AVO'95 lijken de lonen van jongeren iets hoger te zijn. Daarom is voor die jaren gecorrigeerd voor de discrepantie tussen de ontwikkeling van het minimumjeugdloon en de gemiddelde nominale loonontwikkeling.⁶

Bij de operationalisatie van de kosten van levensonderhoud kan eveneens worden aangesloten bij de veronderstellingen die daarover worden gehanteerd bij de berekening van studiebeurzen. Ook kan bij de operationalisatie van het begrip 'kosten van levensonderhoud' worden uitgegaan van bijstandsnormen. Hier is gekozen voor de bijstandsnorm voor alleenstaande 23-jarigen, die is gecorrigeerd voor de kosten van het uitwonend zijn.⁷

De prijsvariatie tussen individuen waarmee hier rekening kan worden gehouden, is uitsluitend een gevolg van verschillen in de toegekende studiefinanciering (in 1987 en 1991) en de som van kinderbijslag en studiefinanciering (in 1979 en 1983). Daartoe zijn de geldende regelingen met behulp van de desbetreffende O&W-brochures gesimuleerd en toegepast op de betreffende personen, rekening houdend met het inkomen en de samenstelling van het ouderlijk huishouden en eventuele andere studerende kinderen.

Uitgangspunt voor de berekening is het totale bedrag aan studiefinanciering dat aan de uit- en thuiswonende kinderen van een huishouden is toegekend. De aan een studierend kind toegekende studiefinanciering is dan berekend als het verschil tussen dit uitgangsbetrag en het bedrag dat het huishouden zou ontvangen als het betreffende kind niet zou studeren.

Omgekeerd is het aan een niet-studierend kind toe te rekenen recht op studiefinanciering berekend als het bedrag dat de kinderen uit dit huishouden gezamenlijk zouden ontvangen als het betreffende kind wel zou studeren minus het in de uitgangssituatie ontvangen bedrag. Daarbij treden er nog twee complicaties op. Ten eerste is er het probleem van de verrekening van studieleningen. Rentedragende leningen zijn - althans in theorie - vergelijkbaar met directe uitgaven door de ouders: deze hadden het geld immers ook op een spaarrekening kunnen zetten. Voorzover de leningen echter renteloos zijn of worden verstrekt tegen een lagere rente dan de op de kapitaalmarkt geldende rente, moeten deze als een gedeeltelijke gift worden beschouwd. Ook het rentevoordeel van de studielening is daarom bij de toegekende beurs opgeteld. Ten tweede is er de complicatie dat uitwonende studenten een hogere beurs en/of kinderbijslag ontvangen dan thuiswonende studenten. Vanuit een concept van kosten van levensonderhoud telt dit verschil niet, omdat de extra vergoeding min of meer opweegt tegen de te maken kosten. Bij een strikte redenering vanuit het concept van gedeelde inkomsten als kostencomponent zou de extra toelage voor uitwonenden wel bij het beursbedrag moeten worden opgeteld. Deze correctie voor woonsituatie is echter niet toegepast, omdat de woonsituatie kan worden beïnvloed door de beslissing om al of niet te studeren en bij de simulatie dus niet zonder meer kan worden uitgegaan van de huidige woonsituatie.⁸

4.4 Profiel van deelnemers

De tabellen 4.1 tot en met 4.3 vermelden allereerst het op basis van het AVO'91 en '95 geschatte gebruik van voorzieningen op het gebied van het onderwijs naar de vier genoemde groepen van achtergrondkenmerken. De tabellen leggen steeds een relatie tussen het deelnamepercentage (op persoonsniveau) en één afzonderlijk kenmerk. Zoals in de inleiding al is vermeld, zijn de analyses beperkt tot het volgen van voortgezet onderwijs door thuiswonende kinderen van 16-19 jaar en het volgen van hoger onderwijs door uit- en thuiswonende kinderen van 20-24 jaar.

Tabel 4.1 geeft de onderwijsdeelname weer naar de demografische kenmerken leeftijd, geslacht en type huishouden.

Tabel 4.1 Deelnemers, naar demografische kenmerken, 1991/1995 (in procenten)

	16-19 jaar ^{a, b}				20-24jaar ^c
	geen	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	hbo/wo
leeftijd persoon					
16-17 jaar	9	28	36	24	.
18-19 jaar	27	5	13	43	.
geslacht persoon					
man	20	23	20	32	37
vrouw	15	11	31	34	34
type huishouden					
eenoudergezin	23	29	18	24	35
echtpaar, 1-2 kinderen	16	16	26	35	35
echtpaar, 3 of meer kinderen	18	16	37	32	38
totaal	17	17	25	33	36

^a De percentages voor 16-19-jarigen sommeren niet tot 100 over de regels, doordat de studenten in het hoger onderwijs niet in de tabel zijn opgenomen.

^b Gegevens hebben betrekking op 1995.

^c Strikt genomen gaat het hierbij om het volgen van voltijdonderwijs in het algemeen. In de praktijk betreft dit bij de genoemde leeftijdsgroep vooral hoger onderwijs. Gegevens hebben betrekking op 1991.

Bron: SCP (AVO'91 en '95)

De uitkomsten naar leeftijd zijn betrekkelijk triviaal en sporen met beschikbare macrogegevens. Het percentage niet-leerlingen en mbo-leerlingen is relatief hoog voor de groep van 18 tot 19 jaar. Het percentage dat op laatstgenoemde leeftijd nog mavo- of vbo-onderwijs volgt, is gering.

Mannen zijn oververtegenwoordigd in het vbo/mavo, vrouwen zijn daarentegen oververtegenwoordigd in het havo/vwo. Bij het hoger onderwijs is de deelname van mannen iets hoger dan die van vrouwen. Ook dit strookt met gegevens van het CBS (1994 en 1996a) op macro-niveau.⁹

Bij het onderscheid naar de samenstelling van het ouderlijk huishouden valt op dat kinderen uit eenoudergezinnen vaker vbo/mavo en minder vaak havo/vwo en mbo volgen. Daarentegen is de deelname aan hoger onderwijs vergelijkbaar. Het effect van het kindertal is klaarblijkelijk gering, behalve bij havo/vwo.¹⁰

Tabel 4.2 geeft de onderwijsdeelname weer naar het opleidingsniveau van de ouders.

Tabel 4.2 Deelnemers, naar opleidingsniveau ouders, 1991/1995 (in procenten)

	16-19jaar ^{a, b}				20-24jaar ^c
	geen	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	hbo/wo
opleiding huishouden					
laag	23	19	14	39	26
gemengd	12	12	39	30	49
middelbaar/hoog	3	11	62	16	65
totaal	17	17	25	33	36

^a De percentages voor 16-19-jarigen sommeren niet tot 100 over de regels, doordat de studenten in het hoger onderwijs niet in de tabel zijn opgenomen.

^b Gegevens hebben betrekking op 1995.

^c Strikt genomen gaat het om het volgen van voltijdonderwijs in het algemeen. In de praktijk betreft dit bij de genoemde leeftijdsgroep vooral hoger onderwijs. Gegevens hebben betrekking op 1991.

Bron: SCP (AVO'91 en AVO'95)

Ook tabel 4.2 bevat weinig verrassingen voor degenen die de uitkomsten van het cohortonderzoek van het Centraal Bureau voor de Statistiek (zie bv. CBS 1988a en 1988b) kennen: ondervertegenwoordiging van kinderen van ouders met een laag opleidingsniveau in hbo/wo en havo/vwo, en een oververtegenwoordiging van deze categorie bij de vroege schoolverlaters. De kinderen van gemengd opgeleide ouders nemen een tussenpositie in.

Tabel 4.3 toont de onderwijsdeelname naar de financiële kenmerken, hoogte van het secundair inkomen van het ouderlijk huishouden en recht op een aanvullende beurs.

De in tabel 4.3 onderscheiden vijf inkomensgroepen (van zeer laag tot zeer hoog) zijn zo gekozen dat zij in de totale steekproef evenveel huishoudens omvatten. De laagste inkomensklasse bevat echter nauwelijks huishoudens met kinderen in de relevante leeftijdsgroep. De relatie tussen onderwijsparticipatie en ouderlijk inkomen is vergelijkbaar met die tussen onderwijsparticipatie en ouderlijk opleidingsniveau. Voor havo/vwo en hbo/wo zijn de deelnamepercentages het hoogst voor kinderen uit huishoudens in de hoogste inkomensklasse. Bij de deelname aan vbo/mavo en mbo ligt het zwaartepunt bij de lage en middeninkomens. Bij de vroege schoolverlaters lijken de middengroepen oververtegenwoordigd. Het relatief lage uitvalpercentage onder de lage inkomens is opvallend en spoort niet met de informatie uit andere steekproeven (als AVO'87 en AVO'91). Vermoedelijk betreft dit een steekproef-toevalligheid.

Tabel 4.3 Deelnemers, naar inkomen en recht op aanvullende beurs, 1991/1995 (in procenten)

	16-19 jaar ^{a, b}				20-24 jaar ^c
	geen	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	hbo/wo
inkomen huishouden					
zeer laag
laag	15	33	12	33	19
middel	26	15	13	43	22
hoog	21	18	21	32	30
zeer hoog	8	13	41	28	53
recht op aanvullende beurs					
nee	44
ja	25
totaal	17	17	25	32	36

^a De percentages voor 16-19-jarigen sommeren niet tot 100 over de regels, doordat de studenten in het hoger onderwijs niet in de tabel zijn opgenomen.

^b Gegevens hebben betrekking op 1995.

^c Strikt genomen gaat het om het volgen van voltijdonderwijs in het algemeen. In de praktijk betreft dit bij de genoemde leeftijdsgroep vooral hoger onderwijs. Gegevens hebben betrekking op 1991.

Bron: SCP (AVO'91 en AVO'95)

Aanvullende studiefinanciering wordt verleend aan kinderen van ouders uit de lagere inkomenscategorieën. Het percentage studerenden hbo/wo is hoger onder degenen die geen recht hebben op aanvullende studiefinanciering dan onder degenen die daar wel recht op hebben. Uiteraard mag daaruit niet worden geconcludeerd dat studiefinanciering een negatief effect heeft op de onderwijsdeelname. Zoals reeds is gebleken in paragraaf 3.3, bestaan er immers, onder meer als gevolg van verschillen in preferentiestructuur en aanleg, geen gelijke onderwijskansen voor kinderen afkomstig uit verschillende lagen van de bevolking. Dit verschil wordt klaarblijkelijk niet (geheel) gecompenseerd door het stelsel van studiefinanciering.

4.5 Determinanten van onderwijsdeelname

Deze paragraaf vermeldt de resultaten van een nadere analyse van het gebruik van de geselecteerde voorzieningen. In tegenstelling tot paragraaf 4.4 wordt in deze analyse een relatie gelegd tussen het gebruik en alle achtergrondkenmerken tegelijkertijd. Daardoor is na te gaan in hoeverre elk van die kenmerken afzonderlijk het gebruik beïnvloedt.

Als referentiekader bij de analyses fungeren zonen van echtparen met één tot twee kinderen, waarbij de ouders een (uitgebreid) lagere opleiding hebben genoten. Bovendien is voor deze referentiecategorie uitgegaan van een modaal inkomen en van een beurs ter hoogte van de basisbeurs.¹¹ De constante verwijst naar de deelname dat deze referentiegroep maakt van de voorziening. De waarden van de coëfficiënten van de diverse kenmerken hebben betrekking op het verschil ten opzichte van de referentiegroep. Bij de analyse zijn (dummy)variabelen voor de steekproefjaren opgenomen. Deze geven, in de vorm van een verschil met het jaar 1991, de effecten weer van veranderingen in de deelname die niet kunnen worden toegeschreven aan expliciet in beschouwing genomen determinanten.

Tabel 4.4 Logit-analyse van onderwijsdeelname^a, 1979-1995

	16-19 jaar			hbo/wo ^c
	vbo/mavo	havo/vwo ^b	mbo	
geschaalde constante	1,4	0,4	0,9	\$1,1
leeftijd persoon				
16-17 jaar ^d	\$	\$	\$.
18-19 jaar	\$3,1**	\$1,8**	\$1,0**	.
geslacht persoon				
man ^d	\$	\$	\$	\$
vrouw (1979)	\$0,2	\$0,2	\$0,3	\$1,2**
vrouw (eindjaar) ^e	\$0,6*	0,8**	0,3	\$0,1
type huishouden				
eenoudergezin	0,5*	0,6**	-0,2	0,3
echtpaar met 1-2 kinderen ^d	\$	\$	\$	\$
echtpaar met >2 kinderen	\$0,0	\$0,0	\$0,1	\$0,3**
opleiding huishouden				
laag ^d	\$	\$	\$	\$
gemengd	0,5**	1,2**	0,4*	0,6**
middelbaar/hoog	0,5*	1,8**	0,3	1,3**
inkomen huishouden				
1979	1,4**	2,3**	1,9**	2,7**
eindjaar ^e	\$0,1	1,3**	0,3	1,3**
prijs onderwijs	.	.	.	\$1,7**
jaar				
1979	\$0,8**	\$0,6**	\$1,6**	\$1,9**
1983	0,3	0,2	\$0,3	\$1,4**
1987	\$0,5*	\$0,2	\$0,3	\$0,7**
1991 ^d	\$	\$	\$	\$
1995	0,1	\$0,3	0,1	.

^a Met * aangegeven coëfficiënten zijn significant op 5%-niveau en de met ** aangegeven coëfficiënten zijn significant op 1%-niveau (zie bijlage D voor corresponderende t-waarden).

^b Inclusief een klein aantal studenten hbo/wo.

^c Strikt genomen gaat het om het volgen van voltijdonderwijs in het algemeen. In de praktijk betreft dit bij de genoemde leeftijdsgroep vooral hoger onderwijs.

^d Referentiecategorie.

^e Het eindjaar heeft deels betrekking op 1995 (analyse 16-19-jarigen) en deels op 1991 (analyse 20-24-jarigen). Voor de tussenliggende jaren gelden lineair geïnterpoleerde waarden.

Bron: SCP (AVO'79-'95)

De analyse is opgesplitst in twee deelanalyses: een multinomiale logit-analyse (vergelijkingen 4.1 en 4.4) van de deelname van 16-19-jarigen aan voor hen relevante onderwijstypen en een gewone logit-analyse (vergelijkingen 4.1 en 4.2) voor de deelname van 20-24-jarigen aan het (hoger) onderwijs. De resultaten van de eerste analyse staan vermeld in de eerste drie kolommen van tabel 4.4. Die van de tweede analyse staan vermeld in de vierde kolom.

Zoals aangegeven in paragraaf 3.3 geeft eerder onderzoek aanleiding om te vermoeden dat er, in ieder geval bij de deelname aan het hoger onderwijs en het havo/vwo, ontwikkelingen plaatsvinden met betrekking tot de deelname naar geslacht en sociaal milieu. De uitslagen van de resultaten van de stabiliteitstoets (zie bijlage D) bevestigen dat. Het model is daarom uitgebreid met trendtermen voor geslacht en ouderlijk inkomen. Daartoe zijn aparte coëfficiënten gespecificeerd voor het beginjaar (1979) en eindjaar (1995 bij de analyse van 16-19-jarigen, 1991 bij de analyse van 20-24-jarigen). Aangenomen is dat de overeenkomstige coëfficiënten voor de tussenliggende jaren een gewogen gemiddelde van die voor 1979 en 1991/1995 bedragen en wel zodanig dat sprake is van een lineaire trend.

Beide ontwikkelingen hebben te maken met de verbreding van de deelname aan het hoger onderwijs. Na verdiscontering van deze trends wordt de nulhypothese van een overigens constante structuur niet langer verworpen.

De negatieve tekens voor 18-19-jarigen hangen samen met het feit dat deze minder vaak onderwijs volgen dan 16-17-jarigen. Ten aanzien van het geslacht is het beeld divers. Bij vbo/mavo blijft de deelname van vrouwen steeds verder achter bij die van de mannen. Bij havo/vwo en mbo lijkt een aanvankelijke achterstand van vrouwen omgeslagen te zijn in een voorsprong, waarbij overigens de kanttekening moet worden gemaakt dat deze coëfficiënten lang niet alle significant zijn (t-waarden tussen 1,5 en 3,8). Bij hbo/wo hebben de vrouwen hun aanvankelijke achterstand goeddeels ingelopen.

Het kindertal heeft weinig effect, behalve bij het hbo/wo waar een negatieve samenhang optreedt. Merkwaardig genoeg is het effect van het behoren tot een eenoudergezin bij enkele schoolsoorten positief.¹² Let wel, het gaat hier om ceteris paribus effecten: eenoudergezinnen hebben veelal een laag inkomen, dat op zich correspondeert met een lage deelname van kinderen aan het onderwijs. Die deelname is echter kennelijk hoger dan die van kinderen van echtparen met een minimuminkomen.¹³ Dit kan eraan liggen dat het aspiratieniveau van deze kinderen niet correspondeert met de huidige situatie, maar eerder met de situatie voor de echtscheiding.

Een hoog opleidingsniveau van de ouders heeft zoals bekend (zie § 3.3) een positief effect op de deelname. Dit geldt het sterkst voor havo/vwo en hbo/wo. De aanwijzingen die in Groenen et al. (1992) werden gevonden voor een toenemend effect van opleiding op de deelname aan hbo/wo worden hier niet bevestigd; de betreffende trendtermen zijn weliswaar positief, maar niet significant.

Ook een hoog inkomen (van het ouderlijk huishouden) heeft vrijwel zonder uitzondering een positief effect op de deelname aan alle genoemde schoolsoorten. De verschillen tussen de coëfficiënten voor 1979 en 1991/1995 wijzen echter op een afnemend effect van het huishoudensinkomen op de beslissing om door te studeren. Dit punt komt nader aan de orde in de slotlinea's van deze paragraaf.

Het effect van de prijs van hoger onderwijs, hier gedefinieerd als de *out-of-pocket*-kosten (collegegeld, leermiddelen, en kosten van levensonderhoud minus de toegekende beurs), is significant negatief (-1,7). De uitkomst is overigens zeer gevoelig voor de wijze van operationalisatie. Indien wordt uitgegaan van aannamen over de kosten van levensonderhoud waarvan het ministerie van OC&W uitgaat bij de berekening van de beurzen, wordt een veel lagere coëfficiënt gevonden, namelijk -0,6 (eveneens significant). Bij schattingen voor de afzonderlijke steekproefjaren worden vrij consistente resultaten gevonden, zij het dat het prijseffect voor 1991 sterker lijkt te zijn dan in de eerdere jaren.

Zoals gesteld in paragraaf 3.3 kan de prijs van onderwijs ook worden geoperationaliseerd via

een vergelijkbare rekensom, waarbij echter de gedeerde inkomsten in de plaats komen van de kosten van levensonderhoud. De waarden van het merendeel van de gevonden coëfficiënten wijken dan nauwelijks af van die in de laatste kolom van tabel 4.4. De coëfficiënt voor de prijssterm is wederom significant negatief, maar van een geheel andere grootteorde, namelijk -3,5. Op de betekenis hiervan wordt nog nader ingegaan.

De in de laatste vijf regels van tabel 4.4 weergegeven *jaardummy's* suggereren dat het gebruik na correctie voor de overige achtergrondfactoren in 1979 aanmerkelijk lager lag dan in 1991. Ook in de overige jaren was het gebruik veelal lager dan in het referentiejaar, maar deze verschillen zijn veelal niet significant. De verklaring voor deze ontwikkeling is mogelijk ten dele gelegen in een niet in de beschouwing betrokken exogene factor: de snelle groei van de werkloosheid in het begin van de jaren tachtig, die in de daaropvolgende periode maar ten dele is gecompenseerd (zie ook hoofdstuk 3).

Bij een lineair regressiemodel is het eenvoudig om na te gaan wat het effect van een bepaalde variabele is op het (berekende) deelnamepercentage. De geschatte regressiecoëfficiënten geven immers deze effecten weer. Bovendien zijn deze effecten optelbaar. Bij logit-analyse ligt dit moeilijker, omdat de effecten van de onafhankelijke variabelen op een transformatie van de afhankelijke variabele p_j zijn geschat. Dit betekent dat bij de interpretatie moet worden teruggegaan naar de ongetransformeerde kans volgens vergelijking (4.3). Uit deze vergelijking blijkt dat er sprake is van *niet-additiviteit*. Dit betekent dat het effect van bijvoorbeeld geslacht op de kans op deelname afhankelijk is van de waarden van de overige onafhankelijke variabelen en de bijbehorende coëfficiënten. De kans op deelname voor een persoon die voldoet aan een bepaalde combinatie van kenmerken, is dus niet te berekenen door een eenvoudige optelling van coëfficiënten. Daarvoor is een ingewikkelder berekening nodig, die is uitgevoerd voor een beperkt aantal stereotypen, bijvoorbeeld 'de zoon van de modale werknemer' en 'de kansarme jongere'. Elk van deze typen correspondeert met een bepaalde combinatie van achtergrondkenmerken.

Tabel 4.5 levert een meer aansprekend, zij het wat gepopulariseerd beeld van de met het geschatte model berekende verschillen in onderwijsdeelname tussen bevolkingscategorieën. De uitkomsten over de deelname aan het voortgezet onderwijs hebben betrekking op 16-17-jarigen.

Tabel 4.5 Geschat percentage deelnemers, naar stereotypen, 1991

	16-17 jaar				20-24 jaar ^f
	geen	vbo/mavo	havo/vwo ^e	mbo	hbo/wo
kansarme jongere ^a	6	49	11	34	28
zoon van modale werknemer ^b	12	28	28	32	36
leraarsdochter ^c	2	20	63	15	75
tandartszoon ^d	1	4	87	8	86

^a Dochter uit laag opgeleid eenoudergezin met netto-inkomen 22.000 gulden.

^b Zoon van laag opgeleid werknemersgezin met netto-inkomen 33.000 gulden.

^c Dochter van hoog opgeleid echtpaar met netto-inkomen 66.000 gulden.

^d Zoon van hoog opgeleid echtpaar met netto-inkomen 132.000 gulden.

^e Inclusief een klein aantal studenten hbo/wo.

^f Strikt genomen gaat het om het volgen van voltijdonderwijs in het algemeen. In de praktijk betreft dit bij de genoemde leeftijdsgroep vooral hoger onderwijs.

Bron: SCP (AVO'79-'95)

Kinderen uit eenoudergezinnen en kinderen van modale werknemers volgen op 16-17-jarige leeftijd overwegend mavo, voorbereidend of middelbaar beroepsonderwijs. Een deel van deze kinderen heeft inmiddels het voltijdonderwijs verwisseld voor een opleiding in het kader van het leerlingwezen. Kinderen van hoger opgeleiden volgen op genoemde leeftijd overwegend havo of vwo en stromen op wat latere leeftijd veelal door naar het hbo of het wetenschappelijk onderwijs. De cijfers voor het hoger onderwijs lijken nog een achterstand van meisjes op jongens te reflecteren. Deze discrepanties zijn echter hoofdzakelijk toe te schrijven aan inkomensverschillen tussen de gekozen modelhuishoudens.

De gevoeligheid van de consumptie voor prijs en inkomen kan worden uitgedrukt in *elasticiteiten*. Deze geven aan welke procentuele verandering in de consumptie wordt verkregen door een toename van 1% van de prijs of het inkomen. Tabel 4.6 geeft informatie over de met behulp van de vergelijkingen (4.6) en (4.7) berekende elasticiteiten.

Tabel 4.6 Inkomens- en prijselasticiteit van onderwijsdeelname, 1991

	16-19 jaar			20-24 jaar
	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	hbo/wo
inkomen huishouden	0,2	0,7	0,0	0,8
prijs onderwijs				1,1

Bron: SCP (AVO'79-'95)

De inkomenselasticiteit ligt (voor het jaar 1991) tussen de -0,2 en 0,8. De laagste waarde heeft betrekking op het vbo/mavo. Door deze negatieve inkomenselasticiteit valt dit type onderwijs in de economische categorie van 'inferieure goederen', hetgeen niet meer of minder wil zeggen dan dat de deelname toeneemt naarmate het inkomen lager is. Voor het mbo wordt een waarde van 0,0 gevonden en voor havo/vwo een waarde van 0,7. De uitkomst voor het hbo/wo bedraagt 0,8 en heeft betrekking op het jaar 1991. De analyseuitkomsten voor het hbo/wo wijzen overigens op een afnemende inkomenselasticiteit: voor 1979 wordt nog een waarde gevonden in de orde van 2,0. Het hoger onderwijs is blijkbaar in afnemende mate te beschouwen als een 'luxegoed', de economische term voor goederen met een inkomenselasticiteit groter dan 1. Dit is het gevolg van het feit dat de onderwijsexpansie gepaard is gegaan met een verbreding van de onderwijsdeelname door een massale instroom van studenten uit lagere en middelbare milieus. Voorzover er indicaties zijn van een ongelijkmatige ontwikkeling wijzen die overigens eerder op een achterblijven van de lagere milieus ten opzichte van de middelbare milieus dan op een inhaalslag. Daarbij moet in ogenschouw worden genomen dat de ouders met lage opleiding een afnemende categorie vormen, die vroeger de gehele arbeidersklasse omvatte, maar gaandeweg meer het karakter krijgt van een achterstandsgroep.

In het algemeen kan worden gesteld dat schattingen van elasticiteiten afhankelijk zijn van de keuze van de overige achtergrondkenmerken. Bij de schatting van een inkomenselasticiteit is het wenselijk dat deze elasticiteit ook werkelijk het geldelijk effect van inkomen meet en niet sluipenderwijs ook smaakverschillen die te maken hebben met verschillen in sociaal milieu. In dit onderzoek is getracht hieraan te voldoen door het opnemen van variabelen die betrekking hebben op het opleidingsniveau van de ouders. Tegen de hier gepresenteerde analysesresultaten zou het bezwaar kunnen worden ingebracht dat dit opleidingsniveau te grof is gemeten. Door verfijning van de opleidingsvariabele zou de verklarende kracht daarvan wellicht toe kunnen nemen ten nadele van die van inkomen. Een verdere verfijning van de

opleidingsvariabele tot zes in plaats van drie categorieën¹⁴ blijkt echter slechts te leiden tot een geringe verandering in de schattingsresultaten.

Desalniettemin is het teruglopen van de inkomenselasticiteit vermoedelijk toe te schrijven aan het feit dat inkomensverschillen niet alleen implicaties hebben voor het bestedingsvermogen, maar ook een indicatie geven van aspiratieverschillen in het ouderlijk huishouden. Een halve eeuw geleden waren betrekkelijk weinig personen in de gelegenheid om een middelbare of hogere opleiding te volgen. Binnen de groep met weinig opleiding waren er echter velen met 'verborgen' talenten, die deels tot uitdrukking kwamen in een hoger inkomen. De ouders van tegenwoordig hebben veel meer kansen gehad om een onderwijsloopbaan te volgen die in overeenstemming was met hun talenten. Het belang van inkomen als een indicator voor sociaal milieu neemt daardoor af en het resterende effect van inkomen heeft steeds meer te maken met het bestedingsvermogen van het ouderlijk huishouden. Dit impliceert overigens dat de inkomenselasticiteit in de toekomst verder zou kunnen afnemen en dat het werkelijke effect van het bestedingsvermogen van huishoudens, mede door het bestaan van studiefinanciering, gering zou kunnen zijn.

Het prijseffect als gevolg van studiefinancieringsregelingen is alleen onderzocht voor het hoger onderwijs. Indien de prijs wordt gebaseerd op de directe en indirecte *out-of-pocket*-kosten, wordt een prijselasticiteit van -1,1 gevonden. Indien wordt uitgegaan van een prijsconcept op basis van gedeerde inkomsten, wordt een nog veel hogere negatieve waarde gevonden, in de orde van -2,3. Bij simulaties behoeft dit verschil in uitkomsten overigens geen grote gevolgen te hebben, omdat een vergelijkbare absolute prijsstijging dan correspondeert met een veel geringere relatieve prijsstijging.¹⁵

In paragraaf 3.3 is een overzicht van de resultaten van eerder onderzoek gegeven. Dit wijst op een prijselasticiteit tussen -0,01 en -0,5. Bij uiteenlopende andere voorzieningen op het terrein van recht, cultuur en zorg worden prijselasticiteiten gevonden tussen -0,1 en -0,8 (Van Tulder en Janssen 1988; SCP 1996a). Deze waarden zijn aanmerkelijk lager dan de uitkomsten in dit hoofdstuk, maar hebben natuurlijk wel betrekking op een veel beperkter prijsconcept dat alleen directe kosten omvat.

4.6 Simulatie 1980-1995

De met het logistische kansmodel geschatte consumptievergelijkingen kunnen worden toegepast om ramingen op te stellen of om de deelname in het verleden te simuleren. Hierbij wordt gebruikgemaakt van een zogenoemde micromodelbevolking. Deze is gebaseerd op een bevolkingsenquête waarbij per persoon informatie beschikbaar is over kenmerken als geslacht, leeftijd, opleiding, werkzaamheid, inkomen en huishoudensamenstelling. Via herweging wordt bereikt dat de samenstelling van de micromodelbevolking overeenstemt met die van de totale bevolking op het gewenste tijdstip. Deze wijze van aanpak is nader toegelicht in Groenen et al. (1992: hoofdstuk 3). Ten slotte wordt met behulp van de schattingsresultaten van de logit-analyse¹⁶ de kans op deelname geschat voor elke persoon in de micromodelbevolking en worden deze kansen gesommeerd. Hierbij worden de jaardummy's op 0 gesteld, zodat het niveau van het referentiejaar, dat is het meest recente enquêtejaar, als uitgangspunt geldt. In deze simulaties wordt dus alleen rekening gehouden met de ontwikkeling die het gevolg is van veranderingen in de gekozen achtergrondkenmerken.

De vraag is in hoeverre deze *gesimuleerde* ontwikkeling spoort met de feitelijke, op macro-niveau optredende ontwikkeling van de deelname. Tabel 4.7 biedt hierover nadere informatie. Hierbij dient de kanttekening te worden gemaakt dat de hier gegeven macrocijfers ter bevoor-

dering van de vergelijkbaarheid met de microgegevens geen betrekking hebben op het totale aantal leerlingen op de betreffende schoolsoorten, maar alleen op het aantal leerlingen in de betreffende leeftijdscategorieën (16-19 respectievelijk 20-24 jaar). Ook de macrogegevens voor de demografische ontwikkeling hebben betrekking op veranderingen in de omvang van de beide genoemde leeftijdsgroepen.

Tabel 4.7 Ontwikkeling van de onderwijsdeelname, 1980-1995^a

	16-19 jaar			20-24 jaar
	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	hbo/wo
macro: totaal				
1980-1985	\$1,0	0,8	10,1	3,4
1985-1990	\$6,1	\$2,5	1,2	5,1
1990-1995	\$4,6	\$2,2	\$1,3	3,4
macro: demografisch				
1980-1985	\$0,4	\$0,4	\$0,4	1,2
1985-1990	\$3,0	\$3,0	\$3,0	\$0,1
1990-1995	\$3,6	\$3,6	\$3,6	\$2,5
micro: gesimuleerd ^b				
1980-1985	\$0,2	\$1,5	\$0,8	0,2
1985-1990	\$4,0	\$0,0	\$1,9	2,5
1990-1995	\$3,3	\$2,0	\$3,8	\$0,3

^a De cijfers in de tabel betreffen gemiddelde jaarlijkse groeipercentages van het aantal deelnemers.

^b Op basis van de in tabel 4.4 gepresenteerde logit-analyses en de micromodelbevolking.

Bron: SCP (AVO'79-'95); macrocijfers onderwijsdeelname volgens CBS (1994, 1996a, 1997a); bevolkingsgegevens volgens CBS; opleidingsgegevens volgens CBS (AKT/EBB); inkomensgegevens volgens CPB (Microtax)

De demografische ontwikkeling laat voor de leeftijdsgroep van 16-19 jaar een beeld zien van een aanvankelijk lichte daling, die na 1985 omslaat in een sterke daling. Voor de leeftijdsgroep van 20-24-jarigen treedt eerst nog een matige groei op, gevolgd door een aanvankelijk zwakke en later sterke daling.

De gesimuleerde ontwikkeling vertoont een hiervan afwijkend beeld, dat afgezien van de demografische invloeden in belangrijke mate het gevolg is van de golvende inkomensontwikkeling. Deze inkomensontwikkeling laat een daling zien in de beginperiode, gevolgd door een aanzienlijke stijging in de periode 1985-1990, en een afvlakking in de daaropvolgende periode. Vanwege de gevonden inkomenselasticiteiten heeft dit een overeenkomstig effect op de deelname aan havo/vwo en hbo/wo. De meest uitgesproken inkomenseffecten treden op bij het hoger onderwijs, waar dientengevolge een slingerbeweging optreedt in de ontwikkeling van de door het model voorspelde deelname: een zeer geringe stijging in de beginperiode (demografische groei, maar inkomensdaling), gevolgd door een vrij sterke stijging (demografische stagnatie, maar inkomensstijging), en zeer lichte daling (demografische teruggang, maar lichte inkomensstijging).

Noch de demografische, noch de gesimuleerde ontwikkeling vertoont echter veel samenhang met de totale ontwikkeling. Dit geldt het sterkst voor de indrukwekkende groei van het mbo in het begin van de jaren tachtig, die op geen enkele manier spoort met de modeluitkomsten. De verklaring voor deze ontwikkeling is ten dele gelegen in een niet in de beschouwing betrokken exogene factor: de groei van de werkloosheid in de betreffende periode (zie de kanttekeningen daarover in paragraaf 3.3 en de analyses in hoofdstuk 5).

De 'fit' wordt overigens in het geval van het hbo/wo spectaculair verbeterd indien ook de trends voor de geslachts- en inkomenscoëfficiënt in de beschouwing worden betrokken. De gesimuleerde waarden voor de drie deelperioden bedragen dan: 2,5; 5,5 en 2,3. Bij havo/vwo en mbo heeft de toevoeging van deze trends minder eenduidige effecten.

4.7 Slotopmerkingen

Dit hoofdstuk behelst een microanalyse van de onderwijsdeelname op basis van steekproefinformatie. De beschikbare steekproeven zijn betrekkelijk klein en de daaruit verkregen gegevens zijn niet toereikend voor een omvattende analyse. Zo ontbreekt bij de analyse van de onderwijsdeelname van 20-24-jarigen informatie over de gevolgde opleiding en de vooropleiding. Voorts ontbreken typische *human capital*-variabelen als verwachte lonen en gedeelde inkomsten. De belangrijkste resultaten staan vermeld in de tabellen 4.4 en 4.6 en hebben betrekking op de invloed van de opleiding van de ouders, het ouderlijk inkomen en de prijs van het onderwijs (studiefinanciering) op de onderwijskeuze. De opleiding van de ouders heeft een positief effect op de deelname aan alle onderzochte schoolsoorten, maar in het bijzonder op de deelname aan havo/vwo en hbo/wo. Het inkomen van de ouders heeft een positief, maar in de tijd afnemend effect op de deelname. Met name bij havo/vwo en hbo/wo is dit effect overigens ook in het eindjaar nog steeds significant. Prijseffecten zijn alleen onderzocht voor het hoger onderwijs en zijn daar volgens verwachting negatief. De hoogte van het effect is sterk afhankelijk van de operationalisatie van de prijs voor onderwijs. De gevonden elasticiteiten zijn aan de zeer hoge kant.

Op zich is de in paragraaf 4.6 beschreven simulatiemethode, waarin gebruik wordt gemaakt van een micromodelbevolking, geschikt om de uitkomsten van microanalyses te vertalen in macroramingen. Ramingen met behulp van een micromodelbevolking zijn bijvoorbeeld opgenomen in Groenen et al. (1991). De implicatie van de uitkomsten volgens tabel 4.7 is dat de statische simulatie met de micromodelbevolking, op basis van het hier geschatte model, geen trefzekere ramingen kan opleveren. Dit geldt overigens in mindere mate voor exercities waarbij de micro-analyse wordt aangevuld met trendtermen.

Hoe dan ook is de opzet van deze exercities te grof om van veel nut te kunnen zijn bij op stroommodellen gebaseerde en naar schoolsoort gedifferentieerde onderwijsramingen, zoals die aan de orde komen in hoofdstuk 6. Om die reden wordt in de navolgende hoofdstukken (met name 5, 7 en 8) vooral ingegaan op schattings- en ramingsmethoden via tijdreeksanalyse.

Noten

- ¹ In tegenstelling tot eerdere AVO's zijn er in het AVO'95 alleen vragen over inwonende kinderen en uitwonende *studerende* kinderen gesteld.
- ² De huidige auteur was projectleider van die studie en auteur van diverse hoofdstukken, waaronder dat over het onderwijs. Dat neemt niet weg dat diverse andere collega's een belangrijke bijdrage hebben geleverd aan het onderhavige hoofdstuk. Hierbij moeten met name Frank van Tulder (onderdelen van § 4.2) en Michiel Ras (constructie van de zogenoemde micromodelbevolking t.b.v. § 4.5) worden genoemd.
- ³ Hier loert overigens wel het gevaar dat in de psychologie bekend staat als cognitieve dissonantiereductie. In dit geval impliceert dit dat personen hun keuzen rechtvaardigen door een rooskleurige inschatting van de gevolgen daarvan.
- ⁴ Het vinden van een bruikbare definitie voor kindertal is in dit geval niet eenvoudig. Het hanteren van een grens van 17 jaar ligt hier niet voor de hand, omdat de betreffende studerende kinderen zelf dan niet of slechts ten dele worden meegeteld. Een andere optie, het uitsluitend tellen van 'afhankelijke' kinderen (kinderen tot en met 17 jaar, aangevuld met studerende kinderen) is evenmin acceptabel, omdat er dan een terugkoppeling ontstaat tussen een achtergrondvariabele en de te verklaren variabele (het al of niet studeren van een kind).
- ⁵ Het netto-inkomen is inclusief de vakantietoeslag, het werknemers- en werkgeversdeel van de ziekteverzekering en de tegemoetkoming van werkgevers in de ziektekosten zoals de interimuitkering bij ambtenaren. Er wordt geen rekening gehouden met renteaftrek anders dan voor hypotheek. Ook specifieke aftrek- en bijtelposten blijven buiten beeld.
- ⁶ Deze correctie impliceert dat voor 1991 is uitgegaan van 62% van het minimumjeugdloon en voor 1995 van 68% van het minimumjeugdloon.
- ⁷ De regelingen betreffende minimumlonen voor, bijstand aan en studiefinanciering voor jongvolwassenen missen samenhang en doorzichtigheid (zie ook SCP 1988). Bij de operationalisatie van de kosten van levensonderhoud is uitgegaan van de bijstandsnorm voor alleenstaanden van 23 jaar en ouder. De staffeling van de bijstandsbedragen voor jongvolwassenen heeft vermoedelijk weinig te maken met verschillen in behoefte, maar eerder met een impliciete veronderstelling dat de ouders gaandeweg minder bijdragen in het onderhoud. Dit bedrag is verminderd met de toeslag voor uitwonenden volgens de basisbeurs, omdat de beursbedragen ook zijn berekend exclusief de toeslag voor uitwonenden.
- ⁸ Terwijl volgens het AVO'87 het percentage uitwonenden onder de studenten nog ongeveer even hoog was als onder de niet-studerenden (beide circa 50%), is het percentage uitwonenden onder de studenten volgens het AVO'91 toegenomen tot ruim 60, terwijl het percentage uitwonenden onder de niet-studerenden is gedaald naar iets minder dan 40.
- ⁹ Met de kanttekening dat de oververtegenwoordiging van mannen in vbo/mavo uitsluitend voor rekening komt van de eerstgenoemde schoolsoort.
- ¹⁰ Dit effect van het kindertal wordt overigens niet bevestigd in de analyse volgens tabel 4.4. Het betreft hier vermoedelijk een steekproeftoevalligheid.
- ¹¹ Daarbij is uitgegaan van de bedragen voor 1991 in prijzen van 1995. Dat kinderen van ouders met een modaal inkomen ook aanspraak kunnen maken op een aanvullende beurs, is voor dit doel niet van belang.
- ¹² Volgens de toets in bijlage D wordt de 1%-significantiegrens hier overigens net niet bereikt.
- ¹³ Dit blijft voor vbo/mavo en havo/vwo zelfs gelden indien gecorrigeerd wordt voor het feit dat het sociaal minimum voor echtparen met kinderen hoger ligt dan voor eenoudergezinnen.
- ¹⁴ Voor hoofd en eventuele partner wordt hierbij een onderscheid gemaakt tussen lager (bao, spo), uitgebreid lager (mavo, vbo), middelbaar (havo, vwo, mbo) en hoger opleidingsniveau (hbo, wo). Daaruit zijn de volgende categorieën voor het opleidingsniveau van het huishouden geconstrueerd:
- 1a. één (uitgebreid) lager, de ander lager
 - 1b. beiden uitgebreid lager
 - 2a. één middelbaar, de ander (uitgebreid) lager
 - 2b. één hoger, de ander (uitgebreid) lager
 - 3a. beiden middelbaar
 - 3b. ten minste één hoger, de ander hoger of middelbaar.
- In het geval er geen partner is, wordt de indeling gereduceerd tot de categorieën lager (1a), uitgebreid lager (1b), middelbaar (3a) en hoger (3b). Voor hoger onderwijs werden de volgende coëfficiënten voor de opleidingsdummy's 1a t/m 3b gevonden: 0,0, 0,3, 0,6, 1,0, 1,3, en 1,6 bij vrijwel ongewijzigde uitkomsten voor de overige variabelen. Met name is van belang dat de geschatte coëfficiënten voor inkomen vrijwel ongewijzigd zijn: 2,6 (1979) en 1,2 (1991).
- ¹⁵ Er is nog nagegaan of deze uitzonderlijk hoge prijselasticiteit het gevolg zou kunnen zijn van oneigenlijke vertekeningen. Zo zou de regeling dat beurzen relatief hoger uitvallen naarmate meer kinderen in een huishouden studeren, onder omstandigheden kunnen leiden tot te hoge schattingen. Aanvullende analyses waarbij alleen rekening werd gehouden met alleenstaande kinderen of met maximaal één kind per huishouden, bevestigen dit echter niet. Voorts kan de vraag worden gesteld of deze ongebruikelijk hoge waarde voor de prijselasticiteit niet kan worden opgevat als een indicatie dat het concept van gedeerde inkomsten blijkbaar niet spoort met de prijsperceptie van potentiële studenten.

¹⁶ In de hier gebruikte variant zijn ten opzichte van de analyse volgens tabel 4.4 enige vereenvoudigingen toegepast. Ten eerste is het prijseffect wegens diverse complicaties niet in de analyse betrokken. Ten tweede is in eerste instantie een modelvariant zonder trendtermen in de coëfficiënten voor geslacht en inkomen toegepast. Een model met trendtermen kan namelijk een geflatteerd beeld opleveren van de trefzekerheid van ramingen met behulp van de micromodelbevolking, net zoals een hoge R^2 voor een regressielijn in een tijdreeksanalyse geen garantie is voor de voorspelkracht van een daarop gebaseerde raming.

5 Macroanalyse

5.1 Inleiding

In hoofdstuk 4 is de onderwijsdeelname geanalyseerd op basis van microbestanden. Daarbij is de rol onderzocht van de determinanten leeftijd, geslacht, huishoudenssamenstelling, opleiding en inkomen van de ouders en de prijs van onderwijs. Gebleken is dat het merendeel van de genoemde determinanten een aanzienlijke invloed heeft op de onderwijsdeelname. Alleen de invloed van de huishoudenssamenstelling is beperkt. De invloed van geslacht neemt steeds verder af, althans zolang gekeken wordt naar de onderwijsdeelname op zich en niet naar de keuze van een studierichting.

In een dergelijke microanalyse komen determinanten die wel in de tijd, maar niet tussen individuen variëren echter niet tot hun recht. Op grond van de theoretische analyses in hoofdstuk 3 betreft het dan vooral de invloed van werkloosheid en de invloed van loonverschillen. Bij de werkloosheid valt, zoals reeds is vermeld in hoofdstuk 3, een onderscheid te maken tussen *push*- en *pull*-effecten. In het eerste geval gaat het om het zogenoemde *discouraged worker*- of *warehouse*-effect, de neiging om te vluchten in het onderwijs of het vertrek daaruit uit te stellen omdat er geen geschikte baan kan worden gevonden. In het tweede geval gaat het om de positieverbetering op de arbeidsmarkt als gevolg van de afronding van een vervolgopleiding.

De hier gevolgde benadering borduurt voort op Kuhry (1986). Dat rapport was gebaseerd op gegevens voor de periode 1974-1983. Bij de onderhavige analyse wordt gebruikgemaakt van gegevens voor een aanmerkelijk langere periode, namelijk 1970-1993. Ook is de modelspecificatie thans meer gestroomlijnd. De prijs van onderwijs wordt ruimer gedefinieerd en het effect van beloningsverschillen wordt thans wel geoperationaliseerd. Daarentegen wordt hier niet expliciet rekening gehouden met verschillen in studiekeuze tussen mannen en vrouwen en met emancipatieprocessen. Een argument daarvoor is dat de achterstand van vrouwen inmiddels goeddeels is ingelopen en dat het onderscheid naar geslacht voor de op basis van deze analyse uit te voeren ramingen niet langer relevant is. Het concept van een beperkte talentenreserve, die een plafond oplevert voor de onderwijsdeelname, is in het afgelopen decennium niet erg steekhoudend gebleken en is daarom ditmaal niet opgenomen. Dit onderwerp komt nader aan de orde in paragraaf 5.4.

De indeling van dit hoofdstuk is als volgt. Paragraaf 5.2 gaat in op de opzet en paragraaf 5.3 op de uitkomsten van de macroanalyse. In paragraaf 5.4 komt de vraag naar voren in hoeverre microdeterminanten een verklaring kunnen bieden voor macroprocessen. De discussie spitst zich toe op de achtergronden van de onderwijsexpansie. In paragraaf 5.5 volgen enkele slotopmerkingen.

5.2 Opzet

In het voorgaande hoofdstuk draaide het, bij gebrek aan micro-informatie over stroomgedrag, om een verklaring van de leeftijdsspecifieke deelname. In dit hoofdstuk is de aandacht gericht op de verklaring van onderwijsstromen. Uitgangspunt daarbij vormen de op basis van macrocijfers te berekenen stroomcoëfficiënten, die worden berekend als het quotiënt van de betref-

fende stroom en zijn rekruteringsgroep (ook wel aangeduid als herkomstbestand).

De algemene aanpak kan nader worden toegelicht aan de hand van een concreet voorbeeld, namelijk de groep leerlingen die in een bepaald jaar het mavo-diploma behaalt. Een deel daarvan gaat naar het havo, een ander deel naar het mbo (waarbij een onderscheid wordt gemaakt naar technische, administratieve en verzorgende richtingen). De vier genoemde keuzemogelijkheden voor mavo-ge diplomaerden worden aangevuld met een vijfde, die betrekking heeft op het vertrek van ge diplomaerden uit het voltijdonderwijs. Genoemde stromen kunnen worden omgerekend tot stroomcoëfficiënten door ze te delen door het totaal aantal mavo-abituriënten. Van belang is dat de afzonderlijke stroomcoëfficiënten tussen 0 en 1 liggen en dat ze sommeren tot 1. Zoals al is besproken in paragraaf 4.2, kan een lineair model daardoor gaan 'wringen' en ligt het gebruik van een logistische transformatie meer voor de hand. Uitgangspunt voor de macroanalyses vormt de geïntegreerde consumptie-investeringsvergelijking (3.9). In de huidige context kan deze als volgt worden gespecificeerd:

$$\log(C_{it}/C_{0t}) = \alpha + \delta t + \gamma_1 \log Y_t + \gamma_2 \log P_{it} + \gamma_3 W_{0t} + \gamma_4 A_{it} + \gamma_5 \log V_{it} + \epsilon_t \quad (5.1)$$

De vergelijking heeft betrekking op de kansen dat vanuit een bepaalde uitgangssituatie voor vormen van vervolgonderwijs wordt gekozen. Vaak betreft het daarbij afwegingen die leerlingen maken die net een opleiding (bv. mavo) hebben afgerond. Het kan ook gaan om de afweging die iemand buiten het onderwijssysteem maakt om opnieuw onderwijs te volgen. De kans C_i dat alternatief i wordt gekozen, wordt daarbij gerelateerd aan de kans C_0 dat de voorkeur wordt gegeven aan de referentiecategorie 0. In theorie maakt het niet uit welke categorie als referentiecategorie fungeert. In de praktijk is het vertrek uit het onderwijs (of het niet instromen in onderwijs) de meest zinnige keuze, omdat bepaalde exogenen (bv. de prijs) dan een triviale waarde hebben en omdat de nog te bespreken veronderstellingen over restricties tussen coëfficiënten alleen houdbaar zijn waar het gaat om keuzen binnen het onderwijs.

De analyse is gebaseerd op macrocijfers en de variatie heeft derhalve geen betrekking op individuen, maar op landelijke totaalcijfers in de tijd (t). Y staat voor het (reëel besteedbare) inkomen per hoofd van de bevolking en W_0 voor het werkloosheidspercentage zonder vervolgstudie. P_i vertegenwoordigt de (reële) prijs van de vervolgstudie. A_i staat voor de verbetering van de arbeidsmarktperspectieven door de vervolgstudie i en is gedefinieerd als het verschil in werkloosheidspercentage zonder en met vervolgopleiding ($W_0 - W_i$). V_i staat voor de verbetering van het loon door de vervolgstudie i en is gedefinieerd als L_i/L_0 . δ kan worden geïnterpreteerd als trendterm. α en de γ 's zijn parameters en ϵ is een storingsterm.

De hier gehanteerde specificatie sluit goed aan bij vergelijking (3.9). Ten opzichte van de microanalyse in hoofdstuk 4 zijn er diverse verschillen. Deze aanpak liet geen analyse van werkloosheids- en looneffecten toe. Daarentegen is in dat hoofdstuk wel rekening gehouden met het opleidingsniveau van de ouders. Opname van een dergelijke variabele in een macroanalyse is minder zinvol, omdat het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking trendmatig toeneemt. De correlatie van het opleidingsniveau van de bevolking met de trendterm is 0,99.¹ Verder zijn de jaardummy's uit hoofdstuk 4 vervangen door een algehele trendterm.

Voor de prijs wordt conform de benadering in hoofdstukken 3 en 4 rekening gehouden met een directe en een indirecte component. De eerste bestaat uit school- of collegegeld en de kosten van leermiddelen, de tweede wordt geoperationaliseerd via de gedeelde inkomsten. Het zou inconsequent zijn om hier uit te gaan van de kosten van levensonderhoud als indirecte

prijscomponent, omdat de toevoeging van de werkloosheidsvariabele aan de vergelijking is gebaseerd op de notie van gedeerd inkomen. Overigens moet hier de kanttekening worden geplaatst dat de achteraf gerealiseerde prijs niet altijd gelijk is aan de ex ante prijs waarmee potentiële studenten worden geconfronteerd. Als een bepaalde groep potentiële studenten wordt geconfronteerd met een forse prijsstijging (bv. afschaffing van de studiefinanciering voor 27-plussers) en massaal afhaakt, wordt het effect daarvan slechts in beperkte mate zichtbaar in de gerealiseerde gemiddelde uitgaven voor studiefinanciering per student. Als de maximale duur van de studiefinanciering wordt ingekort van zes tot vier jaar, zoals dat in de afgelopen jaren het geval was, nemen de te voorziene kosten van de studie toe. Dit zal twee soorten effect op het gedrag van (potentiële) studenten kunnen sorteren: een bepaalde groep zal afhaken, de rest ondervindt een impuls om sneller te studeren. De gerealiseerde uitgaven voor studiefinanciering per student zullen hiervan echter pas na verloop van jaren de weerslag ondervinden. De reactie vindt dus plaats voordat de impuls zichtbaar wordt.

In het eerdergenoemde voorbeeld van de mavo-gediplomeerden worden vier simultane vergelijkingen van het type (5.1) gehanteerd, waarvan de eerste betrekking heeft op de stromen naar de havo en de andere drie op de stromen naar onderscheiden richtingen van het mbo. Er mag worden verondersteld dat deze vergelijkingen verschillen ten aanzien van de constante term. Ten aanzien van sommige andere coëfficiënten ligt het eerder voor de hand om te veronderstellen dat deze gelijk zijn voor diverse keuzemogelijkheden. Een stijging van de kosten van een bepaald type onderwijs zal wel een negatief effect hebben op de deelname, maar niet van invloed zijn op de richtingkeuze. Bij de evaluatie van het effect van veranderende perspectieven op de arbeidsmarkt wordt rekening gehouden met uiteenlopende kansen op werkloosheid voor de onderscheiden richtingen, maar mag de elasticiteit constant worden verondersteld.

In het genoemde voorbeeld is het daarom aannemelijk dat de coëfficiënten van de laatste drie vergelijkingen, die betrekking hebben op de richtingkeuze binnen één schoolsoort, onderling overeenstemmen. Door dit soort restricties op te leggen treedt een verveelvoudiging op van het aantal vrijheidsgraden.² In Kuhry (1986) kon daardoor ondanks het geringe aantal waarnemingsjaren toch een analyse worden uitgevoerd.

In bijlage A is het gebruikte cijfermateriaal over de onderwijsdeelname verantwoord en in bijlage E dat over de relevante exogenen. In deze bijlagen wordt ingegaan op operationele definities en op de gebruikte bronnen.

Voorafgaande aan de analyse zijn de data geïnspecteerd, waarbij aandacht is besteed aan de tijdreekskarakteristieken van de afzonderlijke variabelen en aan de correlaties tussen variabelen. Hoewel het verloop van de reeksen in de tijd sterk verschilt, vertonen zowel de exogene variabelen als de onderwijsvariabelen overeenkomstige tijdreekskarakteristieken. Blijkens de grafieken van de zogenoemde autocorrelatiefunctie (zie de bespreking in § 7.2.2) zijn ze niet-stationair. Dat wil zeggen dat de statistische eigenschappen van de reeks, zoals de verwachte waarde en variantie, niet gelijk zijn voor elk tijdstip t . Met behulp van de Dickey-Fuller *unit root*-toets (zie bv. Pindyck en Rubinfeld 1991: 459-462) blijkt dat de hypothese van *random walk* voor deze reeksen niet kan worden verworpen. Na het nemen van eerste verschillen zijn de reeksen wel stationair. Reeksen die aan een *random walk*-proces voldoen, kennen de volgende dynamiek:

$$Z_t = Z_{t-1} + \delta + \epsilon_t \quad (5.2)$$

Een realisatie is gerelateerd aan de voorgaande door een willekeurige stap ϵ_t . De verwachting van ϵ_t is 0, maar eventueel is er nog een trendterm δ . Omdat realisaties tot stand komen door optelling van een reeks van dergelijke stappen, wordt in dit geval ook gesproken van een *geïntegreerde* reeks. Dit model wijkt in belangrijke opzichten af van het *lineaire trendmodel*:

$$Z_t = \alpha + \delta t + \epsilon_t \quad (5.3)$$

Dit model wordt overigens eveneens gekenmerkt door een vaste trendterm δ . Bij beide modellen kan voor Z_t ook een logaritmische of logistische term worden ingevuld ($Z_t = \log Q_t$ of $Z_t = \log(C_{it}/C_{0t})$). Schattingen op basis van vergelijking (5.3) worden bij de hier onderzochte reeksen gekenmerkt door een positieve *autocorrelatie*, die bijvoorbeeld tot uitdrukking komt in een zeer lage waarde van het zogenoemde Durbin-Watson-toetscriterium (zie ook tabel E.1 in bijlage E). Dit impliceert dat de residuen voor opeenvolgende tijdstippen positief zijn gecorreleerd en dat de specificatie van het tijdreeksproces niet correct is. Een van de consequenties hiervan is dat parameterschattingen nog wel zuiver kunnen zijn, maar dat de t-toets onrealistisch hoge waarden oplevert (zie bv. Pindyck en Rubinfeld 1991: 138). Een standaardremedie hiervoor, die al wordt gesuggereerd door de vorm van vergelijking (5.2), is het werken met eerste verschillen ($X_t - X_{t-1}$). In dat geval treedt vergelijking (5.4) in de plaats van vergelijking (5.1):

$$\Delta \log(C_{it}/C_{0t}) = \delta + \gamma_1 \Delta \log Y_t + \gamma_2 \Delta \log P_{it} + \gamma_3 \Delta W_t + \gamma_4 A_{it} + \gamma_5 \Delta \log V_t + \epsilon_t \quad (5.4)$$

waarin $\Delta \log(C_{it}/C_{0t})$ staat voor $\log(C_{it}/C_{0t}) - \log(C_{i,t-1}/C_{0,t-1})$, $\Delta \log Y$ voor $(\log Y_t - \log Y_{t-1})$, enzovoort.³ De oorspronkelijke constante β vervalt in deze specificatie, maar de trendterm δ neemt nu deze rol over.

In dat geval ontstaat echter het gevaar dat men door het nemen van eerste verschillen 'het kind met het badwater weggooit' (zie bv. de discussie in Mills 1990: 267-269). Dit heeft te maken met de problematiek van de vertraagde doorwerking van effecten. Het verschil tussen vergelijkingen (5.1 en 5.4) is dat de eerste is geformuleerd in niveaus en de tweede in mutaties. Als er geen sprake zou zijn van vertraagde effecten, zou de specificatie in niveaus equivalent zijn aan de specificatie in mutaties. Stel echter dat het effect van variabele X op C is opgebouwd uit componenten die doorwerken met een vertraging van 0, 1, ... n jaar. Het effect op de lange termijn van X op C is de som van deze deeleffecten en kan worden geschat via de niveauvergelijking (5.1). Bij het hanteren van vergelijking (5.4) wordt echter alleen rekening gehouden met het onvertraagde directe effect van X op C, en verliest men het zicht op mogelijke effecten op de langere termijn.

In enkele gevallen (prijseffecten, werkloosheidseffecten) lijkt het uitgangspunt van onvertraagde effecten redelijk te zijn. Daarbij dient er overigens rekening mee te worden gehouden dat het draait om de perceptie van de situatie en niet om de feitelijke situatie. Zo vinden Herweijer en Blank (1987) de meest significante effecten van werkloosheid indien wordt uitgegaan van een onvertraagd effect. Bij collegegeld- en studiefinancieringsmaatregelen komt het voor dat een door het parlement goedgekeurde maatregel het Staatsblad niet tijdig haalt en de reactie dus achteraf prematuur blijkt te zijn geweest, of dat men in meerderheid aanneemt dat een voorgenomen maatregel niet door het parlement zal komen, terwijl dat wel het geval is (zie ook bijlage L). In dat geval kunnen reacties vroeger of later optreden dan de feitelijke impuls. Zoals nog zal blijken in de navolgende analyses, treden bij een variabele als inkomen effecten op de lange termijn op, die op de korte termijn sterk worden versluierd. Het omge-

keerde van vertraging, het vooruitlopen op de feitelijke situatie, komt in de praktijk vermoedelijk ook voor. Bij een exogene als de kans op werk na voltooiing van een vervolgopleiding zou het in ieder geval verstandig zijn indien een aankomend student uit zou gaan van rationele verwachtingen over toekomstige ontwikkelingen, voorzover daarin inzicht bestaat. Een groot voordeel van schattingen in termen van niveaus is dat er minder aanleiding is om zich zorgen te maken over een specificatie van de vertraguingsstructuur, die in de praktijk aanleiding kan geven tot een vrij ondoorzichtig proces van *trial and error*.

Beide alternatieven, de schatting in niveaus en de schatting in eerste verschillen, hebben dus grote nadelen. Zeer bruikbare schattingsresultaten kunnen worden verkregen indien de relevante endogene en exogene variabelen *gecoïntegreerd* zijn, dat wil zeggen dat de afzonderlijke variabelen een *random walk*-proces vertonen, maar dat een lineaire combinatie daarvan stationair is (zie bv. Engle en Granger 1987; Mills 1990: 269-279; Ten Cate en Draper 1989). Het klassieke voorbeeld vormen consumptie en inkomen, die beide een *random walk*-proces vertonen, maar die worden gekarakteriseerd door een nauwe onderlinge relatie. Bij gecointegreerde variabelen is het mogelijk om gelijktijdig met niveaus en eerste verschillen te werken en op die wijze zowel effecten op de korte als op de lange termijn in beeld te brengen.

5.3 Schattingsresultaten

De geschatte vergelijkingen hebben hoofdzakelijk betrekking op de keuzeprocessen van relevante categorieën gediplomeerden (mavo, havo, vwo, lbo, mbo en hbo). Daarnaast zijn vergelijkingen gespecificeerd met betrekking tot de indirecte instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs, dat wil zeggen van personen die het voorafgaande jaar geen voltijdonderwijs volgden.

Bij de schattingen is gebruikgemaakt van de SUR-optie (*Seemingly unrelated regression*, zie bv. Judge et al. 1988: 443-452). Het gebruik van deze optie is van belang, omdat het voor de hand ligt om aan te nemen dat de overeenkomstige coëfficiënten voor subgroepen van vergelijkingen gelijk zijn en omdat er een verband bestaat tussen de storingstermen van vergelijkingen die betrekking hebben op een meervoudig keuzeprocess.

Vergelijking (5.1) dient als uitgangspunt voor deze schattingen. Dat wil zeggen dat een logistische transformatie is toegepast voor de afhankelijke variabelen en een logtransformatie voor de onafhankelijke variabelen. De schatting vindt plaats in niveaus. Er is een driedeling naar richting (technisch, administratief en verzorgend)⁴ aangehouden. Van de onafhankelijke variabelen zijn overigens alleen de arbeidsmarktperspectieven gedifferentieerd naar richting. Ten aanzien van de constanten is verondersteld dat deze in alle gevallen verschillen, van de overige coëfficiënten dat zij verschillen per onderwijsniveau maar gelijk zijn voor de verschillende richtingen.

Een inspectie van de correlaties tussen de onafhankelijke variabelen (gespecificeerd als logaritme van niveaus) leert dat deze in veel gevallen hoog tot zeer hoog zijn. Hier doemt het risico op van multicollineariteit. Hierdoor kan het afzonderlijke effect van de betreffende variabelen niet goed meer worden getraceerd. In zulke gevallen kunnen lage en insignificante t-waarden bijvoorbeeld samengaan met een hoge R^2 -waarde. Een vuistregel is dat de correlatiecoëfficiënt niet hoger mag zijn dan 0,8 of 0,9 (Judge et al. 1988: 868-869). Eén van de opties is om in zulke gevallen één van beide variabelen te elimineren. Het hanteren van een grens van 0,8 is in het onderhavige geval prohibitief, omdat een groot deel van de variabelen dan zou moeten worden geëlimineerd. Bij het hanteren van een grens van 0,9 dient in ieder

geval de trendterm te worden geëlimineerd, omdat die een correlatie van 0,96 blijkt te vertonen met besteedbaar inkomen per hoofd van de bevolking en correlaties van 0,90 tot 0,95 met sommige werkloosheidsvariabelen.

Een tweede categorie variabelen die multicollineariteitsproblemen opleveren, zijn de variabelen die betrekking hebben op werkloosheid en arbeidsmarktperspectieven.⁵ Dit wordt veroorzaakt door de zeer hoge correlatie tussen de werkloosheidscijfers op uiteenlopende niveaus (boven de 0,95 voor combinaties als de werkloosheid op middelbaar algemeen niveau en hbo-niveau of mbo- en hbo-niveau). Om deze reden zijn bij de schattingen hetzij de werkloosheid, hetzij de arbeidsperspectieven geëlimineerd.⁶

Een derde groep variabelen die multicollineariteitsproblemen oplevert zijn de loonverhoudingen, en wel in het bijzonder die tussen het uitgebreid lagere opleidingsniveau (vbo/mavo) en het middelbare opleidingsniveau (havo/vwo/mbo) opleidingsniveau, die een correlatie van circa -0,95 met de trendterm en diverse andere variabelen (inkomen, werkloosheid, arbeidsmarktperspectieven) blijkt te vertonen. Overigens treden nog andere problemen op met betrekking tot de loongegevens. Zo convergeren de lonen corresponderend met het lagere (ongeschoolde), het uitgebreid lagere en het middelbare niveau, waardoor de verschillen in 1993 nog maar zeer gering zijn. Dit lijkt niet plausibel en hangt wellicht samen met het feit dat werkenden op de lagere niveaus gemiddeld ouder zijn. In dat geval zouden gemiddelde lonen op macroniveau geen goede weergave vormen van de loonverschillen waarmee individuen te maken hebben. Ten slotte zijn ook de schattingsresultaten voor het effect van veranderingen in deze loonverhoudingen slecht interpreteerbaar: de coëfficiënten zijn niet significant of hebben tekens die niet sporen met de theoretische verwachtingen. Om die redenen zijn de loonverhoudingen vervangen door een algehele maat voor nivellering N , die is berekend als de verhouding tussen sociaal minimum en gemiddeld (besteedbaar) inkomen per huishouden. Een bijkomend voordeel van deze keuze is dat deze verhouding een prominente rol speelt in de lange-termijnverkenningen van het CPB. Voor opleidings specifieke lonen zijn geen prognoses of scenario's beschikbaar.

Uit de theorie kunnen de volgende verwachtingen worden afgeleid over het teken van de coëfficiënten: inkomen (Y) positief, prijs (P) negatief, werkloosheid zonder verdere opleiding (W_0) positief, arbeidsmarktperspectieven na afronding van de vervolgopleiding (A) positief, inkomensnivellering (N) negatief.

Eerste analyses bevestigen het vermoeden dat analyses waarin de trend naast het inkomen of werkloosheid naast arbeidsmarkt wordt meegenomen, aanleiding geven tot schattingen met hoge R^2 -waarden, maar met merkwaardige tekens en lage t -waarden. Schattingen waarin wordt gedifferentieerd naar richting (technisch, administratief, verzorgend) worden gekenmerkt door positieve autocorrelaties (veel Durbin-Watson-coëfficiënten in de orde van 0,1 tot 0,5) en relatief lage R^2 -waarden. In tabel E.2 in bijlage E zijn ter illustratie van deze bevindingen de schattingsresultaten vermeld van een opzet die een directe uitwerking is van vergelijking (5.1). Tabellen 5.1 en 5.2 betreffen twee versies die wel aanleiding geven tot acceptabele resultaten. De schattingen hebben betrekking op niveaus. Wegens multicollineariteitsproblemen is in tabel 5.1 de werkloosheid geëlimineerd en zijn in tabel 5.2 de arbeidsmarktperspectieven geëlimineerd. Overigens betaalt men voor een dergelijk paardenmiddel een prijs: een deel van het effect van de weggelaten variabele slaat neer in de coëfficiënt van de overgebleven variabele.

Tabel 5.1 Analyse in niveaus (A geëlimineerd), 1970-1993^a

	a	Y	P	W	A	N	R ²	DW ^b	\bar{c}^b
mavo-havo	0,0	0,5	0,4 **	8,5***		\$0,0	0,76	0,8	0,30
mavo-mbo	1,2	3,4***	\$0,5***	10,7***		\$0,5	0,96	1,0	0,52
havo-vwo	\$6,5	5,0***	\$0,1	8,9 **		1,0	0,97	1,4	0,12
havo-mbo	3,8	5,0***	\$1,1***	11,0***		\$2,0***	0,99	2,6	0,13
havo-hbo	7,1	2,5***	\$0,5	1,1		\$2,0 *	0,82	1,0	0,44
vwo-hbo	13,7	2,8***	0,6	6,4***		\$4,1***	0,86	1,8	0,24
vwo-wo	21,7	3,0***	0,6	3,4		\$6,1***	0,79	1,6	0,56
vbo-mbo	7,7	1,4 **	\$0,3 **	4,2 *		\$2,5***	0,91	1,1	0,35
mbo-hbo	10,6	4,8***	\$1,2 **	2,0		\$3,9 **	0,89	1,7	0,11
indirecte instroom hbo	4,2	3,3***	0,3	3,0		\$2,3***	0,95	1,6	0,05
indirecte instroom wo	\$1,3	1,8***	\$0,7***	0,6		\$0,6	0,94	2,2	0,04

^a Volgens vergelijking (5.1); a staat hier voor de geschatte waarde voor de constante α (te interpreteren als schaalfactor), Y voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als som van de directe kosten en gedeerde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau, A voor de arbeidsmarktperspectieven door de vervolgstudie en N voor de nivellering.

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. \bar{c} staat voor de gemiddelde omvang van de stroomcoëfficiënt. Aanduiding significantie (t-waarden): * 10%, ** 5%, *** 1%. Zie tabel E.3 in bijlage E voor een overzicht van de bijbehorende t-waarden.

Bron: zie bijlagen A en E

De schattingen in tabel 5.1 worden gekenmerkt door tamelijk lage DW-waarden. Deze liggen in vijf van de elf gevallen onder de 1,5 en geven daarmee een indicatie van positieve eerste orde autocorrelatie van de residuen. Overigens kan alleen voor de overgang mavo-havo de nulhypothese dat er geen positieve autocorrelatie optreedt worden verworpen. In het algemeen kan dus waarde worden gehecht aan de t-waarden met betrekking tot de coëfficiënten. De uitkomsten van Dickey-Fuller-toetsen op de residuen (zie tabel E.3 in bijlage E) leiden in geen enkel geval tot verwerping van de hypothese van cointegratie. Dit duidt erop dat de gehanteerde specificatie bevredigend is.⁷

De tekens van de geschatte coëfficiënten sporen in overgrote meerderheid met de verwachtingen. Van de 44 geschatte coëfficiënten hebben er 39 het verwachte teken. Hiervan zijn er 28 significant. Van de 5 coëfficiënten met afwijkende tekens is er slechts één significant; van deze uitzonderingsgevallen heeft het merendeel betrekking op de prijsvariabele. De over het algemeen hoge R²-waarden impliceren een hoge verklaringskracht voor de vergelijkingen. Ook dit is op zich een positief punt, dat echter toch enigszins moet worden gerelativeerd. Hoge R²-waarden komen veelvuldig voor bij schattingen in termen van niveaus. Zo laat tabel E.1 in bijlage E zien dat een ongeveer even hoge verklaringskracht wordt verkregen indien het lineaire trendmodel wordt toegepast. Aan verklaringskracht in termen van eerste verschillen moet meer betekenis worden gehecht.

Het niet verwerpen van de hypothese van positieve autocorrelatie impliceert uiteraard niet dat die niet optreedt. In tabel 5.1 komen wel wat veel DW-waarden rond de 1 voor. Dit zou kunnen duiden op een suboptimale specificatie. Een hypothese die in dit geval is getoetst, is de in paragraaf 3.3 vermelde mogelijkheid dat hysteresis optreedt, dat wil zeggen dat de reactie op stijgende werkloosheid sterker is dan die op dalende werkloosheid. Dit is nagegaan door de werkloosheid tweemaal in de schattingsvergelijking op te nemen, eenmaal met een dummy die 1 is bij stijgende werkloosheid en 0 bij niet-stijgende werkloosheid en de tweede

maal met een spiegelbeeldige dummy. Deze analyse is in eerste verschillen uitgevoerd voor de mavo-havo-, mavo-mbo- en vbo-mbo doorstroom. Het beeld is nogal wisselend. In het eerste geval is geen indicatie gevonden voor hysteresis. In de beide overige gevallen zijn er wel aanwijzingen voor hysteresis maar waren deze niet significant.⁸

Tabel 5.2 heeft betrekking op een vergelijkbare analyse, waarbij echter werkloosheid is weggelaten in plaats van arbeidsmarktperspectieven.

