



TPEdigitaal
Jaargang 2 nr. 4
December 2008

**Thema: Kinderopvang, fusies,
handel**

In memoriam: Joeri Gorter	
Polderparade 2008	1
<i>Emiel Maasland en Ewa Mendys-Kamphorst</i>	
Aanpassen kinderopvangtoeslag is geen sinecure	7
<i>Henk Nijboer en Maroesjka Versantvoort</i>	
Kinderopvang: waarheen, waarvoor?	27
<i>Egbert Jongen</i>	
Fusietoezicht op Not for Profits	49
<i>Barbara Baarsma</i>	
Flexibele beloning in Nederland	71
<i>Kea Tijdens en Maarten van Klaveren</i>	
De rol van tijdsvoorkeur bij de waardering van gezondheid	92
<i>Arthur Attema</i>	
De vele gezichten van afstand in internationale handelsrelaties	106
<i>Frank van Oort, Martijn Burger en Gert-Jan Linders</i>	
Prestatie-indicatoren van banken langs de meetlat	125
<i>Jaap Bikker</i>	
Jaaroverzicht TPEdigitaal 1(1) - 2(4)	153

TPEdigitaal is een uitgave van de Stichting TPEdigitaal te Amsterdam.
ISSN: 1875-8797

In memoriam: Joeri Gorter

Op donderdag 9 oktober is een verkeersongeluk onze collega-redacteur Joeri Gorter (38) fataal geworden. Joeri wilde op zijn roeifiets van de oostnaar de westkust van de VS reizen. Onderweg naar de Grand Canyon werd dat plan echter wreed verstoord. Een zeer waardevol, creatief en vooral warm en innemend persoon is daarmee uit het leven weggerukt.

Joeri trad begin 2007 toe tot de redactie van TPEdigitaal. Voor ons als redactie lag er op dat moment een grote uitdaging: het opzetten van een nieuw digitaal tijdschrift voor economen. Met zijn enthousiasme, creativiteit en overtuigingskracht heeft Joeri aan deze onderneming een onontbeerlijke bijdrage geleverd, met name aan het opzetten van de website. Joeri wilde dat TPEdigitaal een strak uiterlijk zou krijgen, zonder poespas, maar ook met ruimte voor ideeën buiten de mainstream. Met veel geestdrift wierp hij zich op het organiseren van het themanummer over Brede Welvaart. Juist aan de grenzen van de economische wetenschap, daar waar grotere, beschouwende vragen de plaats innemen van details en conventies, voelde hij zich het meeste thuis.

Zijn veelzijdigheid en het aanstekelijk enthousiasme uitte Joeri niet alleen in zijn werk. Joeri kon volledig opgaan in het spelen van piano en het beoefenen van diverse sporten. De rode draad in zijn leven was dat hij alles met passie deed en daarbij de grenzen van zijn creativiteit en vermogen opzocht. Het is des te triester dat juist één van die passies hem noodlottig is geworden.

Bovenal was Joeri gewoon een warme, leuke jongen. Altijd net iets te laat op redactievergaderingen, getooid met zijn excentrieke roeifiets-outfit en een soort mijnwerkershelm met koplamp erop. Plaatsnemend aan tafel, iedereen met open blik aankijkend, met die voor hem zo typerende mix van milde vriendelijkheid en lichte spot. Het is helaas niet meer.

Wij wensen de familie en vrienden van Joeri heel veel sterkte met het verwerken van dit grote verlies.

De redactie van TPEdigitaal

Polderparade 2008

Emiel Maasland en Ewa Mendys-Kamphorst

Een nieuwe traditie is geboren: De Polderparade in het decembernummer van TPEdigitaal! Rotsvast op plaats één blijft Lans Bovenberg (Universiteit van Tilburg en directeur Netspar). Coen Teulings (directeur CPB) heeft zijn derde plek weten te verdedigen. De Top-5 is verder flink opgeschud: Eric van Damme, Bas Jacobs en Casper van Ewijk doen hun intrede in de bovenste regionen.

Inleiding

De 2008-editie laat de veertig¹ hedendaagse Nederlandse en Belgische economen zien die in de jaren 2002-2006 de meeste citaties hebben gehaald in zeven Nederlandstalige economische tijdschriften (zie 'Telregels').² Naast de Polderparade wordt in dit artikel ook de jaarlijst (de top-20 van een afzonderlijk jaar) van het jaar 2006 vermeld.

Telregels

*Voor de Polderparade worden de citaties van levende Nederlandse en Belgische economen in de volgende Nederlandse tijdschriften geteld: **Economisch Statistische Berichten, De Economist, Financiële en Monetaire Studies, Kwartaalschrift Economie, Tijdschrift voor Openbare Financien, Tijdschrift voor Politieke Economie** en de **Preadviezen** van de Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde. Bij meerdere auteurs krijgt iedere auteur dezelfde fractie van een citatie toebedeeld. Verwijzingen naar artikelen in bundels leveren alleen punten aan de auteurs van de artikelen en niet aan de redacteurs van de bundel. Als er naar de hele bundel*

¹ Op de ECRi-website (<http://media.seor.nl/files/top-100-2008.pdf>) kan een uitgebreide lijst met de top-100 worden bekeken.

² Aangezien het de bedoeling is om een overzicht te geven van de economen die zich actief met de Nederlandse beleidsdiscussie bemoeien, komen alleen nog in leven zijnde economen in aanmerking voor een plaats in de Polderparade. Nobelprijswinnaar Jan Tinbergen (1903-1994) is ondanks zijn totaalscore van 30,50 punten – goed een derde plaats – dan ook niet in de lijst terug te vinden.

wordt verwezen, dan krijgen de redacteurs wel punten. Citaties uit biografische artikelen, zelfcitaties en citaties uit artikelen waarbij de auteursnaam ontbreekt, worden niet meegeteld.

Bovenberg

De eerste plaats wordt evenals in de afgelopen jaren ingenomen door Lans Bovenberg van de Universiteit van Tilburg (zie Tabel 1). Hij heeft zijn voorsprong van ruim 30 punten behouden. Ook op de jaarlijst blijft hij in de top, al heeft hij de eerste plaats aan Eric van Damme moeten afstaan (zie Tabel 2). Bovenbergs citaties zijn in 2006 minder geconcentreerd op het gebied van pensioenen en levensloop dan voorheen; citaties komen nu ook uit zijn publicaties op andere terreinen zoals begrotings- en milieubeleid. Het in 2003 verschenen boek ‘De calculus van het publieke belang’ leverde voor Bovenberg de meeste citaties op. De twee andere auteurs van het boek, Coen Teulings (CPB) en Harry van Dalen (UvT en NIDI), beiden aanwezig in de Polderparade, hebben ook van het succes van het boek geprofiteerd.

De top-5 vernieuwd

De Poldertop-5 is behoorlijk op de schop genomen. Drie van de Poldertop-5 economen hebben het veld moeten ruimen voor nieuwe toppers. Nummer twee op de lijst, Eric van Damme, was de meest geciteerde econoom in 2006 (zie Tabel 2). Vooral zijn publicaties over marktordening werden geciteerd. Niet alleen zijn algemene artikelen over marktordening maar ook zijn artikelen over specifieke markten (zoals water, elektriciteit en mobiele telefonie) en over veilingen bleken van belang voor de beleidsdiscussie in Nederland. Bas Jacobs, een nieuwkomer in de vorige editie van de Polderparade, heeft zich nu naar de derde plaats op kunnen werken. De KVS-Preadviezen uit 2004 over Innovatie blijven citaties opleveren, maar ook Jacobs’ recente werk over de vergrijzing werd veelvuldig geciteerd. De interesse voor de vergrijzing blijkt ook uit de vele citaties die Casper van Ewijk met zijn publicaties daarover heeft gescoord. De citaties van Coen Teulings komen uit zijn werk op verschillende terreinen, zoals ‘De calculus van het publieke belang’, de vergrijzing, de woningmarkt en de economische effecten van verkiezingen. Het blijkt dus dat de top vooral door generalisten wordt ingenomen. Bijna allemaal (uitgezonderd Eric van Damme) hebben zij overigens over de vergrijzing gepubliceerd.

Tabel 1 Polderparade 2008³

		Naam	Huidige werkgever	2002 t/m 2006	2006
1.	(1)	A.L. Bovenberg	UvT/Netspar	63,67	8,92
2.	(6)	E.E.C. van Damme	UvT	32,78	8,95
3.	(8)	B. Jacobs	EUR	28,67	5,17
	(3)	C.N. Teulings	CPB/UvA	28,67	4,83
5.	(9)	C. van Ewijk	CPB/UvA	28,53	8,60
6.	(2)	A.H. Kleinknecht	TU Delft	28,50	2,17
7.	(4)	M.M.G. Fase	emeritus	27,92	2,33
8.	(13)	R.A. de Mooij	CPB/EUR	24,82	7,53
9.	(10)	C.A. de Kam	RuG	21,40	2,83
10.	(5)	F.J.H. Don	EUR	20,33	1,00
11.	(7)	J.W. Oosterwijk	EUR	20,00	4,00
12.	(23)	J.A. Bikker	DNB/UU	19,00	6,00
13.	(17)	J.C. van Ours	UvT	17,67	5,17
14.	(15)	J. de Haan	RuG	17,08	2,83
15.	(14)	J.J.M. Theeuwes	UvA/SEO	16,83	3,58
16.	(16)	H.P. van der Wiel	CPB	16,45	2,78
17.	(20)	H. Oosterbeek	UvA	16,33	2,33
18.	(19)	F.H. Huizinga	CPB	15,50	2,83
19.	(18)	B. van Ark	RuG	15,45	5,03
20.	(16)	J.J. Graafland	UvT	15,33	0,50
	(25)	W.J. Jansen	SZW	15,33	3,00
22.	(-)	H.J.M. ter Rele	CPB	14,95	6,85
23.	(30)	P.T. de Beer	UvA	14,67	7,33
24.	(-)	E.W.M.T. Westerhout	CPB	14,37	6,60
25.	(21)	A.W.A. Boot	UvA	14,33	2,00
26.	(33)	P.J.G. Tang	Tweede Kamer	13,58	3,00
27.	(22)	S.C.W. Eijffinger	UvT/EUR	13,17	3,50
28.	(37)	M.F. Cornet	MinFin	12,33	1,50
	(27)	E.H.M. Ponds	APG/UvT/Netspar	12,33	1,33
30.	(-)	H.P. van Dalen	UvT/NIDI	12,23	3,73
31.	(26)	F.A.G. den Butter	VU	12,00	0,83
	(34)	E. Leuven	UvA/ENSAE	12,00	1,00
	(11)	B. Nooteboom	UvT	12,00	0,00
	(-)	L.G.M. Stevens	SER	12,00	3,00
35.	(-)	A. Klamer	EUR	11,83	3,83
36.	(23)	F.W. Rutten	emeritus	11,00	0,00
37.	(36)	M.A. Allers	RuG	10,95	0,33
38.	(-)	C.C. Koopmans	VenW/VU	10,92	3,08
39.	(30)	P. de Grauwe	KU Leuven	10,83	1,83
40.	(40)	D.P. Broer	UvT/Netspar	10,75	1,00
	(39)	J. van Sinderen	NMa/EUR	10,75	0,25

³ Toelichting: Tussen haakjes staat de plaats in de Polderparade 2007 vermeld.

Net als in de vorige editie zijn de economen van het CPB, UvT en UvA relatief sterk vertegenwoordigd. De positie van de EUR is verbeterd dankzij het doorstomen van Bas Jacobs naar de top-3 en de intrede van Arjo Klamer.

Nieuwkomers

In de Polderparade 2008 staan ten opzichte van 2007 zes nieuwe namen. De meest spectaculaire nieuwkomer is Harry ter Rele: hij komt met stip binnen op plaats 22. Hij heeft zijn binnenkomst vooral te danken aan veel citaties die twee CPB-rapporten over vergrijzing hebben opgeleverd, *Ageing in the Netherlands* (2000) en *Ageing and the Sustainability of Dutch Public Finances* (2006). De andere nieuwe namen in de Polderparade zijn: Ed Westerhout, Harry van Dalen, Leo Stevens, Arjo Klamer en Carl Koopmans. Dat zijn echter niet allemaal echte nieuwkomers: sommigen kwamen in eerdere edities voor en ze komen nu terug na een kortere of langere tijd van afwezigheid. Binnen de lijst zijn Jaap Bikker (DNB/UU) en Maarten Cornet (Financiën) het meest gestegen: respectievelijk van de 23ste naar de 12de plaats en van de 37ste naar de 28ste. Van Bikker werden vooral publicaties over concurrentie in de financiële sector geciteerd en van Maarten Cornet zijn publicaties over innovatie.

Zoals in voetnoot 2 reeds is aangegeven komen in de Polderparade alleen levende economen voor. We willen echter de traditie die we in de vorige editie zijn begonnen voortzetten en de economen bespreken die wel op de lijst hadden gestaan zouden ze niet recentelijk zijn overleden. Martijn van de Ven (CPB) zou 27ste zijn geëindigd als hij niet in augustus 2007 door een tragisch fietsongeluk om het leven zou zijn gekomen. Hij publiceerde voornamelijk over de vergrijzing en het pensioenstelsel. Zijn meeste citaties kwamen uit *Ageing in the Netherlands* (2000).

Jaarlijst 2006

De jaarlijst (Tabel 2) laat de top-20 economen zien die in 2006 de meeste citatiepunten hebben behaald. De eerste drie namen komen ook voor in de top-5 van de Polderparade. De vierde meest geciteerde in 2006, Ruud de Mooij, heeft voornamelijk met publicaties over begrotingsbeleid gescoord terwijl van nummer vijf, Paul de Beer, voornamelijk de publicaties over arbeidsparticipatie en de flexibilisering van de arbeidsmarkt werden geciteerd.

In de vorige editie konden we vermelden dat in 2004 de eerste vrouw (Anneke van der Giezen, SZW) de jaarlijst gehaald heeft. In 2006 is er weer een vrouw op de jaarlijst terug te vinden, namelijk Jacqueline Timmerhuis van het CPB. Van haar werden verschillende publicaties met macro-economische voorspellingen geciteerd, met name in aanloop naar de verkiezingen.

De (veranderingen in de) Polderparade 2008 en de jaarlijst 2006 illustreren de (veranderingen in de) onderwerpen waarover Nederlandse economen in die jaren discussieerden. In 2005 en 2004 waren het pensioenstelsel en technologische vooruitgang de meest besproken onderwerpen. In 2006 waren pensioenen en vergrijzing nog steeds 'hot issues'. De belangstelling voor innovatie, aangewakkerd door de KVS-Preadviesen uit 2004 was iets ingezakt, maar bleef wel bestaan. Aan de andere kant was er relatief veel interesse voor concurrentie en marktordening in specifieke markten, zoals markten voor water, elektriciteit, mobiele telefonie, de woningmarkt en de financiële markten.

Tabel 2 Jaarlijst 2006

	Naam	Huidige werkgever	2006
1.	E.E.C. van Damme	UvT	8,95
2.	A.L. Bovenberg	UvT/Netspar	8,92
3.	C. van Ewijk	CPB/UvA	8,60
4.	R.A. de Mooij	CPB/EUR	7,53
5.	P.T. de Beer	UvA	7,33
6.	H.J.M. ter Rele	CPB	6,85
7.	E.W.M.T. Westerhout	CPB	6,60
8.	J.G.M. Timmerhuis	CPB	6,17
9.	J.A. Bikker	DNB/UU	6,00
10.	J.B.S. Conijn	UvA	5,17
	B. Jacobs	EUR	5,17
	J.C. van Ours	UvT	5,17
	M. van Leuvensteijn	CPB	5,17
14.	B. van Ark	RuG	5,03
15.	B. de Vries	emeritus	5,00
16.	C.N. Teulings	CPB/UvA	4,83
17.	H.A. Keuzenkamp	UvA	4,50
18.	P.M.A. Eichholtz	Universiteit van Maastricht	4,33
19.	W. Derks	Universiteit van Maastricht	4,00
	J.W. Oosterwijk	EUR	4,00
	J.P. Verbruggen	CPB	4,00

Conclusie

Zoals in het artikel bij de Polderparade 2007 was voorspeld blijkt Lans Bovenberg uit Tilburg moeilijk te evenaren. Ook voor de eerstvolgende jaren voorspellen wij dat hij zijn eerste positie zal weten te behouden. Zijn grootste concurrent is micro-econoom Eric van Damme, eveneens uit Tilburg. Van Damme wist met citaties naar zijn vele publicaties over markt-orderingvraagstukken de nummer één positie van de jaarlijst 2006 te behalen. Bas Jacobs, nieuwkomer in de Polderparade 2007, heeft zijn spurt naar boven voortgezet: hij is gestegen van de achtste naar de derde plaats. Beste nieuwkomer is dit jaar CPB'er Harry ter Rele. Naast pensioenen en vergrijzing was er in 2006 relatief veel interesse voor concurrentie en markt-ordering in specifieke markten.

Auteurs

Emiel Maasland (e-mail: emaasland@few.eur.nl) en Ewa Mendys-Kamphorst (e-mail: mendys@few.eur.nl) zijn als onderzoeker verbonden aan SEOR bv en het Erasmus Competition and Regulation Institute (ECRI) in Rotterdam. Zij danken Susan Li voor het invoeren van de benodigde gegevens.

Literatuur

- Bovenberg, A.L., C.N. Teulings en H.P. van Dalen, 2003, De calculus van het publieke belang. Kenniscentrum voor Orderingsvraagstukken, Ministerie van Economische Zaken, Den Haag.
- Ewijk, C. van, D.A.G. Draper, H.J.M. ter Rele en E.W.M.T. Westerhout, 2006, Ageing and the Sustainability of Dutch Public Finances, CPB Bijzondere Publicatie 61, CPB, Den Haag.
- Ewijk, C. van, B.J. Kuipers, H.J.M. ter Rele, M.E.A.J. van de Ven en E.W.M.T. Westerhout, 2000, Ageing in the Netherlands, CPB Bijzondere Publicatie 25, CPB, Den Haag.
- Jacobs, B. en J.J.M. Theeuwes (eds.), 2004, Innovatie in Nederland; De markt draait en de overheid faalt. Preadviezen van de Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde 2004, Utrecht: Lemma.

Aanpassen kinderopvangtoeslag is geen sinecure

Henk Nijboer en Maroesjka Versantvoort

Een belangrijk doel van overheidsfinanciering van kinderopvang is het stimuleren van de arbeidsparticipatie. De Commissie Arbeidsparticipatie komt met het advies om de kinderopvangtoeslag afhankelijk te maken van het inkomen van de meest verdienende partner om de arbeidsparticipatie (van vrouwen) te bevorderen. We zetten de effecten van dit voorstel af tegen het huidige systeem, met het gezamenlijke inkomen als uitgangspunt, en een systeem dat de toeslag baseert op het inkomen van de minst verdienende partner. Het voorstel om de kinderopvangtoeslag afhankelijk te maken van het inkomen van de meest verdienende partner zal naar verwachting gepaard gaan met (ongewenste) neveneffecten op arbeidsparticipatie, inkomensverdeling en emancipatie.

1 Inleiding

De afgelopen jaren is beleid gericht op het aantrekkelijker maken van formele kinderopvang geïntensiveerd. Leidende maatschappelijke doeleinden daarbij betreffen het faciliteren van de combinatie arbeid en zorg en het verhogen van de arbeidsparticipatie en (daarmee de) economische zelfstandigheid van vrouwen. Teneinde deze doelstellingen te verwezenlijken is de tegemoetkoming in de kosten van de kinderopvang voor ouders aan het begin van de huidige kabinetsperiode substantieel verhoogd. Deze ouderbijdrage is echter onderwerp van maatschappelijke discussie gebleken. Zo heeft het kabinet recentelijk aangegeven dat de gedane investeringen in kinderopvang en het rendement 'uit elkaar zijn gaan lopen' (Tweede Kamer 2008a). Staatssecretaris Dijkzema heeft daarop in juni 2008 bezuinigingsvoorstellen gedaan om 'het kinderopvangstelsel op de lange termijn toegankelijk te houden.' Ook de Commissie Arbeidsparticipatie (2008) stelt wijzigingen in het kinderopvangstelsel voor. De kinderopvangtoeslag

moet gebaseerd worden op de meest verdienende partner om de participatie van minst verdienende partners te stimuleren. Deze redenering volgt uit de constatering dat het arbeidsaanbod van minst verdienende partners – vaak vrouwen – relatief prijselastisch is. Het kabinet heeft in een reactie aangegeven dat zij voornemens is om de regeling kinderopvang naar structuur en grondslag te herzien, waarbij het commissievoorstel als vertrekpunt zal worden genomen (Kabinetsreactie 2008).

Dit paper beoogt op basis van data van het CBS-Inkomenspanel een analyse te maken van de prikkels die uitgaan van budgetneutrale hervorming van de kinderopvangtoeslag. Daarnaast analyseren we welke neven-effecten verwacht kunnen worden ten aanzien van de inkomensverdeling en de emancipatie.

De opzet van het paper is als volgt. In de volgende sectie schetsen we de recente ontwikkelingen in het beleid omtrent kinderopvang. Daarna wordt een uiteenzetting gegeven van (theoretische) argumenten voor en tegen overheidssubsidies op kinderopvang. Vervolgens wordt ingegaan op de consequenties van het voorstel van de Commissie Arbeidsparticipatie. Daartoe wordt een uiteenzetting gegeven van het huidige systeem van kinderopvangtoeslagbepaling, een systeem waarbij de kinderopvangtoeslag gebaseerd wordt op het inkomen van de meest verdienende partner en een alternatief waarbij de toeslag gebaseerd wordt op het inkomen van de minst verdienende partner. De gevolgen van deze twee alternatieven worden afgezet tegen de huidige situatie. Het paper besluit met een discussie en een conclusie.

2 Beleidsontwikkelingen

De afgelopen jaren is de tegemoetkoming in de kosten voor kinderopvang regelmatig gewijzigd. Tegelijkertijd stegen de totale kosten. Verschuivingen traden op in zowel de verdeling van de kosten tussen werkgevers, werknemers en de overheid als in de hoeveelheid geconsumeerde (formele) kinderopvang. Voor de invoering van de Wet Kinderopvang per 1 januari 2005 was er geen eenduidige financieringsstructuur. De financiering was onder andere afhankelijk van het soort (particulier, werkgevers of door de gemeente gesubsidieerde) plaats (Plantenga e.a. 2005). Met de Wet Kinderopvang is een heldere financieringssystematiek geïntroduceerd. Werkgevers dragen een derde (elk een zesde) van de kosten, ouders dragen bij naar draagkracht en het resterende deel komt voor rekening van de overheid. De werkgeversbijdrage (een derde) is per 2007 verplicht gesteld in de vorm van een verhoogde werkloosheidspremie. De overheid betaalt

deze werkgeversbijdrage uit, samen met het inkomensafhankelijke deel van de tegemoetkoming in de kosten voor kinderopvang.

Kinderopvang goedkoper. Voor ouders is de bijdrage aan de kinderopvangkosten door diverse beleidswijzigingen in de afgelopen jaren gemiddeld ongeveer gehalveerd (Tabel 1). Zowel in 2006 als in 2007 trok het kabinet meer geld uit voor de kinderopvang. In 2006 is de ouderbijdrage voor de hogere en middeninkomens verlaagd. Deze exercitie is herhaald in 2007. Onderdeel van het verlagen van de bijdrage van de hogere inkomens in 2007 was het verhogen van het maximale gezamenlijke bruto inkomen van 97.000 naar 130.000 euro om in aanmerking te komen voor de toeslag voor het eerste kind. Deze wijziging leidde tot een substantiële stijging van de collectieve bijdragen (CPB 2008a).

Tabel 1 Verdeling kosten formele opvang (in procenten)

	2005	2006	2007
Overheid	42	48	52
Werkgevers	21	22	29
Ouders	37	30	19

Bron: CPB (2007a).

De hogere overheidsbijdragen leidden mede tot een grote groei van het aantal kinderopvang-kinderen, waarvoor kinderopvangtoeslag werd uitgekeerd. In de periode 2005-2007 bedroeg deze groei 49 procent (Tabel 2).

Tabel 2 Aantal kinderen (in duizendtallen) met kinderopvangtoeslag 2005-2007

	2005	2006	2007	Groeipercentage 2005-2007
Dagopvang	224	233	283	26
Buitenschoolse opvang	121	134	176	45
Gastouderopvang	30	46	98	227
Totaal	375	413	557	49

Bron: Tweede Kamer (2008b).

Het is niet aannemelijk dat deze groei grotendeels verklaard kan worden uit de groei van de arbeidsparticipatie van vrouwen of een daling van de wachtlijsten (CPB 2008a). Het CPB beargumenteert dat een tweetal incidentele factoren voornamelijk ten grondslag ligt aan deze groei. Ten eerste kunnen ook hogere inkomens door de uitgerekte tabel sinds 2007 aanspraak maken op kinderopvangtoeslag. De tweede factor betreft het formaliseren van het gebruik door substitutie van informele naar formele kinder-

opvang. Het aantal kinderen dat gesubsidieerde opvang bij gastouders geniet, is bijvoorbeeld enorm gestegen (zie Tabel 2). Vooral voor lagere inkomens (zowel van ouders als van gastouders) is het aanvragen van kinderopvangtoeslag voor gastouderopvang aantrekkelijk. Lagere inkomens hebben immers recht op een relatief hoge overheidsbijdrage, terwijl gastouders met een lager inkomen een relatief laag marginaal belastingtarief kennen. Geconcludeerd moet worden dat de toename van de overheidsbijdragen in 2006 en 2007 voor het grootste deel naar het financieren en formaliseren van reeds bestaande kinderopvangvoorzieningen is gegaan en slechts in kleinere mate het gevolg is van een toegenomen arbeidsparticipatie (CPB 2008a).

Wanneer wordt gekeken naar de totale kosten van kinderopvang dan lopen deze op van 1,6 miljard euro in 2005 naar 2,1 miljard in 2007 en 2,4 miljard in 2008 (CPB 2007a; Ministerie van Financiën, 2008). Dit is de laatste twee jaren aanzienlijk meer dan begroot. In de periode 2007-2011 stelt het kabinet ongeveer 1,6 miljard euro beschikbaar om deze overschrijding te overbruggen. Omdat het kabinet besloot de aanvullende dekking van tijdelijke aard te laten zijn, stelde staatssecretaris Dijkzema beleidswijzigingen voor. Bij brief van 20 juni 2008 zijn de contouren hiervan geschetst. Dijkzema is voornemens de overheidsuitgaven met 765 miljoen per jaar minder te laten stijgen ten opzichte van het voortzetten van de huidige situatie. 457 miljoen wordt gevonden door de toeslag en het maximum aantal uren voor het opvangen door gastouders te verlagen, de indexatie van de maximumuurprijzen te bevriezen en door de declaratie van niet opgenomen uren te reduceren. De resterende 308 miljoen komt door verlaging van de tegemoetkoming aan ouders. Werden in voorgaande jaren de hogere en middeninkomens juist tegemoetgekomen, vanaf 2009 dienen zij zowel absoluut als relatief meer bij te dragen in de voornemens van de staatssecretaris.

3 De rol van de overheid bij het subsidiëren van kinderopvang

In beginsel is de rol van de overheid beperkt als het gaat om het subsidiëren van consumptie. Mensen kunnen op de markt goederen en diensten aanschaffen tegen de geldende prijzen en maken zo de afweging of de verwachte baten voldoende opwegen tegen de kosten. Theoretisch zijn echter de volgende argumenten aan te voeren voor subsidiëring van kinderopvang: 1) het reduceren van een onevenredig hoge marginale druk op arbeid; 2) de aanwezigheid van kredietrestricties en 3) emancipatiedoel-

einden (Plantenga 2006). Ook de afwezigheid van betaalbare kinderopvang (een imperfecte markt) kan een reden voor overheidsingrepen zijn.

Het reduceren van de marginale druk op arbeid ter bevordering van de arbeidsparticipatie staat in de Nederlandse beleidsdiscussie centraal. Corlett en Hague (1953) geven een theoretische onderbouwing van subsidie op goederen die complementair zijn aan arbeid. Deze auteurs laten zien dat formele arbeid door belasting in verhouding duurder is dan vrije tijd en huishoudproductie. Dit leidt tot economische verstoringen. Een optimale belastingheffing kan worden vormgegeven door goederen die complementair zijn aan vrije tijd te belasten en goederen die complementair zijn aan arbeid te subsidiëren. Kinderopvang is een voorbeeld van het laatste goed.

Als participatieverhoging de doelstelling is, is het optimaal om de marginale druk van de meest elastische groepen te verlagen. Dicou (2008) laat zien dat deze druk voor een deeltijdwerker met partner met twee kinderen onder de 12 uit verschillende inkomenscategorieën veelal boven de 40 procent ligt en dat deze het hoogst is bij de hogere deeltijdfactoren.¹ Evers e.a. (2008) schatten de arbeidselasticiteit van Nederlandse mannen op ongeveer -0,1 en die van vrouwen op -0,5. Vrouwen reageren dus sterker op veranderingen in te verdienen inkomen dan mannen.

De beslissing om te participeren op de arbeidsmarkt kan ingedeeld worden in twee vragen. Ten eerste is er de toetreedbeslissing: het wel of niet deelnemen aan de arbeidsmarkt. Dan is voornamelijk de gemiddelde belastingdruk van een baan van belang: de verstoring aan de extensieve marge. Ten tweede is er de beslissing om het aantal te werken uren uit te breiden (of in te korten). De marginale druk is in dat geval voornamelijk van belang, de zogenaamde verstoring aan de intensieve marge. Evers e.a. (2008) stellen dat de deelnamebeslissing doorgaans gepaard gaat met een hogere elasticiteit dan de beslissing om het aantal uren uit te breiden.

Kredietrestricties zijn voornamelijk van belang bij lagere inkomens. Als ouders niet kunnen lenen tegen toekomstig hoger loon (door meer opbouw van menselijk kapitaal), kan het een probleem zijn om kinderopvang te financieren (Jaumotte 2003). Subsidiering van kinderopvang kan dit probleem verkleinen, maar dat geldt ook voor het alternatief: het opheffen van kapitaalmarktimperfecties.

Emancipatiedoelinden kunnen gelegen zijn in de stimulering van de economische zelfstandigheid van vrouwen. Gesubsidieerde kinderopvang leidt tot een toename van de arbeidsparticipatie van vrouwen en daarmee

¹ Overigens blijkt uit de nieuwsbrief van het CPB (2008b), dat de gemiddelde marginale druk op minstverdienende partners voor een grote groep beduidend lager ligt dan voor de groep werknemers. We richten ons echter op de specifieke groep die te maken heeft met de extra marginale druk, die de kinderopvangtoeslag veroorzaakt.

tot een grotere economische onafhankelijkheid (Versantvoort 2008). Dekker e.a. (2006) merken voorts op dat ook in de herverdelende sfeer met de subsidiëring van kinderopvang doelstellingen kunnen worden bereikt. Zo wordt informele opvang doorgaans geformaliseerd, hetgeen producenten van informele zorg (doorgaans vrouwen) inkomen voor hun werkzaamheden verschaft.

Arbeidselasticiteit en kinderopvang. Het wegnemen van verstoringen op de arbeidsmarkt door het subsidiëren van kinderopvang zou moeten leiden tot een toename van de arbeidsparticipatie. Immers, als het aanbod van arbeid inelastisch is, zullen er geen efficiency argumenten zijn om een lagere lastendruk te bepleiten. Op basis van een overzicht van de empirische literatuur laten Jongen en Van Vuuren (2004) zien dat de arbeidsurenelasticiteit tussen de 0 en -0,32 ligt.² De relatief kleine elasticiteiten kunnen verklaard worden door: substitutie van informele naar formele kinderopvang, de afwezigheid van een verplichte koppeling tussen arbeidsparticipatie en het gebruik van kinderopvang en het gegeven dat kinderopvangkosten een relatief klein deel uit kunnen maken van het inkomen.

Bosch e.a. (2007) schatten op basis van een model, waarin de meest recente informatie over elasticiteiten van vrouwen en de participatie-effecten van kinderopvang zijn verwerkt, dat een verhoging van de overheidssubsidie ten opzichte van de huidige situatie slechts een beperkt arbeidsaanbod-effect oplevert. Eén van de oorzaken is de relatief kleine eigen bijdrage van ouders. Zij betalen in 2007 gemiddeld ongeveer 19 procent van de kosten. Ook het substitueren van informele voor formele opvang neemt toe. De auteurs laten zien dat een halvering van de ouderbijdrage – de kosten van 280 miljoen euro worden gefinancierd door hogere tarieven in de loon- en inkomstenbelasting – een nihil effect heeft op de werkgelegenheid in personen en in uren.³ De auteurs komen dan ook tot de volgende conclusie (p. 68): ‘Kinderopvangsubsidies hebben in het verleden de participatie bevorderd, maar een verdere intensivering ligt vanuit het participatieperspectief niet voor de hand’. Dit laat onverlet dat een meer gerichte vormgeving van de kinderopvangtoeslag tot sterkere participatieprikkels kan leiden. Zo blijkt uit het overzicht van empirische studies door Ooms et al.

² Voor de arbeidselasticiteit in personen vinden zij internationaal geschatte waarden van 0 tot -0,74. Deze zijn minder relevant, omdat de effecten op het aantal uren van al werkende vrouwen niet worden meegenomen (Dekker et al., 2006).

³ Het CPB (2007b, p.6) trekt een vergelijkbare conclusie met betrekking tot volledig collectief gefinancierde kinderopvang: ‘De participatie van partners in personen daalt zelfs. In het model heeft gratis kinderopvang vrijwel geen effect op de beslissing om al dan niet te participeren ten opzichte van het basispad.’

(2003) dat huishoudens met lagere inkomens een grotere elasticiteit kennen ten aanzien van de participatiebeslissing van de vrouw. Jaumotte (2003) concludeert dat kinderopvangsubsidies voornamelijk gericht moeten worden op laaggeschoolde vrouwen, omdat zij de grootste distorties kennen in de arbeidsaanbodbeslissing. Deze inzichten zouden betekenen dat goedkope kinderopvang voor huishoudens in de lagere inkomensgroepen meer effect heeft op de participatiebeslissing dan voor hogere. Aan de andere kant is ook de productiviteit van belang. De participatie van hogere inkomens levert per arbeidsplaats meer productie op dan dat van lagere.

4 Vormgeving kinderopvangtoeslag

In deze sectie vergelijken we het huidige systeem van kinderopvangtoeslagbepaling – waarbij de toeslaghoogte afhankelijk is van het verzamelen van beide partner – met een systeem waarbij de kinderopvangtoeslag gebaseerd wordt op het inkomen van de meest verdienende partner en een systeem waarbij de kinderopvangtoeslag gebaseerd wordt op het inkomen van de minst verdienende partner. We bezien wat de te verwachten consequenties zijn van wijziging van het huidige systeem in beide alternatieven. Daarbij richten we ons op prikkels om te participeren, emancipatie en inkomensverdeling. Ten behoeve van deze analyse stellen we allereerst een aangepaste tabel met ouderbijdragen op.

Aanpassing ouderbijdragetabel. Om de vergelijking met het huidige systeem zo goed mogelijk te maken, trachten we de ouderbijdragen in de twee alternatieve systemen budgetneutraal vorm te geven. Dit doen we door de ouderbijdragentabellen zo aan te passen, dat bij gelijke participatie dezelfde ouderbijdragen gelden. We analyseren dus niet wat de budgettaire consequenties zijn van gedragsreacties die mogelijk volgen uit de voorgestelde wijzigingen, maar laten zien welke prikkels de verschillende groepen krijgen bij het veranderen van de huidige vormgeving. Op basis van geschetste veranderingen in prikkels stellen we verwachtingen op ten aanzien van participatie-effecten voor verschillende groepen.

De basis voor aanpassingen van de ouderbijdragetabel wordt gevormd door gegevens omtrent verdelingen tussen het inkomen van de minst en de meest verdienende partner op huishoudensniveau voor verschillende inkomensgroepen. Deze gegevens (zie bijlage 1) zijn ontleend uit de inkomenspaneldatabase (IPO) van het CBS en betreffen voorlopige cijfers voor 2006. Bijlage 1 geeft aan hoe vaak verschillende combinaties van verzamelinkomens van minst en meest verdienende partner voorkomen bij de

1,2 miljoen huishoudens in Nederland met twee partners en tenminste één kind jonger dan 13 jaar. Op basis van deze data berekenen wij de gemiddelde verhouding tussen het inkomen van de minst en het inkomen van de meest verdienende partner. We zien dat minstverdienende partners gemiddeld 50 procent verdienen van het inkomen van de meest verdienende partner. Gemiddeld hebben paren met minimaal één kind onder de 13 jaar in Nederland een 1/3-2/3 verdeling. Maar deze verdeling is niet voor alle huishoudinkomens gelijk. De verhouding tussen minst en meest verdienende partners blijkt af te lopen naarmate het verzamelinkomen van huishouden toeneemt (Tabel 3). Zo bedraagt het verzamelinkomen van de minst verdienende partner in huishoudens waarbij het totale verzamelinkomen tussen de 20.000 en 40.000 euro ligt, gemiddeld 51 procent van het verzamelinkomen van de meest verdienende partner. Voor inkomens tussen de 80.000 en 100.000 is dit percentage gedaald tot 44 procent en voor inkomens boven de 120.000 euro tot 36 procent. Hogere huishoudinkomens worden dus gekenmerkt door een relatief scheve verdeling van inkomens tussen partners.

Tabel 3 Verhoudingen minst/meest verdienende partner naar huishoudinkomens

Verzamelinkomen huishouden (in euro's)	Inkomensverhouding
0-20.000	0,54
20.000-40.000	0,51
40.000-60.000	0,51
60.000-80.000	0,51
80.000-100.000	0,44
100.000-120.000	0,42
120.000-140.000	0,36
140.000 en meer	0,36
Gewogen gemiddelde	0,50

Bron: eigen berekeningen op basis van CBS-IPO 2006.

Zoals aangegeven, gebruiken we vervolgens de berekende inkomensverhoudingen in Tabel 3 om de ouderbijdragetabel aan te passen. De nieuwe ouderbijdragetabellen op basis van de meest (en minst) verdienende partner worden in bijlage 2 weergegeven. De bedragen in de originele tabel zijn hierin gecorrigeerd aan de hand van de verhouding tussen de inkomens van beide partners voor de verschillende huishoudinkomens; huishoudinkomens tot 20.000 euro worden vermenigvuldigd met 100/154 (respectievelijk 54/154), huishoudinkomens tussen 20.000 en 80.000 euro met 100/151 (51/151), etc. Nu kunnen we op basis van deze nieuwe ouderbijdragetabellen een overzicht geven van de wijzigingen in eigen bijdrage die

gepaard gaan met een wijziging van inkomensgrondslag voor huishoudens met verschillende verzamelinkomens en inkomenssamenstellingen. Middels arceringen worden deze weergegeven in Tabel 4.