Tabel 5.2 Analyse in niveaus (W geëlimineerd), 1970-1993^a

	a	Y	P	W	A	N	R ²	DW ^b	\bar{c} ^b
mavo-havo	\$4,4	2,2***	\$0,0		2,9	1,3	0,66	0,7	0,30
mavo-mbo	\$3,5	4,7***	\$0,8***		5,4	0,9	0,95	0,9	0,52
havo-vwo	\$12,9	6,4***	\$0,7***			2,9***	0,96	1,1	0,12
havo-mbo	\$0,7	5,2***	\$1,2***		12,7 **	\$0,6	0,99	2,2	0,13
havo-hbo	5,9	2,7***	\$0,6 *		0,3	\$1,7 **	0,82	1,0	0,44
vwo-hbo	10,1	3,1***	0,3		7,6 **	\$3,1 ***	0,87	1,8	0,24
vwo-hbo	17,2	3,9***	0,1		0,2	\$4,8 ***	0,78	1,4	0,56
vbo-mbo	5,8	1,9***	\$0,4***		2,3	\$1,9 ***	0,90	1,0	0,35
mbo-hbo	7,7	5,1***	\$1,6***		16,0	\$3,0 **	0,90	1,9	0,11
indirecte instroom									
hbo	2,8	3,3***	0,2		4,2 *	\$1,9 ***	0,96	1,6	0,05
indirecte instroom wo	\$1,8	2,0***	\$0,8***		0,3	\$0,4	0,94	2,2	0,04

^a Volgens vergelijking (5.1); a staat hier voor de geschatte waarde voor de constante α (te interpreteren als schaalfactor), Y voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als de som van de directe kosten en gedeerde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau, A voor de arbeidsmarktperspectieven door de vervolgstudie en N voor de nivellering.

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. \bar{c} staat voor de gemiddelde omvang van de stroomcoëfficiënt; deze is van belang voor de berekening van de elasticiteiten volgens vergelijkingen (4.6 en 4.7). Aanduiding significantie (t-waarden): 10%*, 5%** , 1%***. Zie tabel E.4 in bijlage E voor een overzicht van de bijbehorende t-waarden.

Bron: zie bijlagen A en E

De uitkomsten volgens tabel 5.2 lijken sterk op die in de voorgaande tabel. Nu zijn er bij de prijs slechts drie schattingen met afwijkende tekens; daarentegen treden er ook in drie gevallen afwijkende tekens op voor de nivelleringsvariabele. Van de 37 tekens die sporen met de verwachting zijn er 27 significant, van de 6 afwijkende is er slechts één significant. In een aantal gevallen duiden de DW-waarden op positieve autocorrelatie. Alleen in de eerste twee gevallen kan de hypothese dat er geen positieve autocorrelatie optreedt worden verworpen. De uitkomsten van de Dickey-Fuller-toetsen op de residuen geven in geen enkel geval aanleiding om de hypothese van cointegratie te verwerpen (zie tabel E.4 in bijlage E).

In de verdere analyses in dit rapport wordt uitgegaan van de schattingsresultaten volgens tabel 5.1. Hiervoor zijn drie redenen: ten eerste is werkloosheid als concept eenduidiger dan arbeidsmarktperspectieven, ten tweede zijn de resultaten beter te duiden en ten derde is er geen prognose beschikbaar van arbeidsmarktperspectieven.⁹

Tabel E.5 in bijlage E geeft een schatting in termen van eerste verschillen, conform vergelijking (5.4). In deze specificatie wordt de trendterm als constante meegenomen. In dit

geval is weer een onderscheid naar richting aangehouden. De meeste DW-waarden liggen rond de 2 en wijzen dus niet op autocorrelatie. Helaas zijn de t-waarden (die voor de constante niet zijn meegerekend) zelden significant en hebben ze slechts in 30 van de 54 gevallen het verwachte teken. Met name bij het inkomen en bij de prijs zijn er veel uitkomsten die niet sporen met de theoretische verwachtingen. In enkele gevallen zijn deze coëfficiënten met afwijkende tekens bovendien uitermate significant. Dergelijke uitkomsten waren in Kuhry (1986) aanleiding om de verklaringskracht van het inkomen in twijfel te trekken. Opvallend is wel dat de prijseffecten voor de doorstroom van vwo naar wetenschappelijk onderwijs en hbo in tabel E.5, anders dan in tabel 5.1, de verwachte negatieve waarde vertonen. Het teken van de constante (δ), die kan worden geïnterpreteerd als trendterm met betrekking tot de niveauvariabele $\log(C_t/C_0)$, is zonder uitzondering positief en deels significant. Deze uitkomst houdt verband met de groeiende onderwijsdeelname, die zich manifesteert in alle hier onderscheiden stromen en die uiteraard ten koste gaat van het vertrek uit het voltijdonderwijs. De R^2 -waarden zijn over het algemeen laag, en in een aantal gevallen zelfs extreem laag. De verklaringskracht van de vergelijkingen is dus gering.

In principe maken de zogenoemde foutcorrectiemodellen, waarin gebruikgemaakt wordt van eigenschappen van gecointegreerde reeksen (zie § 5.2), het mogelijk om gelijktijdig naar effecten op de korte en lange termijn te kijken. Voortbordurend op de analyse voor de lange termijn volgens tabel 5.1 kan daardoor een bijpassende analyse voor de korte termijn worden opgesteld. Om diverse redenen kan daarvan geen hoge verwachting worden gekoesterd. Ten eerste lijkt het bij analyses van onderwijsvraagstukken toereikend om de integrale effecten van variabelen mee te nemen; kleine onvolkomenheden in schattingen voor de eerste prognosejaren lijken in het licht van de algehele ramingsonzekerheden verwaarloosbaar. Ten tweede zijn er bij de uitkomsten van tabel 5.1 ondanks een globale overeenkomst met theoretische verwachtingen de nodige dissonanten (enkele verkeerde tekens, te hoge waarden voor de inkomenselasticiteit, lage DW-waarden). De tweede slag van de analyse rust daardoor op een niet al te solide fundering. Een uitwerking van deze aanpak is opgenomen in tabel E.6 in bijlage E. De significant negatieve coëfficiënten voor het vertraagde residu van de niveauvergelijking bevestigen dat de hypothese van cointegratie niet kan worden verworpen. De overige resultaten zijn als volgt samen te vatten: lage tot middelhoge R^2 -waarden, DW-waarden die niet significant van 2 verschillen; deels significante t-waarden. De coëfficiënten hebben veelal het verwachte teken. Ook de orde van grootte van de coëfficiënten lijkt te bevestigen dat het effect op korte termijn redelijk spoort met het effect op lange termijn. Bij de prijs is het teken iets vaker volgens verwachting dan in de niveau-analyse. Met enige goede wil zijn de uitkomsten voor het vwo (op korte termijn negatieve prijselasticiteit, op langere termijn niet) te interpreteren als uitstelgedrag conform De Jong et al. (1996).

In een streven om de uitkomsten inzichtelijker te maken geeft tabel 5.3 een versie van tabel 5.1 waarbij de coëfficiënten met behulp van vergelijkingen (4.6 en 4.7) zijn omgerekend tot elasticiteiten. Een elasticiteit geeft de procentuele verandering in de afhankelijke variabele weer als gevolg van een wijziging van een onafhankelijke variabele met 1%. Dergelijke elasticiteiten zijn berekend voor Y (inkomen), P (prijs) en N (nivellering). Bij W (werkloosheid) en A (arbeidsmarktperspectieven) is een quasi-elasticiteit weergegeven. Deze geeft de procentuele verandering in de onafhankelijke variabele weer als gevolg van een wijziging van een onafhankelijke variabele met 1 procentpunt.

Als gevolg van de logistische transformatie zijn de elasticiteiten niet constant en heeft de berekende waarde betrekking op het steekproefgemiddelde. Nog verwarrender is dat het teken van de elasticiteit niet overeen hoeft te komen met het teken van de coëfficiënt. Een positief

teken van een coëfficiënt impliceert dat een bepaalde stroom toeneemt ten opzichte van de referentiecategorie, in dit geval de uitstroom, als gevolg van een toename in de onafhankelijke variabele. Een alternatieve stroom kan hetzelfde effect echter in veel sterkere mate vertonen. Doordat we te maken hebben met een gesloten systeem waarin kansen sommeren tot 1, kan de absolute omvang van de eerste stroom van de weeromstuit afnemen.

Tabel 5.3 Elasticiteiten op basis van de schattingsresultaten in tabel 5.1^a

	Y	P	W	N
mavo-havo	\$1,4	0,6	0,4	0,2
mavo-mbo	1,5	\$0,4	2,6	\$0,2
havo-vwo	2,7	0,3	5,9	2,1
havo-mbo	2,7	\$0,7	8,0	\$0,9
havo-hbo	0,2	\$0,1	\$1,9	\$1,0
vwo-hbo	0,5	0,1	2,9	0,3
vwo-wo	0,6	0,1	\$0,0	\$1,7
vbo-mbo	0,9	\$0,2	2,7	\$1,6
mbo-hbo	4,2	\$1,0	1,8	\$3,4
indirecte instroom hbo	3,2	0,3	2,8	\$2,2
indirecte instroom wo	1,8	\$0,7	0,6	\$0,6

^a Y staat hier voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als de som van de directe kosten en gedeelde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau en N voor de nivellering.

Bron: zie bijlagen A en E

De poging om een inzichtelijker beeld te krijgen door het berekenen van elasticiteiten is maar ten dele geslaagd. De grootteorde van de effecten is nu beter in te schatten, maar het teken is in een kwart van de gevallen in strijd met de verwachtingen. Dit is echter alleen problematisch in die gevallen waarin ook de oorspronkelijke schatting in tabel 5.1 een afwijkend teken had.

Zowel in microanalyses (zie hoofdstuk 4), bij landenvergelijkingen en op de lange termijn lijkt inkomensgroei gepaard te gaan met een groei van de onderwijsdeelname. Het schattingsresultaat voor het inkomenseffect Y spoort hiermee in grote lijnen. Bij de logistische analyses volgens tabellen 5.1 en 5.2 worden uitsluitend positieve significante waarden gevonden. Na omrekening tot elasticiteiten wordt één negatieve waarde gevonden, bij de doorstroom mavo-havo. Bij de doorstroom havo-hbo is zij rond 0. In de helft van de gevallen is de inkomenselasticiteit aan de hoge kant. In enkele daarvan is de gevonden waarde extreem hoog: ruim 4 bij de doorstroom mbo-hbo en ruim 3 bij de doorstroom havo-mbo en bij de indirecte instroom in het hbo. Met een vergelijkbare specificatie vond ook Pissarides (1981) een zeer hoge inkomenselasticiteit: 2 à 2,5 voor het doorstuderen na beëindiging van de leerplichtige leeftijd. Dit soort hoge uitkomsten kunnen vermoedelijk worden toegeschreven aan de min of meer trendmatige ontwikkeling van het inkomen. Bij onderwijsreeksen die om wat voor reden dan ook eveneens een hoge trendmatige groei vertonen, wordt deze groei daardoor grotendeels toegeschreven aan de inkomensontwikkeling.

De coëfficiënten van de prijs van onderwijs (P) hebben in circa tweederde van de gevallen het verwachte negatieve teken. In tabel 5.1 is de prijselasticiteit in vijf gevallen significant negatief, in twee gevallen niet-significant negatief, in drie gevallen niet-significant positief en in één geval significant positief.¹⁰ In tabel 5.2 zijn slechts drie uitkomsten met betrekking tot de prijselasticiteit positief en is geen enkele daarvan significant. Het beeld van tabel 5.3 spooft met dat van tabel 5.1. Het ligt voor de hand om de analyse verder te verdiepen door rekening te houden met substitutie-effecten: een prijsstijging voor het wetenschappelijk onderwijs zou bijvoorbeeld kunnen leiden tot uitwijkgedrag naar het hbo. Dit zou volgens een gangbare aanpak kunnen worden verholpen door in de vergelijkingen behalve de eigen prijselasticiteit ook de kruiselingse prijselasticiteit voor het alternatief op te nemen. Dit strandt echter op de multicollineariteit van genoemde prijsvariabelen: voor de prijs van hbo en wetenschappelijk onderwijs is de correlatiecoëfficiënt bijvoorbeeld 0,95. De gevonden waarden voor de prijselasticiteit in het hoger onderwijs zijn overigens merendeels lager dan de waarden die zijn verkregen via de microanalyse in hoofdstuk 4. In het algemeen kan worden gesteld dat de uitkomsten voor de prijselasticiteiten een zeker gebrek aan consistentie vertonen, die tot voorzichtigheid maant bij de interpretatie.

Het niveau van de werkloosheid (W) heeft in tabel 5.1 over de gehele linie het verwachte, positieve teken. Dit is een aanwijzing voor het optreden van *discouraged worker*-effecten. Stijgende werkloosheid leidt tot een toename van de onderwijsdeelname. Van de elasticiteiten in tabel 5.3 zijn er twee negatief. Dit kan echter, zoals gezegd, liggen aan een grotere aantrekkingskracht van andere schoolsoorten; bij stijgende werkloosheid opteren mavo-gediplomeerden voor mbo, niet voor havo. De elasticiteit voor mavo-mbo is 2,6. Dit impliceert dat een stijging van de werkloosheid met 1 procentpunt leidt tot een relatieve toename van de betreffende stroomcoëfficiënt met 2,5%. Voor vbo-mbo geldt een vergelijkbare waarde. Qua grootteorde zijn deze uitkomsten in lijn met die in Kuhry (1986) en Herweijer en Blank (1987). Bij de havo-gediplomeerden profiteren vooral het vwo en het mbo van een stijgende werkloosheid, bij vwo-gediplomeerden komt alleen een stroom in de richting van het hbo tot stand. Ook het effect van werkloosheid op de indirecte instroom in het hbo en de doorstroom mbo-hbo is aanzienlijk. De uitkomsten voor de arbeidsmarktperspectieven (A) sporen redelijk met de theoretische verwachtingen. In het algemeen blijkt de voorkeur voor een bepaald type vervolgonderwijs toe te nemen indien de kans op werk na voltooiing van deze opleiding zich gunstiger ontwikkelt dan de kans op werk zonder vervolgonderwijs en af te nemen in de omgekeerde situatie. Ook de grootteorde van de effecten is nogal verschillend. Het is moeilijk om de uitkomsten verder samen te vatten. Sommige stromen naar het mbo en sommige naar het hbo lijken extra gevoelig voor arbeidsmarktperspectieven, maar dit geldt niet over de gehele linie.

Conform de verwachting zijn de tekens bij de nivellering N overwegend negatief: een afname van de nivellering, dat wil zeggen een toename van de inkomensdifferentiatie, levert een positieve stimulans voor het entameren van een vervolgonderwijs. Dit geldt zowel voor de coëfficiënten in de tabellen 5.1 en 5.2 als voor de elasticiteiten volgens tabel 5.3. De elasticiteiten reflecteren duidelijk de concurrentie tussen schoolsoorten: naarmate de denivellering toeneemt, daalt de belangstelling voor 'lage' alternatieven. De elasticiteit van de nivellerings-effecten fluctueert sterk, maar ligt gemiddeld in de orde van -1,0. De onafhankelijke variabele geeft hier de fractie weer van het minimumloon ten opzichte van het gemiddeld besteedbare inkomen (grootteorde tussen 0,3 en 0,4). Als het gemiddelde besteedbare inkomen met 10% toeneemt ten opzichte van het minimumloon, neemt de doorstroom naar het vervolgonderwijs volgens deze uitkomsten toe met eveneens 10%. Het gaat hier dus om forse effecten, die

overigens corresponderen met geringe veranderingen in de onderwijsdeelname. Deze discrepantie tussen elasticiteit en effect kan worden verklaard doordat het waargenomen tempo van (de)nivellering gering is.

De schattingsresultaten sporen qua teken grotendeels met de theoretische verwachtingen, bijna twee derde van de coëfficiënten is significant en de R^2 -waarden wijzen op een hoge verklaringskracht van de geschatte vergelijkingen. Eigenlijk blijven er alleen bij de prijsvariabele enige mitsen en maren. Toch is het beeld op de keper beschouwd minder rooskleurig dan het lijkt. Al eerder is gesteld dat een R^2 in termen van niveaus niet erg veel zegt, hetgeen onder meer blijkt doordat het simplistische lineaire trendmodel wordt gekenmerkt door een even hoge verklaringsgraad. Voorts bestaat op grond van het optreden van tamelijk hoge, in sommige gevallen zelfs zeer hoge inkomenselasticiteiten en de zeer hoge correlatie van inkomen met de factor tijd, de indruk dat deze variabele voor een deel andere trendmatige effecten 'annexeert'. Een derde punt is dat de werkloosheidseffecten 'te' goed uit de verf komen. Uit vergelijking (3.8) blijkt dat in logit-schattingen de coëfficiënt van werkloosheid op theoretische gronden circa -0,5 maal de coëfficiënt van de prijs zou moeten bedragen. In werkelijkheid is de eerstgenoemde coëfficiënt in de regel in absolute zin aanmerkelijk hoger dan de tweede. Blijkbaar is de afkeer van werkloosheid veel groter dan op grond van het directe inkomenseffect mag worden verwacht.

5.4 Micro versus macro

Ontwikkelingen in de onderwijsdeelname lijken nauw verweven te zijn met andere aspecten van de maatschappelijke ontwikkeling. Een van de belangrijkste verschijnselen is in dit verband de gestadige verlenging van de verblijfsduur in het onderwijs, die tot op zekere hoogte samen lijkt te hangen met de toenemende welvaart. Deze longitudinale ontwikkeling vindt een pendant in verschillen in onderwijsdeelname tussen landen met een verschillend ontwikkelingsniveau (zie bv. Blaug 1970; Meyer et al. 1979). Processen die hierbij in onderlinge samenhang een rol spelen, zijn de toenemende complexiteit van productieprocessen, toenemende arbeidsdeling en groeiende arbeidsproductiviteit. Het toegenomen aanbod van hoger opgeleiden bevordert de substitutie van lager opgeleiden door hoger opgeleiden en maakt aanpassingen in het productieproces mogelijk die de vraag naar hoger opgeleiden verder opdrijven. Hier is sprake van een wisselwerking: hoewel een goed opgeleide beroepsbevolking tot op zekere hoogte een voorwaarde lijkt te zijn voor economische groei (zie ook Van Imhoff 1990), is ook duidelijk dat langdurige opleiding van een groot aantal jongeren eerst mogelijk is als is voorzien in een zeker niveau van welvaart. In dit proces spelen ook overheden een belangrijke rol, via het bevorderen van het onderwijsaanbod, het invoeren van leerplichtbepalingen en de beïnvloeding van de financiële randvoorwaarden door het subsidiëren van het onderwijs en het verstrekken van studiefinanciering.

In de voorgaande omschrijving is uitgegaan van een functionele relatie tussen de vraag naar onderwijs en de vraag naar gekwalificeerd personeel. Diverse auteurs betogen dat deze snelle en zichzelf versterkende groei van de onderwijsdeelname vanuit maatschappelijk oogpunt niet geheel rationeel is. Termen als *diploma-inflatie* doen in dit geval opgang. Een feit is dat de vooropleidingseisen van veel beroepen gestadig stijgen, zonder dat aannemelijk te maken is dat de graad van complexiteit van de werkzaamheden navenant is toegenomen. Als gevolg daarvan zou sprake kunnen zijn van *verdringing* van lager opgeleiden door hoger opgeleiden (Teulings 1990; Van der Meer 1993; De Beer 1996). In dit verband is het van belang dat blijkens empirische studies in toenemende mate sprake is van onderbenutting van opleidingen

(Huijgen et al. 1983; Huijgen 1989; zie ook de discussie in Oosterbeek 1992: hoofdstuk 7; Van der Ploeg 1993: hoofdstuk 6). In veel beroepen is het de vraag of de vooropleiding voorwaarde is voor een goede beroepsuitoefening of een middel tot selectie van geschikte kandidaten (*screening*-hypothese, zie Collins 1971; Riley 1979; het *job competition*-model van Thurow 1975). Dit lijkt met name te gelden voor beroepen waar het niveau van de opleiding belangrijker is dan de richting (bv. beleidsambtenaar of journalist) of waar juist een beperkt aantal praktische vaardigheden belangrijker zijn dan theoretische kennis (bv. vaklieden). In andere beroepen waar specifieke vaardigheden vereist zijn die slechts moeizaam zijn aan te leren (bv. arts), is het belang van de opleiding vaak veel evidentier. Diverse analyseresultaten van Oosterbeek (1992: hoofdstuk 5) sporen overigens beduidend beter met de hypothese dat men zich via onderwijs essentiële vaardigheden eigen maakt dan met de screeningtheorie. Zo blijkt ook een niet-afgeronde opleiding een positief effect te hebben op het arbeidsinkomen, terwijl zitten blijven daarop geen negatief effect heeft. Daarom betoogt Oosterbeek dat het niet juist is om in dit verband te spreken van *overscholing*.¹¹

Het blijkt noodzakelijk om een onderscheid te maken tussen determinanten van keuzes op *microniveau* en verklaringen voor ontwikkelingen op *macroniveau*. Zowel de consumptie-theorie als de *human capital*-theorie hebben betrekking op individuele keuzeprocessen en zijn daarom van oorsprong microgeoriënteerd. Dit lijkt op het eerste gezicht strijdig met de vraagstelling in deze studie, die gericht is op de verklaring en voorspelling van macro-ontwikkelingen.

In de macro-economische literatuur wordt echter steeds meer stelling genomen tegen een directe formulering van gedragsvergelijkingen op macroniveau. Het uitgangspunt hierbij is dat deze zo veel mogelijk gefundeerd moeten zijn op de micro-economische theorie van consument en producent (Barro 1984). In samenhang hiermee zijn recentelijk algemeen-evenwichtsmodellen in zwang gekomen (zie bv. Gelauff en Graafland 1994). Dit impliceert dat in gedragsvergelijkingen verklarende variabelen en elasticiteiten moeten worden opgenomen die aansluiten bij afwegingsfactoren op microniveau. Naast de vraagzijde wordt daarbij ook de aanbodzijde in beeld gebracht.

Een beperking van de in de onderhavige studie gebruikte benadering is dat de gehanteerde theorieën uitsluitend betrekking hebben op de vraagzijde. De modellering van het aanbod en van de doorgaans belangrijke terugkoppeling tussen vraag en aanbod blijft daarbij achterwege. De rechtvaardiging hiervoor is dat onderwijs voor een belangrijk deel op niet-commerciële basis is georganiseerd en dat daarbij in grote lijnen het uitgangspunt geldt dat de vraag van personen die beschikken over de vereiste vooropleiding moet worden gehonoreerd. De stap van micro naar macro wordt dan gemaakt door de vraagvergelijking te schatten via tijdreeksanalyse, waarbij de vraag gelijk wordt gesteld aan het gebruik. De keuze van onafhankelijke variabelen is gebaseerd op theoretische overwegingen, maar de empirische invulling krijgt gestalte door gebruik te maken van jaargemiddelden in plaats van individuele kenmerken.

Op basis van de literatuurstudie in paragraaf 3.3 en op basis van de analyseresultaten in de hoofdstukken 4 en 5 kan worden gesteld dat economische variabelen als prijs, werkloosheid en loonvoeten weliswaar effecten in de verwachte richting hebben, maar dat deze op zich geen verklaring kunnen vormen voor het gestadige proces van onderwijsexpansie. In de periode tussen 1985 en 1992, om een voorbeeld te geven, is een forse stijging opgetreden van de relatieve deelname aan mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs. Intussen is de prijs van onderwijs betrekkelijk constant gebleven, zijn de relatieve kansen op werk van geschoolden

niet ingrijpend verbeterd en is het rendement van opleidingen eerder gedaald dan gestegen (zie ook Van der Ploeg 1993).

Is de groei van de welvaart dan wellicht te beschouwen als de *prime mover* die verantwoordelijk is voor de geconstateerde onderwijsexpansie? Dat is op zijn minst een simplistische veronderstelling. Het inkomen per hoofd van de bevolking groeit gestadig. Indien het inkomen als gevolg van een recessie tijdelijk terugvalt, groeit de onderwijsdeelname eveneens door, maar nu als gevolg van conjunctuureffecten (*discouraged worker*-effect). Met andere woorden, het inkomen is vrijwel multicollineair met de factor tijd (correlatie 0,96), en waar er afwijkingen ontstaan doet de laatstgenoemde 'verklaringsfactor' het beter.

Het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking vertoont eveneens een trendmatige ontwikkeling in de tijd (correlatie 0,99). Indien deze variabele in de analyse was betrokken in plaats van het inkomen, zou deze de rol van het inkomen overnemen. Met evenveel recht zou dan kunnen worden gesteld dat dit een bewijs vormt voor de nog te bespreken hypothese van endogene groei (Windolf 1990). Verder zijn de gevonden inkomenselasticiteiten hoog en in veel gevallen zelfs absurd hoog. Blijkbaar 'annexeert' het inkomen andere min of meer trendmatige effecten.

Naar aanleiding van tijdreeksanalyses worden overigens diverse andere factoren voorgedragen als oorzaken van de onderwijsexpansie: arbeidsproductiviteit (Rubinson en Ralph 1984) en percentage *white collar*-workers (Whitfield en Wilson 1991). Dergelijke variabelen hebben gemeen dat ze worden gekarakteriseerd door een betrekkelijk trendmatig verloop in de tijd en dat ze slechts indirect samenhangen met individuele keuzeprocessen.

Bij verklaringen van verschillen op microniveau blijken factoren doorslaggevend te zijn die in de consumptietheorie de nogal impliciete vorm aannemen van verschillen in preferentie tussen individuen (ouderlijk milieu, individuele aanleg). In dit verband kan worden verwezen naar de resultaten van Groenen et al. (1992), die betrekking hebben op het gebruik van een breed scala van quartaire diensten. Deze auteurs relateren het gebruik van voorzieningen aan een aantal achtergrondkenmerken (leeftijd, geslacht, huishoudenssamenstelling, opleidingsniveau, inkomenscategorie en dergelijke). In hoofdstuk 4 van de onderhavige studie is het onderdeel van Groenen et al. (1992) dat betrekking heeft op de onderwijsdeelname geactualiseerd. Tussen bevolkingscategorieën die worden gekenmerkt door combinaties van deze achtergrondkenmerken blijken aanzienlijke verschillen op te treden in voorzieningengebruik. Door via microsimulatie rekening te houden met verschuivingen in de omvang van bevolkingscategorieën kan een deel van de ontwikkelingen in het voorzieningengebruik worden verklaard. De praktijk wijst echter uit dat de discrepantie tussen de feitelijke ontwikkelingen en de aldus gesimuleerde ontwikkeling groot is.¹² Blijkbaar zijn macro-ontwikkelingen lang niet altijd te verklaren als een som van samenstellingseffecten en van individuele reacties op veranderende omstandigheden en zijn er in de loop der jaren verschuivingen opgetreden in preferenties. Daarmee komen de grenzen van de micro-economische benadering in zicht, omdat deze slechts een bevredigende verklaring kan opleveren zolang de veronderstelling van stabiele preferenties kan worden gehanteerd (Becker 1976).¹³

De sociologische invalshoek met betrekking tot ongelijkheid en sociale mobiliteit vormt eerder een interpretatiekader dan een verklaring voor de onderwijsexpansie. Er kan op microniveau worden geconstateerd dat er belangrijke verschillen in onderwijsparticipatie zijn (of waren) tussen kinderen afkomstig uit verschillende sociale milieus en tussen jongens en meisjes. Ook kan op macroniveau worden geconstateerd dat dit soort verschillen in de westerse samenleving van de twintigste eeuw een tendens vertonen om kleiner te worden.

Daarmee is echter nog geen verklaring gegeven voor de oorzaak van deze veranderingen en voor het tempo waarmee deze zich voltrekken.

Meyer en Hannan (1979) constateren dat ontwikkelingen op macroniveau moeilijk te duiden zijn via aggregatie van keuzegedrag op microniveau. Deze auteurs zoeken het in plaats daarvan in macrosociologische verklaringswijzen die door hen worden aangeduid als de institutionele en de ecologische benadering. In het eerste geval draait het om veranderingen in normen en waarden, die in de visie van de genoemde auteurs niet zozeer een individueel als wel een collectief karakter hebben. In het tweede geval draait het om veranderingen in omgevingsfactoren en om de technologische ontwikkeling.

Van der Ploeg (1993) pleit in navolging van Dronkers en Van der Stelt (1986) voor een empirische benadering op macroniveau, omdat ook in hun visie op dat niveau processen een rol zouden spelen die uitstijgen boven de wetmatigheden op individueel niveau. Ook Vermeulen (1996) sluit zich hierbij aan. Behalve inkomen per hoofd van de bevolking, opleidingsniveau van de ouderlijke generatie en werkloosheid incorporeert Van der Ploeg variabelen als arbeidsvolume van de quartaire sector, overheidsuitgaven per leerling/student en arbeidsproductiviteit. Bij dit laatste soort variabelen is het echter volstrekt onduidelijk hoe de causale verbanden lopen. Arbeidsproductiviteit, bijvoorbeeld, is enerzijds indirect gerelateerd aan inkomen per hoofd en anderzijds aan het resultaat van het onderwijs (het opleidingsniveau van de bevolking). Er valt echter niet in te zien hoe een relatieve mutatie in de arbeidsproductiviteit direct van invloed zou kunnen zijn op de onderwijsdeelname. Het arbeidsvolume in de quartaire sector kan in causale zin alleen een rol spelen via de vraag naar gekwalificeerd personeel. Dan ligt het meer voor de hand om deze laatstgenoemde variabele direct in de analyse op te nemen. Terzijde zij hier opgemerkt dat Van der Ploeg (1993) ook geen indicaties vindt voor een significant effect van dit type achtergrondvariabele. Ook hij komt uiteindelijk uit op achtergrondvariabelen als inkomen per hoofd en werkloosheid, die overigens slechts een partiële verklaring bieden voor de onderwijsexpansie.

Terecht stelt Boudon (1986) dat keuzen gemaakt worden op individueel niveau en dat dit niveau derhalve de sleutel vormt voor verklaringen van processen van sociale verandering. Dit sluit in zijn visie niet uit dat rationele keuzen op microniveau kunnen leiden tot minder rationele of zelfs ongewenste ontwikkelingen op macroniveau en dat macroprocessen als *sociale diffusie*, hoewel zij een resultante zijn van de besluitvorming op microniveau, toch een geheel eigen dynamiek hebben. Hij geeft het voorbeeld van een medische innovatie die zich slechts geleidelijk voltrekt, omdat artsen willen terugvallen op collega's die goede ervaringen hebben met de betreffende behandelwijze. Bij processen die aldus verlopen, zijn er enkele vroege voorlopers, die navolging krijgen van personen in hun nabije omgeving. Dergelijke processen hebben van nature een logistisch (S-vormig) verloop. Er is aanleiding om te veronderstellen dat een voorbeeldfunctie ook belangrijk is in processen als vrouwenemancipatie en de groeiende participatie van kinderen uit lagere milieus in voortgezet en hoger onderwijs. Meyer et al. (1979) concluderen dat ook bij onderwijsdeelname sprake is van een dergelijke S-vormige ontwikkeling.

Ook vanuit een psychologische invalshoek wordt betoogd dat menselijk gedrag in belangrijke mate afhankelijk is van motivatie, en dat deze op zijn beurt een functie is van attitudes, normen en percepties (Fishbein en Ajzen 1975). De motivatie van mensen is onderhevig aan verandering en beïnvloedbaar. In Hoevenagel et al. (1996) is gepoogd om een conceptueel model voor milieugedrag te construeren dat is gebaseerd op de determinanten aanbod, mogelijkheden en motivaties en dat als zodanig een integratie beoogt van een economische, sociaal-culturele en psychologische benadering. In deze trits is de motivatie bepaald geen verwaarloosbare factor.

Via onderwijs kunnen individuen hun kansen op de arbeidsmarkt en hun *sociale status* verhogen. Via het eerdergenoemde proces van sociale diffusie stijgen de aspiraties van grote lagen van de bevolking. Windolf (1990) introduceert in dit verband het concept van endogene groei, die tot stand komt doordat ouders ernaar streven hun kinderen meer opleiding te laten volgen dan zijzelf hebben genoten. Naarmate de deelname aan het onderwijs stijgt, neemt de druk op de achterblijvers om ook te participeren toe (Rubinson en Ralph 1984). De ontwikkelingen zijn onomkeerbaar, want als (iets oudere) concurrenten op de arbeidsmarkt een bepaald niveau van scholing hebben bereikt, kunnen nieuwelingen niet ongestraft achterblijven. Daarnaast is het denkbaar dat de massaliteit van het onderwijs op middelbaar niveau op een gegeven moment aanleiding heeft gegeven tot een tendens om zich van anderen te onderscheiden via verdere voortzetting van de onderwijsloopbaan. De groei van het hbo in de tweede helft van de jaren tachtig, die in belangrijke mate is terug te voeren op de groei van de doorstroom van mbo-gediplomeerden naar het hbo, zou op zo'n manier kunnen worden verklaard. Een vergelijkbaar fenomeen is de snelle groei van de hbo-wo-doorstroom in de eerste helft van de jaren negentig, die overigens ook te maken kan hebben met het toenemende aanbod van korte universitaire studies voor hbo-gediplomeerden.

Zolang personen uit lagere sociale milieus (of vrouwen) hun capaciteiten niet volledig benutten, is er sprake van een *talentenreserve* (Van Heek et al. 1968). En zolang er een dergelijke reserve bestaat, vormt dit ook een potentieel voor verdere groei van de onderwijsdeelname. Hieruit kan men echter tevens afleiden dat er een *verzadigingsniveau* moet zijn waarop deze capaciteiten volledig benut zijn en dat dit een natuurlijke bovengrens kan vormen voor de onderwijsdeelname. Deze conclusie moet overigens ten minste worden genuanceerd met de kanttekening dat deze bovengrens daarnaast ook bepaald wordt door institutionele factoren, zoals de moeilijkheidsgraad van het aangeboden onderwijs en formele vooropleidingseisen. Op basis van de ontwikkeling van de onderwijsdeelname van mannelijke 18-jarigen (figuur 1.1) opperde Kuhry (1986) de veronderstelling dat een verzadigingsniveau ten aanzien van de jongens al aan het eind van de jaren zeventig was bereikt, maar dat daarna een nieuwe impuls is gekomen door de sterke groei van de werkloosheid, die naar verluidt een van de drijvende krachten was achter de groei van het mbo (zie ook Herweijer en Blank 1987 en Van der Ploeg 1993). De hernieuwde stabilisatie van de deelname van 18-jarige jongens rond 1985 past in dit beeld. De hypothese dat we hier te maken hebben met een verzadigingsniveau wordt echter naar het rijk der fabelen verwezen door de ontwikkelingen in de daaropvolgende tien jaar, waarin een daling van de werkloosheid gepaard gaat met een aanhoudende stijging van de participatiegraad.

5.5 Slotopmerkingen

Dit hoofdstuk omvat twee onderdelen: macroanalyses gericht op de verklaring van onderwijsdeelname en een reflectie op de mate waarin microdeterminanten kunnen gelden als verklaring voor het proces van onderwijsexpansie.

De macroanalyses leveren uitkomsten op die qua teken redelijk sporen met de verwachtingen: een positieve invloed van inkomen, werkloosheid en arbeidsmarktperspectieven en een negatieve invloed van prijs en nivellering. Alleen bij de prijsvariabele sporen de tekens van de coëfficiënten niet altijd met de verwachting. De numerieke uitkomsten voldoen overigens niet altijd aan de verwachtingen. Dit geldt met name voor de inkomenseffecten, die in enkele gevallen onevenredig hoog zijn. Ook treden er onverklaarbare discrepanties aan het licht tussen verschillende schoolsoorten. Waarom zou de prijs voor studenten in het wetenschappelijk onderwijs bijvoorbeeld belangrijker zijn dan voor studenten in het hbo? Bij simulaties en

ramingen kunnen dergelijke uitkomsten niet onverkort worden toegepast. Dit onderwerp wordt nader aan de orde gesteld in paragraaf 7.3.

Op de keper beschouwd blijven de verschillen in uitkomsten tussen de microanalyse (hoofdstuk 4) en macroanalyse (hoofdstuk 5) storend, zeker waar het inkomens- en prijseffecten betreft. Het maakt overigens veel uit of een analyse betrekking heeft op deelnamefracties ongeacht de vooropleiding (hoofdstuk 4) of op stroomgegevens waarbij impliciet rekening wordt gehouden met vooropleiding (hoofdstuk 5). Verder zijn uitkomsten voor de prijselasticiteit sterk afhankelijk van de gehanteerde prijsdefinitie. Dit soort verschillen verklaart in ieder geval voor een deel het uiteenlopende beeld dat uit de literatuur opdoemt van de prijs- en inkomenselasticiteit van de deelname aan onderwijs (zie § 3.3).

Naar aanleiding van de discussie over de onderwijsexpansie in paragraaf 5.4 kan worden gesteld dat het proces van groeiende onderwijsdeelname wellicht is geïnitieerd, maar in ieder geval is bevorderd door de toenemende welvaart en de groeiende vraag naar gekwalificeerd personeel. Het is gestimuleerd door voorwaardescheppend beleid van de overheid en wordt beïnvloed door een aantal determinanten waaronder prijs, werkloosheid en beloningsverschillen. Er zijn grenzen aan de groei, die onder meer worden bepaald door institutionele factoren (moeilijkheidsgraad, toegangseisen en cursusduur) en door de beschikbare talentenreserve. Aan dit proces liggen stijgende aspiraties van grote lagen van de bevolking ten grondslag en als vliegwiel fungeert een streven naar sociale statusverhoging. Maar het tempo van de groei wordt mede beïnvloed door processen die zijn te vatten onder de noemer van *sociale diffusie*. Een sprekend voorbeeld daarvan zijn de emancipatieprocessen, die onder meer tot uitdrukking komen in de geleidelijke vermindering van de achterstandspositie van vrouwen met betrekking tot onderwijsdeelname (zie ook figuur 1.1) en arbeidsmarktparticipatie.¹⁴

Terecht stelt Becker (1976) overigens dat veronderstellingen over veranderende aspiraties geen echte verklaring voor maatschappelijke ontwikkelingen vormen, maar alleen een verschuiving van het probleem. Dit soort verklaringen zijn niet eenvoudig te falsificeren in de zin van Popper (1957). Evenmin valt het mee om op basis daarvan nadere kwantitatieve uitspraken te doen over het tempo van de betreffende veranderingsprocessen.

Een algemene, zij het theoriearme methode om in prognoses rekening te houden met trendmatige ontwikkelingen die niet zijn terug te voeren op algemene verklaringsmodellen, is het min of meer mechanisch doortrekken van trends in het recente verleden. Een argument dat hiervoor pleit is de vaak geringe additionele verklaringskracht van verklarende modellen. Dit blijkt onder meer uit de simulaties in paragraaf 4.6 en uit de hoge R^2 van de schattingen volgens het lineaire trendmodel in bijlage E. Bij de uitwerking van deze benadering zal gebruik worden gemaakt van technieken voor enkelvoudige tijdreeksanalyse (zie hoofdstuk 7). In hoofdstuk 8 zal nader worden onderzocht of prognoses gebaseerd op verklarende tijdreeksmodellen al dan niet superieur zijn aan prognoses gebaseerd op enkelvoudige tijdreeksanalyse.

Noten

- 1 Uitgangspunt voor de berekening van deze correlatiecoëfficiënt vormen de beschikbare gegevens met betrekking tot het opleidingsniveau van de beroepsbevolking (zie bijlage E) voor de jaren 1970-1993. Deze zijn omgerekend tot gemiddelde aantallen jaren gevolgd onderwijs. Uiteraard is het opleidingsniveau van de beroepsbevolking maar een gebrekkig substituuat voor het opleidingsniveau van de ouders van jongeren in de relevante leeftijdscategorieën. Er is echter geen enkele aanleiding om te veronderstellen dat het beeld anders zou uitvallen als er wel opleidingsgegevens op maat beschikbaar zouden zijn.
- 2 Het betreft hier 'gepoolde' schattingen, waarbij het aantal vrijheidsgraden gelijk is aan $(kn-m)$. k staat voor het aantal keuzealternatieven waarvoor de betreffende coëfficiënt wordt geschat, n voor het aantal waarnemingen en m voor het aantal geschatte parameters.
- 3 Via herbewerking waarbij onder meer gebruik is gemaakt van de benaderingsformule $\log(1+x) \approx x$ kan worden aangetoond, dat vergelijking (5.4) (zolang x klein is) bij benadering overeenkomt met een specificatie in groeivoeten:
- $$c_t^i - c_{t-1}^i = \delta + \gamma_1 v_t^i + \gamma_2 w_t^i + \gamma_3 w_{t-1}^i + \gamma_4 a_t^i + \gamma_5 v_t^i + \epsilon_t,$$
- 4 waarin c_t^i staat voor $(C_{i,t}/C_{i,t-1}-1)$, v_t^i voor $(Y_t/Y_{t-1}-1)$, enzovoort.
- 5 De technische richting omvat het technisch, laboratorium-, nautisch en natuurwetenschappelijk onderwijs en de administratieve richting het juridisch, economisch en bedrijfskundig onderwijs. De verzorgende richting omvat medische, onderwijskundige en verzorgende vakken, maar daarnaast ook de sociaal-wetenschappelijke en letterkundige vakken.
- 6 De te schatten vergelijking zou kunnen worden vereenvoudigd door in plaats van de arbeidsmarktperspectieven (W_0-W_i) alleen W_i op te nemen. Op die wijze wordt spurious correlation met de variabele W_0 vermeden. De via de gehanteerde specificatie verkregen uitkomsten zijn echter eenvoudiger te interpreteren en de schattingsresultaten voor de coëfficiënten blijken in de praktijk direct herleidbaar te zijn. De opgetreden multicollineariteitsproblemen kunnen dan ook niet worden vermeden door de alternatieve specificatie te hanteren.
- 7 Geïntegreerde variabelen die zo hoog gecorreleerd zijn, zijn naar alle waarschijnlijkheid ook gecoïntegreerd. Voor de analyse van de afhankelijke (onderwijs)variabele is dit echter niet relevant.
- 8 Omgekeerd moet deze specificatie dus gezien de lage DW-waarden niet bevredigend zijn voor de analyses waarin ook de richting van het vervolgonderwijs is betrokken. Mogelijk is dat voor een deel een gevolg van het niet meenemen van het kenmerk geslacht in deze analyses. Dit laatste is namelijk een dominante factor in de richtingkeuze.
- 9 De gehanteerde specificatie is sterk vereenvoudigd en heeft de gedaante $\Delta \log(C_t/C_0) = d + b_1 \Delta W_1 + b_2 \Delta W_2$, waarbij geldt dat ΔW_1 gelijk is aan ΔW voor positieve waarden en 0 in de overige gevallen en voorts geldt dat ΔW_2 gelijk is aan $-\Delta W$ voor negatieve waarden en 0 in de overige gevallen. De R^2 -waarden liggen tussen 0,08 en 0,18. De DW-waarden geven geen aanwijzing voor significante autocorrelatie. De coëfficiëntschattingen voor ΔW_1 en ΔW_2 voor de overgangen mavo-havo, mavo-mbo en vbo-mbo bedragen respectievelijk 4,3 en 7,7; 5,5 en 1,0; 3,0 en -4,4.
- 10 De activiteiten van het CPB op dit terrein (CPB 1987; Van Opstal 1989) zijn gestaakt. Het ROA levert wel een raming van arbeidsmarktperspectieven per studierichting op de middellange termijn (zie bv. ROA 1995), maar dit concept is daarbij op een volstrekt afwijkende wijze geoperationaliseerd.
- 11 Dit laatste betreft overigens nu juist het geval waarin de DW-waarde duidt op significante positieve autocorrelatie en waarin om die reden weinig waarde kan worden gehecht aan de uitkomst van de t-toets.
- 12 Een kanttekening die daarbij kan worden gemaakt, is dat uitkomsten voor het Brabant-panel niet zonder meer valide hoeven te zijn voor schoolverlaters anno 1995.
- 13 Nadere verklaringen voor de waargenomen ontwikkelingen zijn veelal voorzieningspecifiek en liggen niet zelden in de ad hoc-sfeer. Zo is op basis van de achtergrondkenmerken die een rol spelen in de algemene consumptievergelijking (3.9) moeilijk in te zien waarom het museumbezoek in de afgelopen tien jaar zo'n grote vlucht heeft genomen, terwijl het bijwonen van podiumvoorstellingen is teruggelopen. Een belangrijke specifieke verklaring kan zijn gelegen in de concurrentie die de podiumkunsten ondervinden van de audiovisuele media (Knulst 1989). Dergelijke specifieke verklaringen geven overigens vaak betrekkelijk weinig aanknopingspunten voor kwantificering, laat staan voor een inschatting van toekomstige ontwikkelingen.
- 14 Bij het betoog van Becker dat veronderstellingen over veranderende normen, waarden en attitudes te gemakkelijk aanleiding kunnen geven tot zinloze ad hoc-verklaringen van gedrag, kan de kritische kanttekening worden gemaakt dat zijn eigen benadering, hoe verfrissend en lucide deze ook overkomt, te restrictief is als er metertijd werkelijk veranderingen in preferenties optreden.
- 15 Hoewel deze emancipatoire ontwikkelingen op complexe wijze samenhangen met andere maatschappelijke ontwikkelingen als toenemende arbeidsproductiviteit in het huishouden, een dalend kindertal en toegenomen echtscheidingsrisico's, laten ze zich moeilijk duiden als resultante van een even geleidelijke verandering in omgevingskenmerken.

6 Ramingsmodellen

6.1 Inleiding

De hoofdstukken 2 tot en met 5 hebben betrekking op een weergave en verklaring van de ontwikkelingen in de onderwijsdeelname in de afgelopen decennia. De hoofdstukken 6 tot en met 9 gaan over prognoses en prognosemethoden. Hoofdstuk 6 gaat met name in op modellen die worden gebruikt bij de opstelling van prognoses en ramingen van leerlingenaantallen in het onderwijs. Het is noodzakelijk om op deze plaats in te gaan op enkele termen die in dit verband worden gehanteerd, zoals prognose, raming en toekomstverkenning. Dit is overigens nog maar het topje van de ijsberg, omdat hier een zeer groot aantal termen in omloop is (bv. predictie, projectie, prospectie, previsie; zie voor een inventarisatie Van Doorn en Van Vught 1978).

De termen 'prognose' en 'raming' hebben betrekking op kwantitatieve vooruitberekeningen. De term 'prognose', die als synoniem kan worden gezien van 'voorspelling' (Engels: *forecast*), impliceert daarbij zekere pretenties ten aanzien van de kenbaarheid van toekomstige ontwikkelingen, terwijl de term 'raming' alleen duidt op een vooruitberekening via een bepaalde systematiek zonder dat een uitspraak wordt gedaan over de plausibiliteit van de uitkomsten (zie Becker en Dewulf 1990). In de praktijk is er een uitgestrekt grijs gebied tussen deze uitersten. Prognoses zijn vaak niet zo hard en ramingen hebben vaak het oogmerk van plausibiliteit.

De term 'toekomstverkenning' is aanmerkelijk ruimer dan 'prognose' en 'raming'. In tegenstelling tot beide eerdergenoemde termen kan een toekomstverkenning bijvoorbeeld ook kwalitatief zijn. Voorts kan een toekomstverkenning meerdere scenario's omvatten, die een globaal en kwalitatief karakter kunnen dragen of de vorm aan kunnen nemen van conditionele prognoses. Van Doorn en Van Vught (1978) noemen onder meer een exploratieve, speculatieve en explicatieve aanpak. In de exploratieve benadering worden alternatieve ontwikkelingspaden omschreven, al dan niet op basis van extrapolatiemethoden. In de speculatieve aanpak wordt een aantal alternatieve toekomstbeelden geschetst en wordt een poging gedaan om de waarschijnlijkheid daarvan in te schatten. De derde strategie, die ook wel wordt aangeduid als de normatieve aanpak, is gebaseerd op het formuleren van wenselijkheden en op de verkenning van wegen waarlangs deze doelen kunnen worden bereikt.

Waar in het vervolg wordt gesproken van 'ramingsmodellen' wordt bedoeld op kwantitatieve modellen, die zijn gericht op het opstellen van vooruitberekeningen. De plausibiliteit van de uitkomsten wordt daarbij in het midden gelaten.

Paragraaf 6.2 gaat in op ramingsmodellen in het algemeen en toepassingen daarvan in de Nederlandse context. In paragraaf 6.3 worden het onderwijsmodel Skill en daaruit afgeleide modellen nader toegelicht. In paragraaf 6.4 wordt een relatief eenvoudig ramingsmodel voor het onderwijs geïntroduceerd, Simplon, dat een centrale rol zal spelen bij de analyses in hoofdstukken 7 tot en met 9. In paragraaf 6.5 worden enkele slotopmerkingen geplaatst.

6.2 Inventarisatie

Bij prognoses van de onderwijsdeelname draait het uiteindelijk om de omvang van *leerlingen- of studentenaantallen*. Het betreft hier grootheden die nauw corresponderen met zowel de productie van een onderwijsvoorziening als met de daarvoor benodigde inzet van middelen. Bij ramingsmodellen kan een fundamenteel onderscheid worden gemaakt tussen *bestandsmodellen* en *stroommodellen*. In het eerste geval worden de aantallen direct geraamd. In het tweede geval worden eerst de stromen naar, door en uit het onderwijs geraamd, en wordt de omvang van bestanden berekend door een optelling van stromen.

De meest eenvoudige manier om een raming van leerlingenaantallen op te zetten is via directe extrapolatie van leerlingenaantallen. Van deze primitieve aanpak is in het verleden zelden of nooit gebruikgemaakt (maar zie OC&W 1995d). In het algemeen nemen bestandsmodellen de vorm aan van *leeftijdsdeelnamemodellen*. De leerlingenbestanden worden daarbij uitgedrukt als percentage van relevante leeftijdsgroepen. Daarbij kan gebruik worden gemaakt van afzonderlijke jaarklassen of van grovere aggregaten, zoals het totaal van de 12-18-jarigen. De basisvergelijking van leeftijdsdeelnamemodellen luidt als volgt:

$$G = \sum_i G_i = \sum_i g_i L_i \quad (6.1)$$

waarin G staat voor het totale aantal deelnemers, G_i voor de deelnemers in leeftijdsgroep i , g_i voor de fractie van leeftijdsgroep i die onderwijs volgt en L_i voor de omvang van leeftijdsgroep i . Bij een toepassing op historische gegevens is (6.1) overigens niet meer dan een herschreven definitievergelijking van g_i .¹ Ramingen zijn dan gebaseerd op de ontwikkeling van de betreffende leeftijdsgroepen volgens een beschikbare bevolkingsprognose. Daarbij vindt al dan niet een extrapolatie van de leeftijdsspecifieke deelnamefracties plaats. Van deze methode maakte de Commissie planprocedure vanaf het midden van de jaren zestig gebruik ten behoeve van jaarlijkse vooruitberekeningen van de leerlingenaantallen in het voortgezet onderwijs (zie bv. CPP 1967 en 1974, en de evaluatie in Dewulf 1990).² Een andere toepassing vormen de ramingen voor het primair onderwijs die de Commissie prognose primair onderwijs tussen 1974 en 1990 jaarlijks uitbracht (zie bv. CPPO 1974 en 1990). Vanaf 1975 zijn leeftijdsdeelnamemodellen toegepast door het SCP (zie bv. Ritzen 1975; De Groot 1978 en 1982). Vanaf het begin van de jaren tachtig is deze methode gebruikt ten behoeve van gebruiks-, personeels- en kostenramingen voor de quartaire sector. Hierbij worden twee varianten berekend. In de eerste variant, aangeduid als *demoramng*, worden de leeftijds-specifieke deelnamefracties constant gehouden. In de tweede variant, aangeduid als *basisraming*, worden deze fracties geëxtrapoleerd (zie de toelichting in bijlage I). Recentelijk is opnieuw een leeftijdsdeelnamemodel toegepast door De Beer en Visser (1994).

In de aanpak zoals die in de jaren tachtig is uitgewerkt op het SCP (zie bv. BiZa/SCP 1983; Blank et al. 1989: bijlage B1) worden de in tabel 6.1 vermelde rekruteringsgroepen aangehouden.

Tabel 6.1 Rekruteringsgroepen volgens de voormalige SCP-aanpak

	leeftijdscategorie
basisonderwijs	3-14 jaar
speciaal onderwijs	3-18 jaar
algemeen voortgezet onderwijs	12-17 jaar
lager en middelbaar beroepsonderwijs	12-20 jaar
leerlingwezen	16-26 jaar
hoger beroepsonderwijs ^a	18-23 jaar
wetenschappelijk onderwijs	18-28 jaar

^a Voltijd-hbo. Bij het deeltijd-hbo omvat de rekruteringsgroep de gehele bevolking.

Bron: Blank et al. (1989: bijlage B.1)

Met name als de bevolkingsopbouw van jongeren ongelijkmatig is en er tevens schoolsoorten met een scheve leeftijdsopbouw in het geding zijn, kunnen de uitkomsten worden verfijnd door de leeftijdsspecifieke deelname te analyseren op basis van een meer gedetailleerde leeftijdsindeling. Voorzover de beschikbare data dit toelaten kan daarbij overigens ook een volledige indeling naar jaarklasse worden gehanteerd.

Bij de beschrijving van de historische ontwikkelingen in hoofdstuk 2 werd niet alleen gekeken naar ontwikkelingen in termen van leerlingenaantallen, maar ook naar de achterliggende *stromen*. Sommige op het eerste gezicht onbegrijpelijke ontwikkelingen in leerlingenaantallen zijn eenvoudig te duiden via een stroombenadering. Stromen in het onderwijs hangen direct samen met processen als schoolkeuze, diplomering, overgang, doublure en uitval. Voorts zijn op het niveau van stromen de effecten van beleidsingrepen in de structuur en toegankelijkheid van het onderwijs beter te analyseren en te modelleren. Dit betreft bijvoorbeeld verlenging of verkorting van curricula en het aanbod van nieuwe schoolsoorten. Als zodanig leent een stroommodel zich beter dan een bestandsmodel voor analysedoeleinden. Ook de kwaliteit van prognoses kan door de hantering van een stroommodel toenemen, ten eerste doordat toekomstig beleid en toekomstig keuzegedrag beter worden gemodelleerd, ten tweede omdat aldus rekening wordt gehouden met *pijplijneffecten*. Deze laatste zijn het gevolg van veranderingen in vroegere stadia van de onderwijsloopbaan, die doorwerken in een latere fase. Bij een bestandsmodel wordt hiermee niet voldoende rekening gehouden. Als bijvoorbeeld de instroom in een schoolsoort sterk toeneemt, heeft dit op termijn ook gevolgen voor de leerlingenaantallen in de hogere leerjaren.

Behalve in het onderwijs worden stroommodellen ook vaak toegepast voor de modellering van processen op de arbeidsmarkt (zie bv. Teulings et al. 1987). Een tegenwerping tegen stroommodellen is overigens dat het voordeel hiervan, zeker bij ramingen op de langere termijn, betrekkelijk is en in veel gevallen teniet zou worden gedaan door een inherente instabiliteit van stroommodellen (zie bv. Ritzen 1975). Hier geldt het adagium *the proof of the pudding is in the eating*. Om die redenen wordt in hoofdstuk 8 aandacht besteed aan de voorspelkracht van alternatieve ramingsmodellen.

Het merendeel van de stroomprocessen wordt gekenmerkt door een jaarritme: eens per jaar worden diploma's uitgereikt, worden leerlingen bevorderd of blijven ze zitten. Gegevens van dit type zijn dus gebaseerd op de waarneming van jaarlijkse positieveranderingen.

Omdat leerlingen meerdere jaren op een school verblijven is een zogenoemd *voorraad-stroommodel* van toepassing. De basisvergelijking van het voorraad-stroommodel luidt:

$$G_{t+1} = G_t + I_{t+1} - U_t \quad (6.2)$$

Het aantal deelnemers in schooljaar t+1 (G_{t+1}) wordt afgeleid uit het aantal deelnemers in het voorafgaande schooljaar (G_t) plus de instroom aan het begin van het nieuwe schooljaar (I_{t+1}) minus de uitstroom (U_t) in de loop van het oude schooljaar.

De instroom kan worden berekend op basis van de vergelijking:

$$I = \sum_i c_i R_i \quad (6.3)$$

waarin I staat voor de instroom, c_i voor het percentage van herkomstcategorie R_i dat instroomt in de betreffende onderwijscategorie. Voor de doorstroom en de uitstroom kunnen uiteenlopende specificaties worden gekozen, waarbij het bestand nader wordt opgedeeld in leerjaren, eerstejaarscohorten of leeftijden.

Bij het onderwijs, waarvoor bestanden nader kunnen worden onderverdeeld naar leerjaar, kan het rekenschema voor een voorraad-stroommodel worden weergegeven in een zogenoemde onderwijsmatrix (zie tabel 6.2).

Tabel 6.2 Onderwijsmatrix

bestemming	lj1	lj2	lj3	lj4	uit
herkomst:					
lj1	s_{11}	s_{12}			u_1
lj2		s_{22}	s_{23}		u_2
lj3			s_{33}	s_{34}	u_3
lj4				s_{44}	u_4
r_a	i_{a1}				
r_b	i_{b1}				

Tabel 6.2 heeft betrekking op een schoolsoort met vier leerjaren. Hij zou bijvoorbeeld betrekking kunnen hebben op het lager of middelbaar beroepsonderwijs, of een specifieke sector daarbinnen. De instroom in het eerste leerjaar is in dit voorbeeld afkomstig uit twee bronnen. Uitstroom (u) kan uit alle leerjaren plaatsvinden, waarbij in dit vereenvoudigde schema geen onderscheid wordt gemaakt naar diplomering. Er zijn twee soorten doorstroom: bevordering ($s_{n,n+1}$) en doublure ($s_{n,n}$).³ De herkomstbestanden corresponderen met de rijssommen; zij representeren de leerlingenbestanden naar leerjaar in schooljaar t. De bestemmingsbestanden corresponderen met de kolomsommen en representeren de leerlingenbestanden naar leerjaar in schooljaar t+1. De aantallen r_a en r_b vertegenwoordigen de omvang van de afzonderlijke rekruterings- of referentiecategorieën voor de instroom (i).

Door deling van de elementen van de rijen door de corresponderende rijssom (c.q. referentiecategorie) kan men de zogenoemde *stroomcoëfficiënten* berekenen. Deze zijn te interpreteren als de fractie van personen in de met de rij corresponderende situatie, die terechtkomt in een bepaalde met de kolom corresponderende nieuwe situatie. Ten behoeve van ramingen kan de omvang van een stroom worden berekend als het product van de omvang van de herkomstcategorie en de (eventueel geëxtrapoleerde) stroomcoëfficiënt. De stromen kunnen worden opgeteld tot bestemmingsbestanden in jaar t+1 (kolomsommen).⁴

Door herhaling van deze procedure, waarbij het bestemmingsbestand in het ene jaar als herkomstbestand in het volgende jaar wordt beschouwd, kan een meerjarenraming worden opgesteld.

Het geschetste systeem kent in de tijd twee soorten dynamiek:

- veranderingen in de rekruteringscategorie van de instroom, bijvoorbeeld als gevolg van demografische veranderingen;
- veranderingen in stroomcoëfficiënten, hetzij door beleidswijzigingen, hetzij door autonome gedragswijzigingen.

De hier uitgewerkte matrixmethode ligt ten grondslag aan de student flow (Stuflo)-ramingen van het CPB, een voorloper van het in paragraaf 6.3 besproken Skill-model.⁵ In de periode 1975-1981 maakte ook de Commissie planprocedure (zie bv. CPP 1975 en 1981) gebruik van dergelijke stroommodellen.

Sinds de jaren zeventig maakte de Taakgroep studentenramingen voor het wetenschappelijk onderwijs gebruik van de zogenoemde Worsa-methode, die is geënt op een enigszins afwijkende filosofie: de *cohortmethode* (zie voor een beschrijving een van de jaarlijkse rapporten, bv. TS 1976, 1982, 1990a). De ramingen zijn vooral gericht op de instroom, die gerelateerd wordt aan de aantallen vwo-gediplomeerden van de afgelopen jaren. Ten behoeve van deze berekening wordt informatie vergaard over de doorstroom van vwo-gediplomeerden naar het wetenschappelijk onderwijs. Deze kan direct zijn, dat wil zeggen betrekking hebben op studenten die in het voorafgaande schooljaar hun vwo-diploma hebben behaald; bij de zogeheten indirecte instroom vindt de instroom in het wetenschappelijk onderwijs een of meer jaren na het afleggen van het vwo-diploma plaats. Daarnaast wordt een restcategorie onderscheiden, aangeduid als 'overige instroom'. Deze kan bijvoorbeeld bestaan uit studenten met een hbo-diploma, studenten die gebruikmaakten van de (inmiddels afgeschafte) Regeling wederzijdse doorstroming hbo-wo en studenten die werden toegelaten op grond van een zogeheten colloquium doctum. De stroomcoëfficiënten worden geëxtrapoleerd met de zogenoemde half-halfmethode. Deze methode is gebaseerd op lineaire regressie met de kleinste kwadratenmethode, maar de trendterm wordt vanaf het tweede prognosejaar jaarlijks gehalveerd.⁶ Deze methode werd onder meer gebruikt om stabiele ramingen te verkrijgen, die van jaar tot jaar niet al te veel fluctueren. Dit zou de bestuurlijke hanteerbaarheid bevorderen.⁷

Vervolgens wordt de instroom verdeeld over studierichtingen en instellingen, waarbij een opslagfactor wordt gehanteerd voor omzwaaiers. Op grond van diverse analyses wordt de verdeling van de instroom daarbij gebaseerd op die van het laatste historische jaar (zie bv. TS 1980). Bestanden worden per studierichting en instelling berekend op basis van de instroom van de afgelopen jaren:

$$G = \sum_i h_i I_i \quad (6.4)$$

waarin G staat voor het aantal deelnemers, h_i voor de zogenoemde herinschrijvingscoëfficiënt, dat wil zeggen het percentage van de instroom I_i dat zich in het i -de jaar opnieuw aan de universiteit inschrijft. De herinschrijvingscoëfficiënten voldoen aan de volgende vergelijking:

$$h_i = 1 - u_{i-1} - a_{i-1} \quad (6.5)$$

Hierin staat h_i voor de i -de herinschrijvingscoëfficiënt, dat wil zeggen de fractie van een eerstejaarscohort die in het i -de inschrijvingsjaar nog onderwijs volgt. Voorts staat u_{i-1} voor de cumulatieve *uitvalcoëfficiënt* in het voorafgaande jaar, dat wil zeggen de fractie van een eerstejaarscohort die na $i-1$ jaar is uitgevallen zonder het diploma behaald te hebben. Het symbool a_{i-1} staat voor de cumulatieve *afstudeercoëfficiënt* in het voorafgaande jaar, dat wil

zeggen de fractie van een eerstejaarscohort die na $i-1$ jaar is afgestudeerd. Van belang is voorts het *numerieke rendement*, de fractie van een eerstejaarscohort dat uiteindelijk het diploma behaalt. Het numerieke rendement is de limiet van de cumulatieve afstudeercoëfficiënt en als zodanig het complement van de limiet van de cumulatieve uitvalcoëfficiënt.

Doorslaggevend bij de keuze tussen de cohort- en de matrixmethode is vooral de aard van de beschikbare informatie, die overigens mede afhankelijk is van de organisatie van het onderwijs. Als er geen indeling in formele leerjaren is, kan de matrixmethode niet zonder meer worden toegepast. Dit geldt altijd al voor het wetenschappelijk onderwijs, maar sinds kort ook voor het hoger beroepsonderwijs. De cohortmethode kan overigens ook worden herschreven als een matrixaanpak, waarbij geen indeling naar leerjaren maar een indeling naar aantal inschrijvingsjaren geldt. De pseudo-stroomcoëfficiënt is dan te berekenen als het quotiënt van twee opeenvolgende herinschrijvingscoëfficiënten.

In verband met een gebrek aan beschikbare gegevens hanteerde de Taakgroep studentenramingen een andere methode voor het hoger beroepsonderwijs (de Rhobos-methode, zie bv. TS 1981 en 1990b). De raming van de instroom is vergelijkbaar met de methode voor het wetenschappelijk onderwijs, maar de doorstroom werd geraamd met een methode die is gebaseerd op de verhoudingsgetallen tussen opeenvolgende leerjaren (in opeenvolgende jaren): het aantal leerlingen in leerjaar $n+1$ in jaar $t+1$ gedeeld door het aantal leerlingen in leerjaar n in jaar t . Zolang het de doorstroom binnen een schoolsoort of de instroom vanuit één bron betreft, vormt een dergelijke *leerjarratio* een goed substituut voor een stroomcoëfficiënt. Het valt gemakkelijk aan te tonen dat bij benadering de volgende relatie bestaat tussen beide grootheden:

$$r_{12} \approx c_{12} / (1 - c_{22}) \quad (6.6)$$

dat wil zeggen dat de ratio tussen leerjaren 1 en 2, berekend als het quotiënt van beide leerlingenbestanden, bij benadering gelijk is aan de stroomcoëfficiënt van bestand 1 naar bestand 2, gecorrigeerd voor de fractie zittenblijvers in bestand 2.⁸ Anders dan de stroomcoëfficiënt c_{12} kan de ratio r_{12} groter dan 1 worden.

Uiteraard is een benadering die uitgaat van stroomcoëfficiënten exacter dan een benadering gebaseerd op leerjarratio's. Het is de vraag of dit verschil echter bij een analyse van de interne doorstroom opweegt tegen de aanzienlijke inspanning die men zich moet getroosten om volledige matrixgegevens over een reeks van jaren te verkrijgen. De benadering via stroomcoëfficiënten dient in ieder geval wel te worden gehanteerd in situaties waarin sprake is van heterogene instroom uit diverse bronnen.

6.3 Het onderwijsmodel Skill

In het CPB-model Skill wordt uitgegaan van een onderwijsmatrix die de leerlingenbestanden in het gehele voltijdonderwijs omvat, alsmede de bevolking van 0-64 jaar buiten het onderwijs. De leerlingen in het voltijdonderwijs zijn ingedeeld naar schoolsoort en leerjaar (zie figuur 6.1 voor de gehanteerde indeling). Voor het speciaal onderwijs is geen indeling naar leerjaar beschikbaar. Bij het wetenschappelijk onderwijs is de indeling naar inschrijvingsjaar omgerekend tot een indeling naar leerjaar (Kuhry 1984). In totaal worden 48 onderwijscategorieën en 8 diplomeringscategorieën onderscheiden.

De bevolking buiten het onderwijs is ingedeeld zeven opleidingsniveaus:

- lager (L)
- uitgebreid lager algemeen (UL-A: mavo-diploma)
- uitgebreid lager beroeps (UL-B: vbo-diploma)
- middelbaar algemeen (MI-A: havo- of vwo-diploma)
- middelbaar beroeps (MI-B: mbo-diploma)
- semi-hoger (SH: hbo-diploma)
- hoger (H: wo-diploma).

Daarnaast zijn rubrieken gereserveerd voor geboorte en sterfte en voor immigratie en emigratie.

In een dergelijk integraal model kan de uitstroom uit de ene schoolsoort fungeren als instroom voor een andere schoolsoort. Zie voor nadere beschrijvingen Veldhuis (1981), Kuhry (1985), Kuhry en Passenier (1986), alsmede Kuhry et al. (1986). De laatste CPB-publicatie met Skill-uitkomsten is Ruitenberg en Spronk (1989).

De modelopzet is schematisch weergegeven in de figuren 6.1 en 6.2.

Figuur 6.1 Schematische voorstelling van het Skill-model

bestanden in jaar t ^a	leerlingen in het voltijdonderwijs naar schoolsoort en leerjaar in jaar t+1							bevolking buiten het voltijdonderwijs naar opleidingsniveau in jaar t+1						
	bao	so	avo	vbo	mbo	hbo	wo	L	UL-A	UL-B	MI-A	MI-B	SH	H
bao (8) so (1) avo (18+3) vbo (4+1) mbo (6+2) hbo (5+1) wo (6+1)	stromen binnen het voltijdonderwijs							uitstroom uit het voltijdonderwijs						
L UL-A UL-B MI-A MI-B SH H in ^c	instroom in het voltijdonderwijs							mutaties door demo- grafische processen en deeltijdonderwijs						

^a Tussen haakjes: aantal leerjaren + aantal diplomeringscategorieën.

^b Sterfte en emigratie.

^c Geboorten en immigratie.

Bron: Kuhry et al. (1986)

De berekening vindt voor mannen zowel als vrouwen plaats. Aan het model is een leeftijdsdimensie (0-64 jaar) toegevoegd. Het model kan daarom schematisch worden weergegeven

door een kubus zoals in figuur 6.2.

Figuur 6.2 Skill-kubus^a

^a Legenda: H (herkomstbestand), B (bestemmingsbestand), L (leeftijd).

Bron: Kuhry et al. (1986)

Naar analogie van de procedure voor de eenvoudige matrix van tabel 6.2 wordt het herkomstbestand naar onderwijstype en leeftijd in jaar t omgerekend naar het bestemmingsbestand naar onderwijstype en leeftijd in het daaropvolgende jaar $t+1$, door vermenigvuldiging van de herkomstbestanden met de corresponderende stroomcoëfficiënten en optelling van de uitkomsten over herkomstbestanden. De gehanteerde vergelijking luidt:

$$G_{j,l+1,t+1} = \sum_i c_{i,j,l,t} G_{i,l,t} \quad (6.7)$$

Het aantal personen in rubriek j (in jaar $t+1$ en van leeftijd $l+1$) is gelijk aan de som over de rubrieken i van het aantal personen in het voorafgaande jaar t (die toen uiteraard een jaar jonger waren) maal de kans dat zij de overgang van rubriek i naar rubriek j maken. Deze kans is in Skill leeftijdsspecifiek en is soms constant, maar in andere gevallen variabel in de tijd. Behaalde diploma's worden als aparte rubrieken onderscheiden. Eerst wordt vastgesteld hoe de leerlingen in de hoogste klas van een schooltype kunnen worden verdeeld naar gediplomeerden, zittenblijvers, ongediplomeerde doorstromers naar andere schooltypen en uitvallers. Vervolgens wordt de schoolkeuze van gediplomeerden bepaald.⁹

Bij de stroomcoëfficiënten wordt een onderscheid gemaakt tussen doorstroomcoëfficiënten en *strategische* stroomcoëfficiënten, die betrekking hebben op de keuze van vervolgonderwijs

door leerlingen die een bepaalde studiefase hebben afgerond. Van de eerste wordt aangenomen dat ze betrekkelijk stabiel zijn en wordt om die reden afgezien van extrapolatie. Wel kunnen deze coëfficiënten aangepast worden aan voorgenomen structuurwijzigingen. Een veronderstelling die bijvoorbeeld gedurende een lange periode in Skill is verwerkt, is dat de door- en uitstroom in het wetenschappelijk onderwijs zich in de jaren tachtig zou gaan wijzigen als gevolg van de introductie van de tweefasestructuur. Daarbij zijn de taakstellende uitgangspunten van het ministerie van Onderwijs en Wetenschappen overgenomen (O&W 1980; TS 1982; Kuhry 1984).

Strategische coëfficiënten worden op basis van gegevens over een beperkt aantal jaren (5 à 7) geëxtrapoléerd. Daarbij is veelvuldig gebruikgemaakt van een methode die in de hoofdstukken 7 en 8 wordt aangeduid als de Skill-extrapolatiemethode (SKEM). Deze methode, die in het verleden ook wel is aangeduid als 'Pseudo-OLS' behelst extrapolatie met behulp van de OLS-schatting van het lineaire trendmodel $Y_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$. Omdat de uitkomsten in de praktijk echter niet plausibel bleken te zijn, wordt de gevonden lijn verschoven naar het laatste waarnemingspunt. Zie hoofdstuk 7 voor een nadere toelichting. In latere jaren is rekening gehouden met exogene verklarende variabelen, in het bijzonder ook met werkloosheid (zie Kuhry 1986).