Arbeidsparticipatie. Tabel 4 laat zien dat wanneer de toeslaghoogte wordt gebaseerd op het inkomen van de meest verdienende partner, huishoudens met relatief gelijk verdeelde inkomens tussen partners er over de hele linie op vooruit gaan; de ouderbijdrage voor kinderopvang wordt immers lager. Voor deze huishoudens geldt dus dat het aantrekkelijker wordt voor minstverdienende partners om het aantal uren uit te breiden. Tegelijkertijd worden kleine deeltijdbanen onaantrekkelijker. Uit Tabel 4 blijkt bijvoorbeeld dat voor huishoudens met een huishoudinkomen van 60.000 euro de ouderbijdrage voor het eerste kind met meer dan 10 procent toeneemt bij een verdeling van 45.000-15.000 en schever. Behoudens de huishoudens die 140.000 euro en meer verdienen, geldt de hogere bijdrage voor alle huishoudens met een relatief scheve verdeling van inkomsten over partners.⁴ De verstoring aan de extensieve marge wordt hierdoor vergroot (aannemende dat partners die nog niet participeren in relatief kleine banen zullen starten). Dit maakt specialisatie aantrekkelijker: de kostwinner verdient het geld, de partner zorgt voor de kinderen. Het spiegelbeeld geldt voor een systeem dat de kinderopvangtoeslag baseert op het inkomen van de minstverdienende partner. Het accepteren van relatief kleine deeltijdbanen wordt aantrekkelijker, omdat de verstoring aan de extensieve marge wordt verkleind. De participatiebeslissing wordt dus positief beïnvloed. Daartegenover staat dat uitbreiding van de participatie tot op gelijkwaardig niveau van de meest verdienende partner met extra druk gepaard gaat.

Tabel 4 geeft inzicht in de implicaties van grondslagwijziging voor verschillende hoogten en verdeling van huishoudinkomen, maar welke implicaties heeft een grondslagwijziging nu in volumes? Vanwege de systematiek dat de ouderbijdrage voor het eerste kind beduidend hoger en meer variabel is dan die voor het tweede kind, richten we ons bij deze berekening op de consequenties voor de financiering van de kinderopvang van het eerste kind.⁵

⁴ De meest verdienende huishoudens blijven dezelfde (maximale) ouderbijdrage voor het eerste kind betalen (66,7 procent).

⁵ We realiseren ons dat voor een volledige berekening ook de financiering van tweede en volgende kinderen van belang is, maar beperken ons in dit paper tot het eerste kind om op hoofdlijnen gevolgen uiteen te zetten.

Tabel 4 Overzicht ouderbijdragen in huidig systeem en indien op inkomen van minst (I) resp. meest verdienende partner (II), als functie van inkomen⁶

Verzamel-inkomen	Inkomen per part-ner		Huidige ouderbijdrage als % totale kosten		Ouderbijdrage systeem I, % totale kosten		Ouderbijdrage systeem II, % totale kosten	
	Meest	Minst	1ste kind	2de ev ^a	1ste kind ^b	2de ev	1ste kind	2de ev
20.000	10.000	10.000	4.8	3.6	8.3	4	3.5	3.5
	12.500	7.500	4.8	3.6	5.6	3.6	4.8	3.6
	15.000	5.000	4.8	3.6	3.5	3.5	6.1	3.6
	17.500	2.500	4.8	3.6	3.5	3.5	7.4	3.8
40.000	20.000	20.000	12.5	4.7	22.9	6.2	8.8	4.0
	25.000	15.000	12.5	4.7	14.4	5.1	11.6	4.6
	30.000	10.000	12.5	4.7	8.3	4.0	14.6	5.1
	35.000	5.000	12.5	4.7	3.5	3.5	18.5	5.7
60.000	37.500	2.500	12.5	4.7	3.5	3.5	11.5	6.0
	30.000	30.000	22.9	6.2	44.8	9.0	14.6	5.1
	37.500	22.500	22.9	6.2	22.9	6.2	11.5	6.0
	45.000	15.000	22.9	6.2	14.4	5.1	27.3	6.8
	52.500	7.500	22.9	6.2	5.6	3.6	33.1	7.5
80.000	56.250	3.750	22.9	6.2	3.5	3.5	35.6	7.7
	40.000	40.000	34.6	7.7	66.7	9.3	22.9	6.2
	50.000	30.000	34.6	7.7	44.8	9.0	30.2	7.1
	60.000	20.000	34.6	7.7	22.9	6.2	39.0	8.2
	70.000	10.000	34.6	7.7	8.3	4.0	46.2	9.2
100.000	75.000	5.000	34.6	7.7	3.5	3.5	50.6	9.3
	50.000	50.000	46.2	9.2	66.7	9.3	30.2	7.1
	62.500	37.500	46.2	9.2	66.7	9.3	40.5	8.4
	75.000	25.000	46.2	9.2	36.0	7.9	50.6	9.3
	87.500	12.500	46.2	9.2	11.6	4.6	57.9	9.3
	93.750	6.250	46.2	9.2	3.9	3.5	62.3	9.3
120.000	96.875	3.125	46.2	9.2	3.5	3.5	63.7	9.3
	60.000	60.000	57.9	9.3	66.7	9.3	39.0	8.2
	75.000	45.000	57.9	9.3	66.7	9.3	50.6	9.3
	90.000	30.000	57.9	9.3	44.8	9.0	59.4	9.3
	105.000	15.000	57.9	9.3	14.4	5.1	66.7	9.3
	112.500	7.500	57.9	9.3	5.6	3.6	66.7	9.3
140.000	116.250	3.750	57.9	9.3	3.5	3.5	66.7	9.3
	70.000	70.000	66.7	9.3	66.7	9.3	46.2	9.2
	87.500	52.500	66.7	9.3	66.7	9.3	57.9	9.3
	105.000	35.000	66.7	9.3	56.4	9.3	66.7	9.3
	122.500	17.500	66.7	9.3	18.5	5.7	66.7	9.3
	131.250	8.750	66.7	9.3	7.0	3.7	66.7	9.3
	135.625	4.375	66.7	9.3	3.5	3.5	66.7	9.3

⁶ Bron: eigen berekeningen met CBS-IPO (2006). ^a tweede en volgend kind; ^b lichte (donkere) arcering: meer dan 10% lagere (hogere) ouderbijdrage.

Wanneer het inkomen wordt gebaseerd op het inkomen van de meest verdienende partner kunnen we op basis van de inkomenspaneldata een grove inschatting maken van het percentage huishoudens dat ceteris paribus meer dan 10 procent extra zou moeten bijdragen.⁷ Dat blijkt om ongeveer 45 procent van de huishoudens te gaan. In een aantal gevallen loopt de extra bijdrage op tot boven de 30 procent. Ter illustratie: een huishouden met de inkomensverdeling 70.000-10.000 euro dat tegen het (maximaal) te vergoeden tarief voor kinderopvang van 6,10 euro één kind drie dagen in de week in de kinderopvang plaatst, kan rekenen op een kostenstijging van ruim 76 euro per maand ten opzichte van de huidige situatie.⁸ Daar staat tegenover dat ongeveer 30 procent van de huishoudens meer dan 10 procent minder hoeft bij te dragen. Werken met gebruik van kinderopvang wordt voor hen aantrekkelijker. De afname in de eigen bijdrage kan oplopen tot 50 procent (bij een inkomen van 37.500-22.500 euro) en is in dat geval een forse participatiestimulans.⁹ Voor het andere kwart blijft de ouderbijdrage voor het eerste kind binnen de 10-procent bandbreedte. Samenvattend: onze gegevens duiden erop dat het baseren van de kinderopvangtoeslag op het inkomen van de meest verdienende partner een relatief grote inkomensvoortuitgang geeft aan 30 procent van de huishoudens, waarin het inkomen relatief gelijkmatig verdeeld is. Dit wordt gefinancierd door de 45 procent van de huishoudens met een relatief scheve inkomensverdeling. Overigens moet hierbij wel in acht worden genomen dat wij het gebruik van kinderopvang door de verschillende huishoudtypes in onze analyse buiten beschouwing laten. Wanneer we bijvoorbeeld aannemen dat huishoudens waarbij het verzamelinkomen van de minst verdienende partner lager is dan 5.000 euro (i.e. ruim 170.000 huishoudens) geen gebruik (zullen) maken van kinderopvang en deze daarom buiten beschouwing la-

⁷ Op basis van onze tabel en bijlage 1 kan worden afgeleid hoeveel huishoudinkomens er meer dan 10 procent op voor- en achteruit gaan. We nemen daartoe het gemiddelde van de minst en de meest verdienende partner om de huishoudens toe te delen aan de groepen 'meer dan 10 procent lagere ouderbijdrage', 'binnen de bandbreedte van 10 procent' en 'meer dan 10 procent hogere ouderbijdrage'. Voorbeeld: 79.000 huishoudens hebben een minstverdienende partner met een inkomen tussen 15.001 en 20.000 euro en een meest verdienende partner met een inkomen tussen 20.001 en 30.000 euro. We nemen de gemiddeldes (17.500 en 25.000 euro) en vergelijken het huishoudinkomen (42.500 euro) in de oude tabel met dat van de meestverdienende partner (25.000) in de nieuwe tabel. In de oude situatie was de ouderbijdrage 13,5 procent; in de nieuwe 11,6 procent. De bijdrage wordt dus meer dan 10 procent (>1,35 procentpunt) lager: deze 79.000 huishoudens rekenen wij tot het aandeel van de huishoudens dat er meer dan 10 procent op vooruitgaat.

⁸ De berekening is als volgt. Totale kosten: 3 dagen*8uur*4,5week*6,10= 658,80 euro. Ouderbijdrage was 34,6 procent (227,94 euro) en wordt 46,2 procent (304,37 euro). Een toename van 76,43 euro per maand.

⁹ De ouderbijdrage per maand bedraagt in dit geval voor hetzelfde voorbeeld 75,56 euro in plaats van 150,87 euro.

ten, dan komen de aandelen op een kleine 40 procent (>10 procent minder ouderbijdrage), 30 procent (>10 procent extra ouderbijdrage) en 30 procent (binnen de gestelde bandbreedte) te liggen.

Wanneer het inkomen wordt gebaseerd op het inkomen van de minstverdienende partner gaat ruim 50 procent meer dan 10 procent meer bijdragen aan de kinderopvang van het eerste kind. De verhoging van de ouderbijdrage kan oplopen tot bijna een verdubbeling (bij een 40.000-40.000 euro verdeling). De afname van de ouderbijdrage voor het eerste kind kan eveneens bijzonder hoog zijn. In sommige gevallen zelfs meer dan 90 procent.¹⁰ Een kleine 40 procent van de huishoudens gaat meer dan 10 procent minder betalen. 10 procent van de huishoudens blijft binnen de bandbreedte van 10 procent. Dit wordt ook geïllustreerd in onze tabel. Slechts drie van de in Tabel 4 opgenomen huishoudtypes valt binnen de 10-procent bandbreedte. De kinderopvangtoeslag baseren op het inkomen van de minstverdienende partner gaat dus gepaard met zeer grote veranderingen in de ouderbijdrage. Terwijl sommigen hun bijdrage gedecimeerd zien, moeten anderen meer dan het dubbele betalen. Daarbij wordt de marginale druk op de minstverdienende partner fors verhoogd. Verhoging van het laagste inkomen leidt immers tot een snelle stijging in de tabel. Aan deze variant klemmen zowel grote haken (zeer grote inkomensschokken) als grote ogen (een hoger marginaal tarief voor de minstverdienende partner die kinderopvang consumeert als hij/zij meer wil werken).

Inkomensverdeling. Is het gewenst dat huishoudens met hetzelfde inkomen, dezelfde bijdragen leveren aan de financiering van de kinderopvang, of moet dit afhankelijk zijn van de samenstelling van het inkomen? Een lastige politiek vraag, waarop het antwoord – zo blijkt uit de fiscale praktijk – de ene keer in het voordeel van een op het huishoudinkomen en de andere keer in het voordeel van een op het individueel inkomen gefundeerd stelsel wordt beslecht.

Het huidige systeem heeft als inkomenspolitiek uitgangspunt dat huishoudens met hetzelfde inkomen, dezelfde bijdrage betalen aan de kinderopvang. Als de grondslag wordt veranderd, betekent dat een andere verdeling van de kosten over huishoudens. Hier staat tegenover dat de marginale druk veroorzaakt voor partners ongelijk verdeeld is. Immers bij eenzelfde tweede inkomen, houdt een huishouden minder toeslag over naarmate het eerste inkomen hoger is. De vraag kan worden opgeworpen in hoeverre dat als rechtvaardig wordt beschouwd. De bestaande inkomensverdeling kan

¹⁰ Zie bijvoorbeeld een huishouden met de inkomensverdeling 112.500-7.500 euro. De bijdrage daalt dan voor onze standaardsituatie (1 kind, drie dagen in de week, 8 uur per dag a 6,10 euro) van 381,45 naar 36,89 euro.

behoorlijk worden aangetast, zo blijkt uit Tabel 4. Zo zullen sommige huishoudens meer dan 30 procent extra ouderbijdragen moeten opbrengen bij een systeem waarbij de toeslaghoogte gebaseerd wordt op het inkomen van de meest verdienende partner. De aloude discussie over het geïndividualiseerd belastingstelsel keert ook hier weer terug. Dienen gelijke huishoudinkomens een gelijke bijdrage te leveren in de kosten van kinderopvang of dient eenzelfde inkomen eenzelfde marginale druk te ervaren?

Emancipatie. Het kabinet stelt dat participatie en inkomen evenwichtiger verdeeld dienen te worden over mannen en vrouwen (Emancipatienota 2008, blz. 33-34). Wanneer de toeslaghoogte wordt gebaseerd op het inkomen van de meest verdienende partner gaan de huishoudens met relatief gelijk verdeelde inkomens er over de hele linie op vooruit; bij gelijke participatie is de ouderbijdrage voor kinderopvang lager. Een evenwichtiger inkomensverdeling tussen partners wordt dus aantrekkelijker. Tegelijkertijd worden kleine deeltijdbanen onaantrekkelijker. Aannemende dat partners die nog niet participeren in relatief kleine banen zullen starten, is er sprake van een vergroting van de verstoring aan de extensieve marge. Dit maakt specialisatie aantrekkelijk. Naarmate meer minst verdienende partners (in casu meestal vrouwen) besluiten tot non-participatie, leidt dit vanzelfsprekend niet tot een meer evenwichtige inkomensverdeling tussen mannen en vrouwen noch tot meer economische zelfstandigheid van vrouwen. Het spiegelbeeld geldt voor een systeem dat is gebaseerd op het inkomen van de minst verdienende partner. Het accepteren van relatief kleine deeltijdbanen wordt aantrekkelijker, omdat de verstoring aan de extensieve marge wordt verkleind. De participatiebeslissing wordt dus positief beïnvloed. Daartegenover staat dat uitbreiding van de participatie tot op gelijkwaardig niveau van de meest verdienende partner met extra druk gepaard gaat. Dit is contrair aan de kabinetsdoelstelling om mensen met kleine deeltijdbanen te stimuleren meer uren te gaan werken, zie ook de doelstelling van de Taskforce deeltijdplus.

5 Discussie

Bovenstaande analyse veronderstelt constant gebruik van kinderopvang door verschillende groepen huishoudens. Het laat de huidige variatie in gebruik tussen verschillende huishoudens buiten beschouwing, maar geeft aan welke wijziging in prikkels plaats zal vinden voor verschillende groepen huishoudens bij verschillende wijzigingen van grondslag van kinderopvangtoeslag. Een nadere analyse waarin ook het huidige gebruik van kin-

deropvang door verschillende huishoudens in beschouwing wordt genomen, zal preciezer aan kunnen geven wat de - korte termijn - inkomensveranderingen zijn voor verschillende huishoudens bij grondslagwijziging. Echter, de uiteenzetting van wijziging van prikkels en groepen die daarmee geconfronteerd zullen worden, blijft hetzelfde.

Verder kan gesteld worden dat er meer in de wereld is dan elasticiteiten alleen. Zoals we zagen zijn weliswaar de arbeidsaanbodelasticiteiten van vrouwen relatief groot, de kinderopvangelasticiteiten zijn beperkt. Keuzekamp en Portegijs (2006) tonen de resultaten van een enquête, waaruit blijkt dat goedkopere kinderopvang beperkt (7 procent voor de hele groep deeltijders en 17 procent voor de ouders met kinderen jonger dan 6 jaar) wordt genoemd als voorwaarde voor deeltijders om meer uren te gaan werken. Door de gehele groep deeltijders zijn meer genoemd 'zelf de werktijden kunnen bepalen' en 'thuis kunnen werken' (respectievelijk 40 en 22 procent). Wellicht zijn andere kenmerken van kinderopvang van meer importantie voor de arbeidsdeelname dan de prijs. In het verleden was bijvoorbeeld het aanbod een probleem: er waren wachtlijsten voor kinderopvangplaatsen (CPB 2008a). Het bieden van subsidies aan ouders is dan geen adequate strategie om de arbeidsparticipatie te vergroten. Ook de (perceptie van de) kwaliteit van kinderopvangvoorzieningen is relevant. Is de veronderstelling dat via vraaggestuurde financiering en de instelling van ouderinspraakorganen de kwaliteit gewaarborgd blijft bijvoorbeeld houdbaar? Daarnaast zijn de maatschappelijke opvattingen over het uitbesteden van de zorg voor kinderen van belang (zie bijvoorbeeld Van Oploo e.a. 2008).

Tenslotte rijst de vraag of een nieuwe hervorming zal leiden tot een optimale besluitvorming van huishoudens. De voortdurende beleidswijzigingen in de afgelopen jaren maken het voor gezinnen moeilijk om weloverwogen beslissingen omtrent zorgen, werken en vrije tijd te nemen (Nijboer 2008).

6 Conclusie

Om de participatie van Nederlandse vrouwen in uren te laten stijgen, stelt de Commissie Arbeidsparticipatie onder meer voor de hoogte van de kinderopvangtoeslag te baseren op het inkomen van de meest verdienende partner. De verwachting is dat het daarmee voor meer vrouwen loont meer uren te gaan werken. Het is volgens onze analyses echter niet op voorhand aannemelijk dat een dergelijke wijziging leidt tot een groei van de totale participatie. Uit onze analyses blijkt dat voor ongeveer 30 procent van de

doelgroep, voornamelijk huishoudens met een relatief gelijkmatige verdeling van inkomens tussen partners, kinderopvang meer dan 10 procent goedkoper zou worden. De stimulans om werk en inkomen gelijk te verdelen tussen partners past bij de ambitie van het kabinet om werk ‘eerlijker’ tussen mannen en vrouwen te verdelen. Anderzijds leidt de voorgestelde hervorming tot negatieve participatieprikkels voor 45 procent van de populatie. Huishoudens, waarbij het inkomen relatief ongelijk verdeeld is, worden geconfronteerd met hogere ouderbijdragen. Participatie wordt in dat geval minder aantrekkelijk, juist voor de minst verdienende partner. Dit laatste effect staat haaks op de ambitie van het kabinet om vrouwen meer economisch zelfstandig te laten zijn. Los van het gebruik van kinderopvang zullen gegeven de huidige samenstelling van het arbeidsaanbod van huishoudens met tenminste één kind jonger dan 13 jaar, meer huishoudens met een hogere eigen bijdrage geconfronteerd worden dan met een lagere als de kinderopvangtoeslag uitgaande van dit voorstel budgettair neutraal wordt hervormd. De alternatieven – de status quo en het baseren van de toeslag op het inkomen van de minst verdienende partner – kennen eveneens voor- en nadelen. Het baseren van de kinderopvangtoeslag op het inkomen van de minst verdienende partner brengt grote kostenveranderingen voor vrijwel alle huishoudens met zich mee. Bovendien wordt de marginale druk – door de sneller stijgende eigen ouderbijdrage – om deeltijdbanen te vergroten, verhoogd. Deze hervorming lijkt daarom minder aantrekkelijk. Echter, ook met het baseren van de kinderopvangtoeslag op het inkomen van de meest verdienende partner lijken de doelstellingen te komen tot bevordering van arbeidsparticipatie en emancipatie niet zonder meer te kunnen worden gerealiseerd.

Auteurs

Henk Nijboer en Maroesjka Versantvoort (e-mail: M.C.Versantvoort@LAW.leidenuniv.nl) zijn verbonden aan het project ‘Hervorming Sociale Zekerheid’ van de Universiteit Leiden als respectievelijk promovendus en onderzoeker. Wij danken Olaf van Vliet, Koen Caminada en twee anonieme referenten voor nuttig commentaar.

Literatuur

- Bosch, N., E. Jongen, R. de Mooij en D. van Vuuren, 2007, Fiscaal beleid en arbeidsparticipatie, in C.L.J. Caminada, A.M. Haberham, J.H. Hoogteijling en H. Vording (eds), *Belasting met Beleid*, 61-73, SdU Uitgevers, Den Haag.
- Centraal Bureau voor de Statistiek, 2008, *Inkomenspanelonderzoek 2006 (voorlopige cijfers)*, CBS, Voorburg.
- Commissie Arbeidsparticipatie, 2008, *Naar een toekomst die werkt*, advies Commissie Arbeidsparticipatie, Commissie Arbeidsparticipatie, Rotterdam.
- Corlett, W.J. and D.C. Hague, 1953, Complementarity and the excess burden of taxation, *Review of Economic Studies*, vol. 21(1): 21-30.
- CPB, 2007a, *Macro Economisch Verkenning 2007*, CPB, Den Haag.
- CPB, 2007b, Een analyse van maatregelen gericht op de arbeidsparticipatie van vrouwen, 17 januari 2007, CPB Notitie, CPB, Den Haag.
- CPB, 2008a, Een analyse van de groei van de formele kinderopvang in het recente verleden en in de nabije toekomst, 14 mei 2008, CPB Notitie, CPB, Den Haag.
- CPB, 2008b, *CPB Nieuwsbrief*, nr. 3:2-3, CPB, Den Haag.
- Dekker P., S. Ederveen, H. de Groot, A. van der Horst, A. Lejour, B. Straathof, H. Vinken en C. Wenekers, 2006, *Divers Europa, De Europese Unie in de publieke opinie & Verscheidenheid in cultuur, economie en beleid*, Europese Verkenning 4, Bijlage bij Staat van de Europese Unie 2007, SCP en CPB, Den Haag.
- Dicou, D., 2008, Kinderopvang drempel voor arbeidsparticipatie, *ESB*, vol. 93(4543): 556-558.
- Emancipatienota, 2008, *Meer kansen voor vrouwen*, Emancipatiebeleid 2008-2011, Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, Den Haag.
- Evers, M., R. de Mooij en D. van Vuuren, 2008, The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates, *De Economist*, vol. 156(1): 25-43.
- Jaumotte, F., 2003, Labour force participation of women: empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries, *OECD Economic Studies*, vol. 37(2): 51-108.
- Jongen, E. en D. van Vuuren, 2004, Kinderopvang, verlofregelingen en arbeidsparticipatie, *Tijdschrift voor Politieke Economie*, vol. 25(4): 83-118.
- Kabinetsreactie, 2008, Kabinetsreactie op hoofdlijnen op het rapport van de Commissie Arbeidsparticipatie, zie <http://www.pleinplus.nl/algemeen/toon-bijlage.asp?id=5385>.
- Keuzekamp, S. en W. Portegijs, 2006, Willen vrouwen wel meer werken?, *Altijd een antwoord*, SCP Nieuwjaarsuitgave 2006, SCP, Den Haag.
- Ministerie van Financiën, Voorjaarsnota 2008, Kamerstuk BZ 2008-00362, Ministerie van Financiën, Den Haag.
- Nijboer, H., 2008, Roulette bij toeslagen moet stoppen, *Het Financieele Dagblad*, 5 juni 2008.
- Ooms, I., I. Groot, E. Eggink, L. Janssens en J. van Seters, 2003, Landelijk ramingsmodel kinderopvang 2002-2010, SCP en SEO, Den Haag.

- Plantenga, J., 2006, Arbeidsmarktparticipatie en de kosten en baten van kinderopvang, *ESB*, vol. 91(4492): 402-404.
- Plantenga, J., Y. Wever, B. Rijkers en P. de Haan, 2005, Arbeidsmarktparticipatie en de kosten van kinderopvang, *ESB*, vol. 90(4455): 115-117.
- Tweede Kamer, 2008a, Antwoorden staatssecretaris Dijkema op kamervragen Hamming-Bluemink, Kamerstuk PO/KOV/14728, Tweede Kamer, Den Haag.
- Tweede Kamer, 2008b, Meerjarenperspectief Kinderopvang, Kamerstuk PO/KOV/22667, 20 juni 2008, Tweede Kamer, Den Haag.
- Van Oploo, M., A. van Velzen, C. van der Werf en M. Engelen, 2008, Groei van kinderopvang, een onderzoek naar de oorzaken, Research voor Beleid, Zoetermeer.
- Versantvoort, M., 2008, Streven naar het Scandinavische model? Effecten van ouderschapsverlof op de arbeidsmarktpositie van vrouwen, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, vol. 24(2): 189-207.

Bijlage 1 Inkomensverdeling van paren met kinderen jonger dan 13 jaar naar klassen van het verzamelinkomen minstverdienende (I) en klassen verzamelinkomen meestverdienende (II) partner, 2006 (voorlopige cijfers), x 1000

Inkomen partner I	Inkomen partner II																Totaal
	Geen inkomen	<1001	10001- 20000	20001- 30000	30001- 40000	40001- 50000	50001- 60000	60001- 70000	70001- 80000	80001- 90000	90001- 100000	100001- 110000	110001- 120000	120001- 130000	130001- en meer	Totaal	
Geen inkomen	2	11	28	52	44	23	14	9	6	4	3	2	1	1	6	206	
Minder 2501	5	18	20	24	19	10	6	4	2	1	1	1	1	0	1	112	
2501 - 5000	.	6	12	15	14	7	3	2	1	1	1	0	0	0	1	61	
5001 - 10000	.	17	31	45	35	16	8	5	2	2	1	1	1	1	2	166	
10001 - 15000	.	.	44	63	47	23	11	5	3	2	1	1	1	0	1	204	
15001 - 20000	.	.	27	79	46	21	11	6	3	2	1	1	1	0	1	198	
20001 - 25000	.	.	.	47	34	17	9	5	3	2	1	1	1	0	1	118	
25001 - 30000	.	.	.	11	26	11	6	3	2	1	1	0	0	0	1	63	
30001 - 40000	19	17	7	4	2	2	1	1	0	0	1	56	
40001 - 50000	5	5	2	2	1	1	0	0	0	1	17	
50001 - 60000	2	2	1	1	0	0	0	0	1	8	
60001 - 70000	1	1	0	0	0	0	0	0	3	
70001 - 80000	0	0	0	0	0	0	0	2	
80001 - 90000	0	0	0	0	0	0	1	
90001 - 100000	0	0	0	0	0	1	
100001 - 110000	0	0	0	0	0	
110001 - 120000	0	0	0	0	
120001 - 130000	0	0	0	
130001 en meer	0	0	
Totaal	6	51	163	337	283	150	82	46	28	18	13	9	7	5	18	1217	

Bron: CBS – IPO (2006)

Bijlage 2 Tabel toeslagpercentage uitgaande van verschillende inkomens ter bepaling toeslaghoogte

Verzamelinkomen beide partners (€)		Verzamelink. meest verdienende partner (€)		Verzamelink. minst verdienende partner (€)		Toeslag 1 ^{ste} kind	Toeslag 2 ^{de} ev.
van	t/m	van	t/m	van	t/m		
0	16.925	0	10.990	0	3.854	96,50	96,50
16.926	18.052	10.991	11.722	3.854	4.110	96,10	96,50
18.053	19.178	11.723	12.453	4.111	4.367	95,60	96,50
19.179	20.305	12.454	13.447	4.367	4.542	95,20	96,40
20.306	21.432	13.448	14.193	4.542	4.794	94,80	96,40
21.433	22.558	14.194	14.939	4.794	5.046	94,40	96,40
22.559	23.685	14.940	15.685	5.046	5.298	93,90	96,40
23.686	24.810	15.686	16.430	5.298	5.549	93,50	96,40
24.811	26.023	16.431	17.234	5.550	5.821	93,00	96,30
26.024	27.234	17.234	18.036	5.821	6.092	92,60	96,20
27.235	28.446	18.036	18.838	6.092	6.363	92,10	96,20
28.447	29.657	18.839	19.640	6.363	6.634	91,70	96,00
29.658	30.870	19.641	20.444	6.634	6.905	91,20	96,00
30.871	32.082	20.444	21.246	6.905	7.176	90,70	95,90
32.083	33.293	21.247	22.048	7.176	7.447	90,30	95,80
33.294	34.505	22.049	22.851	7.447	7.718	89,80	95,70
34.506	35.717	22.852	23.654	7.718	7.989	89,40	95,60
35.718	36.929	23.654	24.456	7.989	8.260	88,90	95,50
36.930	38.140	24.457	25.258	8.260	8.531	88,40	95,40
38.141	39.352	25.259	26.061	8.531	8.802	88,00	95,30
39.353	40.565	26.062	26.864	8.802	9.073	87,50	95,30
40.566	41.776	26.865	27.666	9.074	9.344	87,10	95,20
41.777	43.099	27.667	28.542	9.344	9.640	86,50	95,10
43.100	45.633	28.543	30.221	9.640	10.207	85,60	94,90
45.634	48.166	30.221	31.898	10.207	10.774	84,40	94,70
48.167	50.701	31.899	33.577	10.774	11.341	82,90	94,50
50.702	53.234	33.577	35.254	11.341	11.907	81,50	94,30
53.235	55.768	35.255	36.932	11.907	12.474	80,00	94,20
55.769	58.301	36.933	38.610	12.474	13.040	78,50	94,00
58.302	60.836	38.611	40.289	13.041	13.607	77,10	93,80
60.837	63.369	40.289	41.966	13.608	14.174	75,60	93,60
63.370	65.904	41.967	43.645	14.174	14.741	74,20	93,40
65.905	68.437	43.646	45.323	14.741	14.905	72,70	93,20
68.438	70.972	45.323	47.632	14.905	15.664	71,30	93,00
70.973	73.505	47.633	50.003	15.665	15.987	69,80	92,90
73.506	76.039	50.004	52.082	15.988	16.409	68,30	92,70
76.040	78.573	52.082	54.188	16.409	16.817	66,90	92,50
78.574	81.107	54.189	56.324	16.817	17.210	65,40	92,30
81.108	83.640	56.325	58.083	17.210	17.748	64,00	92,10
83.641	86.174	58.084	59.843	17.748	18.285	62,50	91,90
86.175	88.707	59.844	61.602	18.286	18.823	61,00	91,80
88.708	91.241	61.603	63.362	18.823	19.361	59,50	91,60
91.242	93.774	63.363	65.121	19.361	19.898	58,10	91,40

26 Henk Nijboer en Maroesjka Versantvoort

93.775	96.308	65.122	66.881	19.898	20.436	56,70	91,20
96.309	98.841	66.881	68.640	20.436	20.973	55,20	91,00
98.842	101.375	68.640	71.391	20.973	21.467	53,80	90,80
101.376	103.908	71.392	73.175	21.467	21.643	52,30	90,70
103.909	106.442	73.175	74.959	21.643	22.171	50,80	90,70
106.443	108.975	74.960	77.287	22.171	22.474	49,40	90,70
108.976	111.509	77.288	79.649	22.474	22.757	47,90	90,70
111.510	114.042	79.650	82.045	22.757	23.020	46,50	90,70
114.043	116.576	82.045	84.475	23.020	23.261	45,00	90,70
116.577	119.109	84.476	86.941	22.815	23.480	43,60	90,70
119.110	121.643	86.942	89.443	23.481	23.676	42,10	90,70
121.644	124.176	89.444	91.306	23.676	24.169	40,60	90,70
124.177	126.710	91.307	93.169	24.169	24.662	39,20	90,70
126.711	129.243	93.170	95.032	24.663	25.155	37,70	90,70
129.244	131.777	95.032	96.895	25.156	25.649	36,30	90,70
131.778	134.310	96.896	98.757	25.649	26.142	34,80	90,70
134.311	+	98.758	+	26.142	+	33,30	90,70

Bron: eigen berekeningen op basis van ouderbijdragentabel 2008 en gegevens omtrent inkomensverdelingen uit CBS – IPO (2006)

Kinderopvang: waarheen, waarvoor?

Egbert Jongen

De formele kinderopvang in Nederland is de afgelopen jaren stormachtig gegroeid. Het gebruik van en de subsidies voor formele kinderopvang zijn inmiddels vergelijkbaar met Scandinavië. Een macro-economische analyse suggereert dat de recente intensiveringen met name hebben geleid tot het formaliseren van informele opvang. De bijdrage aan andere formele productie is beperkt geweest. Als participatie-instrument lijken kinderopvangsubsidies inmiddels grotendeels uitgewerkt. Een verdere intensivering is wellicht nog te motiveren vanuit het oogpunt van de ontwikkeling van het kind. Een lezing van de literatuur suggereert echter dat we ons wat dat betreft niet rijk moeten rekenen.

1 Inleiding

We gaan terug naar het jaar 2004. George W. Bush wordt voor een tweede termijn gekozen tot president van Amerika en Nederland was internationaal gezien op zijn best een middenmoter wat betreft het gebruik van en subsidies voor formele kinderopvang. Wie had toen kunnen bevroeden dat er in 2008 een Afro-Amerikaan tot president van Amerika zou worden gekozen en dat Nederland internationaal zou doorstoten naar de top wat betreft gebruik van en subsidies voor formele kinderopvang? Beide uitkomsten leken toen waarschijnlijk even onwaarschijnlijk.

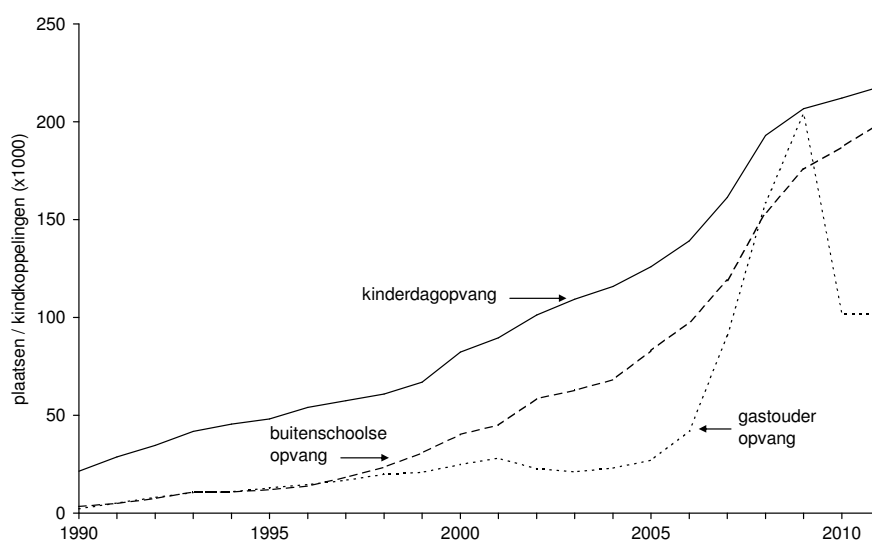
Er is de afgelopen jaren veel veranderd op het gebied van kinderopvang. De overheidsuitgaven aan formele kinderopvang zijn fors gestegen, en ook het gebruik van formele kinderopvang is sterk gegroeid. In dit artikel zoek ik antwoorden op enkele prangende vragen bij de recente ontwikkelingen. Waar komt de recente sterke groei in de formele kinderopvang vandaan en waar gaat dit naartoe? Wat is de bijdrage van de recente intensiveringen aan de arbeidsparticipatie? En wat weten we over het effect van deelname aan formele kinderopvang op de ontwikkeling van kinderen? Deze vragen

komen hieronder successievelijk aan bod. Aan het eind trek ik enkele conclusies.

2 Verleden en toekomst van de formele kinderopvang

Figuur 1 geeft de groei in de formele kinderopvang sinds 1990, en de verwachte groei tot en met 2011 (de middellange termijn). Formele kinderopvang bestaat uit kinderdagopvang (KDV) voor 0-3 jarigen, buitenschoolse opvang (BSO) voor 4-12 jarigen en gastouderopvang (GOO) voor 0-12 jarigen.¹ Hieronder volgt achtereenvolgens een analyse van de periode voor de Wet kinderopvang (1990-2004), de periode sinds de Wet kinderopvang (2005-2007), de middellange termijn (2008-2011), en de lange termijn (>2011).

Figuur 1 Het gebruik van formele kinderopvang in Nederland: 1990-2011 (realisaties 1990-2007, projectie 2008-2011).



Bron: CBS (Statline en diverse jaargangen van het Statistisch Jaarboek), OC&W (persoonlijke communicatie) en eigen berekeningen.

¹ Voor de kinderdagopvang en buitenschoolse opvang rapporteert het CBS het gebruik zowel in deelnemende kinderen als in aantallen plaatsen (het gros van de kinderen wordt in 'deeltijd' opgevangen), voor de gastouderopvang alleen het aantal deelnemende kinderen ('kindkoppelingen').

De periode 1990-2004: gestadige groei. In 1990 waren er ongeveer 25 duizend plaatsen in de KDV. BSO en (formele) GOO kwamen toen bijna niet voor. Vervolgens was er sprake van gestadige groei tot de invoering van de Wet kinderopvang in 2005. Over de periode 1990-2004 groeiden de KDV, de BSO en de GOO gemiddeld met respectievelijk 9%, 18% en 3% per jaar. Daarbij zij opgemerkt dat de GOO zich aan het eind van de periode (2000-2004) leek te stabiliseren.

De volgende factoren hebben vermoedelijk een belangrijke bijdrage geleverd aan de groei in de verschillende vormen van opvang:

- De groei in de vrouwenparticipatie. Over de periode 1994-2004 groeide het arbeidsaanbod (in personen) van vrouwen tussen de 20 en 45 jaar met 1,7% per jaar.
- Een daling van de prijs van formele opvang. Steeds meer ouders konden gebruik maken van een gesubsidieerde gemeente- of bedrijfsplaats.²
- Een daling van de wachtlijsten in de formele opvang. In 1990 stonden er bij een gebruik van 31 duizend voltijdsplaatsen 40 duizend ‘voltijdsplaatsen’ op de wachtlijst, 130% van het gebruik (zie CPB, 1998). In 2002 was dit al gedaald naar rond de 18% voor kinderdagopvang en 14% voor buitenschoolse opvang (zie Ooms e.a. 2003)
- Een verschuiving in de voorkeuren ten faveure van formele kinderopvang (zie Portegijs e.a. 2006). Daarbij kijken ouders wellicht naar de norm in een groep van ‘peers’, waarbij een steeds groter deel van de ‘peers’ gebruik maakt van formele opvang.
- Een toename in het aantal kinderen in de leeftijd 0-12 jaar, in totaal 7% over de periode 1990-2004.

Het is moeilijk om een decompositie te maken van de groei naar deze factoren. Informatie over de groei in bovenstaande factoren in de toekomst kan echter wel behulpzaam zijn bij het bepalen van de ‘trendmatige’ groei in de formele kinderopvang op de middellange en lange termijn.

2005-2007: Groeiversnelling, met name bij gastouderopvang. In 2005 is de Wet kinderopvang ingevoerd. Deze wet bracht uniformiteit in de subsidiëring van kinderopvang, welke vervolgens in 2006 en 2007 met name voor de hogere inkomens³ werd geïntensiveerd. Betaalden ouders in 2005

² Tussen 1994 en 2001 steeg het aantal gesubsidieerde bedrijfsplaatsen volgens het Statistisch Jaarboek van CBS van 25 naar 82 duizend.

³ Deels ter compensatie van de resulterende hogere ouderbijdrage na de invoering van de Wet kinderopvang voor de hogere inkomens, zie Plantenga e.a. (2005).

gemiddeld nog 37% van de kosten, in 2007 was dit gedaald naar 19%.⁴ Hierdoor kreeg de vraag naar formele kinderopvang een extra impuls. De groei in de kinderdagopvang en de buitenschoolse opvang steeg naar gemiddeld 12 respectievelijk 20% per jaar over de periode 2005-2007. Ook de Motie Van Aartsen-Bos, die sinds de zomer van 2007 scholen verplicht buitenschoolse opvang te regelen als ouders daarom vragen, heeft wellicht aan deze groei bijgedragen. De overheidsuitgaven aan KDV en BSO groeiden nog harder door het collectiviseren van de voorheen vrijwillige werkgeversbijdrage in 2007.

Daarnaast zette de Wet kinderopvang de deur open voor een sterke groei in de gastouderopvang, gemiddeld 58% per jaar over de periode 2005-2007 (met 115% in 2007 als absolute uitschieter). Voor de Wet kinderopvang werden alleen de kosten van het gastouderbureau vergoed. Door de Wet kinderopvang kregen ouders een subsidie per uur opvang. Bovendien werd het mogelijk om opvang door familie en bekenden op te voeren als gastouderopvang. Voor veel ouders en gastouders bleek dit (uiteindelijk) een interessante financiële bonus.

2008-2001: Afvlakkende groei KDV en BSO en betrugeling GOO. Data van de Belastingdienst voor de eerste helft van 2008 geven aan dat de formele opvang nog behoorlijk doorgroeit. Een extrapolatie van de recente groei suggereert dat de KDV en de BSO over 2008 zelfs wat harder zullen groeien dan in 2007⁵, terwijl de groei in de GOO afvlakt. Op de middellange termijn is het echter aannemelijk dat de groei terug zal vallen tot onder de trend van 1994-2004, om een aantal redenen:

- De participatie van vrouwen tussen de 20 en 45 jaar zal de komende jaren zowel structureel als conjunctureel veel minder hard groeien dan in het verleden.
- Het aanbod heeft de vraag grotendeels ingehaald, de wachtlijsten zijn sterk gekrompen.⁶
- Het aantal kinderen zal met enkele procenten afnemen. Het aantal kinderen 0-12 jaar zal volgens het CBS tussen 2007 en 2011 met 3% afnemen, en voor 0-3 jaar zelfs met 6%.⁷

⁴ Bron: OC&W (persoonlijke communicatie).

⁵ Verklaringen voor de blijvend hoge groei in 2008 zijn een resterend effect van de prijsverlagingen in 2006 en 2007, en van de Motie Van Aartsen-Bos die in de zomer van 2007 in werking is getreden.

⁶ Uit het eindrapport van de Taskforce Bestrijding Wachtlijsten Buitenschoolse Opvang getiteld "Groeistuipe!" blijkt bijvoorbeeld dat in augustus 2007 20 duizend kinderen op een wachtlijst stonden voor de BSO, bij een gebruik van ruim 215 duizend kinderen, minder dan 10%.

- Door de voorgestelde ombuigingen in de ouderbijdragentabellen voor 2009 zal de ouderbijdrage bovendien juist weer wat gaan stijgen, in tegenstelling tot in het verleden.

De internationale vergelijking hieronder ondersteunt de hypothese dat, in ieder geval bij de KDV, de grootste groei er wel uit is rond 2011. Rekening houdend met een resterende hogere incidentele groei op de korte termijn (waarvan we een inschatting hebben gemaakt op basis van een ‘technische analyse’ van de data uit 2007 en 2008) maar een lagere structurele groei op de middellange termijn (zeg de helft van de jaarlijkse groei over de periode 1994-2004) lijkt respectievelijk 8 en 14 procent groei per jaar voor KDV en BSO voor de periode 2008-2011 reëel. De GOO kan in 2009 nog behoorlijk doorgroeien. Daarbij moet echter bedacht worden dat de meeste ouders-gastouders zich inmiddels wel hebben aangepast aan de fiscale mogelijkheden, zeker na alle aandacht in de pers. Maar in 2010 worden de budgettaire uitgaven naar verwachting gehalveerd, en resteert over de gehele periode 2008-2011 nog een beperkte groei (van zo’n 3 procent per jaar).⁸

Tot slot, hoewel het aannemelijk lijkt dat de groei de komende jaren zal afvlakken om bovengenoemde redenen, is bovenstaande raming voor de verschillende opvangvormen mede gezien de sterke veranderingen in de groei in het recente verleden wel met de nodige onzekerheid omgeven. Incidentele factoren zoals de recente prijsverlagingen voor ouders kunnen samen met de trendmatige groei de sterke groei in de afgelopen jaren verklaren, zie de CPB Notitie “Een analyse van de groei van de formele kinderopvang in het recente verleden en de nabije toekomst” d.d. 14 mei 2008. Maar het is ook denkbaar dat we getuige zijn van een versnelling van de verschuiving van de voorkeuren ten faveure van formele opvang, een versnelling die bijvoorbeeld bij de BSO nog wel even kan doorgaan, waardoor de groei bijvoorbeeld ook hoger uit kan pakken. Daar staat dan weer tegenover dat het macro-economische beeld snel is verslechterd, wat de groei in de participatie en daarmee de vraag naar formele kinderopvang zal drukken. De groei kan, in ieder geval de komende jaren, dus ook lager uitvallen.

⁷ Recentelijk is het aantal geboorten tegen de verwachting in echter weer gestegen, zie het persbericht “Voor het eerst sinds 2000 meer geboorten” d.d. 11 november 2008 van het CBS.

⁸ In Figuur 1 is aangenomen dat de structurele besparing al in 2010 optreedt, de formele gastouderopvang wordt gemakkelijk weer informeel. In Figuur 1 is verder aangenomen dat het aantal kindkoppelingen net als de budgettaire uitgaven aan formele gastouderopvang met ongeveer 50 procent zal dalen.

Internationaal perspectief en de lange termijn. Een internationale vergelijking leert ons waar Nederland stond, staat en zal staan ten opzichte van het buitenland, en geeft bovendien een indicatie van het resterende groeipotentieel. Tabel 1 geeft internationaal vergelijkbare data over een aantal factoren die een rol spelen bij het gebruik van formele kinderopvang. De landen zijn gerangschikt naar deelnamepercentage 0-3 jarigen aan kinderopvang. De buitenschoolse opvang behandel ik apart (hierover is minder bekend).

Denemarken scoort voor 0-3 jarigen qua deelnamepercentage het hoogst, met de andere Scandinavische landen daarachter. Nederland scoorde in 2004 wat betreft deelnamepercentage nog achter alle Scandinavische landen, was in 2007 Finland voorbij en in de buurt van Zweden wanneer we de gastouderopvang niet meetellen, en zal in 2011 Noorwegen gepasseerd zijn. Als we de gastouderopvang meetellen, dan komt Nederlands zelfs boven IJsland en Denemarken uit.⁹ In termen van publieke uitgaven blijft Nederland dan echter nog achter, vanwege het grote aantal vrouwen dat in deeltijd werkt – en in deeltijd opvang gebruikt – en vanwege de relatief jonge leeftijd waarop kinderen in Nederland naar school gaan.

Het gebruik van kinderdagopvang op de ‘lange-termijn’ lijkt daarmee in 2011 wel grotendeels bereikt. De participatiegraad van vrouwen zit in 2011 al dicht bij zijn lange-termijn top, en de deeltijdfactor blijft naar verwachting ongewijzigd (zie Van Vuuren en Euwals 2006). Dit betekent dat er een gat blijft in termen van participatie – en dus kinderopvang – ten opzichte van Scandinavië. Omdat de ouderbijdrage op Scandinavisch niveau is, valt ook hier geen verdere groei van te verwachten, door de ombuigingen gaat zij bovendien weer wat omhoog.

Een onzekere factor is de buitenschoolse opvang. Over het internationale gebruik daarvan is (voorlopig¹⁰) slechts gedateerde sporadische informatie voorhanden. Data voor het midden van de jaren negentig van de vorige eeuw geven aan dat dit een hoge vlucht heeft genomen in Denemarken en Zweden, waar respectievelijk 62 en 64% van de 6-10 jarigen deelnam aan BSO (SCP 2000). De meeste andere landen waarover data worden gerapporteerd, inclusief Finland, kenden een beperkte deelname van rond de 5%. In Nederland ging in 2007 14% (12% exclusief gastouderopvang) van de 4-12 jarigen naar de BSO, en dit zou bij ongewijzigd beleid doorgroeien naar 24% (20% exclusief gastouderopvang) in 2011. Wil het gebruik van

⁹ Daarnaast gaan in Nederland veel kinderen, 31% van 0-3 jarigen in 2006, naar de ‘part-time opvang’ van de peuterspeelzaal.

¹⁰ De OESO komt naar verwachting eind 2008 met internationaal vergelijkbare cijfers over het gebruik van BSO.

de BSO in Nederland na 2011 doorgroeien dan moet er in ieder geval wat veranderen in de voorkeuren van ouders. Een enquête van Portegijs e.a. (2006) geeft aan dat maar 25% van de ouders BSO een goede opvangvorm vindt voor schoolgaande kinderen.

Tabel 1 Deelname aan kinderopvang 0-3 jarigen, en relevante factoren.

	Deelname- percentage 0-3 jarigen in 2004	Participatie- graad moeder kind<17 in 2005	Ouderbijdrage kinderopvang als % familie- inkomen in 2004 ^b	Betaald ver- lof in we- ken loon in 2004 ^c	Aandeel vrouwen in deeltijd in 2004	Leeftijd aanvang leerplicht in 2004
Nederland ^d	65	69	14	16	60	5
-2004	25(26)					
-2007	39(49)					
-2011	54(65)					
Denemarken	62	77	8	49	24	7
IJsland	59	85	20	31	-	-
Noorwegen	44	-	10	52	33	6
Zweden	40	83	8	62	21	7
België	39	60	5	16	34	6
Finland	35	76	9	30	15	7
Frankrijk	26	60	15	58	24	6
Ver. Koninkrijk	26	62	43	13	40	5
Portugal	24	68	6	18	14	-
Spanje	21	52	-	16	17	6
Ierland	15	58	45	15	35	-
Duitsland	9	55	9	25	37	6
Italië	6	48	-	20	29	6
Oostenrijk	4	65	19	38	30	-

^a Bron: OECD Family database, Van IJzerendoorn e.a. (2005) en eigen berekeningen.

Wanneer we het deelnamepercentage van 0-3 jarigen regresseren op de andere variabelen in de tabel voor alle OESO-landen waarvoor we data hebben, dan is alleen de participatiegraad van de moeder met kind significant (positief).

^b Bij een inkomen van 167% van het gemiddelde loon, met twee kinderen voltijds op de opvang.

^c De som van betaald moederschaps-, vaderschaps- en ouderschapsverlof vermenigvuldigd met de respectieve uitkeringsvoeten.

^d Tussen haakjes: inclusief gastoudergezinnen, maar exclusief het aantal kinderen dat naar de peuterspeelzaal gaat, 31% van de 0-3 jarigen in 2006.

Maar ook bij een verschuiving in de voorkeuren ten faveure van formele opvang zal het gebruik van de BSO in Nederland op de lange termijn ver-

moedelijk lager zijn dan in Denemarken en Zweden. Moeders in Nederland blijven naar verwachting voor een groot deel in deeltijd werken, families gebruiken daarom *ceteris paribus* minder BSO dan in Denemarken en Zweden. Bedenk daarbij dat de paar uren opvang na school makkelijker informeel zijn te overbruggen dan een hele dag opvang voor een baby of een peuter.

3 Kinderopvang en arbeidsparticipatie

Een relevante vraag bij de sterke groei in de subsidies voor formele kinderopvang is de mate waarin zij hebben bijgedragen aan een hogere arbeidsparticipatie. Kinderopvangsubsidies zijn in principe een interessante beleidsoptie om het arbeidsaanbod te stimuleren. Kinderopvang is grotendeels complementair met arbeid en een lagere prijs voor kinderopvang stimuleert daarom de arbeidsparticipatie van ouders. Bovendien beïnvloeden de kosten van kinderopvang vaak de participatie van tweede verdieners, meestal een vrouw, en deze reageren relatief sterk op wat zij na aftrek van de kosten van kinderopvang aan loon overhouden (zie Evers e.a. 2008).

Er zitten echter twee adders onder het gras. Ten eerste, de subsidies moeten gefinancierd worden. Dit heeft vaak een negatief effect op de participatie, bijvoorbeeld wanneer de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting verhoogd moeten worden. Ten tweede, kinderopvang bestaat uit formele en informele kinderopvang. Een hogere subsidie voor formele kinderopvang leidt niet alleen tot meer participatie door ouders maar ook tot het vervangen van informele door formele opvang, met slechts een beperkt effect op de participatie.¹¹

Om bovenstaande effecten te illustreren volgt hieronder een analyse van de belangrijkste beleidswijzigingen en -voorstellen sinds de invoering van de Wet kinderopvang in 2005. Meer specifiek behandel ik achtereenvolgens het effect van de wijzigingen in de ouderbijdragentabellen en in de gastouderopvang. De gastouderopvang behandel ik apart omdat de relatie met arbeidsparticipatie vermoedelijk anders is. Na de analyse van de recente wijzigingen en voorstellen van het kabinet besteed ik ook kort aandacht aan enkele recente voorstellen voor de ouderbijdragensystematiek van anderen, zoals het voorstel van de ‘Commissie Bakker’ waarbij het in-

¹¹ Ter illustratie, in 1995 was het aandeel formele kinderopvang in het totaal van formele en informele kinderopvang voor 0-3 jarigen 16% (bron: Groot en Maassen van den Brink 1996), in 2006 was dit reeds 41% (bron: CBS).

komen van de tweede verdiener niet wordt meegenomen bij het bepalen van de ouderbijdrage.

De effecten van de maatregelen zijn gesimuleerd met behulp MIMIC. In MIMIC is de relatie tussen kinderopvang en arbeidsparticipatie expliciet is gemodelleerd.¹² In het model kunnen ouders kiezen hoeveel zij willen werken, en indien nodig of zij gebruik maken van formele of informele opvang. Het model vertaalt in feite een hogere subsidie voor formele kinderopvang in een hoger nettoloon, waarbij in acht wordt genomen dat een deel van de ouders dan bovendien overstapt van informele naar formele opvang. Voor de kalibratie van de arbeidsaanbodelasticiteit is gebruik gemaakt van de meta-analyse van Evers e.a. (2008) en voor de kalibratie van de prijselasticiteit van de formele kinderopvang van de meta-analyse van Ooms e.a. (2003).

Wijzigingen in de ouderbijdragentabellen. In 2005 is de Wet kinderopvang ingevoerd. Deze wet bracht uniformiteit in de subsidiëring van de verschillende vormen van kinderopvang. In 2006 en 2007 is de subsidie vervolgens verhoogd, met name voor de middeninkomens en de hogere inkomens. Figuur 2 geeft de verandering in de ouderbijdrage voor het eerste kind naar gezinsinkomen tussen 2005 en 2007, en na de voorgestelde ombuiging in 2009.¹³ Figuur 2 geeft ook de verdeling van de huishoudens die gebruik maken van opvang via de Wet kinderopvang (per inkomensklasse van 5 duizend euro).¹⁴ Hieruit blijkt dat voor een aanzienlijk deel van de gebruikers de ouderbijdrage flink is gedaald sinds 2005. Gezinnen met een inkomen gelijk aan modaal (30 duizend euro in 2007) en hoger ontvangen ook na de voorgestelde ombuigingen in 2009 nog steeds aanzienlijk meer subsidie dan in 2005.

Macro-economische effecten. Kolom 1 in Tabel 2 geeft de gesimuleerde structurele effecten van de intensiveringen in de ouderbijdragentabellen sinds 2005, waarbij wordt aangenomen dat de budgettaire uitgaven worden gefinancierd door een generieke verhoging van de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting.

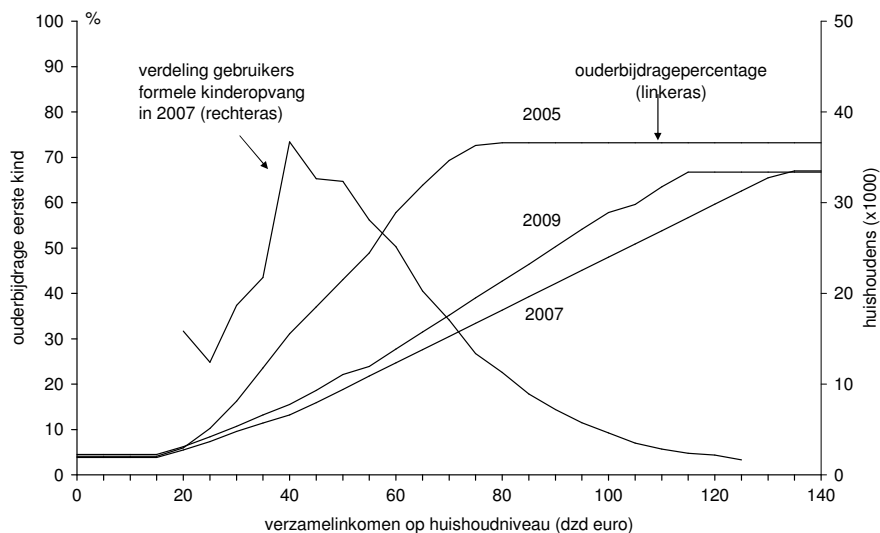
De daling van de ouderbijdrage heeft met name een effect gehad op de markt voor kinderopvang. De daling van de ouderbijdrage met 55% resulteerde in een stijging van het gebruik met 18 procent, voor zowel de

¹² Zie Jongen (2008).

¹³ Daarnaast zijn er nog wijzigingen in de ouderbijdragentabel voor het tweede kind en de maximum uurprijs waarover subsidie kan worden ontvangen.

¹⁴ Voor een indicatie van de koopkrachteffecten naar inkomen voor enkele standaardhuishoudens zie het Speciaal Onderwerp "Kinderopvang" in CPB (2008a).

Figuur 2 Ouderbijdragenpercentage eerste kind en verdeling gebruikers formele kinderopvang, naar inkomen.



Bron: OC&W (persoonlijke communicatie) en eigen berekeningen.

kinderdagopvang als de buitenschoolse opvang. Ongeveer de helft van de stijging in het gebruik komt door een hogere arbeidsparticipatie van ouders, de andere helft is het gevolg van substitutie van formele voor informele kinderopvang.¹⁵

De effecten op de arbeidsparticipatie en productie laten zien dat het voor ouders van jonge kinderen aantrekkelijk wordt om meer te werken. Met name voor tweede verdieners en alleenstaande ouders. Alleenstaanden gaan wat minder werken door de verhoging van de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting. Per saldo resulteert een bescheiden stijging van het arbeidsaanbod in arbeidsjaren van 0,1%. De productie volgt de arbeidsparticipatie in arbeidsjaren en stijgt ook met 0,1%. De intensiveringen in de afgelopen jaren hebben bijgedragen aan een hogere arbeidsparticipatie.

Kolom 2 in Tabel 2 geeft de structurele effecten van de voorgenomen omhoogingen in de ouderbijdragentabellen voor 2009, waarbij de budgettaire besparing is gebruikt om de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verlagen.

¹⁵ Dit is geen aanname maar een modeluitkomst. Zij is het resultaat van o.a. de aannames voor de arbeidsaanbodelasticiteit en de prijselasticiteit van de formele kinderopvang.

Tabel 2 Structurele effecten wijzigingen ouderbijdrage^a

	Intensiveringen 2006 – 2007 ^b	Ombuigingen 2009 ^c
	procentuele mutaties	
Kinderdagopvang		
Prijs voor ouders	– 55	29
Gebruik	18	– 5
- door mutatie arbeidsparticipatie (aandeel)	43%	43%
- substitutie informeel–formeel (aandeel)	57%	57%
Buitenschoolse opvang		
Prijs voor ouders	– 55	29
Gebruik	18	– 5
- door mutatie arbeidsparticipatie (aandeel)	50%	49%
- substitutie informeel–formeel (aandeel)	50%	51%
Participatie en productie		
Arbeidsaanbod in arbeidsjaren	0,1	0,0
- kostwinners (met en zonder kinderen)	0,2	– 0,1
- tweede verdiemers (met en zonder kinderen)	0,3	– 0,1
- alleenstaande ouders (met kinderen)	1,6	– 0,3
- alleenstaanden (zonder kinderen)	– 0,1	0,0
Productie	0,1	0,0

^a In de simulaties worden de intensiveringen gefinancierd door de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verhogen, de vrijkomende publieke gelden van de ombuigingen worden gebruikt om de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verlagen.

^b Structureel effect intensiveringen in de ouderbijdragentabellen 2006–2007 (budgettair structureel +930 mln euro).

^c Structureel effect ombuigingen in de ouderbijdragentabellen in 2009 (budgettair structureel –350 mln euro).

Voor zowel de kinderdagopvang als de buitenschoolse opvang stijgt de ouderbijdrage met 29%¹⁶, en daalt het gebruik met 5%. Wederom is ongeveer de helft van de daling in het gebruik het gevolg van minder arbeidsparticipatie door ouders van jonge kinderen, en de rest het gevolg van het vervangen van informele voor formele kinderopvang. Het effect op het totale arbeidsaanbod in arbeidsjaren en op de productie is nihil. Ouders met jonge kinderen gaan wel wat minder werken.

¹⁶ Ten opzichte van de ouderbijdrage na de intensiveringen in 2006 en 2007.

Nabranders. In een spraakmakend paper analyseerde Rosen (1997) de expansieve groei van de formele kinderopvang in Zweden. Een van zijn belangrijkste inzichten was dat niet alleen het effect op de formele productie van belang is, maar ook het effect op de samenstelling daarvan. De stijging van de formele kinderopvang onttrekt productiefactoren aan de rest van de formele economie. Ter illustratie, volgens de bovenstaande analyse is het formele arbeidsaanbod door de intensiveringen in de ouderbijdragentabel in 2006 en 2007 structureel met ongeveer 10 duizend arbeidsjaren toegenomen. Het aantal plaatsen in de KDV en de BSO is door deze intensiveringen structureel met respectievelijk 40 en 20 duizend plaatsen toegenomen. Uitgaande van een leidster-kind ratio van 1 op 5 voor de KDV en 1 op 10 voor BSO is dit een toename van 10 duizend leidsters. In arbeidsjaren wat minder dan 10 duizend omdat leidster in de BSO een deeltijd baan is (kinderen worden allen buiten schooluren opgevangen). Dit suggereert dat er vrijwel geen productiefactoren zijn vrijgespeeld voor formele productie anders dan formele kinderopvang. Daarmee lijkt de vraag gerechtvaardigd of de maatschappelijke kosten van een verdere verhoging van de subsidie voor formele kinderopvang nog opwegen tegen de baten.¹⁷ Vanuit het oogpunt van participatie lijkt dit in ieder geval moeilijk te motiveren. *Mutatis mutandis* geldt voor de voorgenomen ombuigingen in 2009 en 2010 dat de kosten daarvan de baten wellicht niet veel ontlopen.

Wijzigingen in de publieke uitgaven aan gastouderopvang. De introductie van de Wet kinderopvang in 2005 leidde uiteindelijk tot een sterke groei in de gastouderopvang (zie boven). Deze groei kreeg nog een extra impuls door de verhoging van de subsidie per uur in 2006 en 2007. Een groot deel van de extra uitgaven gaat naar opvang die voorheen informeel plaatsvond door familie of bekenden en die nu ‘geformaliseerd’ is om gebruik te kunnen maken van de geboden subsidiemogelijkheden.

Het kabinet heeft besloten om de regeling voor gastouderopvang minder aantrekkelijk te maken, door de subsidie voor gastouderopvang te verlagen en slechts over een beperkt aantal uren per week te verstrekken. De precieze vormgeving is nog in voorbereiding maar beoogd wordt een structurele ombuiging te realiseren van 380 mln euro.¹⁸

¹⁷ Met een gemiddelde subsidievoet van 81% in 2007 (bron: OC&W, persoonlijke communicatie) wordt de formele kinderopvang per saldo al aanzienlijk meer gesubsidieerd dan belast.

¹⁸ Naast de ombuigingen bij de ouderbijdragentabellen en de gastouderopvang neemt het kabinet nog een aantal maatregelen die tezamen een structurele be-

Macro-economische effecten. Kolom 1 in Tabel 3 geeft het structurele effect van de intensiveringen bij de gastouderopvang sinds de introductie van de Wet kinderopvang, waarbij wederom wordt aangenomen dat de budgettaire uitgaven worden gefinancierd door een generieke verhoging van de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting.

De subsidie voor gastouderopvang werkt in het model anders door dan een subsidie voor KDV of BSO. Ik heb daarvoor gekozen omdat de relatie met arbeidsparticipatie minder duidelijk is. De recente aanwas van gastouders bestaat voor een groot deel uit familie, vrienden en bekenden van de ouders.¹⁹ Het is daarbij vrijwel onmogelijk te controleren hoeveel opvang er daadwerkelijk geleverd wordt door een groot deel van deze gastouders. Ouders en gastouders hebben dan een prikkel om zoveel mogelijk uren opvang op te geven, onafhankelijk van de participatie van de ouders, zij strijken de subsidie op en verdelen de winst. De Wet kinderopvang staat dit ook toe, beide partners hoeven per week maar 1 uur te werken om voor de gehele week subsidie te kunnen claimen. En de gastouderbureaus die moeten waken voor oneigenlijk gebruik hebben juist baat bij een groot gebruik als zij betaald worden per uur opvang. Bij de KDV en BSO is daarentegen vrij gemakkelijk te controleren of de opvang ook daadwerkelijk geleverd wordt, en worden ouders er financieel juist slechter van als zij meer uren opvang opgeven.

De relatie tussen arbeidsparticipatie en het gebruik van subsidies voor gastouderopvang is onduidelijk. Wellicht dat ouders die meer werken wel meer uren gastouderopvang opgeven dan ouders die minder werken, maar daar staat dan tegenover dat de subsidie per uur opvangt daalt naarmate iemand meer verdient. Bij gebrek aan betere informatie heb ik aangenomen dat de subsidie voor gastouderopvang per saldo niet afhangt van het aantal gewerkte uren. Wel weten we dat de subsidie alleen geldt voor gezinnen waarvan beide ouders werken (of de alleenstaande ouder werkt). De subsidie is daarom vormgegeven als een constante arbeidskorting voor tweede verdieners en alleenstaande ouders met kinderen tot en met 12 jaar. Daarbij wordt verder aangenomen dat de helft van de subsidie meteen terugstroomt naar de staatskas in de vorm van loon- en inkomstenbelasting

sparing moeten opleveren van ongeveer 100 mln euro. In totaal wordt er structureel ruim 800 miljoen euro bezuinigd ten opzichte van het pad zonder ombuigingen. Maar let wel, dit betekent nog steeds dat er over een paar jaar meer geld gaat naar formele kinderopvang dan in het heden, de groei in de subsidiëring neemt echter sterk af.

¹⁹ Zie bijvoorbeeld de brief van staatssecretaris Dijkema van OC&W aan de Tweede Kamer d.d. 20 juni 2008.

betaald door de gastouder.²⁰ Omdat de relatie tussen arbeidsparticipatie en het gebruik van subsidies voor gastouderopvang met aanzienlijke onzekerheid is omgeven zijn ook de uitkomsten met de nodige onzekerheid omgeven. Bij de bepaling van de macro-economische effecten beperken wij ons verder tot het effect op de arbeidsparticipatie.

De aldus vormgegeven subsidie voor gastouderopvang maakt het aantrekkelijker voor tweede verdieners en alleenstaande ouders om in deeltijd te gaan werken. Enerzijds treden meer personen toe tot de arbeidsmarkt, anderzijds gaan reeds werkende ouders minder uren werken.

Tabel 3 Structurele wijzigingen uitgaven gastouderopvang^a

	Intensiveringen 2006 – 2007 ^b	Ombuigingen 2010 ^c
Participatie en productie	procentuele mutaties	
Arbeidsaanbod in arbeidsjaren ^d	– 0,2	0,1
- kostwinners (met en zonder kinderen)	– 0,3	0,1
- tweede verdieners (met en zonder kinderen)	– 0,1	0,0
- alleenstaande ouders (met kinderen)	– 2,6	1,2
- alleenstaanden (zonder kinderen)	0,0	0,0
Productie ^e	– 0,2	0,1

^a In de simulaties worden de intensiveringen gefinancierd door de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verhogen, de vrijkomende publieke gelden van de ombuigingen worden gebruikt om de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verlagen.

^b Structureel effect intensiveringen in de gastouderopvang in 2006–2007, (budgettair structureel +700 mln euro).

^c Structureel effect ombuigingen in de gastouderopvang 2010 (budgettair structureel –380 mln euro).

^d Exclusief het arbeidsaanbod van gastouders.

^e Exclusief de productie van gastouders.

Per saldo daalt het arbeidsaanbod in arbeidsjaren, mede door de hogere belastingtarieven om de subsidies voor gastouderopvang te financieren. Door de daling in het arbeidsaanbod in arbeidsjaren daalt ook de formele productie.

Kolom 2 in Tabel 3 geeft de structurele effecten van de voorgestelde ombuigingen in de gastouderopvang in 2010. De precieze vormgeving van de ombuigingen is nog in voorbereiding, wij nemen het budgettaire beslag als leidend en rapporteren de participatie- en productie-effecten. De voorge-

²⁰ Voor zover de loon- en inkomstenbelasting van de gastouder meer (minder) is dan de helft van de subsidie voor ouders zijn de effecten kleiner (groter) dan vermeld in Tabel 3.

stelde inperking van de gastouderopvang heeft *mutatis mutandis* naar verwachting een bescheiden positief effect op de arbeidsparticipatie en productie. Ook deze uitkomst is echter met de nodige onzekerheid omgeven. Het effect van ombuigingen in de gastouderopvang op de participatie van ouders lijkt in ieder geval kleiner dan van ombuigingen in de kinderdagopvang en de buitenschoolse opvang. Het gebruik van subsidies voor gastouderopvang hangt vermoedelijk minder sterk samen met arbeidsparticipatie dan het gebruik van subsidies voor kinderdagopvang en buitenschoolse opvang.

Recente voorstellen voor de ouderbijdragensystematiek. De analyse hierboven geeft aan dat vanuit participatieoogpunt een verdere generieke intensivering van de subsidievoet van formele opvang niet voor de hand ligt. Dit zou alleen leiden tot het verder formaliseren van de opvang, maar geen arbeidsjaren vrijspelen voor andere formele productie. Maar wellicht is er nog winst te behalen door de ouderbijdrage anders vorm te geven. Hieronder analyseer ik twee hervormingsopties die genoemd worden bij de discussie over de toekomst van de Wet kinderopvang: i) de ouderbijdrage alleen op basis van het inkomen de meest verdiende partner (de ‘Commissie Bakker’ variant), ii) minder subsidie voor de eerste dagen opvang en meer subsidie voor latere dagen opvang.

De Commissie Arbeidsparticipatie (‘Commissie Bakker’) heeft onlangs voorgesteld om de ouderbijdrage alleen afhankelijk te maken van het inkomen van de kostwinner. Wanneer een tweede verdiener dan meer gaat werken betaalt hij of zij niet meer per uur opvang. Tabel 4 geeft de uitkomsten van een specifieke invulling van deze variant, waarbij de maatregel wordt gefinancierd door een hoger maximum ouderbijdragenpercentage in de ouderbijdragentabel. De idee daarachter is dat vooral veelverdienende tweeverdieners initieel profiteren van het voorstel. Tweede verdieners gaan inderdaad meer werken, maar kostwinners en alleenstaande ouders gaan minder werken. Per saldo is het effect op de participatie echter nihil. Het voorstel verlaagt de marginale druk van een hogere bijdrage per uur voor een tweede verdiener, maar verhoogt de marginale druk van een extra uur kinderopvang.²¹

Een ander voorstel dat genoemd wordt in de discussie is het verschuiven van de subsidie naar bijvoorbeeld de derde en verdere dag van het gebruik van formele opvang. De idee is daarbij dat de eerste twee dagen opvang voor veel ouders die gebruik maken van formele kinderopvang inframarginaal zijn bij de arbeidsaanbodbeslissing. Zij zullen altijd twee of meer da-

²¹ Voor een analyse van o.a. het voorstel van de Commissie Bakker zie ook de bijdrage van Nijboer en Versantvoort elders in deze uitgave van TPEdigitaal.

gen kinderopvang gebruiken, onafhankelijk van de subsidie. Het verschuiven van de subsidie van zeg de eerste twee dagen naar de derde en verdere dagen heeft inderdaad een positief effect op de arbeidsparticipatie (niet in tabel).²² Daar staat echter tegenover dat dit een aanzienlijk koopkrachtverlies is voor de laagste inkomens. Zij moeten de eerste twee dagen nu helemaal zelf betalen.

Tabel 4 Structurele effecten ‘Commissie Bakker’ en inkomensafhankelijke combinatiekorting

	Variant geïnspireerd door Inkomensafhankelijke de ‘Commissie Bakker’ ^a combinatiekorting ^b	
Participatie en productie	procentuele mutaties	
Arbeidsaanbod in arbeidsjaren	0,0	0,1
- kostwinners (met en zonder kinderen)	- 0,1	- 0,1
- tweede verdiemers (met en zonder kinderen)	0,1	0,5
- alleenstaande ouders (met kinderen)	- 0,9	2,9
- alleenstaanden (zonder kinderen)	0,0	- 0,1
Productie	0,0	0,2

^a In de simulatie wordt de ouderbijdrage alleen gebaseerd op het inkomen van de kostwinner. Het budgettair beslag is 300 mln euro. Dit wordt gefinancierd door het maximum ouderbijdragenpercentage te verhogen. Financiering met een verhoging van de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting leidt tot een vergelijkbaar effect op de totale arbeidsparticipatie in arbeidsjaren.

^b In de simulatie wordt de inkomensafhankelijke combinatiekorting over het traject 50% WML – 300% WML verhoogd. Het budgettair beslag is 300 mln euro. Dit wordt gefinancierd door de schijftarieven van de loon- en inkomstenbelasting te verhogen.

Als variant wordt verder soms genoemd dat ouders alleen opvang kunnen declareren voor de dagen dat zij (beiden) werken. Dit levert echter veel administratieve kosten op, en de eventuele winst lijkt beperkt. Zolang ouders maar een significant deel van de kosten moeten betalen zullen zij niet gebruik maken van formele kinderopvang om andere redenen dan arbeidsparticipatie.

Tabel 4 geeft verder nog een interessant alternatief voor het intensiveringen of verschuivingen in de ouderbijdrage voor kinderopvang, de inko-

²² Zie Jongen (2008).

mensafhankelijke combinatiekorting (IACK). Een IACK is een belastingkorting voor tweede verdiemers met jonge kinderen die oploopt met het inkomen van de tweede verdiener. Deze maatregel richt zich nog meer op de tweede verdiemers dan subsidies voor formele kinderopvang, en is daarmee nog meer gericht op personen die volgens empirische studies relatief gevoelig zijn voor een verhoging van hun netto loon. Daarbij lokt de IACK geen substitutie uit van informele voor formele opvang, waardoor er meer subsidie overblijft voor het stimuleren van arbeidsparticipatie. Tabel 4 geeft de effecten van een IACK met hetzelfde budgettaire beslag als de variant geïnspireerd op de Commissie Bakker, waarbij de subsidie oploopt tussen 50 en 300% WML (het inkomen van de tweede verdiener). De participatie stijgt, en de productie stijgt nog meer, omdat de hogere subsidie met name terecht komt bij tweede verdiemers die relatief veel verdienen, en dus relatief productief zijn.²³

4 Kinderopvang en het kind

In het voorgaande stond het effect op de arbeidsparticipatie van de ouders centraal. Ook het effect op de ontwikkeling van en het welbevinden van het kind lijkt van belang bij het al dan niet te subsidiëren van formele kinderopvang. Hieronder volgt een beknopt overzicht van literatuur over dit onderwerp.

Weinig kennis over de ‘output’ in Nederland, wel daarbuiten. In Nederland is er praktisch geen onderzoek dat kinderen door de tijd volgt om de effecten van deelname aan kinderopvang op de ontwikkeling van het kind te bepalen.²⁴ In verschillende andere landen wordt dit wel gedaan. Lichtend voorbeeld hierbij is de VS waar decennia geleden al een panelonderzoek is opgestart, de *National Day Care Study*. Belangrijke bevindingen daaruit waren dat kleinere groepen en een hoger opleidingsniveau van de leidster een positief effect hebben op de ontwikkeling van het kind.²⁵ Verder heeft meer specialisatie in jonge kinderen tijdens de opleiding voor leidsters een positief effect op de ontwikkeling van kinderen die deelnemen aan de kinderopvang. Meer recent onderzoek van het *National Institute of Child Health and Human*

²³ Overigens is de IACK al flink verhoogd, en is het marginale tarief van de tweede verdiener al een stuk lager dan dat van kostwinners, zie de bijdragen van Van Opstal en Lever in CPB (2008b).

²⁴ Een positieve uitzondering daarop is de analyse van de Proefkreeche uit de jaren 70 van de vorige eeuw, zie Van IJzendoorn e.a. (2005).

²⁵ Zie bijvoorbeeld de oratie van Tavecchio (2002).

Development laat zien dat deelname aan kinderopvang goed lijkt te zijn voor cognitieve vaardigheden zoals rekenen en lezen, maar slecht voor niet-cognitieve (sociale) vaardigheden.²⁶ De negatieve effecten op niet-cognitieve vaardigheden treden met name op bij jonge kinderen (< 3 jaar). Verder blijkt intensieve kinderopvang (> 30 uur per week) gunstig voor kinderen uit lagere inkomensklassen, terwijl intensieve opvang juist ongunstig is voor kinderen uit hogere inkomensklassen.