Een aantal technische aspecten wordt nader toegelicht in bijlage F. Nadat het integrale model is doorgerekend, vindt een uitsplitsing naar richting plaats. Hierbij wordt gebruikgemaakt van ramingen van het lager, middelbaar en hoger beroepsonderwijs met behulp van het, naar aanleiding van tabel 6.2 besproken, Stuflo-model. Ook het wetenschappelijk onderwijs en de bevolking met een beroepsopleiding of wetenschappelijke opleiding worden ingedeeld naar richting. Hierbij geldt de volgende globale indeling:

- technisch
- economisch en administratief
- verzorgend.

De technische richting omvat technisch, natuurwetenschappelijk, laboratorium-, agrarisch en nautisch onderwijs. De term 'economisch en administratief' spreekt voor zich. De term 'verzorgend' heeft betrekking op een erg breed veld, dat medisch, sociaal-pedagogisch, pedagogisch, sociaal-wetenschappelijk en letterkundig onderwijs omvat.

De uitkomsten van het Skill-model in de periode 1984-1989 zijn gepubliceerd in een reeks van interne CPB-notities. In 1990 verscheen een update onder auspiciën van O&W. Het Skill-model ligt in geamendeerde vorm ten grondslag aan de *referentieramingen* van de afgelopen jaren (zie O&W 1991, 1992, 1993, 1994b). De voornaamste verschillen met de oorspronkelijke versie van Skill bestaan uit een verregaande uitsplitsing naar onderwijssoort en -richting, die werd gerealiseerd via een sterke uitbreiding van het aantal cellen in de basiskubus en niet, zoals in de CPB-aanpak, via een verdere uitsplitsing achteraf. De extrapolatie van de strategische stroomcoëfficiënten is gebaseerd op de ontwikkelingen in de laatste vijf jaar. Er wordt eveneens gebruikgemaakt van lineaire regressie met behulp van de SKEM-methode, waarbij geen verklarende variabelen worden betrokken. In veel gevallen worden de standaarduitkomsten om uiteenlopende redenen niet als plausibel beschouwd en ad hoc gecorrigeerd.

Sinds kort is bij OC&W het onderwijsmodel Lector operationeel (Leendertse en Boonstra 1995). De resultaten zijn opgenomen in de laatste *referentieramingen* (OC&W 1995b en 1996). Het betreft een verbeterde versie van Skill. De programmatuur is professioneler en gebruikersvriendelijker, terwijl ook een aantal technische verbeteringen is doorgevoerd (zie

eveneens bijlage F). Evenals in de oorspronkelijke CPB-versie van Skill wordt eerst een raming op geaggregeerd niveau opgesteld, die later wordt uitgesplitst. In 1995 werd daarbij gebruikgemaakt van de OLS-schatting van het lineaire trendmodel, in 1996 mede op grond van de resultaten van Kuhry (1995) wederom van de SKEM-methode.

Ook het CPB werkt momenteel met een gemodificeerd Skill-model, waarin een onderscheid naar geslacht en leeftijd, en een globaal onderscheid naar richting (technisch, administratief, verzorgend) worden gehanteerd. Het model wordt gekoppeld aan een model voor het arbeidsaanbod naar leeftijd, geslacht en opleidingsniveau en -richting. Dit model is ingezet ten behoeve van het rapport *Nederland in drievoud* (CPB 1992) en is in geamendeerde vorm gebruikt voor de nieuwe toekomstverkenningen van het CPB (zie Hers 1997; CBS/CPB 1997).

Rond 1987 is het Skill-arbeidsaanbodmodel gekoppeld aan een provisorisch model voor de vraag naar arbeid naar opleidingsniveau en -richting (CPB 1987; Frijns et al. 1987: 183-222; Kuhry en Van Opstal 1988; Van Opstal 1989). Pogingen de interactie tussen vraag en aanbod op een adequate wijze te modelleren zijn echter mislukt, zodat het momenteel niet mogelijk is om langs deze weg prognoses van toekomstige overschotten en tekorten op de arbeidsmarkt naar opleidingsniveau en -richting op te stellen. Integrale prognoses van dat type worden alleen nog opgesteld door het Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt (zie bv. ROA 1995; LDC 1995). Deze prognoses, die overigens zijn gericht op de middellange termijn en daarom geen aandacht (behoeven te) besteden aan de interactie tussen vraag en aanbod, hebben in het bijzonder betrekking op de te verwachten arbeidsmarktpositie van schoolverlaters naar opleiding, en kunnen als zodanig een rol spelen bij de studiekeuze van aankomende studenten.

Zowel Skill als Lector is als uitgangspunt gebruikt voor een regionale uitsplitsing van het voortgezet onderwijs (de zgn. Pruso-raming, zie bv. Gordijn en Le Clercq 1984; Poulos et al. 1985; Van Dam et al. 1988, zie voor een evaluatie ook Dewulf 1990). Genoemde ramingen vormen ook het uitgangspunt verdeelramingen voor het wetenschappelijk onderwijs, waarbij een nadere uitsplitsing naar studierichting en instelling plaatsvindt en die sinds 1991 jaarlijks worden uitgebracht (zie bv. OC&W 1995d).¹⁰ Skill en Lector vorm(d)en ook het uitgangspunt van hier niet nader besproken ramingen van vraag en aanbod van leerkrachten.

6.4 Het onderwijsmodel Simplon

Uitgangspunten

Het SCP (1989) heeft ten behoeve van het *Memorandum kwartaire sector 1989-1994* de opzet van de basisraming geamendeerd, waarbij voor hbo en wetenschappelijk onderwijs gebruik is gemaakt van een eenvoudige stroombenadering. Ten behoeve van het *Memorandum kwartaire sector 1994-1998* (SCP 1994a) is de opzet ingrijpend herzien en werd voor de eerste maal een ramingsmodel gebruikt dat op hoofdlijnen aansluit bij de hierna besproken aanpak. Daarbij werd gebruikgemaakt van de in bijlage H besproken MSKF(4-2)-extrapolatiemethode.

De volgende criteria zijn van belang bij de keuze van een ramingsmodel:

- a. voorspelkracht
- b. stabiliteit
- c. stuurbaarheid
- d. specificaties
- e. bewerkelijkheid.

-
- Ad a.* De opzet van leerlingenramingen is om een zo goed mogelijke, al dan niet conditionele, voorspelling te maken van de toekomstige ontwikkeling van de aantallen leerlingen per schoolsoort. De eventuele randvoorwaarden kunnen betrekking hebben op beleidsmaatregelen of veranderende omgevingsfactoren. Een hoge voorspelkracht impliceert dat de foutenmarge van de prognose zo gering mogelijk is. Het hier gebruikte begrip 'voorspelkracht' komt overeen met de trefzekerheid volgens Becker en Dewulf (1990).
- Ad b.* Stabiliteit heeft betrekking op de consistentie van ramingen uitgebracht in opeenvolgende jaren. Bij het gebruik van prognoses voor het uitstippelen van beleid en het opstellen van financiële meerjarenramingen is stabiliteit een deugd. Het is namelijk ongeloofwaardig en ongewenst als te reserveren bedragen van het ene op het andere jaar een aanzienlijke schommeling vertonen.
- Ad c.* De stuurbaarheid heeft betrekking op de mate waarin effecten van beleidsmaatregelen kunnen worden doorgerekend. Het kan daarbij gaan om veranderingen in de onderwijsstructuur, in de toelatingsvoorwaarden of -verplichtingen, of in de financiële prikkels (veranderingen in collegegelden en studiefinanciering).
- Ad d.* De specificaties van de raming en de detaillering daarvan zijn van belang voor de toepassingsmogelijkheden. Bij de planning van de onderwijscapaciteit en bij arbeidsmarktverkenningen is een specificatie naar richting wenselijk. Voor scholenplanning is daarnaast een uitsplitsing naar regio, gemeente of zelfs wijk van belang.
- Ad e.* Een geringe bewerkelijkheid impliceert dat de benodigde data zonder al te veel inspanningen kunnen worden verworven en met niet te veel vertraging beschikbaar komen. Een ander aspect is dat ramings- en datareconstructieprocedures zo veel mogelijk geautomatiseerd dienen te zijn en dat geen gebruik hoeft te worden gemaakt van subjectieve en tijdrovende ad hoc-oplossingen. Voorts is het een voordeel als de raming kan worden aangestuurd met behulp van een betrekkelijk klein aantal strategische parameters, waarvan de doorwerking helder is.

Een onderzoek naar de voorspelkracht en stabiliteit van alternatieve prognosemethoden zal worden uitgevoerd in hoofdstukken 7 en 8. Wel valt al iets te zeggen over de principiële tegenstrijdigheid van deze eisen. Een raming die ongeacht de feitelijke ontwikkelingen geprikt blijft op een vaste waarde is natuurlijk extreem stabiel, maar tevens onbetrouwbaar. Ook een keuze om een raming enkele jaren niet aan te passen aan veranderende realisaties is een principiële keuze voor stabiliteit en ten nadele van betrouwbaarheid.

Over de andere criteria kunnen uitspraken worden gedaan zonder nadere empirische analyse. De hier besproken methoden scoren overigens wisselend op deze criteria. De leeftijdsdeelnamemethode van het SCP is weinig bewerkelijk, maar slecht stuurbaar. Zijn tegenpool, Skill, is zeer bewerkelijk, maar goed stuurbaar. Het jaarlijkse onderhoud van het Skill-model vergt maanden, voor de leeftijdsdeelnamemethode van het SCP volstaan enkele arbeidsdagen. Overigens zijn bij de overgang van Skill naar Lector aanzienlijke vorderingen geboekt met betrekking tot de mate van bewerkelijkheid. Nadere specificaties (geslacht, studierichting) zijn bij de meeste methoden mogelijk, maar vergroten de bewerkelijkheid en verkleinen de inzichtelijkheid. Een differentiatie naar studierichting is echter van groot belang voor een gedetailleerde onderwijsplanning en voor ramingen van het arbeidsaanbod naar richting.

Om redenen die in paragraaf 6.2 zijn genoemd, gaat de voorkeur uit naar een stroommethode.

Vooralsnog wordt aangenomen dat een dergelijke benadering de analytische en voorspellende kwaliteiten van de prognose bevordert. Deze hypothese zal overigens nader worden getoetst in hoofdstuk 8. Bij de uitwerking van de stroommethode is ter bevordering van de hanteerbaarheid verder voor een zo simpel mogelijk stramien gekozen. Voor een deelnamemethode is alleen gekozen in die gevallen waarin de toepassing van de stroommethode onzinnig of onmogelijk is. De specificaties zijn beperkt, hetgeen de hanteerbaarheid bevordert, maar uiteraard restricties oplegt aan de gebruiksmogelijkheden van de uitkomsten. Vanwege de betrekkelijk 'simpele' opzet wordt dit onderwijsmodel in het vervolg aangeduid met de term 'Simplon'.¹¹

De data die noodzakelijk zijn voor de toepassing van Simplon zijn opgeslagen in het SCP-gegevensbestand met betrekking tot gebruik, personeel en kosten van voorzieningen in de quartaire sector (GEKS). Dit betreft aantallen leerlingen/studenten naar leerjaar of leeftijd en de omvang van een aantal strategische stromen. Al deze informatie wordt in principe geleverd door het Centraal Bureau voor de Statistiek. In het verleden, toen het aantal CBS-statistieken met betrekking tot het onderwijs groot was, behoefde alleen incidenteel ongepubliceerde achtergrondinformatie van het CBS te worden betrokken. Nu de officiële CBS-publicaties zich echter beperken tot het *Zakboek onderwijsstatistieken* en het *Kwartaalschrift onderwijsstatistieken*, wordt veel van de benodigde informatie onderhands verstrekt (op papier of langs elektronische weg).

In het vervolg van deze paragraaf komen de modelspecificaties voor achtereenvolgens het primair onderwijs, het voortgezet onderwijs, het middelbaar beroepsonderwijs, het hoger onderwijs en het deeltijdonderwijs aan bod. Een integraal overzicht van het gehanteerde model wordt gegeven in bijlage G.

Primair onderwijs

Het primair onderwijs omvat het basisonderwijs en het speciaal onderwijs. Omdat er leerplicht is voor kinderen van 5 tot en met 16 jaar, is er sprake van communicerende vaten. Dit uit zich zowel op micro- als op macroniveau: leerlingen die in het speciaal onderwijs instromen, zijn veelal afkomstig uit het basisonderwijs. Anderzijds is de groei die het speciaal onderwijs de afgelopen decennia heeft ondergaan, ten koste gegaan van het basisonderwijs. In een adequate analyse- en ramingsmethode moet recht worden gedaan aan dit communicerende-vatenaspect.

Een probleem bij de modellering van het speciaal onderwijs is dat er veel in- en uitstroommomenten zijn: kinderen kunnen op allerlei leeftijden naar die vorm van onderwijs worden doorverwezen en daaruit ook weer op uiteenlopende leeftijden uitstromen. Een ander probleem is dat de in- en uitstroom tot voor kort niet expliciet werd geregistreerd. Hoewel een stroommodel in principe toepasselijker is, wordt daarom in deze studie voor het speciaal onderwijs een leeftijdsdeelnamemodel gehanteerd.

Binnen het speciaal onderwijs wordt een onderscheid gehanteerd tussen speciaal onderwijs in enge zin en voortgezet speciaal onderwijs. Globaal heeft het speciaal onderwijs betrekking op kinderen van 0-11 jaar en het voortgezet speciaal onderwijs op kinderen vanaf 12 jaar. Het speciaal onderwijs in enge zin is als volgt gemodelleerd:

$$A_{so} = d_{so} \sum_{i=4}^{11} L_i \quad (6.8)$$

Het aantal leerlingen in het speciaal onderwijs (A_{so}) is gelijk aan de betreffende deelnamefractie D_{so} maal de totale omvang van de leeftijdsgroep van 4-11 jaar. In wezen betreft het hier de (herschreven) definitievergelijking voor genoemde deelnamefractie (zie bijlage G, vergelijking G.2).

Voor het voortgezet speciaal onderwijs geldt een overeenkomstige modellering:

$$A_{vso} = d_{vso} \sum_{i=12}^{16} L_i \quad (6.9)$$

Het aantal leerlingen in het voortgezet speciaal onderwijs (A_{vso}) is gelijk aan de betreffende deelnamefractie maal de totale omvang van de leeftijdsgroep van 12-16 jaar. In feite is de rekrutering van het vso iets ruimer, omdat er ook kleine aantallen leerlingen van 17 en 18 jaar zijn.¹²

Het leerlingenaantal in het basisonderwijs wordt berekend als complement van de 4-11-jarigen in het speciaal onderwijs:

$$A_{bao} = d_{bao} \left(\sum_{i=4}^{11} L_i - A_{so} \right) \quad (6.10)$$

In deze vergelijking wordt het aantal leerlingen uit het basisonderwijs (A_{bao}) afgeleid uit de omvang van de relevante leeftijdsgroep (4-11 jaar), voorzover deze geen onderwijs volgt in het speciaal onderwijs (A_{so}). De factor d_{bao} ligt in de praktijk dicht bij 1, omdat 4-11-jarigen vrijwel altijd enige vorm van primair onderwijs volgen (communicerende vaten).

Een voordeel ten opzichte van de oorspronkelijke basisraming van het SCP is dat het communicerende karakter van basis- en speciaal onderwijs expliciet is gemodelleerd, waardoor een ijking aan de omvang van de rekruteringsgroep van 4-11-jarigen plaatsvindt.

Voortgezet onderwijs

De opzet van het model voor het voortgezet onderwijs is verwant aan de leerjaar-ratio-methode, die de Taakgroep studentenramingen voor het hbo heeft ontwikkeld (TS 1981). Uiteraard is een benadering die uitgaat van stroomcoëfficiënten exacter dan één gebaseerd op leerjaarratio's. Het is de vraag of dit verschil echter onder alle omstandigheden opweegt tegen de aanzienlijke inspanning die men zich moet getroosten om volledige matrixgegevens over een reeks van jaren te verkrijgen. De benadering via stroomcoëfficiënten wordt zo mogelijk wel gehanteerd in situaties waarin sprake is van heterogene instroom uit diverse bronnen. In principe is dit het geval bij instroom van gediplomeerden uit diverse vormen van voorafgaand onderwijs in vervolgonderwijs.

In Skill zijn de eerste leerjaren vbo, mavo, havo, vwo en de corresponderende brugjaren op scholengemeenschappen apart gemodelleerd. Een dergelijke aanpak wordt bemoeilijkt door de sterke groei van het aantal scholengemeenschappen met gemengde brugjaren. Het CBS deelt deze in bij het avo. Het gevolg hiervan is dat de stroomcoëfficiënt van het basis-

onderwijs naar het vbo een zeer sterke teruggang vertoont, die maar ten dele correspondeert met een feitelijke teruggang van het vbo (zie hiervoor ook bijlage B). Dit leidt tot onrealistische ramingen of noopt tot allerlei ad hoc-correcties (O&W 1993: 20). Daarom is hier gekozen voor een modellering waarbij voor de eerste twee leerjaren voortgezet onderwijs geen tweedeling avo-vbo wordt gehanteerd. Het bestand in brugjaar 1 (A_{br1}) wordt direct berekend uit het *gemiddelde* aantal 12- en 13-jarigen. Modellering als stroom vanuit het basisonderwijs heeft hier geen voordelen.

$$A_{br1} = 0,5 \cdot d_{br1} \cdot (L_{12} + L_{13}) \quad (6.11)$$

De factor d_{br1} ligt systematisch iets boven 1 in verband met zittenblijvers in het eerste leerjaar. Een neerwaarts effect heeft hier overigens de deelname aan het voortgezet speciaal onderwijs.

$$A_{br2} = r_{br2} / br1 \cdot A_{br1} \cdot (-1) \quad (6.12)$$

Het aantal leerlingen in brugjaar 2 wordt middels een leerjaarratio gerelateerd aan het aantal leerlingen in brugjaar 1 in het voorgaande jaar. Bij leerjaar 3 wordt een onderscheid gemaakt tussen avo 3 en vbo 3, bij leerjaar 4 tussen vbo 4, mavo 4 en havo/vwo 4, en bij leerjaar 5 tussen havo 5 en vwo 5. Een zesde klas bestaat alleen in het vwo. De relaties tussen deze leerjaren worden in principe gelegd via leerjaarratio's volgens het stamien van vergelijking (6.12) (zie bijlage G, vergelijkingen G4-G7, G10 en G13-G15). Een uitzondering is echter gemaakt voor de instroom in avo 4 en in vwo 5, waar rekening dient te worden gehouden met een aanzienlijke alternatieve instroombron: mavo- respectievelijk havo-gediplomeerden. Hier wordt de volgende benaderingswijze gehanteerd:

$$A_{vwo5} = c_{havo5-vwo5} \cdot A_{havo5} \cdot (-1) + r_{vwo5} / vwo4 \cdot A_{vwo4} \cdot (-1) \quad (6.13)$$

Hier staat $r_{vwo5/avo4}^*$ voor de gecorrigeerde leerjaarratio berekend als het bestand in vwo 5 minus de instroom vanuit havo 5, gedeeld door het bestand in avo 4 in het voorgaande jaar. Voorts staat $c_{havo5-vwo5}$ voor de stroomcoëfficiënt van havo 5 naar vwo 5 (zie bijlage G, vergelijkingen G8, G9, G11 en G12).

In de gehanteerde afbakening is het zogenoemde kort middelbaar beroepsonderwijs in het middelbaar beroepsonderwijs inbegrepen. De instroom in het middelbaar beroepsonderwijs vindt plaats uit diverse bronnen: leerlingen uit de hoogste klassen van vbo, mavo en havo, zittenblijvers, alsmede een restcategorie van personen uit bijvoorbeeld havo 4 en van personen die het voorgaande jaar geen voltijdonderwijs volgden. Het aantal leerlingen in het eerste leerjaar wordt daarom gemodelleerd via stroomcoëfficiënten:

$$A_{mbo1} = c_{vbo-mbo} \cdot A_{vbo1} \cdot (-1) + c_{mavo-mbo} \cdot A_{mavo1} \cdot (-1) + c_{havo-mbo} \cdot A_{havo1} \cdot (-1) + c_{mbo1-mbo1} \cdot A_{mbo1} \cdot (-1) + 0,33 \cdot c_{overig-mbo} \cdot (L_{16} + L_{17} + L_{18}) \quad (6.14)$$

Hier staat A_x voor het aantal leerlingen in onderwijscategorie x , en c_{x-y} voor de stroomcoëfficiënt van onderwijscategorie x naar onderwijscategorie y . De overige instroom wordt uitgedrukt als fractie van de gemiddelde leeftijdsgroep van 16-18-jaar (L_{16} enzovoort). Zie bijlage G (vergelijkingen G16-G20) voor de definities van de vermelde coëfficiënten.

De omvang van de leerjaren 2 tot en met 4 wordt gemodelleerd via eenvoudige leerjaarratio's, zoals:

$$A_{mbo2} = r_{mbo2} / mbo1 \cdot A_{mbo1} \quad (6.15)$$

Deze vergelijking geeft de relatie tussen het bestand in mbo 1 en dat in mbo 2 weer (vergelijk bijlage G, vergelijkingen G21-G23). Er zijn naast het kort middelbaar beroepsonderwijs, dat 1 à 2 cursusjaren omvat en niet wordt afgesloten met een formeel diploma, zowel 3- als 4-jarige soorten mbo. De doorstroom van mbo-gediplomeerden naar het hbo kan dus zowel vanuit leerjaar 3 als vanuit leerjaar 4 plaatsvinden. Daarom is een hulpgrootheid 'A_{mbox}' geconstrueerd:

$$A_{mbox} = A_{mbo3} + A_{mbo4} - A_{mbo4(+1)} \quad (6.16)$$

A_{mbox} is gelijk aan het bestand van mbo 3 plus dat van mbo 4 minus het bestand van mbo 4 in het volgende jaar (als substituuat voor de doorstroom van mbo 3 naar mbo 4).

Hoger onderwijs

Bij de analyse van hbo en wetenschappelijk onderwijs wordt niet gebruikgemaakt van een onderscheid naar leerjaren, maar van een onderscheid naar inschrijvingsjaren. Hbo 1 en wo 1 vertegenwoordigen dan alle personen die voor het eerst zijn ingestroomd in hbo respectievelijk wetenschappelijk onderwijs. De instroom in het hbo wordt naar analogie van het mbo aldus gemodelleerd:

$$I_{hbo} = c_{havo} - mbo \cdot A_{havo} \cdot (-1)^t + c_{vwo} - mbo \cdot A_{vwo} \cdot (-1)^t + c_{mbo} - mbo \cdot A_{mbo} \cdot (-1)^t + c_{overig} - mbo \cdot \sum_{i=21}^{29} w_i L_i \quad (6.17)$$

De instroombronnen voor het hbo omvatten de hoogste klassen van havo, vwo, en mbo. De overige instroom omvat een kleine restinstroom uit het overige voltijdonderwijs alsmede de instroom van personen die het voorgaande jaar geen voltijdonderwijs volgden. Deze instroomcategorie is gerelateerd aan het *gewogen gemiddelde aantal* 21-29-jarigen. Daardoor worden oudere studenten impliciet meegenomen. Zie voor de definities van de coëfficiënten bijlage G, vergelijkingen (G24-G27).

De instroomvergelijking die voor het wetenschappelijk onderwijs is gehanteerd, is aanmerkelijk eenvoudiger:

$$I_{wo} = c_{vwo} - wo \cdot A_{vwo} \cdot (-1)^t + c_{extern} - wo \cdot \sum_{i=21}^{34} w_i L_i \quad (6.18)$$

De voornaamste instroombron zijn de leerlingen in de zesde klas van het vwo. De overige instroom omvat instroom van buiten het voltijdonderwijs, benevens enkele relatief kleine stromen van gediplomeerden en ongediplomeerden uit het hbo. Deze laatste groep is gerelateerd aan het *gewogen gemiddelde aantal* 21-34-jarigen. Zie voor de definities van de coëfficiënten bijlage G, vergelijkingen (G28 en G29).

Bij de leeftijdsgroepen vanaf 21 jaar is een gewogen gemiddelde van leeftijdsgroepen gekozen om tot op bepaalde hoogte recht te doen aan het gegeven dat de instroom met de leeftijd afneemt. Voor het hbo geldt een wrijvingsfactor van 2:1 voor 21-24 jaar respectievelijk 25-29 jaar; bij het wetenschappelijk onderwijs van 3:2:1 voor 21-24 jaar, 25-29 jaar, respectievelijk 30-34 jaar.

De doorstroom binnen hbo en wetenschappelijk onderwijs is gemodelleerd op basis van de cohortmethode. Bij de analyse van het bestand wordt geen onderscheid gemaakt naar leerjaar, maar naar inschrijvingsjaar. Daarbij wordt gebruikgemaakt van vergelijking (6.5). A_{hbo} en A_{wo} staan voor de totale aantallen studenten in hbo en wetenschappelijk onderwijs en I_{hbo} en I_{wo} voor de corresponderende instroom (d.w.z. aantallen eerstejaars). De gebruikte coëfficiënten zijn afgeleid uit cohortanalyses van het CBS (zie CBS 1996c en CBS 1996d) en zijn zodanig gekozen dat de aantallen ingeschreven studenten A sporen met de instroom I in 1995. Via een correctiefactor f die dichtbij 1 zal liggen, wordt de vergelijking gekalibreerd voor het laatste jaar waarvoor data beschikbaar zijn. De gebruikte specificaties zien er aldus uit:

$$A_{\text{hbo}} = I_{\text{hbo}} + f [0,79 I_{\text{hbo}}^{(-1)} + 0,73 I_{\text{hbo}}^{(-2)} + 0,71 I_{\text{hbo}}^{(-3)} + 0,36 I_{\text{hbo}}^{(-4)} + 0,09 I_{\text{hbo}}^{(-5)}] \quad (6.19)$$

en:

$$A_{\text{wo}} = I_{\text{wo}} + f [0,89 I_{\text{wo}}^{(-1)} + 0,81 I_{\text{wo}}^{(-2)} + 0,78 I_{\text{wo}}^{(-3)} + 0,72 I_{\text{wo}}^{(-4)} + 0,61 I_{\text{wo}}^{(-5)} + 0,31 I_{\text{wo}}^{(-6)} + 0,15 I_{\text{wo}}^{(-7)} + 0,07 I_{\text{wo}}^{(-8)}] \quad (6.20)$$

Deeltijdonderwijs

Bij de raming van de leerlingenaantallen in het deeltijdonderwijs wordt gebruikgemaakt van een eenvoudige versie van de leeftijdsdeelname methode. Voor het aantal leerlingen in het deeltijd-mbo ($A_{\text{dt-mbo}}$) is bijvoorbeeld de volgende specificatie gekozen:

$$A_{\text{dt-mbo}} = d_{\text{dt-mbo}} \sum_{i=21}^{29} w_i L_i \quad (6.21)$$

$A_{\text{dt-mbo}}$ staat hier voor het leerlingenaantal, $d_{\text{dt-mbo}}$ voor de leeftijdsspecifieke deelnamefractie, w_i voor het gewicht en L_i voor de omvang van leeftijdsgroep i . De leeftijdsspecifieke deelnamecoëfficiënt heeft betrekking op het gemiddelde aantal 21-29-jarigen. Daarbij zijn de 21-24-jarigen dubbel gewogen. Voor andere categorieën deeltijdonderwijs is de opzet analoog (vgl. bijlage G, vergelijkingen G30-G33).

6.5 Slotopmerkingen

Hoofdstuk 6 geeft een overzicht van methoden die worden gebruikt bij het ramen van leerlingenaantallen. Van belang hierbij is het onderscheid tussen leeftijdsdeelname modellen en stroommodellen. Deze laatste modellen bieden meer aanknopingspunten om individueel keuzegedrag van leerlingen en structuurwijzigingen in het onderwijs te modelleren. In het hoofdstuk wordt ingegaan op diverse in de praktijk gehanteerde ramingsmodellen. In het bijzonder wordt aandacht besteed aan het ingewikkelde stroommodel Skill en aan een

betrekkelijk eenvoudig alternatief, Simplon. Dit laatste model is in het verleden al incidenteel toegepast, maar is nu voor de eerste maal uitvoerig beschreven.

Tegenover de voordelen van Simplon, die betrekking hebben op eenvoud, doorzichtigheid en manipuleerbaarheid, staan ook nadelen. Eén daarvan is dat er geen expliciete specificatie beschikbaar is van de onderwijsdeelname naar leeftijd en geslacht. Daardoor is het model uiteraard niet geschikt voor analyses met betrekking tot geslachts- en leeftijdspecifieke deelname. Een ander wezenlijk nadeel van Simplon ten opzichte van Skill en Lector is dat er geen vooruitberekeningen mee kunnen worden gemaakt van het aantal schoolverlaters en van het arbeidsaanbod naar opleidingsniveau en -richting.

In hoofdstuk 8 zal worden ingegaan op de voorspelkwaliteiten van Simplon en Skill.

Allereerst wordt echter in hoofdstuk 7 ingegaan op extrapolatiemethoden.

Noten

- ¹ Per definitie geldt namelijk: $g_i = G_i/L_i$, dat wil zeggen het deelnemingspercentage voor leeftijd i is het aantal deelnemers van leeftijd i gedeeld door de omvang van leeftijdsgroep i .
- ² In de jaren vanaf 1975-1981 publiceerde deze commissie ramingen die waren gebaseerd op een stroommodel.
- ³ In feite kunnen leerlingen ook een klas overslaan of instromen in hogere leerjaren. In theorie kan de hele matrix aldus gevuld worden met stromen. In de praktijk is het merendeel van deze stromen nul of vrijwel nul. Dergelijke verwaarloosbare stromen zijn in het schema van figuur 6.2 weggelaten.
- ⁴ De geschetste rekenprocedure kan als volgt in termen van matrixnotatie worden weergegeven :
- $$g_{t+1} = C'g_t$$
- g_{t+1} staat hier voor een vector van bestemmingsbestanden, C' staat voor een (getransponeerde) matrix van stroomcoëfficiënten en g_t voor een vector van herkomstbestanden.
- ⁵ Over het Stuflo-model, dat in de loop van de jaren zeventig door mijn voormalige collega's Herbart Ruitenbergh en Jacques Passenier is ontwikkeld, is weinig gepubliceerd. Veel van de later in Skill verwerkte basiselementen zijn op die periode terug te voeren. Dit omvat het hanteren van een stroommodel, het gebruik van strategische coëfficiënten, en de aanpak voor het incorporeren van diplomering.
- ⁶ Deze methode behelst extrapolatie met behulp van de OLS-schatting van het lineaire trendmodel $Y_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$. Omdat de uitkomsten in de praktijk echter niet plausibel bleken te zijn, wordt de gevonden lijn verschoven naar het laatste waarnemingspunt. Tot zover komt deze methode overeen met de procedure zoals die wordt gehanteerd in het kader van het Skill-model (§ 6.3). Vervolgens wordt de trendterm b echter jaarlijks gehalveerd volgens de formule $b^* = b * 0,5^{(j-1)}$, waarin j staat voor het prognosejaar. Het eerste jaar is de trendterm derhalve b , het tweede jaar $0,5 b$, het derde $0,25 b$ enzovoort. Als gevolg hiervan is een impliciete limiet ingebouwd ter hoogte van de laatste waarneming plus tweemaal de jaarlijkse trend b .
- ⁷ Een andere eigenschap is uiteraard dat vanaf jaar $j+1$ conservatieve prognoses worden verkregen, die wellicht geen recht doen aan de dynamiek van de feitelijke ontwikkelingen. Zie verder de discussie over stabiliteit in paragraaf 10.2.
- ⁸ Strikt genomen moet de fractie zittenblijvers nog worden vermenigvuldigd met de verhouding tussen bestand 2 in het voorgaande en huidige jaar. Over het algemeen is het effect van deze correctie echter verwaarloosbaar.
- ⁹ Per onderwijscategorie is er een bepaalde kans op diplomering. In de meeste gevallen is het overigens zo dat een bepaald type diploma slechts in het hoogste leerjaar van een schooltype kan worden verkregen. Het mavo-diploma kan bijvoorbeeld alleen worden uitgereikt aan leerlingen in klas 4 van de mavo. Eerst wordt het aantal gediplomeerden bepaald. Vervolgens worden de gediplomeerden met behulp van de daarmee corresponderende rij coëfficiënten toegeedeeld aan mogelijke bestemmingen.
- ¹⁰ Hbo-verdeelramingen dragen een meer incidenteel karakter. In 1990 bracht de Taakgroep studentenramingen een naar regio en instelling uitgesplitste raming uit (zie bv. TS 1990e). De laatste jaren zijn er initiatieven van de Hbo-raad om tot instellingspecifieke ramingen te komen.
- ¹¹ Overigens is het enigszins paradoxaal dat een model dat betrekkelijk weinig rekenwerk en data vergt relatief veel ruimte vereist voor de verantwoording van de opzet. Dat komt doordat er geen uniforme aanpak is gekozen, maar de opzet per schoolsoort om diverse pragmatische redenen nogal verschilt.
- ¹² Door de hier gevolgde benadering wordt hiervoor impliciet gecorrigeerd, doordat d_{vso} betrekking heeft op het quotiënt tussen alle leerlingen van 12 jaar en ouder en de genoemde leeftijdsgroep.

7 Extrapolatiemethoden

7.1 Inleiding

In hoofdstuk 6 zijn modellen besproken die toegespitst zijn op het ramen van aantallen leerlingen en studenten. In deze modellen figureren leeftijdsspecifieke deelname- of doorstroomcoëfficiënten. Bij de analyse en extrapolatie van deze coëfficiënten wordt gebruikgemaakt van methoden van tijdreeksanalyse.

De opbouw van dit hoofdstuk is als volgt. In paragraaf 7.2 komen methoden van enkelvoudige tijdreeksanalyse aan de orde. In deze benaderingen wordt een prognose van de toekomstige waarden van een reeks louter gebaseerd op eerdere waarnemingen van de reeks zelf. Daarbij wordt achtereenvolgens ingegaan op algemene principes en op een aantal specifieke methoden (HARK, ARIMA, MSKF en DFD). Paragraaf 7.3 gaat kort in op meervoudige tijdreeksanalyse en legt een verband tussen de verklarende macroanalyse in hoofdstuk 5 en de enkelvoudige tijdreeksanalyse in paragraaf 7.2. Paragraaf 7.4 behelst enkele slotopmerkingen.

7.2 Methoden van enkelvoudige tijdreeksanalyse

7.2.1 Hoofdpijnen

Bij de analyse van de onderwijsdeelname draait het om deelname- of stroomcoëfficiënten, die betrekking hebben op een bepaald schooljaar of op de overgang tussen twee aangrenzende schooljaren. Door extrapolatie wordt een prognose voor het toekomstige verloop van de betreffende coëfficiënt verkregen. Dit rapport is onder meer gericht op een empirische toetsing van de voorspelkracht van methoden van tijdreeksanalyse. Daarbij zijn de data en de datagenererende processen die daaraan ten grondslag liggen minstens even belangrijk als de eigenschappen van de methoden zelf.

In figuur 7.1 is ter illustratie een min of meer representatief voorbeeld van een tijdreeks weergegeven. Dit voorbeeld heeft betrekking op een voorbeeld van een stroomcoëfficiënt, het percentage van de leerlingen in vwo-6 dat doorstroomt naar de universiteit.

^a Zie de tekst voor een toelichting op de gebruikte terminologie.

Bron: CBS (SCP)

De uitschieter in 1973 is het indirecte gevolg van een structuurwijziging, namelijk de invoering van de Mammoetwet.¹ Hoe dan ook is er over het geheel genomen sprake van een licht stijgend en golvend verloop. Op de in de figuur aangegeven lijnen en de betekenis van de in de figuur vermelde terminologie wordt later ingegaan.

In veel gevallen is in de onderwijsreeksen per saldo overigens wel een trend te onderkennen. In dit verband zijn in paragraaf 5.2 reeds twee eenvoudige tijdreeksmodellen geïntroduceerd. Het eerste model wordt ook wel aangeduid als *lineair trendmodel*:

$$Z_t = \beta + \delta t + \epsilon_t \quad (7.1)$$

Volgens dit model is er sprake van een gelijkmatige toe- of afname in de tijd die in mindere of meerdere mate wordt vertroebeld door een storingsterm ϵ_t . Deze laatste moet onafhankelijk zijn van t en moet voorts voldoen aan de eis van serieonafhankelijkheid. Toetsingsprocedures gaan veelal uit van een normale verdeling van deze storingsterm. Onder die voorwaarden is de kleinste kwadratenmethode (OLS) een geschikte schattingsmethode.

Bij toepassing van het lineaire trendmodel worden we bij de in dit rapport bestudeerde tijdreeksen geconfronteerd met positieve *autocorrelatie* in de OLS-residuen (zie ook § 5.2). Dit wil zeggen dat de storingen ϵ_t op opeenvolgende tijdstippen niet onafhankelijk van elkaar zijn. Deze vorm van autocorrelatie is in het algemeen het gevolg van een onjuiste modelspecificatie. Zo kan het zijn dat een deel van de verklarende factoren buiten beschouwing wordt gelaten. Omdat deze op aangrenzende tijdstippen een vergelijkbare waarde hebben, zal het teken van opeenvolgende residuen een zekere samenhang vertonen.

Ook de reeks in figuur 7.1 is daarvan een voorbeeld. De regressielijn die is gebaseerd op een schatting van het lineaire trendmodel met behulp van de OLS-methode, in de figuur weergegeven door een ononderbroken lijn, kenmerkt zich door een hoge positieve autocorrelatie in de residuen en levert daardoor een onjuiste inschatting van het niveau van de raming op.

Bij de ramingen met het door het CPB ontwikkelde *Skill-model*, dat thans in geamendeerde vorm in gebruik is op het ministerie van OC&W, is jarenlang gebruikgemaakt van een lineair trendmodel. Wel wordt hierbij een kunstgreep toegepast, in de zin dat alleen de trend van de prognose wordt ontleend aan de OLS-uitkomst, terwijl het niveau wordt bepaald door de laatste waarneming (met andere woorden: de regressielijn wordt parallel verschoven op zodanige wijze dat hij door de laatste waarneming gaat). Een dergelijke ingreep is gewenst, omdat in de praktijk zonneklaar bleek dat het achterwege laten van een dergelijke verschuiving leidde tot slechtere voorspellingen. In hoofdstukken 6 en 8 wordt deze methode aangeduid als de Skill-extrapolatiemethode (SKEM). In eerdere rapporten (Kuhry 1995; Fransens 1996; OC&W 1997) is hiervoor ook wel de benaming 'pseudo-OLS' gebruikt. Deze term is echter te suggestief, omdat er slechts een zijdelings verband bestaat met een specifieke toepassing van OLS.

Een tweede elementair tijdreeksmodel is het *random walk*-met-trendmodel:

$$Z_t = Z_{t-1} + \delta + \epsilon_t \quad (7.2)$$

In dit model geeft de storingsterm ϵ_t aanleiding tot opeenvolgende jaarlijkse stappen, waarin al dan niet een globale trend δ te onderkennen valt. Dit impliceert dat de eerste verschillen van de waarnemingen ($Z_t - Z_{t-1}$) fluctueren rond een constante waarde, die gelijk is aan δ . Zelfs als er geen systematische trend is, treedt er bij *random walk* zogenoemde *drift* op.²

Omdat de verwachting van ϵ_t gelijk is aan 0, reduceert de voorspelling \hat{z}_{t+1} tot $Z_t + \delta$. De prognoselijn gaat daarmee per definitie door het laatste waarnemingspunt. Als de trendterm δ gelijk wordt gesteld aan 0, resulteert de *naïeve* voorspelling, waarbij alle toekomstige waarden van de deelname- of stroomcoëfficiënten gelijk worden gesteld aan de laatste waarneming. De trendterm kan worden geschat door het bepalen van het (gewogen) gemiddelde van de eerste verschillen van de waarnemingen. Dit is de kern van de nog te bespreken DFD-methode. Het is mogelijk om het *random walk*-met-trendmodel uit te breiden met veronderstellingen over autocorrelatie in de storingstermen. Dit is een kenmerk van een subklasse van de nog te bespreken ARIMA-modellen.

In elk van deze benaderingen bestaat de optie van *transformatie*. In de hoofdstukken 3, 4 en 5 is veelvuldig gebruikgemaakt van de logistische transformatie. Deze heeft de vorm $\log(C/(1-C))$ en garandeert dat de stroom- of deelnamecoëfficiënt C tussen 0 en 1 ligt (zie § 4.2). Een andere transformatie die een rol speelt in dit rapport is de logaritmische. Deze speelt een sleutelrol bij de nog te bespreken HARK-methode. Traditioneel wordt bij de meeste van de in hoofdstuk 6 beschreven ramingsmodellen echter geen transformatie toegepast. In hoofdstuk 8 zal nog blijken dat ook een dergelijke eenvoudige benadering belangrijke voordelen biedt.

Een ander fenomeen dat van belang kan zijn, is *discontering*. Bepaalde relaties behoeven niet voor alle eeuwigheid te gelden. In het algemeen bestaat de neiging om ontwikkelingen in de laatste jaren van groter belang te achten voor de nabije toekomst dan ontwikkelingen in voorgaande perioden. Als bijvoorbeeld een bepaald deelnamepercentage jaren geleden nauwelijks steeg, maar de afgelopen jaren vrij sterk is toegenomen, hebben veel mensen de

neiging om de ontwikkeling van de laatste jaren door te trekken. Een manier om dat systematisch in de extrapolatiemethode te verwerken is discontering, het geleidelijk aan minder sterk laten wegen van oude waarnemingen.

Discontering komt onder meer voor bij de nog te bespreken MSKF- en DFD-methoden. Door sterk te disconteren en te extrapoleren vanuit de laatste waarneming wordt in het geval van figuur 7.1 de prognose volgens de onderbroken lijn verkregen.

7.2.2 HARK-methode

Het op het SCP ontwikkelde *HARK-pakket* (HARK staat voor Harmonisatie ramingen kwartaire sector) is gericht op de extrapolatie van reeksen die betrekking hebben op het gebruik van quartaire diensten (zie ook bijlage I). De methode behelst de schatting van varianten van het lineaire trendmodel met behulp van de OLS-methode, waarbij uitgebreid aandacht wordt besteed aan transformaties, maar in het geheel niet aan autocorrelatie of discontering. Zie voor een meer uitgebreide beschrijving van de methode BiZa/SCP (1983). De oorspronkelijke motivatie voor de evaluatie van extrapolatiemethoden in de hoofdstukken 7 en 8 en de bijlagen H en I is terug te voeren op de inschatting dat de HARK-aanpak aan revisie toe was. Aangezien het een goede gewoonte is om in zo'n geval de kwaliteiten van alternatieven te confronteren met die van de bestaande aanpak, wordt hier ook aandacht besteed aan de HARK-methode zoals die in het begin van de jaren tachtig is ontwikkeld.³

De HARK-methode berust op een expliciete toetsing van functionele verbanden tussen de te verklaren variabele (Z) en de factor tijd (t). Hierbij is gekozen voor een aanpak waarbij de keuze tussen functionele verbanden wordt beperkt tot een viertal mogelijkheden, die een groot deel van voorkomende ontwikkelingspaden kunnen weergeven. Dit betreft trends waarin de absolute veranderingen per jaar constant blijven dan wel met de tijd afnemen en trends waarin de jaarlijkse relatieve (procentuele) mutaties gelijkblijven dan wel in de tijd afnemen. Hierbij kunnen Z en/of t al dan niet een logtransformatie ondergaan.⁴ Met deze functionele verbanden kunnen dan zowel ontwikkelingen langs 'rechte lijnen' als langs een aantal verschillende krommen worden beschreven. Statistische technieken kunnen uitsluitel geven welke functionele vorm de beste aanpassing aan de historische gegevens levert.

Box 7.1 Functionele vormen HARK

- (a) lineair verband: $Z_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$
- (b) exponentieel verband: $\log Z_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t$
- © halflogaritmisch verband $Z_t = \alpha + \beta \log t + \epsilon_t$
- (d) dubbellogaritmisch verband: $\log Z_t = \alpha + \beta \log t + \epsilon_t$

De, al dan niet via logaritmische transformatie, in lineaire vorm gebrachte vergelijkingen, worden met de OLS-methode geschat.

Aangezien het bij HARK uiteindelijk draait om een raming van de kosten van voorzieningen en deze is gebaseerd op de geraamde ontwikkeling van het gebruik ten opzichte van de *geschatte waarde* in het laatste realisatiejaar, wordt in feite alleen de geschatte

trendparameter (β) gebruikt. De laatste waarneming geldt daarbij, zij het impliciet, als ijkpunt voor het niveau van de prognose. In bijlage I zal nog blijken dat het om een niet onbelangrijke finesse gaat.

Bij de keuze tussen de vier functionele verbanden wordt gebruikgemaakt van de residuele kwadraatsom, die een maat is voor de mate waarin de gegevens worden 'verklaard' door het gekozen functionele verband. Bij de hier geschetste functionele verbanden is echter vergelijking van de residuele kwadraatsommen alleen mogelijk na een transformatie van de afhankelijke (te ramen) variabele. Het recept luidt als volgt.

1. Deel de waarnemingen van de afhankelijke variabele door hun meetkundige gemiddelde om te corrigeren voor de grootteorde van de waarnemingen.
2. Maak een standaard kleinste-kwadratenschatting van de vier mogelijke functionele vormen met als afhankelijke variabele de na de transformatie onder 1 verkregen reeks.
3. Kies de functionele vorm die de kleinste residuele kwadraatsom oplevert. Dit is de vorm die het beste 'past' op de historische waarnemingen.
4. De onder 3 gekozen vorm wordt gebruikt voor een regressie op de oorspronkelijke, niet volgens 1 gecorrigeerde waarnemingen.

Er kunnen zich situaties voordoen waarbij geen sprake is van 'geleidelijkheid' in een ontwikkeling, maar waar sprake is van 'breuken' in de trend. Een abrupte wijziging in een of meer factoren die het gebruik beïnvloeden, kan hiervan de oorzaak zijn. Het kan bijvoorbeeld gaan om een verandering in de eigen bijdrage voor de voorziening of een belangrijke wijziging in de wetgeving ten aanzien van de voorziening. Ook kan van een trendbreuk in het geregistreerde gebruik sprake zijn ten gevolge van een wijziging in definitie van de kwantitatieve gegevens.

In de HARK-methodiek wordt alleen gecorrigeerd voor trendbreuken indien er zowel *kwalitatieve* als *statistische* aanwijzingen zijn dat een *structurele* verandering in de trend is opgetreden. Kwalitatieve aanwijzingen dat er abrupte wijzigingen in gebruikscijfers kunnen plaatsvinden, zijn bijvoorbeeld wetswijzigingen, institutionele veranderingen, of definitiewijzigingen. *Statistische aanwijzingen* voor het optreden van een trendbreuk kunnen worden ontleend aan toetsingsmethoden (Chow- en F-toets, zie BiZa/SCP 1983) die geschikt zijn om na te gaan of de veronderstelling houdbaar is dat een trend voor en na een bepaald tijdstip dezelfde is. Blijkt dit niet het geval te zijn, dan kunnen we spreken van statistische aanwijzingen voor het optreden van een trendbreuk. Een trendbreuk kan verschillende vormen aannemen. Van belang hierbij zijn vooral:

- een *omslagpunt*, dat wil zeggen een wijziging in het teken van de trend, dus een overgang van een daling in een stijging of omgekeerd;
- een *niveaubreuk*, dat is een wijziging in het niveau zonder een verandering in de jaarlijkse toe- of afnemings.

Wanneer na die trendbreuk nog ten minste vijf waarnemingen beschikbaar zijn,⁵ wordt bij de extrapolatie volgens de HARK-receptuur alleen uitgegaan van de waarnemingen na de trendbreuk. Is het aantal waarnemingen na de breuk echter minder, dan moeten kwalitatieve argumenten de doorslag geven bij de vaststelling van de aard van de trendbreuk. Als er sprake is van een niveaubreuk, kan bij extrapolatie gebruik worden gemaakt van de trend in de waarnemingen voor het breekpunt. Bij drie tot vier waarnemingen wordt een lijn getrokken door de eerste en laatste waarneming na de trendbreuk, bij een of twee waarnemingen wordt de prognose bepaald door (het gemiddelde van) de laatste waarneming(en).

7.2.3 ARIMA-modellen

Anders dan het lineaire trendmodel zijn ARIMA-modellen specifiek toegesneden op de analyse van tijdreeksen. Met name houden deze modellen rekening met autocorrelatieprocessen. Onder de autocorrelatieprocessen worden twee kernvormen onderscheiden: autoregressieve (AR-) processen en *moving average* (MA-) processen (zie de bespreking van box 7.2). Deze processen kunnen cumulatief werken via een proces van Integratie. Het effect van integratie kan bij de analyse worden geneutraliseerd door het nemen van eerste of hogere-ordeverschillen.

De bespreking van deze methode is hier relatief beknopt gehouden, omdat bij de analyses gebruik is gemaakt van standaardprogrammatuur, en omdat in handboeken vele uitgebreide beschrijvingen beschikbaar zijn (zie bv. Box en Jenkins 1970; McDowall et al. 1987; Mills 1990; Pindyck en Rubinfeld 1991). De ARIMA-methode omvat vier fasen: identificatie, schatting, diagnostische controle en extrapolatie.

De methode gaat ervan uit dat de data worden gegenereerd door een specifiek tijdreeksproces. Middelen om dit tijdreeksproces te identificeren zijn de zogeheten *autocorrelatiefunctie* (ACF) en de partiële autocorrelatiefunctie (PACF). De ACF analyseert het lineaire verband van de reekswaarden met vertraagde reekswaarden. Bij de PACF draait het om de partiële correlatie van de reekswaarden met de vertraagde reekswaarden. In de eerste fase wordt gekeken of de reeks *stationair* is, dat wil zeggen dat de statistische eigenschappen, zoals de verwachte waarde en variantie, gelijk zijn voor elk tijdstip t . Trendmatig toenemende reeksen en reeksen die corresponderen met een *random walk*-proces voldoen bijvoorbeeld niet aan die eigenschap. Als de reeks niet stationair is, wat onder meer blijkt doordat ACF en PACF met toenemende vertraging niet beide naar nul tenderen, worden eerste verschillen genomen. Als dan nog geen stationaire reeks is verkregen, worden tweede verschillen genomen. In de toetsingsfase is het Ljung-Box-criterium (Mills 1990: 145-146) van belang, dat een indicatie geeft of de niet door het gepostuleerde model verklaarde residuen het karakter hebben van onderling onafhankelijke storingen.

Bij de hier bestudeerde reeksen blijkt in vrijwel alle gevallen gebruik te moeten worden gemaakt van eerste verschillen. De basisvorm van op eerste verschillen gebaseerde ARIMA-processen vormt het *random walk*-met-trendmodel volgens vergelijking (7.2), dat echter al dan niet wordt aangevuld met een specificatie van autocorrelatieprocessen. Daarbij zijn met name de in box 7.2 vermelde specificaties van belang. Hierbij dient de kanttekening te worden gemaakt dat een belangrijk deel van de autocorrelatieproblematiek waarmee men in het lineaire tijdreeksmodel te kampen heeft, al wordt geëlimineerd door het nemen van eerste verschillen.

Box 7.2 Enkele ARIMA-modellen

$$(a) \text{ARI}(1,1): Z_t = Z_{t-1} + \delta + \phi (Z_{t-1} - Z_{t-2}) + \epsilon_t \text{ (waarbij } -1 < \phi < 1)$$

$$(b) \text{IMA}(1,1): Z_t = Z_{t-1} + \delta + \theta \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \text{ (waarbij } -1 < \theta < 1)$$

Bij ARI(1,1) worden eerste verschillen genomen en is sprake van een eerste-orde-AR-proces. Dit impliceert dat er autocorrelatie optreedt tussen twee opeenvolgende waarnemingen. Hier werkt een bepaalde impuls geleidelijk afzwakkend over een reeks van jaren door.⁶

Bij IMA(1,1) worden eveneens eerste verschillen genomen en is sprake van een eerste-orde-MA-proces. Dit betekent dat opeenvolgende storingstermen gecorreleerd zijn. Hier is een impuls na een jaar uitgewerkt.

Naast eerste orde ARI- en IMA-processen kunnen ook hogere-ordeprocessen daarvan optreden alsmede mengvormen. Hogere-ordeprocessen worden gekenmerkt door autocorrelatie tussen waarnemingen of storingstermen met meer dan een jaar vertraging.

Bij toepassingen van ARIMA-modellen wordt traditioneel uitgegaan van subjectieve keuzemomenten. Vanaf Box en Jenkins beweren vele ARIMA-specialisten dat de identificatie van het model reeks voor reeks dient te worden afgeleid door ervaren analisten, die daarbij gebruikmaken van bepaalde diagnostische overzichten en toetsen. Een dergelijke aanpak is niet aan te bevelen in een situatie waarin grote aantallen reeksen moeten worden geëxtrapoleerd en waarin reproduceerbaarheid en objectiviteit worden nagestreefd. Inmiddels zijn overigens belangrijke vorderingen geboekt in de richting van meer objectieve identificatiemethoden (zie bv. De Gooijer et al. 1985; Mills 1990: 138-145 voor een overzicht).

De hier gebruikte ARIMA-toepassing is betrekkelijk mechanisch. De reeksen zijn geïnspecteerd met behulp van de ACF, de PACF en de in paragraaf 5.2 besproken *unit root*-toets. Als diagnostische controle is gekeken naar het Ljung-Box-criterium, dat een indicatie geeft of de residuen serieonafhankelijk zijn (zie Mills 1990: 145-146).

Deze inspectie van de onderwijsreeksen (zie hoofdstuk 8) en de reeksen van het gebruik van quartaire diensten (zie bijlage I) leert dat vrijwel alle reeksen geïntegreerd zijn en stationair worden na het nemen van eerste verschillen.⁷

Eventueel resterende autocorrelatie heeft over het algemeen het karakter van een eerste-orde-AR-proces. Dit fenomeen komt bij de gegevens uit bijlage I regelmatig voor. Bij de onderwijsreeksen komt het slechts sporadisch voor.⁸ Derhalve zijn eerste verschillen genomen en is vervolgens de Durbin-Watson-waarde berekend voor de resulterende reeks. Waar deze duidt op significante positieve autocorrelatie is een ARI(1,1)-model gefit. In andere gevallen is de DFD-methode (zonder discontering, zie § 7.2.5) toegepast.

7.2.4 MSKF-methode

De afkorting MSKF staat voor multistate Kalman-filter. Een basiskarakter van het Kalman-filter is de tijdsafhankelijkheid van de modelparameters. Bij toepassingen van het Kalman-filter wordt uitgegaan van twee elementaire vergelijkingen (Harvey 1981 en 1989; Kool 1989; Bomhoff 1994), namelijk de meetvergelijking en de overgangsvergelijking. In bijlage H wordt een formele beschrijving van de methode gegeven. Ter algemene introductie en ten behoeve van lezers die niet vertrouwd zijn met de in die bijlage gebruikte matrixnotatie, wordt de kern van de Multistate Kalman-filter methode eenvoudiger weergegeven in box 7.3.

Basisvergelijkingen:

$$(a) Z_t = \alpha_t + \beta_t t + \epsilon_t$$

$$(b) \alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t$$

$$(c) \beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$$

Model I omvat alleen vergelijking (a). Hierbij geldt namelijk: $\sigma_\zeta^2 = 0$; $\sigma_\eta^2 = 0$

Model II omvat vergelijkingen (a) en (b). Hierbij geldt: $\sigma_\zeta^2 \gg \sigma_\epsilon^2$; $\sigma_\eta^2 = 0$

Model III omvat vergelijkingen (a), (b) en (c). Hierbij geldt: $\sigma_\zeta^2 \gg \sigma_\epsilon^2$; $\sigma_\eta^2 \gg \sigma_\epsilon^2$

Vergelijking (a) is de bivariate versie van de meetvergelijking. Deze vergelijking sluit nauw aan bij die van het lineaire trendmodel, met dien verstande dat de parameters α en β niet constant zijn. Daartoe zijn de overgangsvergelijkingen (b) en (c) voor α en β toegevoegd, die de veranderlijkheid van deze parameters in de tijd aangeven. De drie genoemde vergelijkingen zijn aangevuld met de storingstermen ϵ_t , ζ_t en η_t .

Bij de gebruikelijke toepassing van het Kalman-filter worden additionele veronderstellingen gemaakt over de stochastische eigenschappen van de modelparameters en wordt vervolgens een schatting gemaakt van het verloop daarvan in de tijd (zie b.v. Harvey 1981 en 1989; Bomhoff 1994: § 4.4).

Het multistate Kalman-filter (MSKF) zoals dat is geïmplementeerd door Kool (1989), houdt tegelijkertijd een vereenvoudiging en een verdere uitbreiding van de standaardspecificatie in. Er wordt geen poging gedaan om vergelijkingen (b) en (c) uit box 7.3 te schatten, maar er worden enkele extreme modellen gepostuleerd. De empirie bepaalt de aan deze modellen toegekende gewichten.

Het eerste model is het lineaire tijdreeksmodel, waarin de parameters α_t en β_t constant worden verondersteld en de voorspelfout wordt veroorzaakt door de storingsterm in vergelijking (a). Dit impliceert dat de storingstermen ζ_t en η_t en hun varianties gelijk zijn aan 0.

Het tweede model schrijft het grootste deel van de voorspelfout toe aan arbitraire sprongen in de niveauparameter volgens vergelijking (b). Parameter β_t is ook hier constant, en de bijbehorende storingsterm η_t en zijn variantie zijn daarom gelijk aan 0. Omdat de prognose daardoor van jaar tot jaar wordt aangepast aan het niveau van de laatste waarneming, correspondeert deze variantie min of meer met het *random walk*-met-trendmodel.

Het derde model schrijft de voorspelfout toe aan arbitraire sprongen in zowel niveau als in de helling volgens vergelijkingen (b) en (c). De varianties van de storingstermen ζ_t en η_t zijn in dit model veel groter dan die van de storingsterm in de meetvergelijking (ϵ_t).

In de MSKF-methode zoals die is geïmplementeerd door Kool speelt discontering een grote rol. Ten eerste wordt bij de technische uitwerking van de alternatieve modellen gebruik gemaakt van discontering. Ten tweede worden a priori disconteringsvoeten gekozen voor de parameters α_t en β_t vanuit de gedachte dat oudere waarnemingen minder relevant zijn voor

toekomstige ontwikkelingen dan recentere waarnemingen. Deze zijn ook van toepassing op model I en op de hellingsparameter in model II.

Aan de set van drie gewone modellen wordt een corresponderende set uitbijtermodellen toegevoegd. Deze treden in werking wanneer een sterk afwijkende waarneming (bv. meer dan drie à vier standaarddeviaties van de gemiddelde waarde) wordt aangetroffen. Daarbij wordt een onderscheid gemaakt tussen tijdelijke en permanente uitbijters. In het eerste geval is sprake van een eenmalig afwijkende waarneming, die het gevolg kan zijn van een meetfout of van een uitzonderlijke omstandigheid. In het tweede geval is sprake van een niveausprong, bijvoorbeeld door een definitiewijziging of een blijvende institutionele verandering.

Vervolgens wordt de kans geschat dat een bepaald model, gegeven de geconstateerde voorspelfouten in jaar $t+1$, correct is. Op basis hiervan worden gewichten toegekend aan de afzonderlijke modellen. Door gewogen middeling van de prognoses volgens de afzonderlijke modellen wordt een geïntegreerde prognose verkregen.

Een belangrijk voordeel van de MSKF-methode is dat deze rekening houdt met mogelijke veranderingen in de modelparameters. Bovendien omvat de methode een aantal modellen, waartussen een keuze wordt gemaakt op basis van de empirie. Daardoor kan de methode voldoen bij uiteenlopende soorten reeksen. De MSKF-methode heeft echter ook nadelen. Ten eerste zijn de benodigde berekeningen ingewikkeld en betrekkelijk ondoorzichtig. Bij de berekeningen is hier gebruikgemaakt van een computerprogramma van Kool, dat op enkele punten is aangepast en dat is voorzien van een schil van hulpprogramma's. Ten tweede moet een groot aantal parameters van het Kalman-filter op basis van algemene overwegingen en *trial and error* worden ingevuld. Dit omvat de keuze van te incorporeren alternatieve modellen, de disconteringsvoet van de parameters, de relatieve verhouding tussen de storingsterm in het lineaire tijdreeksmodel en de overige modellen, het aanpassingstempo van de modelgewichten, diverse initiële waarden, enzovoort. Zie bijlage H voor een nadere toelichting op deze keuzeproblematiek.

7.2.5 DFD-methode

De term DFD- (*discounted first difference*) methode wordt hier bij gebrek aan een gangbaarder term geïntroduceerd. Deze aanpak is te beschouwen als een variant van de bekende methode van exponentiële afvlakking (*exponential smoothing*, zie bv. Pindyck en Rubinfeld 1991: 428-431) en sluit nauw aan bij het in paragraaf 7.2.1 besproken *random walk*-trendmodel (zie vergelijking 7.2). De trendterm in de oorspronkelijke variabele Z_t kan dan worden geschat als (gewogen) gemiddelde van de eerste verschillen:

$$d = \sum_{i=1}^t w_i (Z_t - Z_{t-1}) \quad (7.3)$$

De gewichten w_i kunnen uniform zijn en corresponderen met $1/(n-1)$, waarbij n staat voor het aantal waarnemingen. In dat geval komt de methode overeen met het trekken van een lijn door de eerste en laatste waarneming en kan de methode beter worden aangeduid als MFD- (*mean first difference*) methode. De voorspelling voor het r -de prognosejaar wordt berekend door r -maal d op te tellen bij de laatste waarneming. Uiteraard kan ook een standaardafwijking voor d worden berekend en daarmee een betrouwbaarheidsinterval voor de prognose.

De gewichten kunnen echter ook variabel zijn, bijvoorbeeld via *discontering*. Daardoor

krijgen recentere waarnemingen een hoger gewicht dan oudere waarnemingen. Hierbij wordt uitgegaan van de filosofie dat bepaalde relaties niet voor alle eeuwigheid behoeven te gelden. In het algemeen bestaat de neiging om ontwikkelingen in de laatste jaren van meer belang te achten voor de nabije toekomst dan ontwikkelingen in voorgaande perioden. Als weegfactoren kan daarbij worden uitgegaan van een meetkundige reeks gebaseerd op de disconteringsvoet q . Voor de jaren 1 tot en met n corresponderen hiermee de gewichten $(1-q)q^{n-t}$, waarbij $t = 1, 2, \dots, n$. De gewichten worden zodanig geschaald dat ze sommeren tot 1.⁹ Bij de waarde $q = 1$ vindt geen discontering van oude waarnemingen plaats en wordt uitgegaan van het gemiddelde van de eerste verschillen. Zoals nog zal blijken, levert bij de in dit rapport geanalyseerde gegevens een waarde van q rond 0,9 de beste voorspellingen op (zie hoofdstuk 8 en bijlagen H en I). Overigens kan hierbij de kanttkening worden geplaatst dat toepassing van discontering in een situatie waarin de relatie in feite stabiel is, niet leidt tot een systematische fout, maar alleen tot verlies aan efficiency.

Na discontering geldt de laatste waarneming nog steeds als uitgangspunt voor de voorspelling. De prognose komt echter niet langer overeen met een lijn door de eerste en laatste waarneming, maar verschuift in de richting van de curve door de laatste waarnemingen.

Zoals nog empirisch zal worden gestaafd, is het zinvol om diverse verfijningen in de DFD-methode aan te brengen. De aldus verkregen aanpak wordt in het vervolg aangeduid als 'DFD-plus'-methode.

Een eerste verfijning in de aanpak is de tratering en eliminatie van uitbijters en niveaubreuken. Naar analogie van de MSKF-aanpak maar in afwijking van HARK, gebeurt dit mechanisch en geldt niet de beperkende eis dat de toepasselijkheid hiervan niet alleen door statistische, maar ook door kwalitatieve argumenten wordt ondersteund. Daartoe worden het gemiddelde en de standaardafwijking van de eerste verschillen berekend. Vervolgens worden de niveausprongen die meer dan 2,6 standaarddeviaties van het gemiddelde verschillen, bij de berekeningen veronachtzaamd. Bij een normale verdeling en een reekslengte (n) van twaalf jaar of meer correspondeert een afwijking van 2,6 standaarddeviaties met een overschrijdingskans van minder dan 1%, waardoor het risico dat een toevallige afwijking wordt geïnterpreteerd als een niveaubreuk of uitbijter gering is. De grenswaarde kan ook niet veel hoger worden gekozen, omdat eventuele uitbijters zelf invloed hebben op de geschatte standaarddeviatie.¹⁰

Een tweede verfijning heeft betrekking op de uitwerking van een procedure waardoor een optimale disconteringsvoet reeksspecifiek kan worden geschat. Op het eerste gezicht lijken bepaalde ARIMA-toepassingen hiervoor aanknopingspunten te bieden. Het blijkt namelijk dat *exponential smoothing* een optimale voorspelmethode is voor een IMA(1,1)-model en dat de disconteringsvoet in dat geval kan worden afgeleid uit de geschatte modelparameters (zie Mills 1990: 154-156). Helaas is dit model niet van toepassing op de hier geanalyseerde reeksen en is hier gekozen voor discontering vanuit een geheel andere filosofie, namelijk dat de modelparameters in de loop der tijd kunnen veranderen. Naarmate het tempo van verandering hoger is, hebben oudere waarnemingen minder betekenis en ligt het voor de hand om een lagere disconteringsvoet te kiezen. Een optimale keuze voor de disconteringsvoet kan in principe worden gebaseerd op de voorspelkwaliteiten. Daarbij zou het de voorkeur verdienen om een zogenoemde *minimum mean square error*-schatting (zie bv. Pindyck en Rubinfeld 1991: 516-521) te gebruiken. Aangezien als uitgangspunt wordt aangenomen dat de trendparameter δ in de loop der tijd 'grillig' verandert, kan een dergelijke schatting echter niet worden afgeleid. Daarom is gekozen voor een minder gepolijste aanpak.

De praktische uitwerking, die deels is geïnspireerd door aspecten van de uitwerking van de MSKF-methode, is als volgt. In eerste instantie worden initiële parameterwaarden gekozen, die veelal zijn ontleend aan de beschikbare historische gegevens. Als initiële waarde voor de optimale disconteringsvoet q_0 wordt op grond van de voorgaande analyse 0,9 gekozen. Als initiële waarde voor de trendterm δ_0 wordt het gemiddelde van de eerste verschillen van de beschikbare gegevens gekozen. Ook is er een initiële schatting voor de variantie van de voorspelfout \hat{v}_0 , die overeenkomt met de variantie van de eerste verschillen. In tweede instantie worden de reeksen recursief geanalyseerd, waarbij de uitkomsten jaar voor jaar worden geëvalueerd op basis van de discrete q -waarden 0,70, 0,72, 0,74, ..., 1,00. Daarbij wordt de voorspelde waarde voor de trendterm δ op het tijdstip t , aangeduid als $\hat{\delta}_{it}$, voor elke q_i ($i=1, \dots, 16$) aangepast met de recursieve formule:

$$\hat{\delta}_{it} = q_i \hat{\delta}_{i,t-1} + (1-q_i) (Z_t - Z_{t-1}) \quad (7.4)$$

De voorspelling voor jaar $t+1$ kan dan voor ieder waarde van q_i worden berekend als $Z_{t+\hat{\delta}_{it}}$ en de voorspelfout voor jaar $t+1$ als $(Z_{t+1} - (Z_t + \hat{\delta}_{it}))$. Vervolgens wordt nagegaan welke disconteringsvoet q_i in jaar $t+1$ de kleinste voorspelfout oplevert (\tilde{q}). Daarna wordt de optimumwaarde q aangepast via de formule:

$$q_{t+1} = \alpha q_t + (1-\alpha) \tilde{q}_{t+1} \quad (7.5)$$

Daarbij wordt q_{t+1} afgerond op de dichtstbijzijnde discrete waarde van q_i . De aanpassings-snelheid α , met $(0 < \alpha < 1)$, moet arbitrair worden gekozen. De gehanteerde disconteringsvoet moet daarbij niet van jaar tot jaar oscilleren, maar moet zich wel binnen een jaar of vijf à tien aanpassen aan consistente informatie dat de initiële waarde te hoog of te laag was. In de praktijk is 0,75 als waarde van α ingevuld. De gevoeligheid van de uitkomsten voor een iets afwijkende keuze van α (in de range 0,6 tot 0,9) blijkt echter niet groot te zijn.

Een formule analoog aan (7.4) wordt gebruikt voor de herberekening van de variantie van de voorspelfout. De aanpassing van $\hat{\delta}_{it}$, \hat{v}_{it} en q_t wordt overigens achterwege gelaten als de waarneming Z_{t+1} meer dan 2,6 standaarddeviaties van de voorspelde waarde $(Z_t + \hat{\delta}_{it})$ afwijkt. Op deze wijze worden uitbijters en niveausprongen geëlimineerd.

Nadat de data recursief zijn doorlopen, is er dus een reeksspecifieke optimale disconteringsvoet q beschikbaar. De prognose wordt dan gebaseerd op de schatting van de trendterm die correspondeert met deze optimale disconteringsvoet. In beide geanalyseerde datasets (bijlage I en hoofdstuk 8) liggen de gevonden optimale waarden tussen 0,72 en 0,96, met een duidelijke piek rond de 0,84. Deze waarde ligt iets onder de eerder gevonden optimale waarde 0,9.¹¹

Deze procedure met variabele discontering vertoont bepaalde overeenkomsten met de toepassing van MSKF met drie modellen (zie § 7.2.4). Het tweede MSKF-model correspondeert met DFD zonder discontering, omdat het niveau van de voorspelling telkens wordt gedictieerd door de laatste waarneming. Het derde MSKF-model laat jaarlijkse sprongen in de hellingshoek toe en correspondeert daarmee tot op zekere hoogte met DFD met sterke discontering. In deze modellen wordt de jaarlijkse toename in de voorspelling in belangrijke mate beïnvloed door de mutatie tussen het voorlaatste en laatste jaar. Ook is er een verband met een voorspelling op basis van een ARI(1,1)-model. Als de autoregressiecoëfficiënt sterk van 0 afwijkt, is de prognose op de korte termijn hoofdzakelijk gebaseerd op de mutatie tussen het voorlaatste en laatste jaar. Voor de volgende prognosejaren benadert de jaarlijkse toename echter steeds meer de trend zoals die volgt uit DFD zonder discontering. Dit reflecteert het gebruikte

lijke uitgangspunt bij de toepassing van ARIMA-modellen, dat sprake is van een homogeen en stationair proces.

Zowel bij de MSKF-methode als bij de hier gebezigde DFD-methode zijn de impliciete aannamen minder stringent. Er vindt in de tijd een zekere ontwikkeling plaats, waardoor de parameters geleidelijk verschuiven. In uitzonderingsgevallen wordt deze geleidelijke verandering onderbroken door abrupte veranderingen in het regime (trendbreuken). De informatie vóór zo'n trendbreuk heeft slechts een beperkte relevantie voor de voorspelling van latere ontwikkelingen. Voorspellingen en daaraan toe te kennen foutenmarges hebben slechts absolute betekenis zolang er geen nieuwe trendbreuken optreden. De bij DFD gebruikte trendbreukprocedure is mechanischer dan de bij HARK gebruikte procedure. Er is strikt genomen geen kennis over de achtergronden van reeksen nodig. Dit impliceert overigens niet dat het zinloos zou zijn om gebruik te maken van beschikbare kennis met betrekking tot uitbijters en trendbreuken die het gevolg zijn van definitieveranderingen. Dit kan via het declareren van *missing data* of niveausprongen. Eventueel kunnen voor uitbijters geïnterpoleerde waarden ingevuld worden en kunnen niveausprongen in reeksen worden gecorrigeerd door deelreeksen met een correctiefactor te vermenigvuldigen.