Wel kennis over de ‘inputs’ in Nederland, en daarbuiten. Internationale data geeft aan dat Nederland gunstig scoort wat betreft het maximaal aantal kinderen per leidster, en gemiddeld wat betreft de opleiding voor leidsters.²⁷ De reguliere opleiding in Nederland is een MBO-opleiding, met in het laatste jaar een specialisatie voor kinderopvang. Nederland loopt daarmee wel achter bij Scandinavië, waar een aanzienlijk deel van de leidsters een hogere opleiding heeft genoten vergelijkbaar met docenten van de lagere school. Een belangrijke kanttekening daarbij is dat kinderen in Nederland (grotendeels) al vanaf 4 jaar naar school gaan, in Scandinavië is dat pas vanaf 6 of 7 jaar (zie CPB 2008). Verder is in Nederland meestal sprake van deeltijdopvang, in lijn met de voorkeuren van ouders.²⁸ Buitenlandse studies suggereren dat dit prima is voor kinderen uit welgestelde gezinnen, maar wellicht onvoldoende is voor kinderen uit armere gezinnen (voor zover zij al deelnemen).

Vermeer e.a. (2005) van het Nederlands Consortium Kinderopvang Onderzoek (NCKO) gebruiken een groot aantal andere internationaal vergelijkbare indicatoren van factoren die volgens de literatuur een belangrijke rol spelen bij de ontwikkeling van het kind. Volgens studies van het NCKO scoorde de Nederlandse (kinderdag)opvang in 1995 gemiddeld nog goed met een 4,8 op een schaal van 1 (slecht) tot 7 (uitstekend). In 2001 was dit gedaald tot 4,3 en in 2005 tot 3,0.²⁹ Volgens een recente studie van

²⁶ Zie de oratie van Rixsen-Walraven (2000), en meer recent Loeb e.a. (2005) en Baker e.a. (2005). Voor het belang van zowel cognitieve als niet-cognitieve vaardigheden later in het werkzame leven, zie bijvoorbeeld Heckman e.a. (2006) Overigens bevorderen cognitieve vaardigheden vroeg in het leven het aanleren van niet-cognitieve vaardigheden later in het leven, zie bijvoorbeeld Borghans e.a. (2008). Toekomstig onderzoek moet uitwijzen hoe het uiteindelijke effect van kinderopvang op het totaal aan vaardigheden in het volwassen leven uitpakt.

²⁷ Zie CPB (2008a).

²⁸ Zie Onderwijsraad (2008) en Portegijs en Keuzekamp (2008).

²⁹ Vooral de aspecten gezondheid, hygiëne en fysieke veiligheid blijven achter bij internationaal erkende standaards, alsook de aanwezigheid en toegankelijkheid van ontwikkelingsmateriaal in de kindercentra.

Groeneveld e.a. (2008) scoorde de (kinderdag)opvang ook in 2006 gemiddeld nog mager met een 3,3.³⁰

In navolging van de vermeende daling in de kwaliteit heeft Bureau Bartels (2006) onderzoek gedaan naar de oorzaken van de daling van de kwaliteit. Als oorzaken werden onder andere genoemd een tekort aan gekwalificeerd personeel en een hogere werkdruk door de sterke groei in de kinderopvang, en onvoldoende afstemming tussen opleiding en praktijk. Enquêtes onder ouders geven overigens een meer gemengd beeld van de gepercipieerde kwaliteit van de formele kinderopvang. In een enquête van Kok e.a. (2005) onder gebruikers scoort de kinderdagopvang goed met een 8,1. Maar in een enquête van Portegijs e.a. (2006) onder zowel gebruikers als niet-gebruikers vindt slechts 30 procent van de geënquêteerden kinderdagopvang een goede opvangvorm. Toekomstig onderzoek moet uitwijzen hoe de (gepercipieerde) kwaliteit zich verder heeft ontwikkeld.³¹

5 Conclusies

Een reeks incidentele factoren heeft geleid tot een sterke groei in de formele kinderopvang in de afgelopen jaren. Naar verwachting zal de groei in de kinderdagopvang de komende jaren flink afzwakken, de participatie van moeders zal stabiliseren en de subsidie zal niet verder worden verhoogd. Daarbij is het gebruik inmiddels op Scandinavisch niveau (in 'personen', omdat veel moeders in deeltijd werken is de opvang meestal ook deeltijd) en dit geeft wellicht ook aan dat de bovengrens in zicht komt. Meer groei is nog wel mogelijk bij de buitenschoolse opvang, maar ook daar zal vermoedelijk een flinke vertraging in de groei optreden. De gastouderopvang wordt vanaf 2010 sterk ingeperkt, en zal na de explosieve groei in de afgelopen jaren weer flink terugvallen.

Modeluitkomsten suggereren dat de recente intensiveringen in de kinderdagopvang en de buitenschoolse opvang hebben bijgedragen aan de formele arbeidsparticipatie. De additionele participatie kwam echter grotendeels ten goede aan de kinderopvangsector. Een verdere generieke intensivering van de formele kinderopvang ligt daarom vanuit participatieoogpunt niet voor de hand. Dit leidt uiteindelijk alleen tot een verdere formalisering van informele opvang. Modeluitkomsten suggereren verder

³⁰ Vooral de aspecten gezondheid, hygiëne en fysieke veiligheid blijven achter bij internationaal erkende standaards, alsook de aanwezigheid en toegankelijkheid van ontwikkelingsmateriaal in de kindercentra.

³¹ Dit najaar is een nieuwe meting gehouden. De uitkomsten worden in het voorjaar van 2009 gepubliceerd.

dat recente voorstellen om de ouderbijdragetabellen anders vorm te geven slechts een marginaal effect hebben op de participatie, dit geldt bijvoorbeeld voor het voorstel van de Commissie Bakker om het inkomen van de tweede verdiener niet mee te tellen, of leiden tot negatieve inkomenseffecten voor lage inkomens. Een interessant alternatief om de participatie van jonge moeders te stimuleren, met name in uren, is de inkomensafhankelijke combinatiekorting.³²

Waar subsidies voor kinderdagopvang en buitenschoolse opvang de participatie van ouders bevorderen is dit minder duidelijk bij de subsidie-regeling voor gastouderopvang. Omdat moeilijk valt te controleren of er daadwerkelijk opvang wordt geleverd is de relatie met arbeidsparticipatie zwak. Modeluitkomsten suggereren dat de intensiveringen in de gastouderopvang niet hebben bijgedragen aan de formele arbeidsparticipatie van ouders (natuurlijk wel van gastouders).

Als participatie-instrument lijken kinderopvangsubsidies bij de huidige subsidiehoogte (gemiddeld maar liefst 81% van de kostprijs in 2007) grotendeels uitgewerkt. Een andere reden waarom de overheid kinderopvang zou kunnen subsidiëren is omdat zij denkt dat dit goed is voor de ontwikkeling van het kind. Voor Nederland is hier helaas weinig over bekend. Metingen op basis van grotendeels objectieve factoren van het Nederlandse Consortium Kinderopvang Onderzoek suggereren dat de gemiddelde kwaliteit van de formele kinderdagopvang in Nederland over de periode 1995-2006 aanzienlijk is gedaald. Als mogelijke oorzaak wordt de sterke groei van de sector genoemd. Enquêtes onder ouders geven echter een meer gemengd beeld van de gepercipieerde kwaliteit van formele kinderopvang. Vooralsnog lijkt het fair te concluderen dat er geen sterke aanwijzingen dat een generieke verhoging van deelname aan kinderopvang de ontwikkeling van de kinderen zal stimuleren. Voor sommige (achterstands)groepen is dit wellicht wel het geval, bijvoorbeeld in combinatie met voor- en vroegschoolse educatie.

Auteur

De auteur is verbonden aan het Centraal Planbureau. E-mail: E.L.W.Jongen@cpb.nl. Deze bijdrage is op persoonlijke titel geschreven.

³² Deze is recentelijk al aanzienlijk geïntensiveerd.

Literatuur

- Baker, M., J. Gruber en K. Milligan, 2005, Universal childcare, maternal labor supply and family well-being, NBER Working Paper 11832, Cambridge.
- Borghans, L., A. Duckworth, J. Heckman en B. ter Weel, 2008, The economics and psychology of personal traits, IZA Discussion Paper 3333, Bonn.
- Bureau Bartels, 2006, Mogelijkheden voor verbetering van de (proces)kwaliteit in kinderdagverblijven, Amersfoort.
- CPB, 1998, *Macro Economische Verkenning 1999*, CPB, Den Haag.
- CPB, 2008a, *Macro Economische Verkenning 2009*, CPB, Den Haag.
- CPB, 2008b, *Nieuwsbrief September*, CPB, Den Haag.
- Evers, M., R. de Mooij en D. van Vuuren, 2008, The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates, *De Economist*, vol. 156(1): 25-43.
- Groenveld, M., H. Vermeer, M. van IJendoorn en M. Linting, 2008, Welbevinden en stress van kinderen in de kinderopvang, Universiteit Leiden.
- Groot, W. en H. Maassen van den Brink, 1996, Monitoring kinderopvang - Verandering in het gebruik van kinderopvang 1991-1995, Amsterdam/Leiden.
- Heckman, J., J. Stixrud en J. Urzua, 2006, The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior, *Journal of Labor Economics*, 24(3): 411-82.
- Jongen, E., 2008, Child care subsidies revisited, CPB Document, te verschijnen.
- Kok, L., I. Groot, J. Mulder, K. Sadiraj en M. van Ham, 2005, De markt voor kinderopvang in 2004, SEO, Amsterdam.
- Loeb, S., M. Bridges, B. Fuller, R. Rumberger en D. Bassok, 2005, How much is too much?, NBER Working Paper 11812, Cambridge.
- Onderwijsraad, 2008, *Een rijk programma voor ieder kind*, Den Haag.
- Ooms, I., I. Groot, E. Eggink, L. Janssens en J. van Seters, 2003, Landelijk ramingsmodel kinderopvang, SCP-werkdocument 98, Den Haag.
- Plantenga, J., Y. Wever, B. Rijkers en P. de Haan, 2005, Arbeidsmarktparticipatie en de kosten van kinderopvang, *Economisch Statistische Berichten*, nr. 4455: 115.
- Portegijs, W., M. Cloin, I. Ooms en E. Eggink, 2006, Hoe het werkt met kinderen, SCP, Den Haag.
- Portegijs, W., B. Hermans en V. Lalta, 2006, *Emancipatiemonitor 2006*, SCP/CBS, Den Haag.
- Portegijs, W. en S. Keuzekamp, 2008, Nederland deeltijdland, SCP, Den Haag.
- Riksen-Walraven, M., 2000, *Tijd voor kwaliteit in de kinderopvang*, Vossiuspers Amsterdam,
- Rosen, S., 1997, Public employment, Taxes and the welfare state in Sweden, in: R. Freeman, R. Topel, en B. Swedenborg (eds), *The welfare state in transition: Reforming the Swedish model*, University of Chicago Press, Chicago, blz. 79-108.
- SCP, 2000, *Sociaal Cultureel Rapport 2000*, Den Haag, blz. 202.
- Tavecchio, L., 2002, *Van opvang naar opvoeding*, Vossiuspers Amsterdam.

Vuuren, D van en R. Euwals, 2006, De structurele groei van het arbeidsaanbod op de middellange termijn, CPB Memorandum 155, Den Haag.

IJzendoorn, R. van, Tavecchio, L. en M. Riksen-Walraven, 2005, *De kwaliteit van de Nederlandse kinderopvang*, Boom, Amsterdam.

Fusietoezicht op Not for Profits

Barbara Baarsma

Dient het fusietoezicht op bedrijven met een winststreven anders te zijn dan op bedrijven zonder winststreven? Die vraag speelt al enkele jaren een rol in discussies tussen mededingingseconomen. In dit artikel voeg ik een extra dimensie toe, namelijk het onderscheid tussen niet-op-winst-gerichte bedrijven die concurreren en niet-op-winst-gerichte bedrijven die niet of nauwelijks concurreren. Deze laatste bedrijven leven van subsidies of overheidssteun of zijn natuurlijke of wettelijke monopolies. Het is precies dit onderscheid in concurrentie dat in het beleid (en de uitvoering) van het fusietoezicht te weinig wordt gemaakt. Het ministerie van Economische Zaken (de beleidsmaker) zou het voor de NMa (de uitvoerder van het fusietoezicht) mogelijk moeten maken om fusies tussen niet-op-winst-gerichte organisaties op niet of zeer beperkt concurrerende markten boven bepaalde omzet- of marktaandeelgrenzen te verbieden. Dit zou bijvoorbeeld het geval moeten zijn voor waterbedrijven, scholen en zorginstellingen.

1 Inleiding

Het toezicht op fusies is voor alle ondernemingen in beginsel hetzelfde. Het enige onderscheid dat wordt gemaakt is naar omvang: ondernemingen onder een bepaalde omzetrempel mogen sowieso fuseren. De politieke roep om strengere toezicht op fusies in met name de zorg- en welzijnsector klinkt de laatste tijd luid.¹ In de wetenschappelijke literatuur zijn de laatste jaren enkele tientallen artikelen verschenen over de vraag of de fusietoets anders zou moeten zijn voor organisaties die geen winststreven hebben. We spreken van *Not-For-Profit* organisaties (NFP's) in tegenstelling tot *For-Profit* organisaties (FP's). Moet het fusietoezicht voor NFP's minder strikt zijn, omdat hun bredere, maatschappelijke doelstelling voorkomt dat

¹ Zie bijvoorbeeld de motie van Jan de Vries c.s. m.b.t. een specifieke fusietoets in de zorg (Kamerstuk 31 200 XVI, nr. 84).

een steviger positie op de markt gebruikt wordt om hogere prijzen te vragen? De conclusie op basis van de academische literatuur is dat er geen toleranter fusietoezicht voor NFP's nodig is. Dit artikel trekt deze conclusie niet in twijfel. Niet het onderscheid tussen NFP en FP staat centraal, maar het nadere onderscheid tussen NFP's die in een concurrerende markt opereren en NFP's die niet hoeven te concurreren, bijvoorbeeld omdat ze voor hun omzet niet afhankelijk zijn van (directe) betaling door klanten of omdat ze een natuurlijk monopolie hebben. Dient het fusietoezicht wel gedifferentieerd te worden tussen deze soorten NFP's?

In sectie 2 wordt het onderscheid tussen naar winststrevende en niet naar winststrevende organisaties toegelicht. Sectie 3 bespreekt het fusietoezicht en laat zien dat dit toezicht oorspronkelijk uitgaat van FP's. Tevens wordt ingegaan op de beweegredenen om te fuseren. In sectie 4 wordt kort de literatuur over fusietoezicht op NFP's besproken. Vervolgens wordt in sectie 5 beschreven dat het relevante onderscheid niet zo zeer het onderscheid NFP versus FP is, maar veeleer de mate van concurrentie in de markten waarop de NFP's actief zijn. Sectie 6 gaat in op de fusiegolf van de afgelopen jaren tussen NFP's in markten met beperkte of geen concurrentie, namelijk in de drinkwater-, onderwijs- en zorgsector. Sectie 7 geeft de conclusies.

2 Het onderscheid NFP en FP

Doorgaans wordt van een NFP gesproken als in belangrijke mate voldaan wordt aan de volgende vier voorwaarden.²

1. Eventuele positieve resultaten mogen niet worden verdeeld onder aandeelhouders of andere eigenaren ('*non distribution constraint*').
2. De organisatie moet een goed doel of maatschappelijk doel nastreven.
3. Soms wordt ook als voorwaarde gesteld dat een NFP geen overheidspartij mag zijn; soms wordt een minder strikte invulling gegeven doordat verzelfstandigde overheidspartijen (zoals ZBO's) wel onder de noemer NFP vallen.
4. Veelal heeft de organisatie een fiscale uitzonderingspositie en betaalt geen vennootschapsbelasting; daardoor heeft een NFP een kostenvoordeel ten opzichte van een FP.

² De voorwaarden verschillen tussen auteurs, zie bijv.: Koning e.a. (2007) en Lakdawalla en Philipson (2006).

Voorbeelden van NFP's zijn zorginstellingen, scholen en woningcorporaties. Er zijn echter ook winstgerichte ziekenhuizen (privé klinieken), scholen (Luzac college, LOI) en vastgoedbedrijven. NFP's zie je vooral in markten die niet vanzelf tot stand komen omdat informatieproblemen de vraag beperken, positieve externe effecten weglekken naar niet-betalende gebruikers of schaal- en of netwerkeffecten een rol spelen zodat er maar ruimte is voor één of enkele aanbieders (Koning e.a. 2007). Soms ligt er ook een herverdeling of paternalistisch motief aan de instelling van een NFP ten grondslag. De overheid verwacht dan dat er met een NFP tegen lage(re) prijzen kwalitatief goede (betere) producten en diensten kunnen worden aangeboden.³

In de missie van NFP's speelt winst een ondergeschikte of geen rol. Het gaat om de kwaliteit en de toegankelijkheid van de dienstverlening voor verschillende groepen van belanghebbenden. Kenmerkend voor werknemers bij NFP's is hun gerichtheid op deze ruimere missie: "*The notion of a mission replaces the conventional focus on profit.*" (Besley en Ghatak 2003). Wat NFP's precies maximaliseren is ook in de academische literatuur niet helemaal duidelijk. Uit empirische overzichtsstudies blijkt dat (Amerikaanse) ziekenhuizen tegelijk output en winst optimaliseren (Deneffe en Masson 2002; Horwitz en Bicols 2007). Ook wordt wel verondersteld dat NFP's output aan sich waarderen (dus ook output die niet leidt tot meer winst; Philipson en Posner 2001). Daardoor is het aantal bedden hoger en de prijs lager (private spelers zullen minder bedden en mogelijk hogere prijzen hebben). In veel gevallen zal winststreven echter ook tot de doelstelling behoren, omdat met de winst minder goedlopende producten of hele dure producten toch tegen redelijke prijzen aangeboden kunnen worden.

3 Fusietoezicht

Fusies, en dus ook fusies tussen ziekenhuizen, woningcorporaties, thuiszorginstellingen en veel andere NFP's, worden door de fusietoezichthouder (NMa) getoetst. De wettelijke grondslag daarvoor is de Mededingingswet. Als gevolg van fusies en overnames kunnen op een bepaalde markt machtige ondernemingen ontstaan die zo dominant zijn dat ze effectieve concurrentie kunnen beperken of zelfs uitschakelen. Om dit te voor-

³ Als NFP's louter bedoeld zijn om marktfalen op te lossen (i.t.t. politieke motieven), dan kan je je afvragen of hetzelfde effect niet efficiënter kan worden behaald door een FP in combinatie met overheidsregulering. Of dit het geval is hangt samen met de mate van overheidsfalen bij regulering.

komen is gekozen voor een systeem van preventieve toetsing van concentraties.

Redenen om te fuseren. Er is een aantal redenen waarom bedrijven, en dus ook NFP's, zouden willen fuseren. Los van het verminderen van (horizontale) concurrentie is een veelgehoorde reden voor fusies het realiseren van schaalvoordelen. Daar waar schaalvergroting positief kan zijn voor de afnemers, is dat uiteraard niet geval als na een fusie de concurrentie op de markt afneemt. De verwachting is dat door schaalvergroting de bedrijfsvoering efficiënter wordt en/of de dienstverlening verbetert (zie hieronder: efficiëntieverweer).⁴ Vermindering van concurrentie leidt juist tot hogere prijzen en lagere kwaliteit. In sommige gevallen kan deze concentratie gewenst zijn omdat het de concurrentieverhoudingen op de markt meer in evenwicht brengt. Zo kan een fusie op markten waar verzekeraars een belangrijke rol spelen dienen om tegenwicht te kunnen bieden tegen de mogelijke inkoopmacht van verzekeraars. In het fusietoezicht worden deze verwachte voor- en nadelen tegen elkaar afgewogen.

Er zijn ook redenen waarvan op voorhand niet duidelijk is of het voordelig of nadelig is voor afnemers. Een voorbeeld is de 'failing firm defence': zonder fusie is de over te nemen partij niet of nauwelijks levensvatbaar (dit speelt bijvoorbeeld bij de fusie tussen het Medisch Centrum Alkmaar en het noodlijdende Gemini ziekenhuis). Indien dit niet het karakter van 'trekken aan een dood paard' heeft, kan het voordelig zijn voor afnemers om te fuseren (bijv. in termen van toegankelijkheid van de zorg voor patiënten van Gemini in Den Helder e.o.), maar dat staat niet vast. Een tweede reden om te fuseren waarvan op voorhand niet duidelijk is of afnemers er voordeel bij hebben, is de behoefte aan risicobeheersing door bestuurders. Dit geldt specifiek voor organisaties die zich op het snijvlak van markt en overheid bevinden. De onzekere transitieperiode van overheid naar meer markt kan dan reden zijn om te kiezen voor schaalvergroting. Het is aan de toezichthouder om per geval na te gaan hoe fusies die een faillissement voorkomen en risico's beheersbaar maken in praktijk uitwerken voor de consument.

Tot slot zijn er ook redenen voor fusies waarvan op voorhand duidelijk is dat ze niet in het voordeel van de consument zijn. Dit is het geval als fuseren onderdeel is van zelfverrijking of imperiumgedrag (o.a. Clougherty en Duso 2008; Mueller 1969). Dit kan het gevolg zijn van een prikkel in beloningsstructuren van het management om koste wat kost door te groeien.

⁴ De gedachte is dan bijvoorbeeld: hoe groter de schaal, hoe beter de mogelijkheden om kapitaal aan te trekken en te kunnen investeren in kennis en technologie.

De beloning van managers (salaris, bonus en promoties) is soms in grotere mate afhankelijk van de omvang en de groei van de organisatie dan van de winst. Een beloningsgedreven fusiestrategie wordt vaak nog eens versterkt door de angst om overgenomen te worden ('eten of gegeten worden').

Behalve redenen om wel te fuseren, zijn er ook redenen om dat juist niet te doen. Onderstaande box geeft daar een voorbeeld van.

Meedoen aan fusies?

Volgens Clougherty en Duso (2008) is het mogelijk beter om niet mee te doen aan fusies. Zij bekeken 165 fusies in Europese beschikkingspraktijk (1990-2002) en vroegen zich af wat de effecten van een fusie tussen A en B zijn op een derde, niet bij de fusie betrokken, partij C in dezelfde markt. Er zijn twee wegen waarlangs partij C van de fusie tussen A en B kan profiteren:

1. *Een fusie reduceert de concurrentie op de markt, iets waar ook de niet bij de fusie betrokken partij van mee profiteert.*
2. *Naarmate een fusie meer waarde vernietigt voor A en B is de fusie meer in het voordeel van C. Er is steeds meer literatuur die aantoont dat fusies per saldo niet voordelig zijn voor de fuserende bedrijven (zie Andrade e.a. (2001) voor een overzichtartikel). Veel fusies zijn net kostendekkend (de kapitaalkosten worden net terugverdiend), maar er zijn ook fusies die waarde vernietigen.*

De auteurs concluderen dat "merger events generally result in positive gains to rival firms". Dit wordt voor de Nederlandse ziekenhuismarkt mooi geïllustreerd door Keuzenkamp (2008). Hij schrijft in reactie op een pleidooi van Varkevisser en Schut (2008) voor strenger fusietoezicht bij ziekenhuisfusies⁵ en dat hij als bestuurder van een ziekenhuis in een regio waar de twee andere ziekenhuizen willen fuseren helemaal niet bang is dat zijn ziekenhuis onder fusie zal lijden. Integendeel, de fusie zal volgens hem leiden tot "langdurig intern gedoe" en zal geen sprake zijn van "bedrijfsmatige synergievoordelen".

SSNIP-test. Kort gezegd bekijkt de NMa (1) op welke markt de fusie beoordeeld moet worden (de relevante geografische en productmarkt) en (2) of de gefuseerde onderneming de mogelijkheid heeft om de prijs winstgevend te verhogen. De basistoets die voor beide vragen gebruikt wordt, is hetzelfde: de SSNIP-test waarbij SNIPP staat voor 'small but significant,

⁵ De oproep van Varkevisser en Schut heeft niets te maken met het gebrek aan winststreven van ziekenhuizen. De auteurs stellen dat de beoordelingscriteria die de NMa hanteert onvoldoende rekening houden met de heterogeniteit van de ziekenhuissector en met de keuzevrijheid van patiënten.

non-transitory increase in price'. Uiteraard is de uitwerking van test in beide gevallen steeds anders en wordt in dezelfde zaak niet twee keer dezelfde test gebruikt.

De relevante markt is de kleinste markt die het waard is gemonopoliseerd te worden. Indien een gefuseerd bedrijf de prijzen met 5-10% verhoogt, zullen de afnemers overstappen op substituten van andere aanbieders of op producten van aanbieders in een ander gebied. Indien zoveel afnemers overstappen dat deze prijsverhoging niet winstgevend is voor de (gefuseerde) aanbieder, worden de producten en gebieden opgenomen in de relevante markt, totdat het assortiment producten en het geografische gebied zodanig zijn afgebakend dat een kleine, duurzame verhoging van de prijs rendabel zou zijn.

Vóór de fusie is een prijsverhoging van één van de op de markt opererende ondernemingen (waaronder ook de beoogde fusiepartners) minder goed mogelijk. De concurrentie van de fusiepartner disciplineert dan nog het gedrag. Na de fusie kan gedrag gemakkelijker worden afgestemd; immers de onderlinge concurrentiedruk is weggevallen en mogelijk is de markt door de hogere mate van concentratie overzichtelijker. Wordt de mededinging na de fusie op significante wijze belemmerd? Om die vraag te beantwoorden is het de vraag of het gefuseerde bedrijf de mogelijkheid zou hebben de prijzen met 5-10% te verhogen, derhalve samen de relevante markt uitmaken, of niet. Indien een dergelijke prijsverhoging winstgevend kan worden doorgevoerd, wordt geconcludeerd dat het gefuseerde bedrijf zich in belangrijke mate onafhankelijk van concurrenten, leveranciers, afnemers of eindgebruikers kan gedragen en dat het daardoor in staat is de daadwerkelijke mededinging te verhinderen.

In sommige gevallen is de SSNIP-test niet zonder meer bruikbaar. Denk aan markten waarin consumenten geen prijs betalen voor het product (of dat via verzekeringen doen). Dit speelt bijvoorbeeld in de gezondheidszorg. Indien twee ziekenhuizen fuseren wordt de SSNIP-gedachte niet toegepast door de prijs met 5-10% te verhogen, maar door de kwaliteit met 5-10% te verlagen. Er wordt dan aan (potentiële) patiënten gevraagd of zij in dat geval nog naar ziekenhuis X zouden gaan of dat ze zouden overstappen naar een concurrent die niet bij de fusie is betrokken. Ook kan een SSNIP-test worden gedaan, waarbij de effecten van een hypothetische reistijdverlenging worden gemeten. De gedachte daarbij is dat patiënten niet kiezen op basis van prijs en kwaliteit, maar op basis van reistijd en kwaliteit. Gesimuleerd wordt wat er zou gebeuren als de gefuseerde ziekenhuizen de reistijd met 5-10% zouden verhogen. Deze methode is ontwikkeld door Capps e.a. (2002) en heet de *'time-elasticity approach'*; in plaats van de prijselasticiteit wordt de reistijdelasticiteit gemeten.

Efficiëntieverweer. Tegenover de nadelige concurrentie-effecten van een fusie kunnen ook voordelen staan: het gefuseerde bedrijf kan door schaal- en synergievoordelen efficiënter produceren. Sinds 2004 is het mogelijk om een efficiëntieverweer te voeren. In dat geval wordt door partijen erkend dat de concentratie anti-competitieve effecten heeft, maar wordt tegelijkertijd door partijen gesteld dat er nog grotere efficiëntiewinsten zijn. Partijen moeten kunnen aantonen dat deze winsten de negatieve gevolgen van de fusie voor gebruikers teniet doen (en dus in het voordeel van gebruikers zijn) en specifiek uit de fusie voortvloeien (en niet met minder vergaande maatregelen zijn te bereiken).

Gaynor en Vogt (1999) beschrijven dat in een aantal Amerikaanse fusies tussen ziekenhuizen een efficiëntieverweer is geaccepteerd. Typische voorbeelden van efficiëntiewinsten die door fuserende Amerikaanse ziekenhuizen zijn gebruikt, zijn het gevolg van het consolideren van de activiteiten, besparingen in het administratieve proces, verbeterd management, eliminatie van dubbele faciliteiten en apparatuur en soms ook van het elimineren van kostenverhogende concurrentie (de *'medical arms race'*⁶). In tegenstelling tot de Amerikaanse mededingingspraktijk is tot op heden bij de NMa noch bij de Europese Commissie een succesvol efficiëntieverweer gevoerd. Dat wil niet zeggen dat partijen niet hebben geprobeerd een efficiëntieverweer te voeren.⁷ Overigens kiezen mededingingsadvocaten bij voorkeur niet de route van het efficiëntieverweer, omdat dat hetzelfde is als 'schuldig' pleiten.

Vallen NFP's onder het fusietoezicht? Ja, dat is het geval mits deze organisaties passen binnen het ondernemingsbegrip in de zin van het mededingingsrecht. Volgens de Höfner-formule,⁸ bestrijkt het begrip 'onderneming' iedere entiteit die een economische activiteit verricht, ongeacht de rechtsvorm en de wijze van financiering. Onder 'economische activiteit' wordt verstaan iedere activiteit bestaande in het aanbieden van goederen en diensten op een bepaalde markt, die, althans in beginsel, kan worden uitgevoerd door een private partij om winst te maken. Aan dit beginsel wordt niet afgedaan door het ontbreken van een winstoogmerk, door opgedragen taken in het publiek belang, exclusieve of bijzondere rechten, of fi-

⁶ Ziekenhuizen schaffen dan steeds het nieuwste van het nieuwste aan, terwijl dat waarschijnlijk niet of nauwelijks tot effectievere behandelingen leidt.

⁷ Dit was onder meer het geval in zaak 4173 (fusie tussen woonstichting SWS en Hertog Hendrik van Lotharingen) en zaak 5196 en 6424 (beide betreffen de fusie tussen de Zeeuwse ziekenhuizen: ziekenhuis Walcheren en de Oosterscheldeziekenhuizen).

⁸ HvJEG 23 april 1991, zaak C-41/90 (Höfner en Elser / Macrotron), Jur. 1991 I-1979, r.o. 21.

nanciering door de staat. Ook publieke lichamen vallen onder het ondernemingsbegrip indien zij economische activiteiten verrichten.

Ondanks het feit dat het fusietoezicht zowel op NFP's als op FP's van toepassing is, is het toetsingskader gebaseerd op FP's. Een belangrijke vooronderstelling van de SSNIP-test is namelijk het streven naar winstmaximalisatie van de betreffende ondernemingen. De Amerikaanse fusieregels zijn zeer expliciet over deze vooronderstelling van winstmaximalisatie⁹, maar ook in de Bekendmaking van de Europese Commissie is duidelijk dat het uitgangspunt winststrevende organisaties zijn.¹⁰ Winstmaximalisatie is een dermate logisch uitgangspunt dat er in de literatuur nauwelijks aandacht aan wordt besteed. In de woorden van Katz en Shapiro (2003, p. 50): “*As long as each firm sets price to maximize its profits – an assumption that underlies virtually all merger analysis – [...]*”.

Het gebruik van de SSNIP-test kan, indien niet aan deze basisveronderstelling van winstmaximalisatie wordt voldaan, tot een verkeerde marktafbakening en/of een verkeerde inschatting van marktmacht leiden (Baarsma 2007). Omdat NFP's niet (primair) winst maximaliseren (maar bijvoorbeeld onder restrictie van een bepaald niveau van output), is het effect van een fusie (of eigenlijk: van monopolisering) moeilijker met de SSNIP-test te voorspellen. Dat betekent dat de toezichthouder nog meer dan anders zal moeten kijken wat in een specifieke zaak de prikkels zijn om de prijs en kwaliteit te wijzigen na de fusie en wat de prikkels zijn om efficiëntievoordelen aan de klant door te geven.

Lagere omzeldrempels ziekenhuizen. Alleen fusies tussen ondernemingen die tezamen jaarlijks in totaal meer dan 113.450.000 euro wereldwijd omzetten en waarbij minstens twee van hen binnen Nederland ieder een jaaromzet van minimaal 30 miljoen euro behalen, vallen onder het fusietoezicht. Per 1 januari 2008 zijn deze omzeldrempels voor de zorgsector door het ministerie van Economische Zaken verlaagd. Instellingen dienen concentraties te melden bij een gezamenlijke omzet van 55 miljoen euro en bij een individuele jaaromzet van 10 miljoen euro (waarvan 5,5 miljoen uit

⁹ In de Amerikaanse Horizontal Merger Guidelines staat: “*A market is defined as a product or group of products and a geographic area in which it is produced or sold such that a hypothetical profit-maximizing firm, not subject to price regulation, that was the only present and future producer or seller of those products in that area likely would impose at least a ‘small but significant and nontransitory’ increase in price, assuming the terms of sale of all other products are held constant.*”

¹⁰ Het uitgangspunt bij punt 17 van de Bekendmaking is rentabiliteit (de verhouding tussen een winst en het vermogen dat deze winst heeft verdiend), een begrip dat alleen in een winstgerichte omgeving relevant is.

zorgactiviteiten). Deze drempelwijziging is door het ministerie onder politieke druk vanuit de Tweede Kamer doorgevoerd. De zorgen van de Kamerleden over de fusiegolf tussen zorginstellingen betroffen het verminderen van kwaliteit, toegankelijkheid, bereikbaarheid en betaalbaarheid (NMagazine 2008). De goede bedoelingen ten spijt zal dit besluit geen invloed hebben op de fusies tussen ziekenhuizen, omdat ziekenhuizen in veruit de meeste gevallen boven deze drempels vallen.¹¹ Wel zullen meer fusies tussen thuiszorginstellingen en verpleeghuizen gemeld dienen te worden.

4 Fusietoezicht op NFP's in de literatuur

In de literatuur is uitgebreid gediscussieerd over de vraag of het fusietoezicht op NFP's anders vormgegeven moet worden dan het toezicht op FP's. Daar zou reden toe kunnen zijn als NFP's zich fundamenteel anders gedragen dan FP's die in dezelfde omstandigheden actief zijn. De meeste papers die ingaan op het onderscheid tussen FP en NFP zijn theoretisch van aard. Er zijn ook enkele empirische papers. Een van de eerste en meest geciteerde is de studie van Lynk (1995). Hij voert een cross-sectie analyse uit voor ziekenhuizen in Californië. Zijn conclusie is dat fusierende NFP ziekenhuizen na de fusie lagere prijzen rekenen dan FP's. Er zou volgens hem dan ook milder fusietoezicht moeten bestaan voor ziekenhuizen zonder winststreven. Dit resultaat riep verbaasde reacties op en verschillende onderzoekers testten dezelfde hypothese. Hun studies weerspraken het resultaat van Lynk.

Een voorbeeld daarvan is de studie van Vita en Sacher (2001) naar een – wederom – Amerikaanse fusie tussen 2 ziekenhuizen (NFP) waardoor het aantal spelers van 3 naar 2 ging. De fusiepartners waren net te klein om aangemeld te worden, en de fusie was dus niet beoordeeld op mogelijke mededingingsbeperkingen. De auteurs vinden dat er na de fusie significante prijsstijgingen optraden en dat deze niet verklaard kunnen worden door kwaliteitsverbeteringen. Zij concluderen dat er geen reden is om NFP's anders te behandelen in fusiezaken.

Een ander voorbeeld is een onderzoek van het CPB (2007) dat aantoont dat thuiszorgorganisaties met een groot marktaandeel in hun regio hogere prijzen krijgen bij zorgkantoren zonder dat daar een hogere kwaliteit te-

¹¹ In 2006 was de gemiddelde omzet van een academisch ziekenhuis 591 miljoen euro, van een algemeen ziekenhuis 128 miljoen euro en van een categoriaal ziekenhuis 26 miljoen euro (berekeningen gebaseerd op CBS cijfers).

genover staat. Schaalvergroting tussen deze NFP's leidt dus niet tot lagere, maar zelfs hogere prijzen.

Philipson en Posner (2001) concluderen op basis van een theoretische modelmatige analyse van een markt met NFP's dat de prikkels om samen te spannen voor NFP's en FP's identiek zijn. Ze plaatsen wel de kanttekening dat de winsten van NFP's beperkt verdeeld kunnen worden en dat daarin een prikkel zit om niet te veel 'monopoly rents' te nemen. Echter, deze kanttekening is voor Philipson en Posner geen reden om af te zien van hun hoofdconclusie.¹²

Ook Gift e.a. (2002) concluderen dat concurrentie tussen NFP's (ziekenhuizen) hetzelfde werkt als in andere sectoren: naarmate het aantal concurrenten stijgt, daalt de prijs (die overeen wordt gekomen met verzekeraars) en neemt de marktmacht van zorginkopers toe. De hypothese dat concurrentie tussen ziekenhuizen inefficiëntie in de hand werkt ('medical arms race'), dient volgens deze auteurs verworpen te worden: "*The medical arms race hypothesis that favors more concentrated hospital markets no longer appears to be valid.*" (p. 45).

Een derde artikel dat ook concludeert dat het fusietoezicht niet aangepast dient te worden voor NFP's is van Gaynor (2006). Hij concludeert: "[...] *hospitals are an industry with unique attributes, but nothing about the specifics of the health care industry suggests that the unregulated use of market power in this industry is socially beneficial.*"

Een laatste hier te bespreken artikel is van Prüfer (2007). Hij stelt dat het label NFP te breed is, omdat daar achter een hele schakering aan soorten organisaties ligt. Het besturen van een NFP kan volgens Prüfer in handen zijn van een van de volgende vier stakeholders: consumenten (patiënten of familie van patiënten besturen het ziekenhuis), werknemers (artsen in het bestuur van een ziekenhuis), toeleveranciers (leveranciers van apparatuur besturen in het kader van maatschappelijk ondernemerschap soms ziekenhuizen) en donoren (bestuurders/eigenaren die zich puur altruïstisch opstellen en geen belangen hebben als patiënt, arts of leverancier). Hij modelleert een duopolie en kijkt voor elk van deze vier bestuursvormen wat het welvaartseffect is van een fusie (monopolie). De conclusie luidt als volgt:

¹² Probleem met het artikel van Philipson en Posner is dat hun conclusie kan worden verklaard doordat ze veronderstellen dat de bestuurders/managers van een NFP winst kunnen inruilen voor uitgaven die zij zelf wensen (bijv. hogere beloningen). Volgens sommige auteurs is deze veronderstelling in tegenspraak met een basiseigenschap van NFP's, namelijk dat de winst niet vrijelijk aan de 'eigenaren' kan worden uitgekeerd (*non distribution constraint*).

“We confirm the standard result that, abstracting from synergies or transaction cost reductions, mergers between firms almost always decrease and never increase welfare. The same is true for mergers between nonprofits which are dominated by owners with mainly financial interests. Mergers between nonprofits dominated by consumers, however, can improve welfare” (p. 2).

Deze conclusie geldt alleen als de consument-eigenaren niet te exclusieve voorkeuren voor kwaliteit hebben. In het geval van een fusie tussen consumer-dominated NFP's daalt namelijk de kwaliteit (een reductie in de overinvesteringen in kwaliteit) en daalt de prijs.

Kortom: de meeste economen zijn van mening dat het fusietoezicht op NFP's niet zou moeten verschillen van het toezicht op FP's. Dat niet altijd naar economen wordt geluisterd blijkt wel uit het feit dat in de rechtspraak wel onderscheid tussen NFP en FP wordt gemaakt. Zo beschrijven Gaynor en Vogt (1999) dat Amerikaanse rechters het ontbreken van een winststreven in sommige zaken wel hebben geaccepteerd om een fusie tussen NFP's goed te keuren: *“The board of University hospital is quite simply above collusion”* (p. 15; Hospital Corporation of America versus Federal Trade Commission).¹³ Overigens laten Gaynor en Vogt ook rechters aan het woord die dat niet deden: *“No one has shown that non profit status makes the enterprise unwilling to cooperate in reducing competition”* (p. 16).

5 Relevante onderscheid: de mate van concurrentie

Is er dan geen reden om het toezicht op fusies tussen woningcorporaties, scholen en andere NFP's anders in te richten dan het toezicht op fusies tussen FP's? Het antwoord op die vraag is 'ja', maar niet omdat het fusies tussen NFP's betreft. Het relevante onderscheid is de mate van concurrentie op de markt waarop de fusie tussen NFP's plaatsheeft. NFP's kunnen actief zijn op markten die concurrerend zijn en waar naast NFP's ook FP's actief zijn. Anderzijds – en dat is veel vaker het geval – zijn NFP's actief op markten met beperkte of geen concurrentie.¹⁴

¹³ Deze zaak speelde in 1986 (807 F.2d 1381). Andere zaken waarin de NFP-status voldoende was om de fusie – ondanks mededingingsbezwaren – toe te laten zijn: FTC versus Univ. Health, Inc., 938 F.2d 1206 (S.D. Georg. 1988) en FTC versus Butterworth Health Corp., 946 F. Supp. 1285 (W.D. Mich. 1996). In hoger beroep is de beslissing van de Federal Trade Commission in de University Health Inc. zaak echter teruggedraaid.

¹⁴ Uiteraard is er in praktijk een geleidelijke schaal van markten met veel naar markten met weinig tot geen concurrentie. Om het punt duidelijk te maken dat fusietoezicht zich zou

Op markten met effectieve concurrentie – met veel spelers en lage toegen uittredingsbarrières – gedragen NFP's zich grosso modo hetzelfde als FP's op dezelfde markt. NFP's zijn dan immers gedwongen om zich te gedragen als de FP's en de winstmaximaliserende prijs te vragen. Dit is zo omdat de NFP's een vergelijkbare prijs en kwaliteit moeten bieden om te kunnen concurreren. Alleen in het geval het belastingvoordeel (kostenvoordeel) van de NFP's groter is dan de kosten die nodig zijn om de niet winstgerelateerde doelen na te streven, kunnen NFP's lagere prijzen vragen (voor een bepaalde kwaliteit). Als NFP's hun geld verdienen op een concurrerende markt dan mag verwacht worden dat de fusiepartners de kostenbesparing die zij realiseren op z'n minst ten dele aan de afnemers doorgeven. Geen reden dus om het fusietoezicht aan te passen.

De meeste NFP's zijn echter niet op concurrerende markten actief. Deze organisaties worden immers juist in het leven geroepen, omdat de markt niet goed werkt en er weinig of zelfs geen concurrentie is. Als er wel veel concurrentie zou zijn, zouden er – kennelijk – voldoende ondernemingen in de markt zijn die op basis van een winststreven de behoeften van afnemers op de markt kunnen bevredigen. Deze NFP's voeren vaak ook taken uit die niet of niet goed op de markt terugverdiend kunnen worden (ook niet na kruissubsidiëring met winstgevendende activiteiten). Om die reden krijgen NFP's vaak subsidies en/of een wettelijk monopolie (onderwijs, woningcorporaties, zorg). In andere gevallen heeft de NFP een natuurlijk monopolie (watersector¹⁵).

Op markten die niet concurrerend zijn, zijn fusies alleen gewenst indien daar overtuigende efficiëntievoordelen (schaalvoordelen) aan verbonden zijn en er een mechanisme is dat deze voordelen bij de consument brengt. Zoals in de volgende sectie zal blijken, is onwaarschijnlijk dat er grote efficiëntievoordelen zijn te behalen als gevolg van fusies in NFP-sectoren. Bovendien: als het waar is dat fusies gebaseerd zijn op schaalvoordelen, dan mag verwacht worden dat met name kleine en middelgrote organisaties fuseren. In praktijk zien we echter dat vooral grote organisaties fuseren. Ook is het twijfelachtig of er – bij ontbreken van concurrentie – een mechanisme is dat de voordelen in de vorm van lagere prijzen en/of hogere kwaliteit bij consumenten legt. Op zich is het wel mogelijk om in semi-publieke sectoren met van nature weinig concurrentie marktwerking na te bootsen (Blokland 2008). Afhankelijk van de mate waarin het lukt om met maatstafconcurrentie, benchmarking of vraagsturing het marktmechanisme na te bootsen, kan de efficiëntiewinst wel bij consumenten terecht komen.

moeten beperken tot fusies op markten met concurrentie, is hier bewust gekozen om de tegenstelling 'concurrerend' versus 'niet/nauwelijks concurrerend' te gebruiken.

¹⁵ De drinkwaterbedrijven hebben ook een wettelijk monopolie, zie sectie 6.

Benchmarking kan voor NFP's een nuttige vorm van nagebootste marktwerking zijn. Door fusies kan het aantal spelers echter zo sterk afnemen dat dit niet meer goed mogelijk is.

6 Fusiegolf tussen NFP's in water-, onderwijs- en zorgsector

Deze sectie geeft een korte schets van de vele fusies die de afgelopen jaren hebben plaatsgevonden tussen NFP's in markten met geen tot zeer weinig concurrentie. Achtereenvolgens wordt ingegaan op de drinkwater-, onderwijs- en zorgsector. Deze schets maakt duidelijk dat het onwaarschijnlijk is dat als gevolg van deze fusies grote schaalvoordelen optreden. Gegeven de toch al gebrekkige concurrentie zijn deze fusies dan welvaartsverlagend geweest.

Fusies in de drinkwatersector. Waterbedrijven hebben een wettelijk monopolie op de distributie en levering van drinkwater en hun tarieven zijn op dit moment niet gereguleerd. Voldoen waterbedrijven aan de voorwaarden van een NFP? Waterbedrijven zijn in handen van lagere overheden; de wet verbiedt dat een commerciële partij aandelen van een waterbedrijf in bezit heeft. De waterbedrijven mogen echter wel winst maken en dividend uitkeren. Toch zijn waterbedrijven voor wat betreft de levering van drinkwater vrijgesteld van het betalen van vennootschapsbelasting (Wet op Vennootschapsbelasting, artikel 2(3) en (7)). In de nieuwe Drinkwaterwet geldt een maximum aan de winst van drinkwaterbedrijven. Als ze daar boven komen, moet de prijs voor de consument omlaag. Het te veel mag ook niet worden uitgekeerd als dividend. Er is met andere woorden sprake van een beperkte *distribution constraint*. Overigens zijn er ook waterbedrijven die nooit dividend uitkeren, in welk geval wel sprake is van een *non distribution constraint* (bijv. Waterleidingbedrijf Groningen). Alle waterbedrijven hebben een bredere doelstelling dan winst (als de doelstelling al winst omvat), namelijk milieu, kwaliteit en volksgezondheid. Al met al is aan de meeste voorwaarden voldaan en kunnen waterbedrijven als NFP's worden beschouwd.

Is de NFP-status van de fuserende bedrijven in een dergelijke context voldoende garantie dat de tarieven niet zullen stijgen als gevolg van de fusie? Nee, dat is niet het geval. Belangrijker is echter dat geen sprake is van concurrentie tussen waterbedrijven. Terwijl bedrijven in andere netwerksectoren sinds midden jaren negentig onderling moesten gaan concurreren, is de markt voor drinkwater niet geliberaliseerd en is nog altijd sprake van

wettelijke regionale monopolies. Huishoudens en bedrijven kunnen hun drinkwaterleverancier niet kiezen en zijn gegeven hun woon- en vestigingsplaats gebonden afnemers. Waterbedrijven hoeven dan ook niet te strijden om de gunst van de klant. Ondanks het feit dat door de driejaarlijkse vrijwillige benchmark¹⁶ de efficiëntie in de sector is gestegen, zijn de reële tarieven niet gedaald. De gerealiseerde efficiëntiewinst is niet bij de afnemers terecht gekomen, maar bij de bedrijven (in hun reserves; de rendementen op het eigen vermogen liggen ver boven wat verwacht mag worden op basis van het risicoprofiel) of bij hun aandeelhouders (door dividend uitbetalingen). Kortom, de NFP-status is zeker geen afdoende garantie om anti-competitieve effecten buiten de deur te houden. Een ander nadeel van de fusiegolf is dat het steeds moeilijker wordt om effectief te blijven benchmarken of in de toekomst eventueel een systeem van maatstafconcurrentie in te voeren.

In opdracht van waterbedrijf Oasen is door Dijkgraaf en Varkevisser (2007) onderzocht wat de effecten van fusies in de watersector zijn op de kosten. Werkt een fusie kostenbesparend? Het antwoord is 'nee'. Op basis van een analyse van fusies in Nederland, Engeland/Wales en de Verenigde Staten wordt geen effect gevonden: er zijn geen schaalvoordelen en gefuseerde bedrijven hebben geen synergievoordelen (werken niet efficiënter). Sterker nog: de analyses wijzen eerder op schaalnadelen.¹⁷ Waarom heeft de NMa de vele fusies tussen waterbedrijven dan goedgekeurd? In Nederland is het aantal waterbedrijven in de afgelopen 12 jaar gehalveerd als gevolg van fusies (zeven van de tien fusies vonden plaats na instelling van de NMa in 1998). Op 1 januari 2008 kende Nederland nog tien drinkwaterbedrijven. Het feit dat sprake is van concurrentie noch schaalvoordelen had genoeg reden moeten zijn om de fusies in de watersector te verbieden.

Fusies in de onderwijssector. Ook in het onderwijs heeft een enorme fusiegolf plaatsgevonden. Deze was het gevolg van bewust overheidsbeleid. Vanaf midden jaren tachtig heeft de overheid fusies gestimuleerd door de

¹⁶ In Nederland voeren de drinkwaterbedrijven sinds 1997 eens per drie jaar een vrijwillig benchmark-onderzoek uit (onder leiding van brancheorganisatie Vewin). De nieuwe Drinkwaterwet die nog niet door de Eerste Kamer is aangenomen, maakt daar een verplichte benchmark van. Er is op dit moment twijfel over de vraag of de disciplinerende werking van de benchmark voldoende is om overwinsten te voorkomen. Door de vrijwillige benchmark is de relatieve inefficiëntie sinds 1997 teruggebracht met 17%. Uitgangspunt is wel dat het meest efficiënte waterbedrijf in de benchmark absoluut efficiënt is (het kan dus niet efficiënter), waardoor sprake is van een onderschatting van de nog te behalen efficiëntiewinst. Zo werd bij de presentatie van de laatste benchmark gesteld dat de efficiëntie in de sector nog met 25% kan worden verbeterd.

¹⁷ Alleen voor erg kleine bedrijven (<25 miljoen m³ afzet per jaar) worden schaalvoordelen gevonden. In Nederland bestaan dergelijke kleine waterbedrijven niet.

vaste voet uit de bekostiging te halen (zodat sprake werd van lineaire bekostiging), door de opheffingsnorm te verhogen en door extra fusiepremies te geven (met name in het voortgezet onderwijs) (Onderwijsraad 2005). Het aantal instellingen in het basis-, voortgezet en hoger beroepsonderwijs is in de periode 1990-2007 met 18, 62 respectievelijk 36% afgenomen; het aantal leerlingen per instelling wordt steeds groter. Dezelfde schaalvergroting is ook zichtbaar in het MBO. Halverwege de jaren negentig zijn vijftig grote regionale opleidingscentra (ROC's) ontstaan na verplichte fusies van ruim vijfhonderd MBO-instellingen. In het wetenschappelijk onderwijs zijn – op de fusie tussen de Universiteit van Amsterdam en de Hogeschool van Amsterdam na – geen fusies geweest.

Deze fusies zijn gebaseerd op onderwijskundige motieven, zoals invoering basisvorming, studiehuis en multisectoraal beroepsonderwijs. Of de fusies ook hebben bijgedragen aan deze doelen is niet duidelijk; ook is niet bewezen dat *“grotere schaal altijd leidt tot een slechtere kwaliteit”* (persbericht bij Onderwijsraad 2005). Eronder ligt een bezuiniging die wordt opgevangen door schaalvoordelen. In praktijk is er ook een *“mechanisme van budgetmaximalisatie: bestuurders en managers hebben soms de neiging naar schaalvergroting te streven, niet omdat dat per se beter is voor het onderwijs, maar vanwege de neveneffecten in termen van aanzien en carrière.”* (Onderwijsraad 2005, p. 10).

De fusies zijn na de officiële fusieoperaties niet tot stilstand gekomen. Het werd een zichzelf versterkend proces, waarbij met name bestuurlijke fusies steeds doorgaan. De Onderwijsraad deed verschillende onderzoeken en concludeert in 2005 dat er een fusietoets moet komen. De minister van OCW zou moeten bekijken of de fusie niet leidt tot ongewenste inperking van de keuzevrijheid in een bepaald gebied. Het zou volgens het advies om instellingen gaan met een gezamenlijk marktaandeel van 50% of meer. Politieke inmenging in het fusietoezicht zou echter een zeer onwenselijke situatie zijn.

De NMa heeft de fusies in het onderwijs niet inhoudelijk beoordeeld. Helaas had de NMa daartoe niet de mogelijkheid. In zaak 2760 tussen Hogeschool Alkmaar, Hogeschool Haarlem, Hogeschool Holland en Ichthus Hogeschool bepaalde de NMa dat bekostigde instellingen geen onderneming zijn in de zin van de Mededingingswet, omdat zij onder de huidige wet- en regelgeving onvoldoende commerciële speelruimte hebben. Zo bepaalt de overheid het aanbod en de prijs. De activiteiten van een aangewezen instelling zijn wel aan te merken als economische activiteiten. Tot op heden was de omvang van deze activiteiten echter te gering om onder toezicht van de NMa te vallen (zijn lager dan de omzeldrempel).

Er is op dit moment dus geen mogelijkheid om de fusies in het onderwijs te beoordelen op mogelijke negatieve effecten. Onderwijsinstellingen

hebben vrij spel zonder dat vastgesteld kan worden of een fusie in het voordeel van leerlingen, studenten en docenten is. Onderwijsinstellingen worden grotendeels gefinancierd met belastinggeld. De link tussen de betaler en de gebruiker is dus indirect. Indien wel direct wordt betaald, dan staan de prijzen vast (collegegeld is wettelijk vastgesteld). Veel prikkels om efficiëntievoordelen door te geven aan afnemers zijn er niet; zeker niet als bedacht wordt dat er bezuinigd wordt en eventuele voordelen gebruikt moeten worden om tekorten op te vullen. Tegelijk is de 'markt' voor onderwijs in beweging. In het hoger onderwijs wordt nagedacht over een opener bestel, waarin toetreding door niet-bekostigde instellingen eenvoudiger is. De indirecte sturing van de vraag doordat bekostiging via het aantal leerlingen loopt en er keuzevrijheid is, lijkt belangrijker te worden nu ouders en studenten steeds vaker informatie verzamelen en een weloverwogen keuze maken. Langzamerhand verandert de opvatting over concurrentie in de onderwijsmarkt. Echter, indien deregulering inderdaad meer concurrentie mogelijk maakt, dan is concurrentie door de huidige geconcentreerde markt wel erg moeilijk. Het feit dat fusies tussen onderwijsinstellingen niet beoordeeld kunnen worden door de NMa is gegeven deze ontwikkeling extra problematisch.

Fusies in de zorgsector. In de periode 1985-2007 is het aantal ziekenhuizen (instellingen) door fusies met 44% gedaald. Het aantal locaties bleef nagenoeg gelijk. In vergelijking met andere Noordwest Europese landen is het aantal ziekenhuizen per hoofd van bevolking tegenwoordig twee tot vier keer zo laag. De Nederlandse markt is relatief geconcentreerd; de Nederlandse ziekenhuizen zijn grootschalig. Uit internationale vergelijkingen blijkt verder dat Nederland met 99% veruit het hoogste aandeel NFP's heeft onder de algemene ziekenhuizen (1% is privaat). De oorzaak is dat ziekenhuizen vroeger vanuit kerkelijke instituties zijn opgericht. In andere landen is het aandeel publieke en private ziekenhuizen veel hoger.

Uit onderzoek van Roland Berger (2007) op basis van jaarverslagen en kwaliteitsgegevens van de Inspectie voor de Gezondheidszorg blijkt dat kleine ziekenhuizen (omzet lager dan 75 miljoen euro) beter presteren dan grote ziekenhuizen (omzet groter dan 125 miljoen euro). Kleine ziekenhuizen zijn beter te besturen, zijn minder bureaucratisch en de afstand tussen arts en patiënt is kleiner. De grote Nederlandse ziekenhuizen scoren internationaal gezien slecht op het punt van efficiëntie in termen van het aantal patiënten per specialist (weinig patiënten per specialist) en de bezettingsgraad van bedden (een lage bezettingsgraad). De auteurs van het rapport concluderen dan ook dat de fusiegolf van de afgelopen jaren niets heeft opgeleverd.

Uit onderzoek van Blank e.a. (2008) blijkt ook dat schaalvergroting niet tot doelmatigheidsverbetering leidt. Dat komt omdat de Nederlandse ziekenhuizen al groot zijn en grote ziekenhuizen schaalnadelen kennen. Het omslagpunt ligt “*ergens tussen de tweehonderd en driehonderd bedden*”. (p. 327). Ter vergelijking: In de US Merger Guidelines geven de toezichthouders (Department of Justice en Federal Trade Commission) aan dat ze ervan uitgaan dat er boven 100 bedden geen schaalvoordelen meer optreden.¹⁸ Schaalgrootte heeft niet alleen via bedrijfsinterne mechanismen invloed op de doelmatigheid, maar ook via externe prikkelmechanismen. Hoe groter de schaal van een ziekenhuis, hoe minder ziekenhuizen er in de omgeving zullen zijn met wie het ziekenhuis concurreert, en hoe lager de concurrentiedruk van andere ziekenhuizen en dus hoe lager de prikkels om efficiënt te werken.

Publieke belangen bij de zorg zijn de bereikbaarheid, betaalbaarheid en kwaliteit. Nu is aangetoond dat schaalvergroting niet tot efficiëntiewinsten leidt, is het effect van grootschalige fusies op betaalbaarheid negatief. Het effect op de bereikbaarheid is negatief als door fusies het aantal locaties afneemt, hetgeen op dit moment niet het geval is.

Leidt schaalvergroting dan wellicht tot hogere kwaliteit van de zorg? De Raad voor de Volksgezondheid en Zorg (2008) en Blank e.a. (2008) concluderen dat er geen bewijzen gevonden kunnen worden dat grootschaligheid ten koste gaat van de kwaliteit (en ook niet dat grootschaligheid leidt tot betere zorg).

Groot (2008) merkt op dat de gedachte dat kwantiteit nodig is voor kwaliteit geen reden hoeft te zijn voor een fusie, omdat de Inspectie voor de Gezondheidszorg reeds eisen stelt aan het minimum aantal verrichtingen. De zorgautoriteit (NZa 2008) concludeert op basis van literatuurstudie dat vooral voor complexe vormen van zorg wel een significant verband bestaat tussen volume en kwaliteit. Om een volume te halen, is echter geen fusie nodig. Fusies hebben namelijk geen relatie met het aantal verrichtingen, omdat artsen vaak op meerdere locaties/in meerdere instellingen werken.

Omdat schaalvergroting leidt tot een toename van marktmacht, kan de relatie tussen schaal en kwaliteit negatief zijn. Indien zorgaanbieders beschikken over marktmacht ligt het prijsniveau boven het marginale kosten-niveau, en worden er ondoelmatige kosten gemaakt (bijvoorbeeld in de vorm van hoge salarissen en luxueuze gebouwen) en/of zijn er suboptimale productieprocessen (bijvoorbeeld bij de patiëntenlogistiek of in de infor-

¹⁸ Zie: <http://www.ftc.gov/bc/healthcare/industryguide/policy/statement1.htm> Onder A staat: “hospitals [...] with fewer than 100 licensed beds and an average daily inpatient census of fewer than 40 patients are unlikely to achieve the efficiencies that larger hospitals enjoy. Some of those cost-saving efficiencies may be realized, however, through a merger with another hospital.”

matieoverdracht tussen verschillende zorgverleners). Onder zulke omstandigheden kunnen de prijzen dan wel de kosten worden verlaagd zonder dat dit gevolgen voor de kwaliteit heeft. Dit sluit aan bij veel empirische studies waarin een tegengesteld verband tussen kwaliteit en kosten wordt gevonden: kostenverlagingen blijken in de praktijk vaak samen te gaan met kwaliteitsverbeteringen.

Vroeger waren ziekenhuizen – net als scholen nu – een blinde vlek in het fusietoezicht. Tot 2004 onthield de NMa zich van toetsing van fusies tussen ziekenhuizen. De reden was dat er “gelet op de huidige stringente wet- en regelgeving en de toepassing daarvan op mededingingsmogelijkheden van ziekenhuizen geen reden bestaat om aan te nemen dat een economische machtspositie ontstaat of wordt versterkt” (zie bijv. de eerste melding van een ziekenhuisfusie, zaak 165 Sophia Ziekenhuis – Ziekenhuis/Verpleeghuis De Weezenlanden). De wet- en regelgeving leidt er volgens de NMa toe dat toetreding niet eenvoudig is (er is een vergunning nodig om een ziekenhuis te starten en (bijzondere) medische verrichtingen uit te voeren), de (minimum)kwaliteit van de dienstverlening is voorgeschreven, de tarieven vastliggen, en de contracteerplicht zorgt dat met alle verzekeraars afspraken gemaakt moeten worden. Het is te betreuren dat de NMa bij deze vroegere fusies alleen naar de destijds geldende wet- en regelgeving heeft kunnen kijken en niet heeft kunnen anticiperen op wat al langer in de lucht hing: enige marktwerking in de zorg. Het beoordelingskader is wat dat betreft te statisch; er kan te weinig rekening worden gehouden met lange termijn effecten na verandering van de spelregels.

Toen de NMa na 2004 wel fusies tussen ziekenhuizen ging beoordelen, is – in ieder geval tot op heden zeer – veel aandacht besteed aan de geografische marktafbakening en veel minder – te weinig – aan de beoordeling van de effecten van de fusie.

Deze feiten hebben de ziekenhuizen geen windeieren gelegd. Zij konden, anticiperend op nieuwe wetgeving, fuseren teneinde toekomstige concurrentie voor te zijn. Marktwerking bestaat bij de gratie van (potentiële) toetreders. Doordat de markt nu wordt gedomineerd door grote, machtige spelers wordt de kans daarop sterk verkleind.

De verwachting is dat nu de grootste fusiegolf tussen ziekenhuizen wel over het hoogtepunt heen is, er een nieuwe fusiegolf aankomt, namelijk tussen thuiszorgorganisaties, verpleeghuizen, ziekenhuizen en wellicht zelfs woningcorporaties. Dergelijke conglomerate fusies – fusies tussen organisaties in verschillende sectoren – zullen zelden tot schaalvoordelen (efficiënties) leiden (Mueller 1969; Mueller en Sirower 2003). Zonder efficiëntiewinsten is er geen reden om die conglomerate fusies toe te juichen. De patiënt heeft geen voordeel bij een ziekenhuis dat na de fusie al haar patiënten naar de thuiszorginstelling of het verpleeghuis stuurt met wie het

gefuseerd is. Helaas heeft de NMa niet veel mogelijkheden om deze fusies tegen te houden, omdat de relevante markt voor elk van de fusiepartners anders is (nauwelijks overlappen).

7 Conclusies

Op markten die niet concurrerend zijn, zijn fusies alleen gewenst indien daar overtuigende efficiëntievoordelen (schaalvoordelen) aan verbonden zijn en er een mechanisme is dat deze voordelen bij de afnemer brengt. Omdat de meeste NFP's op markten met beperkte of geen concurrentie actief zijn, is deze afweging bij uitstek relevant bij fusies tussen NFP's. Zoals uit de beschrijving van fusies in de drinkwater-, onderwijs- en zorgsector blijkt, is het twijfelachtig of er in dergelijke sectoren grote efficiëntievoordelen zijn te behalen. Dit blijkt ook uit het feit dat in praktijk niet de kleine en middelgrote organisaties fuseren – wat verwacht mag worden als het gaat om het behalen van schaalvoordelen – maar juist de grote. Desalniettemin hebben in deze sectoren de afgelopen jaren veel fusies plaatsgevonden. Net zoals bij ziekenhuizen waar de NMa (tot 2004) niet op de rem kon gaan staan, heeft de overheid onderwijsfusies aangejaagd zonder een rem mogelijk te maken. Overigens kon de NMa wel een groot deel van de fusies in de watersector en de ziekenhuisfusies na 2004 beoordelen, maar heeft dat niet geleid tot een trap op de rem. In dit artikel is betoogd dat – gezien het gebrek aan schaalvoordelen – fusies tussen NFP's op markten zonder of slechts zeer beperkte concurrentie niet welvaartsverhogend zijn. De NMa heeft op dit moment onvoldoende mogelijkheden om deze fusies tegen te houden. De NMa heeft niet als taak om concurrentie te bevorderen door toetredingsdrempels te verlagen of partijen met marktmacht allerlei sectorspecifieke beperkingen op te leggen.¹⁹

Al met al is fusietoezicht – dat wil zeggen een toets op significante mededingingsbeperkingen – nogal moeizaam in een markt waar eigenlijk nog nauwelijks echt sprake is van concurrentie. Als geen sprake is van concurrentie kan ook niet getoetst worden of die afneemt. Zouden op markten zonder concurrentie of met nog-te-ontwikkelen-concurrentie fusies tussen NFP's boven bepaalde omzet- of marktaandeeldrempels niet gewoon moeten worden verboden tot de markt een bepaalde, nader te bepalen mate van concurrentie heeft bereikt? Op basis van de in dit artikel genoemde literatuur en praktijkvoorbeelden beantwoord ik die vraag met 'ja'. De les is dat

¹⁹ De NZa heeft die bevoegdheid wel (uiteraard alleen voor de zorgsector), maar heeft geen formele bevoegdheden in het fusietoezicht. Wel is in het samenwerkingsprotocol uit 2006 afgesproken dat de NZa bij fusies gehoord zal worden door de NMa.

de overheid bij NFP's op slecht concurrerende markten niet de *default* kiest dat grote fusies in principe zijn toegestaan, maar dat de *default* zou moeten zijn dat grote fusies (dus fusies boven een bepaald marktaandeel of omzeldrempel) niet zijn toegestaan indien de markt niet een bepaalde nader te bepalen mate van concurrentie kent. Uiteraard geldt hetzelfde voor FP's op niet-concurrerende markten. Voor FP's speelt echter niet de discussie of een toleranter toezicht mogelijk is zoals die voor NFP's wel speelt. Bovendien is het nu voor FP's beter mogelijk om fusies tegen te houden of nadelen voor consumenten op een andere wijze te beteugelen dan voor NFP's.²⁰

Indien NFP's op markten met voldoende concurrentie actief zijn, is het aan de NFP's om de toezichthouder te overtuigen van de netto voordelen van de fusie voor afnemers. Hier geldt dus hetzelfde als voor FP's.

Het veranderen van de default is te prefereren boven een politieke fusietoets in handen van het ministerie van OCW of VWS. Politieke inmenging in het fusieproces doorkruist dat doel met allerlei partijpolitieke dagkoersen – een zeer onwenselijke situatie. Het ministerie van Economische Zaken zou de NMa deze mogelijkheden moeten geven zodat de consument ook bij het fusietoezicht op fusies tussen NFP's centraal staat. Ook wordt er in het fusietoetsingskader onvoldoende rekening gehouden met het feit dat grootschalige fusies de mogelijkheden om concurrentie na te bootsen om zeep helpen (denk bijv. aan benchmarking).

Auteur

Barbara Baarsma is directeur van SEO Economisch Onderzoek, e-mail: b.baarsma@seo.nl.

Graag bedank ik Pierre Koning en een anonieme referent voor hun kritische blik op een eerdere versie van dit artikel.

Literatuur

Andrade, G., M. Mitchell en E. Stafford, 2001, New evidence and perspective on mergers, *Journal of Economic Perspectives*, 15(2): 103-20.

²⁰ Voorbeelden van FP's op markten zonder concurrentie zijn bedrijven met een wettelijk monopolie zoals TNT op de postmarkt voor brieven onder 50 gram en Rendac Son BV voor de destructie van kadavers. Deze bedrijven zijn gereguleerd, zodat het mechanisme om voordelen niet binnen het bedrijf te houden maar aan de afnemers door te geven van overheidswege wordt opgelegd.

- Baarsma, B.E., 2007, Fusies en het gebruik van de SSNIP-test, *ESB*, vol. 92(4513): 395-97.
- Besley, T. en Ghatak, M., 2003, Incentives, choice and accountability in the provision of public services, *Oxford Review of Economic Policy*, 19(2): 235-249.
- Blank, J., C. Haelermans, P. Koot en O. Putten, 2008, Schaal en zorg, *ESB*, vol. 93(4536): 326-29.
- Blokland, D., 2008, Een afwegingskader voor marktwerking in semi-publieke sectoren, *TPEdigitaal*, vol.2(1): 47-61.
- Capps, C.S., D. Dranove, S. Greenstein en M. Satterthwaite, 2002, Antitrust policy and hospital mergers: recommendations for a new approach, *The Antitrust Bulletin*, 677-714.
- Clougherty, J.A. en T. Duso, 2008, The impact of horizontal mergers on rivals: gains to being left out outside a merger, CEPR Discussion Paper 6867.
- CPB, 2007, Market share and price in Dutch home care: market power or quality?, Discussion Paper 95, I. Mosca, M. Pomp en V. Shestalova.
- Deneffe, D. en R.T. Mason, 2002, What do not-for-profit hospitals maximize?, *International Journal of Industrial Organization*, vol. 20(4): 461-492.
- Dijkgraaf, E. en M. Varkevisser, 2007, Analyse kosteneffect fusies drinkwatersector, SEOR/Ecri.
- EC, Commissie van de Europese Gemeenschappen, 1997, Bekendmaking van de Commissie inzake de bepaling van de relevante markt voor het gemeenschappelijk mededingingsrecht, PB C 372 van 9.12.1997: 5-13.
- Gaynor, M., 2006, Part I: Defining Competition Policy for Health Care, *Journal of Health Politics, Policy and Law*, vol. 31(3): 497-510.
- Gaynor, M en W.B. Vogt, 1999, Antitrust and competition in health care markets, NBER Working Paper 7112.
- Gift, T.L., R. Arnould en L. DeBrock, 2002, Is healthy competition healthy? New evidence of the impact of hospital competition, *Inquiry*, vol. 39(1): 45-55.
- Groot, W., 2008, Kwaliteit door marktwerkings, *ESB*, vol. 92(4518): 79.
- Horizontal Merger Guidelines, 1992, Department of Justice and Federal Trade Commission, April 2 1992 [with April 8, 1997, revisions to section 4 on efficiencies], USA.
- Horwitz, J.R. en A. Nicols, 2007, What do nonprofits maximize? Nonprofit hospitals service provision and market ownership mix, NBER working paper 13246.
- Katz, M.L. en C. Shapiro, 2003, Critical loss: Let's tell the whole story, *Antitrust Magazine*, Spring: 49-56.
- Keuzenkamp, H., 2008, Reactie op: NMa moet strenger zijn bij toetsen ziekenhuis, *ESB*, vol. 93(4533): 252.
- Koning, P., J. Noailly en S. Visser, 2007, Do not-for-profits make a difference in social services? A survey, *De Economist*, vol. 155(3): 251-270.
- Lakdawalla, D. en T. Philipson, 2006, The nonprofit sector and industry performance, *Journal of Public Economics*, vol. 90(9): 1681-98.
- Lynk, W.J., 1995, Nonprofit Hospital Mergers and the Exercise of Market Power, *Journal of Law and Economics*, vol. 38(2): 437-61.

- Mueller, D., 1969, A theory of conglomerate mergers, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 83(4): 643-659.
- Mueller, D.C. en M.L. Sirower, 2003, The Causes of Mergers: Tests Based on the Gains to Acquiring Firms' Shareholders and the Size of Premia, *Managerial and Decision Economics*, vol. 24(5): 373-91
- NMagazine, 2008, Goede informatie cruciaal bij fusiemelding, nr. 2, juli: 8-9.
- NZa, 2008, Kwaliteit van zorg & marktwerking, R. Halbersma, research paper, Den Haag.
- Onderwijsraad, 2005, Variëteit in schaal, Den Haag.
- Philipson, T.J. en R.A. Posner, 2001, Antitrust and the not-for-profit sector, NBER Working Paper 8126.
- Prüfer, J., 2007, Competition and mergers among nonprofits, Tilec Discussion Paper 2007-022.
- Raad voor de Volksgezondheid en Zorg, 2008, Schaal en zorg, Den Haag.
- Roland Berger, 2007, Trends in European Health care, Berlijn, Duitsland.
- Varkevisser, M. en E. Schut, 2008, NMa moet strenger zijn bij toetsen ziekenhuisfusies, *ESB*, vol. 93(4532): 196-99.
- Vita, M.G. en S. Sacher, 2001, The competitive effects of non-for-profit hospital mergers: a case study, *Journal of Industrial Economics*, XLIX(1): 63-84.

Flexibele beloning in Nederland

Kea Tijdens en Maarten van Klaveren

De zes belangrijkste vormen van flexibele beloning komen geen van allen voor meer dan drie op de tien Nederlandse werknemers voor, blijkt uit Loonwijzer data 2008-1e kwartaal. Prestatie- of resultaatafhankelijke vormen zijn het meest verbreid in de financiële sector, IT en overige zakelijke dienstverlening. Verschillen tussen sectoren dragen het meeste bij aan de verklaring van de verschillen in verspreiding van flexibele beloning. Opmerkelijk is dat aan de onderkant van de arbeidsmarkt vaker de mening wordt gehoord dat het eigen loon zou moeten afhangen van prestaties dan aan de bovenkant. Hier wordt flexibele beloning waarschijnlijk als een mogelijkheid gezien om een relatief laag inkomen te vergroten.

1 Inleiding¹

Ook al lijkt flexibele beloning van recente datum, het tegendeel is waar. Bij de opkomst van het moderne kapitalisme in ons land, vanaf rond 1850, kwamen aanvankelijk twee beloningsvormen het meeste voor: stukwerk, te betalen aan zelfstandige producenten, in thuisarbeid en in werkplaatsen, en tijdloon met kwalificatiebeloning voor loontrekkers, waarbij meesters, gezellen en leerlingen een verschillend uurloon kregen op basis van verschillen in ervaring. Tegen 1920 deed, vooral onder invloed van de ideeën van Taylor over wetenschappelijke bedrijfsvoering, de professionele vaststelling van tarieven zijn intree, met behulp van tijdsstudies en stopwatch. Het

¹ Dit artikel is gebaseerd op een onderzoek naar flexibele beloning, dat de auteurs in eerste instantie hebben verricht in opdracht van FNV Bondgenoten ten behoeve van de beloningsconferentie van deze vakorganisatie op 17 juni 2008 (Van Klaveren en Tijdens 2008a), en dat vervolgens is gerepliceerd voor ABVAKABO FNV, FNV Bouw en FNV KIEM voor hun respectievelijke terreinen (Van Klaveren en Tijdens 2008b, 2008c, 2008d). De auteurs bedanken de voor het onderzoek ingestelde klankbordgroep van FNV Bondgenoten en de Stichting Loonwijzer voor de samenwerking bij de uitvoering van dit onderzoek.

stukloon kreeg nu als prestatiebeloning een fundamenteel nieuwe onderbouwing. Tegelijkertijd nam het aantal CAO's toe en werd de beloningsgrondslag steeds meer in CAO's vastgelegd. In 1928 kende ongeveer 40% van de CAO's alleen tijdloon, tegenover een kleine meerderheid met combinaties van tijd- en stukloon; louter stukloon werd in minder dan 5% van de CAO's aangetroffen (Pot 1988: 177-210).

Na de Tweede Wereldoorlog legde de ingroei van de vakbeweging in de instituties van de Nederlandse arbeidsverhoudingen de basis voor een grotere invloed van de werknemers op de loonontwikkeling en de toepassing van beloningssystemen. Geleide loonontwikkeling, een rechtvaardige inkomensverdeling en het aansporen van de werknemers tot behoorlijke prestaties werden nagestreefd door de lonen te baseren op functieclassificatiesystemen. In die systemen kwam zowel het principe 'gelijk loon voor gelijk werk' tot uitdrukking, als het prestatieprincipe waar het de verschillen tussen functies betrof. Het centrale criterium voor de loon-rangorde was niet langer de kwalificatie, maar de aard van de functie (Pot 1988: 278). In 1966 werd functieclassificatie al door driekwart van de industriële bedrijven toegepast. Zowel onder werkgevers als onder werknemersvertegenwoordigers werd prestatiebeloning meer en meer als achterhaald beschouwd. Onder werkgevers speelde de grote administratieve rompslomp mee en bleek het een dure methode om werknemers in de hoogconjunctuur vast te houden. In de vakbeweging was het streven naar afschaffing van prestatiebeloning unaniem: de willekeur van normstellingen, het gebrek aan meetbaarheid van prestaties en de opjaag-effecten waren hier voorwerp van kritiek.

In de loop van de jaren '70 werd de opkomst zichtbaar van post-tayloristische vormen van arbeidsorganisatie, waarin gebroken werd met de klassieke hiërarchie en arbeidsdeling van het Taylorisme. Vooreerst leidde dit tot een toename van klachten over de starheid van de gangbare systemen van functieclassificatie. De vakbeweging richtte haar kritiek niet alleen op de uitkomsten, met name voor de laagstbetaalden, en de procedures van functiewaardering, maar ook op gezichtspunten, graderingscijfers en afweegfactoren (Pot 1988: 326-337). Onder werkgevers gingen stemmen op om beloning directer te koppelen aan de inzet van werknemers. Het zou daarbij vooral moeten gaan om het beter motiveren van werknemers via flexibele of variabele beloning, zoals premies voor afdelingen, variabele toeslagen voor medewerkers die op het einde van hun schaal zaten, afspraken over individuele productiviteit en beloning, en systemen van 'participatie en toerekening' (voordien productiviteitstoerekening geheuten). Volgens een FNV-nota uit 1984 was functiewaardering ondanks mogelijke kritiek toch een goed uitgangspunt om tot rechtvaardige inkomensverhoudingen te komen. Functiewaarderingssystemen zouden moeten

voldoen aan drie belangrijke criteria: integrale toepasbaarheid op alle werknemers; voldoende meetnauwkeurigheid, en voldoende inzichtelijkheid voor alle betrokkenen (FNV 1984: 2, 14, 38). Een functioneringsgesprek is hierbij veelal een belangrijke conditie. Dit vakbondsstandpunt zou ruim twee decennia gehandhaafd blijven, maar vooral vanaf 1998 werden vormen van flexibele beloning toch op grotere schaal toegepast. Inmiddels was in 1985 het percentage CAO's met afspraken over prestatiebeloning tot onder de 10% gedaald.