Ten slotte zijn er indicaties, eveneens op basis van empirische bevindingen, dat een geheel andere verfijning in de aanpak in aanmerking zou kunnen komen. Bij toepassing van de methode op het reeksbestand van de quartaire sector (zie bijlage I) blijkt namelijk dat de naïeve raming (geen verandering van coëfficiënten) een vrij slechte voorspelling oplevert bij de overgrote meerderheid van de reeksen, maar wordt gekenmerkt door een relatief goede prestatie bij buitenbeentjes die worden gekenmerkt door een extreem hoge voorspelfout bij de andere methoden. Aan de jaarlijkse trend die wordt gehanteerd bij de prognose zou daarom een bovengrens kunnen worden gesteld. Een tweede argument voor het hanteren van een dergelijke bovengrens is van toepassing indien de datareeks begrensd is (positieve getallen of getallen tussen 0 en 1), maar er om uiteenlopende redenen toch met ongetransformeerde data wordt gewerkt. In dat geval kunnen geëxtrapoleerde reeksen grote relatieve veranderingen ondergaan of zelfs door de boven- of ondergrens schieten. Ook in dergelijke gevallen kan een in relatieve termen opgelegde bovengrens soelaas bieden. Bij het datamateriaal voor de quartaire sector blijkt een bovengrens voor de maximale jaarlijkse mutatie ter waarde van 5% van het bereikte niveau het hierbij goed te doen. Bij de keuze van grenswaarde is geëxperimenteerd met de opties onbegrensd, 10%, 5% en 3%. Daarvan bleek de waarde van 5% de kleinste voorspelfout op te leveren, zowel in het geval van de data uit bijlage I als die van de onderwijsdata in hoofdstuk 8. Het lijkt hier overigens nauwelijks mogelijk om criteria te ontwikkelen die aanspraak kunnen maken op een minimale mate van algemene geldigheid.

De procedure die heeft geleid tot de ontwikkeling van de DFD-plus-methode kan worden gekenschetst als een geforceerde zoektocht naar een methode met optimale resultaten. Een dergelijke aanpak bergt het gevaar in zich van *data mining*.¹² De methode is ontwikkeld naar aanleiding van de analyses in bijlage I. Aangezien de methode ook blijkt te voldoen bij de onderwijsdataset uit hoofdstuk 8, is in ieder geval tot op zekere hoogte voorzien in de eis van onafhankelijke toetsing.

7.3 Meervoudige tijdreeksanalyse

Het verschil met enkelvoudige tijdreeksanalyse is dat naast de factor tijd een aantal andere verklarende variabelen in de analyse worden betrokken. Ook bij meervoudige tijdreeksanalyse

krijgt men te maken met onderwerpen als transformatie, autocorrelatie en discontering. In theorie kan het merendeel van de besproken enkelvoudige methoden in geamendeerde vorm worden toegepast bij meervoudige tijdreeksanalyse.

In de praktijk is aansluiting gezocht bij de analyse in hoofdstuk 5. Daar is gebruikgemaakt van een type regressieanalyse dat geschikt is voor het simultaan schatten van *seemingly unrelated regression*-vergelijkingen (SUR). Deze aanpak is moeilijk direct te combineren met de in paragraaf 7.2 behandelde methoden van tijdreeksanalyse. Wel is een tweetrapsanalyse denkbaar, waarbij de residuen van het verklaringsmodel nader worden geanalyseerd met behulp van methoden van enkelvoudige tijdreeksanalyse (Ostrom 1987). In hoofdstuk 8 is een dergelijke tweetrapsprocedure gevolgd. De coëfficiënten volgens tabel 5.2, die van oorsprong betrekking hebben op een schatting in niveaus, zijn daarbij toegepast op de eerste verschillen van de relevante afhankelijke en onafhankelijke variabelen. Hierbij zijn residuen r_{it} berekend volgens de vergelijking:

$$r_{it} = \Delta \log(C_{it}/C_{0t}) - (g_1 \Delta \log Y_t + g_2 \Delta \log P_{it} + g_3 \Delta W_t + g_4 \Delta \log N_t) \quad (7.6)$$

waarin $\Delta \log(C_{it}/C_{0t})$ staat voor $\log(C_{it}/C_{0t}) - \log(C_{i,t-1}/C_{0,t-1})$, $\Delta \log Y_t$ voor $(\log Y_t - \log Y_{t-1})$, enzovoort. g_i staat voor de geschatte coëfficiënten. C_{it} staat hier voor de stroomcoëfficiënt i in jaar t , Y_t voor inkomen per hoofd, P_t voor de prijs van het onderwijs, W_t voor de werkloosheid zonder vervolgopleiding en N_t voor de nivellering. g_1 , g_2 , g_3 en g_4 zijn de overeenkomstige coëfficiënten. De variabele arbeidsmarktperspectieven is vooralsnog weggelaten, omdat daarvoor geen adequate ramingen beschikbaar zijn. Een optie is nu om bij de voorspelling uit te gaan van een trendterm gebaseerd op het gemiddelde van deze residuen. In plaats daarvan kan ook discontering volgens de DFD-methode worden toegepast op de residuen. Overigens zal het gemiddelde van de residuen per definitie 0 bedragen als de periode waarover vergelijking (7.6) wordt geschat gelijk is aan de periode waarop de schatting van de coëfficiënten berust en er geen bewerking op de coëfficiënten is toegepast.

Zolang het gaat om schattingen dienen de uitkomsten uiteraard zonder nabewerking te worden vermeld. Bij prognoses en simulaties op basis van dergelijke schattingen is dit minder opportuun. Op grond van theoretische overwegingen en externe informatie bestaan bepaalde verwachtingen ten aanzien van de uitkomsten die evenzeer relevant zijn. Een prijselasticiteit dient negatief te zijn, dat wil zeggen dat een verhoging van de prijs van een goed leidt tot een vermindering van de consumptie daarvan. Een verbetering van de relatieve arbeidsmarktperspectieven van een opleiding zou moeten leiden tot een verhoogde belangstelling. Verder zijn er vaak onderzoeksresultaten uit andere bron beschikbaar en is het onjuist om er zonder meer van uit te gaan dat alleen de eigen empirische resultaten maatgevend zijn. Het verwerken van *prior* informatie is het domein van de Bayesiaanse statistiek (zie bv. Leamer 1978). In het onderhavige geval zouden de a priori uitgangspunten kunnen worden geformuleerd via het opleggen van ongelijkheidsrestricties op de te schatten coëfficiënten (Judge et al. 1988: 812-831). De coëfficiënt van besteedbaar inkomen zou bijvoorbeeld tussen 0 en 2 kunnen worden begrensd en prijselasticiteiten tussen 0 en -1. Beschikbare computerpakketten voorzien echter niet in deze optie.

Een alternatieve aanpak, die minder elegant is, is het al dan niet stapsgewijs opleggen van restricties aan variabelen (Leamer 1978: 125). Bij een stapsgewijze procedure wordt die variabele het eerst aangepast waarvan de t -waarde ten opzichte van de opgelegde ongelijkheidsrestrictie het hoogst is, en wordt de vergelijking vervolgens overgeschat. Als er dan nog afwijkingen van a priori uitgangspunten optreden, volgt de aanpassing van een tweede

variabele. Een alternatief is om alle coëfficiënten in één keer aan te passen. Voorafgaand aan de toepassing van vergelijking (7.6) is hier een nabewerking van de uitkomsten volgens tabel 5.1 toegepast, waarbij de vijf coëfficiënten waarvan het teken niet overeenstemt met de verwachting op 0 zijn gesteld en een drietal hoge uitkomsten voor de inkomenselasticiteit zijn begrensd.

Omdat een logistische specificatie volgens de analyses in hoofdstuk 8 negatieve gevolgen blijkt te hebben voor de voorspelkracht, is ook nog een enigszins afwijkende benadering gevolgd. Daarbij is gebruikgemaakt van de elasticiteiten volgens tabel 5.3. De inkomens-elasticiteiten zijn begrensd tussen 0 en 2 en de prijselasticiteiten tussen 0 en -1 indien zowel de geschatte waarde in tabel 5.1 als de berekende elasticiteit in tabel 5.3 daartoe aanleiding gaf. Op basis van de bevindingen in bijlage L is de prijselasticiteit van de externe instroom in het hbo geprikt op -0,3, een waarde die nog juist binnen het betrouwbaarheidsinterval van de geschatte waarde valt. In de loop van deze procedure zijn van de 44 coëfficiënten in totaal 8 coëfficiënten aangepast. Slechts in één geval¹³ wijkt de geprikte waarde significant af van het schattingsresultaat. Het nadeel van een dergelijke procedure is dat hij betrekkelijk subjectief is. De simulatie- en prognose-uitkomsten zijn echter aanmerkelijk beter te verdedigen dan uitkomsten op basis van ongecensureerde schattingsuitkomsten.¹⁴ Vervolgens zijn de stroomcoëfficiënten gecorrigeerd voor de invloed van veranderingen in de verklarende variabelen, door toepassing van de navolgende formule:

$$C_{it}^* = C_{it} / (Y_t^a P_{it}^b N_t^c \exp(dW_t)) \quad (7.7)$$

waarin C_{it}^* staat voor de gecorrigeerde stroomcoëfficiënt en C_{it} voor de oorspronkelijke stroomcoëfficiënt in het jaar t , Y_t staat voor inkomen per hoofd, P_{it} voor de prijs van het onderwijs, W_t voor de werkloosheid zonder vervolgopleiding en N_t voor de nivellering. a , b , c en d zijn de overeenkomstige elasticiteiten. Vervolgens is een prognose opgesteld met behulp van de DFD-plus-methode. De uitkomsten worden daarna omgerekend tot de oorspronkelijke, ongetransformeerde variabele.

7.4 Slotopmerkingen

In hoofdstuk 6 zijn modellen besproken die kunnen worden gebruikt bij het ramen van toekomstige aantallen leerlingen. In dergelijke ramingsmodellen figureren deelname- en stroomcoëfficiënten die onderhevig zijn aan veranderingen. Deze kunnen worden geanalyseerd met behulp van methoden van tijdreeksanalyse die tevens een handvat bieden voor de extrapolatie van de betreffende tijdreeksen.

In hoofdstuk 7 is ingegaan op de opzet van dergelijke analyses. De aandacht is vooral gericht op enkelvoudige tijdreeksanalyse. Naast gangbare benaderingen als ARIMA-modellen en Kalman-filter-methode wordt hierbij ook aandacht besteed aan methoden van eigen makelij, zoals de door het SCP ontwikkelde HARK-methode en de in dit rapport uitgewerkte *discounted first difference* (DFD)-methode. Aan deze van opzet uiterst eenvoudige methode zijn enkele verfijningen toegevoegd, die onder meer betrekking hebben op de eliminatie van uitbijters en niveausprongen en op de schatting van een optimale disconteringsvoet. Daarnaast wordt aandacht besteed aan meervoudige tijdreeksanalyse, waarbij gebruik wordt gemaakt van verklarende variabelen. Hierbij wordt een verband gelegd met de macroanalyses in hoofdstuk 5.

In hoofdstuk 8 zal de voorspellende waarde van de in hoofdstuk 7 besproken extrapolatiemethoden en van de in hoofdstuk 6 besproken ramingsmodellen worden getoetst.

Noten

- 1 Als gevolg daarvan werd de 5-jarige hbs vervangen door een 6-jarige atheneum en studeerden er in 1973
- 2 voornamelijk gymnasiasten af. Deze stromen relatief vaak door naar de universiteit.
- 3 Daarbij is het verwachte verschil $\hat{\eta}$ met het uitgangspunt afhankelijk van de variantie van de storingsterm (σ^2): $\hat{\eta} = \sigma \sqrt{t}$.
- 4 Overigens is de huidige auteur niet betrokken geweest bij de ontwikkeling van de HARK-methodiek, aangezien hij destijds nog niet op het SCP werkzaam was. Wel heeft hij in de afgelopen jaren af en toe gebruikgemaakt van deze aanpak ten behoeve van allocatieadviezen.
- 5 De toepassing van een logtransformatie op de tijdvariabele is overigens wat merkwaardig, omdat deze niet wordt gekenmerkt door een natuurlijk nulpunt.
- 6 Het zal duidelijk zijn dat dit aantal om zuiver pragmatische redenen is gekozen. Het is nauwelijks verantwoord om te extrapoleren op basis van drie of vier waarnemingen.
- 7 Dit valt aan te tonen door cyclische substitutie van de vergelijking voor Z_{t-1} in die voor Z_t , Z_{t-2} in die voor Z_{t-2} , enzovoort. Aldus blijkt dat een $AR(1,1)$ -proces overeenkomt met een hogere-orde- $IMA(1,n)$ -proces.
- 8 Bij enkele vrijwel constante reeksen zou ook kunnen worden volstaan met een analyse van de oorspronkelijke coëfficiënten. Bij de reeksen in bijlage I zijn er enkele die een parabolisch verloop hebben en waarvoor een analyse van tweede verschillen in aanmerking zou kunnen komen.
- 9 Het betreft hier met name de reeksen voor het speciaal onderwijs en het deeltijdonderwijs. In de meeste gevallen gaat het daarbij om een $AR(1,1)$ -proces. Bij het deeltijd-avo lijkt echter sprake te zijn van een $IMA(1,1)$ -proces. Het is opvallend dat in al deze gevallen in verband met het ontbreken van gegevens gebruik is gemaakt van de leeftijds-deelnamemethode, terwijl een stroomaanpak eerder aangewezen leek. Een schok in de instroom blijft nog een of meer jaren doorwerken in de deelname, wat de oorzaak kan vormen van optreden van (hogere-orde-)autocorrelatie.
- 10 Voor oneindige reeksen sommeren de genoemde gewichten altijd tot 1. Voor lange reeksen en/of lage q -waarden geldt dit bij benadering.
- 11 Doordat uitbijters de geschatte waarde van de standaarddeviatie zelf beïnvloeden, kunnen zij nooit meer dan $(n-1)/\sqrt{n}$ standaarddeviaties van het gemiddelde afwijken. Deze grens kan worden afgeleid voor het extreme geval waarin $n-1$ waarnemingen de waarde 0 aannemen en één de waarde 1. Dit gegeven impliceert dat deze aanpak niet effectief is bij reeksen korter dan 9 waarnemingen, en slechts gebrekkig functioneert bij iets langere reeksen.
- 12 De verklaring hiervoor is dat de betekenis van de parameter q in vergelijking (7.4) iets verschilt van de gelijknamige *exponential smoothing*-parameter die is besproken naar aanleiding van vergelijking (7.3). In het eerste geval impliceert ongewogen middeling dat q gelijk is aan $(n-1)/n$, in het tweede geval dat $q = 1$.
- 13 *Data mining* is een term voor geforceerd en planloos zoeken naar een benadering met goede resultaten, waardoor niet langer een garantie bestaat dat het resultaat niet het gevolg is van toeval. Voorspellingen op basis van een hierop gebaseerd model behoeven dan niet daadwerkelijk beter te zijn. Globaal kan overigens worden gesteld dat elke vorm van zoekprocedure toelaatbaar is, zolang maar een mogelijkheid van onafhankelijke toetsing beschikbaar is.
- 14 Het betreft de aftopping van de inkomenselasticiteit van 4,2 voor de doorstroom mbo-hbo.
- 15 Bij dit soort toepassingen is de 'State of the Art' blijkbaar zodanig dat er eerder sprake is van een kunst dan van een wetenschap.

8 Voorspelkracht

8.1 Inleiding

Hoofdstuk 8 sluit nauw aan bij de voorgaande hoofdstukken (6 en 7), die betrekking hebben op ramingsmodellen en extrapolatiemethoden. In dit hoofdstuk worden de voorspelkracht en de stabiliteit van deze methoden aan een nader onderzoek onderworpen. Deze begrippen zijn eerder omschreven in paragraaf 6.4. Een hoge voorspelkracht impliceert dat de foutenmarge van de prognose zo gering mogelijk is en stabiliteit heeft betrekking op de consistentie van ramingen uitgebracht in opeenvolgende jaren.

Indien periodiek (bv. jaarlijks) prognoses worden opgesteld, is het een goede gewoonte om de oude prognose te vergelijken met de realisatie in het eerstvolgende jaar. Dit kan aanleiding geven tot een onderzoek naar de bron van de afwijkingen en eventueel tot een bijstelling van de methodiek. Voorts is het zinvol om een nieuwe prognose te vergelijken met de voorgaande. Daardoor wordt expliciet zichtbaar gemaakt in hoeverre de eerdere planning moet worden bijgesteld. In het algemeen kan inzicht in de voorspelkracht van prognoses ook handvatten opleveren voor de hantering van ramingen in planningsprocessen. Dit type periodieke jaarlijkse evaluatie is onder meer toegepast bij de Worsa- en Rhobos-ramingen van de Taakgroep studentenramingen en bij de Skill-ramingen van het Centraal Planbureau (CPB) en het ministerie van Onderwijs en Wetenschappen (O&W) (zie hoofdstuk 6).

Een variatie op dit thema is een evaluatie van de voorspelkracht van periodieke ramingen over een reeks van jaren. Het is opvallend dat een dergelijke evaluatie, die toch in het verlengde lijkt te liggen van een analyse van verschillen tussen opeenvolgende ramingen, zelden door de opstellers van prognoses zelf wordt uitgevoerd. Een van de redenen hiervoor is dat er in de praktijk vrijwel jaarlijks aan ramingsmethoden wordt gesleuteld. Direct betrokkenen zullen daarom aanvoeren dat een dergelijke evaluatie geen strikte uitspraak mogelijk maakt over de voorspelkracht van de inmiddels gewijzigde methode. Een voorbeeld van dit type evaluatie is Dewulf (1990), die de voorspelkracht van ramingen van leerlingenaantallen in het voortgezet onderwijs van de Commissie planprocedure en het CPB (Skill) analyseerde. Dewulf concludeert dat de leerlingenramingen voor het avo vrij trefzeker waren, maar dat dit in veel mindere mate gold voor het vbo en vooral ook voor het mbo (afwijkingen tot 45% op de langere termijn). Verder constateert hij dat de (latere) Skill-ramingen nauwkeuriger waren dan de eerdere ramingen van de Commissie Planprocedure. Een tweede voorbeeld is dat van Oosterbeek et al. (1991), die de voorspelkracht van ramingen voor het hoger onderwijs onderzochten. Deze auteurs concludeerden onder meer dat de Worsa-ramingen, waarin gebruik werd gemaakt van een eenvoudige extrapolatiemethodiek, betere resultaten opleverden dan ramingen gebaseerd op de analyses van Huijsman et al. (1986), waarbij gebruik werd gemaakt van een scala van verklarende variabelen.

Een derde type analyses is het experimenteren met verschillende ramings- en extrapolatiemethoden in het kader van een ramingsproject. Dit vereist toegang tot de gebruikte programmatuur en data, zodat dergelijke analyses in de praktijk onder auspiciën van de prognosemaker worden uitgevoerd. Meestal worden daarbij ramingen opgesteld vanuit een bepaald punt in het verleden, zodat directe vergelijking met inmiddels bekende realisatiecijfers mogelijk is. Een dergelijke analyse heeft plaatsgevonden voor de Worsa- en Rhobos-ramingen (TS 1980; De Kroon 1989).¹ Een eerste conclusie was dat dergelijke ramingen

behept zijn met onplezierig grote foutenmarges, die toenemen naarmate het aggregatieniveau lager wordt en het prognosejaar verder in de toekomst gelegen is. Een tweede dat het constant houden van verdelingen van geraamde aantallen studenten over studierichtingen en instellingen betere resultaten opleverde dan extrapolatie van die verdelingen. Dit werd in verband gebracht met het optreden van *random walk* in studiekeuzeprocessen. Recentere voorbeelden van een dergelijke aanpak zijn een voorloper van de huidige studie (Kuhry 1995) en de nog te bespreken analyse van Franssen (1996).

Een analyse van de voorspelkracht van methoden zou kunnen worden uitgevoerd op het niveau van de afzonderlijke reeksen. Indien een reeks voldoet aan een of ander theoretisch model, bijvoorbeeld het lineaire trendmodel of een *random walk*-met-trendmodel, en de storingstermen normaal verdeeld zijn, kan de voorspelfout worden geschat en kunnen foutenmarges worden gespecificeerd. Ook kan in zo'n geval die methode worden geselecteerd die in het verleden de kleinste voorspelfout voor de betreffende reeks heeft opgeleverd. Als de werkelijkheid grilliger is en de reeks niet voldoet aan een of ander theoretisch model, kan in ieder geval die methode worden geselecteerd die een minimale voorspelfout oplevert. In dergelijke gevallen kan het resultaat dan echter worden beïnvloed door trendbreuken en andere incidenten en is statistische evaluatie van de voorspelkracht op het niveau van afzonderlijke reeksen hachelijk. Voorbeelden van prognoses op basis van foutieve berekeningen of onrealistische aannamen die per ongeluk toch uitkomen, zijn gemakkelijk te vinden. Daarom lijkt het zinvoller om de voorspelkracht van extrapolatiemethoden te evalueren aan de hand van een groot aantal reeksen over een langere tijdperiode. Ondanks problemen om een toereikend model te formuleren voor het betreffende tijdreeksproces is het dan mogelijk om (niet-parametrische) significantietoetsen uit te voeren met betrekking tot de voorspelkracht van uiteenlopende methoden in de gegeven context. Overigens omvat het merendeel van de hier toegepaste methoden een aantal verschillende modelspecificaties, waartussen wordt gekozen op basis van karakteristieken van de betreffende reeks. Tot op zekere hoogte is dus nog steeds sprake van een reeksspecifieke aanpak.

Een bekend experiment betreffende een systematische evaluatie van de voorspelkracht van methoden van tijdreeksanalyse is uitgevoerd door Makridakis (zie bv. Makridakis et al. 1982). Hierbij werd de voorspelkracht van 24 methoden geëvalueerd aan de hand van 1.001 reeksen uit diverse sectoren van de economie. De selectie van methoden omvatte onder meer lineaire regressie, ARIMA-modellen, varianten van het Kalman-filter en een aantal methoden gericht op *exponential smoothing*, waarvan sommige enigszins verwant zijn aan de hier gepresenteerde DFD-methode. Armstrong en Lusk (1983) hebben uiteenlopende, maar overwegend positieve commentaren van een aantal vakgenoten op dit experiment bijeengebracht.

De verdere opzet van dit hoofdstuk is als volgt. In paragraaf 8.2 wordt ingegaan op maten voor de voorspelkracht en de stabiliteit. Paragraaf 8.3 heeft betrekking op de evaluatie van extrapolatiemethoden en paragraaf 8.4 op de evaluatie van ramingsmodellen. In paragraaf 8.5 worden enkele afsluitende opmerkingen gemaakt.

8.2 Maten voor voorspelkracht en stabiliteit

Voor de analyse van de voorspelkracht en stabiliteit van ramingen moeten keuzen gemaakt worden met betrekking tot de analyseopzet en het meetinstrumentarium. Het ligt voor de hand om bij de evaluatie van de voorspelkracht uit te gaan van het verschil tussen raming en realisatie. Aangezien het numerieke belang van een verschil mede afhangt van de grootteorde

van de reeksen, moet dit verschil bij de berekening van een geaggregeerde maat over reeksen op de een of andere manier genormeerd worden. Hier kan worden gedeeld door bijvoorbeeld het gemiddelde van de reeks of de realisatie. Deling door het gemiddelde van een reeks is onbevredigend bij reeksen die snel in grootte toe- of afnemen. Ook voorzover dat niet het geval is, komt normering op basis van de realisatie meer tegemoet aan het concept van een voorspelfout. Bij dit soort gegevens geldt voor raming en realisatie de randvoorwaarde dat deze groter of gelijk aan 0 zijn. Eventuele negatieve ramingen moeten daarom op 0 worden gesteld. Indien raming en realisatie beide 0 zijn, is de fout per definitie gelijk aan 0. Aldus komen we terecht bij de MAPE (*mean absolute percentage error*, zie bv. Armstrong 1985 en Dammers 1990). Deze is gedefinieerd als:

$$MAPE = \frac{100}{m \cdot n} \sum_{i=1}^m \sum_{t=1}^n \frac{|F_{it} - R_{it}|}{R_{it}} \quad (8.1)$$

Hier staat F_{it} voor de prognose van reeks i voor jaar t en R_{it} voor de overeenkomstige realisatie. Bij de onderhavige toepassingen zijn zowel prognose als realisatie per definitie niet-negatief. De getallen m en n staan voor het aantal reeksen en het aantal waarnemingen (per reeks). Een alternatief voor een maat gebaseerd op de som van absolute verschillen is één gebaseerd op (de wortel) van de som van kwadratische verschillen. Op het eerste gezicht lijkt het wenselijk om aldus meer nadruk te leggen op grote afwijkingen. Een van de problemen hierbij is dat de APE (de term na de sommatietekens) onbegrensd wordt wanneer de realisatie de 0 dicht nadert. Een andere minder plezierige eigenschap van de APE is dat afwijkingen naar beneden veel minder nadruk krijgen dan afwijkingen naar boven: de maximale uitslag naar beneden is 100, naar boven is de maat onbegrensd. Deze problemen kunnen worden ondervangen door het kiezen van een aangepaste maat, de MAAPE (*mean adjusted absolute percentage error*, zie bijvoorbeeld Armstrong 1985):

$$MAAPE = \frac{100}{m \cdot n} \sum_{i=1}^m \sum_{t=1}^n \frac{|F_{it} - R_{it}|}{\frac{1}{2}(F_{it} + R_{it})} \quad (8.2)$$

De keuze van de noemer impliceert dat de waarde van de AAPE (de term na de sommatietekens) voor positieve prognoses en realisaties begrensd is tussen 0 en 200. De AAPE kan worden geïnterpreteerd als een percentuele fout. Een van de eigenschappen van de AAPE is symmetrie, dat wil zeggen dat een relatieve afwijking tussen prognose en realisatie met een factor f even zwaar weegt als een relatieve afwijking met een factor $1/f$.

Met behulp van de MAAPE zijn drie waarden berekend over een reeks van zes jaren en over een aantal reeksen te weten:

- de eerstejaarsvoorspelfout, door ramingen voor het eerstvolgende jaar te vergelijken met de realisatie;
- de vierdejaarsvoorspelfout, door ramingen voor het vierde jaar te vergelijken met de realisatie; dit is ook de horizon van de departementale meerjarenramingen;
- de vierdejaarsinstabiliteit, waarbij de prognose voor het jaar $t+4$ volgens de raming in jaar t wordt vergeleken met de prognose voor hetzelfde jaar volgens de raming in jaar $t+1$.

Voor de toetsing van de significantie van de verschillen moet gebruik worden gemaakt van niet-parametrische methoden. Op reeksniveau wordt de *adjusted absolute percentage error* namelijk niet gekenmerkt door een van de gebruikelijke theoretische kansverdelingen. Doordat uitgegaan wordt van absolute afwijkingen, is hij bijvoorbeeld extreem scheef. Binnen de klasse van niet-parametrische methoden voor het vergelijken van steekproeven lijken de methoden die gebaseerd zijn op een vergelijking van gepaarde waarnemingen het meest toepasselijk. Immers, bij vergelijking van twee ramingsmethoden kan per reeks worden aangegeven welke in enig jaar het beste lijkt te voldoen. Met name de tekentoets en de iets bewerkelijker, maar efficiëntere Wilcoxon *matched pairs signed ranks* test (Siegel 1957) lijken hier bruikbaar. Bij de eerste methode wordt geteld hoe vaak extrapolatiemethode 1 beter is dan extrapolatiemethode 2. Bij de tweede toets speelt ook de rangorde van de afwijkingen een rol.² Overigens is een voorwaarde voor de strikte validiteit van dit soort toetsen dat de vergelijking van methoden gebaseerd is op een willekeurige steekproef van mogelijke experimenten. In het onderhavige geval heeft de toepassing noodzakelijkerwijs betrekking op alle relevante onderwijscategorieën in een aaneengesloten aantal ramingsjaren. Daardoor is het mogelijk dat onvoorziene trendbreuken, die een gelijksoortige invloed hebben op de voorspelfout van enkele opeenvolgende ramingen, de uitkomsten verstoren. Dit wordt hopelijk in belangrijke mate geneutraliseerd doordat tegelijkertijd een groot aantal coëfficiënten of schoolsoorten in de beschouwing wordt betrokken. Hoe dan ook kan niet geheel worden uitgesloten dat de uitkomsten een bias vertonen in de richting van te hoge significantie.

In de literatuur worden overigens veel meer maten voor voorspelkracht genoemd. Zie voor een overzicht bijvoorbeeld Dammers (1990). Een van de bekendste maten is de RMSE (*root mean square error*). Deze is in dit onderzoek niet gebruikt, omdat de daaruit resulterende maat geen zinnige weging tussen reeksen van verschillende grootteorde oplevert.³ Andere maten zijn min of meer geïnspireerd door de χ^2 -toets en zijn bij uitstek geschikt om gemiddelde fouten bij reeksen van zeer sterk uiteenlopende grootte te evalueren (TS 1980; Gordijn en Le Clercq 1984). Dit is vooral van belang als er reeksen voorkomen die betrekking hebben op kleine aantallen (in de orde van 0 tot 100).

Makridakis et al. (1982) maken eveneens gebruik van een aantal van de hier vermelde evaluatiemethoden. Hun belangrijkste maat is de *mean absolute percentage error* (MAPE). Daarnaast gebruiken zij de mediane *absolute percentage error*, die in dit rapport niet systematisch staat vermeld, maar die wel is berekend en op één plaats expliciet in de beschouwing is betrokken.⁴ Verder gebruiken zij de RMSE (*root mean square error*) en het *percentage best* dat correspondeert met de tekentoets.

8.3 Voorspelkracht van extrapolatiemethoden

8.3.1 Coëfficiënten

In deze paragraaf worden de voorspelfout en instabiliteit van extrapolatiemethoden geëvalueerd aan de hand van de 34 stroom- en deelnamecoëfficiënten in het ramingsmodel Simplon (zie § 6.4 en bijlage G). De gebruikte onderwijsreeksen zijn gedocumenteerd in bijlage A. De analyse is uitgevoerd door ramingen voor diverse basisjaren uit te voeren en de prognoses te vergelijken met de bekende realisaties. De gegevens voor de periode 1970-1984 kunnen bijvoorbeeld worden gebruikt voor de opstelling van een prognose voor de periode 1985-1988 en die voor de periode 1970-1989 voor de opstelling van een prognose voor de periode 1990-1993. In het eerste geval is het uitgangsjaar (d.w.z. het laatste realisatiejaar) 1984/'85, in het tweede geval 1989/'90. De in dit hoofdstuk gerapporteerde uitkomsten zijn

gebaseerd op de gemiddelde voorspelfouten van zes opeenvolgende ramingen voor de basisjaren 1984-1989.

Voorafgaand aan de analyse van de onderwijsreeksen zijn de betreffende extrapolatiemethoden op vergelijkbare wijze geëvalueerd aan de hand van honderd reeksen die betrekking hadden op het gebruik van quartaire diensten. Deze zijn afkomstig uit het Gegevensbestand quartaire sector van het SCP. De analyse van deze reeksen gaf aanleiding tot een aantal methodologische conclusies die als uitgangspunt golden bij de onderhavige analyses (de keuze van de MAAPE, de keuze van een optimale MSKF-variant, de keuze van een disconteringsvoet en de uitwerking van de DFD-plus-methode). Zie bijlage I voor de opzet en uitkomsten van deze preliminaire analyse.

De toegepaste extrapolatiemethoden zijn besproken in hoofdstuk 7. Ter bevordering van de leesbaarheid en ter toelichting van gemaakte keuzes wordt hier echter kort ingegaan op de onderzochte varianten. De methoden komen over het algemeen neer op het fitten van een of meer modellen. De benaming is soms ontleend aan de modellen en soms aan de methoden zelf. Soms wordt daarom de neutrale term 'aanpak' gebruikt.

Het lineaire trendmodel wordt geschat met de OLS-methode (§ 7.2.1). De term 'SKEM' staat voor Skill extrapolatiemethode; deze wordt ook wel aangeduid als 'pseudo-OLS' (zie eveneens § 7.2.1). De HARK-methode behelst een keuze tussen een aantal alternatieve transformaties (§ 7.2.2). De ARI-aanpak is een variant van ARIMA die is toegesneden op het karakter van de bestudeerde tijdreeksen (eerste verschillen, waar nodig een term voor eerste-ordeautoregressie: zie § 7.2.3). De naïeve variant behelst het constant houden van de te extrapoleren coëfficiënten. Een raming met constante coëfficiënten komt neer op de in paragraaf I.1 van bijlage I besproken demoramng.

De termen 'MFD' en 'DFD' staan respectievelijk voor *mean first difference*- en *discounted first difference*-methode. Deze methoden zijn toegelicht in paragraaf 7.2.5. Zoals op die plaats is uiteengezet, leidt discontering ertoe dat oudere waarnemingen minder gewicht in de schaal leggen. Met betrekking tot de disconteringsvoet is het effect van discontering met de discrete waarden 0,85, 0,90 en 0,95 onderzocht. Hiervan blijkt de waarde 0,90 de beste resultaten op te leveren.

Soortgelijke experimenten zijn overigens ook uitgevoerd met betrekking tot de MSKF-methode (§ 7.2.4 en bijlagen H en I). De resultaten waren overeenkomstig. De tabellen geven alleen een van de varianten met de hoogste voorspelkracht (de zogenoemde 4-2-variant met discontering 0,90).

Voorts is een MFD-variant opgenomen, waarbij een logistische transformatie is toegepast voor coëfficiënten die begrensd zijn tussen 0 en 1 en een logaritmische transformatie voor de overige coëfficiënten, die per definitie positief zijn. Deze variant is korthedshalve aangeduid als MFD (logistisch).

De varianten waarin *exogenen* zijn verwerkt zijn gebaseerd op de schattingsresultaten in hoofdstuk 5. Rekening is gehouden met effecten van het inkomen per hoofd, de prijs van het onderwijs, werkloosheid in de uitgangssituatie, de kans op werk na een vervolgopleiding en nivellering.⁵ Een eerste variant sluit zo nauw mogelijk aan bij de schattingsresultaten volgens tabel 5.1 en volgt het stramien van vergelijking (7.6). Het gaat hier om een gemengd logistische/logaritmische benadering. Op het schattingsresidu is geen discontering toegepast. De tweede variant is gebaseerd op de elasticiteiten volgens tabel 5.3 en volgt het stramien van vergelijking (7.7). In beide gevallen zijn de coëfficiënten op de in paragraaf 7.3 aangegeven wijze 'begrensd' tot een range van plausibele uitkomsten. De hier gerapporteerde uitkomsten voor de voorspelkracht van deze varianten zijn overigens geflatteerd, doordat de coëfficiënten zijn geschat op basis van de gehele beschikbare tijdreeks inclusief de periode waarop de

ramingen betrekking hebben, maar vooral doordat gebruikgemaakt is van de realisatiegegevens voor de betreffende exogenen. De eerste tekortkoming lijkt minder belangrijk en is niet geëlimineerd, omdat het aantal schattingsjaren anders erg klein zou worden. De laatste tekortkoming is moeilijk te vermijden, onder meer omdat er in het verleden slechts sporadisch prognoses zijn opgesteld voor de in dit kader relevante exogenen. Zoals nog zal blijken, vormen ze echter geen belemmering om relevante conclusies te kunnen trekken.

In tabel 8.1 zijn enkele van de belangrijkste resultaten opgenomen.

Tabel 8.1 Voorspelfout en instabiliteit voor onderwijscoëfficiënten (MAAPE in procenten)^a

	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit
lineair trendmodel	12,8 **	21,0 **	3,1 ==
MFD (logistisch)	5,5 **	16,7 **	6,3 **
MFD (logistisch met exogenen) ^c	5,9 **	14,3 **	6,8 **
ARI	4,8 **	13,9 **	7,4 **
MFD	4,9 **	13,8 **	5,5 **
naïef	4,6	12,8 **	4,6 ==
HARK	4,4 **	12,7 **	4,8 ==
SKEM	4,4 **	12,5 **	6,8 **
DFD ^b	4,4 **	12,3 **	5,7
DFD met exogenen ^{b c}	5,1 **	11,9 **	6,7 **
MSKF(4-2) ^b	4,6 **	11,5	4,6 ==
DFD-plus	4,2	11,0	5,8

^a Significant slechter dan DFD-plus: ** 6%-niveau, * 10%-niveau. Significant beter dan DFD-plus: == 6%-niveau, = 10%-niveau. Zie ook tabel J.1 in bijlage J.

^b Disconteringsvoet 0,9.

^c Volgens de schattingen in hoofdstuk 5. NB: uitkomsten zijn geflatteerd (zie tekst).

Met uitzondering van het lineaire trendmodel en de gewone logistische variant zijn de verschillen in vierdejaarsvoorspelkracht tussen de onderzochte methoden en modellen betrekkelijk gering. Daarbij komen de logistische variant met exogenen, ARI, en MFD als relatief slecht uit de bus. De naïeve variant, waarbij alle coëfficiënten constant worden gehouden, neemt een middenpositie in. Dat geldt ook voor SKEM en HARK. Het best komen DFD, DFD met exogenen, DFD-plus en de MSKF(4-2)-methode uit de bus. Disconteren heeft kennelijk een positief effect op de voorspelkracht. De toevoeging van verklarende variabelen in het kader van de DFD-methode heeft wel enig effect, maar dit is per saldo weinig indrukwekkend, zeker als men zich realiseert dat de uitkomsten om een aantal al eerder genoemde redenen geflatteerd zijn.

Ten aanzien van de eerstejaars voorspelfout is het lineaire trendmodel inferieur. De overige verschillen in eerstejaars voorspelfout zijn gering, waarbij DFD-plus beter uit de bus komt en de logistische varianten en DFD met exogenen slechter dan de overige methoden. Daarentegen blijken de prognoses op basis van het lineaire trendmodel juist wel te worden gekenmerkt door een relatief hoge stabiliteit. Dit vloeit regelrecht voort uit de eigenschappen van de OLS-methode, die relatief ongevoelig is voor een nieuwe realisatie. Andere methoden die worden gekenmerkt door een relatief hoge stabiliteit zijn de naïeve methode, HARK en MSKF.

Er zijn zowel overeenkomsten als verschillen met de resultaten voor de GEKS-reeksen, die worden besproken in bijlage I. De foutenmarges bij de onderwijsreeksen zijn aanmerkelijk lager. Bij de onderwijsdata neemt de naïeve variant een middenpositie in, terwijl hij bij de GEKS-reeksen tot de koplopers behoort. Dit heeft te maken met het grotere belang van trendmatige ontwikkelingen in de onderwijsdata. Bij de GEKS-reeksen levert de methode die is aangeduid als DFD-plus verhoudingsgewijs opvallend betere resultaten op dan bij de onderwijsreeksen.

Evenals bij de GEKS-reeksen is een overzicht opgesteld van de verschillen tussen enkele relevante ramingsmethoden voor het jaar $t+4$. Deze zijn op vergelijkbare wijze berekend als de MAAPE.⁶ De uitkomsten zijn weergegeven in tabel 8.2.

Tabel 8.2 Vierdejaarsramingsverschillen voor onderwijscoëfficiënten (MAAPE in procenten)

	naïef	MSKF	DFD	DFD (exo)	DFD (plus)
naïef	5				
MSKF	9	5			
DFD	8	4	5		
DFD met exogenen	9	6	4	5	
DFD-plus	8	4	3	6	5

De verschillen zijn aanmerkelijk geringer dan bij de GEKS-reeksen, maar verre van verwaarloosbaar. De naïeve raming verschilt 8% à 9% van de extrapolatiemethoden, de overige verschillen liggen in de orde van 3% tot 7%.

Deels in aansluiting op bovenstaande analyse, die oorspronkelijk verscheen als SCP-Werkdocument (Kuhry 1995), is onder auspiciën van het ministerie van OC&W onderzoek gedaan naar de optimale extrapolatiemethodiek in het kader van het Skill/Lector-model (Fransen 1996). Laatstgenoemde auteur duidt de DFD- (*discounted first difference*)methode aan met de overeenkomstige, en even ongebruikelijke Nederlandse afkorting GEV (gemiddelde eerste verschillen). Hij heeft geëxperimenteerd met de naïeve methode, het lineaire trendmodel, SKEM, GEV (met en zonder discontering), ARIMA en Kalman-filters. Daarnaast heeft Fransen de twee-parameter *exponential smoothing*-methode van Holt (Pindyck en Rubinfeld 1991: 428-430) onderzocht. Ook hier bleek de methode gebaseerd op gemiddelde eerste verschillen de kleinste voorspelfout op te leveren. Een tweede conclusie was dat de uitkomsten tamelijk gevoelig zijn voor de gekozen disconteringsvoet. Door de discontering in combinatie met een betrekkelijk lange historische periode verdwijnt anderzijds de gevoeligheid van de methode voor de keuze van een beginjaar. De analyses van Fransen hebben alleen betrekking op tijdreeksen van stroomcoëfficiënten. Een analyse op het niveau van leerlingenaantallen zoals in de navolgende paragraaf is beschreven, is in zijn geval nauwelijks mogelijk, omdat de daarvoor benodigde data slechts via een jarenlange inspanning kunnen worden verzameld.

Ook de uitkomsten van Makridakis et al. (1982) sporen in meerdere opzichten vrij goed met de hier en in bijlage I gevonden resultaten. Bij de 1.001 reeksen van genoemde auteurs blijkt sprake te zijn van zeer hoge procentuele fouten (rond de 10% in het eerste jaar en rond de 15% in het vierde jaar). Daarbij dient overigens de kanttekening te worden geplaatst dat in hun aanpak geen demping is ingebouwd voor uitbijters, die het gemiddelde aanzienlijk kunnen opstuwten. Lineaire regressie doet het zeer slecht en de naïeve methode doet het (na een correctie voor seizoeneffecten die bij hun data van belang was) tamelijk goed. Ook

Makridakis et al. (1982) komen tot de conclusie dat simpele methoden het in veel gevallen niet slechter doen dan geavanceerde methoden, in het bijzonder "if there is considerable randomness in the data".

8.3.2 *Leerlingenaantallen*

De resultaten worden in een ander daglicht geplaatst wanneer de uitkomsten in termen van stroom- en deelnamecoëfficiënten door toepassing van het ramingsmodel Simplon worden vertaald naar leerlingen- of studentenaantallen. Zoals gesteld vindt deze omrekening plaats door de geraamde coëfficiënten te vermenigvuldigen met ramingen van de relevante leeftijdsgroepen of herkomstcategorieën. Daarmee wordt de evaluatie van methoden getild naar het niveau waarom het eigenlijk draait, dat van de aantallen leerlingen. Naar verwachting zullen de foutenmarges daardoor afnemen. Ten eerste worden door aggregatie van afzonderlijke stromen meer stabiele eenheden verkregen. Ten tweede leggen coëfficiënten die instabiel zijn omdat ze corresponderen met geringe aantallen leerlingen, om dezelfde reden slechts een gering gewicht in de schaal.

Anders dan bij de raming van coëfficiënten wordt de raming van leerlingenaantallen tevens beïnvloed door fouten in de gehanteerde bevolkingsraming. Zoals nog zal worden aangetoond in paragraaf 8.4, zijn de foutenmarges van de bevolkingsramingen op de middellange termijn gering in vergelijking met de foutenmarges in de onderwijsprognose. Bovendien is de vraagstelling in de onderhavige analyse gericht op de voorspelkracht van de extrapolatiemethode en verdient het uit dien hoofde de voorkeur om de uitkomsten niet te contamineren met andere foutenbronnen. Daarom is hier afgezien van het gebruik van bevolkingsramingen en is uitsluitend gebruikgemaakt van de demografische realisatiegegevens.

De in tabel 8.3 opgenomen gemiddelde fouten hebben betrekking op het voltijdonderwijs, waarbij een onderscheid is gemaakt naar basisonderwijs, speciaal onderwijs, voortgezet onderwijs lagere trap, voortgezet onderwijs hogere trap, mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs. Ten aanzien van het wetenschappelijk onderwijs is bij de ramingen geen rekening gehouden met de onzekerheid die tot 1990 bestond over de feitelijke effecten van de invoering van de tweefasestructuur. Zoals blijkt uit oudere ramingen van het ministerie van O&W en het CPB, die nog worden gepresenteerd in paragraaf 8.4, heeft men de verkorting van de studieduur die het gevolg was van deze maatregel aanzienlijk overschat. De hier gepresenteerde foutenmarge heeft vooral betrekking op onzekerheden in de instroom, los van eventuele structuurwijzigingen. De vier onderscheiden categorieën deeltijdonderwijs (avo, beroepsbegeleidend onderwijs, deeltijd-mbo en deeltijd-hbo) zijn in dit stadium niet opgenomen, omdat ze in termen van ingezette middelen van relatief gering belang zijn, maar over het algemeen wel worden gekenmerkt door een relatief hoge voorspelfout (orde 10%-30%).

Ten eerste blijken de foutenpercentages bij de leerlingenaantallen veel kleiner te zijn dan bij de coëfficiënten. De eerstejaarsvoorspelfout bedraagt in de regel 1%-2%, de vierdejaarsvoorspelfout 5%-8% en de instabiliteit 2%-3%.

Op basis van de vierdejaarsvoorspelfout in de leerlingenaantallen (tabel J.2 in bijlage J) blijkt de volgende rangorde te kunnen worden vastgesteld: de drie DFD-varianten zijn beter dan een tussengroepje bestaande uit, onder meer, de MSKF(4-2)-methode en SKEM. De varianten uit genoemde tussengroep zijn op hun beurt significant beter dan de gewone logistische variant en het lineaire trendmodel. Eenzaam aan de staart prijkt de naïeve variant, die het in termen van leerlingenaantallen dus veel slechter blijkt te doen dan in termen van coëfficiënten. In

tegenstelling tot de uitkomsten in tabel 5.1 blijkt de logistische variant met exogenen ineens goed uit de bus te komen.

Overeenkomstige maar minder geprononceerde verschillen treden op ten aanzien van de eerstejaarsvoorspelkracht. Vooral het lineaire trendmodel valt hier in negatieve zin uit de toon. Daarentegen is het juist dit model dat wordt gekenmerkt door de laagste instabiliteit.

Tabel 8.3 Voorspelfout en instabiliteit van leerlingenramingen in het voltijdonderwijs (MAAPE in procenten)

	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit
naïef	1,6 **	8,3 **	2,8 *
lineair trendmodel	3,4 **	7,3 **	1,6
MFD (logistisch)	1,4 **	6,7 **	2,6 **
ARI	1,2 *	5,7 **	3,1 *
SKEM	1,1	5,5 **	2,7 **
HARK	1,1	5,4 **	2,1
MFD	1,2 *	5,2 **	2,1
MSKF(4-2) ^b	1,2 *	5,2 **	2,1
DFD ^b	1,1	5,0 **	2,2 *
MFD (logistisch met exogenen) ^c	1,4 *	5,0	2,9 **
DFD-plus	1,0	4,5	2,0
DFD met exogenen ^{b,c}	1,2	4,1	3,0**

^a Significant slechter dan DFD-plus: ** 6%-niveau, * 10%-niveau. Zie ook tabel J.2 in bijlage J.

^b Disconteringsvoet 0,9.

^c Volgens de schattingen in hoofdstuk 5. NB: uitkomsten zijn geflatteerd (zie tekst).

Tabel 8.4 geeft een indruk van de ramingsfouten op het niveau van onderwijssoorten.

Tabel 8.4 Vierdejaarsvoorspelfout van leerlingenramingen per onderwijssoort (MAAPE in procenten)

	MSKF	DFD	DFD (exo)	DFD (plus)	MFD (log/exo)	naïef
bao	0,6	0,7	0,7	0,6	0,8	1,0
so	5,0	5,1	5,1	4,4	5,3	11,3
vo, lagere trap	3,0	4,3	4,3	2,9	8,7	2,8
vo, hogere trap	2,9	2,5	2,5	1,6	5,1	4,9
voltijd-mbo	3,9	3,7	4,2	2,1	5,9	12,8
voltijd-hbo	14,0	12,7	7,0	11,9	4,6	16,8
wo	7,3	5,0	5,1	7,9	4,5	8,1
deeltijd-avo	13,9	27,6	27,6	17,0	47,2	16,5
bbo	7,3	8,1	8,1	8,6	9,9	9,6
deeltijd-mbo	11,5	19,9	19,9	13,7	25,6	21,6
deeltijd-hbo	8,1	11,3	11,3	8,8	14,9	11,7

De foutenmarge bij het basisonderwijs (bao) is laag en verschilt niet veel tussen methoden. Betrekkelijk weinig variatie tussen methoden, ditmaal in combinatie met een relatief hoge foutenmarge, treedt op bij beroepsbegeleidend onderwijs (bbo), deeltijd-mbo en deeltijd-hbo. Deze schoolsoorten worden blijkbaar gekenmerkt door veel fluctuatie, maar weinig systematische trends.

Bij speciaal onderwijs (so), de hogere trap van het voortgezet onderwijs, voltijd-mbo en -hbo, alsmede het wetenschappelijk onderwijs is sprake van een trendmatige stijging van de

deelname. Hier doet de naïeve methode het veel slechter dan de overige methoden. De relatief hoge foutenmarges voor het voltijd-hbo hangen samen met een trendbreuk rond 1988, waarna de instroom plotseling spectaculair begint toe te nemen. In termen van instroom loopt de onderschatting hier zelfs op tot boven de 20%. DFD-plus scoort in enkele gevallen beduidend beter dan andere methoden (speciaal onderwijs, hogere trap voortgezet onderwijs en mbo). Het betrekken van exogenen in de raming lijkt alleen bij het hbo en wetenschappelijk onderwijs te leiden tot verbeteringen. Dit ligt vooral aan het meenemen van de variabele inkomen. De logistische variant met exogenen leidt over het algemeen tot even slechte schattingsresultaten als de gewone logistische variant. Met name bij het hbo zijn de uitkomsten echter opmerkelijk gunstig. Bij de interpretatie van deze uitkomsten moet rekening worden gehouden met het eerdergenoemde geflatteerde karakter van deze uitkomsten. Als ook rekening zou worden gehouden met ramingsfouten in exogenen, zou er alleen bij het hbo nog sprake kunnen zijn van een verhoging van de voorspelkracht door toevoeging van exogenen. Toch duiden deze uitkomsten erop dat het zinvol kan zijn om bij ramingen voor het hoger onderwijs varianten uit te werken waarbij rekening wordt gehouden met ontwikkelingen in exogenen. Dit geldt des te meer naarmate sprake is van uitgesproken veranderingen in de inkomens- of prijzensfeer.⁷

8.3.3 Kosten

De prognoseresultaten worden op een nog iets andere wijze belicht indien de leerlingen- en studentenaantallen verder worden geaggregeerd door ze te vermenigvuldigen met de kosten per leerling of student en ze vervolgens op te tellen over schoolsoorten.⁸ Hierbij wordt ook het deeltijdonderwijs in de beschouwing betrokken. De vraag is bij deze exercitie niet gericht op de gemiddelde ramingsfout in de aantallen leerlingen per schoolsoort, maar op de ramingsfout in de voor het totale onderwijs benodigde middelen. Daarom zijn in tabel 8.5 niet de gesommeerde absolute verschillen van zes opeenvolgende ramingen weergegeven, maar de gesommeerde gewone verschillen. Daardoor is de uitkomst met name gevoelig voor systematische afwijkingen. De aanduidingen met betrekking tot de significantie in tabel 8.5 hebben overigens wel betrekking op de absolute jaarlijkse afwijkingen.

De verschillen in uitkomsten in tabel 8.5 zijn veel opvallender dan in de eerder besproken tabellen. Anderzijds zijn ook de betrouwbaarheidsmarges veel ruimer. Informatief is vooral de kolom die betrekking heeft op de vierdejaars voorspelfout. In dat opzicht nemen DFD-plus en HARK een gunstige uitzonderingspositie in, zij het dat de verschillen met sommige andere methoden niet significant zijn. Het lineaire trendmodel, de logistische varianten en de naïeve variant vallen in negatieve zin uit de toon. Hiervan wordt de naïeve raming gekenmerkt door een systematische onderschatting van de kosten, en de drie overige varianten door een systematische overschatting van de kosten.

Tabel 8.5 Gemiddelde voorspelfouten in totale onderwijsuitgaven (x mln. gulden)^a

	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit
MFD (logistisch met exogenen) ^c	188 **	1.011 **	435 *
lineair trendmodel	563 **	893 **	165
MFD (logistisch)	161	849 **	347 *
naïef	\$53	\$529 **	\$175
MFD	91	357	142
DFD met exogenen ^{b,c}	79	327 *	187 **
SKEM	\$33	\$196 **	\$13
MSKF(4-2) ^b	\$19	\$184 **	\$8
ARI	30	183	129
DFD ^b	52	167	92
HARK	\$11	\$90	\$17
DFD-plus	3	\$77	\$1

^a Significant slechter dan DFD-plus: ** 6%-niveau, * 10%-niveau. Zie ook tabel J.3 in bijlage J.

^b Disconteringsvoet 0,9.

^c Volgens de schattingen in hoofdstuk 5. NB: uitkomsten zijn geflatteerd (zie tekst).

Per saldo blijkt de naïeve raming weinig aantrekkelijk te zijn. Deze houdt geen rekening met trendmatige ontwikkelingen en leidt daardoor tot een systematische onderschatting van 529 miljoen gulden in het vierde prognosejaar. Ten opzichte van de totale relevante begrotingspost gaat het hier om een onderschatting met circa 3%.

De logistische varianten blijken systematisch te hoge uitkomsten op te leveren. Na vier jaar zijn deze ramingen gemiddeld 850 à 1.000 miljoen gulden (+5%) te hoog. Blijkbaar loopt men bij een prognose met een dergelijk exponentieel groeipad het risico dat de uitkomsten 'exploderen'.

Op grond van de analyses in deze paragraaf en bijlage I komt DFD-plus als meest bruikbare methode naar voren. Deze methode zal dan ook waar mogelijk bij de analyse van de voorspelkracht van ramingsmodellen in paragraaf 8.4 worden gehanteerd.

8.4 Voorspelkracht van ramingsmodellen

In de voorgaande paragrafen lag de nadruk op de evaluatie van extrapolatiemethoden. Daarbij betrof het reeksen die afkomstig zijn uit het Simplon-model, maar die als redelijk representatief kunnen worden beschouwd voor reeksen van onderwijscoëfficiënten in het algemeen. De uitkomsten voor leerlingenaantallen en kosten (tabellen 8.3, 8.4 en 8.5) hebben specifiek betrekking op het ramingsmodel Simplon. Bij die analyse heeft echter eliminatie plaatsgevonden van een aantal andere foutenbronnen, zoals onzekerheden betreffende de bevolkingsontwikkeling en ontbrekende gegevens voor de meest recente jaren, omdat zij het beeld alleen maar kunnen verstoren. Om een realistisch beeld te krijgen van de voorspelkracht van ramingen en om een zuivere vergelijking met ramingen van andere instanties mogelijk te maken, moet echter wel rekening worden gehouden met deze foutenbronnen. In tabel 8.6 zijn de ramingen op meer realistische wijze uitgevoerd.

Hierbij is onder meer rekening gehouden met onzekerheden als gevolg van het feit dat een demografische raming wordt gehanteerd in plaats van demografische realisatiecijfers. Daartoe zijn de realisatiecijfers voor elk afzonderlijk prognosejaar vervangen door de CBS-bevolkingsraming die op het betreffende moment actueel was. Zo is bijvoorbeeld voor een

onderwijsprognose waarvoor gebruik is gemaakt van realisatiecijfers tot en met 1986, ook gebruikgemaakt van de bevolkingsprognose 1986.

Verder komen met stroomgegevens en gedetailleerde leeftijdgegevens met grotere vertraging beschikbaar dan bestandgegevens. Zoals reeds is besproken in paragraaf 6.3 geeft dit aanleiding tot de zogeheten ramingrealisatieproblematiek, de aanpassing van ramingsuitkomsten gebaseerd op oudere stroomgegevens aan de wel beschikbare realisatiegegevens met betrekking tot leerlingenaantallen. Hoewel bij Skill om pragmatische redenen soms werd gewerkt met een discrepantie van vijf of meer jaren tussen basismatrix en laatst bekende realisatiecijfers, geeft de gegevensproblematiek op zich aanleiding tot een discrepantie van twee jaar.

Net als in de voorgaande paragrafen hebben de uitkomsten betrekking op gemiddelde absolute fouten voor zes opeenvolgende ramingen corresponderend met de basisjaren 1984-1989. Voor het eerstgenoemde uitgangsjaar is bijvoorbeeld gebruikgemaakt van realisatiegegevens tot en met 1984/'85 en realisatiecijfers van de bevolking tot en met 1 januari 1985. De betreffende prognose heeft betrekking op de jaren 1985/'86 (eerste prognosejaar) tot en met 1988/'89 (vierde prognosejaar).

Tabel 8.6 Evaluatie ramingsmethoden (leerlingenaantallen, MAAPE in procenten)^a

	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit
Simplon-1 (volledige gegevens, demografie bekend)	1,0	4,5	2,0
Simplon-2 (geen stroomgegevens laatste 2 jaar, demografie geraamd, proportionele correctie)	1,0	4,4	2,1
Simplon-3 (idem; extrapolatie door geschatte waarden)	1,1 **	4,8 **	2,2
leeftijdsdeelnamemodel 1 (leeftijdsindeling tabel 6.1, demografie geraamd)	1,6 **	6,9 **	2,3
leeftijdsdeelnamemodel 2 (jaarklassen, demografie geraamd, geen leeftijdsgegevens laatste twee jaar)	1,7 **	5,5 **	1,9

^a In alle gevallen is geëxtrapolerd met de MFD-plus-methode.⁹

^a Significant slechter dan Simplon-2: ** 6%-niveau, * 10%-niveau.

De eerste regel van tabel 8.6 geeft de uitkomsten van Simplon met behulp van de DFD-plus-methode, zoals die eerder werden gepresenteerd in de laatste rij van tabel 8.3. Hierbij is voor de prognoseperiode gebruikgemaakt van demografische realisatiecijfers en van stroomgegevens tot en met het uitgangsjaar.

De prognose aangeduid als Simplon-2 komt meer overeen met de feitelijke situatie waarin toekomstige ontwikkelingen worden geraamd. De methode maakt gebruik van demografische ramingen in plaats van realisatiecijfers voor de ramingsperiode. Voorts wordt aangenomen dat stroomcijfers voor de laatste twee jaar niet beschikbaar zijn. Deze coëfficiënten worden geraamd en op de gebruikelijke manier omgerekend in leerlingenaantallen. Vervolgens wordt een correctiefactor berekend voor alle onderwijsbestanden die worden gevuld met stromen (havo 4, vwo 5, mbo 1, hbo-instroom, hbo-bestand, wo-instroom en wo-bestand). Ten slotte worden de geraamde leerlingenaantallen voor latere jaren proportioneel opgehoogd. Naar verwachting zouden deze additionele onzekerheden moeten leiden tot een verlaging van de voorspelkracht. In de praktijk treedt juist een lichte, maar niet-significante verbetering van de voorspelkracht op. Er mag worden aangenomen dat deze verbetering op toeval berust. Hoe dan ook mag de conclusie worden getrokken dat onzekerheden in de bevolkingsraming op middellange termijn niet leiden tot substantiële extra onzekerheden in leerlingramingen.¹⁰

Voorts blijkt het ontbreken van stroomgegevens voor enkele recente jaren niet te leiden tot een aantoonbare verslechtering van de raming.

In dit verband is in het verleden de vraag opgekomen of een proportionele raming-realisatiecorrectie niet te statisch is. Als er aanmerkelijke discrepanties zijn tussen raming en realisatie, die bijvoorbeeld impliceren dat de instroom snel aan het stijgen is, zou ook deze stijging meegenomen kunnen worden in de extrapolatieprocedure. In de CPB-variant van Skill werden de geraamde stroomcoëfficiënten niet in de extrapolatie betrokken, in de O&W-variant van Skill wel. In Simplon-3 worden de ontbrekende stroomcoëfficiënten geraamd en proportioneel opgehoogd met behulp van de via de procedure van Simplon-2 berekende correctiefactoren. Vervolgens worden de geschatte coëfficiënten betrokken in de extrapolatieprocedure. Dit gebeurt recursief voor de betrokken (twee) jaren. Een nadeel zou kunnen zijn dat reconstructies gebaseerd op voorlopige en partiële cijfers dan een onevenredig gewicht kunnen krijgen. Dit zou nadelig zou kunnen zijn voor de stabiliteit van de ramingen. Blijkens tabel 8.6 zijn de verschillen tussen de twee varianten niet groot. Er is in tegenstelling tot de verwachtingen weinig verschil in stabiliteit. Wel lijkt Simplon-3 te worden gekenmerkt door een iets geringere voorspelkracht dan Simplon-2.

In de vierde regel is de SCP-basisraming uit de jaren tachtig opgenomen, zij het gecombineerd met de DFD-plus-extrapolatiemethode. Deze was gebaseerd op de leeftijdsdeelname-methode, waarbij gebruik werd gemaakt van de grove leeftijdsindeling volgens tabel 6.1. Het blijkt dat deze methode gekenmerkt wordt door een relatief hoge foutenmarge. Als een leeftijdsindeling in jaarklassen¹¹ wordt aangehouden, treedt overigens een verbetering op (leeftijdsdeelnamemethode 2, zie laatste regel).

De uitkomsten van tabel 8.6 zijn uitgesplitst naar schoolsoort in tabel 8.7. Op het niveau van schoolsoorten kan tevens een vergelijking worden gemaakt met de uitkomsten van ramingsmodellen als Skill, Worsa en Rhobos. Bij deze laatste methoden is overigens gebruikgemaakt van afwijkende extrapolatiemethoden (SKEM en de zogenoemde half-half-extrapolatiemethode, zie hoofdstuk 6).

Tabel 8.7 Vierdejaarsvoorspelfout per onderwijssoort (leerlingenaantallen, MAAPE in procenten)

	Simplon-2	leeftijddeel- name (grov)	leeftijddeel- name (fijn)	Skill (CPB) ^a	Worsa/ Rhobos ^b
bao	0,6	0,7	0,8	0,6	
so	4,4	7,9	3,6	4,1	
vo, lagere trap	2,7	4,4	4,0	1,5	
vo, hogere trap	1,6	8,7	7,3	2,8	
voltijd-mbo	2,1	5,4	3,2	9,3	
hbo-instroom	16,3				17,7
hbo-bestand	12,2	16,1	15,0	18,0	10,7
wo-instroom	15,3				10,2
wo-bestand		5,2	4,9	15,0	14,3
wo (gecorrigeerd bestand)	7,1				4,2

^a Feitelijke ramingen volgens Spronk (1985); CPB (1986); Ruitenbergh en Spronk (1987 en 1990); Ruitenbergh (1989a en 1989b).

^b Feitelijke ramingen volgens TS (1985a en 1995b; 1986a en 1996b; 1987a en 1997b; 1988a en 1988b; 1989a en 1989b; 1990a en 1990b).

Uit deze tabel blijkt dat de foutenmarge voor het basisonderwijs in alle gevallen klein is. Bij het speciaal onderwijs valt vooral de grove leeftijdsdeelnamemethode uit de toon. Bij het voortgezet onderwijs worden beide leeftijdsdeelnamemethoden gekenmerkt door een geringe

voorspelkracht; dit geldt met name voor de hogere trap.¹² Bij het mbo is Simplon het best en Skill veruit het slechtst. Hier blijkt sprake van een systematische onderschatting in de orde van 10% in het vierde prognosejaar. Terzijde kan worden gemeld dat ook de O&W-variant van Skill in het begin van de jaren negentig te lage ramingen opleverde voor het mbo. Deze systematische onderschatting heeft vermoedelijk te maken met het fixeren in plaats van extrapoleren van de ongediplomeerde en indirecte instroom uit uiteenlopende bronnen. Bij het hbo leveren alle methoden slechte ramingen op, zij het dat Rhobos (vooral in het eerste prognosejaar, dat hier niet is vermeld) een fractie beter is, en Skill en de leeftijdsdeelname-methoden beduidend slechter zijn dan Simplon. Bij de instroom in het wetenschappelijk onderwijs is Worsa nauwkeuriger dan Simplon. Bij de evaluatie van de bestandsuitkomsten moet er rekening mee worden gehouden dat bij de Simplon-uitkomsten gebruikgemaakt is van 'voorkennis' over de effecten van de invoering van de tweefasestructuur.¹³ Als ook bij Worsa gebruik zou worden gemaakt van dergelijke voorkennis (laatste regel in de tabel), blijkt deze raming beter dan Simplon te zijn. Overigens zijn dergelijke ingrijpende structuurmaatregelen geen schering en inslag en geeft het foutenpercentage 'met voorkennis' een betere inschatting van de foutenmarges onder 'normale' omstandigheden.

Een bijzonderheid is dat de leeftijdsdeelname-methoden het bij het wetenschappelijk onderwijs ook zonder voorkennis zeer goed doen. Hiervoor zijn twee redenen aan te voeren. Ten eerste is de voorgenomen studieduurverkortung in het kader van de tweefasestructuur maar gedeeltelijk gerealiseerd en ten tweede is de instroom veel sneller gestegen dan door welke methode dan ook is voorzien. Als gevolg daarvan is de daling van de studentenaantallen die bij Skill en Worsa was voorzien als gevolg van de invoering van de tweefasestructuur, achterwege gebleven. Per saldo valt de relatief goede prestatie van de leeftijdsdeelname-methoden in dit opzicht dus toe te schrijven aan twee factoren die weinig te maken hebben met de algehele validiteit van de betreffende aanpak.¹⁴

In tabel 8.8 wordt de kwaliteit van de Simplon-methode vergeleken met die van de Skill-variant van O&W. Omdat er nog onvoldoende realisatiegegevens beschikbaar zijn voor een evaluatie volgens het eerder gevolgde stramien, wordt hier een afwijkend analyseschema gevolgd. Achterliggende cijfers voor mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs zijn vermeld in bijlage K.

Tabel 8.8 Voorspelfout in de jaren negentig (leerlingenaantallen, MAAPE in procenten)

ramingsmodel	1991	1992	1993	1994	1995	1996
prognosejaar:						
(basisjaar)						
Simplon						
1990	1,0	1,9	3,0	4,2		
1991		1,1	1,9	2,9	3,8	
1992			0,6	1,1	1,7	4,2
1993				0,4	1,7	4,2
1994					1,0	3,3
1995						1,5
Skill/Lector (OC&W) ^a						
1990	1,5	2,5	3,8	5,2		
1991	.	1,0	2,7	4,6	6,1	
1992	.	.	1,0	2,4	3,8	5,0
1993				0,9	1,6	2,5
1994					0,9	2,5
1995						1,4

^a Feitelijke ramingen volgens O&W (1991, 1992, 1993, 1994b) (Skill) en OC&W (1995b, 1996) (Lector).

De foutenmarges volgens Simplon sporen voor de periode 1991-1996 qua orde van grootte

met de uitkomsten die in tabel 8.6 zijn vermeld voor de periode 1985-1990. Ze lijken wel iets lager te zijn, hetgeen onder meer te maken kan hebben met het feit dat in deze periode niet langer sprake is van een systematische onderschatting van de studentenaantallen in het hbo. De fouten van Skill liggen in dezelfde grootteorde. Daarbij lijkt Skill in de eerste helft van de periode duidelijk slechter en in de laatste helft iets beter te ramen dan Simplon. Bij nader inzicht worden deze uitkomsten overigens sterk gedomineerd door ramingsfouten bij het mbo en wetenschappelijk onderwijs (zie ook bijlage K). In de eerste jaren geeft Skill systematisch te lage uitkomsten voor het mbo. In 1996 levert Simplon plotseling een te lage mbo-raming op, maar hier kan de betrouwbaarheid van de beschikbare data in twijfel worden getrokken.¹⁵ Bij het wetenschappelijk onderwijs speelt de plotselinge en onvoorziene daling van de instroom in 1995, die het gevolg was van ingrijpende maatregelen op het gebied van de studiefinanciering (zie § 9.3). Een en ander illustreert treffend dat generalisaties wel mogelijk zijn of lijken op het geaggregeerde niveau van de 'gemiddelde' stroom of het totale aantal leerlingen, liefst geëvalueerd over een reeks van jaren. Zodra echter gekeken wordt naar individuele stromen en leerlingenbestanden in afzonderlijke jaren, dreigt men onmiddellijk te verzanden in casuïstiek.

8.5 Slotopmerkingen

Hoofdstuk 8 behelst een evaluatie van de voorspelkracht en de stabiliteit van de extrapolatiemethoden die in hoofdstuk 7 zijn geïntroduceerd.

Het lineaire trendmodel blijkt het zeer slecht te doen, hetgeen niet zozeer ligt aan de inschatting van de trend als wel aan de inschatting van het niveau. De naïeve raming, gebaseerd op het constant houden van de deelname- en stroomcoëfficiënten, blijkt het bij de onderwijsreeksen veel slechter te doen dan bij de gebruiksreeksen voor quartaire diensten in bijlage I. Dit geldt in het bijzonder indien de resultaten worden geëvalueerd op het niveau van leerlingenaantallen of kosten. Kennelijk spelen trendmatige processen bij onderwijs een relatief belangrijke rol. Verder blijkt het hanteren van een logistische (of logaritmische) specificatie nadelig te zijn voor de voorspelkracht, vooral doordat de reeksen onevenredig snel kunnen toenemen. Dit is des te opmerkelijker aangezien in de hoofdstukken 3 tot en met 5 logistische specificaties werden gehanteerd, omdat deze stroken met natuurlijke grenzen voor de coëfficiënten.

De verschillen in voorspelkracht tussen de overige extrapolatiemethoden zijn betrekkelijk gering. In het algemeen blijken methoden waarbij oudere waarnemingen via discontering minder gewicht in de schaal leggen, de beste resultaten op te leveren. Dit geldt in het bijzonder voor de methode aangeduid als DFD-plus. Een voordeel van deze methode is dat er automatisch wordt gecorrigeerd voor uitbijters en niveausprongen, dat er vooraf geen disconteringsvoet wordt geprikt en dat er ook zonder logistische transformatie achteraf niet handmatig behoeft te worden gecorrigeerd voor overschrijdingen van onder- en bovengrenzen. Het opnemen van verklarende variabelen blijkt met twee mogelijke uitzonderingen (de instroom in het hbo en wetenschappelijk onderwijs) weinig of niets toe te voegen aan de voorspelkracht. Dit neemt niet weg dat verklarende variabelen een rol kunnen spelen bij beleidsvarianten of scenario's voor de lange termijn. Dit punt wordt in hoofdstuk 9 nader uitgewerkt.

De analyse van ramingsmethoden laat zien dat ook het verfijnde leeftijdsdeelnamemodel slechter voldoet dan stroommodellen. Dit ligt vooral aan de slechte voorspelkracht voor de hogere trap van het avo, die geen rol speelt indien kan worden volstaan met een geaggregeerde raming voor avo/vbo. Aan de andere kant worden de voorspelkwaliteiten van deze

methode in positieve zin vertekend door complicaties rond de structuurwijziging in het wetenschappelijk onderwijs. Voorts lenen stroommodellen zich beter voor de doorrekening van effecten van structuurwijzigingen in het onderwijs en voor analyses van het gedrag van potentiële onderwijsdeelnemers. Ingewikkelde stroommodellen als Skill blijken het in de regel niet beter te doen dan eenvoudige als Simplon. Een storende tekortkoming van Skill is de systematische onderschatting van de groei van het mbo door het fixeren in plaats van extrapoleren van de ongediplomeerde en indirecte instroom uit uiteenlopende bronnen.

De bevindingen in dit hoofdstuk dat eenvoudige methoden in de regel niet slechter voorspellen dan ingewikkelde, sporen met die van Makridakis et al. (1982) over tijdreeks-analyse en Ascher (1979: 199-200) over toekomstverkenning in het algemeen. De ingewikkeldheid van kwantitatieve methoden vormt in veel gevallen geen compensatie voor foutieve uitgangspunten, onbetrouwbare gegevens of een dominante *random walk*-component. Hoewel sommige ramingsmodellen en extrapolatiemethoden het beter blijken te doen dan andere, blijken alle hier onderzochte methoden onder omstandigheden aanleiding te kunnen geven tot aanzienlijke ramingsfouten. Dit geldt het sterkst voor het hbo, het wetenschappelijk onderwijs en enkele categorieën van deeltijdonderwijs. Vierdejaars prognosefouten van 10% en hoger vormen hier bepaald geen uitzondering.