In de jaren '90 en '00 nam de aandacht voor flexibele beloning toe, in 2008 culminerend in een brede veroordeling van de perverse effecten ervan in relatie met de kredietcrisis. Ondanks de aandacht voor flexibele beloning is er weinig onderzoek gedaan naar het voorkomen ervan. Dit artikel beoogt in deze leemte te voorzien. Centraal staan drie vragen: in welke mate komt flexibele beloning anno 2008 voor, met welke persoons-, baan- en loonkenmerken hangt ze samen, en wat zijn de meningen van werknemers inzake flexibele beloning? Sectie 2 schetst dat het onderwerp geen neutraal terrein is in de Nederlandse arbeidsverhoudingen, bespreekt definities en gaat in op meetproblemen. Sectie 3 gaat in op de gebruikte onderzoeksmethode en data voor dit artikel. Sectie 4 bespreekt de mate waarin flexibele beloning voorkomt in Nederland, sectie 5 de samenhang met werkplek- en persoonskenmerken. Sectie 6 gaat in op de opvattingen over flexibele beloning. De conclusies zijn te vinden in sectie 7.

2 Flexibele beloning in Nederland

Standpunten van sociale partners. Het VNO-NCW toont zich in 2006 onverbloemd voorstander van een andere benadering van de jaarlijkse salarisonderhandelingen: minder afspraken over structurele loonsverhogingen en meer over eenmalige uitkeringen en resultaatafhankelijke beloning. Voor overleg over een centrale looneis is volgens de werkgeversorganisatie daarom geen plaats meer. Zij ziet als belangrijkste argumenten voor flexibele beloning dat de structurele looncomponent lager kan zijn, waardoor aanpassing aan het economisch tij gemakkelijker zal gaan, en dat de verschillen tussen bedrijven meer tot hun recht kunnen komen (VNO-NCW 2006). Directeur Nieuwenhoven van VNO-NCW stelt: "Het verder flexibiliseren van de beloning maakt het voor bedrijven mogelijk te excelleren (...) Ik pleit ervoor om de helft van alle beloningen eenmalig en flexibel te maken". Hoewel hij zegt het in principe eens te zijn met Van Nieuwenhoven, nuanceert Schouten, hoofd Waarderen en belonen van de AWWN, dit laatste: "Natuurlijk is 1 procent variabel niet gelijk aan 1 pro-

cent vast (.....) Als je 2 procent van de vaste beloning prestatieafhankelijk wil maken, moet je ervan uitgaan dat er anderhalf keer zoveel te verdienen moet zijn. Dat is al plus 3 procent. In de praktijk komt daar dan nog een procentje bij, omdat er over de meeste prestatiebeloningen geen pensioenpremies of vakantietoeslag wordt betaald” (Zweers 2006). Voor het CAO-seizoen 2008 sprak de gezamenlijke arbeidsvoorwaardennota van AWWN, VNO-NCW en MKB Nederland zich uit voor flexibilisering van beloning VNO-NCW / AWWN / MKB-Nederland 2008).

Van alle vakbonden in Nederland heeft FNV Bondgenoten de meest gedocumenteerde ideeën over flexibele beloning, vermoedelijk omdat deze vakbond de meeste CAO's met afspraken over flexibele beloning afsluit. FNV Bondgenoten wil in 2001 via een actieve opstelling aangeven wat ze als goede en minder goede vormen van flexibele beloning beschouwt. De bond staat niet afwijzend tegenover bonussen voor goede resultaten, zolang er geen willekeur bij komt kijken. Ze kan zich onder voorwaarden vinden in beoordelingsafhankelijke groei door de salarisschaal, mits de beoordeling zich richt op de mate van functiebeheersing en de werknemer bij volledige beheersing volgens het schaalmaximum beloond wordt. Extra, structurele beloningen voor competenties van werknemers die dezelfde functies blijven vervullen, worden afgewezen, zeker als die competenties met moeilijk meetbare gedragsaspecten te maken hebben. Bij elke vorm van flexibele beloning vindt de vakbond het belangrijk dat de werkgever een goed en samenhangend sociaal beleid voert met bijbehorende instrumenten zoals functionerings- en beoordelingsgesprekken en functiewaardering (FNV Bondgenoten 2001). In 2007 stipuleert de vakbond opnieuw dat functiewaardering de basis moet blijven voor het beloningsbeleid (FNV Bondgenoten Adviesgroep 2007: 38-39). Functies moeten via functiewaardering worden ingedeeld in salarisgroepen. Het competentieniveau plus eventueel enkele aanvullende beoordelingscriteria gerelateerd aan de functiebeheersing van een medewerker moeten resulteren in een snellere of langzamere groei binnen de salarisschaal, eventueel met gedifferentieerde eindniveaus per salarisschaal. De feitelijke resultaten ten opzichte van de overeengekomen targets van (groepen van) medewerkers moeten resulteren in een hogere of lagere collectieve resultatendeling en/of individuele bonus.

De argumenten voor flexibele beloning vallen in drieën uiteen. Financiële argumenten stellen dat flexibele beloning aan werkgevers meer mogelijkheden biedt om de arbeidskosten mee te laten bewegen met snel veranderende marktsituaties: bij dalende winsten of omzetten is het gemakkelijker om flexibele vormen van beloning te verlagen of af te schaffen dan om het vaste loon te verlagen, terwijl bij stijgende winsten of omzetten werkgevers gemakkelijk extra kunnen belonen. Arbeidsmarkt-

gerelateerde argumenten betogen dat de in de CAO vastgelegde loonschalen niet voldoen bij krapte op de arbeidsmarkt en dat er tijdelijk arbeidsmarkttoeslagen of individuele toeslagen moeten worden ingezet om werknemers te werven of te voorkomen dat ze naar een andere werkgever gaan. Motivatie-argumenten stellen dat individuele flexibele beloning werknemers stimuleert tot maximale inzet, ontwikkeling en prestatie. Wetenschappelijk onderzoek met betrekking tot flexibele beloning heeft vooral betrekking op het laatstgenoemde argument. Psychologen hebben vele wetenschappelijke studies gedaan naar de motivatie-effecten van prestatie- of flexibele beloning. De uitkomsten lopen nogal uiteen, maar recent onderzoek levert weinig overtuigend bewijs van sterk positieve effecten op arbeidsmotivatie (Van Silfhout 1995; Langedijk en Ykema-Weinen 2000; Vinke 2004; Armstrong en Murlis 2007).

De verbreiding van flexibele beloning. De verbreiding van flexibele beloning wordt niet systematisch gemeten in Nederland. Meting kan op drie manieren plaatsvinden: via inventarisatie van CAO-afspraken, via enquêtes onder werkgevers of via enquêtes onder werknemers. Alle drie komen voor in Nederland. Ze leveren heel verschillende uitkomsten op.

Het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (SZW) publiceert regelmatig onderzoek naar de inhoud van CAO-afspraken. De rapportage 2007 (Ministerie van SZW 2007) heeft betrekking op ruim 120 meest grote CAO's, geldend voor ruim 5 miljoen werknemers. Hier valt flexibele beloning uiteen in eenmalige en structurele uitkeringen (eenmalige uitkering, jaarlijkse gratificatie, 13^e maand) en resultaatafhankelijke uitkeringen (winstdeling, resultaatuitkering, prestatiebeloning). Daarnaast rekent SZW eenmalige collectieve uitkeringen mee als flexibele beloning. Volgens de rapportage bestaan er in 2007 relatief veel afspraken over flexibele beloning in de bouw (100% van de CAO's), overige dienstverlening (93%) en zakelijke dienstverlening (89%), en relatief weinig in landbouw en visserij (60%) en in handel en horeca (65%). Afspraken over flexibele beloning komen relatief vaker voor in ondernemings-CAO's dan in bedrijfstak-CAO's. Afspraken over prestatiebeloning exclusief extra periodieken komen voor in 30% van de door SZW onderzochte CAO's: 15 bedrijfstak-CAO's en 22 ondernemings-CAO's met in totaal 893.000 werknemers. Deze tellingen geven nuttige indicaties, maar zeggen weinig over de aantallen werknemers met flexibele beloning, omdat in CAO's vastgelegde resultaatafhankelijke uitkeringen voorwaardelijk zijn, dus lang niet altijd geëffectueerd worden of voor slechts kleine groepen werknemers. Een telling van CAO's kan opleveren dat 90% van de bedrijven een regeling over flexibele beloning kent, maar wellicht profiteert slechts 10% van de betrokken werknemers in een bepaald jaar daarvan. Daarnaast

wordt, omgekeerd, flexibele beloning nogal eens buiten CAO's om geregeld.

Een tweede bron van informatie vormen enquêtes onder werkgevers. Zo onderzocht BDO CampsObers in 2007 de beloningsvormen van 500 bedrijven in het midden- en kleinbedrijf. Hiervan gaf 59% aan, een bonusregeling te hebben. Dat was een verdubbeling van het aantal bedrijven vergeleken bij eenzelfde soort onderzoek een jaar eerder. Van de bedrijven die hun beloningssystemen aantrekkelijker wilden maken, opteerde de helft voor een hoger maandloon terwijl ruim eenderde het in bonussen zocht (Schiffers 2007). Uit een AWWN-enquête onder 110 bedrijven in oktober 2006, waarvan 70% uit de industrie, bleek dat 93% van deze organisaties ten minste een vorm van flexibel belonen hanteerde (AWVN 2007). Deze cijfers laten, net als die aangaande CAO's, zien dat er op zeer ruime schaal regelingen voor flexibele beloning bestaan. Opnieuw zeggen ze echter niets over de aantallen werknemers voor wie zij worden toegepast.

Een derde bron zijn werknemers-enquêtes. Het CBS is wel een belangrijke bron als het gaat om beloning en vaste toeslagen, maar niet met betrekking tot flexibele beloning. Het tweejaarlijkse OSA-arbeidsmarktonderzoek vraagt wel naar flexibele beloning. De OSA onderscheidt a) gratificatie, 13^e maand, eindejaarsuitkering; en b) winstdeling, tantième. Het percentage werknemers met (a) steeg van 23% in 1998, via 33% in 2002, naar 51% in 2004. Bedacht moet bedacht worden dat in 2004 voor het eerst ook de eindejaarsuitkeringen hierbij inbegrepen waren. Daarentegen daalde tussen 2002 en 2004 het percentage werknemers met (b) licht, naar 14% (Fouarge e.a. 2006: 75). Naast de OSA zijn er ook onderzoeksinstituten en consultancies die zogenoemde salary surveys houden. Deze informatie is deels gebaseerd op enquêtes, deels komt ze uit de personeelsbestanden van bedrijven. Vrijwel steeds heeft de informatie uit salary surveys slechts betrekking op een bepaalde sector of beroepsgroep, waardoor de gevonden percentages werknemers met een bepaalde vorm van flexibele beloning sterk uiteen lopen (bijvoorbeeld VEA 2006; Voxius 2007).

Definitie van flexibele beloning. We proberen nu tot een definiëring van flexibele beloning in de Nederlandse verhoudingen te komen. Flexibele beloning betreft flexibiliteit in de hoogte van de beloning; deze is dus vooraf niet gegarandeerd. Ze kan gerelateerd zijn aan verschillende grondslagen: prestaties/resultaten, functioneren, inzetbaarheid, ontwikkeling en marktwaarde. Flexibele beloning kan onderdeel uitmaken van de maandelijkse of jaarlijkse beloning. Tabel 1 laat de verschillende vormen van flexibele beloning zien en de gebruikelijke betalingsperiode. Ook geeft de tabel aan welke vormen in dit onderzoek zijn gebruikt. Hoewel de eerste

vorm, fluctuatie in loon door variatie in uren, doorgaans niet in beschouwingen over flexibele beloning wordt opgenomen, rekenen wij deze wel mee. Het zal blijken dat deze vorm met name aan de onderkant van de arbeidsmarkt niet onbelangrijk is.

Tabel 1 Overzicht vormen van flexibele beloning.

Soort prestatie beloning	Betalingsperiode	Criterium: individu/bedrijf	In dit onderzoek
Fluctuerende uren	Week / maand	Nvt	Vorm 1
Stukloon	Week / maand	Individu	Vorm 2
Commissie of provisie	Maand	Individu	Vorm 2
Foaien	Dag / week / maand	Individu / groep	Niet opgenomen
Resultaat-afhankelijke toekenning jaarlijkse loonronde	Jaar	Individu	Vorm 3
Resultaat-afhankelijke schaal-uitloop-mogelijkheid	Jaar	Individu	Vorm 4
Resultaat-afhankelijke periodiek	(Half)jaar	Individu	Vorm 4
Persoonlijke toeslag, arbeidsmarkttoeslag	Maand	Individu	Vorm 5
Prestatietoeslag	Maand	Individu / groep	Vorm 5
Resultaat-afhankelijke bonus, toeslag, 13e maand, eindejaarsuitkering	Jaar	Individu	Vorm 5
Winstdeling, tantième, resultatendeling	Jaar	Bedrijf	Vorm 6
Aandelenregeling, optieregeling	Jaar	Bedrijf	Vorm 6

Niet onder flexibele beloning vallen in onze optiek: vakantietoeslag, vaste 13^e/14^e maand of eindejaarsuitkering, ploegen- of onregelmatigheids-toeslag, bereikbaarheids- of consignatie-toeslag, overwerktoeslag, ongemakken- of inconvenïenten-toeslag, tegemoetkoming in kosten van particuliere ziektekostenverzekering, spaarloon of levensloopregeling, structurele diplomatoeslag, en vergoedingen voor onkosten. Ook het cafeteria-model, met keuzemogelijkheden aangaande de samenstelling van het loon, wordt meestal niet tot flexibele beloning gerekend. Hetzelfde geldt voor beloning op basis van leeftijd en, volgens vaste periodieken, op basis van ervaringsjaren.

Wij hebben uiteindelijk zes vormen van flexibele beloning centraal gesteld: op grond van de literatuurstudie kan worden aangenomen dat dit de zes in ons land meest voorkomende vormen zijn. Tabel 2 geeft deze vor-

men weer en de manier waarop zij in de enquête (waarover zo dadelijk meer) bevraagd zijn.

Tabel 2 Zes vormen van flexibele beloning.

Nr	Label	Vraag in de enquête
1	Loon fluctueert door variatie in uren	"Mijn loon verschilt van maand tot maand" Ja/Nee/Weet niet; met vervolg vraag naar reden, alleen uren indien reden.
2	Stukloon, omzetprovisie, output loon	"Nu willen we vragen stellen over je laatst verdiende loon. Was je laatste loon afhankelijk van ... Stukloon/Omzetprovisie/Aantal klanten, patiënten/Loonwerk in agrarische sector/Geen van bovenstaande "
3	Toekennen jaarlijkse loonronde mede afh. van prestaties	"Is het toekennen van de jaarlijkse loonronde afhankelijk van je prestaties?" Ja/Nee/Weet niet
4	Prestatieafhankelijk periodiek/schaal uitloop mogelijkheid	"Is er in je schaal nog een prestatieafhankelijke uitloopmogelijkheid?" [indien op einde schaal] "Hangt de toekenning van periodieken af van je prestaties?" [indien niet op einde schaal] Ja/Nee/Weet niet
5	Resultaatafhankelijke bonus/13e maand	"Over je jaarlijkse bonussen en toeslagen. Ontving je in het afgelopen jaar" [lijstje] "Resultaatafhankelijke 13e maand", "Resultaatafhankelijke bonus"
6	Winstdeling, aandelen (opties)	"Over je jaarlijkse bonussen en toeslagen. Ontving je in het afgelopen jaar" [lijstje] "Winstdeling"

Bron: Loonwijzer enquête 2008/Q1.

3 Vraagstelling en onderzoeksmethode

De vraagstelling. De grote betrokkenheid van sociale partners en de rol van de CAO bij flexibele beloning doen vermoeden dat het voorkomen van flexibele beloning in Nederland primair sector-specifieke patronen vertoont. De ratio van werkgeverszijde ten aanzien van flexibele beloning hangt daarentegen veeleer samen met tekorten op de arbeidsmarkt, hetgeen baan-specifieke patronen doet vermoeden, of met de motivering van werknemers, hetgeen veeleer een samenhang met persoonskenmerken van

werknemers doet vermoeden. Aan werknemers-zijde zullen individuen in flexibele beloning een mogelijkheid zien om een hoger loon te verwerven. Deze invalshoeken worden hierna empirisch onderzocht, waarbij drie vragen centraal staan:

1. In welke mate komen de zes verschillende vormen van flexibele beloning voor, uitgesplitst naar sector?
2. Hangt het voorkomen van deze vormen van flexibele beloning samen met persoons-, baan- en loonkenmerken?
3. Hangen opvattingen onder werknemers over flexibele beloning samen met het voorkomen van flexibele beloning?

Data. Voor de analyses zijn de Loonwijzer-data gebruikt. Loonwijzer is een permanente, vrijwillige enquête op de website www.loonwijzer.nl. Deze website bevat een salarischek voor de lonen van ruim 450 beroepen toegespitst op de situatie van de bezoeker, beschrijvingen van beroepen, diverse informatie en een doorlopende enquête. De salarischek trekt veel bezoek; in juni 2008 in Nederland bijvoorbeeld 750.000 bezoekers. Deze bezoekers worden opgeroepen om de enquête in te vullen, onder het motto dat zo voor iedereen meer informatie over lonen in de salarischek beschikbaar komt. Op jaarbasis vullen ongeveer 50.000 bezoekers een volledige enquête in. Soms worden extra vragen toegevoegd voor specifieke onderzoeken. In dit geval betrof het een tiental extra vragen over flexibele beloning, tijdelijk toegevoegd ten behoeve van het genoemde onderzoek in opdracht van FNV Bondgenoten.

Voor de analyses in dit artikel zijn Loonwijzer-data van januari – maart 2008 gebruikt.² De analyses zijn beperkt tot werknemers. Zelfstandigen, werkzoekenden, scholieren met bijbaan, meewerkende gezinsleden en dergelijke zijn buiten beschouwing gebleven. We schatten voor de zes vormen steeds hetzelfde model, waarin een aantal persoons-, baan- en loonkenmerken zijn opgenomen. De dataset telt 12.316 observaties van werknemers met valide waarden voor alle persoons-, baan- en loonkenmerken. Voor drie van de zes vormen van flexibele beloning heeft deze dataset voor alle observaties valide waarden, voor de drie overige vormen heeft de dataset 10.105 tot 10.958 observaties. Voor 9.782 observaties zijn er valide data voor alle zes vormen (zie ook Tabel 4).

² In de onderzoeken waarop dit artikel is gebaseerd zijn data van zes maanden (oktober 2007 – maart 2008) gebruikt. Voor dit artikel zijn alleen de data van januari-maart 2008 gebruikt, om de invloed van eventuele veranderingen in CAO's in deze halfjaars-periode te reduceren.

De Loonwijzer is een vrijwillige enquête, waardoor generalisatie naar de totale beroepsbevolking niet mogelijk is. Een vergelijking van geaggregeerde sociografische Loonwijzer-gegevens met die van het CBS wijst echter niet op grote afwijkingen. Voor deze vergelijking zijn de meest recente CBS-gegevens over de afhankelijke beroepsbevolking gebruikt, namelijk die van 2006. De verdeling van beide steekproeven over 36 cellen is vergeleken, te weten geslacht, vast/tijdelijk contract, drie opleidingsgroepen en drie leeftijdsgroepen ($2*2*3*3=36$). Uit de vergelijking blijkt dat de grote groepen, namelijk 25-45-jarige mannen met een vast contract en een midden-opleiding, bij het CBS 12,2% uitmaken en bij Loonwijzer 17,9%, en dat de vrouwen in deze groep bij het CBS 10,8% en bij Loonwijzer 11,1% uitmaken. De 25-45-jarige mannen met een vast contract en een hoge opleiding vormen bij het CBS 9,0% en bij Loonwijzer 10,9%. De vrouwen in deze groep maken bij het CBS 8,8% en bij Loonwijzer 6,9% uit. De ondervertegenwoordigde groep betreft voornamelijk de laag opgeleiden. Besloten is de data niet te wegen, omdat bij gebrek aan representatieve gegevens over de afhankelijke variabelen niet onderzocht kan worden wat het effect van weging is en omdat eerder onderzoek op de effecten van sociografische weging op het loon heeft aangetoond dat dit resulteert in 'scheve' weging (Tijdens 2006). Voor één afhankelijke variabele kon een vergelijking worden getrokken. Het Loonwijzer-percentages voor winstdeling (13%) ligt een fractie onder de 14% met winstdeling of tantième die de OSA vond voor 2004 (Fouarge e.a. 2006: 76).

De persoons-, baan- en loonkenmerken In het model schatten we zes vormen van flexibele beloning. Bij alle vormen veronderstellen we dat ze afhankelijk zijn van persoons-, baan- en loonkenmerken. Vijf persoonskenmerken zijn opgenomen, te weten geslacht, leeftijd in vijf groepen, opleidingsniveau in vijf groepen, levensfase in vier groepen, en autochtonen/allochtonen, waarbij allochtonen ruim gedefinieerd zijn als personen die zelf in het buitenland zijn geboren of wier vaders of moeders in het buitenland zijn geboren. Tien baankenmerken zijn opgenomen, te weten sector in zeven categorieën, bedrijfsgrootte, leidinggevende positie, vast contract, werkend bij organisatie met meerdere vestigingen, werkend bij organisatie waarvan eigendom geheel of gedeeltelijk in buitenlandse handen ligt, functioneringsgesprek gehad in afgelopen jaar, beroepsniveau in vier groepen, vallend onder CAO (waarbij het antwoord 'weet niet' is ingedeeld als 'nee'-antwoord), en voltijds werkend. Ten slotte is een loonkenmerk opgenomen: het jaarloon in vier groepen. Het jaarloon is hier gedefinieerd als het uurloon * aantal arbeidsuren per week * 52. Tabel 3 geeft de gemiddelden en standaarddeviaties weer.

Tabel 3 Gemiddelden en standaarddeviaties van de onafhankelijke variabelen in het model

	Gemiddelde	Std. Deviatie
Persoonskenmerken		
Geslacht (vrouw=1)	0,387	0,487
Leeftijd in 5 groepen (1-5)	2,854	1,104
Levensfase in 4 groepen (1-4)	1,942	1,059
Opleiding in 5 groepen (1-5)	2,774	1,252
Ethnische groep (allochtoon=1)	0,133	0,339
Baankenmerken		
Sector in 7 groepen (1-7)	3,094	1,946
Bedrijfsgrootte in 5 groepen (1-5)	2,983	1,395
Leidinggevend	0,310	0,463
Vast contract	0,829	0,377
Meer dan 1 vestiging	0,657	0,475
Buitenlandse eigenaar	0,189	0,391
Functioneringsgesprek gehad	0,622	0,485
Beroepsniveau obv beroep in 4 groepen (1-4)	2,834	0,859
Valt onder CAO	0,700	0,458
Voltijder	0,765	0,424
Loonkenmerken		
Jaarloon in 4 groepen (1-4)	1,965	1,013

Bron: Loonwijzer enquête 2008/Q1. N=12.316.

4 Het gebruik van flexibele beloning

In de analyses zijn zes vormen van flexibele beloning onderscheiden (Tabel 4). De meest voorkomende vorm is het mede afhankelijk van prestaties (dus flexibel) toekennen van de jaarlijkse loonronde (30%), gevolgd door de resultaatafhankelijke bonus of 13^e maand (28%). De prestatieafhankelijke periodiek of schaaluitloop (21%) en het van maand tot maand fluctuerend loon door variatie in uren (20%) vormen de middencategorie, terwijl winstdeling en aandelen(-opties) (13%) en stukloon / omzetprovisie / loon gerelateerd aan output (8%) het minst voorkomen. Gemiddeld ontvangen Nederlandse werknemers 1,2 flexibele beloningsvormen. In totaal ontvangt 64% van de werknemers ten minste een vorm van flexibele beloning.

Omdat we grote verschillen tussen sectoren vermoeden, zijn deze vormen uitgesplitst naar zeven grote sectoren. In Tabel 4 blijken de verschillen naar sector inderdaad groot (29%).

Tabel 4 Gemiddelden van zes vormen van flexibele beloning naar sector(%)

	Sector	1 ^a	2 ^b	3 ^c	4 ^d	5 ^e	6 ^f	7 ^g	8 ^h	St.dev	N
Loon fluctueert door variatie in uren		16	19	35	13	21	4	40	20	0,40	10.899
Stukloon, omzet provisie, output loon		7	9	7	9	3	4	6	30	0,27	12.316
Toekennen jaarlijkse loonronde prestatie-afh.		35	24	29	46	21	10	6	30	0,41	10.105
Prestatie-afh. periodiek, schaaluitloop		23	14	18	31	29	11	8	21	0,46	10.958
Resultaatafhankelijke bonus/13e maand		34	23	32	40	10	8	9	28	0,34	12.316
Winstdeling, aandelen (opties)		19	9	15	16	3	1	25	13	0,45	12.316
Gem. aantal flexibele beloningsvormen (0-6)		1,4	1,0	1,4	1,6	0,9	0,4	0,7	1,2	1,22	9.782
% dat ten minste 1 soort bonus ontvangt		67	57	73	75	57	27	53	64	0,48	9.782

Bron: Loonwijzer enquête 2008/Q1.

^a Industrie, agrarische sector, bouw energie.^b Groot- en detailhandel, horeca.^c Transport, post en telecommunicatie.^d Financiële sector, IT, overige zakelijke dienstverlening.^e Openbaar bestuur, rechtspraak, sociale verzekering.^f Onderwijs^g Zorg & Welzijn^h Totaal

Het minst komt stukloon en omzetprovisie voor: deze vorm blijft in alle sectoren onder 10%. Fluctuerend loon door variatie in uren geeft naar sector een afwijkend patroon te zien en komt relatief vaak voor in zorg en welzijn (40%) en in transport, post en telecom (35%). De andere vijf vormen komen juist weinig voor in zorg en welzijn, en dat geldt voor alle zes vormen ook in het onderwijs. Drie vormen komen het meest voor in de financiële sector, IT en overige zakelijke dienstverlening: toekennen loonronde mede afhankelijk van prestaties (46%, het hoogste percentage van een bepaalde vorm in een sector), resultaatafhankelijke bonus of 13^e maand (40%) en prestatie-afhankelijke periodiek of schaaluitloop (31%). Winstdeling en aandelenopties komen het meest voor in industrie, agrarische sector, bouw en energie (19%); deze sector scoort een tweede positie bij de loonronde mede afhankelijk van prestaties (35%) en bij resultaatafhankelijke bonus of 13^e maand (34%). Opmerkelijk is dat de prestatie-

afhankelijke periodiek of schaaluitloop relatief veel voorkomt in openbaar bestuur, rechtspraak en sociale verzekeringen

Steeds blijkt ruim minder dan de helft van alle werknemers een bepaalde vorm van flexibele beloning te ontvangen. Het is derhalve onwaarschijnlijk dat flexibele beloning in vrijwel elke organisatie 'courant' is, zoals de AWWN op basis van haar onderzoek uit 2006 claimde (AWWN, 2007).

5 Flexibele beloning en persoons- en baankenmerken

De tweede onderzoeksvraag betreft de samenhang tussen de zes vormen van flexibele beloning en de persoons-, baan- en loonkenmerken. Om deze samenhang te onderzoeken hebben we een logit analyse uitgevoerd (zie Tabel 5). We bespreken hierna eerst de resultaten met betrekking tot de persoonskenmerken en daarna de baan- en loonkenmerken.

Het eerste persoonskenmerk is geslacht. Uit de tabel blijkt dat de kansverhouding om wel/niet flexibele beloning te ontvangen voor vrouwen in vergelijking met mannen bij twee vormen kleiner is, namelijk met 30% bij variatie in uren en met 48% bij stukloon. Daarentegen neemt deze kansverhouding toe met 22% voor de prestatie-afhankelijke loonrondes. De overige drie vormen laten geen statistisch significante resultaten zien. Het effect van leeftijd is aanzienlijk bij alle zes vormen van flexibele beloning. De kansverhouding van jongeren tot 25 jaar in vergelijking met de groep 55+ers om wel/niet flexibele beloning te ontvangen neemt voor de vormen variatie in uren en stukloon aanzienlijk toe, terwijl ze juist afneemt bij de overige vier vormen. Het effect van gezinsfase is bij geen enkele vorm van flexibele beloning significant.

Het effect van opleidingsniveau is sterk. De kansverhouding om wel/niet een variatie in uren te ontvangen neemt met een factor vier toe voor laagopgeleiden in vergelijking met universitair opgeleiden. Bij alle overige vormen van flexibele beloning ligt de kansverhouding juist andersom. Het effect van ethnische groep is bij drie vormen significant. De kansverhouding van allochtonen in vergelijking met autochtonen om wel/niet flexibele beloning te ontvangen neemt voor stukloon met 71% toe, terwijl ze bij de resultaatafhankelijke bonus/13^e maand en de winstdeling/opties met 22% respectievelijk 18% afneemt.

In vergelijking met de persoonskenmerken zijn de effecten van de baankenmerken vaker significant. De sector heeft van alle variabelen de grootste verklaringskracht, zo blijkt uit de Wald statistic (niet in de tabel). Bij vijf van de zes vormen van flexibele beloning is een sectorspecifiek pa-

troon te onderscheiden. De kansverhouding op zowel variatie in uren als op stukloon is in de zorgsector groter in vergelijking met de overige sectoren, terwijl de kans op het voorkomen van de drie andere vormen van flexibele beloning daar juist kleiner is.

In de tabel is te zien dat behalve bij variatie in uren en stukloon de kansverhouding toeneemt met de grootte van het bedrijf. Leidinggevende posities doen vrijwel niet terzake, alleen bij het toekennen van de jaarlijkse loonronde is de kansverhouding voor deze groep groter. Een vast contract is van belang bij stukloon, een resultaatafhankelijk deel in de jaarlijkse loonronde, de resultaatafhankelijke bonus en de winstdeling. Voor alle zes vormen blijkt dat het werken bij een organisatie met meer dan een vestiging de kansverhouding op een flexibele beloningsvorm doet toenemen. Werken bij een organisatie die in buitenlands eigendom is doet de kansverhouding bij de vormen resultaatafhankelijk deel in de jaarlijkse loonronde, prestatie-afhankelijke periodiek en resultaatafhankelijke bonus toenemen. Het hebben van een functioneringsgesprek doet voor vier vormen de kansverhouding aanzienlijk toenemen; bij het resultaatafhankelijk deel in de jaarlijkse loonronde is zelfs sprake van een ruime verdubbeling.

Verder is te zien dat de kansverhouding op fluctuerend loon door variatie in uren afneemt met het beroepsniveau, dat de kansverhouding op stukloon niet samenhangt met beroepsniveau en dat ze toeneemt met het beroepsniveau voor de overige vier vormen. Voor werknemers vallend onder een CAO is de kansverhouding op fluctuerend loon door variatie in uren en op winstdeling en aandelen(-opties) groter in vergelijking met werknemers die niet onder een CAO vallen, terwijl het omgekeerde geldt voor stukloon en een resultaatafhankelijk deel in de loonronde. De arbeidsduur is slechts voor twee vormen van belang. Werknemers die voltijds werken hebben een 20% kleinere kansverhouding op fluctuerend loon door variatie in uren. Dit lijkt volledig te passen bij de Nederlandse deeltijdeconomie en bij de bijdrage van deeltijders aan uren-flexibiliteit. Voltijdswerkenden hebben een grotere kansverhouding om een resultaatafhankelijk bonus of deel in de loonronde te ontvangen.

Ten slotte laat de tabel zien dat de hoogte van het jaarinkomen een rol speelt bij de toekenning van vier flexibele beloningsvormen. Hierbij zij vermeld dat het jaarinkomen exclusief bonussen is. Op grond van recente berichtgeving over bonussen in de financiële sector kon al verondersteld worden dat bonussen en een hoog jaarinkomen samenhangen. Uit onze analyses blijkt dat deze observatie stand houdt als gecontroleerd wordt voor opleidings- en beroepsniveau. De kansverhouding op een resultaatafhankelijk deel in de jaarlijkse loonronde, een prestatie-afhankelijke periodiek, een resultaatafhankelijke bonus of een winstdeling, aandelen(-opties) neemt toe met het jaarinkomen.

Tabel 5 Odds ratio voor kans op flexibele beloning (coëfficiënten in exponenten)

	Loon fluctueert door variatie in uren	Stukloon, omzet pro- visie, output/loon	Toekennen jaarlijkse loonronde prestatie-afloop	Prestatieafh periodiek/ schaal uit- prestatie-afloop	Resultaat afh. bonus/ 13e mnd	Winst deling, aandelen (opties)
Persoonskenmerken						
Vrouw	0,709***	0,540***	1,219**	1,077	1,054	0,939
Leeftijd < 24 jr	2,733***	4,415***	1,506**	1,229	1,405*	1,487*
Leeftijd 25-34 jr	1,597***	2,246***	2,298***	1,440**	1,329*	1,194
Leeftijd 35-44 jr.	1,592***	2,028***	2,107***	1,540***	1,351**	1,209
Leeftijd 45-54 jr.	1,257*	1,511	1,862***	1,329	1,060	0,835
Geen kinderen	0,849	1,081	1,12	0,989	1,017	1,038
Jongste kind <=12 jr	0,782*	1,228	1,124	1,118	1,029	1,125
Jongste kind thuis,>12 jr	1,008	1,021	0,877	0,936	1,076	1,211
Basis, VMBO, MAVO	4,083***	0,818	0,457***	0,452***	0,502***	0,647***
HAVO, VWO	3,380***	0,911	0,631***	0,581***	0,821	0,911
MBO	3,513***	0,797	0,594***	0,603***	0,598***	0,679***
HBO	1,499*	1,020	0,914	0,880	0,844	0,814
Allochtoon	1,057	1,714***	0,894	0,993	0,778***	0,813*
Sectoren, baankenmerken						
Industrie, agrarische sector, bouw, energie	0,237***	0,803	8,669***	3,543***	5,740***	14,886***
Groot- en detailhandel, horeca	0,239***	0,922	6,604***	2,556***	4,305***	7,773***
Transport, post, telecom	0,559***	0,742	7,193***	2,672***	5,263***	10,630***
Fin. sector, IT, R&D, etc	0,256***	1,026	10,225***	4,364***	6,121***	11,483***
Openb. bestuur, rechtspraak, soc. verzek	0,413***	0,409***	2,961***	3,626***	0,853	1,063
Onderwijs	0,086***	0,500*	1,309	1,135	0,685	0,498
<10 werknemers	0,707**	1,344*	0,526***	0,501***	0,563***	0,392***
10 - 50 werknemers	0,904	1,484***	0,642***	0,620***	0,647***	0,596***
50-100 werknemers	1,021	1,322*	0,920	0,763**	0,778**	0,728**
100-500 werknemers	1,019	0,977	0,894	0,824**	0,880	0,899
Leidinggevend	0,925	0,996	1,151*	1,057	0,983	1,048
Vast contract	0,681***	1,239*	1,187*	0,952	1,543***	1,629***
Meer dan 1 vestiging	1,453***	1,232*	1,385***	1,220**	1,601***	1,558***
Buitenlands eigendom	0,998	0,970	1,226**	1,252***	1,482***	1,040
Functioneringsgesprek	0,792***	0,866	2,406***	1,955***	1,923***	1,510***
Elementaire beroepen	2,012***	1,246	0,614***	0,643**	0,773*	0,985
Lagere beroepen	1,867***	1,226	0,606***	0,745***	0,659***	0,712***
Middelbare beroepen	1,173	1,027	0,975	0,938	0,912	0,857
Valt onder CAO	1,538***	0,787**	0,663***	1,092	0,909	1,397***
Voltijds werkend	0,731***	1,093	1,229**	1,114	1,206**	1,106
Loon tot 25.000	1,284*	0,846	0,502***	0,579***	0,472***	0,612***
Loon 25.000 tot 35.000	1,039	0,550***	0,801*	0,698***	0,568***	0,814
Loon 35.000 tot 50.000	0,899	0,527***	0,917	0,951	0,734***	0,862
Constant	0,169***	0,048***	0,036***	0,086***	0,076***	0,010***
Sample	10,899	12,316	10,105	10,958	12,316	12,316
-2 Log likelihood	9,429,85	6,236,27	9,981,14	10,022,14	12,242,85	8,222,56
Nagelkerke R Square	0,20	0,08	0,30	0,18	0,26	0,18

Bron: Loonwijzer enquête 2008/Q1. Significantie niveaus *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

Tabel 6 Odds ratio voor kans op een positieve opinie over gebruik flexibel loon (coëfficiënten in exponenten)

Persoonskenmerken	
Vrouw	0,786**
Leeftijd < 24 jr	0,971
Leeftijd 25-34 jr	1,054
Leeftijd 35-44 jr	1,122
Leeftijd 45-54 jr.	1,14
Geen kinderen	0,787
Jongste kind <=12 jr	0,855
Jongste kind thuis,>12 jr	1,002
Basisonderwijs, VMBO, MAVO	1,631**
HAVO, VWO	1,328
MBO	1,257
HBO	0,958
Allochtoon	1,431***
Sectoren en baankenmerken	
Industrie, agr. sector, bouw, energie	0,89
Groot- en detailhandel, horeca	1,016
Transport, post, telecom	0,802
Fin. sector, IT, R&D, ov.zak.dnst.verl.	0,743*
Openb. bestuur, rechtspraak, soc. verzek	0,754
Onderwijs	1,865**
<10 werknemers	1,04
10 - 50 werknemers	1,2
50-100 werknemers	1,047
100-500 werknemers	1,039
Leidinggevend	1,363***
Vast contract	1,351***
Meer dan 1 bedrijfsvestiging	0,988
Bedrijf in buitenlands eigendom	0,986
Functioneringsgesprek gehad	1,059
Elementaire beroepen	1,142
Lagere beroepen	1,106
Middelbare beroepen	0,986
Valt onder CAO	1,194*
Voltijds werkend	1,061
Loon tot 25.000	1,801***
Loon 25.000 tot 35.000	1,669***
Loon 35.000 tot 50.000	1,222
Flexibele beloningsvorm	
Loon fluctueert door variatie in uren	1,277***
Stukloon, omzet provisie, output loon	0,845
Toekennen jaarl. loonronde mede afh. van eigen prestaties	1,092
Prestatieafh periodiek/schaal uitloop	0,887
Resultaatafh. bonus/13e mnd	0,769**
Winstdeling, aandelen (opties)	0,979
Constant	0,376***
-2 Log likelihood	6,091,03
Nagelkerke R Square	0,09

Bron: Loonwijzer enquête 2008/Q1. Significantie niveaus *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05.

6 Mening: eigen loon meer afhankelijk van prestaties

In de Loonwijzer-enquête is aan de werknemers de stelling voorgelegd 'Ik zou willen dat mijn loon meer afhankelijk is van mijn prestaties'. Er kon geantwoord worden met 'Ja', 'Nee' of 'Geen mening'. Omdat de stelling roterend op het scherm getoond is, hebben slechts 4.962 werknemers in de enquête de stelling voorgelegd gekregen. Hiervan hebben 341 het antwoord 'Geen mening' gegeven. Deze respondenten zijn niet in de analyse meegenomen. Iets meer dan de helft van de respondenten (50,2%) zou willen dat hun loon meer afhankelijk is van de eigen prestaties. In het onderwijs is dit percentage met 64% het hoogst en in de financiële sector met 41% het laagst. Bivariate analyse laat zien dat de wens tot grotere afhankelijkheid van eigen prestaties minder leeft onder de ontvangers van een flexibel loon dan onder de niet-ontvangers, op twee uitzonderingen na. In het onderwijs steunen de ontvangers van flexibel loon de wens meer dan de niet-ontvangers. Bij de vorm 'Loon fluctueert door variatie in uren' geldt hetzelfde: werknemers met een variatie in uren vinden vaker dat hun loon meer mag afhangen van hun prestaties dan werknemers zonder variatie in uren.

Multivariate analyse moet meer licht werpen op de samenhang tussen persoons-, baan- en loonkenmerken en een of meer vormen van flexibel loon enerzijds en de opvatting over flexibele beloning anderzijds (Tabel 6). Het blijkt dat persoonskenmerken nauwelijks significante effecten hebben op de opinie dat het eigen loon meer afhankelijk zou moeten zijn van de eigen prestaties. Er zijn twee uitzonderingen. De kansverhouding om wel of niet de opinie te onderschrijven is voor vrouwen .8 kleiner dan voor mannen, terwijl die voor allochtonen 1.4 groter is.

De baankenmerken laten iets vaker significante effecten zien. Werken in het onderwijs doet de kansverhouding om wel of niet de opinie te steunen met ruim 90% toenemen in vergelijking met werken in de zorg. In alle overige sectoren is de kansverhouding juist lager in vergelijking met de zorg. Werken in een leidinggevende positie of met een vast contract doet de kansverhouding in beide gevallen met ruim 30% toenemen. Vallen onder een CAO doet de kansverhouding met bijna 20% toenemen. Daarentegen is het voor het effect op de opinie over flexibele beloning niet significant als het bedrijf meerdere vestigingen of een buitenlandse eigenaar heeft, of dat er functioneringsgesprekken worden gehouden. De kansverhouding om de opinie over flexibele beloning wel versus niet te steunen wordt kleiner naarmate het beroepsniveau toeneemt.

De loonkenmerken hebben een aanzienlijk effect op de opinie over flexibele beloning. Werken in de laagste jaarloongroep, de groep tot

25.000 euro, doet de kansverhouding om wel of niet de opinie te onderschrijven met 79% toenemen in vergelijking met de hoogste groep, de groep boven 50.000 euro. Van de laagste loongroep is 59% voor flexibele beloning, van de hoogste inkomensgroep is dat slechts 39%.

Kijken we ten slotte naar de effecten van het al dan niet hebben van flexibele beloningskenmerken op de opinie over flexibele beloning, dan vallen twee uitkomsten op. De kansverhouding om te willen dat het loon meer afhangt van de eigen prestaties is 27% groter voor werknemers wier eigen loon fluctueert door variatie in uren dan voor werknemers waarbij dit niet het geval is. De kansverhouding is daarentegen juist lager (.75) voor werknemers die een resultaatafhankelijke bonus ontvangen. Nadere bivariate inspectie van de data laat zien dat 22% van de ja-stemmers een variatie in uren heeft tegen 16% van de nee-stemmers. Daarentegen heeft 27% van de ja-stemmers een resultaatafhankelijke bonus tegen 36% van de nee-stemmers.

7 Conclusies

In welke mate vindt flexibele beloning plaats in Nederland, hoe hangt flexibele beloning samen met persoons-, baan- en loonkenmerken, en wat zijn de opvattingen van werknemers over flexibele beloning? Deze drie vragen vormen de kern van dit artikel. Het voorkomen van zes vormen van flexibele beloning is onderzocht met de Loonwijzer data 2008-1^e kwartaal (N=12.316 werknemers). Bijna twee op de drie werknemers in Nederland ontvangt ten minste een vorm van flexibele beloning. In de financiële sector, IT en overige zakelijke dienstverlening is dit het hoogst (75%) en in het onderwijs het laagst (27%). Elke vorm afzonderlijk komt in veel mindere mate voor. De meest voorkomende vorm is dat de jaarlijkse loonronde mede afhankelijk is van prestaties (30%), gevolgd door de resultaatafhankelijke bonus of 13^e maand (28%). Stukloon en winstdeling/aandelen(-opties) komen het minst voor (8%, resp. 13%). Naar sector bezien komen beide vormen het meest voor in de financiële sector, IT en overige zakelijke dienstverlening; dat geldt ook de prestatie-afhankelijke periodiek of schaaluitloop.

Uit een logit analyse naar de samenhang tussen de zes vormen en persoons-, baan- en loonkenmerken blijkt dat vooral het effect van leeftijd en nog meer het opleidingsniveau sterk is, terwijl levensfase niet van belang is. Jongeren ontvangen minder vaak een prestatie-afhankelijke loonronde en een prestatie-afhankelijke bonus, maar vaker fluctuatie in loon door variatie in uren of een stukloon. Hoogopgeleiden ontvangen vaker dan laag-

opgeleiden een flexibele beloningsvorm, met uitzondering van fluctuatie in loon door variatie in uren.

In vergelijking met de persoonskenmerken zijn de effecten van de baankenmerken groter en vaker significant. Vooral de sector waar iemand werkt is van belang voor het ontvangen van een flexibel loon: in de financiële sector, inclusief IT, R&D, en overige zakelijke dienstverlening, worden prestatie- en resultaatafhankelijke bonussen ingezet, gevolgd door de sector transport, post, telecommunicatie. Werken bij een buitenlands bedrijf, bij een bedrijf met meerdere vestigingen en het hebben van functioneringsgesprekken vergroot de kans op flexibele beloning bij bijna alle vormen. Alleen bij fluctuatie in loon door variatie in uren is dit laatste niet het geval. Hier hebben de ontvangers beduidend minder vaak een functioneringsgesprek gehad.

Het ontvangen van een flexibel loon hangt sterk samen met het eigen loon: werknemers met een laag eigen loon hebben vaker bij fluctuatie in loon door variatie in uren of door stukloon, terwijl de beter verdienenden vaker een flexibel loon ontvangen vanwege prestatie-afhankelijke loonrondes, periodieken en bonussen, en door winstdeling/aandelen(-opties).

De helft van de werknemers zou willen dat het eigen loon meer afhangt van de eigen prestaties, de andere helft niet. Over het algemeen vinden werknemers met flexibele beloning dat hun loon niet meer dan nu het geval is hoeft af te hangen van hun eigen prestaties, terwijl werknemers zonder flexibele beloning dit juist wel vinden. De ontvangers van bonussen vinden de huidige flexibiliteit in hun lonen voldoende, of mogelijk zelfs al te veel. Werknemers met fluctuatie in loon door variatie in uren vormen een uitzondering: zij vinden vaker dat hun loon nog meer zou moeten afhangen van hun prestaties. In het onderwijs, een sector met heel weinig flexibele beloningsvormen, wordt vaker steun gevonden voor de opvatting dat het loon meer af zou moeten hangen van de eigen prestaties, terwijl de opvatting juist niet ondersteund wordt door werknemers in de financiële sector, de sector met de meeste flexibele beloning. Allochtone werknemers, werknemers met minder opleiding en werknemers met een jaarincome tot 25.000 euro, alle drie groepen waarbij flexibele beloning weinig voorkomt, vinden vaker dat hun loon meer afhankelijk zou moeten zijn van de eigen prestaties. Ook leidinggevenden, die niet vaker dan anderen een flexibel loon ontvangen, vinden dat hun eigen loon meer afhankelijk zou moeten zijn van het eigen presteren.

Dit artikel ondersteunt vermoedens dat de beter betaalden en de hoger opgeleiden vaker bonussen ontvangen en dat de lager betaalden en lager opgeleiden vaker een flexibel loon hebben door variatie in uren. Eerstgenoemden kunnen meer verdienen door beter te presteren, laatstgenoemden door meer uren te werken. Eerstgenoemden wensen niet meer flexibiliteit

in hun beloning, laatstgenoemden zouden juist nog meer flexibiliteit en dus meer inkomen willen.

Auteurs

Kea Tijdens (k.g.tijdens@uva.nl) is onderzoekscoördinator bij het Amsterdams Instituut voor Arbeidsstudies (AIAS) van de Universiteit van Amsterdam. Zij is tevens hoogleraar Arbeidsmarkt en Emancipatie aan de Faculteit Sociale Wetenschappen van de Erasmus Universiteit Rotterdam. Maarten van Klaveren (m.vanklaveren@uva.nl) is economisch onderzoeker bij AIAS en senior consultant bij STZ advies & onderzoek te Eindhoven.

Literatuur

- Armstrong, M. en H. Murlis, 2007, Reward Management. A Handbook of Remuneration Strategy and Practice. Revised 5th Edition, Kogan Page, London/Philadelphia.
- AWVN, 2007, Flexibele beloning in vrijwel elk bedrijf courant, Werk Geven, nr. 1:20-21 (http://www.awvn.nl/Docs/WERKGEVEN_2007_1_ARTIKEL_FLEXBELONING.pdf, geraadpleegd 3-4-2008).
- FNV, 1984, Werk en beloning. Functiewaardering als instrument voor rechtvaardige beloningsverhoudingen. FNV-discussienota maart 1984, Amsterdam.
- FNV Bondgenoten, 2001, Beleidsuitgangspunten (flexibele) beloning FNV Bondgenoten, Utrecht.
- FNV Bondgenoten Adviesgroep, 2007, Modellen flexibele beloning. Een brochure voor bestuurders die systemen van flexibele beloning willen beoordelen of invoeren, Utrecht.
- Fouarge, D., A. Gielen, R. Grim, M. Kerkhofs, A. Román, J. Schippers, en T. Wilthagen, m.m.v. M. de Voogd-Hamelink en A. van Liempt, 2006, Trendrapport Aanbod van Arbeid 2005, OSA, Tilburg.
- Klaveren, M. van en K. Tijdens, 2008a, Flexibele beloning in Nederland. Onderzoek voor FNV Bondgenoten, STZ advies & onderzoek / AIAS-Universiteit van Amsterdam / Stichting Loonwijzer, Eindhoven / Amsterdam (www.wageindicator.org/publications).
- Klaveren, M. van en K. Tijdens, 2008b, Flexibele beloning in de sectoren van ABVAKABO FNV, STZ advies & onderzoek / AIAS-Universiteit van Amsterdam / Stichting Loonwijzer, Eindhoven / Amsterdam (www.wageindicator.org/publications).

- Klaveren, M. van en K. Tijdens, 2008c, Flexibele beloning in de sectoren van FNV Bouw, STZ advies & onderzoek / AIAS-Universiteit van Amsterdam / Stichting Loonwijzer, Eindhoven / Amsterdam (www.wageindicator.org/publications).
- Klaveren, M. van en K. Tijdens, 2008d, Flexibele beloning in de sectoren van FNV KIEM, STZ advies & onderzoek / AIAS-Universiteit van Amsterdam / Stichting Loonwijzer, Eindhoven / Amsterdam (www.wageindicator.org/publications).
- Langedijk, M.C., P.M.L. Ykema-Weinen, 2000, Belonen in strategisch perspectief, Van Gorcum / Stichting Management Studies, Assen.
- Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2007, Najaarsrapportage CAO-afspraken 2007, Den Haag.
- Pot, F., 1988, Zeggenschap over beloningssystemen 1850-1987, NIPG TNO, Leiden.
- Schiffers, M., 2007, Prestatieloon rukt op in MKB, *Het Financieele Dagblad*, 6 oktober 2007.
- Silfhout, R.K. van, 1995, De effectiviteit van prestatiebeloning, *Gedrag en Organisatie*, vol. 8(6): 399-418.
- Tijdens, K.G., 2006, How biased is the Netherlands dataset? AIAS-Universiteit van Amsterdam, Amsterdam (www.wageindicator.org/publications).
- VEA, 2006, Onderzoek Arbeidsvoorwaarden (<http://www.vea.nl/adviesbureau/bureaumanagement/arbeidsvoorwaarden/>), geraadpleegd 5-4-2008).
- Vinke, H.P.W., 2004, Zoeken naar intrinsieke motivatie, Reed Business Information, Amsterdam.
- VNO-NCW, 2006, Hoger loon in eigen hand, *Forum*, 5 oktober 2006 (<http://www.vno-ncw.nl/web/show/id=94744/framenoid=158903/articlecode=5697/articletype=forum>, geraadpleegd 3-4-2008).
- VNO-NCW / AWWN / MKB-Nederland, 2008, Nota arbeidsvoorwaarden 2008: investeren in wendbare organisaties en medewerkers : informatie voor CAO-onderhandelaars, Den Haag / Haarlem.
- Voxius, 2007, Salary Survey onder bedrijfsjuristen, Voxius voor juristen vast en interim, Rotterdam/Amsterdam.
- Zweers, A., 2006, Pleidooi voor prestatiebeloning in de CAO. Variabele loondroom, *Intermediair/PW*, 25 november 2006.

De rol van tijdsvoorkeur bij de waardering van gezondheid

Arthur Attema

Om zoveel mogelijk gezondheidswinst per euro te realiseren, is het noodzakelijk om gezondheidswinst te waarderen. Economen bestuderen meestal marktprijzen om de waardering van een goed te bepalen, maar de gezondheidszorgmarkt is een bijzondere markt, waarin alternatieve methoden nodig zijn om gezondheid te waarderen. Het is van belang dat deze methoden de voorkeuren van mensen zo nauwkeurig mogelijk weergeven. Alleen in dat geval kan men gegeven het budget zoveel mogelijk welvaart creëren. Tijdsvoorkeur speelt hierbij een grote rol. Dit artikel beschrijft de invloed van tijdsvoorkeur op het waarderen van gezondheidsuitkomsten en bespreekt een aantal ontwikkelingen in de waarderingsmethodologie.

1 Inleiding

Om met de beschikbare middelen zoveel mogelijk welvaart te realiseren, is het belangrijk deze middelen zo efficiënt mogelijk te gebruiken. Dit geldt ook voor de gezondheidszorg, waarin bijvoorbeeld de overheid met het zorgbudget zoveel mogelijk gezondheidswinst wil behalen. Hiervoor is er een representatieve maatstaf van deze gezondheidswinst nodig. Over het algemeen verkiezen economen de *revealed preference* methode om de waardering van een goed te bepalen. Dat wil zeggen, er wordt gekeken naar de keuzes die een consument maakt en aan de hand daarvan worden de voorkeuren van de consument en de daaruit voortvloeiende waardering van een goed achterhaald. Op het gebied van de gezondheidszorg is het echter niet eenvoudig om op een dergelijke manier een waardering op te stellen. Gezondheid, als uitkomst van het gebruik van gezondheidszorg, is namelijk niet meetbaar met behulp van *revealed preferences*. Het is bijvoorbeeld vaak lastig om de baten van verbeteringen in gezondheid ver-

oorzaakt door een operatie te bepalen. Er zijn daarom alternatieven nodig om een waardering te bepalen.

Bij gebrek aan marktwerking kunnen opgegeven voorkeuren (*stated preferences*) worden gebruikt. Hierbij gaat het vooral om het gebruik van directe onthullingmethoden zoals enquêtes en experimenten. Voor de waardering van gezondheid zijn op dit gebied diverse methoden ontwikkeld. De mate waarin deze methoden een correcte afspiegeling van de onderliggende voorkeuren van individuen geven, hangt af van de validiteit van enkele veronderstellingen over het gedrag van deze individuen. Dit betreft onder andere de manier van besluitvorming onder onzekerheid en over de tijd. Bij de waardering van gezondheid spelen twee aspecten een belangrijke rol, namelijk de waardering van een bepaalde gezondheidstoestand op zichzelf en het tijdstip waarop deze gezondheidstoestand optreedt.

Dit artikel zal ingaan op de ontwikkelingen op het gebied van de methodologie voor de waardering van gezondheid. In het bijzonder bespreek ik vernieuwende inzichten betreffende het meten van tijdsvoorkeur en het gebruik hiervan bij de waardering van gezondheidstoestanden. Daartoe beschrijf ik in sectie 2 eerst de meest gebruikte onthullingsmethoden voor de waardering van gezondheidstoestanden. Vervolgens zal ik nader ingaan op de *time tradeoff* (TTO) methode, een veelgebruikte *stated preference* methode voor het meten van gezondheidstoestanden. Aangezien tijdsvoorkeur hierbij een belangrijke rol speelt, zal ik in sectie 3 eerst de nodige aandacht aan dit onderwerp besteden, waarna ik een nieuwe methode om tijdsvoorkeur voor levensjaren te meten presenteer en met behulp van een voorbeeld aantoon hoe deze methode gebruikt kan worden om een betere schatting van het nut van gezondheidstoestanden te verkrijgen. In sectie 4 zullen enkele resultaten die met deze methoden zijn verkregen worden gerapporteerd. Tot slot volgt er een conclusie in sectie 5.

2 Voorkeuren voor gezondheidstoestanden

Alvorens een aantal *stated preferences* methoden voor het meten van voorkeuren voor gezondheid te introduceren, is het nuttig om eerst het meest gebruikte model voor het kwantificeren van effecten in de gezondheidseconomie te beschrijven. Dit is het *Quality Adjusted Life Year* (QALY)-model. Dit model vertegenwoordigt voorkeuren van mensen voor gezondheid als volgt:

$$V = \sum_{t=0}^T \delta(t)u(x_t) \quad (1)$$

waarbij $\delta(t)$ het gewicht is dat aan iedere periode wordt toegekend, $u(x_t)$ de voorkeur voor een bepaalde gezondheidstoestand x tijdens een bepaalde periode t weergeeft, T de laatste periode is en V het totale nut gedurende de T periodes. Dit model geldt in principe voor alle hieronder te bespreken meetmethoden.

Het is gebruikelijk om de *stated preferences* te meten door middel van een representatieve steekproef uit de bevolking. Er wordt echter ook wel eens aangeraden om een steekproef van patiënten te gebruiken, omdat deze ervaring met de betreffende gezondheidstoestand hebben en hier dus een beter oordeel over kunnen vellen. Er is een discussie gaande over welke steekproef het beste gebruikt kan worden om de waardering voor een gezondheidstoestand te bepalen (bijv. Dolan en Kahneman 2008), maar over het algemeen wordt een representatieve steekproef aanbevolen aangezien het, in verband met onder andere preventief gedrag, ook van belang is hoe de rest van de bevolking gezondheid waardeert. Bovendien zouden patiënten de ernst van hun toestand eventueel strategisch kunnen overdrijven, om bijvoorbeeld meer prioriteit aan hun ziekte toe te laten kennen.

Er zijn drie voorname *stated preferences* methoden om gezondheid te waarderen. Ten eerste is er de *Visual Analogue Scale*. Dit is een soort thermometer met aan het ene uiteinde de slechtst denkbare gezondheidstoestand en aan het andere uiteinde de best denkbare gezondheidstoestand, waarop een individu kan aangeven hoe hij een bepaalde gezondheidstoestand waardeert. De slechtst denkbare gezondheidstoestand wordt vaak gedefinieerd als dood en de best denkbare gezondheidstoestand als perfecte gezondheid, zodat de methode beter vergelijkbaar is met de hieronder beschreven *Standard Gamble* (SG) methode en de TTO-methode. In vergelijking (1) wordt de waarde van $u(x_t)$ voor de betreffende gezondheidstoestand hiermee direct gemeten. Over het algemeen speelt tijdsvoorkeur geen rol in deze methode, tenzij specifiek wordt gevraagd om te veronderstellen dat men zich gedurende enige tijd in deze toestand bevindt. Deze methode wordt echter weinig aanbevolen door economen doordat er bij deze methode geen keuzes gemaakt hoeven te worden, maar is wel populair onder niet-economen die zich bezighouden met zorgonderzoek.

Een tweede methode is de SG-methode, welke uitgaat van een risicovolle situatie. In deze methode wordt aan een individu een bepaalde risicovolle behandeling voorgelegd. Hierbij is er een kans p dat de operatie slaagt en het individu weer volledig gezond is en nog t jaar in perfecte gezondheid leeft. Er is ook een kans $1-p$ dat de operatie mislukt en het individu

overlijdt. Er wordt vervolgens aan het individu gevraagd om aan te geven hoe groot de kans p moet zijn om deze loterij equivalent te maken aan de status quo, dat wil zeggen niet opereren en nog t jaar in de huidige imperfecte gezondheidstoestand x blijven. Indien verwacht nut wordt verondersteld en het nut van perfecte gezondheid door normalisering op 1 ($U(PG)=1$) wordt gezet en het nut van dood op 0 ($U(D)=0$), dan volgt uitgaande van het QALY-model dat:

$$\sum_{t=0}^T \delta(t)u(x) = p \sum_{t=0}^T \delta(t)u(PG) + (1-p) \sum_{t=0}^T \delta(t)u(D) \Leftrightarrow u(x) = p \quad (2)$$

Doordat de duur van de gezondheidstoestanden hetzelfde is voor alle toestanden (T jaar) en doordat, indien het QALY-model (1) geldig is, het nut van een gezondheidstoestand onafhankelijk is van de duur ervan, speelt tijdsvoorkeur geen rol bij deze methode (zoals te zien aan het wegvallen van $\delta(t)$ uit (2)). Het aantal jaar dat nog te leven is in de te waarderen gezondheidstoestand zou bij deze methode dus niet uit moeten maken voor de waardering.

De verwachte nutstheorie is de normatieve theorie op het gebied van besluitvorming bij onzekerheid. In verband met deze theoretische basis was de SG-methode aanvankelijk erg populair onder economen. Er zijn echter twee problemen met de SG-methode. Het eerste probleem is de veronderstelling dat de SG-methode kan worden geëvalueerd met behulp van de verwachte nutstheorie. Er bestaat namelijk veel empirisch bewijs dat mensen zich niet volgens deze theorie gedragen (Starmer 2000). In de medische besluitvorming zijn falsificaties van de verwachte nutstheorie gevonden door onder anderen Bleichrodt (2001) en Oliver (2003). Indien de verwachte nutstheorie niet geldig is, zullen de resulterende utiliteiten niet overeenkomen met de werkelijke voorkeuren van mensen. In het bijzonder hebben mensen vaak moeite om kansen te evalueren. Objectieve kansen worden vaak subjectief gewogen. Kleine kansen krijgen doorgaans een te hoog gewicht, terwijl grotere kansen een te laag gewicht krijgen (Kahneman en Tversky 1979). Een concaaf verloop van de nutsfunctie en het onderwegen van kansen leiden beide tot risicomijdend gedrag. Als er in de meetprocedure geen rekening met kansweging wordt gehouden, zullen de resulterende nutswaarden in de gebruikelijke varianten van de SG-methode te hoog zijn (Wakker en Stiggelbout 1995). Er wordt dan ten onrechte een hoge utiliteitswaarde aan het leven in een bepaalde gezondheidstoestand toegekend, terwijl er in feite sprake is van het onderwegen van kansen en een lagere utiliteitswaarde van de gezondheidstoestand.

Een tweede zwak punt van deze methode is het gebruik van de uitkomst dood in de vraagstelling. De uitkomst dood wordt door respondenten vaak

als problematisch beschouwd, aangezien zij het moeilijk vinden om zich in te beelden dat zij binnen een week zullen sterven of aversie tegen dood hebben. Hierdoor ontstaat vaak extreem risicomijdend gedrag.

Een andere veelgebruikte methode is de TTO-methode, welke zich op het tijdsaspect in plaats van het risicoaspect richt. In een TTO dienen individuen een afweging te maken tussen kwaliteit van leven en levensduur. Een typische TTO-procedure omvat een afweging tussen het leven in een bepaalde imperfecte gezondheidstoestand gedurende tien jaar en het leven in perfecte gezondheid gedurende een periode van minder dan tien jaar, waarna in beide gevallen dood volgt. De hoeveelheid tijd die mensen bereid zijn op te offeren om in perfecte gezondheid te geraken geeft dan de waarde van de imperfecte gezondheidstoestand aan. De standaard TTO-methode is gestoeld op het lineaire QALY-model. Dit model vertegenwoordigt voorkeuren van mensen voor gezondheid als volgt:

$$V = \sum_{t=0}^T u(x_t) \quad (3)$$

Het lineaire QALY-model is dus een opsomming van het nut tijdens elke periode, waarbij elke periode evenveel gewicht krijgt. Dit model wordt voornamelijk gebruikt vanwege de eenvoud. Het is immers niet nodig een schatting van tijdsvoorkeuren te verkrijgen. Op basis van dit model levert de TTO-methode de volgende vergelijking op:

$$\sum_{t=0}^z u(x) + \sum_{t=z}^T u(D) = \sum_{t=0}^y u(PG) + \sum_{t=y}^T u(D) \quad (4)$$

met y het aantal jaar in perfecte gezondheid dat de respondent even hoog waardeert als z jaar in een bepaalde imperfecte gezondheidstoestand x , $u(D)$ het nut van dood en $u(PG)$ het nut van perfecte gezondheid. Vervolgens kan $u(D)$ door normalisering op 0 worden gezet en $u(PG)$ op 1, zodat de vergelijking aanzienlijk kan worden vereenvoudigd:

$$z * u(x) = y \leftrightarrow u(x) = \frac{y}{z} \quad (5)$$

De waarde voor $u(x)$ die resulteert, is de QALY-score van gezondheidstoestand x . De schattingen van QALY's in gezondheidseconomische evaluaties zijn vaak gebaseerd op dergelijke TTO-metingen.

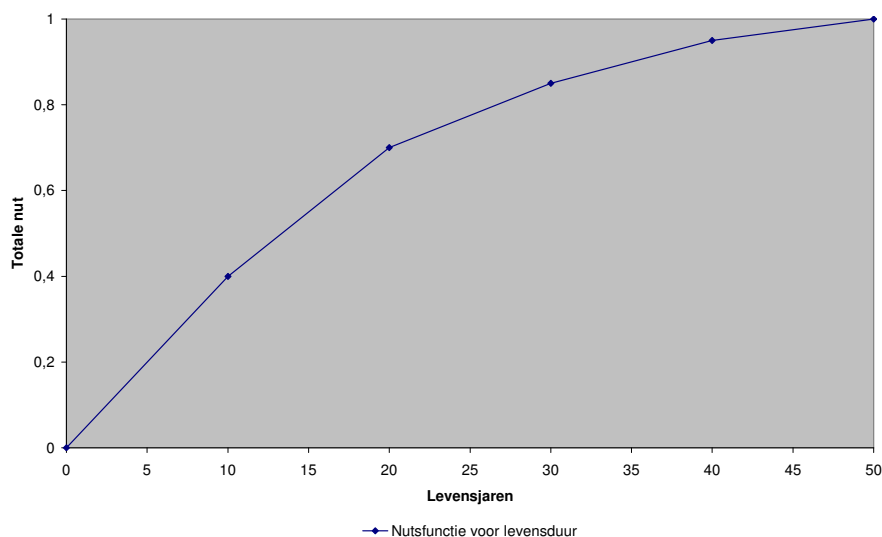
Ondanks haar populariteit is de TTO-methode echter ook niet gevrijwaard van problemen. In het bijzonder hangt de methode in sterke mate af van tijdsvoorkeur. In dit artikel richt ik mij op de afwijking die het veronderstellen van lineair nut van levensduur veroorzaakt. Indien de nutsfunc-

tie voor levensduur niet lineair is maar concaaf, worden toekomstige levensjaren verdisconteerd, waardoor de toekomstige jaren die in een TTO worden afgeruild minder waarde hebben. Indien men bij het berekenen van de TTO-scores eenvoudigweg het aantal toekomstige levensjaren dat individuen af willen ruilen gebruikt, zoals bij het gebruik van het lineaire QALY-model, zal het nut dat aan een imperfecte gezondheidstoestand wordt toegekend niet juist zijn. Om een betere schatting van de ware waardering van een gezondheidstoestand te verkrijgen is derhalve een correctie voor tijdsvoorkeur nodig.

3 Tijdsvoorkeur

Kosten en baten van een investering treden vaak op verschillende momenten in de tijd op. *Tijdsvoorkeur*, de mate waarin nut dat op verschillende tijdstippen wordt ervaren van elkaar verschilt, speelt daarom vaak een belangrijke rol. In het bijzonder geldt dat men baten meestal liever eerder dan later ontvangt, en dat men kosten liever later dan eerder betaalt. Dit geldt ook voor gezondheidsbaten en -kosten.

Mensen geven hun toekomstige levensjaren vaak niet dezelfde waarde. Jaren in de verre toekomst worden doorgaans verdisconteerd ten opzichte van jaren in de nabije toekomst. Er is dus sprake van tijdsvoorkeur voor levensjaren, hetgeen meestal wordt gemeten met behulp van een nutsfunctie voor levensduur. Deze functie geeft het totale nut dat men aan een leven ontleent op verschillende tijdstippen weer. Figuur 1 geeft een voorbeeld. De horizontale as beschrijft de totale levensduur en de verticale as beschrijft het cumulatieve nut dat hieruit voortvloeit. De grafiek in Figuur 1 heeft een concaaf verloop, wat overeenkomt met de voorkeuren van het merendeel van de bevolking. Een concave nutsfunctie voor levensduur is equivalent aan een positieve tijdsvoorkeur, ofwel het verdisconteren van toekomstige levensjaren. Het eerste jaar geeft immers meer nut dan het tweede jaar, het tweede jaar geeft meer nut dan het derde jaar, enzovoort. Meer specifiek betekent bijvoorbeeld een nutsfunctie van de machtsvorm ($v(t) = t^y + c$) dat toekomstige levensjaren (t) hyperbolisch verdisconteerd worden, terwijl een nutsfunctie van de exponentiële vorm ($v(t) = \exp(-rt) + c$) een constante verdiscontering impliceert.

Figuur 1 Nutsfunctie voor levensduur

Tijdsvoorkeur speelt een belangrijke rol in de TTO-methode. Individuen kunnen bij deze methode hun tijdsvoorkeur in het meetproces opnemen, zoals hieronder wordt uitgelegd. De gebruikers van deze methode veronderstellen veelal echter dat men niet verdisconteert. De verkregen QALY-waarden worden dus als niet-verdisconteerde waarden beschouwd en, indien ze in de toekomst optreden, regelmatig met behulp van een standaarddiscontovoet nogmaals verdisconteerd, om een contante waarde van QALY's te berekenen (Gravelle e.a. 2007). Er vindt met andere woorden een dubbele verdiscontering van QALY's plaats als men geen rekening houdt met de tijdsvoorkeuren van respondenten. Het gevolg is een onderschatting van het nut dat een bepaalde gezondheidstoestand oplevert. Men zou dit kunnen voorkomen door de verkregen QALY-waarden direct te gebruiken in economische evaluaties, zonder eerst de contante waarde te berekenen. Omdat individuen verschillende discontostructuren hebben, is het echter aan te bevelen om deze discontostructuren eerst te meten, en de TTO-waarden hiervoor te corrigeren, zodat een robuuste schatting van een gezondheidstoestand kan worden verkregen. Daarna kan men indien gewenst alsnog een contante waarde berekenen. Om gezondheid goed te kunnen waarderen, is het daarom essentieel om tijdsvoorkeur zo nauwkeurig mogelijk te schatten.

Het meten van tijdsvoorkeur voor levensjaren. Kennis van de nutsfunctie voor levensduur is onder andere belangrijk voor het corrigeren van TTO-waarden voor tijdsvoorkeur. De gebruikelijke manier om het nut van levensduur te meten is door middel van de *Certainty Equivalence* (zekerheidsequivalent) methode (CE-methode). Deze methode vertoont gelijkheid met de SG-methode. Bij de CE-methode wordt een besluitnemer weer geconfronteerd met een risicovolle behandeling en een zekere uitkomst. De operatie heeft een gegeven kans p om te slagen, waarna het individu nog T jaar in gezondheidstoestand x te leven heeft. Er is ook een kans $1-p$ dat de operatie mislukt en het individu direct sterft. Indien er geen operatie plaatsvindt, blijft het individu nog $\tau < T$ jaar leven in gezondheidstoestand x . Er wordt vervolgens aan het individu gevraagd om aan te geven hoeveel toegevoegde levensjaren τ met zekerheid hij of zij als equivalent aan de risicovolle behandeling beschouwt. Hierdoor ontstaat, als we zodanig normaliseren dat $\sum_{t=0}^T \delta(t) = 1$, de vergelijking

$$\sum_{t=0}^{\tau} \delta(t)u(x) = p \sum_{t=0}^T \delta(t)u(x) + (1-p) \sum_{t=0}^T \delta(t)u(D) \Leftrightarrow \sum_{t=0}^{\tau} \delta(t) = p. \quad (6)$$

De CE-methode kent logischerwijs soortgelijke problemen als de SG-methode. De extreme risicoaversie die door de uitkomst onmiddellijke sterfte en het onderwegen van kansen wordt veroorzaakt, betekent in de CE-methode dat er een hoge verdiscontering van toekomstige levensjaren plaatsvindt.

Om bovengenoemde problemen te omzeilen, hebben Attema e.a. (2007) een nieuwe methode voorgesteld om het nut van levensduur te meten. Deze methode vermijdt de uitkomst dood en is risicovrij, waardoor zij niet getroffen wordt door falsificaties van verwacht nut. Bovendien is de methode op keuzes gebaseerd.

In de risicovrije methode van Attema e.a. (2007) worden respondenten met twee gezondheidsscenario's geconfronteerd. In het eerste scenario begint de respondent in een goede gezondheidstoestand (γ). Na een bepaalde tijd ($t_{0,5}$) zal hij een slechtere gezondheid (β) hebben, die hij gedurende de rest van de totale periode (T) zal blijven houden. In het tweede scenario verkeert de respondent eerst in de slechtere gezondheid β en krijgt vanaf tijdstip $t_{0,5}$ een betere gezondheid (γ), waarin hij de resterende tijd blijft verkeren. Vervolgens wordt de waarde van de periode $t_{0,5}$ onthuld die de respondent indifferent maakt tussen deze scenario's. Deze waarde geeft het punt aan waarbij de periode tussen nu en $t_{0,5}$ evenveel nut geeft als de periode tussen $t_{0,5}$ en T . Als t kleiner dan de helft van T is, dan is er sprake van

concaaf nut (d.w.z. positieve discontering). Als deze procedure wordt herhaald, gebruikmakend van eerdere antwoorden, kan er meer informatie over de discontofunctie worden verkregen. De methode omvat geen risico, waardoor kansweging geen versturende factor is in de meetprocedure.

Attema e.a. (2007) hebben het nut van levensduur met de risicovrije methode experimenteel gemeten. Hieronder volgt een voorbeeld van de meetprocedure. In de eerste vraag in de risicovrije methode moest de respondent een keuze maken tussen de volgende scenario's. In scenario A verkeerde hij $t_{0,5}=25$ jaar in perfecte gezondheid en daarna 25 jaar in een gezondheidstoestand met regelmatige rugklachten. In scenario B verkeerde hij eerst 25 jaar in een gezondheidstoestand met regelmatige rugklachten en vervolgens 25 jaar in perfecte gezondheid. Als hij hier voor A koos, dan was de keuze in de volgende vraag als volgt. In scenario A verkeerde hij eerst $t_{0,5}=13$ jaar in perfecte gezondheid en daarna 37 jaar met regelmatige rugklachten. In scenario B verkeerde hij eerst 13 jaar met regelmatige rugklachten en vervolgens 37 jaar in perfecte gezondheid. Scenario A werd met andere woorden minder aantrekkelijk gemaakt en scenario B juist aantrekkelijker. Indien de respondent in de eerste vraag voor B had gekozen werd het omgekeerde gedaan. Deze procedure werd een aantal keer herhaald waarna een schatting van het punt $t_{0,5}$ werd gemaakt waarbij de respondent indifferent was tussen A en B.

Het kan worden aangetoond dat het niet nodig is om te weten wat het nut van het leven met rugklachten is om op deze manier het nut van levensduur te achterhalen (Attema e.a. 2007). Ook maakt deze methode het mogelijk om nut op een nonparametrische manier te achterhalen, dat wil zeggen, er is geen schatting van een bepaalde parametrische functie noodzakelijk.

Stel dat een respondent bij bovenstaand voorbeeld indifferent was tussen A en B als hij bij A de komende 20 jaar in perfecte gezondheid leefde en de daaropvolgende 30 jaar met rugklachten, terwijl hij bij B de komende 20 jaar rugklachten had en de 30 jaar daarna een perfecte gezondheid ($t_{0,5}=20$). Attema e.a. (2007) tonen aan dat het nut van de komende 20 jaar dan gelijk is aan 0,5, gegeven dat het nut van 0 jaar gelijk aan 0 is en het nut van 50 (=T) jaar gelijk aan 1. Vervolgens werd de respondent gevraagd te kiezen tussen:

- A: 10 jaar in perfecte gezondheid en daarna 10 jaar met rugklachten*
- B: 10 jaar met rugklachten en daarna 10 jaar in perfecte gezondheid*

Met behulp van dergelijke keuzes werd dan weer een nieuw indifferentiepunt, $t_{0,25}$, bepaald. Stel dat dit 8 jaar was. Het nut van 8 jaar was dan gelijk aan 0,25. Op deze manier werden 5 punten gemeten. Voor de betreffende

respondent waren dat: $v(3) = 0,125$; $v(8) = 0,25$; $v(20) = 0,5$; $v(34) = 0,75$; $v(40) = 0,875$. Hoe meer punten er onthuld werden, hoe meer informatie er over de nutsfunctie beschikbaar kwam. De volledige nutsfunctie kon benaderd worden door lineaire interpolatie tussen deze punten of het schatten van een bepaalde parametrische vorm die de beste fit gaf voor deze waarden.

Bij de CE-methode omvatte de eerste vraag een keuze tussen het met zekerheid leven van 25 jaar in perfecte gezondheid en een loterij met 50% kans op het leven van nog 50 jaar in perfecte gezondheid en 50% kans om direct te sterven. Als voor A werd gekozen, werd deze optie minder aantrekkelijk gemaakt. De respondent moest toen kiezen tussen 13 jaar in perfecte gezondheid met zekerheid en dezelfde loterij als in de eerste vraag. Het vervolg was te vergelijken met de procedure in de risicovrije methode. Attema e.a. (2007) tonen aan dat deze twee methoden dezelfde nutsfunctie zouden moeten opleveren als de respondenten zich volgens de verwachte nutstheorie gedragen.