In dit hoofdstuk is ook aandacht besteed aan de (in)stabiliteit van extrapolatie- en ramingsmethoden. Hiermee wordt gedoeld op verschillen tussen opeenvolgende jaarlijkse ramingen. In casu is de uitkomst voor jaar $t+4$ van de raming in jaar t vergeleken met de uitkomst voor hetzelfde jaar van de raming in jaar $t+1$. De achterliggende gedachte is dat het beleidsmatig ongewenst is om in een planningsproces ramingen jaarlijks afwisselend naar boven en naar beneden bij te stellen. Uit dien hoofde zou een zekere demping van bijstellingen wenselijk kunnen zijn. Helaas bieden de analysesresultaten weinig bruikbare handvatten om de stabiliteit van ramingen te verhogen. In de meeste gevallen blijkt een gemiddelde jaarlijkse bijstelling van de vierdejaarsprognose van leerlingenbestanden van rond de 2% op te treden. Enkele methoden die toch al niet op hun voorspelkracht waren uitgeselecteerd, doen het in dit opzicht relatief slecht. Een relatief hoge stabiliteit is kenmerkend voor de OLS-schatting van het lineaire trendmodel. Helaas valt deze aanpak nu juist uit de toon door een uitzonderlijk slechte voorspelkracht. Men zou zich omgekeerd ook de vraag kunnen stellen welke aanpassingen in de DFD-methode zouden kunnen worden aangebracht ter verhoging van de stabiliteit van de uitkomsten. Hierbij draait het erom dat de laatste waarneming dan minder gewicht zou moeten krijgen. Enerzijds moet dan worden afgezien van discontering bij de bepaling van de trendterm, anderzijds zou het niveau van de raming dan niet alleen moeten afhangen van de laatste waarneming, maar worden gebaseerd op een (gewogen) gemiddelde van een reeks van waarnemingen. Door deze aanpassingen schuift men op van een DFD-aanpak in de richting van de OLS-schatting van het lineaire trendmodel. Deze weg is niet begaanbaar, omdat hij te zeer ten koste gaat van de voorspelkracht.

Noten

- 1 De auteur van het huidige rapport was ook de (anonieme) auteur van het eerstgenoemde rapport.
- 2 Bij deze methode wordt de procentuele fout volgens extrapolatiemethode 1 afgetrokken van die volgens extrapolatiemethode 2. Vervolgens worden de rangnummers van de absolute verschillen bepaald en worden de rangnummers van de positieve verschillen opgeteld. Een lage som duidt erop dat methode 2 beter is, een hoge dat methode 1 beter is. Hiervan zijn twee toepassingen gebruikt.
- Ten eerste zijn toetsen uitgevoerd op de jaargemiddelden ($N = 6$). In dit geval zou bij de tekentoets sprake zijn van significantie op 3%-niveau als één van de methoden in alle zes gevallen beter scoort dan de andere. Als er ook maar één afwijking is, wordt geen acceptabel significantieniveau bereikt. De Wilcoxon-toets, die iets scherper is, accepteert een 5:1 verhouding als significant op 6%-niveau indien het rangnummer van het uitzonderingsgeval 1 is en als significant op 10%-niveau indien dit 2 is.
- Ten tweede is de Wilcoxon-toets op de individuele AAPE-gegevens data toegepast ($N = 600$ voor de GEKS-reeksen uit bijlage I; $N = 204$ voor de onderwijsreeksen in dit hoofdstuk). Hierbij is een vergelijking toegepast waardoor de som van de positieve rangnummers wordt omgerekend in een Z-waarde, corresponderend met een standaardnormale verdeling (Siegel 1956: 79). De uitkomsten sporen vrij goed met die van de vergelijkbare toets op de jaargemiddelden.
- 3 Deze methode is wel geschikt voor het vergelijken van de voorspelfout van verschillende extrapolatiemethoden voor één afzonderlijke reeks.
- 4 Namelijk in de tekst rond tabel I.3 in bijlage I.
- 5 De effecten zijn geschat via een logistische specificatie in niveaus. Omdat een logistische specificatie echter nadelig blijkt te zijn voor de voorspelkracht, zijn de uitkomsten omgerekend naar elasticiteiten en vervolgens toegepast op de ongetransformeerde reeks (zie tabel 5.3 en vergelijking 7.7). Hierbij is discontering toegepast.
- 6 In de plaats van de prognose en realisatie in vergelijking (8.2) komen hier prognose 1 en prognose 2.
- 7 Een andere suggestie die van deze uitkomsten uitgaat, is dat de overstap van de logit-coëfficiënten volgens vergelijking (7.6) naar elasticiteiten volgens vergelijking (7.7) naast gunstige ook nadelige effecten kan hebben.
- 8 Hierbij zijn de volgende bedragen per student gehanteerd (peiljaar 1993): basisonderwijs f 4.400, speciaal onderwijs f 13.600, avo/vbo f 7.000, mbo f 7.700, hbo f 9.800, wetenschappelijk onderwijs f 12.000, deeltijd-avo f 4.700, beroepsbegeleidend onderwijs f 3.000, deeltijd-mbo f 4.000, deeltijd-hbo f 7.400.
- De bedragen zijn berekend door de totale onderwijskosten in het kalenderjaar 1993 te delen door het gewogen gemiddelde aantal leerlingen in 1992/93 en 1993/94 (gewichten: 5:7).
- 9 In het geval van leeftijdsdeelnamemodel 2 bleek DFD-plus aanmerkelijk beter dan DFD, bij leeftijdsdeelnamemodel 1 was er weinig verschil.
- 10 Dit geldt voor het voortgezet en hoger onderwijs ook op de wat langere termijn. Bij het basisonderwijs kunnen onzekerheden over de ontwikkeling van het aantal geboorten vanaf het jaar $t+5$ meer effect sorteren.
- 11 Hiermee wordt bedoeld op een aanpak waarbij het deelnamepercentage voor elke relevante jaarklasse (4-jarigen, 5-jarigen,.....n-jarigen) afzonderlijk wordt berekend en geëxtrapoleerd. Bij de leeftijdscategorieën van 4-11 jaar, 25-29 jaar en 30 jaar en ouder is hierbij overigens wel aggregatie toegepast.
- 12 Overigens blijkt de fijne leeftijdsdeelnamemethode het totaal van lagere en hogere trap van het voortgezet onderwijs veel beter te voorspellen. De problemen betreffen vooral de hogere trap en de afbakening tussen hogere en lagere trap.
- 13 In Simplon zit van oorsprong een herinschrijvingspatroon dat is geënt op de situatie in de periode 1990-1995. Dat geldt zowel voor hbo als wetenschappelijk onderwijs. Dit wordt van jaar op jaar aangepast via een kalibratiefactor (zie vergelijkingen 6.19 en 6.20). Omdat bij het wetenschappelijk onderwijs een herstructurering is doorgevoerd, wordt daar voor de jaren tachtig een herinschrijvingspatroon gehanteerd dat is overgenomen uit de toenmalige Worsa-prognoses. De overgang tussen beide patronen vond rond 1989 plaats en is eveneens in Simplon geprogrammeerd. Het voert te ver om de gradaties van onzekerheid waarmee de prognosemakers in die jaren werden geconfronteerd te kopiëren. Daarom is voor een zuivere vergelijking de omgekeerde weg bewandeld en een Worsa-uitkomst berekend die een even grote graad van voorkennis inhoudt als de Simplon-aanpak.
- 14 In aansluiting op het gestelde in paragraaf 8.1 kan hier worden opgemerkt dat men bij het toetsen van ramingsuitkomsten van afzonderlijke reeksen altijd in de valkuil terecht kan komen van toevalstreffers. Vandaar dat conclusies in dit rapport bij voorkeur worden onderbouwd door een analyse van betrekkelijk grote aantallen reeksen.
- 15 Op onverklaarbare wijze blijft namelijk het leerlingenaantal in meao-4 met 5.000 à 6.000 achter bij het aantal dat op grond van de bezetting van meao-3 in het voorgaande jaar werd verwacht.

9 Toekomstverkenningen

9.1 Inleiding

In hoofdstuk 6 is ingegaan op ramingsmodellen en in hoofdstuk 7 op extrapolatiemethoden. Vervolgens is in hoofdstuk 8 de voorspelkracht van ramingsmodellen en van de daarbij gebruikte extrapolatiemethoden onderzocht.

Ten behoeve van adviezen over de allocatie van middelen heeft het SCP in het verleden de zogeheten demoramings en basisramings voor quartaire voorzieningen geïntroduceerd (zie § 6.2 en de inleidende paragraaf van bijlage I). De eerste beoogt de effecten te reflecteren van de demografische ontwikkeling, de tweede de gecombineerde effecten van demografische en trendmatige ontwikkelingen. Op grond van de bevindingen in hoofdstuk 8 ligt het voor de hand om de basisraming voor de sector onderwijs in het vervolg te baseren op het ramingsmodel Simplon in combinatie met de extrapolatiemethode aangeduid als DFD-plus. De demoramings, die louter de effecten van demografische veranderingen weergeeft, zal worden gebaseerd op het Simplon-model met vaste coëfficiënten. Deze aanpak correspondeert met de naïeve extrapolatiemethode uit hoofdstuk 8. Voor de duidelijkheid: deze methoden zijn dus gebaseerd op het constant houden dan wel extrapoleren van deelname- of stroomcoëfficiënten.

Hoewel de toevoeging van exogene variabelen als prijs en inkomen volgens de analyses in hoofdstuk 8 niet per se blijkt te leiden tot een verhoging van de voorspelkracht van prognoses, zal bij enkele varianten rekening worden gehouden met ontwikkelingen in dergelijke exogene variabelen. Bij de prijs is de motivatie daarvoor dat recentelijk omvangrijke wijzigingen zijn doorgevoerd in het stelsel van studiefinanciering en dat de collegegelden gestadig toenemen. Deze hebben aanleiding gegeven tot sterke effecten en het valt niet uit te sluiten dat dit beleid nog nader zal worden aangescherpt. Bij het inkomen kunnen de cumulatieve effecten op langere termijn aanzienlijk zijn, zodat het combineren van onderwijsramingen met inkomensscenario's toch een zekere meerwaarde kan opleveren.

Daarnaast is het mogelijk om varianten te simuleren die betrekking hebben op wijzigingen in de onderwijsstructuur. Daarbij treden twee problemen op. Ten eerste is er een veelheid van opties denkbaar en moeten betrekkelijk willekeurige keuzen worden gemaakt. Bij voorkeur zouden eventuele varianten geënt moeten zijn op bestaande beleidsvoornemens of voor de hand liggende politieke alternatieven. Ten tweede moeten bij de invulling van varianten vaak ad hoc veronderstellingen worden gemaakt over de sterkte van effecten.

De verdere opbouw van dit hoofdstuk is als volgt. Paragraaf 9.2 gaat in op de basisraming voor de middellange termijn, dat wil zeggen de periode 1997-2001. Daarbij wordt ook een vergelijking gemaakt tussen de uitkomsten van deze basisraming en de referentieraming van het ministerie van OC&W voor het jaar 2001. Paragraaf 9.3 behandelt perspectieven op de langere termijn, dat wil zeggen tot het jaar 2010. Daarbij worden de uitkomsten van de basisraming niet alleen vergeleken met de referentieramingen van het ministerie van OC&W, maar ook met de uitkomst van de CPB-scenario's voor hetzelfde jaar. Deze paragraaf breekt tevens met het mechanische karakter van de basisraming en gaat in op varianten die betrekking hebben op veranderingen in omgevingsfactoren of specifieke beleidsmaatregelen.

9.2 Prognoses voor de middellange termijn

Tabel 9.1 omvat de belangrijkste uitkomsten van de basisraming voor de middellange termijn (de periode 1997-2001). Om de geraamde ontwikkelingen in perspectief te plaatsen, zijn ook de meest recente historische ontwikkelingen opgenomen. Bij de raming is gebruikgemaakt van realisatiegegevens tot en met 1996/97 en van de bevolkingsraming 1996.

Tabel 9.1 Historische en geraamde leerlingen/studentenaantallen, 1992/93-2001/02 (aantallen x 1.000)

	realisatiecijfers			prognose		
	1992/93	1994/95	1996/97	1997/98	1998/99	2001/02
basisonderwijs	1.462	1.501	1.551	1.566	1.577	1.576
speciaal onderwijs ^a	111	116	120	122	124	131
avo/vbo	885	876	858	853	856	891
voltijd-mbo	283	290	285	288	291	302
voltijd-hbo						
eerstejaars ^b	63	63	64	65	67	71
ingeschrevenen	213	228	232	233	236	252
wetenschappelijk onderwijs						
eerstejaars ^b	34	32	28	28	28	27
bruto-ingeschrevenen	186	184	165	159	154	146
deeltijd-avo	79	74	67	64	61	53
deeltijd-mbo	50	41	36	35	34	33
beroepsbegeleidend onderwijs	160	157	155	157	159	169
deeltijd-hbo	49	45	42	40	37	32

^a Inclusief het voortgezet speciaal onderwijs.

^b Het betreft de zogenoemde eerstejaars-Nederland: personen die zich voor de eerste maal inschrijven voor de betreffende schoolsoort (dus excl. studenten die van instelling of studierichting veranderen).

Bron: CBS (Realisatiecijfers)

Bij het basisonderwijs is sprake van een zwakke stijging van de aantallen leerlingen. Tussen 1996 en 2001 stijgt het aantal leerlingen hier met 25.000 (2%). Deze stijging is het gevolg van een toename van het aantal kinderen in de betreffende leeftijdsgroep.

Bij het speciaal onderwijs zal de relatief snelle stijging van het leerlingenaantal in het recente verleden zich volgens deze prognose in de nabije toekomst voortzetten. De groei van het aantal leerlingen wordt voor deze periode geraamd op 11.000 (10%), en heeft vooral te maken met een groeiende belangstelling voor het voortgezet speciaal onderwijs.

Het totale aantal leerlingen in het algemeen voortgezet en voorbereidend beroepsonderwijs zal in de genoemde periode met 33.000 (4%) toenemen. Hier ligt de oorzaak vooral in de demografische ontwikkeling.

Bij het mbo is de stabilisatie van de laatste jaren, die de resultante was van de dalende omvang van de demografische rekruteringscategorie en een voortgaande stijging van de leeftijdsspecifieke deelname, achter de rug en zal het laatstgenoemde proces naar verwachting leiden tot een hernieuwde stijging van de leerlingenaantallen met 17.000 (6%) in de periode 1996-2001.

De verwachting voor het hbo is dat de instroom en in het kielzog daarvan ook het totale aantal ingeschreven studenten een stijging zullen blijven vertonen. De instroom stijgt met

7.000 (13%) en de ingeschreven studenten met 20.000 (9%) in de genoemde periode. De instroom in het wetenschappelijk onderwijs zal zich gaan stabiliseren na de forse dalingen van de afgelopen jaren, die vooral tot uitdrukking komen bij de zogenoemde indirecte instroom en die samenhangen met maatregelen op het gebied van de studiefinanciering. Het totale aantal studenten blijft echter vooralsnog teruglopen (daling met 19.000, d.w.z. 11%) in de periode 1996-2001. Dit is vooral het gevolg van de vertraagde doorwerking van de daling in de instroom in de voorgaande jaren.

Van de in de tabel opgenomen soorten deeltijd onderwijs vertoont het beroepsbegeleidend onderwijs een groei van 9% in de periode 1996-2001 en vertoont het deeltijd-hbo een forse teruggang (met bijna 25%). Het deeltijd-avo en deeltijd-mbo zullen in de betreffende periode teruglopen met circa 10% en 20%.

In tabel 9.2 worden de uitkomsten van de basisraming 1997 vergeleken met de overeenkomstige uitkomsten van de referentieraming 1997 (OC&W 1997a). Omdat bij het deeltijdonderwijs sprake is van definitieverschillen (beroepsbegeleidend onderwijs) en diverse ad hoc aanpassingen door het ministerie, heeft de vergelijking alleen betrekking op het voltijdonderwijs.

Tabel 9.2 Vergelijking referentieraming 1997 en basisraming 1997 voor het schooljaar 2001/02^a

	referentieraming (OC&W)	basisraming	waarvan demografie	waarvan trend
basisonderwijs	+3	+2	+2	0
speciaal onderwijs	+5	+10	+4	+6
avo/vbo	+4	+4	+5	S1
voltijd-mbo	+1	+6	S3	+9
voltijd-hbo				
eerstejaars ^b	+1	+13	S8	+20
ingeschrevenen	S2	+9	S8	+17
wetenschappelijk onderwijs				
eerstejaars ^b	0	S2	S9	+7
bruto-ingeschrevenen	S12	S11	S14	+3

^a Percentuele mutatie ten opzichte van 1996/97.

Bron: OC&W 1997a (eerste kolom)

Om de interpretatie te vereenvoudigen is de ontwikkeling volgens de basisraming opgedeeld in een demografische en een trendmatige component. De eerste komt overeen met de eerdergenoemde demoraming. Alleen bij het basisonderwijs en het avo/vbo is de trendmatige component verwaarloosbaar. De demografische ontwikkeling geeft bij deze schoolsoorten aanleiding tot een lichte groei. Bij mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs leidt de demografische ontwikkeling tot een teruggang met 3% tot 14%. Deze wordt echter ten dele (wetenschappelijk onderwijs) tot ruimschoots (mbo en vooral hbo) gecompenseerd door de geraamde stijging van de onderwijsdeelname.¹

Bij de vergelijking van de basisraming en de referentieraming moet er rekening mee worden gehouden dat ramingen blijkens de bevindingen in hoofdstuk 8 worden gekenmerkt door aanzienlijke onzekerheidsmarges. Daarom moet niet veel belang worden gehecht aan de signaalwaarde van kleine verschillen. Bij grotere verschillen moet gezocht worden naar de oorzaken en is de vraag van belang of er aanwijzingen zijn dat de uitkomst van de basisraming betrouwbaarder of juist minder betrouwbaar is dan de uitkomst van de referentieraming.

Volgens de basisraming groeit het speciaal onderwijs aanzienlijk sneller dan in de referentieraming. Dit gaat deels ten koste van het basisonderwijs. Verder valt een opmerkelijk verschil te constateren voor het mbo, dat volgens de basisraming met 6% groeit en zich volgens de referentieraming stabiliseert. De grootste verschillen treden op bij het hbo, dat volgens de basisraming 9% groeit, maar zich volgens de referentieraming eveneens stabiliseert. Daarentegen stemmen de prognoses voor avo/vbo en wetenschappelijk onderwijs redelijk overeen.

Hogere uitkomsten van de basisraming voor het speciaal onderwijs en het middelbaar beroepsonderwijs zijn 'vaste prik'. In de referentieraming is jarenlang rekening gehouden met het beleid dat ten aanzien van de toegankelijkheid van het speciaal onderwijs wordt gevoerd en zijn de geraamde aantallen benedenwaarts bijgesteld. In 1996 is de instroom in het speciaal onderwijs als gevolg van het plotselinge succes van het genoemde beleid fors gedaald. Bij de referentieraming wordt dit punt in de extrapolatie betrokken en is zelfs een handmatige correctie naar boven toegepast om de daling niet al te sterk te laten uitvallen. In de basisraming wordt deze ontwikkeling als een eenmalige trendbreuk geïnterpreteerd en wordt wel het niveau van de raming, maar niet de trend aangepast. Hoewel op basis van de beschikbare informatie niet valt te zeggen of de beleidseffecten inmiddels zijn uitgewerkt, is op zich aannemelijk dat de lange-termijngroei-trend zich daarna zal herstellen. Hoewel de basisraming om technische redenen mijns inziens de voorkeur verdient, zijn er per saldo te veel onzekerheden over de uitwerking van recent beleid om te kunnen concluderen dat deze ook de grootste kans heeft om in 2001 uit te komen.

Bij het mbo is sprake van een systematische onderschatting van de groei door CPB en door O(C)&W (vgl. ook § 8.4). De vierdejaarsprognose van Skill voor het mbo valt door de jaren heen gemiddeld een kleine 10% te laag uit. Deze systematische onderschatting heeft vermoedelijk te maken met het fixeren in plaats van extrapoleren van de ongediplomeerde en indirecte instroom uit uiteenlopende bronnen. Dit laatste geldt ook voor Lector. Hoewel er (nog) geen aanwijzingen zijn voor systematische onderschatting is het opvallend dat in ieder geval het mbo in de referentieraming ook op langere termijn de demografische ontwikkeling volgt, hetgeen zou impliceren dat de snelle expansie van het mbo plotsklaps is afgebroken. Dit klinkt weinig aannemelijk. Deze problematiek komt in paragraaf 9.3 nader aan de orde.

De verschillen bij het hbo liggen op de middellange termijn voor een belangrijk deel aan ingecalculerde beleidseffecten: als gevolg van de voornemens voor de verkorting van de studieduur van de instromers uit het mbo en een veronderstelde verschuiving van voltijd- naar deeltijd-hbo valt het geraamde aantal ingeschreven studenten circa 7% lager uit. Genoemde voornemens tot verkorting van de studieduur, die een uitvloeisel zijn van bezuinigingsafspraken in het Regeerakkoord, staan nog ter discussie. Volgens de analyses in hoofdstuk 5 (tabel 5.1) is bij de instromers uit het mbo sprake van een hoge prijselasticiteit (in de orde van -1). Omdat verkorting van de studieduur kan worden geïnterpreteerd als een evenredige prijsverlaging, is er daarom een aanzienlijke kans dat het primaire effect van de studieduurverkortings geheel zal worden gecompenseerd door gedragseffecten. Met andere woorden: naar de mate waarin de beoogde verkorting van de studieduur zal worden bereikt, zullen de daaruit resulterende besparingen weglekken via een extra toename van de doorstroom mbo-hbo. Dit verklaart overigens niet waarom ook de hbo-instroom in de referentieraming sterk achterblijft. Dit punt komt nader aan de orde in paragraaf 9.3.

De verschillen in uitkomst tussen de basisraming en de referentieraming voor mbo en hbo zijn aanzienlijk. Op grond van de hier gegeven argumentatie moeten beleidsvoerders rekening

houden met een reëel risico dat de OC&W-raming in deze opzichten te laag zal blijken te zijn, vooral doordat onvoldoende rekening is gehouden met de groei van de ongediplomeerde instroom (mbo) en met gedragseffecten (hbo).

9.3 Perspectieven op langere termijn

In tabel 9.3 zijn de uitkomsten vermeld van de basisraming voor het schooljaar 2010/11.

Tabel 9.3 Overzicht van enkele prognoseresultaten voor het jaar 2010/11 (leerlingen/studentenaantallen x 1.000)

	primair	avo/vbo	mbo	hbo	wo
aantallen 1996/97	1.671	858	285	232	165
demografie	\$ 45	+ 68	+ 26	\$ 8	\$ 25
trend	+ 14	\$ 31	+ 73	+ 131	+ 20
basisraming	1.640	895	384	355	160
indicatie foutenmarge ^a	± 16	± 36	± 32	± 56	± 24
hoge variant bevolkingsraming ^b	+ 162	+ 32	+ 6	+ 6	+ 3
lage variant bevolkingsraming ^b	\$ 162	\$ 32	\$ 6	\$ 6	\$ 3

^a Globale indicatie van foutenmarge, exclusief effecten bevolkingsontwikkeling en ervan uitgaande dat geen ingrijpende beleidswijzigingen worden doorgevoerd. De kans dat realisatie buiten dit interval valt, ligt onder deze voorwaarden in de orde van 30%.

^b Volgens de CBS-bevolkingsraming 1996. De overschrijdingskans is eveneens in de orde van 30%.

In de eerste regel van de tabel zijn de leerlingen- en studentenaantallen voor het studiejaar 1996/97 aangegeven. De tweede regel geeft de geraamde mutatie tot 2010 als gevolg van demografische ontwikkelingen. Deze zijn berekend als het verschil tussen de demoraming en de huidige aantallen. De derde regel geeft de effecten van de trendmatige ontwikkelingen tot 2010. Het betreft het verschil tussen de basisraming en de demoraming. De demografische ontwikkeling vertoont minnen voor primair en hoger onderwijs en plussen voor avo/vbo en mbo. De trendmatige ontwikkeling is vooral sterk bij mbo en hbo.² Per saldo neemt volgens de basisraming het aantal leerlingen in het primair onderwijs, het avo/vbo en het wetenschappelijk onderwijs tussen nu en 2010 met enkele procenten toe of af, maar groeit het mbo met 35% en het hbo met 50%.

Het is duidelijk dat onderwijsramingen, evenals vele andere uitspraken over toekomstige ontwikkelingen, behept zijn met grote onzekerheden. Bij schoolsoorten als mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs blijkt de ramingsfout per jaar gemiddeld met ruim 1% op te lopen. Een prognose zonder indicatie van foutenmarges geeft dus een bedrieglijk schijn van zekerheid. Daarom geeft het tweede deel van tabel 9.3 inzicht in mogelijke foutenmarges. Ten eerste is op basis van de uitkomsten in hoofdstuk 8 een ruwe inschatting gemaakt van de foutenmarges van de basisraming. Over een periode van vijftien jaar hebben we bij gegeven bevolkingsontwikkeling en voorzover er geen sprake is van forse beleidsingrepen of andere trendbreuken, naar verwachting te maken met gemiddelde ramingsfouten in de orde van 5%-10% voor het mbo en 10%-15% voor het wetenschappelijk onderwijs en hbo. Daarnaast zijn de effecten weergegeven van afwijkende demografische ontwikkelingen. Deze zijn gebaseerd op de hoge en de lage variant van de CBS-bevolkingsprognose 1996. Zelfs in 2010 is het effect van de aangegeven foutenmarge in de bevolkingsraming op de aantallen studenten in mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs verwaarloosbaar ten opzichte van de

overige foutenbronnen in de onderwijsraming. Bij het avo/vbo ligt de foutenmarge zowel voor de onderwijsraming als voor de bevolkingsraming in de orde van 4%. Alleen bij het primair onderwijs is de demografische ontwikkeling de belangrijkste foutenbron (in orde van 10%). Kennelijk heeft de onzekerheid over het geboortecijfer een veel grotere invloed op onderwijsramingen dan de onzekerheid met betrekking tot internationale migratie. De invloed van fouten in geraamde geboortecijfers dringt uiteraard pas met grote vertraging door in het voortgezet en hoger onderwijs.

De invloed van het groeiende percentage allochtonen onder de jongeren valt moeilijk exact in te schatten. Doordat allochtonen een sterk afwijkende onderwijsloopbaan volgen (CBS/CPB 1997; Tesser en Veenman 1997) heeft dit invloed op de gemiddelden. Om de effecten hiervan te berekenen zou een apart onderwijsmodel voor allochtonen moeten worden opgezet. Omdat het percentage allochtonen onder de jongeren zich in een geleidelijk stijgende lijn bevindt, mag worden aangenomen dat deze ontwikkeling impliciet en grofweg in de extrapolatie ten behoeve van de basisraming is meegenomen.

Prognoses op langere termijn zijn hachelijk. Dit geldt niet alleen voor zuivere extrapolatie op basis van een trendterm, die verkregen is via een methode (discontering) die op zich al het tijdelijke karakter van trends reflecteert, maar ook voor scenario's op basis van verklaringsmodellen. Een deel van de coëfficiënten in het Simplon-model is betrekkelijk stabiel en ondergaat ook op langere termijn weinig verandering. Dit betreft bijvoorbeeld de zogenoemde leerjaarratio's. Een ander deel van de coëfficiënten is op natuurlijke wijze begrensd: de doorstroom van vwo-, havo-, mavo- en vbo-gediplomeerden kan nog maar beperkt toenemen. Vooral coëfficiënten die een opwaartse trend vertonen en vooralsnog geen bovengrens benaderen, leveren problemen en onzekerheden op. Het betreft de 'overige' (vooral ongediplomeerde) instroom in mbo, de doorstroom mbo-hbo en de indirecte instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs. In enkele van deze gevallen is bovendien de rekruteringsgroep grof afgebakend. In logaritmische of logistische varianten, maar op langere termijn ook in sommige ongetransformeerde varianten, neemt de instroom uit dergelijke bronnen onevenredig toe. Dit geldt ook bij de toepassing van verklaringsmodellen voorzover er sprake is van een sterke inkomensgroei. Op basis van de bevindingen in hoofdstuk 8 is de randvoorwaarde opgelegd dat de jaarlijkse mutatie in coëfficiënten ten hoogste 5% kan bedragen. De instroom uit genoemde bronnen kan daardoor in een periode van vijftien jaar hooguit verdubbelen.³ Dit impliceert wel dat sommige uitkomsten nogal afhankelijk zijn van de betrekkelijk arbitraire keuze van een dergelijke limiet.

In het algemeen moet voorts het voorbehoud worden gemaakt dat geen rekening is gehouden met terugkoppelingseffecten tussen onderwijs en omgeving. Deze worden op de langere termijn steeds belangrijker. Het gaat hier bijvoorbeeld om de gevolgen van de onderwijsdeelname voor het aanbod van gekwalificeerd personeel, economische groei en de inkomensverdeling.⁴

Bij de doorrekening van de invloed van alternatieve economische ontwikkelingen is tot op bepaalde hoogte aansluiting gezocht bij de lange-termijnstudie van het CPB (zie CBS/CPB 1997). Deze studie omvat drie scenario's, die bekend staan als Divided Europe (DE), Global competition (GC) en European coordination (EC) en primair betrekking hebben op economische ontwikkelingspaden. Volgens het eerste scenario worden sociaal-economische problemen niet goed aangepakt en verslechtert de Europese concurrentiepositie, waardoor de economische groei gering is (1,5% per jaar) en de werkloosheid aanhoudend hoog blijft. In het tweede scenario ligt de nadruk op een dynamische technologische ontwikkeling, sterke internationalisering en een grote rol van het marktmechanisme. De economische groei is hoog

(3,25% per jaar). In het derde scenario speelt beleidscoördinatie een belangrijke rol en vindt een verregaande Europese integratie plaats. De economische groei is iets minder dan in het tweede scenario, maar aanmerkelijk sterker dan in het eerste scenario (2,75% per jaar). Typierend voor de CPB-scenario's is dat is uitgegaan van demografische ontwikkelingen en beleidsbeslissingen ten aanzien van het onderwijsstelsel die min of meer aansluiten bij de gekozen economische scenario's.⁵ Op de uitkomsten van deze analyse met betrekking tot de onderwijsdeelname wordt nog ingegaan.

De doelstelling van de economische scenario's is hier om plausibele alternatieven te schetsen met een maximaal positief of negatief effect op de onderwijsdeelname. De scenarioanalyse van het CPB wordt daarbij als referentiepunt gebruikt, maar de veronderstellingen zijn niet volstrekt identiek. Tabel 9.4 geeft de uitgangspunten van deze exercitie weer.

Tabel 9.4 Uitgangspunten scenario's

	inkomen ^{a b}	uitkeringen ^b	werkloosheid ^c	beurzen ^b	colleged ^b
hoge economische groei (± GC-scenario)	2,8	0,0	4	0,0	2,8
lage economische groei (± DE-scenario)	1,3	1,3	8	1,3	1,3
versoering studiefinanciering	1,3	1,3	8	0,0	2,8
specifieke ingrepen studiefinanciering	1,3	1,3	8	specifiek	2,8
stimulering onderwijsdeelname	1,3	1,3	8	2,8	naar 0

^a Besteedbaar inkomen per hoofd.

^b Gemiddeld jaarlijks reëel groeipercentage 1996-2010.

^c Werkloosheidspercentage in 2010.

Uitgangspunt hierbij is de neoklassieke veronderstelling dat lage uitkeringen en kleine verschillen tussen bruto- en netto-inkomens (d.w.z. bepaalde vormen van denivellering) een stimulant leveren voor hoge groei en daarmee voor verlaging van de werkloosheid. Simpel gesteld wordt een meerdimensionaal keuzeprobleem hierdoor gereduceerd tot een eendimensionaal keuzeprobleem. Daardoor is er geen scenario waarin alle invloeden op de onderwijsdeelname in dezelfde richting werken: de invloed van werkloosheid en gedeerde inkomsten mitigeert als het ware de andere effecten. Ten aanzien van de gedeerde inkomsten van jongeren wordt een technisch uitgangspunt gekozen, namelijk dat de groeivoet hiervan het gemiddelde is van die van inkomen en uitkeringen.

Voor de studiebeurzen en collegegeld worden in deze scenario's eveneens technische veronderstellingen gehanteerd, namelijk dat de beurzen dezelfde ontwikkeling vertonen als de uitkeringen en dat de collegegeld conform het beleid van de afgelopen jaren een reële stijging vertonen. In het hoge-groeienscenario neemt de prijs van onderwijs als gevolg daarvan, maar ook als gevolg van de stijging van de gedeerde inkomsten, sterk toe.⁶

Tabel 9.5 geeft de numerieke uitkomsten van dit hoge- en lage-groeienscenario, alsmede enkele nog te bespreken varianten die betrekking hebben op veranderingen in studiefinanciering en collegegeld.

Tabel 9.5 Overzicht van enkele simulaties voor het jaar 2010/'11 (leerlingen/studentenaantallen x 1.000)

	primair	avo/vbo	mbo	hbo	wo
basISRaming	1.640	895	384	355	160
hoge economische groei	0	§ 3	+ 20	+ 107	+ 8
lage economische groei	0	+ 2	§ 41	§ 3	§ 25
maximaal 4 jaar					
studiefinanciering ^a	0	0	0	§ 29	0
versobering studiefinanciering ^a	0	+ 1	§ 12	§ 15	§ 1
afschaffing basisbeurs ^a	0	+ 1	§ 18	§ 34	§ 7
stimulering onderwijsdeelname ^a	0	§ 2	+ 39	+ 47	+ 4

^a Genoemde mutaties zijn berekend ten opzichte van het lage-economische-groeiszenario.

Ten aanzien van de doorberekening van de effecten van economische groei moet overigens het algemene voorbehoud worden gemaakt dat de indruk bestaat dat de in hoofdstuk 5 gevonden inkomenselasticiteiten aan de hoge kant zijn. Wellicht vallen de hier berekende inkomens-effecten daardoor te hoog uit. In het scenario met hoge economische groei wordt de groei van met name hbo verder versterkt. Dit gaat vooral gepaard met een forse groei van de indirecte instroom in het hbo. Op de plausibiliteit daarvan wordt nog nader ingegaan. Met name de uitkomsten van dit scenario zijn sterk beïnvloed door de eerder besproken grenzen aan de groei.⁷

In het scenario met lage economische groei vallen met name de aantallen in mbo en wetenschappelijk onderwijs beduidend lager uit. In relatieve zin gaat het om dalingen met 10% respectievelijk 15%.

De afgelopen vijf jaar heeft de studiefinanciering als posterioriteit binnen het O(C)&W-budget gegolden. Dit komt tot uitdrukking in een dalende reële hoogte van de basisbeurs (met compensatie voor lage inkomensgroepen via een verhoging van de aanvullende beurs), stapsgewijze versobering van de OV-jaarkaart voor studerenden, stijgende collegegelden en specifieke maatregelen met betrekking tot de maximale leeftijd en de maximale studieduur. Door deze maatregelen werden oudere studenten en 'stapelaars' hbo-wo het sterkst getroffen. In bijlage L wordt ingegaan op schattingen en ex ante ramingen van de effecten hiervan. Hieruit blijkt dat de dalingen in de indirecte instroom in het wetenschappelijk onderwijs in belangrijke mate zijn toe te schrijven aan de effecten van deze studiefinancieringsmaatregelen (zie ook OC&W 1995b en 1995c; SCP 1996a; Bronneman-Helmers en Kuhry 1996). Naar aanleiding van het onlangs gepubliceerde rapport van de commissie-Hermans (TK 1997/1998) zal de komende tijd een discussie worden gevoerd over alternatieven voor het huidige stelsel van studiefinanciering. In het licht van gepubliceerde beleidsvoornemens moet in ieder geval rekening gehouden worden met een verdere verhoging van de collegegelden en wellicht ook met een verlaging van de basisbeurs. Ter illustratie van de mogelijke effecten van dit type maatregelen is in tabel 9.5 een aantal varianten opgenomen die betrekking hebben op aanpassingen in het stelsel van studiefinanciering.

De eerste studiefinancieringsvariant is gericht op een afremming van de doorstroom mbo-hbo. Deze vertoont een fors stijgende tendens, en neemt in sommige scenario's toe van circa 30% in 1996 tot meer dan 50% in 2010. Deze ontwikkeling komt over als ondoelmatig, omdat er sprake is van een aanzienlijke leeromweg. Op termijn lijkt hierdoor de rol van het mbo als zelfstandige eindopleiding te worden aangetast. Bovendien heeft de maatschappij niet alleen behoefte aan leidinggevend, maar ook aan middenkader.⁸ In lijn met de effectieve maatregel

gericht tegen stapelaars hbo-wo zou deze maatregel kunnen worden gegeneraliseerd tot een maximum recht op vier jaar studiefinanciering. Met name de rechten op studiefinanciering van de doorstromers mbo-hbo worden daardoor aanzienlijk beknot. Naar verwachting leidt dit tot een initiële vermindering van de aantallen studenten in het hbo met circa 29.000 (t.o.v. het technische uitgangspunt, de lage-groeiraming).⁹ Dit correspondeert met een vermindering van de mbo-hbo-doorstroom met 30%. Op termijn kunnen de gevolgen nog aanmerkelijk groter zijn, omdat daardoor ook de rekruteringsgroep voor de indirecte instroom slinkt.

Daarnaast is een versoberingsvariant opgenomen, die overigens goed spoort met het beleid van de afgelopen jaren, namelijk de studiebeurs op de reële nullijn en een relatief sterke stijging van de collegegelden. Ten derde is een variant doorgerekend waarin de basisbeurs met ingang van het jaar 2000 geheel wordt afgeschaft. Hierbij is aangenomen dat het wegvallen van de basisbeurs voor kinderen van ouders met een laag inkomen wordt gecompenseerd door een toename van de inkomensafhankelijke aanvullende beurs. Een dergelijke afschaffing van de basisbeurs, die een logisch sluitstuk lijkt te vormen van het beleid van de afgelopen jaren, heeft overigens betrekkelijk weinig invloed (max. 5% à 10%). De effecten voor het wetenschappelijk onderwijs zijn in verhouding tot de ontwikkelingen in het recente verleden gering. Dit is vooral een gevolg van het feit dat de meest prijsgevoelige studentencategorie inmiddels voor een groot deel heeft afgehaakt. Hoewel de effecten gematigd zijn, zijn ze aanmerkelijk hoger dan de gevolgen die De Jong et al. (1997: 41-42) becijferen voor een variant waarin de studiebeurzen geheel worden vervangen door rentedragende leningen (effect -3%); deze berekeningen hebben overigens alleen betrekking op de directe doorstroom van havo- en vwo-gediplomeerden.

Om de indruk weg te nemen dat impliciet wordt gepleit voor verdere versobering van de beurzen, is ook een stimuleringsvariant doorgerekend, waarbij de beurzen sterk groeien in koopkracht en de collegegelden geleidelijk worden afgeschaft. Dit leidt tot aanzienlijke groei bij het mbo en hbo. Om een sterke groei van het wetenschappelijk onderwijs te bewerkstelligen, zijn zwaardere maatregelen nodig, zoals het ongedaan maken van de 27-jarigenmaatregel en een verlenging van de maximale duur van de studiefinanciering.

In de figuren 9.1 tot en met 9.3 zijn naast de demo- en basisraming enkele alternatieve prognoses voor het jaar 2010 opgenomen, die betrekking hebben op respectievelijk het voltijd- mbo, het voltijd-hbo en het wetenschappelijk onderwijs. Dit betreft onder meer de referentieraming 1996 (OC&W 1996). Daarnaast zijn voor het jaar 2010 de lange-termijnscenario's volgens CBS/CPB (1997) opgenomen. De onderwijsramingen volgens het European coordination-scenario wijken maar weinig af van die van het Global competition-scenario en de ramingen volgens het Divided Europe-scenario verschillen vrij sterk van de beide andere scenario's. In het vervolg wordt daarom alleen ingegaan op uitkomsten van de laatstgenoemde twee scenario's. Van de scenario's uit de voorgaande alinea's zijn twee combinatiescenario's opgenomen, die worden aangeduid als HG (hoge economische groei) en LV (lage economische groei en versobering studiefinanciering).

De demoraming, die neerkomt op een gelijkblijvende leeftijdsspecifieke deelname, is vrij vlak. Dit impliceert dat de omvang van de voor het mbo relevante bevolkingsgroep (15-20 jaar) betrekkelijk stabiel is in de komende vijftien jaar. De referentieraming van OC&W komt iets hoger uit dan de demoraming. De CPB-scenario's, die betrekking hebben op enkele steekjaren, komen op aanmerkelijk hogere uitkomsten voor 2010. Naar verhouding zijn de basisraming en de raming volgens het HG-scenario op te vatten als uitbijters. In de basisraming groeit het mbo met bijna 100.000 leerlingen ofwel 35%. De HG- en LV-scenario's markeren een ruime onzekerheidsmarge rond deze basisraming.

GC staat voor Global competition- scenario en DE voor 'Divided Europe-scenario (CPB)
HG staat voor hoge-groei-scenario en LV voor lage-groei/versoeringsscenario (zie tekst).

Ten aanzien van de referentieraming kan worden gesteld dat hierin geen rekening wordt gehouden met de voortgaande maatschappelijke tendens en met het beleidsmatige streven naar het tegengaan van ongediplomeerde uitval. Zonder majeure stelselwijzigingen of veranderingen in ons maatschappelijke bestel is het onwaarschijnlijk dat de mbo-deelname een pad zal volgen dat ligt onder de demoraming of zelfs onder de uitkomst volgens het LV-scenario. De huidige generatie jongeren erft de aspiraties van de ouders en zal zich niet kunnen permitteren om met een lagere kwalificatie op de arbeidsmarkt te verschijnen dan de voorgaande generatie. Het beleid zal naar verwachting gericht blijven op de doelstelling dat jongeren zich op de arbeidsmarkt aanmelden met een kansrijke startkwalificatie. Het belangrijkste mechanisme dat onder die omstandigheden zou kunnen leiden tot vermindering van de omvang van het middelbaar beroepsonderwijs, is een uitbouw van het beroepsbegeleidend onderwijs (bbo). De vraag is of dit, gegeven de flexibilisering van de arbeidsmarkt, nog tot de mogelijkheden behoort. Mensen zullen tijdens hun loopbaan steeds vaker van werkgever en functie veranderen (zie bv. Paape en Webbink 1996). Men zou kunnen veronderstellen dat *on-the-job*-training onder zulke omstandigheden noch voor werknemers noch voor werkgevers aantrekkelijk is. Volgens CPB (1997c) ligt dit echter genuanceerder. Het draait erom hoe de baten en lasten van de duale leerweg worden verdeeld over werknemers, werkgevers, branche-organisaties en overheid. Hoe dan ook is de omvang van het bbo in sterke mate afhankelijk van aanbodfactoren; een cruciale rol daarbij speelt uiteraard de opstelling van overheid en bedrijfsleven.

Er zijn twee andere, meer technische argumenten die pleiten voor het serieus nemen van de basisraming, die is gebaseerd op het doortrekken van de historische groei in de doorstroomcoëfficiënten. Ten eerste blijkt dat de CPB- en OC&W-ramingen door de jaren heen systematisch te laag zijn geweest: bij de vierdejaarsprognose lag deze foutenmarge gemiddeld op -10%. De analyses in hoofdstuk 8 wijzen uit dat dit deels ligt aan het onvoldoende door-

trekken van de groei van de ongediplomeerde instroom in het (k)mbo vanuit vbo, mavo, havo en vwo. Ten tweede is het leeftijdsspecifieke deelnemingscijfer van 18-jarigen aan het mbo de afgelopen vijftien jaar gestegen van 16% naar 37% (CBS 1994 en 1996a). Hoewel het aantal leerlingen in het mbo de afgelopen jaren niet steeg, zette de stijging van de leeftijdsspecifieke deelnamepercentages ook in die jaren onverminderd door. Deze stijging werd gecompenseerd door de afname van het aantal jongeren. Nu de daling van het aantal jongeren tot stilstand is gekomen, valt daarom te verwachten dat de leerlingenaantallen weer zullen gaan stijgen. De in het HG-scenario veronderstelde toename van de relevante stroomcoëfficiënten is fors en houdt wellicht onvoldoende rekening met plafondeffecten. Volgens dit scenario zal de doorstroom mavo 4-mbo toenemen van 74% tot 85% en de doorstroom mavo 4-havo 4 (thans circa 15%) meer dan halveren ten gunste van de doorstroom mavo-mbo. De restgroep omvat uitsluitend zittenblijvers. De doorstroom vbo 4-mbo neemt toe van 54% tot 85% ten koste van de uitstroom van gediplomeerden. Het is de vraag of dit ten koste zal gaan van het bbo (leerlingwezen), of dat met name leerlingen in het kort-mbo later alsnog naar het bbo doorstromen. De 'overige' instroom, die vooral betrekking heeft op ongediplomeerde instroom vanuit vbo, mavo, havo en vwo, verdubbelt ruimschoots van 14.000 naar 30.000.

Figuur 9.2 heeft betrekking op het voltijd-hbo, en vertoont belangrijke overeenkomsten met figuur 9.1.

Figuur 9.2 Lange-termijnramingen voor het voltijd-hbo, 1980-2010 (studentenaantallen x 1.000)

GC staat voor Global competition- scenario en DE voor 'Divided Europe-scenario (CPB)
HG staat voor hoge-groei-scenario en LV voor lage-groei/versoeringsscenario (zie tekst).

De demoramng, die uitgaat van gelijkblijvende leeftijdsspecifieke deelname, heeft ook hier een vlak verloop. De CPB-prognoses liggen ongeveer op deze lijn. De basisraming, die is gebaseerd op het doortrekken van de toename in de leeftijdsspecifieke deelname in combinatie met de hoge bevolkingsvariant, vertoont daarentegen een geprononceerde groei met 120.000 studenten of 50% tussen 1996 en 2010.

De referentieraming van OC&W volgt dit patroon tot 2000, maar buigt dan scherp naar beneden af. Dit heeft onder meer te maken met een groei van het deeltijd-hbo ten koste van het voltijd-hbo (-8.000) in samenhang met voornemens tot het stimuleren van duale opleidingstrajecten (OC&W 1997b) en met beleidsvoornemens met betrekking tot een verkorting van de cursusduur voor voormalige mbo-abituriënten via vrijstellingen (-15.000), die nader worden toegelicht in OC&W (1997b). In paragraaf 9.2 is al opgemerkt dat het hbo door deze verkorting van de studieduur aantrekkelijker wordt voor mbo-abituriënten, zodat er ook een tegeneffect is. Door de hoge prijselasticiteit van deze studenten valt zelfs te verwachten dat het primaire effect van de maatregel geheel wordt gecompenseerd door een naventende groei van de doorstroom mbo-hbo.¹⁰

Eerstgenoemde maatregel heeft overigens hoe dan ook een eenmalig effect. Toch wordt het groepspad daarna niet op een wat lager niveau voortgezet, maar blijft het verder bij de basisraming achter door een veel lagere groei van de instroom. De raming volgens het DE-scenario van het CPB spoort qua niveau met de referentieraming, terwijl die volgens het GC-scenario 50.000 hoger uitvalt. Ook dit laatste scenario is echter aanmerkelijk lager dan de basisraming. De HG- en LV-scenario's markeren een ruime onzekerheidsmarge rond de basisraming, maar het LV-scenario is nog altijd aanmerkelijk hoger dan de referentieraming en het hoogste van de CPB-scenario's.

De vrij snelle groei van het hbo volgens de basisraming hangt samen met een toename van de doorstroompercentages van alle herkomstcategorieën: de doorstroom havo 5 naar hbo zou toenemen van 50% tot 55%, die van vwo-6 naar hbo van 30% tot 35% en die vanuit het hoogste leerjaar van het mbo naar hbo van 30% tot 50%. Ook de indirecte instroom zou volgens de basisraming met 60% toenemen (en in het HG-scenario zelfs verdubbelen). Met name ten aanzien van de laatste ontwikkeling wijken de veronderstellingen af van die in de referentieraming, die uitgaat van een min of meer constant blijvende indirecte instroom. Door trendbreuken in de afgelopen jaren, die wellicht deels verband houden met een verandering in de telmethodiek en deels met versoberingen in de studiefinanciering (zie ook bijlage A), is er grote onzekerheid over de verdere ontwikkeling. Een tweede onzekere factor is de ontwikkeling van de rekruteringsgroep. Deze zal in meerdere of mindere mate onder druk komen te staan door de recente versoberingen in de studiefinanciering. Na de trendbreuken van de afgelopen jaren valt hoe dan ook te verwachten dat de lange-termijntrend zich tot op zekere hoogte zal herstellen. De conclusie luidt derhalve dat er een serieuze mogelijkheid is dat de groei van het hbo veel sneller zal verlopen dan thans in de referentieraming wordt voorzien.

Uit figuur 9.3 blijkt dat het verschil tussen de basisraming en de demoramings voor het wetenschappelijk onderwijs vrij gering is. Dit heeft ermee te maken dat de groei van de leeftijds-specifieke deelname de laatste jaren onder druk staat als gevolg van de recente maatregelen op het terrein van de studiefinanciering. Gegeven de forse bijstellingen van deze ramingen in de afgelopen jaren komt deze geringe onzekerheidsmarge merkwaardig over. De relatief hoge uitkomst van het Global competition-scenario zou nog geen drie jaar geleden als plausibel zijn overgekomen: zowel Simplon als Skill genereerden toen zelfs hogere ramingen. Bij de huidige stand van zaken kan een dergelijk niveau blijkens het HG-scenario alleen nog tot stand komen door een hoge economische groei in combinatie met stimulering van de onderwijsdeelname door afschaffing van de collegegelden en sterke reële verhoging van de studiefinanciering. In het LV-scenario kalft de instroom in het wetenschappelijk onderwijs verder af. De instroom van oudere studenten en stapelaars hbo-wo wordt ernstig belemmerd door de recente versoberingen in de studiefinanciering. De doorstroom vwo-wo is aan zijn plafond.

De kans is aanwezig dat de leeftijdsspecifieke deelname zal dalen en dat het feitelijke verloop onder de hier geschetste demoraming zal komen te liggen. Een belangrijke ontwikkeling is in dit verband ook de voorgenomen verzwaring van de bovenbouw van het vwo, die een remmend effect zal hebben op de instroom in het vwo en op het aantal behaalde vwo-diploma's.¹¹ Verder houdt het Simplon-model wellicht onvoldoende rekening met een afname van de rekruteringsgroep voor de indirecte instroom naarmate meer personen initieel hoger onderwijs hebben genoten. De rekruteringsgroep gaat dan vooral bestaan uit personen die in een eerder stadium een studie hebben gestaakt en uit hbo-gediplomeerden. Beide groepen worden getroffen door de recentelijk ingevoerde stringente bepalingen over de maximale duur van de studiefinanciering, en kunnen kiezen tussen een combinatie van studeren en werken via een deeltijdstudie of studeren op kosten van de partner of de ouders. Daardoor neemt de rekruteringsgroep voor het wetenschappelijk onderwijs sneller af dan de betreffende leeftijdsgroep.

Figuur 9.3 Lange-termijnramingen voor het wetenschappelijk onderwijs, 1980-2010 (studentenaantallen x 1.000)

GC staat voor Global competition- scenario en DE voor 'Divided Europe-scenario (CPB)
HG staat voor hoge-groei-scenario en LV voor lage-groei/versoeringsscenario (zie tekst).

9.4 Slotopmerkingen

In hoofdstuk 9 zijn prognoses en varianten gepresenteerd die betrekking hebben op de ontwikkeling van leerlingenaantallen op de middellange (2001) en lange termijn (2010). De centrale variant is de zogenoemde basisraming, die is gebaseerd op het doortrekken van trends in de afgelopen decennia. In deze raming vertonen vooral het mbo en het hbo een sterke groei. Deze uitkomsten worden nauwelijks beïnvloed door onzekerheden in de bevolkingssraming. Behalve de basisraming zijn ook varianten doorgerekend die betrekking hebben op een hoge en een lage economische groei en op een versoering of verhoging van de studiefinanciering. Bij mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs leiden deze varianten tot uitkomsten die in de orde van 10% hoger of lager liggen dan de basisraming. Via deze varianten wordt de lezer ook in hoofdstuk 9 geconfronteerd met onzekerheden in

ramingen. Omdat deze varianten sporen met uiteenlopende maatschappelijke ontwikkelingen en beleidsopties, is dat op zich niet storend. Veel problematischer is dat de ramingen van andere instanties (OC&W en CPB) die zich met onderwijsprognoses bezighouden, op beslissende punten afwijken van de uitkomsten in deze studie. Het betreft dan voornamelijk de groeiperspectieven van mbo en hbo, die door genoemde instanties veel lager worden ingeschat. Bij het mbo is mogelijk sprake van methodologische tekortkomingen in de door hen gehanteerde modellen, in de zin dat deze onvoldoende rekening houden met de gestadige groei van de ongediplomeerde instroom. Bij het hbo (en wetenschappelijk onderwijs) kunnen alle ramingen wellicht worden verbeterd als de samenstelling van de indirecte instroom naar leeftijd of naar jaar van behalen van diploma in de prognoses zou kunnen worden betrokken (naar analogie van de Worsa-aanpak van de voormalige Taakgroep studentenramingen, zie § 6.2 en de discussie rond tabel 8.7). De hiervoor benodigde gegevens kunnen (hopelijk met terugwerkende kracht) worden geput uit beschikbare administratieve bestanden.

Noten

- ¹ Het zal fijnproevers wellicht opvallen dat de demografische effecten voor de eerstejaarsaantallen en het totale aantal studenten in het wetenschappelijk onderwijs niet met elkaar sporen. Dat komt doordat in de demoraming bij de gehanteerde methodiek ook de pijplijneffecten zijn verwerkt van de veel hogere instroom in het recente verleden.
- ² De lichte plus bij het primair onderwijs voor de trendmatige ontwikkeling heeft te maken met een veronderstelde verdere groei van het voortgezet speciaal onderwijs.
- ³ Een andere mogelijke strategie is demping. Naar analogie van de zogenoemde half-half-extrapolatie, die is genoemd in paragraaf 6.2, zou ook een dempingsfunctie kunnen worden ingebouwd, bijvoorbeeld een jaarlijkse verkleining van de trendterm met een factor 0,9. Daardoor is er een limiet aan de totale toename, die neerkomt op tienmaal de berekende jaarlijkse toename.
- ⁴ Om die reden valt het te betreuren dat de pogingen om het rond 1987 opgezette integrale onderwijs-arbeidsmarktmodel (CPB 1987) nader uit te werken, wegens technische complicaties moesten worden gestaakt.
- ⁵ In de CPB-scenario's die worden gekenmerkt door hogere groei, stijgt de onderwijsdeelname overigens niet alleen via de veronderstelling van een hoge inkomenselasticiteit, maar ook doordat in deze scenario's actief beleid wordt gevoerd om het bereiken van een startkwalificatie op het niveau van leerlingwezen/mbo te bevorderen en om voortijdige uitval uit het onderwijs tegen te gaan.
- ⁶ Op dit punt zijn de veronderstellingen strijdig met die uit het GC-scenario van het CPB, waarin wordt uitgegaan van constante reële collegegelden. Dit staat echter haaks op het huidige beleid en spoort ook niet met het uitgangspunt van genoemd scenario dat de overheid wordt teruggedrongen en dat marktprikkels worden versterkt.
- ⁷ Anders zouden de 'overige' instroom in het mbo en de indirecte instroom in het hbo in deze periode verviervoudigen en zouden de leerlingenaantallen in mbo en hbo circa 100.000 hoger uitvallen. Om de effecten van de scenario's toch enigszins zichtbaar te maken, is de 'artistieke' vrijheid (zie ook noot 14 in hoofdstuk 7) genomen om de groei voor de categorieën 'overige instroom in mbo en hbo' en 'doorstroom mbo-hbo' in deze scenario's te begrenzen op 1,0625 % per jaar in plaats van 1,05%.
- ⁸ De keerzijde van de medaille is dat van dit soort omwegen ook gebruik wordt gemaakt door 'laatbloeiers', die bijvoorbeeld een verkeerde start hebben gemaakt doordat zij van huis uit te weinig stimulans ondervonden om door te leren.
- ⁹ De voor de hand liggende vergelijking met de basisraming is minder correct, omdat daarin geen factoren als inkomen, collegegelden en studiefinanciering zijn opgenomen.
- ¹⁰ Omdat de studieduur in het hoger beroepsonderwijs voor de betreffende groep met 25% afneemt, daalt ook het totaal van de meerjarige directe en indirecte prijs met eenzelfde percentage. Omdat de prijselasticiteit van deze potentiële groep studenten volgens de schattingen in tabel 5.4 significant en van de orde van -1 is, zal het effect van de studieduurverkortening worden gecompenseerd door een stijging van de doorstroom als gevolg van gedragseffecten van dezelfde maatregel. Additionele argumenten dat dergelijke effecten kunnen optreden, zijn de snelle groei van de instroom in het wetenschappelijk onderwijs, die kan worden geïnterpreteerd als een vertraagd effect van de verkorting van de studieduur vanwege de invoering van de tweefasestructuur (zie ook § 2.3.4) en de aanzuigende werking van de korte wo-curricula voor hbo-abituriënten in het begin van de jaren negentig.
- ¹¹ Volgens een ruwe becijfering, die uitgaat van een afremming van de huidige hbo- en wo-instroom met 10% en compenserende stromen richting mbo en hbo, zou de uitwerking op de aantallen volgens de basisraming 2010 aldus kunnen zijn: wo -7.000, hbo -10.000, mbo +15.000 en avo -9.000 leerlingen.

10 Samenvatting en slotbeschouwing

10.1 Samenvatting

Deze studie heeft primair betrekking op de opzet, de uitkomsten en de bestuurlijke hanteerbaarheid van onderwijsramingen. Net zo min als besturen denkbaar is zonder vooruitzien, is vooruitzien denkbaar zonder terugblik. Daarom is een niet onaanzienlijk deel van de studie gewijd aan de beschrijving en verklaring van historische ontwikkelingen. De deelname van jongeren in de leeftijdscategorie van 16 tot en met 24 jaar wordt gekenmerkt door een gestadige groei, die zich vertaalt in een stijgende deelname aan een scala van schoolsoorten zoals het vwo, het middelbaar en hoger beroepsonderwijs en het wetenschappelijk onderwijs. Dit is een fenomeen dat ook in andere landen optreedt en dat bekend staat als 'onderwijs-expansie'. De centrale vragen die aan de orde komen hebben betrekking op de verklaring van deze ontwikkelingen en de mate waarin deze zich ook in de toekomst zullen voortzetten.

Hoofdstuk 2 geeft een beschrijving van de ontwikkeling van leerlingen- en studentenaantallen in de kwarteeuw tussen 1970 en 1995. Deze is een resultante van ontgroeningsprocessen en de groei van de leeftijdsspecifieke deelname. Bij schoolsoorten als het basisonderwijs en belangrijke delen van het voortgezet onderwijs is de leeftijdsspecifieke deelname zeer hoog als gevolg van de leerplicht. Juist bij deze schoolsoorten is een sterke teruggang in de leerlingenaantallen als gevolg van de ontgroening opgetreden. Bij schoolsoorten als het vwo, het middelbaar en hoger beroepsonderwijs en het wetenschappelijk onderwijs zijn de effecten van de demografische teruggang van het aantal jongeren in belangrijke mate gecompenseerd door de toename van de leeftijdsspecifieke deelname.

Bij het mbo was de groei aanvankelijk vooral afkomstig van mavo- en havo-gediplomeerden. Een andere belangrijke factor was de introductie van het kort middelbaar beroepsonderwijs in het begin van de jaren tachtig, dat vooral van belang was voor leerlingen met een vbo-achtergrond. De laatste jaren stabiliseert de instroom als gevolg van de ontgroening. Met name de doorstroomfractie van vbo-gediplomeerden en de instroom van ongediplomeerden vanuit vbo, mavo en de hogere leerjaren van het havo en vwo nemen echter nog aanzienlijk toe. Rond de helft van de jongeren volgt inmiddels middelbaar beroepsonderwijs, hetzij als afronding van de onderwijsloopbaan, hetzij als opstap naar het hoger beroepsonderwijs.

Het hbo wordt gekenmerkt door een onstuimige groei, die in de jaren zeventig deels kan worden toegeschreven aan effecten van de Mammoetwet. Andere belangrijke oorzaken van deze groei zijn de stijgende deelname aan havo en vwo, en de toename van de doorstroom vanuit het mbo en van de 'indirecte' instroom van jongvolwassenen die hun onderwijsloopbaan tijdelijk hebben onderbroken. De laatste jaren begint de groei onder invloed van de ontgroening af te zwakken en met name in 1994 neemt de indirecte instroom, mogelijk deels ten gevolge van registratieproblemen, sprongsgewijs af. De doorstroomfractie vanuit het mbo blijft echter nog steeds gestadig toenemen.

Ook bij het wetenschappelijk onderwijs was tot voor kort sprake van een aanhoudende groei, die zowel verband hield met een stijgend aantal leerlingen in de voornaamste herkomstbron, het vwo, als met een toename van de indirecte instroom. De groei is echter in de loop der jaren door een reeks van maatregelen afgeremd. Begin jaren zeventig speelden daarbij effecten van de invoering van de Mammoetwet, aan het einde van de jaren zeventig collegegeldmaatregelen die vooral ouderejaarsstudenten troffen en in de jaren tachtig de studieduur-

verkorting als gevolg van de invoering van de tweefasestructuur. De laatste jaren treedt voor het eerst na een lange periode van groei een afname van de instroom op. Deze afname heeft vooral betrekking op de indirecte instroom en kan worden toegeschreven aan de versoberingen in de studiefinanciering.

Inmiddels volgt ruim 40% van de jongvolwassenen vroeg of laat hoger onderwijs. Daarbij moet overigens wel de kanttekening worden geplaatst dat ruim eenderde daarvan deze studie niet met succes afrondt.

Hoofdstuk 3 gaat in op de determinanten van de ontwikkelingen in de onderwijsdeelname. Deze determinanten zijn zowel vanuit een sociologische als vanuit een economische invalshoek bestudeerd.

In de sociologische benadering wordt het volgen van onderwijs gezien als een schakel in de cultuur- en kennisoverdracht tussen generaties, maar ook als een manier om sociale status te verwerven. Daarbij ligt de nadruk vaak op het thema 'ongelijkheid' en wordt de onderwijsdeelname geanalyseerd in termen van verschillen in onderwijskansen tussen jongens en meisjes en tussen kinderen uit verschillende sociale milieus. Een interessant aspect is in dat verband in hoeverre onderwijs de sociale mobiliteit bevordert.

In de economische benadering zijn twee invalshoeken van belang, namelijk die van onderwijs als consumptiegoed en die van onderwijs als investering in menselijk kapitaal. In de consumptiebenadering spelen vooral het inkomen in het ouderlijk huishouden en de prijs van het onderwijs een rol. Het begrip 'prijs' dient hierbij ruim geïnterpreteerd te worden, namelijk als resultante van directe kosten, te weten collegegeld en leermiddelen, en indirecte kosten. Deze laatste kunnen worden geoperationaliseerd via de kosten van levensonderhoud of via de gederfde inkomsten. Hierop wordt de overheidsbijdrage via de studiefinanciering in mindering gebracht. In de menselijk-kapitaalbenadering maken individuen een afweging tussen de directe en indirecte kosten van een studie op de korte termijn en de meeropbrengsten daarvan op de lange termijn, die het gevolg zijn van een grotere kans op werk en een hoger inkomen na voltooiing van de opleiding.

In navolging van Kodde (1985a) is gekozen voor een analyse van onderwijsdeelname via een gemengde consumptie-investeringsvergelijking. Daarbij komen aan bod: het ouderlijk inkomen, de prijs van het onderwijs, de werkloosheidskans zonder vervolgopleiding, de arbeidsmarktperspectieven na voltooiing van de vervolgopleiding en de verwachte lonen zonder en met vervolgopleiding. Door dummy's op te nemen voor geslacht en voor het opleidingsniveau van de ouders wordt recht gedaan aan de sociologische invalshoek. Het tweede deel van hoofdstuk 3 behelst een literatuurstudie naar de invloed van de genoemde determinanten.

Het geslacht was van oudsher een belangrijke determinant voor het volgen van onderwijs. Met name bij het niet-leerplichtig onderwijs hadden vrouwen aanvankelijk een grote achterstand. Inmiddels is deze goeddeels ingelopen en verkeert deze in sommige opzichten zelfs in een lichte voorsprong. De verschillen tussen mannen en vrouwen met betrekking tot de keuze van een studierichting blijven echter zeer aanzienlijk.

Er is veel literatuur over de onderwijsachterstand van kinderen uit lagere sociale milieus. Door de jaren heen is hier een schat aan informatie verzameld via de onderwijscohorten van het CBS. Hierbij wordt het beroep van de vader of het opleidingsniveau van de ouders doorgaans gebruikt voor de typering van het ouderlijk milieu. Klasseverschillen lijken nog steeds te bestaan, maar de omvang van de achterstandsgroepen is door de onderwijsexpansie gaandeweg kleiner geworden. Verschillen in onderwijskeuze zijn steeds meer te herleiden tot het prestatieniveau van leerlingen op de basisschool.

De indicaties over de invloed van het inkomen van de ouders zijn niet eenduidig. In sommige studies wordt een gering inkomenseffect gevonden of een sterke multicollineariteit tussen opleiding en inkomen, waardoor het afzonderlijk opnemen van inkomen en opleiding van de ouders als verklarende variabelen niet zinvol lijkt. In andere studies worden juist sterke inkomenseffecten gevonden. Informatie over prijselasticiteiten is betrekkelijk spaarzaam. Volgens de meeste studies is de prijsgevoeligheid van de onderwijsvraag betrekkelijk gering. Met betrekking tot werkloosheid komt naar voren dat deze langs twee wegen invloed heeft op de beslissing om door te studeren en op de studiekeuze. Enerzijds via het zogeheten *discouraged worker*-effect, een vlucht in het onderwijs om de werkloosheidssituatie te ontwijken, anderzijds via de wens om de toekomstige kansen op werk te bevorderen. Vooral in de Amerikaanse literatuur is de invloed van de verwachte inkomsten op de studiekeuze goed gedocumenteerd.

Hoofdstuk 4 betreft een actualisering van eerder onderzoek waarbij de auteur betrokken was (Groenen et al. 1992). Het betreft een microanalyse op basis van het Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek, dat om de vier jaar door het SCP is gehouden in de jaren 1979 tot en met 1995. Hoewel het hier aanzienlijke steekproeven betreft, omvat het effectieve analysebestand slechts enkele duizenden personen, omdat alleen huishoudens met kinderen in de leeftijd van 16 tot en met 24 jaar meetellen.

De uitkomsten van de analyse bevestigen dat het opleidingsniveau van de ouders een sterk positief effect heeft op de onderwijsdeelname. Dit geldt het sterkst voor havo/vwo en hbo/wetenschappelijk onderwijs. Voorzover er indicaties zijn voor een ongelijkmatige ontwikkeling, wijzen die eerder op een achterblijven van de lagere milieus ten opzichte van de middelbare milieus dan op een inhaalslag. Daarbij moet bedacht worden dat de ouders met lage opleiding een afnemende categorie vormen, die vroeger de gehele arbeidersklasse omvatte, maar gaandeweg meer het karakter krijgt van een relatief kleine achterstandsgroep. De elasticiteit met betrekking tot het ouderlijk inkomen verschilt per schoolsoort. Voor het mbo wordt een waarde rond 0 gevonden en voor havo/vwo en hbo/wetenschappelijk onderwijs een waarde rond de 0,8. Deze uitkomsten hebben betrekking op de periode 1990-1995. De analyse-uitkomsten wijzen overigens op een afnemende inkomenselasticiteit: rond 1980 wordt voor het hbo/wetenschappelijk onderwijs bijvoorbeeld nog een waarde gevonden in de orde van 2,0.

Het hoger onderwijs is blijkbaar steeds minder te beschouwen als een 'luxegoed', de economische term voor goederen met een inkomenselasticiteit groter dan 1. Dit is het gevolg van het feit dat de onderwijsexpansie gepaard is gegaan met een verbreding van de onderwijsdeelname door een massale instroom van studenten uit lagere en middelbare milieus. Het teruglopen van de inkomenselasticiteit is vermoedelijk toe te schrijven aan het feit dat inkomensverschillen niet alleen implicaties hebben voor het bestedingsvermogen, maar ook een indicatie geven van aspiratie- en aanlegverschillen in het ouderlijk huishouden. De ouders van tegenwoordig hebben veel meer kansen gehad om een onderwijsloopbaan te volgen die in overeenstemming was met hun talenten. Het belang van inkomen als een indicator voor sociaal milieu neemt daardoor af en het resterende effect van inkomen heeft steeds meer te maken met het bestedingsvermogen van het ouderlijk huishouden.

Het effect van de prijs van hoger onderwijs, gedefinieerd als de *out of pocket*-kosten (collegegeld, leermiddelen en kosten van levensonderhoud minus de toegekende beurs), is significant negatief (elasticiteit in de orde van -1). De uitkomst is overigens zeer gevoelig voor de wijze van operationalisatie. Indien wordt uitgegaan van gedeerde inkomsten in plaats van de kosten van levensonderhoud, wordt een aanmerkelijk hogere uitkomst (in de orde van -2) gevonden. De gevonden waarden zijn extreem hoog, niet alleen in verhouding tot de

bevindingen van andere auteurs, maar ook in vergelijking met schattingen van de prijselasticiteit van andere niet-commerciële diensten.

Er is een poging gedaan om de ontwikkelingen in de periode 1980-1995 te verklaren met behulp van het geschatte micromodel. Bij vbo/mavo domineren demografische effecten en is er een duidelijke samenhang tussen de feitelijke ontwikkeling en de modeluitkomsten. Dat laatste geldt ook voor het havo/vwo. Noch voor het mbo, noch voor het hoger onderwijs vertonen de modeluitkomsten echter veel samenhang met de feitelijke ontwikkeling. Dit geldt het sterkst voor de indrukwekkende groei van het mbo in het begin van de jaren tachtig. De verklaring voor de laatstgenoemde ontwikkeling is wellicht ten dele gelegen in een niet in de beschouwing betrokken exogene factor, te weten de groei van de werkloosheid in de betreffende periode.

Hoofdstuk 5 omvat macroanalyses op basis van tijdreeksgegevens. De analyses hebben betrekking op de keuze van een vervolgopleiding door leerlingen in de hoogste klasse van mavo, havo, vwo, vbo en mbo. Daarnaast is de indirecte instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs onderzocht. De keuze van verklarende variabelen is gebaseerd op hoofdstuk 3 en omvat besteedbaar inkomen per hoofd, prijs van het onderwijs (gederfde inkomsten plus directe kosten minus studiefinanciering), de werkloosheid op het uitgangsniveau, de arbeidsmarktperspectieven na afronding van de vervolgstudie en de financiële baten van de vervolgstudie. Omdat de beschikbare loongegevens beperkt zijn, is gekozen voor een proxy voor loonverschillen, te weten een algehele maat voor de (de)nivellering. Vanwege multicollineariteitsproblemen bleek het niet mogelijk om een algehele trendterm aan de analyse toe te voegen die zou staan voor verschuivende preferenties.

Op basis van de theoretische analyse in hoofdstuk 3 wordt een positief teken verwacht voor het besteedbaar inkomen per hoofd, werkloosheid en arbeidsmarktperspectieven en een negatief teken voor de prijs en de nivelleringsvariabele.

De empirische uitkomsten sporen goed met deze verwachtingen: 90% van de geschatte coëfficiënten heeft het verwachte teken en hiervan is een ruime meerderheid significant. De toenemende welvaart (gemeten via het besteedbaar inkomen per hoofd) heeft vrijwel zonder uitzondering een positief en significant effect op de doorstroom naar vervolgonderwijs. In het algemeen zijn de gevonden inkomenselasticiteiten aan de hoge kant en in sommige gevallen zijn ze zelfs onwaarschijnlijk hoog: 3 à 4 voor de doorstroom havo-mbo, de doorstroom mbo-hbo en de indirecte instroom in het hbo.

Werkloosheid heeft in alle gevallen het verwachte, positieve effect. De coëfficiënten zijn in de helft van de gevallen significant. De uitkomsten bevestigen het optreden van *discouraged worker*-effecten. De grootteorde van deze coëfficiënten zou erop kunnen wijzen dat een dergelijke vlucht in het onderwijs vooral gepaard gaat met een keuze voor een relatief lage opleidingsvorm. Omgerekend naar elasticiteiten blijkt het werkloosheidseffect voor bijvoorbeeld de mavo-mbo- en vbo-mbo-doorstroom in de orde van 2 à 3 te liggen, hetgeen betekent dat een toename van de werkloosheid met 1 procentpunt leidt tot een relatieve stijging van de genoemde doorstroomfracties met 2% à 3%.

De uitkomsten met betrekking tot de arbeidsmarktperspectieven hebben eveneens zonder uitzondering het juiste teken, maar zijn slechts zelden significant. Toch mag deze uitkomst worden gezien als een ondersteuning van de veronderstelling dat de keuze voor een vervolgopleiding wordt bevorderd door gunstige arbeidsmarktperspectieven van de te volgen opleiding. De omvang van deze effecten is overigens nogal wisselend en maakt geen consistente indruk.

Conform de verwachting zijn de tekens bij de nivellering vrijwel altijd negatief: een toename van de inkomensdifferentiatie, dat wil zeggen denivellering, levert een positieve stimulans op voor het entameren van een vervolgopleiding. De elasticiteit van de nivelleringseffecten ligt in de orde van $-1,0$. Het gaat hier dus om forse effecten, die vrij consistent en ook overwegend significant zijn.

De coëfficiënten van de prijs van onderwijs hebben slechts in circa tweederde van de analyses het verwachte negatieve teken. Ze zijn in die gevallen ook meestal significant. Voorzover een positieve coëfficiënt wordt gevonden, is deze juist zelden significant. In sommige gevallen is de prijselasticiteit aanzienlijk ($-0,7$ tot $-1,0$). Vooral de doorstroom naar het mbo, de doorstroom mbo-hbo en de indirecte instroom in het wetenschappelijk onderwijs lijken gevoelig te zijn voor prijsontwikkelingen. Over het algemeen lijkt overigens sprake te zijn van een zekere inconsistentie in uitkomsten, die tot voorzichtigheid maant bij de interpretatie.

Het laatste deel van hoofdstuk 5 gaat in op de vraag in hoeverre ontwikkelingen in determinanten van keuzen op microniveau, een verklaring kunnen vormen voor ontwikkelingen op macroniveau. Bij verklaringen van verschillen op microniveau blijken factoren doorslaggevend te zijn die in de consumptietheorie de nogal impliciete vorm aannemen van verschillen in preferentie tussen individuen (ouderlijk milieu, individuele aanleg). Hoewel de ontwikkelingen op macroniveau beïnvloed blijken te worden door factoren als werkloosheid, arbeidsmarktperspectieven, nivellering en prijs, kan geen van deze factoren verantwoordelijk worden gehouden voor het vrijwel trendmatige proces van onderwijsexpansie. De enige 'economische' factor die hiervoor een mogelijke sleutel kan vormen, is de gestadige toename van de welvaart (het besteedbaar inkomen per hoofd). Daarbij moet echter de kanttekening worden geplaatst dat de ontwikkeling van het inkomen per hoofd vrijwel collineair is met de trendterm en dat hetzelfde geldt voor het (niet in de analyse betrokken) opleidingsniveau van de bevolking. Het stijgende opleidingsniveau (van de ouders) zou bijvoorbeeld, conform de zogeheten endogene-groeihipothese, een even goede verklaring vormen. Voorts zijn de gevonden inkomenselasticiteiten hoog en in enkele gevallen zelfs absurd hoog. Blijkbaar 'annexeert' de inkomensvariabele andere min of meer trendmatige effecten.

Het proces van groeiende onderwijsdeelname is wellicht geïnitieerd, maar in ieder geval bevorderd door de toenemende welvaart en de groeiende vraag naar gekwalificeerd personeel. Het is gestimuleerd door voorwaardescheppend beleid van de overheid en wordt beïnvloed door een aantal determinanten waaronder prijs, werkloosheid en beloningsverschillen. Er zijn grenzen aan de groei, die onder meer worden bepaald door institutionele factoren (moeilijkheidsgraad, toegangseisen en cursusduur) en door de beschikbare talentenreserve. Maar in de visie van de auteur liggen aan het proces van onderwijsexpansie vooral stijgende aspiraties van grote lagen van de bevolking ten grondslag, waarbij een streven naar sociale-statusverhoging fungeert als vliegwiel. Het tempo van de groei wordt met name gedictieerd door processen die zijn te vatten onder de noemer van sociale diffusie van aspiraties. Een sprekend voorbeeld daarvan zijn de emancipatieprocessen die onder meer tot uitdrukking komen in de geleidelijke vermindering van de achterstandspositie van vrouwen met betrekking tot onderwijsdeelname en arbeidsmarktparticipatie.

Hoofdstuk 6 heeft betrekking op ramingsmodellen. Hiermee wordt bedoeld op kwantitatieve modellen die zijn gericht op het opstellen van vooruitberekeningen. De term 'raming' wordt hier opgevat als een ruimer begrip dan de term 'prognose'. In het eerste geval wordt de plausibiliteit van de uitkomsten in het midden gelaten, in het tweede geval is sprake van bepaalde pretenties met betrekking tot de kenbaarheid van toekomstige ontwikkelingen. Bij ramingsmodellen kan een fundamenteel onderscheid worden gemaakt tussen leeftijdsdeel-

namemodellen die uitgaan van de participatie van een bepaalde leeftijdsgroep in een schoolsoort, en stroommodellen die de jaarlijkse positieveranderingen van leerlingen binnen het onderwijssysteem beschrijven. Stromen in het onderwijssysteem hangen direct samen met processen als schoolkeuze, diplomering, overgang, doublure en uitval. Voorts zijn op het niveau van stromen de effecten van beleidsingrepen met betrekking tot de structuur en toegankelijkheid van het onderwijs beter te analyseren en te modelleren. Een nadeel van stroommodellen is dat de ontwikkeling van de leeftijdsspecifieke deelname hooguit indirect in kaart wordt gebracht.

Het hoofdstuk geeft een inventarisatie van in Nederland gebruikte ramingsmodellen. Daarbij wordt onder meer ingegaan op de leeftijdsdeelnamemodellen zoals die in de jaren zeventig en tachtig door het SCP zijn toegepast op de door het CPB ontwikkelde stroommodellen *Stuflo* en *Skill*, en op de ramingsmodellen die de Taakgroep studentenramingen hanteerde voor het hoger onderwijs (*Worsa* en *Rhobos*). In dit geheel neemt het onderwijsmodel *Skill* een bijzondere positie in, omdat het een integrale beschrijving levert van het onderwijssysteem, een analyse in termen van stromen koppelt aan leeftijdsdeelname en een verband legt tussen onderwijsparticipatie en het opleidingsniveau van de bevolking. Er wordt ingegaan op de aanpassingen van het *Skill*-model die door O(C)&W zijn aangebracht en die uiteindelijk zijn uitgemond in het ramingsmodel *Lector*. *Skill* biedt behalve grote voordelen helaas ook nadelen: het systeem is door zijn omvang betrekkelijk ondoorzichtig en leent zich door zijn exorbitante gegevensbehoefte maar beperkt voor experimenten. Daarom wordt een nieuw, eenvoudig onderwijsmodel geïntroduceerd, dat wordt aangeduid als *Simplon*. Dit is te karakteriseren als een gemengd onderwijsdeelname/stroommodel. Dit model is voor het eerst in 1994 door het SCP gebruikt en is ontwikkeld als instrument voor contraexpertise en experimentele analyses. Overigens moet hierbij de kanttekening worden geplaatst dat de ontwikkelingen niet stilstaan, en dat met de introductie van *Lector* een aanzienlijke flexibilisering van de oorspronkelijke *Skill*-aanpak is bereikt.

In hoofdstuk 7 wordt ingegaan op extrapolatiemethoden. Een voor de hand liggende en in het verleden ook wel toegepaste simpele methode, kleinste-kwadratenanalyse van het eenvoudige lineaire trendmodel, blijkt slecht te voldoen.

In het hoofdstuk passeren diverse andere extrapolatiemethoden de revue, waaronder gangbare meer geavanceerde methoden zoals de schatting van ARIMA-modellen en de *multistate* Kalman-filtermethode. Daarnaast worden twee methoden van eigen makelij besproken: de zogenoemde HARK-methode die in de jaren tachtig door het SCP is ontwikkeld ten behoeve van ramingen van het gebruik van quartaire diensten, en een nieuwe methode die is gebaseerd op een gewogen gemiddelde van eerste verschillen en die daarom wordt aangeduid als de DFD (*discounted first difference*)-methode. Door het disconteren van de eerste verschillen krijgen recentere waarnemingen een hoger gewicht dan oudere. Bij een verbeterde versie van deze methode, aangeduid als DFD-plus, wordt de optimale disconteringsvoet geschat, wordt gecorrigeerd voor uitbijters en niveausprongen, en worden grenzen aan de groei opgelegd. Voorts gaat dit hoofdstuk in op de wijze waarop de resultaten van de verklarende analyse uit hoofdstuk 5 kunnen worden benut bij vooruitberekeningen.

In hoofdstuk 8 worden de in de voorgaande hoofdstukken besproken extrapolatiemethoden en ramingsmodellen geëvalueerd. Daarbij wordt vooral gekeken naar de voorspelkracht in het vierde prognosejaar. Overigens stemt de rangordering in termen van eerstejaarsvoorspelfout redelijk overeen met die in termen van de vierdejaarsvoorspelfout. Daarnaast is de stabiliteit van de ramingsuitkomsten geanalyseerd. De verschillen tussen methoden blijken in dit opzicht betrekkelijk gering te zijn.

Bij de analyse van honderd reeksen met betrekking tot het gebruik van quartaire diensten in bijlage I kon slechts één extrapolatiemethode worden gevonden (DFD-plus) die aantoonbaar betere resultaten opleverde dan de naïeve raming, die is gebaseerd op constante deelname- en stroomcoëfficiënten. Bij de onderwijsgegevens in hoofdstuk 8 blijken extrapolatiemethoden het over het algemeen beter te doen dan de naïeve raming. Hieraan liggen twee factoren ten grondslag. Ten eerste zijn bij het onderwijs, waar sprake is van een gestadige toename van de deelname van jongeren van 16 jaar en ouder, trends meer in het oog springend dan in veel andere onderdelen van de quartaire sector. Ten tweede was het mogelijk om bij het onderwijs uitkomsten in termen van coëfficiënten te vertalen naar leerlingenaantallen. Deze leerlingenaantallen worden berekend door optelling van verschillende stromen. Daardoor wordt de ruis onderdrukt en het daarachter verscholen signaal (de geleidelijke, maar persistente groei van de onderwijsdeelname) duidelijker. De tekortkomingen van de naïeve methode treden het scherpst aan den dag indien de leerlingenaantallen voor verschillende schoolsoorten gewogen worden opgeteld door gebruik te maken van de kosten per leerling. Dan blijkt de naïeve raming op de middellange termijn systematisch in de orde van een miljard gulden te laag uit te komen.

Bij toepassing van het lineaire trendmodel worden volstrekt inferieure resultaten verkregen. Dit komt doordat deze benadering aanleiding geeft tot positieve eerste-orde-autocorrelatie in de residuen. Daardoor sluit de prognose niet goed aan bij recente realisaties. Ook een logaritmische of logistische transformatie blijkt bij het onderhavige datamateriaal te leiden tot een grote voorspelfout. Dit heeft ermee te maken dat de uitkomsten als gevolg van deze transformaties kunnen 'exploderen'. Dit is bijvoorbeeld het geval bij het mbo en de indirecte instroom in het hbo. De beste methode in termen van vierdejaarsvoorspelkracht is ook bij de onderwijsgegevens de DFD-plus-methode.

Ook een van de varianten waarbij rekening wordt gehouden met verklarende factoren als besteedbaar inkomen per hoofd, prijs, werkloosheid en nivellering komt goed uit de bus. Deze is gebaseerd op de analysesresultaten in hoofdstuk 5. Hoewel deze aanpak per saldo niet of nauwelijks leidt tot verbeteringen in voorspelkracht, zal hij door de mogelijkheid om scenario's en varianten door te rekenen toch een sleutelrol spelen in de vooruitberekeningen in hoofdstuk 9.

De uitkomsten geven antwoord op de vraag in hoeverre stroommodellen superieur zijn aan leeftijdsdeelnamemodellen. Een leeftijdsdeelnamemodel met een grove leeftijdsindeling zoals die in de jaren tachtig werd gebruikt bij de HARK-ramingen van het SCP, blijkt het relatief slecht te doen, met name bij het voortgezet onderwijs en het mbo. Voor een model met een meer verfijnde leeftijdsindeling geldt dit in veel mindere mate. Hoewel individuele keuze-processen en structuurwijzigingen in het onderwijs beter modelleerbaar zijn via een stroombenadering, ziet het er naar uit dat de voordelen van stroommodellen ten aanzien van het aspect voorspelkracht op de lange termijn 'verbleken' tegen de achtergrond van de algehele ramingsonzekerheid.

Ten slotte is er de vraag of ingewikkelde stroommodellen als Skill het beter doen dan eenvoudige modellen zoals Simplon. De verrassende uitkomst is dat Skill zowel in de CPB- als in de O&W-versie minder betrouwbare ramingen oplevert dan Simplon. Hiervoor zijn vooral de uitkomsten voor mbo en hbo verantwoordelijk. Overigens moet worden gesteld dat het nog te vroeg is om een uitspraak te doen over de relatieve voorspelkwaliteit van Simplon ten opzichte van het nieuwe model van OC&W, Lector. In ieder geval is de uitwerking van de ramingsmethodiek voor het mbo in het laatstgenoemde ramingsmodel voor verbetering vatbaar.

In hoofdstuk 9 wordt ingegaan op de uitkomsten van onderwijsramingen. Volgens de zogenoemde basisraming, die is gebaseerd op de toepassing van het onderwijsmodel Simplon in combinatie met de DFD-plus-extrapolatiemethode, is bij het basisonderwijs sprake van een zwakke, maar gestadige stijging van de aantallen leerlingen. Tussen 1996 en 2001 stijgt het aantal leerlingen hier met 2%. Deze stijging is het gevolg van een toename van het aantal kinderen in de betreffende leeftijdsgroep.

Bij het speciaal onderwijs zal de relatief snelle stijging van het leerlingenaantal in het recente verleden zich, ondanks de stabilisatie in 1996 als gevolg van recente beleidsmaatregelen, volgens deze prognose in de nabije toekomst voortzetten. De groei van het aantal leerlingen in de genoemde periode wordt geraamd op 10%. Het totale aantal leerlingen in het algemeen voortgezet en voorbereidend beroepsonderwijs zal met 4% toenemen. Ook hier ligt de oorzaak vooral in de demografische ontwikkeling. Bij het mbo is de kentering van de laatste jaren, die de resultante was van de dalende omvang van de demografische rekruteringsgroep en een voortgaande stijging van de leeftijdsspecifieke deelname, achter de rug en zal het laatstgenoemde proces naar verwachting leiden tot een hernieuwde stijging van de leerlingenaantallen (met circa 6% in de periode 1996-2001).

De verwachting voor het hbo is dat de instroom en in het kielzog daarvan ook de totale aantallen ingeschrevenen weer een stijging zullen gaan vertonen (instroom 13% en ingeschreven 9% in de genoemde periode). De instroom in het wetenschappelijk onderwijs zal zich gaan stabiliseren na de forse dalingen van de afgelopen jaren, die vooral tot uitdrukking komen bij de zogenoemde indirecte instroom en die samenhangen met maatregelen op het gebied van de studiefinanciering. Het totale aantal studenten blijft echter als gevolg van de vertraagde doorwerking van de daling van de instroom in het recente verleden vooralsnog teruglopen (daling met 11% in de periode 1996-2001).

In vergelijking met de *Referentieraming 1997* van OC&W geeft de basisraming relatief hoge uitkomsten voor speciaal onderwijs, mbo en hbo. Daarentegen stemmen de prognoses voor basisonderwijs, avo/vbo en wetenschappelijk onderwijs redelijk overeen. Hogere uitkomsten van Simplon voor het speciaal onderwijs en het middelbaar beroepsonderwijs zijn 'vaste prik'. Bij het speciaal onderwijs draait dit om onzekerheden met betrekking tot de (verdere) doorwerking van beleidsvoornemens over de afremming van de volumegroei. Bij het mbo is sprake van een systematische onderschatting van de groei in de referentieraming. Blijkens analyses in paragraaf 8.4 is deze toe te schrijven aan het fixeren in plaats van extrapoleren van de ongediplomeerde instroom uit mavo, vbo, havo en vwo. Bij het hbo speelt met name de inschatting van de effecten van het beleid om de studieduur van mbo-gediplomeerden in het hbo te bekorten. Overigens duiden de resultaten met betrekking tot prijseffecten volgens hoofdstuk 5 erop dat de directe gevolgen van deze geplande studieduurverkorting zullen worden geneutraliseerd door een daarmee samenhangende toename van de belangstelling van mbo-gediplomeerden voor een vervolgstudie in het hbo.

Op de lange termijn zetten deze tendensen zich verder voort. In 2010 is de basisraming voor het mbo en hbo respectievelijk 70.000 en 90.000 studenten hoger dan de referentieraming van OC&W. Bij het hbo speelt hier ook een rol dat de indirecte instroom in de basisraming veel sneller groeit dan in de referentieraming. Juist op dit punt bestaan grote onzekerheden, deels als gevolg van mogelijke effecten van de versobering in de studiefinanciering en deels doordat de gegevens op dit punt de afgelopen jaren nogal onbetrouwbaar waren. In 2010 zijn de gevolgen van mogelijke onzekerheden in de CBS-bevolkingsraming voor mbo, hbo en wetenschappelijk onderwijs nog betrekkelijk beperkt. Bij het basisonderwijs is de bevolkingsraming met een marge van +10% of -10% juist de grootste bron van onzekerheid. Naast ramingen gebaseerd op pure extrapolatie zijn ook varianten doorgerekend die betrekking hebben op verschillende economische scenario's, die zijn ontleend aan de nieuwe

lange-termijnverkenning van het CPB (hoge versus lage groei) en/of betrekking hebben op studiefinancieringsvarianten. Hierbij is onder meer een variant uitgewerkt waarbij de studiefinanciering wordt beperkt tot maximaal vier jaar (ook voor de doorstromers mbo-hbo), een variant waarin de studiefinanciering verder wordt versoerd en een variant waarin de basisbeurs wordt afgeschaft. Als tegenwicht is ook een variant berekend waarin de koopkracht van de beurzen toeneemt en de collegegelden worden afgeschaft. Met name bij het hbo geeft het hoge-groei-scenario aanleiding tot een aanzienlijke extra toename van de studentenaantallen. De studiefinancieringsvarianten leiden tot verschillen in de orde van 5% à 10% met de basisraming.

Overigens verschillen de uitkomsten van deze exercitie ook aanzienlijk van de uitkomsten van de CPB-scenario's. Dit soort verschillen in uitkomsten illustreren op een andere, maar zo mogelijk nog treffender wijze dan in het voorgaande hoofdstuk de onzekerheden waarmee ramingen zijn behept.

De resultaten van deze studie werpen een gunstig licht op de bruikbaarheid van Simplon-uitkomsten. De auteur zou hier echter geen pleidooi aan willen koppelen om op grond hiervan voor de referentieraming van OC&W uit te gaan van een model als Simplon. Het daarbij gebruikte model Lector voorziet in een beleidsmatige behoefte van een gedetailleerde uitsplitsing naar studierichting, levert een raming waarin ook een leeftijdsspecificatie is opgenomen en kan worden gekoppeld aan een raming van schoolverlaters en arbeidsaanbod naar opleidingsniveau. Wel zou de auteur in overweging willen geven om de aanpak in Lector te verbeteren naar aanleiding van de bevindingen in dit rapport. Dit betreft ten eerste de wijze van extrapolatie waarbij het niet alleen draait om voorspelkracht, maar ook om het vermijden van onnodige en subjectieve technische correcties op ramingen. Ten tweede betreft het een verbetering van de ramingsmethodiek voor het mbo waarbij rekening wordt gehouden met de groei van de ongediplomeerde instroom uit diverse bronnen, en ten derde een verbetering in de analyse en prognose van de indirecte instroom in hbo en wetenschappelijk onderwijs.

10.2 Slotbeschouwing

De term 'besturen' duidt op het krijgen van greep op ontwikkelingen. Omdat bestuurlijke maatregelen in de regel met een zekere vertraging worden doorgevoerd en omdat ze worden gekenmerkt door een kortere of langere nawerking, is vooruitzien een voorwaarde voor doeltreffend bestuur.

Zoals Becker en Dewulf (1990) in hun inleiding stellen: "Elke activiteit van een beleidvoerder vereist een bezinning op de toekomst. Voorafgaand aan de beslissing en de uitvoering van een bepaalde maatregel moet een beleidvoerder zich twee vragen stellen. In de eerste plaats dient hij zich af te vragen welke ontwikkelingen in het doelsysteem te verwachten zijn en [in de tweede plaats] welke effecten en neveneffecten van zijn of haar activiteiten te verwachten zijn (...) Enerzijds kunnen beleidvoerders [hierbij] uitsluitend afgaan op hun intuïtie en praktische ervaring. Anderzijds kunnen ze hun 'praktische kennis' aanvullen met resultaten van toekomstonderzoek."

Aan toekomstverkenningen kan een signaleringsfunctie, een legitimeringsfunctie en een leerfunctie worden toegekend (WRR 1988; Roes 1997). Deze functies hebben betrekking op open informatieverstrekking, op een ondersteuning van voorgenomen beleid (met zijn tegenpool, verdoezeling van eventuele onwelgevallige informatie) en op een interactieve aanpak, bijvoorbeeld via beleidssimulaties en spoorboekjes. Van Vught (1985) maakt in dit verband een onderscheid tussen voorspellen en ontwerpen van de toekomst. In het eerste geval ligt de nadruk op determinisme, in het tweede geval op de maakbaarheid van de samenleving.

De noodzaak om gebruik te maken van prognoses, ex ante beleidssimulaties en andere vormen van toekomstverkenning is des te groter naarmate de vraagstukken diepgaander en de samenhangen complexer zijn. Daarbij kan worden gesteld dat de bruikbaarheid van toekomstverkenningen uiteraard toeneemt naarmate de voorspelkracht groter is.

Een meerwaarde van formele toekomstverkenningen boven intuïtieve benaderingen kan bijvoorbeeld in twijfel worden getrokken als deze geen beter inzicht opleveren in de toekomstige ontwikkelingen dan een benadering waarin wordt uitgegaan van een onveranderde werkelijkheid. Dit lijkt een vanzelfsprekendheid, maar analyses van de voorspelkracht van prognoses tonen helaas lang niet altijd aan dat aan deze voorwaarde wordt voldaan. Prognoses van aandelenkoersen, olieprijsen, wisselkoersen, economische groei of immigratie blijken qua voorspelkracht vaak niet of nauwelijks superieur te zijn aan prognoses gebaseerd op een constant houden van de Ausgangssituatie (Keilman 1990; Crujjsen en Zakee 1991; De Gooijer 1992; Bomhoff 1994).

De bevindingen met betrekking tot de voorspelkracht van ramingen van het gebruik van quartaire diensten in bijlage I laten ruimte voor twijfels over de bruikbaarheid van de uitkomsten. Er is sprake van hoge foutenmarges (in de orde van 15%-20% in het vierde prognosejaar). En terwijl de verschillen in voorspelkracht tussen methoden betrekkelijk gering zijn, blijken de uitkomsten sterk uiteen te lopen. Slechts met enig kunst- en vliegwerk is er één methode van trendextrapolatie gevonden (DFD-plus), die het 'op punten' wint van een aanpak gebaseerd op constante coëfficiënten. Met andere woorden, de basisraming, waarin trends worden geëxtrapolerd, blijkt niet of nauwelijks beter te zijn dan de demoraming, die is gebaseerd op constante coëfficiënten. Deze bevindingen manen tot voorzichtigheid bij de toepassing van de ramingen van het SCP die zijn gericht op adviezen voor een optimale allocatie van middelen in de quartaire sector. Hoewel deze ramingen zeker een signaalwaarde kunnen hebben, duiden de analysesresultaten in bijlage I erop dat zij omgeven zijn met een aanzienlijke onzekerheidsmarge. De aard van de adviezen in het laatste rapport waarin het allocatie-instrument is toegepast (SCP 1994a) is overigens in overeenstemming met deze bevindingen.

Daarentegen zijn de analysesresultaten voor de onderwijsramingen in hoofdstuk 8 aanmerkelijk hoopvoller: de foutenmarges blijken lager te zijn en extrapolatiemethoden doen het over het algemeen beter dan de naïeve methode. Door omrekening van de ramingsuitkomsten in termen van coëfficiënten naar uitkomsten in termen van leerlingenaantallen worden de foutenmarges verder gereduceerd en neemt de voorsprong van de extrapolatiemethoden op de naïeve methode verder toe. Toch kampt men ook hier met het probleem dat foutenmarges aanzienlijk kunnen zijn. Voorts treden aanmerkelijke verschillen in uitkomsten op tussen ramingsmethoden die nauwelijks van elkaar verschillen in voorspelkracht. De technische keuzes die worden gemaakt zijn derhalve vaak betrekkelijk subjectief en kunnen aanleiding geven tot grote verschillen in uitkomsten. Dit geldt evenzeer voor prognoses op basis van verklarende modellen.

Wat valt er op basis van deze studie te zeggen over de voor- en nadelen van pure tijdreeksanalyse en tijdreeksanalyse met behulp van verklarende modellen? In het eerste geval worden ontwikkelingen herleid tot een trendmatige en een *random walk*-component. De veronderstelling hierbij is niet zozeer dat er geen causale mechanismen werkzaam zijn, als wel dat een groot aantal, deels moeilijk identificeerbare en moeilijk meetbare determinanten een rol speelt, waarvan het effect kan worden beschreven in termen van een systematische en een willekeurige component. De voorspelkracht van verklarende modellen is in de onderhavige studie op onderdelen hoger dan die van het pure tijdreeksmodel. Dit geldt echter slechts

zolang geen rekening wordt gehouden met de onzekerheden aangaande het toekomstige verloop van de determinanten zelf. Dit is overigens maar een beperkt nadeel indien de uitkomsten worden gepresenteerd in de vorm van scenario's en beleidsvarianten. Geriner en Ord (1991) concluderen dat, wanneer de doelstelling zich beperkt tot het opstellen van zo goed mogelijke voorspellingen, (univariate) tijdreeksmodellen en goed gespecificeerde (multivariate) verklarende modellen vergelijkbare resultaten geven. Onder die omstandigheden hebben verklarende modellen echter het voordeel dat ze tevens geschikt zijn om beleidsvarianten en scenario's door te rekenen (zie ook Van der Torre en Van Tulder 1998). Problematischer zijn de schattingsproblemen die optreden bij verklaringsmodellen. Op grond van de bevindingen in paragraaf 4.6 kan worden gesteld dat verklaringsmodellen die zijn geschat op basis van microanalyses tekort kunnen schieten doordat zij onvoldoende rekening houden met de dynamiek in de tijd. Anderzijds kan op grond van de bevindingen in de paragrafen 5.3 en 5.4 worden gesteld dat verklaringsmodellen die zijn gebaseerd op macroanalyses kunnen lijden onder overidentificatie: een neiging om een te groot deel van de ontwikkelingen te verklaren uit een beperkt aantal gespecificeerde determinanten.

Kwantitatieve ramingen wekken een bedrieglijke schijn van zekerheid. Deze wordt nog versterkt doordat het om redenen van technische aard vaak niet of nauwelijks doenlijk is om betrouwbaarheidsmarges aan te geven. Zelfs bij de bevolkingsramingen van het CBS, waar van oudsher een lage, een midden- en een hogere variant worden gepubliceerd, blijken vrijwel alle gebruikers zonder nadere motivatie te opteren voor de middenvariant (WRR 1988: 36). Ook de gebruikers van prognoses, ongeacht of het daarbij gaat om wetenschappers of beleidsmakers, hebben blijkbaar vaak moeite om onzekerheid een plaats te geven in hun afwegingen. Vanuit de politiek klinkt regelmatig een roep om 'gezaghebbende' cijfers en ramingen, en men raakt snel geïrriteerd als wetenschappelijke rapporten elkaar tegenspreken.

De toekomst is fundamenteel onzeker en met name op langere termijn ligt het voor de hand om alternatieve scenario's te ontwikkelen, die moeten voldoen aan een bepaalde mate van interne consistentie en die bij voorkeur aansluiten bij concrete problemen waarmee de samenleving wordt of kan worden geconfronteerd. Dergelijke scenario's kunnen al dan niet worden gekwantificeerd. Zie voor een omvattende analyse WRR (1988). Dit rapport mondt uit in de volgende aanbeveling (p. 14): "Het succes van een toekomstverkenning hangt niet af van het uitkomen van een voorspelling, maar van de bruikbaarheid voor het nemen van beleidsbeslissingen. De beleidswaarde van toekomstonderzoek is vooral gelegen in het zichtbaar maken van onzekerheden en mogelijkheden. Dit betekent meer zicht op kansen die als werkelijkheid kunnen worden opgevat of juist als onwenselijkheid moeten worden voorkomen. Dergelijke inzichten kunnen ook een bijdrage leveren aan de vergroting van de robuustheid van beleid: een beleid dat zo veel mogelijk is opgewassen tegen uiteenlopende omstandigheden."

Hoewel de CPB-prognoses voor de meeste variabelen accurater zijn dan voorspellingen op basis van de naïeve methode, blijken de afwijkingen tussen raming en realisatie aanzienlijk te zijn (Hers 1993). Om gebruikers indringend te confronteren met de inherente onzekerheidsmarges van ramingen, presenteert het CPB alleen nog traditionele prognoses voor de korte termijn. Op middellange termijn worden een lage en een hoge (behoedzame en gunstige) variant gepresenteerd (CPB 1993 en 1997a) en op langere termijn een drietal scenario's (CPB 1992; CBS/CPB 1997; CPB 1997b) die zich onder meer onderscheiden door een hogere of lagere economische groei (zie ook Van den Berg 1997). Op die manier wordt de gebruiker tegen zichzelf in bescherming genomen en behoed voor klakkeloze overname van schijnzekerheden. De gebruiker zou dan zelf een expliciete afweging tussen het risico van

onder- en overschrijding moeten maken, ofwel zo flexibel moeten blijven dat aanpassing aan meerdere mogelijke ontwikkelingen open wordt gehouden.

Vanuit deze optiek is het bestaan van verschillende, niet met elkaar sporende prognoses niet per se onwenselijk. Voorzover de verschillen het gevolg zijn van een andere vraagstelling, afwijkende beleidskeuzen of verschillende veronderstellingen ten aanzien van veranderingen in omgevingsfactoren, leveren dergelijke prognoses een duidelijke meerwaarde op. Maar zelfs als de verschillen louter zijn terug te voeren tot betrekkelijk arbitraire technische keuzen, behoeft er geen onhanteerbare situatie te ontstaan.

Als dit wordt vertaald naar de context van het onderwijsbeleid, dan is het niet minder dan vanzelfsprekend dat OC&W de zelf opgestelde referentieraming, die tot stand komt in een context die een aanzienlijke kwaliteit garandeert, als uitgangspunt kiest. Signalen van derden dat de ontwikkelingen op sommige onderdelen weleens anders zouden kunnen verlopen, dienen dan echter serieus te worden genomen. Van belang zijn dan met name verschillen die niet verwaarloosbaar zijn in het licht van de betrouwbaarheidsmarge van de ramingen.

In hoofdstuk 8 is aandacht besteed aan de stabiliteit van ramingen. Ramingsonzekerheid leidt er ook toe dat ramingen van jaar op jaar herzien kunnen worden. Dit kan met name storende proporties aannemen als ramingen gaan jojoën. Een voorbeeld hiervan, buiten de directe context van het onderwijs, zijn de geboorteramingen van het CBS. Deze zijn vorig jaar op grond van recente realisaties aanzienlijk in neerwaartse zin bijgesteld, met directe consequenties voor de geraamde leerlingenaantallen in het primair onderwijs. Nog recentere ontwikkelingen vormen dit jaar weer aanleiding voor een opwaartse bijstelling. De prognosemaker heeft moeite om dit soort fluctuaties aan de beleidsmaker te verkopen, en gaat dan naar strategieën zoeken om de mate van bijstelling van ramingen te dempen. De koninklijke weg, het gebruiken van ramingsmethoden die relatief stabiele uitkomsten opleveren, is echter, zoals nader is besproken in paragraaf 8.5, niet begaanbaar omdat methoden die hoog scores op stabiliteit, laag scores op voorspelkracht. Andere opties zijn: ramingen niet jaarlijks bijstellen of ramingen alleen bijstellen als de verschillen met de voorgaande raming 'significant' zijn. De eerste strategie wordt onder meer toegepast bij de middellange- en lange-termijnramingen van het CPB, de tweede bij de prognoses voor hbo en wetenschappelijk onderwijs volgens de referentieraming (zie ook Abeln 1997). Van deze opties lijkt alleen de eerste, het niet jaarlijks bijstellen van een perspectief op de lange termijn, verdedigbaar. Voorzover het hierbij gaat om prognoses of scenario's die zijn opgesteld met extrapolatiemethoden of verklarende vooruitberekenningsmethoden, gaat het hierbij overigens om een zwakgebod: als het perspectief op de lange termijn zo kan veranderen als gevolg van één extra realisatie, dan is het hoe dan ook boterzacht.

In het andere geval wordt de rekening later alsnog gepresenteerd. Hoewel het vaak zal voorkomen dat een opwaartse fluctuatie een jaar later wordt geneutraliseerd door een neerwaartse, is de kans ten minste even groot dat twee opwaartse afwijkingen elkaar opvolgen en dat de totale discrepantie des te groter is: in het algemeen neemt de verwachte afwijking tussen raming en realisatie toe met het aantal jaren. Een bijkomend probleem met de stelregel dat ramingen alleen in het geval van 'significante' afwijkingen moeten worden bijgesteld, is dat deze averechts werkt omdat er niet wordt bijgesteld als de bijstelling vrij gering is en dus onschadelijk, en wel als hij groot is en dus procesverstoring.

De conclusie is dat de ramingsonzekerheid moet worden geabsorbeerd in het beleidsproces en niet in het ramingsproces. Ik sluit me daarmee aan bij het volgende adagium van Ascher (1979: 1): "In some respects the appraisal of forecasts puts a greater burden on the policy-maker than the original task of forecasting itself".

Summary

The study 'Trends in educational participation' relates primarily to the design, performance, results and usefulness for policy-makers of educational forecasts. Just as it is impossible to implement administrative measures without looking ahead, so it is difficult to plan ahead without a review of past trends. A substantial proportion of this study is therefore devoted to an account and explanation of historical developments. Educational participation among 16-24 year-olds is steadily rising. This is reflected in growing attendance at a range of institutions, such as pre-university education (vwo), senior secondary and higher vocational education (mbo and hbo) and university (wo). This trend, known as 'educational expansion', is also taking place in other countries. The main aims of the study are to seek explanations for these developments and to evaluate to what extent they are likely to continue in the future.

Chapter 3 explores the determinants underlying trends in educational participation. These determinants have been studied from a sociological and an economic angle.

The sociological approach sees education as a link in the transfer of culture from generation to generation and as a way of acquiring social status. Attention is therefore often focused on the theme of inequality, and educational participation is analyzed in terms of differences in educational opportunities between boys and girls and between children from different social backgrounds. An interesting additional area of study is the extent to which education may promote social mobility.

The economic approach has two main angles: education as a consumer good and education as an investment in human capital. The consumption-based approach focuses mainly on parental income and the cost of education. 'Cost' in this sense should be broadly interpreted as the sum of direct costs (tuition fees and the cost of teaching aids) and indirect costs. Indirect costs can be operationalised via the cost of maintenance or income foregone, minus state contributions in the form of study grants. In the human capital approach, individuals compare the direct and indirect short term costs of a course against the long term gains resulting from increased employability and the chances of obtaining a higher income. This study opts for an analysis of educational participation using a mixed consumption-investment model. Factors taken into account include parental income, the cost of education, the risk of unemployment and expected salary with and without post-secondary education. The sociological angle is covered by the inclusion of dummies to represent gender and level of parental education. The second part of chapter 3 discusses the influence of these determinants through study of the available literature.

Chapter 4 summarises a micro-analysis based on surveys carried out every four years between 1979 and 1995. Although extensive samples were taken, the effective analysis pool only contained a few thousand individuals since only households with 16-24 year-olds could be taken into account.

As is known, levels of parental education have a strong positive effect on educational participation. This is particularly true in the case of senior general secondary education (havo), pre-university education (vwo), higher vocational education (hbo) and university education (wo). In so far as there are signs of an unequal trend for children of lower and higher educated parents, they tend to point more to a widening than to a narrowing of the gap between them. On the other hand, parents with a lower educational background are a

shrinking group which once encompassed the entire working class but have since gradually acquired the status of a disadvantaged group.

Income elasticity is found to lie around 0.0 for senior secondary vocational education and around 0.8 for havo/vwo and hbo/wo. These analysis results relate to the 1990s. They also point to a declining income elasticity: in 1979, for example, income elasticity for hbo/wo was still around 2.0. Higher education therefore appears to be regarded increasingly less as a 'luxury commodity' (the economic term for goods with an income elasticity greater than 1). This is because educational expansion has been accompanied by a widening of educational participation due to the mass enrollment of students from lower and middle class backgrounds.

The effect of the cost of higher education, defined as 'out-of-pocket' expenses (tuition fees, teaching aids and the cost of maintenance minus the student grant) is significantly negative (elasticity -1.1). The result is highly sensitive to the method of operationalisation. If it is based on income foregone rather than on maintenance costs, a significantly higher result (in the order of -2.3) is obtained. These values are extremely high, not just compared to the findings of other authors but also compared to price elasticity estimates for other non-commercial services.

An attempt was made to account for developments between 1980 and 1995 using the estimated micro-model. However, the results obtained did not show much similarity with actual developments, either for senior secondary vocational education or for higher education. This was especially true of the strong growth in participation in senior secondary vocational education during the early 1980s. The explanation for this latter trend is probably due to an exogenous factor not included in the survey, namely the rise in unemployment during the period in question.

Chapter 5 discusses macro-analyses based on time-series data. These analyses focus on the post-secondary education choices of pupils in their final year at secondary school. They also examine the 'indirect' entrants into higher vocational education and university education, that is, the influx of older students who did not attend education in the previous year. The choice of explanatory variables is based on chapter 3 and includes disposable income per capita, the cost of education (income foregone plus direct costs minus the study grant), unemployment with or without post-secondary education and the financial benefits of post-secondary education. Due to a shortage of data on salaries, a proxy was applied in the form of a general income equalisation standard. Due to multicollinearity problems, it proved impossible to apply a general trend term to the analysis representing shifting preferences.

Based on the theoretical analysis in chapter 3, a positive value was expected for disposable income per capita, unemployment and employment prospects, and a negative value for cost and the equalisation variable.

A logistic transformation is applied to the education variable. The analysis is conducted for 11 different categories of entrants. The hypothesis of cointegration could not be dismissed for any of these equations, and the empirical results tied in well with these expectations: 90% of the estimated coefficients has the expected sign and a large majority of these were significant.

Increasing prosperity (measured in terms of disposable income per capita) has a positive and significant effect on progression to post-secondary education, almost without exception. In general, the income elasticities obtained are on the high side, in some cases even implausibly high: 3-4 for progression from senior secondary vocational education to higher vocational education and indirect entry to higher vocational education.

In all cases, unemployment has the positive effect anticipated. In half the cases, the coefficients were significant. The results confirm the influence of 'discouraged worker' effects. The size of these coefficients may indicate that such an 'escape' into education is generally accompanied by a choice in favour of a relatively low level of education.

All the results relating to employment prospects following completion of post-secondary education yielded the expected values, although they were seldom significant. Nevertheless, these results can be regarded as confirming the view that going on to post-secondary education is encouraged by the labour market prospects involved. However, the extent of these effects tends to vary and they do not present a consistent picture.

Only in approximately two-thirds of the analyses the coefficients for cost of education result in the expected negative value, and in these cases they were mostly significant. In so far as positive coefficients were found, they were seldom significant. In a few cases, the price elasticity was high (-0.7 to -1.0). As expected, the values obtained for equalisation are almost always negative: an increase in income differentiation - i.e. de-equalisation - creates a positive incentive to go on to post-secondary education.

The second part of chapter 5 examines how far changes in the determinants underlying choices at micro-level can precipitate changes at macro-level. Decisive factors influencing choices at micro-level are those which in the consumption theory more or less implicitly take the form of differences in individual preference (parental background, individual aptitude). Although developments at macro-level appear to be influenced by factors such as unemployment, labour market prospects, equalisation and cost of education, none of these factors can be held responsible for educational expansion. The only 'economic' factor which may offer an explanation for this phenomenon is the ongoing rise in prosperity (i.e. disposable income per capita). However, this has to be qualified by the fact that the rise in income per capita is more or less collinear with the trend term and that the same applies to the level of education of the general population (a factor omitted from the analysis). The rise in educational levels of the parents, for example, could provide an equally good explanation, in accordance with the so-called endogenous growth theory. Moreover, income elasticities are in many cases absurdly high. Apparently, then, income is 'annexing' other more or less trend-based effects.

The process of expanding educational participation may have been prompted - and has certainly been boosted - by rising prosperity and the growing demand for qualified staff. It has been encouraged by the government's incentives policy and is being influenced by a number of determinants including cost of education, unemployment and wage differences. There are limits to this growth, defined by, among other things, institutional factors (e.g. level of difficulty, entry requirements and course length) and by the available stock of talent. Yet the author believes that the trend of educational expansion is mainly due to rising aspirations among large sections of the population, who are driven by a desire to upgrade their social status. The rate of growth is partly regulated by processes which can be included under the term 'social diffusion'. A notable example is the trend towards equal opportunities, reflected in the gradual narrowing of the gender gap as regards participation in education and the labour market.

Chapter 6 discusses forecasting models. When using these models, a fundamental distinction can be drawn between age-related participation models based on the attendance of a specific age group at a type of educational institution, and flow models which chart the annual shifts in position of students within the education system. Flow movements in the education system are directly linked to processes such as choice of schooltype, obtaining qualifications,

promotion, repeating a year and dropping out. Moreover, flow movements make it easier to analyze and model the effects of policy interventions effecting the structure and accessibility of education. One disadvantage of flow models however is that shifts in age-related participation can only be monitored indirectly at best.

This chapter presents an inventory of the forecasting models used in the Netherlands. The SKILL education model and its successor, LECTOR, occupy a special position in that they provide a comprehensive account of the education system, link an analysis based on flow data to age-related participation, and establish a connection between educational participation and the educational levels of the population. Unfortunately, SKILL embodies serious disadvantages as well as significant benefits: due to its size, the system is relatively untransparent and is only of limited use in experiments due to its data-requirements. A new, simple education model, SIMPLON, is therefore introduced for experimental purposes. SIMPLON can be described as a mixed age-related participation/flow data model.

Chapter 7 discusses extrapolation methods. One straightforward, self-evident method frequently used in the past - ordinary least squares (OLS) for the simple linear trend model - does not appear to be satisfactory. Various other extrapolation methods are also examined, including methods currently in use such as forecasts based on ARIMA models and the Multistate Kalman filter method. A new, 'home-grown' method is also discussed. This is based on a weighted average of first differences and is therefore called the DFD (Discounted First Difference) method. By discounting first differences, more recent observations are given a higher weighting than older ones. An improved version of the DFD method, the DFD-plus method, estimates the optimum discount rate, applies a correction to take account of outliers and shifts in level, and imposes limits on growth.

Chapter 8 evaluates the extrapolation methods and forecasting models discussed in the previous chapters, focusing particularly on their ability to make accurate predictions for the year $t+4$. The differences between the methods appear in this respect to be relatively minor. The analysis of 100 series relating to the use of non-commercial services could only identify one extrapolation method (DFD-plus) which delivered notably better results than the naïve forecast based on constant participation and flow data coefficients. For education data, extrapolation methods generally appear to be more accurate than the naïve forecast. There are two reasons for this. Firstly, trends in education, which is seeing a steady rise in participation among 16-year-olds and over, are more obvious than in many other areas of the public sector. Secondly, in the education sector, it was possible to translate results in terms of coefficients into pupil numbers. These pupil numbers are calculated by adding together various flows. This removes part of the noise and reveals the underlying signal (i.e. the gradual yet persistent increase in educational participation) more clearly. The results produced by the linear trend model are markedly inferior due to the fact that this approach leads to positive first order autocorrelation in the residues. Applying a logarithmic or logistic transformation to this data also leads to a large measure of inaccuracy due to the fact that these transformations can cause the results to 'explode'. This applies for instance to senior secondary vocational education and indirect entry into higher vocational education. The best method in terms of fourth year forecasting accuracy for these education data, is again the DFD-plus method.

A variant which takes account of explanatory factors such as disposable income per capita, cost, unemployment and equalisation also produces reasonably accurate results. This method is based on the analysis results presented in chapter 5. Although this approach does not lead to an improvement in forecasting capacity, its ability to 'calculate through' scenarios and variants means that it plays a key role in the forecasts discussed in chapter 9.

The results give an answer to the question of how far flow models are superior to age-related participation models. An age-related participation model based on a rough classification of age does not appear to lead to accurate results, especially for secondary education and senior secondary vocational education. This is less of a problem in models using a more precise aged-based classification. In the short term, a model of this kind is markedly less accurate, but in the longer term the benefits of flow models disappear in the general uncertainty of forecasting. Finally, there is the question of whether complex flow models like SKILL outperform simple models like SIMPLON. The surprising result is that SKILL produces less reliable forecasts than SIMPLON.

Chapter 9 presents the results of the educational forecasts. According to the forecast based on the application of the SIMPLON education model combined with the DFD-plus extrapolation method, the number of pupils in primary education is likely to increase by 2% between 1996 and 2000. This is due to an increase in the number of children in the relevant age group. During the same period, total pupil numbers in general secondary and pre-vocational education will rise by 4%, again in response to demographic trends. In senior secondary vocational education, the trend reversal of recent years, which was due to a fall in the size of the demographic pool and an ongoing rise in age-related participation, has now ended and the latter trend will probably lead to a renewed increase in pupil numbers by around 6% is expected to occur between 1996 and 2001. The outlook for higher vocational education is that the number of entrants and - in its wake - the total number of students will again rise (by 13% for entrants and by 9% for registered students). University intake is expected to stabilise following the sharp falls in recent years, which have mainly affected so-called indirect entrants and are in part linked to study grant cuts. However, total student numbers will provisionally continue to fall by 11% between 1996 and 2001 in response to 'pipeline' effects. In the long term (i.e. up to the year 2010), pupil numbers in primary education and general secondary education will remain relatively stable. Student numbers in university education will pick up again slightly in the long term. However, numbers in senior secondary and higher vocational education (mbo and hbo) are expected to rise by 35% and 50%.

In addition to forecasts based purely on extrapolation, variants based on different economic scenarios and/or study financing variants are also calculated. These include a variant based on further cutbacks in student grants and another in which grants are abolished. As a counterbalance, a variant was also calculated in which the purchasing power of grants was increased and tuition fees were abolished. The study financing variants yielded differences in the order of 5% to 10% compared to the forecast based on pure extrapolation. The strong economic growth scenario for higher vocational education resulted in bigger differences over the longer term. Such differences in results, and the substantial differences between the forecasts produced by different agencies, which are especially marked in the case of senior secondary and higher vocational education (mbo and hbo), illustrate the uncertainties surrounding forecasts, albeit in a different way to chapter 8.

It is argued that it is the task of the forecaster to evaluate and demonstrate the uncertainties involved, but that it is up to the policy-maker to incorporate these uncertainties in the process of decision-making.

Bijlage A Basisgegevens onderwijs

De gebruikte macrogegevens voor het onderwijs zijn alle afkomstig uit CBS-bronnen. Zij berusten op telgegevens voor alle afzonderlijke onderwijsinstellingen in Nederland. Een eerste probleem waarmee men daarbij geconfronteerd wordt, is het feit dat de gegevens uit verschillende CBS-publicaties onderling niet geheel consistent zijn. Cijfers in latere publicaties plegen bijvoorbeeld als gevolg van nacorrecties licht af te wijken van eerdere publicaties.

Verder zijn er inconsistenties als gevolg van verschillen in definitie. Zo zijn er verschillen in cijfers met betrekking tot het wetenschappelijk onderwijs, doordat een ruimere of engere definitie is gehanteerd (bv. incl. of excl. Nijenrode en theologische hogescholen).

Bij het deeltijd-hbo werden in de eerste helft van de jaren tachtig applicatiecursussen voor onderwijzend personeel meegeteld. Dit leidt tot een spronggewijze daling van het aantal van het schooljaar 1985/'86 op 1986/'87.

Bij de brugjaren in het voortgezet onderwijs zijn er afbakeningsproblemen, die alleen via arbitraire afspraken kunnen worden opgelost. Hier zijn de CBS-conventies gevolgd, dat wil zeggen dat gemengde brugjaren avo-vbo zijn toebedeeld aan de eerstgenoemde schoolsoort. In de tijd kunnen inconsistenties optreden door veranderingen in de teldata. Zo is de teldatum voor het basisonderwijs met ingang van het schooljaar 1991/'92 verschoven van 10 januari naar 15 oktober. Doordat nieuwe leerlingen bij het bereiken van de 4-jarige leeftijd geleidelijk binnendruppelen in het basisonderwijs, impliceert dit een systematische afname van het getelde aantal leerlingen met circa een kwart 'jaargang'. In tijdreeksanalyses moet voor dit soort definitiewijzigingen worden gecorrigeerd. In dit geval gebeurt dit door 25% van de 3-jarigen per 1 januari van het volgende kalenderjaar bij de schoolbevolking op te tellen. Bij de telling van de herkomst van ingestroomde leerlingen worden fouten gemaakt. Zo zal de neiging bestaan om leerlingen van wie de herkomst niet bekend is toe te delen aan de groep 'overig' of juist aan de grote groep directe doorstromers. Deze cijfers worden in een later stadium, waarin de uitkomsten voor verschillende schoolsoorten met elkaar worden geconfronteerd, soms weer herzien. Door een wijziging van de telmethodiek in het hbo is bijvoorbeeld in 1992 een spronggewijze stijging van de ongediplomeerde instroom vanuit mbo en wetenschappelijk onderwijs opgetreden, die wordt gecompenseerd door een overeenkomstige daling van de cijfers voor de instroom van buiten het onderwijs. Het vermoeden bestaat dat rond 1994 een nog veel belangrijkere wijziging in de registratie van hbo-studenten is opgetreden, die gepaard ging met een scherpe optische daling van de indirecte instroom. Deze verandering heeft betrekking op de overgang van schriftelijke enquêtes van de afzonderlijke instellingen naar geautomatiseerde dataverstrekking vanuit een landelijk registratiesysteem. Het is denkbaar dat studenten van wie de herkomst onbekend was, in de eerstgenoemde situatie zijn toegerekend aan de 'overige' instroom, dan wel dat omzwaaiers beter worden getraceerd.

Een andere complicatie is dat het CBS steeds minder detailcijfers publiceert. Waar vroeger een tiental gespecialiseerde publicaties met betrekking tot onderwijsstatistiek werd gepubliceerd, verschijnen thans maar twee reguliere publicaties. Dit betekent dat grotendeels moet worden teruggevallen op ondershands verstrekte informatie.

In de O(C)&W-publicaties met betrekking tot de referentieraming (O&W 1991, 1992, enz.) worden de gewenste detailcijfers wel gepubliceerd, maar helaas zijn er kleinere en grotere definitieverschillen tussen de CBS- en de O(C)&W-cijfers. Bij het voortgezet onderwijs wordt bijvoorbeeld de zogenoemde middenschool door het CBS ingedeeld bij het mavo, maar bij O(C)&W bij het vbo. In de aantallen voor het wetenschappelijk onderwijs ontbreken bij

O(C)&W de leerlingen tweede fase. Bij enkele schoolsoorten, zoals het deeltijd-avo, het deeltijd-mbo en het bbo, hapert de gegevenstoelevering. Doordat is overgegaan op budgettering, zijn de studentenaantallen niet langer van belang voor de bekostiging. Na een onderbreking van enkele jaren zijn summier gegevens over het deeltijd-avo inmiddels met terugwerkende kracht beschikbaar gesteld. Bij het deeltijd-mbo is de informatie over de laatste drie jaren niet volledig: hier is een opslagfactor toegepast om te corrigeren voor ontbrekende informatie over het landbouwonderwijs. Bij het bbo zijn de tot voor kort door het CBS gehanteerde definities niet langer bruikbaar. De gegevens voor 1994/'95 en 1995/'96 zijn geschat door aan te nemen dat de procentuele mutaties volgens de nieuwe definitie ook van toepassing zijn op de aantallen volgens de oude definitie.

Het is niet praktisch om de voor de analyses in dit rapport gebruikte gegevens hier in extenso op te nemen. Deze worden wel op aanvraag verstrekt. De gebruikte macrocijfers met betrekking tot het onderwijs omvatten de volgende.

Leerlingenaantallen

primair onderwijs	leerlingen basisonderwijs, leerlingen speciaal onderwijs van 3 t/m 11 jaar, leerlingen speciaal onderwijs van 12 jaar en ouder;
avo	leerlingen avo 1, avo 2, avo 3, mavo 4, havo 4, vwo 4, havo 5, vwo 5, vwo 6;
vbo	leerlingen vbo 1, vbo 2, vbo 3, vbo 4;
mbo	leerlingen mbo 1, mbo 2, mbo 3, mbo 4; het kort middelbaar beroepsonderwijs (kmbo) is in het mbo inbegrepen;
hbo	eerstejaars en totale studentenaantal; bij eerstejaars gaat het om de zogenoemde eerstejaars-Nederland, waarin omzwaaiers van studierichting en instelling niet zijn inbegrepen;
wo	eerstejaars(-Nederland) en totale studentenaantal met inbegrip van extraneï, examentoehoorders en studenten tweede fase, maar exclusief studenten Nijenrode en theologische hogescholen;
deeltijd-avo	totale aantal leerlingen;
deeltijd-mbo	totale aantal leerlingen; de leerlingen van het deeltijd-meao zijn hierin inbegrepen;
bbo	beroepsbegeleidend onderwijs in ruime zin, inclusief vormingswerk;
deeltijd-hbo	cijfers vóór 1986/'87 zijn gecorrigeerd voor applicatiecursussen.

Stroomcijfers

mavo-gediplomeerden	naar havo en mbo; bij mbo uitsplitsing naar technisch, administratief en verzorgend ten behoeve van hoofdstuk 5;
havo-gediplomeerden	naar vwo, mbo en hbo; bij mbo en hbo uitsplitsing naar technisch, administratief en verzorgend ten behoeve van hoofdstuk 5;
vwo-gediplomeerden	naar hbo en wetenschappelijk onderwijs; bij hbo en wetenschappelijk onderwijs uitsplitsing naar technisch, administratief en verzorgend ten behoeve van hoofdstuk 5;
vbo-gediplomeerden	naar mbo;
mbo-gediplomeerden	naar hbo;
overige instroom mbo	niet nader gedifferentieerd;
overige instroom hbo	onderscheid van instroom uit overig onderwijs en indirecte instroom;
overige instroom wo	niet nader gedifferentieerd.

Bijlage B Nadere gegevens over in-, door- en uitstroom

Tabel B.1 geeft het verloop van een aantal *strategische* stroomcoëfficiënten. Deze hebben betrekking op de keuze van een vervolgopleiding door leerlingen die zojuist een opleiding hebben afgerond.

Tabel B.1 Stroomcoëfficiënten,^a 1970-1995

	1970	1975	1980	1985	1990	1995
vbo _{dip1} -vbo ^b	3	7	13	17	11	7
vbo _{dip1} -mbo	29	28	28	37	45	56
vbo _{dip1} -bbo	32	33	33	23	26	22
uitstroom vbo _{dip1}	36	33	26	23	18	15
mavo _{dip1} -havo	23	31	30	21	18	17
mavo _{dip1} -mbo	28	38	46	68	71	80
mavo _{dip1} -bbo	1	3	6	6	7	2
uitstroom mavo _{dip1}	42	22	13	5	4	1
havo _{dip1} -vwo	2	6	12	17	19	14
havo _{dip1} -mbo	3	3	9	22	24	22
havo _{dip1} -hbo	46	48	42	38	41	54
uitstroom havo _{dip1}	51	42	38	23	16	10
vwo _{dip1} -hbo	16	18	26	27	24	32
vwo _{dip1} -wo	54	57	53	54	61	63
uitstroom vwo _{dip1}	29	25	20	17	15	7
mbo _{dip1} -hbo	7	4	8	9	19	29

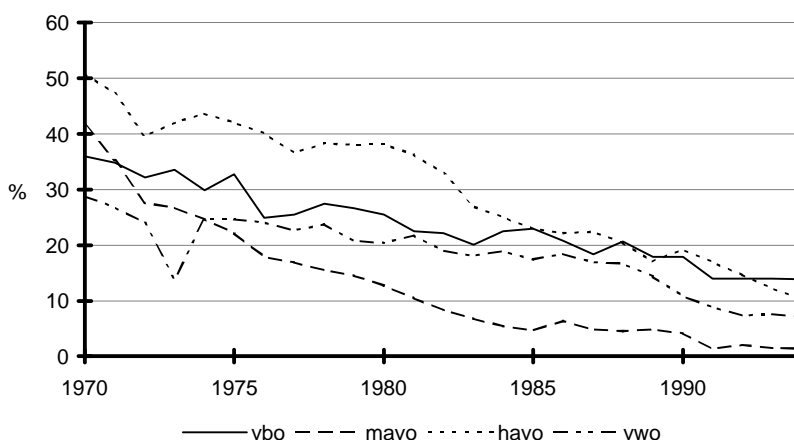
^a Percentage van het herkomstbestand in een bepaald schooljaar dat doorstroomt naar de betreffende bestemming in het volgende schooljaar.

^b Het toevoegsel _{dip1} achter een schoolsoort duidt aan dat het gaat om gediplomeerden uit de betreffende schoolsoort.

Bron: CBS

De hier weergegeven coëfficiënten zijn deels in al de hoofdstukken besproken aan de hand van figuren 2.5 en 2.8. Figuur B.1 geeft nader inzicht in de uitstroom van gediplomeerden.

Figuur B.1 Uitstroom van gediplomeerden, 1970-1990 (in procenten van het totale aantal gediplomeerden)



^a Als percentage van totaal aantal gediplomeerden.

Bron: CBS

Hier is over de gehele linie sprake van trendmatige dalingen. De uitstroomcoëfficiënten hebben betrekking op gediplomeerden die niet doorstromen naar andere vormen van voltijdonderwijs of naar het beroepsbegeleidend onderwijs. Het meest uitgesproken is deze daling voor de mavo, waarvan de gediplomeerden thans vrijwel allen doorstromen naar vervolgopleidingen. Bij lbo-, havo- en vwo-gediplomeerden is de uitval substantiëler. Met name van de vwo-gediplomeerden blijkt een aanzienlijk deel overigens na verloop van een of meer jaren alsnog in het hoger onderwijs in te stromen.

Tabel B.2 geeft nadere informatie over de leeftijdsspecifieke instroompercentages die al deels in de hoofdstuk zijn besproken naar aanleiding van de figuren 2.5 en 2.8.

Tabel B.2 Leeftijdsspecifieke instroompercentages,^a 1970/'71-1995/'96

	categorie	leeftijd	1970/'71	1975/'76	1980/'81	1985/'86	1990/'91	1995/'96
vbo	vbo 3	14-16 jaar	42	44	43	41	35	36
avo l	avo 3	14-16 jaar	58	64	66	67	71	71
avo h	avo 4	15-17 jaar	28	36	39	41	44	44
vwo	vwo 5	16-18 jaar	13	14	15	18	19	20
mbo	instroom	16-18 jaar	18	18	28	43	47	56
hbo	instroom	18-20 jaar	8	11	12	12	16	25
	avo/mbo							
	overige instroom	21-30 ^b jaar	2	6	4	5	8	6
wo	instroom uit avo	18-20 jaar	5	6	6	7	8	9
	overige instroom	21-35 ^c jaar	3	3	4	4	6	4

^a Instroom dan wel bestand van een representatief leerjaar als percentage van de relevante leeftijdscategorie.

^b Bevolking van 21-24 en 25-29 jaar met gewichten 2:1.

^c Bevolking van 21-24, 25-29 en 30-34 jaar met gewichten 3:2:1.

Bron: CBS (eigen bewerking)

Bijlage C Onderzoeksverantwoording AVO-enquêtes

De analyses zijn uitgevoerd met behulp van het Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek (AVO). Dit wordt door het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) elke vier jaar opgezet om inzicht te verkrijgen in het gebruik door de Nederlandse bevolking van een groot aantal maatschappelijke en culturele voorzieningen. Het gebruik van voorzieningen wordt hierbij in verband gebracht met kenmerken van huishoudens en personen. Het onderzoek richt zich daarom zowel op meting van het gebruik van voorzieningen, als op meting van een breed scala van kenmerken van huishoudens en personen binnen die huishoudens. Zo zijn er onder andere vragen opgenomen over het beroep en het inkomen van de respondenten en hun eventuele partners.

Het AVO bestaat uit een deels schriftelijke, deels mondelinge *adressensteekproef* onder huishoudens, waarbij per huishouden één huishoudensformulier (mondeling, door enquêteur/ enquêteur) wordt ingevuld en één formulier per lid van het huishouden boven de 5 jaar (schriftelijk, door respondent).

De respons op de AVO-enquêtes fluctueert enigszins. In 1979, 1983 en 1987 lag deze rond de 60%, in 1991 was deze slechts 40% en in 1995 door een gewijzigde aanpak bijna 70%. Van de geldige steekproefomvang valt echter nog een aanzienlijk deel uit door non-respons op inkomensvragen. Het aantal geldige personen in de genoemde AVO's bedroeg daardoor respectievelijk 13.100, 11.100, 9.300, 8.900 en 13.800. In de onderhavige analyses zijn de aantallen bruikbare respondenten echter veel kleiner, door een restrictie tot bepaalde leeftijdsgroepen.

Personen die in inrichtingen en tehuizen verblijven (psychiatrische ziekenhuizen, zwakzinnigeninrichtingen en verpleegtehuizen) zijn niet in de steekproef betrokken. Dit betreft naar schatting in de orde van 100.000 personen van 6 jaar en ouder. Personen die zelfstandig in bejaardenoorden wonen, vallen wel in het steekproefkader.

In het AVO worden de volgende vragen gesteld aan respondenten over hun eigen onderwijsdeelname.

- Volgt u momenteel voltijddagonderwijs, dus onderwijs waarvoor u drie schooldagen of meer (= 16 uur of meer per week) op een school - dus niet in een bedrijf - les krijgt?
- Zo ja, wilt u hiernaast dan aankruisen op wat voor school en in welke klas u zit?
Opties:
 - basisonderwijs
 - speciaal onderwijs (lom, mlk, zmok, zmlk, enz.)
 - leerjaar 1 t/m 3 van lbo, mavo, havo, vwo of scholengemeenschap
 - lbo, leerjaar 4
 - mavo, leerjaar 4
 - havo, leerjaar 4 of 5
 - vwo, atheneum/gymnasium, leerjaar 4 t/m 6
 - middelbaar beroepsonderwijs (mbo)
 - hoger beroepsonderwijs (hts, heao e.d.)
 - universiteit.

In de analyses voor 16-19-jarigen zijn de eerste vijf opties samengenomen tot lbo/mavo. Daarbij is rekening gehouden met het feit dat kinderen in deze leeftijdscategorie nooit onderwijs volgen op basisscholen en zelden op scholen voor speciaal onderwijs. Vorenstaande vragen zijn gesteld in het AVO'87. De verschillen met de vraagstelling in de andere enquêtes zijn miniem en hebben vooral betrekking op de afbakening van lbo en mavo in de vraagstelling.

Daarnaast is er een serie vragen aan ouders over hun kinderen van 18-30 jaar.

- Hebt u thuiswonende en/of niet thuiswonende kinderen, geboren in de jaren .. t/m ..?
- Wilt u mij voor elk van deze kinderen het geboortejaar zeggen?
- Wat is het geslacht van het kind geboren in ..?
- Woont het kind geboren in .. bij u thuis of niet meer bij u thuis?
- Zijn er bij deze kinderen, geboren in de jaren .. t/m .., kinderen die momenteel onderwijs volgen of studeren?
- Zo ja, wilt u aan de hand van deze kaart zeggen of hij/zij voltijd-, deeltijd- of een andere vorm van onderwijs volgt?

Helaas is laatstgenoemde vragenlijst in het AVO'95 alleen uitgevoerd voor studerende kinderen. Daardoor ontbreekt relevante informatie over uitwonende niet-studerende kinderen en kan de genoemde enquête slechts voor een deel van de voor deze studie relevante analyses worden gebruikt.

Bijlage D Kwaliteitstoetsen microanalyse

Ten behoeve van de analyse voor het voortgezet onderwijs is een subselectie gemaakt van thuiswonende kinderen van 16-19 jaar. Dit betrof in de vijf steekproeven (AVO'79 tot en met AVO'95) gezamenlijk 3.232 personen.

Ten behoeve van de analyse voor het hoger onderwijs is een selectie gemaakt van alle uit- en thuiswonende kinderen van 20-24 jaar via de desbetreffende vraagstelling aan de ouders. Zoals gezegd kan in dit geval alleen gebruik worden gemaakt van het AVO'79 tot en met AVO'91. Deze analyse heeft in totaal betrekking op 3.331 personen.

Tabel D.1 geeft de t-waarden die behoren bij de geschatte coëfficiënten in tabel 4.4 in de hoofdtekst.

Tabel D.1 Onderwijs: logit-analyse van gebruik, coëfficiënten met bijbehorende t-waarden (tussen haakjes)

	16-19 jaar			hbo/w
	vbo/mavo	havo/vwo	mbo	
geschaalde constante	1,4 (6,5)	0,4 (2,0)	0,9 (5,0)	S1,1 (8,0)
18-19 jaar	S3,1 (22,1)	S1,8 (14,8)	S1,0 (8,6)	.
vrouw (1979)	S0,2 (1,1)	S0,2 (1,5)	S0,3 (1,7)	S1,2 (7,3)
vrouw (eindjaar)	S0,6 (2,4)	0,8 (3,8)	0,3 (1,7)	S0,1 (0,8)
eenoudergezin	0,5 (2,6)	0,6 (3,0)	S0,2 (0,9)	0,3 (1,9)
echtpaar met >2 kinderen	S0,0 (0,2)	S0,0 (0,3)	S0,1 (1,2)	S0,3 (2,9)
gemengde opleiding ouders	0,5 (3,3)	1,2 (8,4)	0,4 (2,4)	0,6 (4,8)
middelbare/hoge opleiding ouders	0,5 (2,4)	1,8 (9,2)	0,3 (1,6)	1,3 (9,9)
inkomen (1979)	1,4 (4,9)	2,3 (8,5)	1,9 (6,5)	2,7 (10,5)
inkomen (eindjaar)	S0,1 (0,4)	1,3 (5,0)	0,3 (1,3)	1,3 (6,3)
prijs onderwijs	.	.	.	S1,7* (5,7)
jaardummy 1979	S0,8 (3,4)	S0,6 (2,6)	S1,6 (7,1)	S1,8 (8,9)
jaardummy 1983	0,3 (1,4)	0,2 (0,9)	S0,3 (1,5)	S1,4 (7,0)
jaardummy 1987	S0,5 (2,0)	S0,2 (0,9)	S0,3 (1,7)	S0,7 (4,9)
jaardummy 1995	0,1 (0,2)	S0,3 (1,2)	0,1 (0,8)	.

Bron: SCP (AVO'79-'95)

Tabel D.2 geeft de *likelihood-ratios* die behoren bij de logit-analyses in tabel 4.4 in de hoofdtekst. Het gaat om toetsen van de significantie van de bijdrage per (groep van)

verklarende variabele(n).

Tabel D.2 Toetsen logit-analyse van gebruik^a

	16-19 jaar totaal	20-24 jaar hbo/wo
jaardummy's	109 (26)	54 (11)
leeftijd persoon	702 (11)	.
geslacht persoon	52 (17)	65 (9)
type huishouden	22 (17)	7 (9)
opleiding huishouden	184 (17)	102 (9)
inkomen huishouden	142 (17)	124 (9)

^a Alle toetsgrootheden zijn *likelihood-ratios*. Onder de nulhypothese dat de betreffende groep variabelen geen bijdrage levert aan de verklaring is de grootte asymptotisch χ^2 verdeeld. De bij het betreffende aantal vrijheidsgraden behorende 1%-significantiegrens staat tussen haakjes vermeld.

Bron: SCP (AVO'79-'95)

Het blijkt dat vrijwel alle variabelen een significante bijdrage leveren. De enige uitzondering is het type huishouden bij de 20-24-jarigen.

Tabel D.3 brengt via een aantal statistische toetsen de kwaliteit van de gevonden relatie in beeld. Er wordt een aantal hypothesen getoetst. De eerste hypothese is dat de gevonden relaties stabiel zijn over de verschillende steekproeven. De tweede hypothese behelst de afwezigheid van systematische afwijkingen tussen geraamde en werkelijke frequenties van het gebruik bij verschillende indelingen van de waarnemingen. De vermelde toetsgrootheden zijn onder de nulhypothese steeds asymptotisch χ^2 verdeeld. De bij het betreffende aantal vrijheidsgraden behorende 1%-significantiegrens staat tussen haakjes vermeld.

Tabel D.3 Toetsen op kwaliteit logit-analyse^a

	16-19 jaar			20-24 jaar
	totaal	lbo/mavo	havo/vwo	mbo
relatie stabiel over jaren	20 (31) ^b	.	.	.
geen systematische afwijking tussen geraamde en werkelijke frequenties				
naar risicodecielen ^d	.	12 (20)	78 (20)	9 (20)
				8 (20)

^a Alle toetsgrootheden zijn *likelihood-ratios*. Onder de nulhypothese is de grootte asymptotisch χ^2 verdeeld. De bij het betreffende aantal vrijheidsgraden behorende 1%-significantiegrens staat tussen haakjes vermeld.

^b Volgens de oorspronkelijke analyse zonder trendtermen was dit 65 (39).

^c Volgens de oorspronkelijke analyse zonder trendtermen was dit 40 (19).

^d Hierbij worden respondenten ingedeeld naar de kans op gebruik (tien decielen). Vervolgens wordt het feitelijke gebruik vergeleken met de kans op gebruik. Het betreft de zogenoemde *Hosmer-Lemeshow-statistic* (Hosmer en Lemeshow 1989).

Bron: SCP (AVO'79-'95)

Uit de eerste regel blijkt dat de hypothese van stabiliteit van de coëfficiënten over de steekproeven in beide gevallen wordt niet verworpen. Dit geldt overigens alleen in het geval dat trendtermen worden geïntroduceerd voor geslacht en inkomen.

In één geval worden systematische afwijkingen gevonden tussen geraamde en werkelijke frequenties. Dit betreft de toets voor havo/vwo. Inspectie van de afwijkingen leert dat deze afwijkingen qua relatieve omvang niet alarmerend zijn.

De assumptie van *Independence from Irrelevant Alternatives* (IIA) is getoetst met behulp van de Hausman-McFadden- (HM-) toets (McFadden 1987: 68).

Daartoe wordt de multinomiale logit analyse eerst integraal uitgevoerd en vervolgens met subsets van keuze-alternatieven. Het draait er nu om of de vector van coëfficiënten stabiel blijft. De analyses hebben betrekking op:

- a. analyse op basis van alle keuze-alternatieven;
- b. een analyse waaruit het alternatief mavo/lbo is weggelaten;
- c. een analyse waaruit het alternatief havo/vwo is weggelaten;
- d. een analyse waaruit het alternatief mbo is weggelaten.

De toetsgrootheid is als volgt berekend:

$$HM = N (\mathbf{b}-\mathbf{b}^*)' (N \mathbf{V}-N^*\mathbf{V}^*)^{-1} (\mathbf{b}-\mathbf{b}^*) \quad (D1)$$

waarbij \mathbf{b} staat voor de geschatte vector van coëfficiënten volgens de integrale analyse, \mathbf{V} voor de bijbehorende covariantiematrix en N op het totaal aantal waarnemingen. \mathbf{b} heeft de lengte en \mathbf{V} de rang $m*k$, waar m staat voor het aantal keuze-opties en k voor het aantal geschatte coëfficiënten. \mathbf{b}^* , \mathbf{V}^* en \mathbf{T}^* staan voor de overeenkomstige grootheden indien het subsample dat correspondeert met één van de opties wordt weggelaten. \mathbf{b}^* heeft dan de lengte en \mathbf{V}^* de rang $(m-1)*k$. Van vector \mathbf{b} en matrix \mathbf{V} wordt slechts dat deel in de berekening betrokken dat correspondeert met \mathbf{b}^* en \mathbf{V}^* .

Het HM-criterium is chi-kwadraat verdeeld met een aantal vrijheidsgraden dat gelijk is aan de lengte van de vector van coëfficiënten.

Tabel D.4 geeft een overzicht van de geschatte coëfficiënten. Om deze tabel niet onoverzichtelijk groot te maken zijn alleen de belangrijkste coëfficiënten opgenomen en zijn alleen de bij a. behorende standaardfouten in de tabel opgenomen. De verschillen tussen de alternatieve schattingen zijn klein en de HM-toets leidt in geen enkel geval tot verwerping van de IIA-veronderstelling. Gegeven het toetsresultaat is het afdrucken van de schattingsresultaten eigenlijk overbodig. De coëfficiënten zijn hier toch weergegeven omdat aldus een manier wordt aangegeven om ook bij verwerping van de IIA-hypothese visueel na te gaan hoe 'ernstig' de afwijkingen zijn.

Tabel D.4 Toetsing van *Independence from Irrelevant Alternatives*-voorwaarde

	integraal	geen vbo/mavo	geen havo/vwo	geen mbo	standaard fout ^a
vbo/mavo					
18-19 jaar	S3,11		S3,18	S3,10	0,14
vrouw (1979)	S0,19		S0,17	S0,11	0,17
vrouw (1995)	S0,57		S0,60	S0,59	0,24
opleiding gemengd	0,53		0,58	0,57	0,16
opleiding midd./hoog	0,54		0,73	0,47	0,22
inkomen (1979)	1,45		1,53	1,40	0,30
inkomen (1995)	S0,11		S0,30	0,07	0,30
havo/vwo					
18-19 jaar	S1,75	S1,75		S1,75	0,12
vrouw (1979)	S0,25	S0,29		S0,21	0,17
vrouw (1995)	0,79	0,81		0,67	0,21
opleiding gemengd	1,20	1,19		1,23	0,14
opleiding midd./hoog	1,78	1,78		1,73	0,19
inkomen (1979)	2,31	2,33		2,30	0,27
inkomen (1995)	1,31	1,33		1,33	0,26
mbo					
18-19 jaar	S1,02	S1,03	S1,06		0,12
vrouw (1979)	S0,30	S0,36	S0,30		0,18
vrouw (1995)	0,33	0,36	0,35		0,19
opleiding gemengd	0,35	0,36	0,37		0,15
opleiding midd./hoog	0,35	0,36	0,50		0,21
inkomen (1979)	1,93	1,94	1,89		0,30
inkomen (1995)	0,32	0,32	0,26		0,25
HM-toets (χ^2 , df = 28)		3,2	24,4	22,2	

^a Standaardfout corresponderend met integrale analyse (eerste kolom).

Bijlage E Technische details macroanalyse

E1 Verantwoording exogenen

Bij de analyses in hoofdstuk 5 is gebruikgemaakt van de volgende exogene variabelen:

1. reëel besteedbaar inkomen per hoofd;
2. reële prijs van het onderwijs;
3. werkloosheidspercentage naar niveau;
4. arbeidsmarktkansen naar niveau (en soms richting);
5. nivellering.

Ad 1. De bron voor het reëel besteedbaar inkomen zijn de Nationale rekeningen van het CBS (beschikbaar inkomen t.b.v. gezinshuishoudingen). Verder zijn van belang: de totale omvang van de bevolking (CBS-bevolkingsstatistieken) en de prijsindex voor de gezinsconsumptie (hiervoor is een zogeheten Laspeyresindexcijfer gebruikt met vaste gewichten afkomstig uit CBS Negentig jaar tijdreeksen en CBS Maandstatistiek van de prijzen).

Ad 2. Zoals eerder besproken in hoofdstuk 3 omvat de prijs een directe en een indirecte component. De directe component heeft betrekking op de school- of collegegelden en de kosten van leermiddelen. De indirecte component kan worden geoperationaaliseerd als de kosten van levensonderhoud dan wel de gedeelde inkomsten. Hierop worden de uitkeringen in het kader van de studiefinanciering in mindering gebracht. Leningen worden buiten beschouwing gelaten, voorzover de daarmee gemoeide rentevoet tenminste marktconform is.

Het gaat in dit kader om macrocijfers met betrekking tot uitgaven en inkomsten van de overheid voor afzonderlijke schoolsoorten, die via deling door het aantal leerlingen zijn omgerekend tot gemiddelden per leerling of student en vervolgens zijn gedefleerd met het prijsindexcijfer voor de gezinsconsumptie.

De macrogegevens met betrekking tot ontvangen school- en collegegelden zijn afkomstig uit de rijksbegroting (hoofdstuk O(C)&W). De macrogegevens met betrekking tot de studiefinanciering zijn afkomstig uit Onderwijsverslagen van het ministerie van O(C)&W en uit de rijksbegroting (hoofdstuk O(C)&W). Een recente bron is OC&W (1997c).

Bij de berekening van de gedeelde inkomsten is uitgegaan van de minimumjeugdlonen voor (het gemiddelde van) de relevante leeftijdscategorieën. Deze zijn omgerekend tot nettolonen (factor 0,75) en gecorrigeerd voor bijbaantjes van studenten (factor 0,8). Gegevens uit de AVO-enquêtes bevestigen dat de aldus verkregen minimumlonen een redelijk uitgangspunt zijn voor de bepaling van de gedeelde inkomsten. Met ingang van het AVO'91 lijkt er sprake te zijn van een toenemende positieve discrepantie tussen feitelijke inkomsten van jongeren en minimumlonen. Vanwege het globale karakter van deze informatie is hiervoor echter niet gecorrigeerd.

Ad 3. De werkloosheidsaantallen naar niveau zijn gebaseerd op een recente CBS-reconstructie (CBS 1996b) en zijn gedeeld door de corresponderende aantallen werkzame personen plus werklozen uit dezelfde bron. De gehanteerde variabele heeft betrekking op de werkloosheidsfractie op het uitgangsniveau (zonder verdere

vervolgstudie). Voorzover een meer gedetailleerde indeling naar richting is gehanteerd, is gebruikgemaakt van de reconstructie van werkloosheidsaantallen en arbeidsaanbod naar richting volgens Kuhry en Arts, *Reconstructie van de werkloosheid naar opleidingsniveau 1972-1987*, CPB-notitie 1988-II-19. De werkloosheidsaantallen en arbeidsaanbodaantallen zijn vanaf 1987 met de in paragraaf 7.2.4 besproken DFD-methode (disconteringsfactor 0,9) geëxtrapoleerd en vervolgens geïjkt aan de randtotalen volgens de eerdergenoemde CPB/CBS-reconstructie.

- Ad 4. De arbeidsmarktperspectieven zijn berekend als de werkloosheidsfractie zonder vervolgstudie minus de werkloosheidsfractie na afronding van de vervolgstudie. De bron is dezelfde als onder 3.
- Ad 5. De nivelleringsfactor is berekend door het sociale minimum te delen door het gemiddelde besteedbare gezinsinkomen. Het gehanteerde sociale minimum heeft betrekking op het netto minimumloon voor alleenverdieners (zonder kinderbijslag). De cijfers zijn afkomstig van het CPB (ongepubliceerd). Het gemiddelde besteedbare gezinsinkomen is berekend door het besteedbare inkomen volgens de Nationale rekeningen van het CBS te delen door het aantal huishoudens volgens de CBS-bevolkingsstatistieken.

Genoemde macrogegevens zijn op aanvraag beschikbaar.

E2 Aanvullende schattingsresultaten

Volledigheidshalve zijn in tabel E.1 als tegenhanger van tabel 5.1 in de hoofdtekst schattingsresultaten voor het lineaire trendmodel opgenomen. De geschatte vergelijking luidt: $\log(C_{it}/C_{0t}) = \alpha + \delta t + \epsilon_t$.

Tabel E.1 Schatting lineair trendmodel (logit-transformatie, onderscheid naar richting), 1970-1993^{a b}

	a	d	R ²	DW	DF ^c
mavo-havo	0,2*	0,03***	0,59	0,6	0,53
mavo-mbo technisch	\$1,4***	0,11***	0,96	0,6	0,82
mavo-mbo administratief	\$2,0***	0,16***	0,98	0,6	0,65
mavo-mbo verzorgend	\$1,1***	0,10***	0,94	0,7	0,77
havo-vwo	\$2,7***	0,13***	0,93	0,5	0,22
havo-mbo technisch	\$5,3***	0,21***	0,97	0,7	0,45
havo-mbo administratief	\$8,0***	0,40***	0,88	0,4	0,84
havo-mbo verzorgend	\$2,9***	0,05***	0,76	0,8	0,42
havo-hbo technisch	\$2,1***	0,07***	0,88	0,5	0,42
havo-hbo administratief	\$3,2***	0,12***	0,97	0,5	0,77
havo-hbo verzorgend	\$0,3***	0,02***	0,40	0,5	0,96
vwo-hbo technisch	\$1,9***	0,05***	0,55	0,9	0,63
vwo-hbo administratief	\$3,1***	0,15***	0,92	0,5	0,33
vwo-hbo verzorgend	\$0,8***	0,02**	0,20	0,8	0,44
vwo-wo technisch	\$0,5***	0,04***	0,54	0,8	0,82
vwo-wo administratief	\$1,1***	0,08***	0,81	0,8	0,65
vwo -wo verzorgend	\$0,3*	0,03***	0,30	0,5	0,95
vbo-mbo	\$1,0***	0,05***	0,86	0,5	0,81
mbo-hbo	\$3,2***	0,08***	0,77	0,7	0,30
indirecte instroom hbo	\$3,7***	0,06***	0,92	0,5	0,79
indirecte instroom wo	\$3,6***	0,03***	0,85	0,7	0,21

^a a staat hier voor de geschatte waarde voor de constante α en d voor de geschatte waarde voor de coëfficiënt van de trendterm δ .

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. Aanduiding significantie (t-waarden): * 10%, ** 5%, *** 1%. De t-waarden zijn in het merendeel van de gevallen 10 of hoger. De betekenis hiervan is beperkt in verband met de lage DW-waarden.

^c Weergegeven is de overschrijdingskans voor de uitkomst van de Dickey-Fuller-toets bij een niet-stationaire reeks.

De schattingen voor de trendterm δ zijn alle positief, hetgeen spoort met de over de gehele linie toenemende onderwijsdeelname. De schattingen van de coëfficiënten worden gekarakteriseerd door zeer hoge t-waarden. Omdat de Durbin-Watson-waarden wijzen op significante positieve autocorrelatie, is de betekenis hiervan zeer beperkt. Dit impliceert overigens niet dat de schattingen van de coëfficiënten onzuiver zijn. De R²-waarden zijn over het algemeen hoog en van dezelfde grootteorde als die in tabel 5.1.

Tabel E.2 geeft de initiële schattingen volgens vergelijking (5.1).

Tabel E.2 Initiële analyse in niveaus, 1970-1993^{a b}

	a	d	Y	P	W	A	N	R ²	DW
mavo-havo	\$3,5	0,1**	\$3,8 **	0,8***	4,9		1,0	0,82	0,7
mavo-mbo technisch	\$4,7	0,2***	\$4,7***	0,5***	6,9 **	\$2,7	0,9	0,98	0,6
mavo-mbo administratie	\$5,2	0,2***	=	=	=	=	=	0,99	0,8
mavo-mbo verzorgend	\$4,4	0,2***	=	=	=	=	=	0,97	0,7
havo-vwo	\$7,8	0,1	2,5	0,0	7,1 *		1,4	0,97	1,4
havo-mbo technisch	\$4,9	0,1	2,4	\$0,2	2,9	15,0 **	\$0,1	0,98	1,3
havo-mbo administratief	\$7,7	0,3***	=	=	=	=	=	0,91	0,5
havo-mbo verzorgend	\$2,6	\$0,1	=	=	=	=	=	0,82	1,1
havo-hbo technisch	\$3,2	0,1***	\$0,5	\$0,2	\$4,2	2,6	0,4	0,85	0,4
havo-hbo administratief	\$4,3	0,1***	=	=	=	=	=	0,97	0,6
havo-hbo verzorgend	\$1,5	0,0	=	=	=	=	=	0,54	0,7
vwo-hbo technisch	11,4	\$0,0	2,6	0,2	4,7 **	2,0	\$3,8***	0,70	1,2
vwo-hbo administratief	10,1	0,1 *	=	=	=	=	=	0,94	0,6
vwo-hbo verzorgend	12,3	\$0,0	=	=	=	=	=	0,17	0,7
vwo-wo technisch	14,4	0,1 **	\$0,9	0,7	\$4,2	2,3	\$4,3***	0,78	1,7
vwo-wo administratief	13,6	0,1***	=	=	=	=	=	0,92	2,0
vwo -wo verzorgend	14,5	0,1 **	=	=	=	=	=	0,71	1,1
vbo-mbo	6,8	0,1***	\$3,6***	0,4 **	5,2	\$4,8	\$2,2***	0,97	1,7
mbo-hbo	2,7	0,0	3,8	\$1,6	\$9,0	22,2	\$1,6	0,90	1,8
indirecte instroom hbo	2,0	0,1***	\$1,3	1,0***	\$0,9	\$0,7	\$1,7	0,98	1,7
indirecte instroom wo	\$2,0	0,0 **	0,2	\$0,5 **	\$2,8	1,7	\$0,4	0,96	2,1

^a Volgens vergelijking (5.1); a staat hier voor de geschatte waarde voor de constante α (schaalfactor), d voor de geschatte waarde voor de trendterm δ , Y voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als de directe kosten plus gedeerde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau, A voor de arbeidsmarktperspectieven door de vervolgstudie, N voor de nivellering.

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. Aanduiding significantie (t-waarden): * 10%, ** 5%, *** 1%. Het teken '=' staat voor een opgelegde restrictie waardoor de waarde gelijk is aan het dichtstbijzijnde getal dat hoger in de betreffende kolom staat.

Bron: zie bijlage A en paragraaf E.1

De tabellen E.3 en E.4 geven de t-waarden, behorend bij de tabellen 5.1 en 5.2.

Tabel E.3 Analyse in niveaus conform tabel 5.1 (met vermelding van t-waarden), 1970-1993^a

	a	Y	P	W	N	R ²	DW	DF ^b
mavo-havo	0,0 (0,0)	0,5 (0,7)	0,4 (2,6)	8,5 (2,8)	S0,0 (0,0)	0,76	0,8	0,15
mavo-mbo	1,2 (0,4)	3,4 (3,9)	S0,5 (2,9)	10,7 (3,2)	S0,5 (0,5)	0,96	1,0	0,26
havo-vwo	S6,5 (1,8)	5,0 (7,1)	S0,1 (0,3)	8,9 (2,5)	1,0 (1,0)	0,97	1,4	0,65
havo-mbo	3,8 (1,3)	5,0 (8,5)	S1,1 (4,4)	11,0 (3,7)	S2,0 (2,3)	0,99	2,6	0,99
havo-hbo	7,1 (1,9)	2,5 (3,7)	S0,5 (1,1)	1,1 (0,4)	S2,0 (1,9)	0,82	1,0	0,20
vwo-hbo	13,7 (3,0)	2,8 (3,3)	0,6 (1,1)	6,4 (2,1)	S4,1 (3,2)	0,86	1,8	0,81
vwo-wo	21,7 (4,0)	3,0 (3,4)	0,6 (1,1)	3,4 (1,1)	S6,1 (3,8)	0,79	1,6	0,73
vbo-mbo	7,7 (3,5)	1,4 (2,1)	S0,3 (2,5)	4,2 (1,7)	S2,5 (3,9)	0,91	1,1	0,37
mbo-hbo	10,6 (1,7)	4,8 (6,4)	S1,2 (2,3)	2,0 (0,2)	S3,9 (2,1)	0,89	1,7	0,79
indirecte instroom hbo	4,2 (1,6)	3,3 (6,9)	0,3 (0,9)	3,0 (1,6)	S2,3 (3,0)	0,95	1,6	0,75
indirecte instroom wo	S1,3 (0,6)	1,8 (5,7)	S0,7 (3,5)	0,6 (0,6)	S0,6 (1,0)	0,94	2,2	0,96

^a Volgens vergelijking (5.1); a staat hier voor de geschatte waarde van de constante α (schaalfactor), de symbolen voor de overige variabelen zijn toegelicht in de voetnoot bij tabel E.2. De t-waarden zijn tussen haakjes vermeld. DF staat voor de p-waarde volgens de Dickey-Fuller-toets.

^b Weergegeven is de overschrijdingskans voor de gevonden uitkomst van de Dickey-Fuller-toets bij een stationair residu.

Bron: zie bijlage A en paragraaf E.1

Tabel E.4 Analyse in niveaus conform tabel 5.2 (met vermelding van t-waarden), 1970-1993^a

	a	Y	P	A	N	R ²	DW	DF
mavo-havo	S4,4 (1,6)	2,2 (4,4)	S0,0 (0,0)	2,9 (1,0)	1,3 (1,6)	0,66	0,7	0,08
mavo-mbo	S3,5 (1,2)	4,7 (6,1)	S0,8 (5,5)	5,4 (1,6)	0,9 (1,1)	0,95	0,9	0,13
havo-vwo	S12,9 (4,5)	6,4 (13,1)	S0,7 (5,5)		2,9 (3,6)	0,96	1,1	0,38
havo-mbo	S0,7 (0,3)	5,2 (7,4)	S1,2 (4,4)	12,7 (2,6)	S0,6 (0,8)	0,99	2,2	0,96
havo-hbo	5,9 (2,2)	2,7 (4,5)	S0,6 (1,8)	0,3 (0,1)	S1,7 (2,1)	0,82	1,0	0,17
vwo-hbo	10,1 (3,1)	3,1 (4,2)	0,3 (0,8)	7,6 (2,1)	S3,1 (3,2)	0,87	1,8	0,82
vwo-wo	17,2 (3,2)	3,9 (7,6)	0,1 (0,3)	0,2 (0,1)	S4,8 (3,1)	0,78	1,4	0,49
vbo-mbo	5,8 (2,9)	1,9 (3,1)	S0,4 (S4,2)	2,3 (0,9)	S1,9 (3,3)	0,90	1,0	0,28
mbo-hbo	7,7 (1,9)	5,1 (9,7)	S1,6 (3,3)	16,0 (1,1)	S3,0 (2,6)	0,90	1,9	0,86
indirecte instroom hbo	2,8 (1,4)	3,3 (7,5)	0,2 (0,9)	4,2 (1,8)	S1,9 (3,3)	0,96	1,6	0,76
indirecte instroom wo	1,8 (0,9)	2,0 (11,1)	S0,8 (5,0)	0,3 (0,3)	S0,4 (0,8)	0,94	2,2	0,96

^a Zie voor een toelichting de voetnoten bij tabel E.3.

Tabel E.5 geeft de uitkomsten van de 'ruwe' analyse in eerste verschillen volgens

vergelijking (5.4).

Tabel E.5 Analyse in eerste verschillen, 1970-1993^{a,b}

	d	Y	P	W	A	N	R ²	DW
mavo-havo	0,12***	\$3,7 **	0,6***	3,9	4,5 *	\$0,5	0,47	1,4
mavo-mbo technisch	0,18***	\$3,8***	0,4***	5,4 *	\$1,8	0,1	0,51	1,8
mavo-mbo administratie	0,21***	=	=	=	=	=	0,47	1,9
mavo-mbo verzorgend	0,17***	=	=	=	=	=	0,47	1,6
havo-vwo	0,09	2,5	\$0,4	2,5		0,4	0,01	1,8
havo-mbo technisch	0,16***	\$0,8	\$0,1	2,2	5,2	\$1,4	0,05	1,9
havo-mbo administratief	0,30 **	=	=	=	=	=	0,10	1,8
havo-mbo verzorgend	0,05	=	=	=	=	=	0,09	2,3
havo-hbo technisch	0,11***	\$0,4	\$0,7 *	0,3	\$1,4	0,4	0,01	1,3
havo-hbo administratief	0,14***	=	=	=	=	=	0,25	1,9
havo-hbo verzorgend	0,05	=	=	=	=	=	0,04	1,6
vwo-hbo technisch	0,06	1,0	\$0,5	2,0	1,1	\$3,3 *	0,13	2,2
vwo-hbo administratief	0,11 *	=	=	=	=	=	0,35	2,1
vwo-hbo verzorgend	0,05	=	=	=	=	=	0,01	2,0
vwo-wo technisch	0,09	0,6	\$1,1 **	\$5,8	6,1 **	\$2,7 *	0,16	2,0
vwo-wo administratief	0,12 **	=	=	=	=	=	0,20	2,2
vwo -wo verzorgend	0,11 *	=	=	=	=	=	0,17	1,7
vbo-mbo	0,10 **	\$2,4 *	0,1	4,5	\$4,5	\$2,1 *	0,26	2,7
mbo-hbo	0,13	\$3,2	0,5	\$2,5	\$15,9	\$2,6	0,09	2,2
indirecte instroom hbo	0,09***	\$0,5	0,7 *	1,2	\$4,3	\$0,8	0,27	2,2
indirecte instroom wo	0,05	\$0,9	\$0,2	\$0,5	0,3	\$1,0	0,17	2,7

^a Volgens vergelijking (5.4); d staat hier voor de geschatte waarde voor de constante δ (trendterm), Y voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als de directe kosten plus gedeerde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau, A voor de arbeidsmarktperspectieven door de vervolgstudie en N voor de nivellering.

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. Aanduiding significantie (t-waarden): * 10%, ** 5%, *** 1%. Het teken '=' staat voor een opgelegde restrictie waardoor de waarde gelijk is aan het dichtstbijzijnde getal dat hoger in de betreffende kolom staat.

Bron: zie bijlage A en paragraaf E.1

Een verbeterde versie van de analyse in eerste verschillen kan worden uitgevoerd door toepassing van een foutcorrectiemodel (zie bv. Ten Cate en Draper 1989). De gehanteerde specificatie ziet er als volgt uit:

$$\begin{aligned} \log(C_{it} / C_{0t}) = & \alpha_0 + \alpha_{11} \log Y_t + \alpha_{12} \log Y_{t-1} + \alpha_{21} \log P_t \\ & + \alpha_{22} \log P_{t-1} + \alpha_{31} W_t + \alpha_{32} W_{t-1} + \alpha_{41} \log N_t \\ & + \alpha_{42} \log N_{t-1} + \alpha_5 \log(C_{i, t-1} / C_{0, t-1}) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (E1)$$

Deze vergelijking wordt geschat in twee stappen. Ten eerste de lange-termijnstap (conform

tabel 5.1):

$$\log(C_{it} / C_{0t}) = \beta + \alpha_1 \log Y_t + \alpha_2 \log P_t + \alpha_3 W_t + \alpha_4 \log N_t + \zeta_t \quad (\text{E2})$$

Ten tweede de schatting in eerste verschillen, waarbij het vertraagde residu z_{t-1} uit de niveaovergelijking in de schatting wordt opgenomen (zie tabel E.6):

$$\Delta \log(C_{it} / C_{0t}) = \alpha_{12}(\Delta \log Y)_t + \alpha_{22}(\Delta \log P)_t + \alpha_{32}(\Delta W)_t + \alpha_{42}(\Delta \log N)_t - (1 - \alpha_5) z_{t-1} + \eta_t \quad (\text{E3})$$

Hierbij geldt: $\alpha_i = (\alpha_{i1} + \alpha_{i2}) / (1 - \alpha_5)$ met $i = 1, 4$ en $\beta = \alpha_0 / (1 - \alpha_5)$.

Tabel E.6 Foutencorrectieanalyse (eerste verschillen), 1970-1993^{a,b}

	Y	P	W	N	z_{-1}	R ²	DW
mavo-havo	\$1,4	0,4 **	10,4***	0,6	\$ 0,7***	0,51	1,3
mavo-mbo	1,0	\$ 0,0	10,8***	1,9	\$ 0,5***	0,26	1,1
havo-vwo	5,3***	\$ 0,2	5,6 *	\$ 0,7	\$ 0,5 **	0,26	1,9
havo-mbo	3,6***	\$ 1,0***	10,1***	\$ 1,4	\$ 1,1***	0,42	2,2
havo-hbo	1,9	\$ 0,8 *	0,5	\$ 1,1	\$ 0,2	0,05	1,7
vwo-hbo	2,6	\$ 0,8	7,2 **	\$ 2,0	\$ 1,0***	0,50	1,8
vwo -wo	4,2 **	\$ 1,1 **	0,8	\$ 0,8	\$ 0,6***	0,49	1,7
vbo-mbo	0,1	\$ 0,1	5,8***	\$ 1,1	\$ 0,7***	0,37	1,6
mbo-hbo	2,2	\$ 1,1	2,8	\$ 2,5	\$ 0,8***	0,40	1,9
indirecte instroom hbo	2,7***	0,3	1,4	\$ 0,3	\$ 0,6 **	0,26	1,7
indirecte instroom wo	0,9	\$ 0,5 **	0,7	\$ 0,8	\$ 1,1***	0,60	1,8

^a Y staat hier voor besteedbaar inkomen per hoofd, P voor de prijs gedefinieerd als de directe kosten plus gedeelde inkomsten, W voor het werkloosheidspercentage op het uitgangsniveau, N voor de nivellering en z voor het (1 jaar vertraagde) residu van de niveauschatting (volgens tabel 5.1 in de hoofdtekst).

^b DW staat voor de Durbin-Watson-maat voor autocorrelatie. Aanduiding significantie (t-waarden): * 10%, ** 5%, *** 1%.

Bron: zie bijlage A en paragraaf E.1

Bijlage F Nadere bijzonderheden van Skill en Lector

De bronnen voor deze bijlage zijn Veldhuis (1981), Kuhry (1985) en Leendertse en Boonstra (1995). De eerste twee bronnen hebben betrekking op Skill, de laatste op Lector. Omdat veel van de basiselementen van Skill eveneens karakteristiek zijn voor Lector, is een gezamenlijke bespreking mogelijk. Voor technische details wordt de lezer vooral naar laatstgenoemde publicatie verwezen, omdat deze buitengewoon gedetailleerd en uitputtend is.

De eerste stap in Skill en Lector heeft betrekking op de verzameling van de basisgegevens en reconstructie van de stroomkubus. Daartoe worden de volgende categorieën gegevens verzameld:

1. onderwijsbestanden naar schoolsoort en leerjaar (t en t+1, eventueel aangevuld met recentere data);
2. uitsplitsing van het voorgaande naar leeftijd (alleen jaar t en t+1);
3. stromen in het onderwijs (de onderwijsmatrix in jaar t);
4. de bevolking buiten het onderwijs naar leeftijd en opleidingsniveau (jaar t).

In de jaren tachtig werd genoemde informatie betrokken uit een groot aantal jaarlijks verschijnende CBS-publicaties, waaronder *De Nederlandse jeugd en haar onderwijs* (leeftijdsgegevens), *Overgangen binnen het onderwijs en intrede in de maatschappij* (matrixgegevens) en statistieken van een tiental afzonderlijke schoolsoorten (gegevens naar leerjaar en richting). Verder zijn van belang bevolkingsgegevens en gegevens uit de Arbeidskrachtentelling (AKT), later opgevolgd door de Enquête beroepsbevolking (EBB), eveneens afkomstig van het CBS. Thans zijn de publicaties van het CBS met betrekking tot het onderwijs aanzienlijk uitgedund en verschijnen alleen het *Zakboek onderwijsstatistieken* en het *Kwartaalschrift onderwijsstatistieken*. De informatie in deze bronnen is te summier voor de hier geschetste doelen, maar het CBS verstrekt wel additionele informatie op papier of op floppy.

De CBS-informatie is onderling niet altijd consistent, bevat soms lacunes en loopt soms een of meer jaren achter. Hier kan een onderscheid worden gemaakt tussen structurele en ad hoc-problemen. Een structureel gegeven is dat de matrixgegevens veelal met één à twee jaren vertraging verschijnen en tevens dat deze de meest betrouwbare informatie omvatten, omdat hier een poging is gedaan tot synthese van informatie uit diverse bronnen. Dit impliceert dat de reconstructie van de basiskubus van Skill betrekking heeft op gegevens van een of meer jaren terug.

Van de basiskubus (figuur 6.2) zijn alleen gegevens beschikbaar over de zijvlakken, te weten de onderwijsmatrix, het bestemmingbestand en herkomstbestand naar leeftijd. Het binnenwerk kan worden geïnitieerd door aan te nemen dat de stroomcoëfficiënten leeftijds-onafhankelijk zijn. Vervolgens wordt het binnenwerk in een iteratieve procedure achtereenvolgens proportioneel aangepast aan de randtotalen. Deze op de welbekende RAS-procedure geënte methode is ontwikkeld door Veldhuis (1981). Leendertse en Boonstra (1995) hebben de theoretische basis van deze aanpak nader uitgewerkt.

Door de basiskubus te delen door het herkomstbestand naar schoolsoort en leeftijd ontstaat een kubus van coëfficiënten. Vermenigvuldiging van deze coëfficiënten met de aantallen in het herkomstbestand en aggregatie over herkomstbestanden levert uiteraard het bestemmingbestand naar schoolsoort en leeftijd. Een prognose wordt verkregen door herhaling van deze procedure voor toekomstige jaren. Daarbij kan de prognose worden gestuurd door toekomstreeksen voor strategische coëfficiënten te specificeren, die verkregen kunnen worden via extrapolatie- of scenariotechnieken (Kuhry 1985). Voorts kunnen geplande structuurwijzigingen in het onderwijs worden verdisconteerd door veranderingen aan te brengen in de overige parameters of door geheel nieuwe onderwijscategorieën toe te voegen. De sturing vindt in de praktijk meestal plaats via aanpassingen in de overgangsmatrix, die mechanisch worden doorvertaald naar de leeftijdsspecifieke stroomparameters.

Een ander aspect is dat voor een of meer toekomstige jaren vaak informatie beschikbaar is over de omvang van bestanden, hetzij op een geaggregeerd, niveau hetzij op het niveau van afzonderlijke leerjaren. Het betreft hier de zogenoemde raming-realisatie-problematiek (Kuhry 1985). Ook hier wordt gebruikgemaakt van technieken om het binnenwerk van een matrix aan te passen aan bekende randtotalen. Deze aanpassing heeft primair betrekking op de overgangsmatrix en wordt vervolgens via proportionele correctie mechanisch doorvertaald naar de leeftijdsspecifieke coëfficiënten in het binnenwerk van de kubus.

Een probleem hierbij is dat de aanpassingen aan de realisaties en aan een gewenste ontwikkeling van strategische coëfficiënten om diverse redenen, waaronder die van mogelijke inconsistenties in de opgelegde randvoorwaarden, niet leiden tot een exacte aanpassing aan de opgelegde stuurinformatie. Leendertse en Boonstra (1995) hebben op verzoek van het ministerie van OC&W een methode ontwikkeld om deze stuurinformatie wel te reproduceren. Hoewel op dit punt voortgang is geboekt en onder meer een parameter kan worden ingesteld met betrekking tot de mate waarin deze aansluiting moet worden nagestreefd, blijkt het voor de kwaliteit van de prognose minder gunstig om al te rigoureuus vast te houden aan dit soort randvoorwaarden (zie ook Franssen 1996).

Bijlage G Modelspecificatie van Simplon

Deze bijlage vermeldt in aansluiting op de tekst van paragraaf 6.4 de exacte definities van de deelname- en stroomcoëfficiënten die een rol spelen in het onderwijsmodel Simplon. Hierbij staat A voor leerlingenaantal, S voor de omvang van een stroom en L voor de omvang van een leeftijdsgroep. d duidt op een leeftijdsdeelnamecoëfficiënt, r op een leerjaarratio en c op een stroomcoëfficiënt. rc staat voor gecorrigeerde leerjaarratio en li voor leeftijdsspecifieke instroomcoëfficiënt. Met behulp van de navolgende vergelijkingen kunnen de betreffende coëfficiënten voor het verleden worden berekend. Vervolgens kunnen ze worden geëxtrapoleerd. Ten slotte kunnen de toekomstige leerlingenaantallen en stromen recursief worden berekend met behulp van afgeleide vergelijkingen. Zo wordt een definitievergelijking van het type $c = S/A_{-1}$ omgeschreven tot $S = c A_{-1}$. De gehanteerde definitievergelijkingen luiden als volgt:

$$d_{bao} = A_{bao} / \sum_{i=4}^{11} L_i \quad (G1)$$

$$d_{so} = A_{so} / \sum_{i=4}^{11} L_i \quad (G2)$$

$$d_{vso} = A_{vso} / \sum_{i=12}^{16} L_i \quad (G3)$$

$$d_{brugj1} = A_{brugj1} / \frac{1}{2} (L_{12} + L_{13}) \quad (G4)$$

$$r_{brugj2/brugj1} = A_{brugj2} / A_{brugj1_{-1}} \quad (G5)$$

$$r_{avo3/brugj2} = A_{avo3} / A_{brugj2_{-1}} \quad (G6)$$

$$r_{mavo4/avo3} = A_{mavo4} / A_{avo3_{-1}} \quad (G7)$$

$$rc_{avo4/avo3} = (A_{avo4} - S_{mavo4 \rightarrow avo4}) / A_{avo3_{-1}} \quad (G8)$$

$$c_{mavo4 \rightarrow avo4} = S_{mavo4 \rightarrow avo4} / A_{mavo4_{-1}} \quad (G9)$$

$$r_{havo5/avo4} = A_{havo5} / A_{avo4_{-1}} \quad (G10)$$

$$rc_{vwo5/avo4} = (A_{vwo5} - S_{havo5 \rightarrow vwo5}) / A_{avo4_{-1}} \quad (G11)$$

$$c_{havo5 \rightarrow vwo5} = S_{havo5 \rightarrow vwo5} / A_{havo5_{-1}} \quad (G12)$$

$$r_{vwo6/vwo5} = A_{vwo6} / A_{vwo5_{-1}} \quad (G13)$$

$$r_{vbo3/brugj2} = A_{vbo3} / A_{brugj2_{-1}} \quad (G14)$$

$$r_{vbo4/vbo3} = A_{vbo4} / A_{vbo3_{-1}} \quad (G15)$$

$$c_{vbo4 \rightarrow mbo} = S_{vbo4 \rightarrow mbo} / A_{vbo4_{-1}} \quad (G16)$$

$$c_{mavo4 \rightarrow mbo} = S_{mavo4 \rightarrow mbo} / A_{mavo4_{-1}} \quad (G17)$$

$$c_{havo4 \rightarrow mbo} = S_{havo4 \rightarrow mbo} / A_{havo4_{-1}} \quad (G18)$$

$$c_{mbo1 \rightarrow mbo1} = S_{mbo1 \rightarrow mbo1} / A_{mbo1_{-1}} \quad (G19)$$

$$li_{mbo} = S_{overig \rightarrow mbo} / \mathbf{a} \sum_{i=18}^{20} L_i \quad (G20)$$

$$r_{mbo2/mbo1} = A_{mbo2} / A_{mbo1_{-1}} \quad (G21)$$

$$r_{mbo3/mbo2} = A_{mbo3} / A_{mbo2_{-1}} \quad (G22)$$

$$r_{mbo4/mbo3} = A_{mbo4} / A_{mbo3_{-1}} \quad (G23)$$

$$c_{havo5 \rightarrow hbo} = S_{havo5 \rightarrow hbo} / A_{havo5_{-1}} \quad (G24)$$

$$c_{vwo6 \rightarrow hbo} = S_{vwo6 \rightarrow hbo} / A_{vwo6_{-1}} \quad (G25)$$

$$c_{mbox \rightarrow hbo} = S_{mbox \rightarrow hbo} / A_{mbox_{-1}} \quad (G26)$$

$$li_{hbo} = S_{overig \rightarrow hbo} / [(2 * \sum_{i=21}^{24} L_i + \sum_{i=25}^{29} L_i) / 13] \quad (G27)$$

$$c_{vwo6 \rightarrow wo} = S_{vwo6 \rightarrow wo} / A_{vwo6_{-1}} \quad (G28)$$

$$li_{wo} = S_{overig \rightarrow wo} / [(3 * \sum_{i=21}^{24} L_i + 2 * \sum_{i=25}^{29} L_i + \sum_{i=30}^{34} L_i) / 27] \quad (G29)$$

$$d_{dt-avo} = A_{dt-avo} / [(2 * \sum_{i=21}^{24} L_i + \sum_{i=25}^{29} L_i) / 13] \quad (G30)$$

$$d_{dt-mbo} = A_{dt-mbo} / [(2 * \sum_{i=21}^{24} L_i + \sum_{i=25}^{29} L_i) / 13] \quad (G31)$$

$$d_{bbo} = A_{bbo} / [(L_{16} + 2 * \sum_{i=17}^{20} L_i + \sum_{i=21}^{24} L_i) / 13] \quad (G32)$$

$$d_{dt-hbo} = A_{dt-hbo} / [(3 * \sum_{i=21}^{24} L_i + 2 * \sum_{i=25}^{29} L_i + \sum_{i=30}^{34} L_i) / 27] \quad (G33)$$

Bijlage H Het multistate Kalman-filter

H1 Theorie van het multistate Kalman-filter

In paragraaf 7.2.4 zijn de basisprincipes van het multistate Kalman-filter uiteengezet. Hier volgt een gedetailleerde uitwerking, die grotendeels (maar niet geheel) aansluit bij Kool (1989).

Het Kalman-filter wordt gekenmerkt door twee basisvergelijkingen, aangeduid als meetvergelijking en overgangsvergelijking (zie ook Harvey 1981 en 1989). In vectornotatie ziet de meetvergelijking er aldus uit:

$$y_t = \beta_t' \mathbf{x}_t + \epsilon_t \quad (\text{H1})$$

Voor het tijdstip t geldt dat de afhankelijke variabele y_t kan worden beschreven als product van een vector van parameters β_t en een vector van onafhankelijke variabelen \mathbf{x}_t plus een storingsterm ϵ_t .

Deze weergave komt overeen met de normale specificatie bij meervoudige lineaire regressie, met dien verstande dat de parametervector β niet constant is, maar varieert in de tijd. Dit wordt gesymboliseerd door toevoeging van de suffix t . ϵ_t is normaal verdeeld en serieel onafhankelijk, en wordt gekenmerkt door een verwachte waarde 0 en een variantie σ^2 .

Karakteristiek voor het Kalman-filter is de toevoeging van de overgangsvergelijking:

$$\beta_t = G \beta_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (\text{H2})$$

Hiermee is een eerste aanzet gegeven tot modellering van veranderingen van de parametervector β in de tijd. De overgangsmatrix G neemt in veel gevallen de gedaante aan van een identiteitsmatrix (of een daaraan verwante specificatie). \mathbf{v}_t is een vector van storingstermen met covariantiematrix Q . Aangenomen wordt dat deze storingstermen serieel onafhankelijk zijn en normaal verdeeld met verwachte waarde 0.

De vector van geschatte waarden voor de parametervector β wordt in het vervolg aangeduid als \mathbf{b} . Voor de recursieve berekening van \mathbf{b}_t uit \mathbf{b}_{t-1} , waarbij de parameters in jaar t worden geschat op basis van de schatting in jaar $t-1$ en de in jaar t toegevoegde waarnemingen, geldt bij de kleinste kwadratenmethode:

$$\mathbf{b}_t = \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{k}_t(y_t - \mathbf{x}_t' \mathbf{b}_{t-1}) \quad (\text{H3})$$

Zie voor een bewijs Goodwin en Payne (1977). Op de vector \mathbf{k}_t wordt aanstonds nader ingegaan. De uitdrukking tussen de haakjes correspondeert met de voorspelfout in jaar t op basis van de schatting in jaar $t-1$.

Bij het multistate Kalman-filter wordt gebruikgemaakt van disconteringsvoeten om schokken in modelparameters te accommoderen. Door deze instabiliteit in modelparameters zijn oudere waarnemingen namelijk minder relevant voor huidige en toekomstige processen. Hierbij

wordt gebruikgemaakt van een algoritme om een bepaald niveau van schokken voor een bepaalde parameter te vertalen in een corresponderende disconteringsvoet.

In dit verband bestaat de optie om voor verschillende exogenen verschillende disconteringsvoeten te hanteren. Dit is relevant als sommige relaties minder aan verandering onderhevig zijn dan andere. Bij het multistate Kalman-filter wordt deze strategie ook toegepast op de gewone bivariate-regressiecoëfficiënten (Kool 1989). Gegeven een diagonale matrix A met disconteringsvoeten kan de covariantiematrix R_t van de coëfficiënten aldus recursief worden geschat uit R_{t-1} :

$$R_t = A^{-1/2}(R_{t-1} - \mathbf{k}_t \mathbf{x}'_t R_{t-1})A^{-1/2} \quad (\text{H4})$$

Door deze transformatie wordt bereikt dat de diagonale elementen van R_t worden gedeeld door de corresponderende disconteringsvoet, terwijl de overige elementen worden gedeeld door de wortel van het product van de beide corresponderende disconteringsvoeten. De transformatie impliceert dat de variantie van een parameter toeneemt met een afnemende disconteringsvoet van een parameter.

De vector \mathbf{k}_t kan worden berekend op basis van de navolgende vergelijking:

$$\mathbf{k}_t = A^{-1/2} R_{t-1} A^{-1/2} \mathbf{x}_t / (h + \mathbf{x}'_t A^{-1/2} R_{t-1} A^{-1/2} \mathbf{x}_t) \quad (\text{H5})$$

Door verschillende waarden voor h in te vullen, kunnen verschillende modellen worden verkregen.

Voor $h = 1$ komt deze specificatie overeen met het lineaire tijdreeksmodel. De uitdrukking tussen haakjes correspondeert dan (op een factor s^2 na, die overeenkomt met de geschatte variantie van de storingsterm in vergelijking H.1) met de geschatte variantie van de voorspelfout. Deze is opgebouwd uit de geschatte variantie van de storingsterm en de afwijking als gevolg van de schattingsfout in de modelparameters.

Andere modellen kunnen worden gespecificeerd door een andere waarde voor h in te vullen. Bij het model dat schokken in het niveau toelaat, wordt de voorspelfout geprojecteerd op de niveauvariabele door de storingsterm in de meetvergelijking sterk te verkleinen ($h \ll 1$) en de variantie van de niveauparameter navenant te verlagen (via een aanpassing van de disconteringsvoet). Hierbij blijft de disconteringsvoet van de hellingsparameter β gelijk aan de geprikte waarde, die ook van toepassing is voor het lineaire tijdreeksmodel. Bij het model dat schokken in niveau en helling toelaat, wordt de storingsterm eveneens sterk verkleind ($h \ll 1$), en worden de varianties van de hellings- en de niveauparameter beide verhoogd (eveneens via aanpassingen van de disconteringsvoeten). Bij het tijdelijke-uitbijtermodel wordt h , overeenkomstig de zeer hoge incidentele voorspelfout, juist sterk verhoogd (een waarde van de orde 16, dat wil zeggen 4 standaarddeviaties in het kwadraat, is hier gebruikelijk). Daardoor zal slechts een zeer klein deel van de voorspelfout neerslaan als veranderingen in de modelparameters. Bij het permanente-uitbijtermodel is $h \ll 1$, maar wordt een extreem lage disconteringsvoet voor de niveauparameter opgenomen. Daardoor treedt een sterke niveausprong op, terwijl de hellingsparameter vrijwel geen wijziging ondergaat.

De uitwerking van deze strategie is gebaseerd op Kool (1989: hoofdstuk 2). Bij de nu volgende toelichting is het rekenschema enigszins vereenvoudigd weergegeven om de lezers niet al te zeer met details lastig te vallen. Er wordt onderscheid gemaakt tussen prior- en posterior-kansen dat een bepaald model correct is. Gegeven een prior-kans π_t^i dat model i juist is op tijdstip t en gegeven de discrepantie e_t^i tussen de op model i gebaseerde voorspelling en de realisatie, kan de posterior-kans p_t^i dat model i juist was op tijdstip t worden geschat met behulp van de vergelijking:

$$p_t^i = \pi_t^i f(e_t^i) / \sum_k \pi_t^k f(e_t^k) \quad (\text{H6})$$

De posterior-kansen worden dus verkregen door de prior-kansen te corrigeren op basis van de geconstateerde voorspelfout. De uitkomsten worden zodanig geschaald, dat de som van de posteriors over modellen gelijk is aan 1. In navolging van (Kool 1989) wordt $f(e^i)$ aldus gespecificeerd:

$$f(e^i) = [gz(1-(e^i)^2/ngz)^n]^{-0.5} \quad (\text{H7})$$

In deze vergelijking staat n voor het aantal vrijheidsgraden, dat direct afhankelijk is van het aantal waarnemingen. g is een dummy die gelijk is aan 1 voor gewone modellen en gelijk aan 16 voor uitbijtermodellen en z staat voor de variantie van de voorspelfout voor het lineaire tijdreeksmodel.

Op basis van de geschatte posterior-kans wordt vervolgens een nieuwe prior-kans berekend via de volgende bewerking:

$$\pi_{t+1}^i = \delta \pi_t^i + (1-\delta)p_t^i \quad (\text{H8})$$

Daardoor wordt de prior-kans vertraagd aangepast aan de geschatte posterior-kansen. Het a priori ingestelde gewicht δ bepaalt het tempo van aanpassing: als $\delta=0$ is de prior van het volgende jaar gelijk aan de posterior van het voorgaande jaar; als $\delta=1$ blijft de initiële instelling gehandhaafd.

De prognose \hat{y}_{t+1} voor het volgende jaar kan dan worden berekend als:

$$\hat{y}_{t+1} = \sum_i \pi_{t+1}^i \mathbf{x}_{t+1}^i \mathbf{b}_t^i \quad (\text{H9})$$

Hierin is \mathbf{x}_t in het bivariate geval gelijk aan de kolomvector $(1,t)$.

De gevolgde procedure is in feite nog iets ingewikkelder. De geschatte modelparameters voor een bepaald model worden namelijk niet afgeleid van die voor hetzelfde model in het voorgaande jaar, maar worden verkregen via een gewogen optelling van de in het voorgaande jaar beschikbare parameterschattingen voor alle modellen, aangevuld met een laatste mutatie volgens het betreffende model. Hierbij fungeert als gewicht de kans dat de betreffende modellen het voorgaande jaar juist waren. Op die manier wordt bereikt dat uitbijters 'worden vertaald' naar alle gewone modellen. Tevens leidt deze procedure ertoe dat de modellen geleidelijk aan worden aangepast aan de karakteristieken van het tijdreeksproces.

H2 Instelling en evaluatie van de voorspelkracht van de MSKF-methode

Het multistate Kalman-filter kent een groot aantal parameters die van een waarde dienen te worden voorzien alvorens het kan worden gebruikt om voorspellingen te maken. Het instellen van het multistate Kalman-filter behelst een zodanige keuze van deze parameterwaarden dat de kleinste gemiddelde voorspelfout wordt verkregen.

Het onderzoek heeft betrekking op een selectie van honderd reeksen die te maken hebben met het gebruik van voorzieningen in de quartaire sector. De uitkomsten zullen representatief zijn voor dit type gegevens, maar uiteraard niet voor gegevens uit een geheel andere context, die wellicht worden gekenmerkt door een afwijkend datagenererend proces.

Het aantal parameters dat vooraf dient te worden geprikt is bij het multistate Kalman-filter veel groter dan bij de andere hier beschouwde methoden. Bij gebruik van de programmatuur moeten ruim tien parameters worden gespecificeerd, exclusief eventuele van de standaard-procedure afwijkende startwaarden. Deze hebben betrekking op:

- a. het aantal en de aard van de te onderscheiden normale en uitbijtermodellen;
- b. de per model verschillende aannamen over de verdeling van de totale storingsterm over de storingsterm van de meetvergelijking en de overgangsvergelijking;
- c. de disconteringsvoet per parameter (q);
- d. de G -matrix in de overgangsvergelijking;
- e. de keuze van een drempel voor uitbijters;
- f. de keuze voor de snelheid van aanpassing van de modelgewichten.

Daar een deel van de parameterwaarden wordt gemeten op een continue schaal, is het aantal mogelijke instellingen in theorie oneindig. Daarom is reductie vooraf wenselijk. Het meest essentieel lijken de eerste drie groepen parameters te zijn. Hierbij kunnen de volgende kanttekeningen worden geplaatst.

- Ad a. Met betrekking tot het aantal gebruikte modellen: '2-2' betekent 2 modellen, beide van het gewone type. '4-2' betekent 4 vier modellen waarvan 2 gewone modellen (en 2 uitbijtermodellen). '6-3' betekent 6 modellen waaronder 3 gewone modellen (en 3 uitbijtermodellen). In alle gevallen correspondeert het eerste gewone model met het lineaire tijdreeksmodel en het tweede gewone model met het model waarin sprongsgewijze veranderingen in de niveauparameter optreden. Het eerste uitbijtermodel correspondeert met uitbijters, het tweede met grote niveausprongen. Bij de 6-3-instelling zijn er ook een gewoon model en een uitbijtermodel die zijn geassocieerd met sprongen in zowel de niveau- als de hellingsparameter.
- Ad b. Met betrekking tot de fractie van de totale storingsterm die wordt toebedeeld aan de storing in de meetvergelijking (zie daarvoor ook de bespreking in § 7.2): bij het eerste (lineaire tijdreeks)model is deze per definitie gelijk aan 1, bij het tweede en derde model ligt hij tussen 0 en 1. De parameter h heeft betrekking op het *contrast* tussen modellen. Er valt iets voor te zeggen om dit contrast initieel zo groot mogelijk te maken, om de oplossingsruimte niet bij voorbaat in te perken. Naarmate h dichter naar 0 nadert, benadert het tweede model het *random walk*-met-trend-model (geen ruis, alleen sprongen in het niveau). Daarom is hier alleen geëxperimenteerd met lage instellingen voor h . Het derde model, waarin sprongen in de helling worden toegelaten, zou kunnen leiden tot voorspellingen met een hoge instabiliteit. Daarom is hierbij ook een variant met $h = 0,5$ opgenomen.

Ad c. Met betrekking tot de disconteringsvoet voor de parameters (q): hiervoor zijn in eerste instantie de waarden 1,0 (geen discontering), 0,95 en 0,9 geselecteerd. Waarden kleiner dan 0,9 komen nauwelijks in aanmerking, omdat historische waarden dan niet in voldoende mate worden meegenomen om een enigszins stabiele schatting mogelijk te maken.

De overige opties lijken van minder belang. Prikken van de parameters in de G-matrix lijkt zonder nadere informatie niet erg zinvol. Daarom is voor G een identiteitsmatrix gespecificeerd.

Een drempel voor uitbijters moet ergens tussen de 2,6 en 4 standaarddeviaties van het gemiddelde liggen. De overschrijdingskans van normale waarnemingen is dan kleiner dan 1%. Omdat uitbijters vrij zeldzaam zijn, is de gevoeligheid voor deze instelling niet groot. Dit kan overigens indirect worden nagegaan met behulp van de verschillen tussen de 2-2- en de 4-2-instelling. In het eerste geval wordt immers in het geheel niet gereageerd op uitbijters. Hier is een afwijking van 4 standaarddeviaties als drempelwaarde voor uitbijters gekozen. Als een datagenererend proces wordt gekenmerkt door een bepaald mengsel van type 1-, 2- en 3-gedrag, zal de gevoeligheid voor de aanpassingssnelheid niet erg groot zijn. Daarom is van een variatie ten aanzien van dat kenmerk afgezien en is de door Kool aanbevolen waarde (0,5) aangehouden.

De resterende keuzemogelijkheden zijn samengevat in tabel H.1.

Tabel H.1 Instellingen van het multistate Kalman-filter

	modelkeuze	h			q
1	2-2	1,0	0,05	0,05	0,90
2	4-2	1,0	0,10	0,10	0,95
3	6-3	1,0	0,10	0,50	1,00

Via permutatie van waarden voor de drie geselecteerde parameters resulteren 21 instellingen. De voorspelkracht van deze opties is geëvalueerd met de in paragraaf 8.2 toegelichte methoden aan de hand van de in bijlage I toegelichte data en procedure. De verkregen resultaten staan vermeld in tabel H.2.

Zoals nog nader zal worden besproken in bijlage I, zijn de gevonden foutenmarges onverwacht hoog. Ruwweg is er in het eerste jaar een foutenmarge van 6% à 7% en in het vierde jaar een foutenmarge van rond de 20%. Ook met deze geavanceerde methoden laat de toekomst zich dus zeer slecht voorspellen.

De verschillen in voorspelkracht tussen alternatieve ramingsmethoden binnen de MSKF-methode zijn betrekkelijk gering. Qua eerstejaarsvoorspelkracht zijn de 6-3-modellen iets beter dan de overige modellen. Daarentegen worden juist deze modellen gekenmerkt door een naar verhouding hoge instabiliteit.

Tabel H.2 Voorspelfout MSKF-methode

modelkeuze	h		q	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit	
2-2	1,00	0,05	0,90	7,19	20,31	8,82	
2-2	1,00	0,05	0,95	7,41	20,44	8,55	
2-2	1,00	0,05	1,00	7,61	20,81	8,24	
2-2	1,00	0,10	0,90	7,44	20,74	8,59	
2-2	1,00	0,10	0,95	7,82	20,81	7,66	
2-2	1,00	0,10	1,00	7,86	21,37	7,56	
4-2	1,00	0,05	0,90	7,10	20,36	8,63	
4-2	1,00	0,05	0,95	7,24	20,55	8,42	
4-2	1,00	0,05	1,00	7,49	20,88	7,99	
4-2	1,00	0,10	0,90	7,41	20,64	8,45	
4-2	1,00	0,10	0,95	7,69	20,91	7,67	
4-2	1,00	0,10	1,00	7,84	21,28	7,61	
6-3	1,00	0,05	0,05	0,90	6,28	19,87	11,16
6-3	1,00	0,05	0,05	0,95	6,24	19,87	11,17
6-3	1,00	0,05	0,05	1,00	6,27	19,89	11,17
6-3	1,00	0,10	0,10	0,90	6,44	19,80	10,66
6-3	1,00	0,10	0,10	0,95	6,47	19,79	10,61
6-3	1,00	0,10	0,10	1,00	6,51	19,76	10,52
6-3	1,00	0,10	0,50	0,90	7,16	20,05	9,48
6-3	1,00	0,10	0,50	0,95	7,28	20,10	9,07
6-3	1,00	0,10	0,50	1,00	7,38	20,23	9,06

De onderzochte instellingen van h blijken slechts tot ondergeschikte verschillen in uitkomst te leiden. Het grootste effect treedt nog op voor de derde instelling bij de 6-3-modellen. De instelling van de disconteringsvoet d leidt met name bij de 4-2- en 2-2-modellen tot kleine verschillen (orde 6%) in uitkomsten. Ook hier lijkt sprake te zijn van een uitruil tussen voorspelfout en instabiliteit. Bij de 6-3-modellen is er nauwelijks effect. Dit blijkt ook uit de hier niet weergegeven verschillen in ramingsuitkomsten. De reden is duidelijk. De instelling van een disconteringsvoet maakt het mogelijk dat ook de hellingsparameter β in de loop der tijd een verandering ondergaat. Daardoor neemt de voorspelfout iets af, maar neemt de instabiliteit toe. Bij de 6-3-modellen levert de introductie van het derde model al een zelfstandige mogelijkheid op voor verandering van β in de tijd. Bij de 6-3-modellen kan de disconteringsvoet derhalve gewoon op 1,0 worden gesteld. Bij de overige modellen lijkt een instelling op een niveau 0,9 het meest in de rede te liggen.

De verschillen tussen het 4-2- en het 2-2-model zijn betrekkelijk gering, niet alleen in voorspelfout en instabiliteit, maar ook in uitkomsten. De 4-2-modellen (met uitbijters) komen een fractie beter uit de bus dan de gewone 2-2-modellen. Bovendien hebben specificaties met uitbijtermodellen het voordeel dat trendbreuken tevoren kunnen worden aangegeven. Al wordt het beschikbare datamateriaal kennelijk niet gedomineerd door belangrijke uitbijters, dan nog lijkt een keuze ten gunste van modelspecificaties met uitbijters voor de hand te liggen.

Bij de MSKF-varianten is de keuzemogelijkheid aldus ingeperkt tot het eerstgenoemde 4-2-model ($h = '1,00\ 0,05'$ en $q = 0,9$) en het derde 6-3-model ($h = '1,00\ 0,05\ 0,05'$ en $q = 1,0$). Het eerste model scoort redelijk, zowel ten aanzien van de voorspelkwaliteit in het eerste en vierde ramingsjaar als ten aanzien van de instabiliteit. Het tweede model scoort iets beter ten aanzien van de voorspelkwaliteit in het eerste en vierde jaar, maar is relatief instabiel. Een definitieve keuze tussen deze opties lijkt een kwestie van smaak.

Bijlage I Analyse GEKS-reeksen

II Achtergronden

In het kader van het project Allocatie quataire sector heeft het SCP een methode ontwikkeld ter verbetering van de allocatie van middelen. De doelstelling van deze aanpak is tweeledig:

1. het schetsen van historische ontwikkelingen van gebruik en kosten in een aantal onderdelen van de quataire sector;
2. het nagaan in welke mate de door de regering voorgenomen allocatie van middelen spoort met ontwikkelingen in het gebruik die op basis van demografische en trendmatige ontwikkelingen mogen worden verwacht.

De opzet van dit project wordt onder meer toegelicht in BiZa/SCP (1983), Goudriaan et al. (1984) en Blank et al. (1989). In de onder 2. aangeduide ramingen vormt de vraag naar quataire diensten het uitgangspunt. Omdat deze vraag niet rechtstreeks is te meten, wordt deze bij benadering vastgesteld aan de hand van het gebruik van de betreffende voorzieningen. Dit gebruik wordt gemeten via *gebruiksindicatoren*. Voorbeelden van gebruiksindicatoren zijn het aantal opnamen in ziekenhuizen en het aantal leerlingen in het onderwijs.

In rapportages worden twee ramingen van het voorzieningengebruik gepresenteerd, aangeduid als demoraming en basisraming. In deze ramingen worden de gebruiksindicatoren gerelateerd aan de omvang van potentiële gebruikersgroepen. Dit zijn bevolkingsgroepen die, voorzover van belang, worden onderscheiden naar leeftijd, geslacht en burgerlijke staat. Zo ligt bij het gebruik van voorzieningen van onderwijs een koppeling aan bepaalde leeftijdsgroepen voor de hand.

In de demografische raming (korthedshalve aangeduid met *demoraming*) wordt verondersteld dat het gebruik per hoofd van de relevante gebruikersgroep constant is. Deze verhouding wordt bij de berekeningen gefixeerd op het niveau van het basisjaar van de prognose. Dit is veelal het laatste jaar waarover realisatiegegevens met betrekking tot gebruik en kosten beschikbaar zijn. Vervolgens wordt het gebruik per hoofd gekoppeld aan de relevante bevolkingsgroepen. Voor de toekomst is de omvang van deze groepen gebaseerd op de bevolkingsprognoses van het CBS (middenvariant). Hierdoor geeft de demografische raming uitsluitend de geïsoleerde gevolgen van de veranderende bevolkingsomvang en -samenstelling aan.

In de *basisraming* spelen naast demografische ontwikkelingen tevens trendmatige ontwikkelingen een rol. De trendmatige ontwikkeling van het gebruik per hoofd van de relevante gebruikersgroep wordt met behulp van de zogenoemde HARK-methode, die nader is besproken in paragraaf 7.2.2, doorgetrokken naar de toekomst. Het kan bijvoorbeeld gaan om een toenemende participatie van een bepaalde leeftijdsgroep in het onderwijs of een toenemende criminaliteit per hoofd van de bevolking. In deze trendmatige ontwikkelingen komt het effect van velerlei maatschappelijke factoren tot uiting. Wanneer als gevolg van beleidsingrepen de trendmatige ontwikkeling in het verleden wordt verstoord, wordt daarmee rekening gehouden door een trendbreuk in te lassen.

De via demo- en basisraming geraamde ontwikkeling van het gebruik wordt vervolgens herleid tot een ontwikkeling van de reële kosten. Daarbij worden de reële kosten per gebruikseenheid voor de ramingsperiode constant verondersteld en gelijkgesteld aan die in

het basisjaar van de prognose. De aldus in kosten omgerekende demo- en basisraming worden vervolgens geconfronteerd met de financiële *meerjarenraming*. Deze raming geeft een beeld van de op basis van beleidsvoornemens te verwachten ontwikkeling van de kosten in de komende vijfjaarsperiode. Het gaat daarbij om de meerjarenramingen die bij de ontwerpbegrotingen zijn opgesteld, en tegelijkertijd gepubliceerde financiële nota's (*Financieel overzicht zorg, Sociale nota*).

I2 Gebruikte reeksen

De analysegegevens zijn voor het overgrote deel afkomstig uit het Gegevensbestand quartaire sector (GEKS) zoals dat in de loop der jaren is opgebouwd op het SCP. De methode die op basis van deze evaluatie zal worden geselecteerd, zal namelijk ook op deze data worden toegepast. De pretentie van dit onderzoek is niet dat een methode voor extrapolatie zal worden geselecteerd die onder alle omstandigheden de beste is. Waarschijnlijk verschilt deze afhankelijk van het type data en het achterliggende datagenererende proces.

Helaas zijn de betreffende reeksen slechts voor een beperkte periode beschikbaar. Op het moment waarop dit onderzoek van start ging, was dat de periode 1970-1990. Inmiddels zijn twee extra jaren beschikbaar, maar toevoeging daarvan lijkt voor dit onderzoek niet echt relevant. De reeksen zijn dus betrekkelijk kort vanuit het perspectief van tijdreeksanalyse. In eerste instantie bevat GEKS 143 reeksen met gebruikscijfers. Niet alle reeksen hebben de gewenste lengte en er is een selectie gemaakt om te voorkomen dat reeksen met een sterke onderlinge correlatie zouden worden opgenomen in de steekproef. Er zijn dus geen reeksen opgenomen die elkaars complement zijn of die aan andere restricties onderhevig zijn. De GEKS-reeksen zijn, waar nodig en mogelijk, aangevuld met data die zijn verzameld voor de HARK-ramingen.

Binnen de quartaire sector worden de volgende deelsectoren onderscheiden: belastingen en sociale zekerheid, cultuur en recreatie, onderwijs, openbaar vervoer, politie en justitie, en zorg. Bij de selectie van de tijdreeksen is gestreefd naar een evenwichtige verhouding tussen de deelsectoren. De deelsectoren cultuur en recreatie, en openbaar vervoer zijn echter door gebrek aan data ondervertegenwoordigd met respectievelijk 6 en 3 reeksen. Tabel I.1 geeft een overzicht.

In eerste instantie is ernaar gestreefd geen reeksen te selecteren met een of meer ontbrekende waarnemingen. Het resoluut buiten beschouwing laten van dergelijke reeksen zou er onder meer toe hebben geleid dat de deelsector cultuur en recreatie sterk ondervertegenwoordigd zou zijn gebleven. Ook voor de deelsector onderwijs zou dit problematisch zijn geweest. Voor een aantal onderwijsreeksen zijn voor 1972 en 1973 namelijk geen gegevens bij het CBS aanwezig. Hoewel de meeste tijdreeksmethoden een voorziening hebben voor ontbrekende waarden, is er om praktische redenen voor gekozen de ontbrekende waarden te inter- dan wel te extrapoleren. Bij ontbrekende gegevens aan het begin van de reeks is de trend tussen de twee opvolgende waarnemingen doorgetrokken. Bij ontbrekende gegevens binnen de reeks is het gemiddelde van de twee aangrenzende waarden gekozen.

Tabel I.1 Selectie van tijdreeksen per deelsector

	aantal reekse n	eerste selectie	na combinatie met HARK-reeksen	uiteindelijke selectie
belastingen, sociale zekerheid	32	25	26	23
cultuur en recreatie	10	5	6	6
onderwijs	34	12	26	23
openbaar vervoer	3	3	3	3
politie en justitie	35	25	31	31
zorg	29	12	18	14
totaal	143	82	110	100

De geselecteerde reeksen hebben betrekking op hetzij het aantal personen dat gedurende een jaar gebruik heeft gemaakt van een bepaalde voorziening, hetzij op het aantal malen dat daarvan gedurende een jaar gebruikgemaakt is. Vervolgens worden deze aantallen gedeeld door de relevante bevolkingscategorie. Deze bevolkingscategorie wordt meestal afgebakend naar leeftijd, maar soms ook naar geslacht en/of andere kenmerken. Per saldo resulteert een coëfficiënt, die betrekking heeft op hetzij de kans dat personen uit de betreffende bevolkingscategorie gebruikmaken van de betreffende voorzieningen, hetzij op de gemiddelde frequentie van dat gebruik. In het eerste geval ligt de coëfficiënt tussen 0 en 1, in het tweede geval is deze groter of gelijk aan 0.

I3 Analyse

De resultaten voor de belangrijkste hier besproken methoden staan vermeld in tabel I.2. De analyse van de voorspelkracht is uitgevoerd door ramingen voor diverse basisjaren uit te voeren en de prognoses te vergelijken met de bekende realisaties. De gegevens voor de periode 1970-1981 kunnen bijvoorbeeld worden gebruikt voor de opstelling van een prognose voor de periode 1982-1985 en de gegevens voor de periode 1970-1986 voor de opstelling van een prognose voor de periode 1987-1990. In het eerste geval is het basisjaar (d.w.z. het laatste realisatiejaar) 1981, in het tweede geval 1986. De in deze bijlage gerapporteerde uitkomsten zijn gebaseerd op de gemiddelde voorspelfouten van zes opeenvolgende ramingen voor de honderd geselecteerde reeksen. Het betreft ramingen voor de basisjaren 1981-1986.

Voor de evaluatie van de voorspelkracht en stabiliteit van ramingen moeten keuzen gemaakt worden met betrekking tot de analyseopzet en het meetinstrumentarium. In paragraaf 8.1 wordt hierop nader ingegaan en wordt gekozen voor een analyse met behulp van de *mean adjusted absolute percentage error* (MAAPE), die is op te vatten als een gemiddelde absolute percentuele fout. Daarnaast vindt een significantietoets plaats met behulp van de niet-parametrische Wilcoxon *matched-pairs signed-ranks* toets (zie § 8.1).

Hierbij gaat het meestal om leeftijdsspecifieke gebruikscijfers. Veelal zijn deze te interpreteren als de kans dat iemand in een bepaalde leeftijdsgroep of een op andere wijze gedefinieerde bevolkingsgroep gebruikmaakt van een bepaalde voorziening. In andere gevallen gaat het om het gemiddelde aantal malen dat iemand in een bepaalde bevolkingsgroep gebruik heeft gemaakt van de betreffende voorziening.

Bij HARK worden twee extreme varianten vermeld, een ongecorrigeerde waarbij geen correctie plaatsvindt voor trendbreuken en waarbij het niveau niet wordt aangepast aan de

laatste waarneming, en een gecorrigeerde waarbij dat wel het geval is. De in het vervolg als 'loglineair' aangeduide variant heeft betrekking op de logaritmisches getransformeerde versie van een exponentieel model.

In bijlage H is nader ingegaan op mogelijke instellingen van het multistate Kalman-filter (MSKF) en de daarmee corresponderende voorspelkracht. De meest plausibele alternatieven, waarvan de 4-2-optie twee normale en twee uitbijtermodellen omvat en de 6-3-optie drie normale en drie uitbijtermodellen, zijn in tabel I.2 opgenomen. Op basis van de analyse in bijlage H is in het eerste geval gekozen voor een disconteringsvoet van 0,9.

De hier toegepaste ARIMA-benadering is mechanischer dan de in de literatuur gebruikelijke aanpak. Een inspectie van reeksen heeft aangetoond dat in de regel gebruik moet worden gemaakt van eerste verschillen. Waar vervolgens nog aanwijzingen bestaan voor autocorrelatie, is vervolgens een ARI(1,1) model geschat. Dit betreft circa eenderde van de reeksen. In andere gevallen is de DFD-methode (zonder discontering) toegepast. Gedetailleerde inspectie van de reeksen ondersteunt een dergelijke aanpak. In geen enkel geval is er een indicatie voor een IMA-proces. In enkele gevallen zijn er echter indicaties voor een tweede-orde ARI-proces of voor de mogelijkheid dat een analyse van tweede verschillen in aanmerking komt.

Tabel I.2 Voorspelfout en instabiliteit voor GEKS-reeksen (MAAPE in procenten)

	eerstejaars-voorspelfout	vierdejaars-voorspelfout	instabiliteit
lineair trendmodel	16,2	27,2	4,4
HARK (ongecorrigeerd)	13,5	25,3	5,5
HARK (gecorrigeerd)	6,6	21,4	8,2
DFD (loglineair) ^a	6,2	21,1	8,5
MFD	7,0	20,5	7,8
MSKF(4-2) met discontering ^a	7,1	20,4	8,6
MSKF(6-3) zonder discontering	6,3	19,9	11,2
ARI	6,4	19,8	9,9
DFD ^a	6,6	19,8	8,9
naïef	6,3	18,1	6,3
DFD-plus ^a	5,7	16,7	7,0

^a Disconteringsvoet 0,9.

Op het eerste oog lijken er vier groepen in tabel I.2 kunnen worden onderscheiden. Ten eerste de OLS-schatting van het lineaire trendmodel $y_t = \alpha + \beta t + \epsilon$ en de ongecorrigeerde HARK-methode, die van een vergelijkbaar model uitgaat (zie § 7.2.2). Deze methoden worden gekenmerkt door een extreem hoge eerstejaarsvoorspelfout, een tamelijk hoge vierdejaarsvoorspelfout, maar ook door een hoge stabiliteit.

Ten tweede is er een groep van extrapolatiemethoden die elkaar wat betreft voorspelfout en instabiliteit weinig ontlopen. Naast de voormalige SCP-methode (de gecorrigeerde HARK-methode), twee MSKF-varianten en een ARIMA-variant, zijn ook drie varianten van de eenvoudige *discounted first difference*-methode (DFD) opgenomen. De voor deze methoden gevonden foutenmarges zijn overigens hoog. Voor het eerste jaar wordt een percentuele fout van circa 6,5 gevonden en voor het vierde jaar een percentuele fout van rond de 20. De instabiliteit ligt meestal tussen de 8% en 10%. Met name de MSKF(6-3)-variant wordt echter gekenmerkt door een relatief lage stabiliteit.

Het verschil tussen de beide HARK-methoden blijkt in veel sterkere mate het gevolg te zijn van de koppeling van de gevonden trend aan de laatste realisatie, dan van de correctie voor trendbreuken. Door logtransformatie neemt met name de vierdejaarsvoorspelfout toe. Deze aanpak blijkt significant slechter te zijn dan de ongetransformeerde DFD-varianten. Een logtransformatie heeft met name effect bij reeksen die een duidelijke relatieve verandering ondergaan. Bij een bestudering van het effect voor afzonderlijke reeksen blijkt een logtransformatie een positief effect te hebben op de stabiliteit en voorspelkracht bij sterk dalende reeksen, maar blijkt het omgekeerde te gelden voor sterk stijgende reeksen. Achterwege laten van discontering in de DFD-methode blijkt te leiden tot iets slechtere resultaten. De bij het lineaire trendmodel optredende en ook in bijlage H gevonden uitruil tussen voorspelfout en instabiliteit is hier duidelijk zichtbaar. Evenals bij de MSKF-methode (zie daarvoor bijlage H) is bij de DFD-methode geëxperimenteerd met enkele discrete waarden van de disconteringsvoet (0,9, 0,95, 1,0). Ook hier lijkt de waarde 0,9 het best te voldoen. Zie voor een nadere toelichting paragraaf 7.2.4.

Ten derde is er de naïeve methode, die het in alle opzichten enigszins beter lijkt te doen dan de hiervoor genoemde extrapolatiemethoden. Deze methode, die correspondeert met de in paragraaf I.1 toegelichte demoramings, houdt in dat alle coëfficiënten constant blijven op het niveau van de laatste realisatie. De uitkomsten voor de naïeve methode geven enig inzicht in de aard van de datagenererende processen. Jaarlijks treedt in de reeksen een gemiddelde verandering van circa 6% op. Over de laatste zes jaar blijkt dit veranderingspercentage te fluctueren tussen de 5,4% en 7,6%. In vier jaar cumuleert dat verschil tot ruim 18% (fluctuatie tussen 15,9% en 20,6%, waarbij het percentage in de tijd afneemt). Indien er sprake zou zijn van zuivere *random walk*, zou de fout met de wortel van de voorspelperiode toenemen, en derhalve in het vierde jaar slechts van de orde van 12% zijn. Er treden blijkbaar systematische veranderingen in de tijd op, die echter door geen van de onderzochte methoden worden getraceerd.

Gezien de onbevredigende uitkomsten is er nogal wat energie gestoken in het vinden van prognosemethoden die bevredigender resultaten opleveren. Uiteindelijk is een methode gevonden die significant betere resultaten oplevert dan alle andere methoden inclusief de naïeve. Dit betreft een variant op de DFD-methode, aangeduid als DFD-plus, waarbij rekening wordt gehouden met trendbreuken. Voorts wordt een optimale disconteringsvoet bepaald. Een andere aanpassing in de DFD-plus-methode betreft het maximaliseren van de absolute jaarlijkse mutatie. Deze laatste aanpassing is geïnspireerd door het relatief goed functioneren van de naïeve methode met betrekking tot uitschieters. Van de aanpassingen in de DFD-plus-methode blijkt deze in de praktijk nog de belangrijkste te zijn. Zie paragraaf 7.2.5 voor nadere details.

De niet-parametrische toetsen in tabel I.3 bevestigen het beeld op basis van de gemiddelden in belangrijke mate. Deze tabel vermeldt de resultaten van de Wilcoxon *matched-pairs signed-ranks*-toets op het niveau van de afzonderlijke GEKS-reeksen.

Tabel 1.3 Significantie van verschillen in vierdejaarsvoorspelfout GEKS-coëfficiënten (individuele Wilcoxon-toets)^a

	lineair trendmodel	DFD (log)	HARK	DFD	MSKF (4-2)	naïef	ARI	DFD (plus)
lineair trendmodel	S							
DFD (loglineair)	5,4	S						
HARK (gecorrigeerd)	7,6	2,9	S					
DFD	10,9	7,6	4,0	S				
MSKF(4-2)	9,7	6,1	3,9	0,2	S			
naïef	7,7	2,8	1,5	-0,3	-0,4	S		
ARI	10,9	7,4	4,2	0,8	1,2	1,1	S	
DFD-plus	12,0	9,7	6,6	5,3	4,4	2,9	2,6	S

^a De cijfers hebben betrekking op de standaardnormale verdeling. Waarden groter dan 2 geven aan dat de in de regel vermelde methode significant beter is dan de in de kolom vermelde methode. Waarden kleiner dan -2 geven het omgekeerde aan.

Op basis van een nadere analyse van de vierdejaarsvoorspelfout wordt het volgende beeld verkregen. De schatting op basis van het lineaire trendmodel is significant slechter dan alle andere methoden, en de ongecorrigeerde HARK-methode is de op één na slechtste. De overige methoden ontlopen elkaar niet veel. Het betrekkelijk kleine verschil tussen de gecorrigeerde HARK-methode en de overige methoden blijkt overigens significant te zijn. De verschillen in voorspelkracht tussen de eenvoudige DFD-methode en een aantal gerenommeerde methoden als het multistate Kalman-filter en ARI zijn klein en niet-significant. Bij nader inzien blijkt het verschil in voorspelkracht tussen het naïeve model enerzijds en ARI en DFD anderzijds, ondanks het duidelijke verschil in de gemiddelden, niet-significant te zijn. De verklaring hiervoor is dat de naïeve methode gekenmerkt wordt door een vrij hoge mediane waarde (12,5 versus 10,2 en 10,4 voor de beide andere methoden), maar door minder extreme uitschieters. Bij een vergelijking op basis van rangorde krijgen uitschieters minder gewicht. Op basis van deze overwegingen zou men ook kunnen pleiten voor het beschrijven van de voorspelkracht via de mediaan in plaats van door het gemiddelde van de voorspelfouten. Dit leidt alleen in dit ene geval tot een afwijkende conclusie. Op basis van de Wilcoxon-toets blijkt DFD-plus significant beter te zijn dan alle overige methoden.

Tabel 1.4 Vierdejaarsramingsverschillen GEKS-reeksen (MAAPE, in procenten)

	DFD (log)	DFD	DFD (plus)	naïef
DFD (loglineair)	S			
DFD	12	S		
DFD-plus	12	9	S	
naïef	20	17	12	S

De uitkomsten van deze analyse zijn ontvankelijk. Ten eerste blijken de foutmarges van de ramingen hoog te zijn. Een eerstejaarsvoorspelfout van 6% of een vierdejaarsvoorspelfout van 17% lijkt te impliceren dat er slechts een gering inzicht in toekomstige ontwikkelingen bestaat. Ten tweede zijn de verschillen in voorspelkracht tussen bijvoorbeeld de naïeve methode en in aanmerking komende extrapolatiemethoden, of ze nu significant zijn of niet, betrekkelijk gering.

De keuzeproblematiek wordt nog klemmender indien ook de verschillen in uitkomsten tussen ramingsmethoden in de beschouwing worden betrokken. Enkele relevante uitkomsten zijn

opgenomen in tabel I.4. De verschillen tussen ramingsmethoden zijn berekend door de vergelijking voor de *mean adjusted absolute percentage error* (MAAPE) paarsgewijs toe te passen op de vierdejaarsramingsuitkomsten.

De niet in tabel I.4 opgenomen extrapolatiemethoden, zoals varianten van het multistate Kalman-filter, ARI en de gecorrigeerde HARK-variant, leveren overigens overeenkomstige verschilpatronen op. Hieruit blijkt dat ramingen met een vergelijkbare voorspelkracht desalniettemin aanzienlijk in uitkomsten kunnen verschillen. Het gaat daarbij om gemiddelde afwijkingen van 9% tot 20%, dat wil zeggen, verschillen die qua grootteorde opwegen tegen het verschil als gevolg van enkele extra realisatiejaren. Niet alleen blijken er dus betrekkelijk geringe verschillen in voorspelkracht te bestaan tussen een aantal uiteenlopende methoden, maar blijken deze methoden tegelijkertijd wel aanzienlijke verschillen in uitkomsten te vertonen.

Het blijft hier overigens wel de vraag of de foutenmarges zo hoog blijven bij een evaluatie op het niveau waarom het eigenlijk draait, dat van de aantallen gebruikers. Het geraamde aantal gebruikers wordt verkregen door vermenigvuldiging van de geraamde coëfficiënten met de geraamde omvang van de relevante bevolkingsgroep of rekruteringsgroep. In veel gevallen worden daarbij deelbestanden geaggregeerd die corresponderen met afzonderlijke coëfficiënten. Via aggregatie worden dan stabielere eenheden verkregen. Voorts leggen sommige coëfficiënten, die instabiel zijn omdat ze corresponderen met geringe aantallen gebruikers, om dezelfde reden slechts een gering gewicht in de schaal. In hoofdstuk 8 is een dergelijke aggregatie naar het niveau van de gebruikers uitgevoerd voor de sector onderwijs. De foutenmarges blijken daardoor inderdaad aanzienlijk af te nemen.

Bijlage J Significantietoetsen voorspelkracht

Tabel J.1 vermeldt de resultaten van de Wilcoxon-toets op het niveau van de afzonderlijke reeksen van de onderwijscoëfficiënten.

Tabel J.1 Significantie van verschillen in vierdejaarsvoorspelfout onderwijscoëfficiënten (individuele Wilcoxon-toets)

	DFD (log)	ARI	naïef	SKEM	DFD	DFD (exo)	MSKF (4-2)	DFD- plus
DFD (log)	S							
ARI	3,5	S						
naïef	2,9	0,2	S					
SKEM	4,0	1,8	1,6	S				
DFD	7,4	4,6	1,8	0,3				
DFD (exo)	6,9	4,0	2,0	0,8	0,8			
MSKF(4-2)	6,6	3,9	3,2	2,4	1,2	1,1	S	
DFD-plus	6,2	4,7	3,3	2,2	3,8	2,3	1,3	S

^a De cijfers hebben betrekking op de standaardnormale verdeling. Waarden groter dan 2 geven aan dat de in de regel vermelde methode significant beter is op 5% niveau dan de in de kolom vermelde methode, waarden kleiner dan S2 geven het omgekeerde aan.

Tabel J.2 vermeldt de resultaten van de Wilcoxon-toets voor de gemiddelde voorspelfout per kalenderjaar in de onderwijsbestanden.

Tabel J.2 Significantie van verschillen in vierdejaarsvoorspelfout onderwijsbestanden (Wilcoxon-toets op jaargemiddelden)^a

	naïef	DFD (log)	ARI	SKEM	MSKF (4-2)	DFD	DFD- plus	DFD (exo)
naïef	S							
DFD (loglineair)	21	S						
ARI	21	18	S					
SKEM	21	21	13	S				
MSKF(4-2)	21	21	15	17	S			
DFD	21	21	19	19	16	S		
DFD-plus	21	21	21	21	20	21	S	
DFD (exo)	21	21	21	21	20	19	15	S

^a De cijfers hebben betrekking op de som van de rangnummers. De waarden 19, 20 en 21 impliceren dat de in de rij vermelde methode significant beter (op respectievelijk 10%, 6% en 3% niveau) is dan de in de kolom vermelde methode, de waarden 2, 1 en 0 het omgekeerde. Zie de toelichting in paragraaf 8.2.

Tabel J.3 vermeldt de resultaten van de Wilcoxon-toets voor de geaggregeerde begrotingsfouten per kalenderjaar.

Tabel J.3 Significantie van verschillen in vierdejaarsvoorspelfout onderwijsbegroting (Wilcoxon-toets op geaggregeerde jaarlijkse fout)^a

	DFD (log)	naïef	DFD (exo)	SKEM	MSKF 4-2	ARI	DFD	DFD- plus
DFD (log)	S							
naïef	19	S						
DFD (exogenen)	21	15	S					
SKEM	21	21	13	S				
MSKF(4-2)	21	21	16	14	S			
ARI	21	19	16	13	12	S		
DFD	21	20	20	14	14	16	S	
DFD-plus	21	21	19	20	21	14	15	S

^a De cijfers hebben betrekking op de som van de rangnummers. De waarden 19, 20 en 21 impliceren dat de in de regel vermelde methode significant beter is (op respectievelijk 10%-, 6%- en 3%-niveau) dan de in de kolom vermelde methode, de waarden 2, 1 en 0 geven het omgekeerde aan. Zie de toelichting in paragraaf 8.2.

Bijlage K Voorspelkracht Simplon en Skill in de jaren negentig

Tabel K.1 Voorspelfout mbo, 1990-1995 (totaal aantal studenten, MAAPE in procenten)

ramingsmodel prognosejaar: (basisjaar)	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Simplon						
1990	\$1,0	\$2,4	\$4,7	\$6,1		
1991		\$0,9	\$2,6	\$3,8	\$2,2	
1992			\$1,4	\$2,3	\$0,4	3,7
1993				0,1	2,9	7,7
1994					2,7	7,5
1995						2,5
Skill / Lector (OC&W)^a						
1990	\$2,2	\$4,6	\$7,4	\$10,1		
1991		\$2,5	\$7,1	\$11,8	\$13,3	
1992			\$3,0	\$7,1	\$8,7	\$8,4
1993				\$2,2	\$2,5	\$1,5
1994					1,1	2,8
1995						1,0

^a Feitelijke ramingen volgens O&W (1991, 1992, 1993, 1994b) (Skill) en OC&W (1995b, 1996) (Lector).

Tabel K.2 Voorspelfout hbo, 1990-1995 (totaal aantal studenten, MAAPE in procenten)

ramingsmodel prognosejaar: (basisjaar)	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Simplon						
1990	\$1,7	\$3,3	\$5,2	\$6,8		
1991		0,3	0,2	0,1	1,2	
1992			\$0,4	\$0,5	1,4	1,7
1993				0,0	1,2	3,0
1994					0,3	1,2
1995						\$0,1
Skill / Lector (OC&W)^a						
1990	\$1,8	\$3,7	\$5,9	\$7,8		
1991		\$0,4	\$2,4	\$4,8	\$6,1	
1992			\$1,8	\$3,8	\$4,5	\$4,8
1993				\$0,7	\$0,2	0,6
1994					1,4	3,1
1995						0,8

^a Feitelijke ramingen volgens O&W (1991, 1992, 1993, 1994b) (Skill) en OC&W (1995b, 1996) (Lector).

Tabel K.3 Voorspelfout wetenschappelijk onderwijs, 1990-1995 (totaal aantal studenten, MAAPE in procenten)

ramingsmodel prognosejaar: (basisjaar)	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Simplon						
1990	S1,2	0,7	1,8	3,7		
1991		3,2	5,5	8,6	13,9	
1992			1,3	3,6	8,0	16,2
1993				1,6	5,4	13,1
1994					3,5	11,0
1995						5,6
Skill/Lector (OC&W)^a						
1990	S0,3	2,9	5,0	7,3		
1991		3,2	6,8	11,0	16,9	
1992			1,8	3,9	8,4	16,9
1993				2,0	5,2	12,6
1994					1,6	7,0
1995						7,0

^a Feitelijke ramingen volgens O&W (1991, 1992, 1993, 1994b) (Skill) en OC&W (1995b, 1996) (Lector).

Bijlage L Effecten wijzigingen studiefinanciering 1991-1996

De afgelopen vijf jaar heeft de studiefinanciering als posterioriteit binnen het O(C)&W-budget gegolden. Dit komt tot uitdrukking in een dalende reële hoogte van de basisbeurs (met compensatie voor lage inkomensgroepen via een verhoging van de aanvullende beurs), stapsgewijze versoering van de OV-jaarkaart voor studerende, stijgende collegegelden en specifieke maatregelen met betrekking tot de maximale leeftijd en de maximale studieduur. Door deze maatregelen werden oudere studenten en 'stapelaars' hbo-wo het sterkst getroffen. Na het topjaar 1991, waarin het doorstroompercentage van vwo-gediplomeerden naar het wetenschappelijk onderwijs 66% bedroeg, was in de jaren 1992-1995 sprake van een stabilisatie van de directe doorstroom van vwo-gediplomeerden naar het wetenschappelijk onderwijs op een niveau van rond de 63%. Bij een directe doorstroom van circa 30% naar het hbo resteert overigens slechts een restcategorie van circa 7% die niet (direct) doorstroomt naar het hoger onderwijs. De indirecte (d.w.z. de niet direct uit het vwo afkomstige) instroom in het wetenschappelijk onderwijs is sinds 1991 geleidelijk met circa eenderde afgenomen ten opzichte van de demografische rekruteringscategorie, die is geoperationaliseerd als een gewogen gemiddelde van 21-34-jarigen. Dit correspondeert met een absolute vermindering van 16.600 tot 10.800 eerstejaarsstudenten. Deze teruggang kan maar voor een zeer klein deel worden toegeschreven aan demografische factoren en lijkt vooral het gevolg te zijn van aanpassingen in de studiefinanciering.

In de *Referentieraming 1995* voor het wetenschappelijk onderwijs (zie OC&W 1995b) werd op succesvolle wijze geanticipeerd op een deel van deze ontwikkeling. In deze prognose en in het *concept-Hoger onderwijs en onderzoek plan 1996* (OC&W 1995c) werd ervan uitgegaan dat diverse prikkels in het stelsel van studiefinanciering (omzetting tempobeurs in prestatiebeurs, beperking van de looptijd van het beursdeel tot vier jaar) ertoe zouden leiden dat:

- de doorstroom vwo-wetenschappelijk onderwijs zich zou stabiliseren;
- de stapeling van opleidingen binnen het hoger onderwijs meer dan gehalveerd zou worden, doordat gediplomeerden uit het hbo die doorstromen naar het wetenschappelijk onderwijs niet langer recht op een studiebeurs hebben;
- de verblijfsduur in het wetenschappelijk onderwijs zou afnemen.

Een en ander zou leiden tot een vermindering van het aantal studenten in het wetenschappelijk onderwijs met 20% in het jaar 2000.

Het SCP heeft eerst op eigen initiatief (SCP 1996a) en later op verzoek van het ministerie van OC&W (Bronneman-Helmers en Kuhry 1996) onderzoek gedaan naar de plausibiliteit van de gehanteerde veronderstellingen. Bij de beantwoording van deze vraag kon gebruik worden gemaakt van voorlopige analyses die waren uitgevoerd in het kader van het huidige onderzoek. De analyseresultaten bevestigden in grote lijnen de door OC&W weergegeven beleidseffecten. In de navolgende alinea's wordt in het verlengde van deze SCP-rapportages nogmaals ingegaan op de effecten van de recente studiefinancieringsmaatregelen. Daarbij is gebruikgemaakt van de prijselasticiteiten volgens hoofdstuk 5.

Hierbij dienen twee kanttekeningen te worden gemaakt. Ten eerste lijken de effecten van maatregelen in sommige gevallen een jaar te vroeg op te treden (maatregelen in 1995) en in andere gevallen een jaar te laat (maatregelen in 1991). Dit kan te maken hebben met het feit dat nieuwe maatregelen later dan gepland worden geëffectueerd of dat juist ten onrechte de indruk bestaat dat het zo'n vaart niet zal lopen.

Ten tweede vormen deze studenten een uiterst heterogene groep, die ook zeer uiteenlopend zal hebben gereageerd op het pakket maatregelen in de periode 1991-1996. Enerzijds zijn er de directe doorstromers vwo-wo inclusief de categorie die de aanvang van de studie om uiteenlopende redenen één tot drie jaar heeft uitgesteld. Op basis van de in hoofdstuk 5 gevonden prijselasticiteiten is het korte-termijneffect van de studiefinancieringsmaatregelen 1991-1995 op de instroom van deze groep te schatten op -6%. Op langere termijn is er geen significant effect. Dit wil zeggen dat mogelijk sprake is van uitstelgedrag (zie ook De Jong et al. 1996).

Dit percentage is berekend door de prijs van het onderwijs in 1991 (kosten levensonderhoud 11.600 gulden + collegegeld 1.850 gulden - gemiddelde beurs per student 5.650 gulden) te corrigeren voor de genoemde maatregelen. Stel dat het collegegeld in de periode tot 1996 toeneemt tot 2.250 gulden (in prijzen van 1991) en dat de reële beursbedragen in de genoemde periode met 20% zijn gedaald. Voor directe doorstromers wordt de beurs voorts deels vervangen door een rentedragende lening. Stel dat het beursdeel over de gehele studie gerekend daardoor wordt teruggebracht tot 3.000 gulden per jaar, dan valt het effect van de collegegeld- en studiefinancieringsmaatregelen te becijferen als een prijsverhoging van 7.800 gulden naar 10.850 gulden. De prijsstijging is dan 39%. Bij een korte-termijnprijselasticiteit van -0,2 resulteert dan een effect op de korte termijn van -6%.

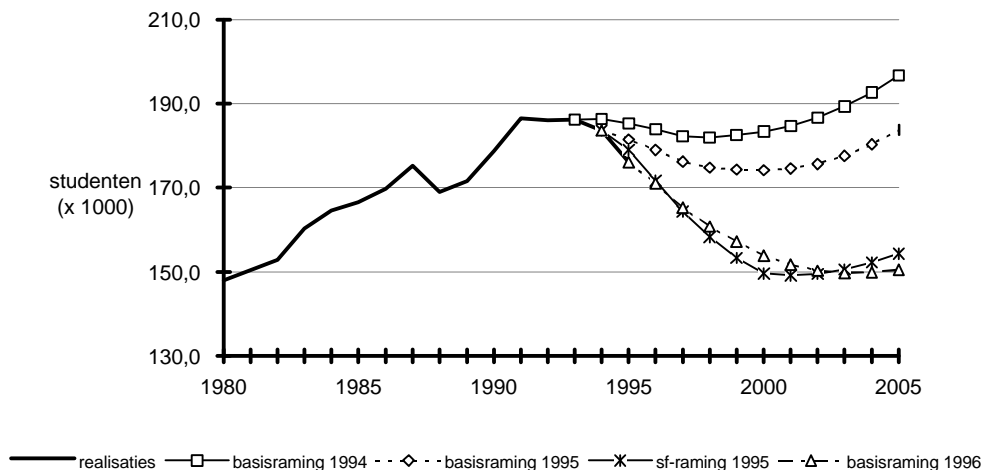
Anderzijds is er een groep oudere studenten die als gevolg van de leeftijdsbeperkingen in 1991 niet langer (volledig) aanspraak kan maken op studiefinanciering en waarbij de deelname sterk onder druk is komen te staan. In 1996 wordt deze groep als gevolg van de aanscherping van de regels uitgebreid met de snelle doorstromers uit het hbo en met late omzwaaiers uit het wetenschappelijk onderwijs. Voor 27-plussers en stapelaars is de beurs inmiddels geheel komen te vervallen. Voor deze groepen valt het effect van de maatregelen op de instroom te becijferen als een reële prijsverhoging van 7.800 gulden naar 13.850 gulden. De prijsstijging is dan 78%. Bij een prijselasticiteit van -0,7 resulteert een effect van de gecumuleerde maatregelen op de instroom van -33%. Voor deze groep is uitwijken naar het hbo geen voor de hand liggend alternatief, maar is uitwijken naar een deeltijdopleiding in sommige gevallen wel een optie.

De mate van teruggang in de gemiddelde studieduur in het wetenschappelijk onderwijs is te beschouwen als het meest onzekere element in de berekeningen van OC&W. Genoemde teruggang komt neer op een verkorting van de gemiddelde studieduur met circa 0,5 jaar, die deels het gevolg is van autonome reacties van studenten die wellicht aanleiding en mogelijkheden zien om het studietempo op te voeren, en deels van door OC&W nagestreefde beleid van de instellingen. Deze veronderstellingen werden door Bronneman-Helmers en Kuhry (1996) omschreven als betrekkelijk arbitrair, maar als zodanig niet per se onaannemelijk. Zij stelden voorts dat het pakket maatregelen ook impulsen omvat tot studieduurverlenging, omdat het studenten kan stimuleren om een bijbaantje te zoeken. Een andere factor die zowel kan leiden tot een verlenging van de brutostudieduur als tot een verlaging van de aantallen studenten, is de sinds kort ingevoerde regeling dat studenten zich desgewenst tijdelijk uit kunnen schrijven ter vermijding van onnodig gebruik van studierechten. Inmiddels laten de realisatiecijfers zien dat sprake is van een duidelijke daling van het aantal ingeschreven studenten. Over de oorzaken is nog minder duidelijkheid.

In figuur L.1 zijn enkele SCP-ramingen opgenomen ter illustratie van de gevolgen van versoeringen in de studiefinanciering op de leerlingenaantallen in het wetenschappelijk onderwijs. Het betreft de basisramingen 1994, 1995 en 1996, dat wil zeggen ramingen waarin de genoemde jaren als eerste prognosejaar fungeren. In deze ramingen, die zijn

gebaseerd op de extrapolatie van stroom- en deelnamecoëfficiënten, wordt niet expliciet rekening gehouden met maatregelen aangaande de collegegelden en de studiefinanciering.

Figuur L.1 Historische en geraamde studentenaantallen in het wetenschappelijk onderwijs, 1980-2005



Tot 1991 is er sprake van een stijgende lijn in de studentenaantallen. De oorzaak van de tijdelijke teruggang in 1987 zijn eerder aangestipt (effecten invoering tweefasestructuur). Daarna stabiliseren de studentenaantallen zich, als resultante van demografische effecten en studiefinancieringseffecten. Als alleen rekening zou worden gehouden met demografische effecten, zou een aanzienlijke daling van de studentenaantallen in de periode 1995-2005 optreden. In de basisraming 1994 wordt echter nog uitgegaan van zeer lichte daling, gevolgd door een matige groei. Deze groei is toe te schrijven aan een veronderstelde voortzetting van de trendmatige toename van de leeftijdsspecifieke deelname in de voorafgaande periode. In 1994 nam de indirecte instroom af, waardoor de raming 1995 weliswaar achterbleef bij eerdere verwachtingen, maar de trend vooralsnog niet sterk werd aangetast. Het effect van de daling van de studentenaantallen in 1995 (ingeschreven studenten -4%, instroom -10%) op de raming 1996 is echter aanzienlijk. De uitkomsten illustreren ook dat prognoses onder bepaalde omstandigheden de plank aardig kunnen misslaan. Daardoor lijkt een abrupt einde te zijn gekomen aan een periode die gekarakteriseerd werd door een stijging van de leeftijds-specifieke deelname aan het wetenschappelijk onderwijs.

In hoeverre kunnen de effecten van veranderingen in de studiefinanciering en collegegelden worden geraamd met behulp van het Simplon-model? En vormen de uitkomsten een bevestiging van de OC&W-aannamen over de effecten van de studiefinancieringsmaatregelen? Ter beantwoording van deze vragen is een variant van Simplon opgesteld waarbij de prijs van onderwijs is opgenomen als verklarende variabele. Deze is conform de aanpak in hoofdstuk 5 geoperationaliseerd als de som van de directe kosten en gedeelde inkomsten minus de (gemiddeld) per student toegekende studiefinanciering. De prijzen zijn gecorrigeerd voor de ontwikkeling van de prijsindex voor de gezinsconsumptie. Op basis van de analyse-resultaten in hoofdstuk 5 wordt uitgegaan van een prijselasticiteit van -0,7 voor de indirecte instroom en -0,0 voor de directe instroom. Daarmee is dus geen rekening gehouden met korte-termijneffecten. Hierbij is vergelijking (7.7) toegepast.

De raming die is gebaseerd op het pakket studiefinancieringsmaatregelen van 1995 is aangeduid als SF-raming 1995. Ten aanzien van de collegegelden is hierbij, conform de gang van zaken in de afgelopen jaren, uitgegaan van een jaarlijkse toename met 100 gulden. Daarnaast is overeenkomstig de aannamen van het ministerie van OC&W uitgegaan van een geleidelijke verkorting van de studieduur met 0,5 jaar in de periode 1996-2000. Deze raming is aanzienlijk lager dan de gewone basisraming 1995 en spoort redelijk met de ongecorrigeerde basisraming 1996. Dit illustreert overigens de flexibiliteit van de MFD-plus-extrapolatiemethode. Uiteraard kan deze een ingreep niet voorspellen. De effecten worden echter achteraf adequaat verwerkt. De verschillen tussen de SF-raming 1995 en de basisraming 1995 zijn ongeveer voor de helft toe te schrijven aan prijseffecten en voor de andere helft aan studieuur-effecten. Een vergelijking met de basisraming 1996 leert overigens dat de daling van de studentenaantallen die een jaar eerder in de 'beleidsrijke' SF-raming 1995 werd voorspeld, door de drastische daling van de instroom ook al in de 'beleidsarme' basisraming 1996 wordt bereikt. Beide ramingen wijken overigens maar in geringe mate van de overeenkomstige referentieramingen af. Om die reden kan vanaf 1996 weer gebruik worden gemaakt van niet voor studiefinancieringseffecten gecorrigeerde basisramingen en referentieramingen.

Voor de instroom in het hbo zijn de effecten van de recente studiefinancieringsmaatregelen veel minder ingrijpend dan voor het wetenschappelijk onderwijs. De feitelijke studieduur wijkt in het hbo minder af van de cursusduur en er zijn naar verhouding veel minder oudere studenten. Voorts worden de stapelaars mbo-hbo nauwelijks getroffen door de maatregelen. Er zijn voorts nog geen aanwijzingen dat het hbo in belangrijke mate profiteert van de recente terugval in het wetenschappelijk onderwijs. Tegenover een lichte toename van de directe doorstroom van vwo-gediplomeerden naar het hbo, staat een teruggang van de instroom van oudere studenten, die ook bij het hbo te maken hebben met verslechterende financiële voorwaarden. In het recente verleden is de leeftijdsspecifieke instroom gestadig toegenomen, maar van 1994 op 1996 bleef deze met niet minder dan 30% achter. Het betreft in ieder geval ten dele oudere studenten, die door de aanscherping van de leeftijdsbepalingen niet langer in aanmerking kwamen voor studiefinanciering. Mogelijk is het op basis van de periode 1970-1993 verkregen analysesresultaat (zie § 5.3) dat deze groep, anders dan de indirecte instroom in het wetenschappelijk onderwijs, niet gevoelig zou zijn voor prijseffecten, dus onjuist. Een complicatie daarbij is dat gereede twijfel kan bestaan aan de vergelijkbaarheid van de gegevens over de instroom naar herkomst tot en met 1993/94 en vanaf 1994/95. Het is denkbaar dat genoemde daling in de indirecte instroom daardoor in belangrijke mate wordt verklaard (zie ook bijlage A).

De resultaten van deze analyses lijken op het eerste gezicht strijdig te zijn met die van De Jong et al. (1996). De bevinding van de laatstgenoemde auteurs is dat leerlingen in de hoogste klassen van het voortgezet onderwijs betrekkelijk slecht op de hoogte zijn van regelingen op het gebied van de studiefinanciering en dat motieven van dit type betrekkelijk ondergeschikt zijn bij de keuze om door te studeren. De meeste leerlingen zijn voornemens om door te studeren, hetzij direct, hetzij na een onderbreking. Dit sluit goed aan bij de conclusies van Kodde (1985b) en Oosterbeek en Webbink (1995) dat de prijselasticiteit voor deze categorie van potentiële studenten gering is. De onderhavige analyse toont echter aan dat de groep die het sterkst wordt getroffen door de studiefinancieringsmaatregelen en die daarvoor het meest gevoelig is, wordt gevormd door indirecte instromers. Dit betreft oudere studenten die, na een onderbreking van de onderwijsloopbaan, na een aantal jaren alsnog of wederom belangstelling tonen voor het hoger onderwijs.

Literatuur

- Abeln (1997)
R. Abeln. Sturen in (on)zekerheid. In: P. Ester, J. Geurts en M. Vermeulen. De makers van de toekomst. Tilburg: Tilburg university Press, 1997.
- Aldrich en Nelson (1984)
J.H. Aldrich en F.D. Nelson. Linear probability, logit, and probit models. Beverly Hills: Sage, 1984 (Quantitative applications in the social sciences).
- Armstrong (1985)
J.S. Armstrong. Long-range forecasting. From crystal ball to computer. New York: John Wiley & Sons, 1985.
- Armstrong en Lusk (1983)
J.S. Armstrong en E.J. Lusk (red.). Commentary on the Makridakis Time series competition (M-Competition). In: Journal of forecasting 2 (1983) (259-311).
- Ascher (1979)
W. Ascher. Forecasting, an appraisal for policymakers and planners. Baltimore/London: Johns Hopkins University Press, 1979.
- Bakker en Cremers (1994)
B.F.M. Bakker en P.G.J. Cremers. Gelijke kansen in het onderwijs? Een vergelijking van vier cohorten leerlingen in hun overgang naar het voortgezet onderwijs. In: Tijdschrift voor onderwijsresearch 19 (1994) (191-203).
- Barro (1984)
R.J. Barro. Macroeconomics. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- Becker (1975)
G.S. Becker. Human capital. New York/London: Columbia University Press, 1975.
- Becker (1976)
G.S. Becker. The economic approach to human behavior. Chicago: University of Chicago Press, 1976.
- Becker (1989)
J.W. Becker. Reacties op werkloosheid. Rijswijk/Alphen aan den Rijn: Sociaal en Cultureel Planbureau/Samsom, 1989 (Cahier 71)
- Becker en Dewulf (1990)
H.A. Becker en G. Dewulf. Ontwikkeling en kenmerken van toekomstonderzoek en zijn evaluatie. In: H.A. Becker en G. Dewulf (red.). Terugkijken op toekomstonderzoek. Utrecht: ISOR/Rijksuniversiteit Utrecht, 1990.
- De Beer en Visser (1994)
J. de Beer en H. Visser. Effecten van toekomstige demografische ontwikkelingen op onderwijs. In: Kwartaalschrift onderwijsstatistiek (1994) 3 (23-30). Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- De Beer (1996)
P. de Beer. Het onderste kwart. Werk en werkloosheid aan de onderkant van de arbeidsmarkt. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1996 (Cahier 132).
- Van den Berg (1997)
P. van den Berg. Over prognoses en scenario's. In: P. Ester, J. Geurts, M. Vermeulen (reds.). De makers van de toekomst. Tilburg: Tilburg University Press, 1997.
- BiZa/SCP (1983)
Over voorzieningengebruik en personeel in de kwartaire sector 1983-1987. Eindrapport van de Commissie harmonisatie ramingen kwartaire sector; hoofd rapport en technische bijlagen. Den Haag/Rijswijk: ministerie van Binnenlandse Zaken/Sociaal en Cultureel Planbureau, 1983.
- Blank (1993)
J. Blank. Kosten van kennis. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1993 (Sociale en Culturele Studie 17).
- Blank et al. (1989)
J. Blank, B. Kuhry, R. van Puyenbroek, L. Ruitenbergh en F. van Tulder. Trendrapport kwartaire sector 1970-1993. Rijswijk/Alphen aan den Rijn: Sociaal en Cultureel Planbureau/Samsom, 1989 (Cahier 67).
- Blank et al. (1990)
J. Blank, S. Boef-van der Meulen, H.M. Bronneman-Helmers, L.J. Herweijer, B. Kuhry en R.A.H. Schreurs. School en schaal. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1990 (Cahier 81).
- Blaug (1970)
M. Blaug. An introduction to the economics of education. London: Penguin Press, 1970.
- Bomhoff (1994).
E.J. Bomhoff. Financial forecasting for business and economics. London: The Dryden Press, 1994.
- Borghans (1993)
L. Borghans. Educational choice and labour market information. Maastricht: Rijksuniversiteit Limburg, 1993 (proefschrift).

-
- Boudon (1974)
R. Boudon. Education, opportunity and social inequality. New York: John Wiley, 1974.
- Boudon (1986)
R. Boudon. Theories of social change. Berkeley: University of California Press, 1986.
- Box en Jenkins (1976)
G.E.P. Box en G.M. Jenkins. Time series analysis: forecasting and control. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- Bronneman-Helmers (1992)
H.M. Bronneman-Helmers. Volwasseneneducatie tussen markt en overheid. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1992 (Cahier 89).
- Bronneman-Helmers en Kuhry (1996)
H.M. Bronneman-Helmers en B. Kuhry. Maatschappelijke ontwikkelingen en deelname aan het hoger onderwijs. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1996 (Werkdocument).
- Bruggert en Spee (1996)
A.M. Bruggert en A.A.J. Spee. Tien jaar studiefinanciering. In: Kwartaalschrift onderwijsstatistieken (1996) 2 (54-63). Voorburg/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Ten Cate en Draper (1989)
A. ten Cate en D.A.G. Draper. Coïntegratie en foutcorrectiemodellen. Den Haag: Centraal Planbureau, 1989 (Onderzoeksmemorandum 63).
- CBS (1982)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs: deel 1, bestand 1977. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1982.
- CBS (1987)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Statistiek van het hoger onderwijs: de instroom in het studiejaar 1985/86 regionaal gezien. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1987 (CBS-publikaties).
- CBS (1988a)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs: deel 3, cohort 1977, schoolloopbanen en rendementen; stand na 7 jaar. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1988 (CBS-publikaties).
- CBS (1988b)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Schoolloopbanen en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs: SLVO-cohort 1982, deel 1, schoolkeuze. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1988 (CBS-publikaties).
- CBS (1994)
Diskette 'Het onderwijs vanaf 1950'. Voorburg/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek, 1994.
- CBS (1996a)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Zakboek onderwijsstatistieken 1996. Den Haag: Sdu, 1996.
- CBS (1996b)
Tijdreeksen arbeidsrekeningen 1969-1993. Ramingen van het opleidingsniveau, een tussenstand. Voorburg/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek, 1996.
- CBS (1996c)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Ruim de helft van de universiteitsstudenten haalt doctoraal diploma binnen zeven jaar. In: Kwartaalschrift onderwijsstatistieken (1996) 3 (35-41).
- CBS (1996d)
Centraal Bureau voor de Statistiek. In het hbo presteren vrouwen beter. In: Kwartaalschrift onderwijsstatistieken (1996) 4 (24-28).
- CBS (1997a)
Zakboek onderwijsstatistieken 1997. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek (nog niet gepubliceerd: gegevens ondershands verstrekt).
- CBS (1997b)
Centraal Bureau voor de Statistiek. Schoolsucces en opleidingsniveau ouders. In: Kwartaalschrift onderwijsstatistieken (1997) 1 (10-12).
- CBS/CPB (1997)
Centraal Bureau voor de Statistiek/Centraal Planbureau. Bevolking en arbeidsaanbod: drie scenario's tot 2020. Den Haag: Sdu, 1997.
- College Toekomst Studiefinanciering (1997)
College Toekomst Studiefinanciering. De kost gaat voor de kennis uit. Eindrapport. Den Haag: Van Sluis Communicatie, 1997.
- Collins (1971)
Functional and conflict theories of educational stratification. In: American sociological review 36 (1971) (1002-1019).
- CPB (1983)
FREIA, een macro-economisch model voor de middellange termijn. Den Haag: Centraal Planbureau, 1983.
- CPB (1986)
De onderwijsprognose 1986. Den Haag: Centraal Planbureau, 1986 (Werkdocument 9).
- CPB (1987)
De arbeidsmarkt naar opleidingscategorie 1975-2000. Den Haag: Centraal Planbureau, 1987 (Werkdocument 17).
- CPB (1992)
Centraal Planbureau. Nederland in drievoud. Den Haag: Sdu, 1992.

-
- CPB (1993)
Centraal Planbureau. Centraal economisch plan 1993, waarin opgenomen een verkenning tot en met 1998. Den Haag: Sdu, 1993.
- CPB (1997a)
Centraal Planbureau. Economische verkenning voor de volgende kabinetsperiode. Den Haag: Sdu, 1997.
- CPB (1997b)
Centraal Planbureau. Economie en fysieke omgeving. Beleidsopgaven en oplossingsrichtingen 1995-2020. Den Haag: Sdu, 1997.
- CPB (1997c)
Centraal Planbureau. Challenging neighbours. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- CPP (1967)
Commissie planprocedure. Gegevens ten behoeve van het Eerste scholenplan 1970-1971-1972 ingevolge art. 65 van de wet op het voortgezet onderwijs. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1967 (publicatie nr. 2).
- CPP (1974)
Commissie planprocedure. Gegevens voor het Scholenplan 1977/'79. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1974 (publicatie nr. 11).
- CPP (1975)
Commissie planprocedure. Gegevens voor het Scholenplan 1978/'80. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1975 (publicatie nr. 12).
- CPP (1981)
Commissie planprocedure. De leerlingen bij het voortgezet onderwijs. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1981 (publicatie nr. 18).
- CPPO (1974)
Vraag en aanbod kleuterleidsters en onderwijzers/onderwijzeressen 1974-1978. Den Haag: Commissie prognose primair onderwijs, 1974.
- CPPO (1990)
Vraag en aanbod in het primair onderwijs 1989-1994. Den Haag: Commissie prognose primair onderwijs, 1990 (publicatie nr. 16).
- Cramer (1991)
J.S. Cramer. The logit model for economists. London: Edward Arnold, 1991.
- Crujzens en Zakee (1991)
H. Crujzens en R. Zakee. Nationale bevolkingsprognoses in de jaren tachtig: hoever zaten ze eraan? In: Maandstatistiek van de bevolking (1991) juli (30-39).
- Van Dam et al. (1988)
J. van Dam, P. Kuipers en C. Poulos. Pruso 3, prognose van de ruimtelijke spreiding in het voortgezet onderwijs 1987/1988. Delft: INRO/TNO, 1988.
- Dammers (1990)
E. Dammers. Trefzekerheidsmaten voor de evaluatie van kwantitatieve voorspellingen. In: H.A. Becker en G. Dewulf (red.). Terugkijken op toekomstonderzoek. Utrecht: ISOR/Rijksuniversiteit Utrecht, 1990.
- Dewulf (1990)
G. Dewulf. Evaluatie van landelijke en regionale prognoses voortgezet onderwijs. In: H.A. Becker en G. Dewulf (red.). Terugkijken op toekomstonderzoek. Utrecht: ISOR/Rijksuniversiteit Utrecht, 1990.
- Van Doorn en Van Vught (1978)
J. van Doorn en F. van Vught. Forecasting. Methoden en technieken voor toekomstonderzoek. Assen: Van Gorcum & Comp., 1978.
- Doornbos en Stevens (1987)
K. Doornbos en L.M. Stevens (red.). De groei van het speciaal onderwijs. Deel A: analyse van historie en onderzoek. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1987.
- Dronkers (1986)
J. Dronkers. Onderwijs en sociale ongelijkheid. In: J.A. van Kemenade, N.A.J. Lagerwey, J.M.G. Leune en J.M.M. Ritzen (red.). Onderwijs: bestel en beleid, deel 2a. Groningen: Wolters-Noordhoff, 1986.
- Dronkers en De Graaf (1995)
J. Dronkers en P.M. de Graaf. Ouders en het onderwijs van hun kinderen. In: J. Dronkers en W. Ultee (red.). Verschuivende ongelijkheid in Nederland. Assen: Van Gorcum, 1995.
- Dronkers en Van der Stelt (1986)
J. Dronkers en H.G. van der Stelt. Economische groei en onderwijsdeelneming. In: A.M.L. van Wieringen (red.). Innovatie van onderwijs en arbeid. Lisse: Swets en Zeitlinger, 1986.
- Engle en Granger (1987)
R.F. Engle en C.W.J. Granger. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. In: *Econometrica* 49 (1987) (251-276).
- Fishbein en Ajzen (1975)
M. Fishbein en I. Ajzen. Belief, attitude, intention and behavior. Reading: Addison-Wesley, 1975.
- Fransen (1996)
E. Fransen. De extrapolatie van studenten- en leerlingenstromen binnen het onderwijsstelsel van Nederland. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1996.

-
- Freeman (1986)
R.B. Freeman. Demand for education. In: O.Ashenfelter en R. Layard (ed.). Handbook of labour economics, Volume I. Amsterdam, 1986 (357-386).
- Frijns et al. (1987)
J.G.M. Frijns, B. Kuhry, A. Nieuwenhuis en R. van Opstal. Demografische ontwikkelingen en arbeidsmarkt. Preadviezen van de Koninklijke Vereniging voor Staathuishoudkunde, 1987.
- Ganzeboom en De Graaf (1989a)
H.P.G. Ganzeboom en P.M. de Graaf. Intergenerationele opleidingsmobiliteit in Nederland van geboortecohorten 1891-1960. In: Sociale wetenschappen 32 (1989) (263-278).
- Ganzeboom en De Graaf (1989b)
H.P.G. Ganzeboom en P.M. de Graaf. Veranderingen van onderwijskansen in Nederland tussen 1900 en 1980. In: I. Gadourek en J.L. Peschar (red.). De open samenleving. Sociale veranderingen op het terrein van geloof, huwelijk, onderwijs en arbeid in Nederland. Deventer: Van Loghum Slaterus, 1989 (Boekaflevering Mens en maatschappij).
- Gelauff en Graafland (1994)
G.G.M. Gelauff en J.J. Graafland. Modelling welfare state reform. Amsterdam: North-Holland, 1994.
- Geriner en Ord (1991)
P.T. Geriner en J.K. Ord. Automatic forecasting using explanatory variables: a comparative study. In: International Journal of Forecasting 71 (1991) (127-140).
- Gerritse (1979)
R. Gerritse. Publieke uitgaven en nationaal inkomen: de relatieve ontwikkeling in volume-termen. In: Openbare uitgaven 11 (1979) (125-145).
- Goodwin en Payne (1977)
C.G. Goodwin en R.L. Payne. Dynamic system identification: experiment design and data analysis. Academic Press, 1977.
- De Gooijer (1992)
J.G. de Gooijer. Leugens, grote leugens en kwantitatieve voorspellingen. Inaugurele rede. Amsterdam: Universiteit van Amsterdam, 1992.
- De Gooijer et al. (1985)
J.G. de Gooijer, Bovas Abraham, Ann Gould en Lecily Robinson. Methods for determining the order of an autoregressive-moving average process: a survey. In: International statistical review 53 (1985) (301-329).
- Gordijn en Le Clercq (1984)
H. Gordijn en R. Le Clercq. Pruso, prognose van de ruimtelijke spreiding in het voortgezet onderwijs. Delft: Planologisch Studiecentrum TNO, 1984.
- Goudriaan et al. (1984)
R. Goudriaan, H. de Groot, F. van Herwaarden, E. Pommer, L. Ruitenbergen en F. van Tulder. Trendrapport kwartaire sector 1983-1990. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1984 (Cahier 43).
- Goudriaan et al. (1989)
R. Goudriaan, F. van Tulder, J. Blank, A. van der Torre en B. Kuhry. Doelmatig dienstverleners: een onderzoek naar de produktiestructuur van vier voorzieningen in de kwartaire sector. Rijswijk/Alphen aan den Rijn: Sociaal en Cultureel Planbureau/Samsom, 1989 (Sociale en Culturele Studie 11).
- De Graaf en Luijkx (1995)
P.M. de Graaf en R. Luijkx. Paden naar succes: geboorte of diploma's? In: J. Dronkers en W. Ultee (red.). Verschuivende ongelijkheid in Nederland. Assen: Van Gorcum, 1995.
- Graafland (1990)
J.J. Graafland. Persistent unemployment, wages and hysteresis. Rotterdam: Erasmus Universiteit, 1990 (proefschrift).
- Groenen et al. (1992)
W.C.C. Groenen, B. Kuhry, E.J. Pommer, R.A.G. van Puyenbroek en F.P. van Tulder. Consumptie van kwartaire diensten. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1992 (Sociale en Culturele Studie 15).
- De Groot (1978)
H. de Groot. Ontwikkelingslijnen leerlingen en onderwijzend personeel tot 2000. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1978 (Cahier 2, herziene versie)
- De Groot (1982)
H. de Groot. Ontwikkelingslijnen leerlingen en onderwijzend personeel tot 2000. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1982 (Cahier 34).
- De Groot (1984)
H. de Groot. De prijs van het avondonderwijs. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1984 (Stukwerk 24).
- Hartog en Ritzen (1986)
J. Hartog en J.M.M. Ritzen. Onderwijs en arbeidsmarkt. In: J.A. Van Kemenade, N.A.J. Lagerwey, J.M.G. Leune en J.M.M. Ritzen (red.). Onderwijs: bestel en beleid 2b. Groningen: Wolters-Noordhoff, 1986.
- Harvey (1981)
A.C. Harvey. Time series models. Oxford: Philip Allan publishers, 1981.
- Harvey (1989)
A.C. Harvey. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Van Heek et al. (1968)
F. van Heek et al. Het verborgen talent: milieu, schoolkeuze en schoolgeschiktheid. Meppel: Boom, 1968.
-

-
- Hendry (1989)
D.F. Hendry. Econometric modelling with cointegrated variables: an overview. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (1986) (201-211).
- Hers (1993)
J.F.P. Hers. De voorspelkwaliteit van de middellange-termijn prognoses van het CPB. Den Haag: Centraal Planbureau, 1993 (Onderzoeksmemorandum 107).
- Hers (1997)
J.F.P. Hers. Human capital formation in the Netherlands. Three long-term scenario's. In: CPB-report (1997) 1 (26-30). Den Haag: Centraal Planbureau.
- Herweijer en Blank (1986)
L.J. Herweijer en J.T.L. Blank. De groei van het mbo: de invloed van werkgelegenheid op onderwijsdeelneming. In: A.M.L. van Wieringen (red.). *Innovatie van onderwijs en arbeid*. Lisse: Swets en Zeitlinger, 1986 (103-116).
- Herweijer en Blank (1987)
L.J. Herweijer en J.T.L. Blank. Onderwijsexpansie en werkloosheid. In: *Tijdschrift voor arbeidsvraagstukken* 3 (1987) (80-86).
- Hoevenagel et al. (1996)
R. Hoevenagel, U. van Rijn, L. Steg en H. de Wit. Milieurelevant consumentengedrag. Ontwikkeling conceptueel model. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1996 (Cahier 127).
- Holt et al. (1980)
D. Holt et al. Regression analysis of data from complex surveys. In: *Journal of the Royal Statistical Society A*. 143 (1980) (474-487).
- Hosmer en Lemeshow (1989)
D.W. Hosmer en S. Lemeshow. *Applied logistic regression*. New York: John Wiley & Sons, 1989.
- Huijgen (1989)
F. Huijgen. De kwalitatieve structuur van de werkgelegenheid in Nederland, deel III. Bevolking in loondienst en functieniveaustructuur in 1977 en 1985. Den Haag: Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek, 1989.
- Huijgen et al. (1983)
F. Huijgen, B.J.P. Riesewijk en G.J.M. Conen. De kwalitatieve structuur van de werkgelegenheid in Nederland. Bevolking in loondienst en functieniveaustructuur in de periode 1960-1977. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1983.
- Huijsman et al. (1986)
R. Huijsman, T. Kloek, D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen. An empirical analysis of college enrollment in the Netherlands. In: *The Economist* 134 (1986) (181-190).
- Van Imhoff (1990)
E. van Imhoff. Onderwijs en economische groei. In: *Open Universiteit. Onderwijseconomie*. Heerlen: Open Universiteit, 1990.
- De Jong et al. (1992)
U. de Jong, H. Oosterbeek, J. Roeleveld en H. Webbink. Verder studeren. Voornemens van de eindexamenkandidaten 1991. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1992.
- De Jong et al. (1996)
U. de Jong, D. Webbink, H. Meulenbeek, M. Voorthuis, F. Haanstra en F. Verbeek. *Uitstel of afstel?* Amsterdam: SCO-Kohnstamm Instituut/Stichting Economisch Onderzoek, 1996.
- De Jong et al. (1997)
U. de Jong, J. Roeleveld en H. Webbink. *Verder studeren in de jaren negentig*. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1997.
- Judge et al. (1988)
G.G. Judge, R. Carter Hill, W.E. Griffiths, H. Lütkepohl en T.C. Lee. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: John Wiley and Sons, 1988.
- Keilman (1990)
N.W. Keilman. *Uncertainty in national population forecasting: issues, backgrounds, analyses, recommendations*. Amsterdam: Swets en Zeitlinger, 1990.
- Van Kemenade (1981)
J.A. van Kemenade. *Onderwijs: bestel en beleid*. Groningen: Wolters-Noordhoff, 1981
- Knulst (1989)
W.P. Knulst. *Van vaudeville tot video*. Rijswijk/Alphen aan den Rijn: Sociaal en Cultureel Planbureau/Samsom, 1989 (Sociale en Culturele Studie 12).
- Kodde (1985a)
D.A. Kodde. *Microeconomic analysis of demand for education*. Rotterdam: Erasmus Universiteit, 1985 (proefschrift).
- Kodde (1985b)
D.A. Kodde. On estimating the impact of tuition on the demand for education from cross-sections. In: *Economic letters* 18 (1985) (293-296).
- Kodde en Ritzen (1984)
D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen. Integrating consumption and investment motives in a neoclassical model of demand for education. In: *Kylos* 37 (1984) (598-606).
- Kodde en Ritzen (1985)
D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen. The demand for education under capital market imperfections. In: *European economic review* 28 (1985) (347-362).
-

-
- Kodde en Ritzen (1986)
D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen. Vraag naar hoger onderwijs, eindrapport. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1986 (Beleidsgerichte studies Hoger Onderwijs en Wetenschappelijk Onderzoek 6).
- Kodde en Ritzen (1988)
D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen. Direct and indirect effects of parental educational level on the demand for higher education. In: *Journal of Human Resources* 23 (1988) (357-371).
- Kool (1989)
C.J.M. Kool. Recursive Bayesian forecasting in economics: the multistate Kalman-filter method. Nijmegen: Drukkerij SSN, 1989 (proefschrift).
- De Kroon (1989)
A.B.G.M. de Kroon. Ramingen op maat. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1989.
- Kuhry (1984)
B. Kuhry. Inpassing van het wetenschappelijk onderwijs in de leerlingenramingen van het CPB. Den Haag: Centraal Planbureau, 1984 (Interne notitie 1984/IV/6).
- Kuhry (1985)
B. Kuhry. Het onderwijsmodel Skill. Den Haag: Centraal Planbureau, 1985 (Interne notitie 1985/IV/19).
- Kuhry (1986)
B. Kuhry. The impact of socio-economic factors on the demand for education. Den Haag: Centraal Planbureau, 1986 (Onderzoeksmemorandum 21).
- Kuhry (1995)
B. Kuhry. Prognoseperikelen. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1995 (Werkdocument).
- Kuhry en Van Opstal (1988)
B. Kuhry en R. van Opstal. De arbeidsmarkt naar opleidingsniveau 1970-2000. In: *Economisch statistische berichten* (1988) 20 januari (72-77).
- Kuhry en Passenier (1986)
B. Kuhry en J. Passenier. Skill, a forecasting model for education and labour supply. EEG-symposium Education/training and labour market policy, Noordwijkerhout. Den Haag: Stichting voor Onderzoek van het Onderwijs, 1986 (selecta-reeks).
- Kuhry et al. (1984)
B. Kuhry, H.E. Ruitenbergen en R.M. Spronk. Tijdreeksen uit de onderwijsprognose 1984. Den Haag: Centraal Planbureau, 1984 (Interne notitie 1984/IV/08).
- Kuhry et al. (1986)
B. Kuhry en J. Passenier en H.E. Ruitenbergen. De onderwijsprognose van het Centraal Planbureau. In: *Zakboek onderwijsstatistiek* (1986) (149-161).
- LDC (1995)
Kansen op werk. Arbeidsmarktperspectieven van opleidingen en beroepen voor 1995 tot 2000. Leeuwarden: Landelijk Dienstverlenend Centrum voor Studie- en Beroepskeuzevoorlichting, 1995.
- Leamer (1978)
Edward E. Leamer. *Specification searches*. New York/Chichester/Brisbane/Toronto: John Wiley & Sons, 1978.
- Leendertse en Boonstra (1995)
G.P. Leendertse en B.H. Boonstra. *Het Lector-ramingsmodel*. Petten: Energieonderzoek Centrum Nederland, 1995.
- Maddala (1983)
G.S. Maddala. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- Makridakis et al. (1982)
S. Makridakis, A. Andersen, R. Carbone, R. Fildes, M. Hibon, R. Lewandowski, J. Newton, E. Parzen en R. Winkler. The accuracy of extrapolation (time series) methods: results of a forecasting competition. In: *Journal of forecasting* 1 (1982) 111-153.
- Mattila (1982)
J.P. Mattila. Determinants of male school enrollments: a time-series analysis. In: *Review of economics and statistics* 64 (1982) (242-251).
- McDowall et al. (1987)
D. McDowall, R. McCleary, E.E. Meidinger en R.A. Hay Jr. *Interrupted time series analysis*. Beverly Hills/London: Sage, 1987 (Qualitative applications in the social sciences, nr. 21).
- McFadden (1973)
D. McFadden. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: P. Zarembka (red.). *Frontiers in econometrics*. New York: Academic Press, 1973.
- McFadden (1987)
D. McFadden. Regression-based specification tests for the multinomial logit model. In: *Journal of Econometrics* 34 (1987) (63-82).
- Van der Meer (1993)
P. van der Meer. *Verdringing op de Nederlandse arbeidsmarkt*. Groningen: Interuniversity Centre for Social Science Theory and Methodology, 1993.
- Meyer en Hannan (1979)
J.W. Meyer en M.T. Hannan. National development in a changing world system: an overview. In: J.W. Meyer en M.T. Hannan (red.). *National development and the world system*. Chicago: University of Chicago Press, 1979.

Meyer et al. (1979)

J.W. Meyer, F.O. Ramirez, R. Rubinson en J. Bolli-Bennet. The world educational revolution, 1950-1970. In J.W. Meyer en M.T. Hannan (red.). National development and the world system. Chicago: University of Chicago Press, 1979.

Meijnen (1987)

G.W. Meijnen. Sociologische kanttekeningen bij de groei van het speciaal onderwijs. In: K. Doornbos en L.M. Stevens (red.). De groei van het speciaal onderwijs. Deel A: analyse van historie en onderzoek. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1987.

Mills (1990)

T.C. Mills. Time series analysis for economists. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

OC&W (1995a)

Weer samen naar school. De volgende fase. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1995.

OC&W (1995b)

Referentieraming 1995. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1995.

OC&W (1995c)

Concept Hoger onderwijs en onderzoek plan (HOOP) 1996. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1995.

OC&W (1995d)

Verdeelraming wo 1995. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1995.

OC&W (1996)

Referentieraming 1996. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1996.

OC&W (1997a)

Referentieraming 1997. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1997.

OC&W (1997b)

Concept Hoger onderwijs en onderzoek plan (HOOP) 1998. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1997.

OC&W (1997c)

Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen in kerncijfers 1998. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, 1997.

Oosterbeek (1988)

H. Oosterbeek. Studiefinanciering en onderwijsbeleid. In: Economisch-statistische berichten 73 (1988) (1113-1116).

Oosterbeek (1992)

H. Oosterbeek. Essays on human capital theory. Amsterdam: Thesis Publishers, 1992.

Oosterbeek en Webbink (1995)

H. Oosterbeek en H.D. Webbink. Enrolment in higher education in the Netherlands. In: De economist 143 (1995) 3 (367-380).

Oosterbeek et al. (1991)

H. Oosterbeek, C.N. Teulings en H.D. Webbink. Het voorspellen van de vraag naar hoger onderwijs. In: Openbare uitgaven (1991) 3 (99-108).

Van Opstal (1989)

R. van Opstal. Arbeidsaanbod en werkgelegenheid naar 11 opleidingscategoriën 1985-2000: een actualisering van Werkdocument 17. Den Haag: Centraal Planbureau (Interne notitie 1989/II/25).

Ostrom (1987)

C.W. Ostrom. Time series analysis: regression techniques. Qualitative applications in the social sciences, 9. Beverly Hills/London: Sage, 1987.

O&W (1978)

Ministerie van Onderwijs en Wetenschappen. Hoger onderwijs voor velen. Tweede Kamer, vergaderjaar 1977/1978, 15034.

O&W (1980)

Ministerie van Onderwijs en Wetenschappen. Wetsontwerp twee-fasenstructuur wetenschappelijk onderwijs. Memorie van Toelichting. Tweede Kamer, vergaderjaar 1979/1980, 16106, nr. 3 (50-53).

O&W (1983)

Ministerie van Onderwijs en Wetenschappen. Onderwijsverslag over het jaar 1982. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1983.

O&W (1990)

Weer samen naar school. Perspectief om leerlingen ook in reguliere scholen onderwijs op maat te bieden. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1990.

O&W (1991)

Referentieraming 1991. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1991.

O&W (1992)

Referentieraming 1992. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1992.

O&W (1993)

Referentieraming 1993. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1993.

O&W (1994a)

Ministerie van Onderwijs en Wetenschappen. Onderwijsverslag 1993. Den Haag: Sdu, 1994.

-
- O&W (1994b)
Referentieraming 1994. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1994.
- Paape en Webbink (1996)
A. Paape en H. Webbink. De dynamische relatie tussen hoger onderwijs en arbeidsmarkt. Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek, 1996.
- Pindyck en Rubinfeld (1991)
R.S. Pindyck en D.L. Rubinfeld. *Econometric models and economic forecasts*. McGraw-Hill, 1991.
- Pissarides (1981)
C.A. Pissarides. Staying on at school in Britain and Wales. *Economica* 48 (1981) (345-363).
- Van der Ploeg (1993)
S.W. van der Ploeg. The expansion of secondary and tertiary education in the Netherlands. Nijmegen: Instituut voor Toegepaste Sociale Wetenschappen, 1993 (OOMO-reeks).
- Popper (1957)
K. Popper. *The poverty of historicism*. London: Routledge and Kegan Paul, 1957.
- Poulos et al. (1985)
C. Poulos, H. Gordijn en R. le Clercq. Pruso, prognose van de ruimtelijke spreiding in het voortgezet onderwijs 1985. Delft: Planologisch Studiecentrum TNO, 1985.
- Rekenkamer (1990)
Algemene rekenkamer. *Beheersing uitgaven studiefinanciering*. Tweede Kamer, vergaderjaar 1990/1991, 21958, nrs. 1-2.
- Riley (1979)
J. Riley. Testing the educational screening hypothesis. In: *Journal of Political Economy* 87 (1979) (227-251).
- Ritzen (1975)
J.M.M. Ritzen. *Ontwikkelingslijnen leerlingen, onderwijzend personeel en schoolgebouwen tot 2050*. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1975 (Cahier 2).
- ROA (1995)
Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt. *De arbeidsmarkt naar opleiding en beroep tot 2000*. Maastricht: Rijksuniversiteit Limburg, 1995.
- Roes (1997)
Th.H. Roes. Monitoren, onderzoeken en verkennen: posities en taken van planbureaus belicht. In: P. Ester, J. Geurts, M. Vermeulen (red.). *De makers van de toekomst*. Tilburg: Tilburg University Press, 1997 (251-276).
- Rubinson en Ralph (1984)
R. Rubinson en J. Ralph. Technical change and the expansion of schooling in the United States, 1990-1970. In: *Sociology of education* 57 (1984) (134-152).
- Ruitenbergh (1989a)
H.E. Ruitenbergh. *Tijdreeksen uit de onderwijsprognose 1989-1*. Den Haag: Centraal Planbureau, 1989 (Interne notitie 1989/II/15).
- Ruitenbergh (1989b)
H.E. Ruitenbergh. *Relatie tussen leerlingen/studentenramingen en de meerjarenraming O&W 1990*. Den Haag: Centraal Planbureau, 1989 (Interne ongenummerde notitie, 14 augustus 1989).
- Ruitenbergh en Spronk (1987)
H.E. Ruitenbergh en R.M. Spronk. *Tijdreeksen uit de onderwijsprognose 1987*. Den Haag: Centraal Planbureau (Interne notitie 1987/II/20).
- Ruitenbergh en Spronk (1990)
H.E. Ruitenbergh en R.M. Spronk. *Tijdreeksen uit de onderwijsprognose 1990-1 (83J)*. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1990 (Interne notitie).
- SCP (1986)
Memorandum kwartaire sector 1986-1990. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1986 (Cahier 52).
- SCP (1988)
Naar een geïntegreerd beleid voor jongvolwassenen. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1988 (Cahier 64).
- SCP (1989)
Memorandum kwartaire sector 1989-1993. Rijswijk/Alphen aan den Rijn: Sociaal en Cultureel Planbureau/Samsom, 1989 (Cahier 71).
- SCP (1992)
Sociaal en Cultureel Rapport 1992. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1992.
- SCP (1994a)
Memorandum kwartaire sector 1994-1998. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1994 (Werkdocument).
- SCP (1994b)
Sociaal en Cultureel Rapport 1994. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1994.
- SCP (1996a)
Sociale en Culturele Verkenningen 1996. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1996 (Cahier 129).
- SCP (1996b)
Sociaal en Cultureel Rapport 1996. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1996.
- Siegel (1956)
S. Siegel. *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. McGraw-Hill Kogakusha, 1956.
-

-
- Spronk (1985)
R.M. Spronk. Tijdsreeksen uit de onderwijsprognose 1985. Den Haag: Centraal Planbureau, 1985 (Interne notitie 1985/IV/12).
- Sterken (1995)
Elmer Sterken. De collegegeld-gevoeligheid van deelname aan het WO. In: Economisch-statistische berichten (1995) 10 mei (454-456).
- Tesser (1993)
P.T.M. Tesser. Rapportage minderheden 1993. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1993 (Cahier 103)
- Tesser en Veenman (1997)
P.T.M. Tesser en J. Veenman. Rapportage minderheden 1997; van school naar werk. Rijswijk/Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, 1997 (Cahier 142).
- Teulings (1990)
C.N. Teulings. Conjunctuur en kwalificatie. Amsterdam: Stichting voor Economisch Onderzoek, 1990 (SEO-rapport 247).
- Teulings et al. (1987)
C.N. Teulings, C.C. Koopmans, M.A. Koopmanschap en L. Vedder. Hervreiding van arbeid en sociale zekerheid. Den Haag: ministerie van Sociale Zaken, 1987 (Reeks Commissie onderzoek sociale zekerheid 13).
- Thurow (1975)
L. Thurow. Generating inequality. New York: Basic Books, 1975.
- TK (1989/1990)
Regeerakkoord. Tweede Kamer. Vergaderjaar 1989/1990, 21132, nr. 8.
- Van der Torre en Kuhry (1990)
A.G.J. van der Torre en B. Kuhry. De doelmatigheid van het voortgezet onderwijs. In: Tijdschrift voor onderwijs-research 15 (1990) (89-103).
- Van der Torre en Van Tulder (1998)
A.G.J. van der Torre en F.P. van Tulder. Ramingsmethoden van sanctiecapaciteit. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1998 (Werkdocument).
- TS (1976)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1976. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1976.
- TS (1980)
Taakgroep studentenramingen. Toetsing van de voorspellende waarde van overgangs- en vooraanmeldingsraming. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1980.
- TS (1981)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1981. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1981.
- TS (1982)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1982. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1982.
- TS (1984a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1984. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1984.
- TS (1984b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1984. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1984.
- TS (1985a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1985. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1985.
- TS (1985b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1985. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1985.
- TS (1986a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1986. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1986.
- TS (1986b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1986. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1986.
- TS (1987a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1987. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1987.
- TS (1987b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1987. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1987.

-
- TS (1988a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1988. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1988.
- TS (1988b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1988. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1988.
- TS (1989a)
Taakgroep studentenramingen. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1989. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1989.
- TS (1989b)
Taakgroep studentenramingen. Raming hoger-beroepsonderwijs studentenaantallen (Rhobos) 1989. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1989.
- TS (1990a)
Taakgroep studentenramingen. HO-raming, deel I. Wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen (Worsa) 1990. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1990.
- TS (1990b)
Taakgroep studentenramingen. HO-raming, deel 3. Regionale-instellingsspecifieke HBO-studentenraming (Rhobos) 1990. Den Haag: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1990.
- Van Tulder en Janssen (1988)
F. van Tulder en S. Janssen. De prijs van de weg naar het recht. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1988 (Stukwerk 45).
- Veldhuis (1981)
J.G. Veldhuis. Skill, een model voor de scholingsgraad van de bevolking. Den Haag: Centraal Planbureau (Interne notitie 1981/IV/23).
- Vermeulen (1996)
M.J.M. Vermeulen. Human capital in the hinterland. Tilburg: Tilburg University Press, 1996.
- Van Vught (1985)
F.A. van Vught. Beter dan Nostradamus en Campanella? Over de wetenschappelijke status van de sociaal-wetenschappelijke toekomstkunde. Assen: Van Gorcum, 1985.
- Walters (1984)
P. Walters. Occupational and labor market effects on secondary and postsecondary educational expansion in the United States: 1922 to 1979. In: *American sociological review* 49 (1984) (659-671).
- Webbink et al. (1993)
H.D. Webbink, U. de Jong, H. Oosterbeek en J. Roeleveld. Verder studeren. Studiekeuzen van scholieren en studenten in 1991. Zoetermeer: ministerie van Onderwijs en Wetenschappen, 1993.
- Whitfield en Wilson (1991)
K. Whitfield en R.A. Wilson. Staying on in full-time education: the educational participation rate of 19-year-olds. In: *Economica* 58 (1991) (391-404).
- Willis en Rosen (1979)
R.J. Willis en H.S. Rosen. Education and self-selection. In: *Journal of Political Economy* 87 (1979) (7-36).
- Windolf (1990)
P. Windolf. Cycles of educational expansion 1870-1985, an international comparison. Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association, Washington D.C., August 1990. Heidelberg: University of Heidelberg, dept. of Sociology, 1990.
- WRR (1988)
Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. Overheid en toekomstonderzoek. Den Haag: Staatsuitgeverij, 1988.

Lijst van afkortingen

AAPE	adjusted absolute percentage error
ACF	autocorrelatiefunctie
APE	absolute percentage error
AR	Autoregressive model
ARI	integrated autoregressive model
ARIMA	Integrated autoregressive and moving average model
avo	algemeen voortgezet onderwijs
AVO	Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek
BiZa	(ministerie van) Binnenlandse Zaken
CBS	Centraal Bureau voor de Statistiek
CPB	Centraal Planbureau
DW	Durbin-Watson-criterium (voor autocorrelatie)
GEKS	Gegevensbestand quartaire sector
HARK	harmonisatie ramingen quartaire sector
havo	hoger algemeen voortgezet onderwijs
IIA	Independence from Irrelevant Alternatives
IMA	integrated moving average model
kmbo	kort middelbaar beroepsonderwijs
Lector	(<i>geen afkorting</i> : ramingsmodel van het ministerie van OC&W)
MA	moving average model
MAPE	mean absolute percentage error
MAAPE	mean adjusted absolute percentage error
mavo	middelbaar algemeen voortgezet onderwijs
mbo	middelbaar beroepsonderwijs
meao	middelbaar economisch en administratief onderwijs
DFD	discounted first difference-methode (gewogen eerste verschillen)
MSKF	multistate Kalman-filter
OC&W	(ministerie van) Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen
O&W	(ministerie van) Onderwijs en Wetenschappen
OLS	ordinary least squares (gewone kleinste-kwadratenmethode)
Rhobos	raming hoger beroepsonderwijs studentenaantallen
SCP	Sociaal en Cultureel Planbureau
SKEM	Skill-extrapolatiemethode
Simplon	simpel onderwijsmodel
Skill	(<i>geen afkorting</i> : ramingsmodel voor de scholingsgraad van de bevolking)
so	speciaal onderwijs
Stuflo	student flow model
TS	Taakgroep studentenramingen
vbo	voorbereidend beroepsonderwijs
vo	voortgezet onderwijs
vso	voortgezet speciaal onderwijs
vwo	voorbereidend wetenschappelijk onderwijs
VWS	(ministerie van) Volksgezondheid, Welzijn en Sport
wo	wetenschappelijk onderwijs
Worsa	wetenschappelijk-onderwijsraming studentenaantallen
WVC	(ministerie van) Welzijn, Volksgezondheid en Cultuur