Attema en Brouwer (2008a) laten zien hoe de risicovrije methode kan worden aangewend om TTO-scores te corrigeren voor de invloed van tijdsvoorkeur. De gangbare TTO-meting gebruikt het QALY-model zonder tijdsvoorkeur om tot een schatting van het nut van een gezondheidstoestand te komen. Als een respondent dan aangeeft dat hij onverschillig is tussen het leven van nog 5 jaar in perfecte gezondheid en het leven van nog 10 jaar met een bepaalde handicap, dan wordt het nut van de handicap vastgesteld op $u(x) = 5/10 = 0,5$. Deze procedure houdt echter geen rekening met het verdisconteren van toekomstige levensjaren. Als latere levensjaren minder gewicht krijgen dan eerdere levensjaren, dan zal de procedure een te lage schatting van het nut van een gezondheidstoestand opleveren.

Attema en Brouwer (2008a) veronderstellen het algemene QALY-model dat verdisconteren niet uitsluit (vergelijking 1). Als we in dat model $v(t)$ definiëren als

$$v(t) = \sum_{i=0}^t \delta_i,$$

dan verkrijgen we de volgende vergelijking voor de TTO-oefening:

$$v(10) * u(x) = v(5) * u(PG) + (v(10) - v(5)) * u(D) \quad (7)$$

Als we $u(D)$ weer normaliseren tot 0 en $u(PG)$ tot 1, dan kan deze vergelijking worden vereenvoudigd tot:

$$u(x) = \frac{v(5)}{v(10)} \quad (8)$$

Met behulp van de risicovrije methode kunnen zij vervolgens de functie $v(t)$ schatten en daarmee de tijdsvoorkeur voor levensjaren en het nut van de gezondheidstoestand van elkaar scheiden.

Aan de hand van een voorbeeld zullen we hier laten zien hoe men op deze manier een gecorrigeerde TTO-score kan verkrijgen. Stel dat de eerder beschreven voorbeeldresponderent indifferent is tussen het leven van 5 jaar in perfecte gezondheid en 10 jaar met een handicap. De ongecorrigeerde TTO-score is dan gelijk aan $5/10 = 0,5$. Maken we echter gebruik van de schatting van zijn tijdsvoorkeur voor levensjaren, dan berekenen we eerst wat het nut van 5 jaar en het nut van 10 jaar is voor deze responderent. We hebben geen meting van het nut van deze aantallen jaren, maar wel van het nut van 3, 8 en 20 jaar. Daarom benaderen we het nut van 5 en 10 jaar met behulp van lineaire interpolatie. Het nut van 5 jaar is dan (Attema en Brouwer 2008a):

$$v(5) = u(3) + \frac{5-3}{8-3} * (u(8) - u(3)) = 0,125 + \frac{2}{5} * 0,125 = 0,175 \quad (9)$$

Het nut van 10 jaar is:

$$v(10) = v(8) + \frac{10-8}{20-8} * (v(20) - v(8)) = 0,25 + \frac{2}{12} * 0,25 = 0,292 \quad (10)$$

De gecorrigeerde TTO-score is nu $\frac{v(5)}{v(10)} = \frac{0,175}{0,292} = 0,6$. Omdat deze responderent toekomstige levensjaren verdisconteert, ontstaat daarom een te lage TTO-score (0,5 in plaats van 0,6) als men hier geen rekening mee houdt.

4 Resultaten

In een experiment hebben Attema e.a. (2007) de risicovrije methode en de CE-methode met elkaar vergeleken (*within subjects*). De opzet van het experiment maakte het mogelijk om de verkregen waarden direct met elkaar te vergelijken, zonder eerst bepaalde nutsfuncties te hoeven schatten. Dat wil zeggen, de functies konden niet-parametrisch geschat worden. De CE-

methode resulteerde in een meer concave nutsfunctie dan de risicovrije methode (*Friedman test*, $p < 0.05$).

Om een indicatie te geven hoe deze resultaten er in vergelijking met eerdere resultaten uitzagen, hebben Attema e.a. (2007) de analyse ook uitgevoerd met gebruik van enkele parametrische schattingen. Als beide nutsfuncties bijvoorbeeld met een machtsfunctie geschat werden, was de gemiddelde parameterschatting voor de CE-methode significant lager dan die van de risicovrije methode. In verband met uitschieters hebben zij de niet-parametrische *Wilcoxon signed ranks test* gebruikt voor een vergelijking van de schattingen en rapporteer ik hier de mediane machtschattingen: 0,44 voor de CE-methode en 0,62 voor de risicovrije methode ($p < 0.05$). Dit verschil kon verklaard worden door afwijkingen van verwacht nut. Als namelijk rekening gehouden werd met kansweging, gebruikmakend van eerder geschatte kanswegingsparameters (Tversky en Kahneman, 1992), dan was er geen significant verschil meer tussen de uitkomsten van deze twee methoden (de nieuwe mediaan van de geschatte macht voor de CE-methode was 0,57; $p = 0,80$).

Deze resultaten suggereren dat het mogelijk is het nut van levensduur te meten zonder de problematische uitkomst dood te hoeven gebruiken. Dit lijkt een belangrijk voordeel te zijn, aangezien de respondenten in een enquête aangaven dat ze de risicovrije methode als eenvoudiger te beantwoorden beschouwden dan de CE-methode ($p < 0.01$). Bovendien gaven zij aan dat zij zich de situatie in de risicovrije methode beter konden voorstellen dan de situatie in de CE-methode (Attema e.a. 2007).

Eerdere studies hebben pogingen ondernomen om waarderingen gemeten met de TTO-methode te corrigeren voor de nutsfunctie voor levensduur (o.a. Pliskin e.a. 1980, Van Osch e.a. 2004). Deze studies gebruikten hier echter allen de CE-methode voor, met de hierboven genoemde problemen. Attema en Brouwer (2008a) hebben derhalve de risicovrije methode aangewend om TTO-scores voor het nut van levensduur te corrigeren. Zij vonden gecorrigeerde TTO-scores die significant hoger waren dan de ongecorrigeerde waarden (gemiddelde resp. 0,75 en 0,80, $p < 0.01$). De correctie met behulp van de risicovrije methode was echter minder groot dan de correctie met behulp van de CE-methode, wat waarschijnlijk vooral veroorzaakt werd door kansweging in de CE-methode.

5 Conclusie

Om het beschikbare overheidsbudget zo efficiënt mogelijk te gebruiken, is het belangrijk om de kosten en baten van de alternatieve toepassingen zo

nauwkeurig mogelijk te schatten. Bij gebrek aan marktprijzen voor gezondheid zijn alternatieve meetmethoden benodigd om de baten van gezondheidsinterventies te schatten. Hoewel er veel vooruitgang is geboekt bij de ontwikkeling van deze methoden, kennen zij nog altijd de nodige problemen. In dit artikel zijn de voornaamste problemen besproken en zijn suggesties voor verbeteringen aangedragen.

De resultaten van Attema e.a. (2007) bevestigen de resultaten van eerdere studies in andere domeinen. Stalmeier en Bezembinder (1999) vonden dat het nut van diverse gezondheidstoestanden gemeten in een onzekere en een zekere situatie verschillend was, maar dat dit verschil verdween wanneer gecorrigeerd werd voor kansweging. Hetzelfde gold voor de studie van Abdellaoui e.a. (2007) in het geval van nut voor geld.

Het is dus zaak om te achterhalen wat de invloeden zijn die afwijkingen van rationaliteit veroorzaken en hoe groot die invloeden precies zijn. Een mogelijkheid om dit te bewerkstelligen is door een bepaalde vorm van correctie toe te passen, wat Attema e.a. (2007) bij het corrigeren van de CE-methode voor kansweging deden. Het meten van deze invloeden vergt doorgaans veel werk, zodat het de moeite waard is om naar alternatieven te zoeken die deze invloeden in het geheel vermijden. Een voorbeeld van een dergelijk alternatief is de hier beschreven risicovrije methode.

Er is echter nog veel onderzoek naar het verbeteren van meetmethoden nodig, aangezien er naast de problemen rond tijdsvoorkeur nog de nodige andere problemen bestaan. In het geval van de CE-methode en de SG-methode valt te denken aan de eerder genoemde weging van kansen, terwijl bij de TTO-methode eigenschappen zoals procedurele invariantie (Attema en Brouwer 2008b) en constante proportionele afwegingen (Attema en Brouwer 2008c) problematisch zijn. Bovendien speelt in al deze methoden verliesafkeer een grote rol (Bleichrodt e.a. 2003).

Auteur

De auteur is verbonden aan het instituut Beleid en Management van de Gezondheidszorg (iBMG) van het Erasmus MC. Correspondentieadres: Postbus 1738, 3000 DR Rotterdam. E-mail: a.attema@erasmusmc.nl. Internet: <http://www.bmg.eur.nl/personal/attema>

Literatuur

- Abdellaoui, M., C. Barrios en P.P. Wakker, 2007, Reconciling introspective utility with revealed preference: experimental arguments based on prospect theory, *Journal of Econometrics*, vol. 138(2): 356-78.
- Attema, A.E., H. Bleichrodt en P.P. Wakker, 2007, A new method for measuring the utility of life duration, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Attema, A.E. en W.B.F. Brouwer, 2008a, The correction of TTO-scores for utility curvature using a risk-free utility elicitation method, *Journal of Health Economics*, te verschijnen.
- Attema, A.E. en W.B.F. Brouwer, 2008b, Can we fix it? Yes we can! But what? A new test of procedural invariance in TTO-measurement, *Health Economics*, vol. 17(7): 877-85.
- Attema, A.E. en W.B.F. Brouwer, 2008c, On the (not so) constant proportional tradeoff in TTO-measurement, ingediend voor publicatie.
- Bleichrodt, H., 2001, Probability weighting in choice under risk: an empirical test, *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 23(2): 185-98.
- Bleichrodt, H., J.L. Pinto en J.M. Abellan-Perpignan, 2003, A consistency test of the time trade-off, *Journal of Health Economics*, vol. 22(6): 1037-52.
- Dolan, P. en D. Kahneman, 2008, Interpretations of utility and their implications for the valuation of health, *The Economic Journal*, vol. 118: 215-34.
- Gravelle, H., W.B.F. Brouwer, L.W. Niessen, M.J. Postma en F.F.H. Rutten, 2007, Discounting in economic evaluations: stepping forward towards optimal decision rules, *Health Economics*, vol. 16(3): 307-17.
- Kahneman, D. en A. Tversky, 1979, Prospect theory: an analysis of decision under risk, *Econometrica*, vol. 47(2): 263-91.
- Oliver, A.J., 2003, The internal consistency of the standard gamble: tests after adjusting for prospect theory, *Journal of Health Economics*, vol. 22(4): 659-74.
- Osch, S.M.C. van, P.P. Wakker, W.B. van den Hout en A.M. Stiggelbout, 2004, Correcting biases in standard gamble and time tradeoff utilities, *Medical Decision Making*, vol. 24(5): 511-17.
- Pliskin, J.S., D.S. Shepard en M.C. Weinstein, 1980, Utility functions for life years and health status, *Operations Research*, vol. 28(1): 206-24.
- Stalmeier, P.F.M. en T.G.G. Bezembinder, 1999, The discrepancy between risky and riskless utilities: a matter of framing?, *Medical Decision Making*, vol. 19(4): 435-47.
- Starmer, C., 2000, Developments in non-expected utility theory: The hunt for a descriptive theory of choice under risk, *Journal of Economic Literature*, vol. 38(2): 332-82.
- Tversky, A en D. Kahneman, 1992, Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 5(4): 297-323.
- Wakker, P.P. en A.M. Stiggelbout, 1995, Explaining distortions in utility elicitation through the rank-dependent model for risky choices, *Medical Decision Making*, vol. 15(2): 180-86.

De vele gezichten van afstand in internationale handelsrelaties

Frank van Oort, Martijn Burger en Gert-Jan Linders

Hoewel de wereldhandel de afgelopen decennia snel is gegroeid, blijven hoge handelskosten de internationale handel parten spelen. In dit artikel belichten we het belang van zowel formele barrières (tarieven en transportkosten), als informele barrières (culturele en institutionele) van wereldhandel. We benoemen deze materiële en immateriële handelsbarrières als vormen van afstand, welke niet alleen in belangrijke mate de omvang van de handel tussen landen bepalen, maar ook het feit dat tussen een groot aantal landen handel volledig ontbreekt.

1 Inleiding

Dit artikel onderzoekt de invloed van verschillende typen materiële en immateriële barrières op handel tussen landen. In aansluiting bij de groeiende recente literatuur hierover, hebben wij als doel de verschillende definities van barrières als typen afstand te integreren en onderling af te wegen in een empirisch model voor bilaterale handel tussen landen, waarbij rekening wordt gehouden met de bijzondere specificatieproblemen van zo'n model. We tonen aan dat naast fysieke afstand, respectievelijk ook institutionele afstand, culturele afstand en economische afstand van groot belang zijn. In aansluiting op de bestaande literatuur introduceren we een schattingstechniek die naast de verschillende typen afstand als reden voor verminderde handel tussen landen, ook rekening houdt met het ontbreken van handel tussen landen. We passen het veel gebruikte zwaartekrachtmodel voor handel toe en gaan daarbij in op enkele specificatieproblemen, zoals het weglaten van landspecifieke variabelen (*omitted variables bias*), het omgaan met ontbrekende stromen en het log-normaliteitsprobleem.

De volgende secties werken dit onderzoek stapsgewijs uit. In sectie 2 geven we een korte beschrijving van de voordelen van internationale handel vanuit het oogpunt van comparatieve kostenverschillen. Verder tonen

we aan dat landen desondanks toch minder met elkaar handelen dan je op grond van schaalvoordelen of verschillen in technologische productiefactoren kunt verklaren (het zogenoemde '*mystery of missing trade*'). In sectie 3 analyseren we de (im)materiële belemmeringen voor de internationale handel vanuit de meerdere dimensies van het fenomeen afstand. In sectie 4 introduceren we het empirische zwaartekrachtmodel waarmee we onderzoeken welke effecten deze handelsbelemmeringen hebben op bilaterale handelspatronen. Daarbij houden we rekening met de genoemde specificatieproblemen. In sectie 5 bespreken we de gevonden uitkomsten van het model. Sectie 6 concludeert.

2 De handel groeit, maar niet iedereen handelt in dezelfde mate

Internationale handel maakt de economieën van de handeldrijvende landen efficiënter. Landen zijn niet in alle bedrijfstakken even productief en ze beschikken ook niet in gelijke mate over productiefactoren (zoals bepaalde vormen van arbeid en fysieke kapitaalgoederen). De afhankelijkheid van deze productiefactoren varieert bovendien per bedrijfstak. Dankzij de internationale handel kan een land zich specialiseren en zijn productiefactoren inzetten in die bedrijfstakken waar het relatief de grootste natuurlijke voordelen heeft (Feenstra 2004). De positieve effecten van internationale handel zijn echter niet alleen terug te voeren op deze comparatieve voordelen. Internationale handel legt ook een grotere markt open. Door de sterkere concurrentie, de wederzijdse overname van R&D door landen, en het steeds gevarieerdere productenaanbod ontstaan specialisaties en schaalvoordelen in de productie. Maar het belangrijkste voordeel van internationale handel is dat landen toegang krijgen tot goederen die ze niet zelf kunnen produceren. Dat geldt vooral voor natuurlijke hulpbronnen als olie en delfstoffen, maar ook voor de introductie van nieuwe producten die in het buitenland ontwikkeld zijn (Romer 1994).

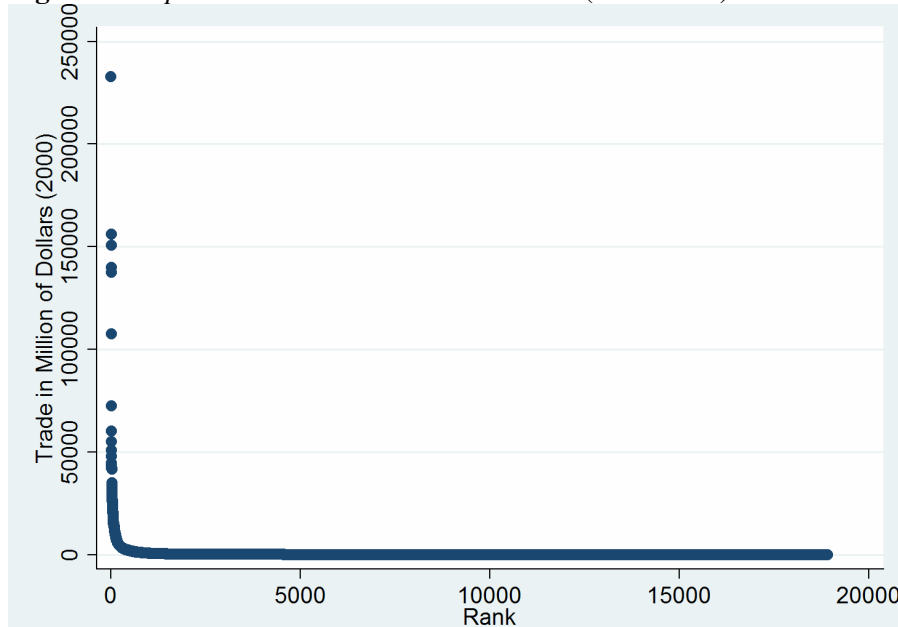
Sinds de jaren zestig is de wereldhandel in een stroomversnelling geraakt en consequent sneller gegroeid dan het mondiale BBP (Baier en Bergstrand 2001). Tussen 1960 en 2000 is de intra-EU handel met 1200% toegenomen in reële termen, terwijl de handel tussen de EU-lidstaten en andere landen in die periode met 730% steeg. Deze internationale integratiegolf kent verschillende oorzaken. Baier en Bergstrand (2001) tonen overtuigend aan dat de groei van de handel vooral te danken is aan, respectievelijk, de groei van het BBP, de verlaging van in- en uitvoerheffingen (die is gestimuleerd door multilaterale afspraken en organisaties als de

GATT en diens opvolger de World Trade Organization) en de daling van de transport- en communicatiekosten, en de toenemende verplaatsing van productieprocessen naar het buitenland (verticale specialisatie, of fragmentatie van de productie, zie Yi (2003)). De snelle groei van de wereldhandel in de afgelopen decennia heeft grote efficiencyvoordelen opgeleverd voor de landen die ervan hebben kunnen profiteren. Volgens Badinger (2005) zou het inkomen per hoofd van de bevolking in de landen van de EU gemiddeld 20% lager zijn geweest als de naoorlogse economische integratie niet had plaatsgevonden.

De wereldhandel mag de afgelopen decennia dan razendsnel gegroeid zijn, er bestaan nog steeds geografische, culturele en beleidsmatige barrières die de handel tussen sommige landen belemmeren. Als we de theoretische voorspellingen vergelijken met de werkelijke handelspatronen, dan is het duidelijk dat er veel minder gehandeld wordt dan in een frictieloze wereld – waar alleen potentiële schaalvoordelen als gevolg van verschillen in aanwezige productiefactoren, technologie en goederenproductie tussen landen – het geval zou zijn (Loungani e.a. 2002). In een empirische analyse van handelspatronen stellen Eaton en Kortum (2002) dat het handelsvolume zonder ‘frictie’ vijf keer zo groot zou zijn. De voorkeur van consumenten voor producten uit eigen land (home bias) is een belangrijke verklaring voor de grote discrepantie tussen de werkelijke handelspatronen en de theoretische voorspellingen. Feenstra (2004) laat zien dat de handel sterk afneemt zodra die de landsgrenzen passeert. Het blijkt dat sommige landen meer weerstand tegen internationale handel hebben dan andere. Als we de verdeling van de internationale handel over landenparen bekijken (zie Figuur 1), dan is het duidelijk dat de wereldhandel zich grotendeels tussen slechts enkele landen afspeelt (met name de G7). De gegevens neigen zelfs naar een power-law distributie, waarbij voor een groot aantal landenparen het handelsvolume gering is (de long tail) en nog meer landenparen helemaal niet met elkaar handeldrijven (de greater long tail). Hoewel sommige landen groter en rijker zijn dan andere, kunnen economische en demografische verschillen alleen deze scheve verhoudingen in het handelsnetwerk niet verklaren.

3 De veelvormige rol van afstand in handelsbelemmeringen

Anderson en Van Wincoop (2004) constateren dat alle belemmeringen van de internationale handel tezamen gelijk staan aan een heffing van 74%. Hoewel direct bewijs moeilijk te leveren valt, meent men dat van die 74%,

Figuur 1 De *power law* van de bilaterale handel (1996-2000)

transportkosten 21% voor hun rekening nemen (waarvan 12% echte vrachtkosten en 9% tijdgerelateerde kosten). De overige 44% van de ‘heffing’ wordt gevormd door handelsbarrières, waarvan slechts 8% aan beleidsmatige belemmeringen kan worden toegeschreven. De kostenverhogende werking van internationale handelsbelemmeringen moet dus voor het grootste deel toegeschreven worden aan niet direct waarneembare, immateriële handelsbelemmeringen.

Handelsbarrières kunnen veroorzaakt worden door beleid, denk aan invoerheffingen of non-tarifaire belemmeringen als invoerquota en vrijwillige uitvoerbeperkingen, maar vooral ook door afstand. Afstand brengt transportkosten met zich mee: de goederen moeten tenslotte van het exporterende naar het importerende land vervoerd worden. Verder betekent een langere afstand een langere vervoerstijd, wat vooral bij de handel in bederfelijke goederen van groot belang is. Maar ook bij financiële transacties speelt geografische afstand een belangrijke rol, terwijl vervoerskosten daar geen rol spelen. Het begrip afstand moet dus veel ruimer gezien worden dan alleen het aantal kilometers: ook barrières als gebrekkige informatie en onbekende culturen spelen een rol (Loungani e.a. 2002).

Wanneer we afstand in de internationale handel dus willen conceptualiseren, dan moeten we daarbij rekening houden met belemmeringen die zowel materieel als immaterieel zijn. De effecten van materiële belemme-

ringen op de kosten en de omvang van de handel zijn direct waarneembaar. Het gaat hierbij bijvoorbeeld om vervoerstechnische en handelspolitieke belemmeringen (tarieven, in- en uitvoerquota). Daarnaast zijn er de immateriële handelsbelemmeringen, waarvan de financiële of kwantitatieve effecten niet direct meet- of waarneembaar zijn. Bij immateriële handelsbarrières tussen landen valt te denken aan onvolledige informatie, cultuurverschillen en institutionele belemmeringen (Anderson en Van Wincoop 2004). Onvolledige en asymmetrische informatie, cultuurverschillen en verschillen in institutionele omgeving maken het duurder om internationaal samen te werken. Bovendien is het moeilijker om over landsgrenzen heen eigendomsrechten en naleving van contracten af te dwingen, omdat bij de internationale handel steeds meerdere juridische en politieke stelsels betrokken zijn. Materiële en immateriële handelsbelemmeringen zijn beide van belang voor een goed inzicht in de verschillen in handelspatronen, want beide leiden tot hogere handelskosten en invoerprijzen in de bilaterale handel.

In de rest van dit artikel worden drie immateriële aspecten van transactionele afstand geoperationaliseerd: institutionele afstand, culturele onbekendheid, en zuiver economische afstand. Wij onderzoeken de empirische effecten van deze belemmeringen, zowel op de beslissing om wel of niet handel te drijven, als op de waargenomen omvang van de uiteindelijke bilaterale handelspatronen. In de volgende sectie lichten we dit model toe

4 Een analyse van internationale handelspatronen

Het zwaartekrachtmodel van de handel. Met het zwaartekrachtmodel, welke in de moderne economie worden gebruikt sinds Isard (1954), Ullman (1954), en Tinbergen (1962), onderzoeken we het effect van materiële en immateriële barrières op de bilaterale handelspatronen. Onze versie van het model houdt rekening met enkele belangrijke specificatieproblemen die in de recente literatuur over wereldhandelsmodellen naar voren komen, zoals omitted-variable bias, log-normaliteit en ontbrekende handelsstromen (zero flows). Het zwaartekrachtmodel gaat, naar analogie van de gravitatiewet van Newton, uit van de hypothese dat de interactie tussen twee objecten positief samenhangt met de massa ervan en omgekeerd evenredig is met de ruimtelijke afstand ertussen. In de loop der jaren is dit model bij economen in zwang geraakt om handelsstromen tussen landen te analyseren. In zijn meest elementaire vorm ziet de formule van het zwaartekrachtmodel er als volgt uit (1):

$$I_{ij} = K \frac{M_i^{\beta_1} M_j^{\beta_2}}{d_{ij}^{\beta_3}} \quad (1)$$

Daarbij staat I_{ij} voor de intensiteit van de interactie, ofwel het handelsvolume, tussen de gebieden i en j , is K een proportionaliteitsconstante, M_i de massa van het exporterende land, M_j de massa van het importerende land, d_{ij} de ruimtelijke afstand tussen de twee landen, β_1 het potentieel om handelsstromen te genereren, β_2 het potentieel om handelsstromen aan te trekken, en β_3 een weerstandsfactor die de afstandsfrictie uitdrukt. Dit basismodel kan gemakkelijk met andere variabelen worden uitgebreid, bijvoorbeeld of land i en j aan elkaar grenzen, dezelfde taal spreken, of lid zijn van hetzelfde handelsblok. Als we aan beide kanten van de vergelijking logaritmes invullen, kunnen we het multiplicatieve model (1) omzetten in een lineair-stochastisch model, wat de volgende toetsbare vergelijking oplevert (2):

$$\ln I_{ij} = \ln K + \beta_1 \ln M_i + \beta_2 \ln M_j - \beta_3 \ln d_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

waarbij ε_{ij} een stochastische storingsterm is die onafhankelijk is van de opgenomen onafhankelijke variabelen.

Specificatie van de zwaartekrachtvergelijking. Recente versies van het zwaartekrachtmodel die zijn afgeleid van algemeen-evenwichtsmodellen van de bilaterale handelspatronen, stellen dat de traditionele specificatie van het zwaartekrachtmodel leidt aan omitted-variable bias. Anderson en Van Wincoop (2003) laten zien dat de intensiteit van de bilaterale handel niet alleen afhankelijk is van de bilaterale handelskosten die worden bepaald door bijvoorbeeld ruimtelijke afstand, taalverschillen of mate van handelsbelemmeringen, maar ook van de voor hun aandeel in het BBP gewogen multilaterale handelskosten die van invloed zijn op de prijzen van importgoederen in het land van bestemming, en op de exportmogelijkheden van het uitvoerende land. Door deze factoren weg te laten, kan omitted-variable bias ontstaan voor de overige geschatte parameters in het zwaartekrachtmodel. Een schatting met ‘fixed-effects’ van de zwaartekrachtvergelijking levert consistente schattingen van de parameters op (Egger 2005). In de door ons uitgevoerde crosssectie analyse betekent de opname van landspecifieke export- en import-dummies dat niet vergelijking (2) wordt geschat, maar in plaats daarvan:

$$\ln I_{ij} = \beta_3 \ln d_{ij} + \gamma_i + \eta_j + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

waarbij γ_i de land-specifieke intercept is van het i -de exporterende land en η_j de land-specifieke intercept is van het j -de importerende land.

Een andere lijn van onderzoek heeft zich gericht op de tekortkomingen van Ordinary Least Squares (OLS) bij de log-normale formulering van het zwaartekrachtmodel en de schattingen. OLS was tot voor kort onder internationale economen de meest gangbare methode om bilaterale handelsstromen te onderzoeken (Santos Silva en Tenreyro 2006). Deze schattingsmethode zou echter drie grote nadelen vertonen (Flowerdew en Aitkin 1982). Ten eerste kan de logaritmische transformatie ertoe leiden dat grote handelsstromen en de totale handelsstroom te laag worden ingeschat. Ten tweede kan het bij een groot aantal kleine (waargenomen en verwachte) handelsstromen gebeuren dat niet wordt voldaan aan de homoscedasticiteitsvoorwaarde dat de storingstermen dezelfde variantie moeten hebben. Het derde nadeel is dat het log-normale model geen weg weet met handelsstromen waarvan de waarde gelijk is aan nul, omdat de logaritme van nul niet bepaald is. Doorgaans wordt het ‘nulprobleem’ in de analyse van handelsstromen omzeild, ofwel door alle handelsstromen met een waarde nul weg te laten, of door aan alle handelsstromen een willekeurig klein, positief getal (meestal 0,5 of 1) toe te kennen om de logaritme te nemen. Door alle nulstromen buiten het model te houden, wordt echter ook belangrijke informatie over geringe handelsintensiteit uit het model weggelaten. Wanneer de nulwaarden niet willekeurig verdeeld zijn, kan dit vertekende resultaten opleveren. Ook de methode om in plaats van nul een klein positieve waarde in te voeren, is onbevredigend. King (1988) laat zien dat men door de omvang van de constante te veranderen, elke gewenste schatting van de parameters kan genereren.

Om deze valkuilen te vermijden, gebruiken we een ‘Poisson Pseudo Maximum Likelihood fixed-effects model’. Toepassing van deze Poisson-specificatie op het zwaartekrachtmodel van de handel leidt tot de hypothese dat het waargenomen volume van de handel tussen landen i en j een Poissonverdeling kent met een voorwaardelijk gemiddelde (μ) dat een functie is van de onafhankelijke variabelen (de ruimtelijke, economische en culturele afstanden tussen landen).¹ Met de Poissonspecificatie kunnen we bovengenoemde problemen goed ondervangen. Ten eerste voorkomt

¹ Voor een meer theoretische behandeling van de Poissonspecificatie van het zwaartekrachtmodel van de handel zij verwezen naar Flowerdew en Aitkin (1982) en Santos Silva en Tenreyro (2006).

het Poissonregressiemodel een te lage voorspelling van grote handelsstromen en de totale handelsomvang doordat het werkt met een log-lineaire in plaats van een log-log koppelfunctie en dus schattingen van I_{ij} in plaats van $\ln I_{ij}$ oplevert. En omdat bij de schattingen van het Poissonregressiemodel een maximum-likelihoodmethode wordt gehanteerd, zijn de schattingen aangepast aan werkelijke data, wat betekent dat de som van de voorspelde waarden vrijwel gelijk is aan de som van de inputwaarden. Ten tweede zijn schattingen met behulp van een Poissonregressie consistent in geval van heteroscedasticiteit en zijn ze redelijk efficiënt, vooral bij grote steekproeven (King 1988). Ten derde biedt de Poissonspecificatie, door zijn multiplicatieve vorm, een natuurlijke manier om met ontbrekende handelsstromen (nulstromen) om te gaan.

We willen niet alleen de ómvang van de handel verklaren, maar ook het ontbreken van enige handel en gaan ervan uit dat het daarbij in feite om twee verschillende processen gaat. Daartoe hanteren we een Poisson-Logit PML Hurdle fixed-effects specification (Mullahy 1986), die een model oplevert voor twee verschillende processen, namelijk of er tussen landen handel wordt gedreven en zo ja, wat de omvang van die handel is.

5 Materiële en immateriële handelsbelemmeringen

Data. Om te bepalen in hoeverre (im)materiële barrières de handel tussen landen belemmeren, bestuderen we voor de periode 1996-2000 de handelspatronen van een groep van 138 landen, die zijn opgenomen in bijlage A (dit is de World Trade Database, die is gebaseerd op de UN COMTRADE-database). Als we de binnenlandse handel buiten beschouwing laten, dan blijven 18.906 (138×137) mogelijke afzonderlijke handelsstromen over voor de 138 exportlanden en 138 importlanden. Als indicatoren voor het handelsvolume nemen we de gemiddelde jaarlijkse bilaterale uitvoer in de periode 1996-2000, uitgedrukt in miljoenen USD. Dit levert voor elk landenpaar twee cijfers op, namelijk de import en de export. We gebruiken hierbij gerapporteerde exportcijfers in plaats van gerapporteerde importcijfers omdat die een betrouwbaardere dekkingsgraad kennen. Zoals blijkt uit de verhouding tussen de standaarddeviatie (2.834) en het gemiddelde, en ook uit de scheefheid (34,99) en platheid (1.706), wijkt de verdeling van het handelsvolume over de bilaterale handelsstromen sterk af van normaal. Meer dan 50% van alle bilaterale handelsstromen heeft zelfs een waarde van nul.

Als verklarende variabelen hebben we bilaterale data uit verschillende bronnen in het zwaartekrachtmodel ingevoerd die alle verband houden met

de verschillende aspecten van afstand tussen landen. We onderscheiden daarbij materiële en immateriële handelsbelemmeringen. Tabel 1 geeft een overzicht van in het model gebruikte variabelen. Voor materiële handelsbelemmeringen zijn de volgende verklarende variabelen gebruikt: fysieke afstand (hemelsbreed tussen hoofdsteden), buurlanden ja/nee, lidstaten van zelfde vrijhandelszones² en tarifaire en non-tarifaire handelsbarrières.³ Om de immateriële aspecten van handelsafstand te verklaren, hanteren we de variabelen: gemeenschappelijke taal, historische banden, institutionele afstand, economische afstand, complementaire economische sectoren en culturele afstand. De maatstaf voor ‘institutionele afstand’ is gebaseerd op de zes indicatoren voor deugdelijk bestuur (Kaufmann e.a. 2004). Dat zijn: inspraak en verantwoording, politieke stabiliteit, effectiviteit van het bestuur, kwaliteit van de regelgeving, het functioneren van de rechtstaat en beheersing van de corruptie. Al deze indicatoren zijn gebaseerd op factoranalyse en staan voor verschillende aspecten van goed overheidsbestuur. De institutionele afstand tussen landenparen meten we met behulp van de door Kogut and Singh (1988) ontwikkelde index:

$$ID_{ij} = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^6 \frac{(I_{ki} - I_{kj})^2}{V_k} \quad (4)$$

waarbij I_{ki} staat voor de score van land i op de k^e dimensie en V_k voor de variantie van deze dimensie over alle landen. Institutionele afstand staat voor het feit dat een vrij groot verschil in effectiviteit van bestuur de aanpassingskosten doet toenemen en tevens tot geringer wederzijds vertrouwen kan leiden. De ‘economische afstand’ is gering tussen landen met een vergelijkbaar inkomen per hoofd van de bevolking, vergelijkbare voorkeuren en een vergelijkbare outputmix (Linder 1961). Met het door Linder beschreven effect van economische afstand is in de zwaartekrachtmodellen rekening gehouden door het absolute verschil tussen de logaritmen van het BBP per hoofd van de bevolking als verklarende variabele op te nemen. Merk op dat we volgens de theorie van Heckscher-Ohlin juist een negatieve correlatie zouden verwachten: landen met een grote economische afstand zouden meer handel moeten drijven omdat ze andere goederen pro-

² Omdat deze informatie voor slechts een beperkt deel van de steekproef beschikbaar is (7173 landenparen), zijn bilaterale tarieven en de mate van handelsbelemmering alleen in de gevoeligheidsanalyse meegenomen.

³ De dummy voor geringe tarifaire en non-tarifaire belemmeringen is gebaseerd op algemene indices voor de mate van handelsbelemmering (*trade restrictiveness*) voor het jaar 2000.

duceren en zich in andere sectoren hebben gespecialiseerd. Economische afstand kan dus ook gunstig zijn, omdat het comparatief voordeel oplevert. Hoe de balans doorslaat, wordt uiteindelijk bepaald door het relatieve gewicht van informatiebelemmeringen, door de handel binnen bedrijfstakken tegenover comparatieve voordelen, en door de handel tussen bedrijfstakken. Om het traditionele handelsmodel van Heckscher-Ohlin preciezer te kunnen benaderen, hebben we ook verschillen in de productiestructuur in ons model opgenomen, onder de naam 'complementaire sectoren'. Deze worden op dezelfde manier geschat als de institutionele afstand, maar in plaats van de zes dimensies van deugdelijk bestuur van de Kogut-Singh index (vergelijking 4) wordt nu het relatieve aandeel van zes grote economische sectoren in de totale economie van landen i en j (landbouw, industrie, bouw, groothandel, transport en diensten) berekend. Culturele vertrouwdsheid tenslotte leidt tot minder informatieasymmetrie en meer wederzijds vertrouwen tussen landen. De culturele handelsbelemmeringen worden gemeten door middel van dummyvariabelen voor een gemeenschappelijke taal en geschiedenis en door een score of de 'index voor culturele afstand'. De waarde van de geschiedenisdummy is 1 als de twee landen een koloniale band met elkaar hebben (gehad) of als ze ooit deel van hetzelfde land zijn geweest. In de literatuur over internationale handel wordt de culturele afstand tussen landen vaak op een directere manier bepaald, met behulp van de dimensies van de nationale cultuur volgens Hofstede (2001). Hofstede heeft gegevens uit enquêtes onder 116.000 medewerkers van IBM uit veertig landen onderzocht en onderscheidt op basis daarvan vier dimensies waarop nationale culturen kunnen verschillen: machtsafstand, onzekerheidsmijding, individualisme-collectivisme en mannelijkheid-vrouwelijkheid. Hofstede kent aan elk land voor elke dimensie een score tussen 0 en 100 toe; die geeft aan hoe mensen uit verschillende culturen oordelen over maatschappelijke kwesties. De culturele afstand tussen landen is berekend middels de index uit vergelijking (4).

Omdat voor materiële en immateriële belemmeringen letterlijk met twee maten gemeten moet worden, moeten de variabelen ook voldoende onafhankelijke variatie vertonen. De correlaties tussen de verklarende variabelen blijken altijd kleiner dan 0.35 (in absolute termen).

Tabel 1 Overzicht variabelen zwaartekrachtvergelijkingen

	Gem.	Std. Dev.	Min.	Max	N
Gem. jaarlijkse handelsomvang (1996-2000)	270,1	2884	0	189000	18.906
Fysieke afstand (ln)	8,685	0,800	4,007	9,897	18.906
Buurlandendummy	0,012	0,140	0	1	18.906
Gemeenschappelijke taaldummy ¹	0,132	0,339	0	1	18.906
Gemeenschappelijke geschiedenis dummy ²	0,023	0,151	0	1	18.906
Vrijhandelsverdragdummy ³	0,054	0,226	0	1	18.906
Institutionele afstand ⁴	2,014	1,931	0,002	11,14	18.906
Economische afstand	2,320	1,727	0	10,05	18.906
Complementaire sectoren ⁵	2,000	1,590	0,004	15,71	18.906
Culturele afstand ⁶	2,000	1,582	0	11,88	8.372
Bilaterale tarieven ³	1,592	1,140	0	5,142	7.173
Dummy voor tarifaire en non-tarifaire belemmeringen ³	0,166	0,372	0	1	9.120

¹ Bron: CIA's World Factbook.

² Bron: CEPII data on Colonial histories.

³ Bron: OECD data on major regional integration agreements.

⁴ Bron: Kaufmann e.a. (2004).

⁵ Bron: UNCTAD-data.

⁶ Bron: Hofstede (2001).

Empirische resultaten: de waarschijnlijkheid en omvang van de handel outward. Specificatie (1) in Tabel 2 maakt gebruik van de door Santos Silva en Tenreiro (2006) geïntroduceerde Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML)-schatting. In het algemeen kunnen we concluderen dat – geheel conform de literatuur – de meeste variabelen het verwachte teken hebben en statistisch uiterst significant zijn. Voor de materiële handelsbelemmeringen geldt dat de omvang van de handel afneemt naarmate de fysieke afstand toeneemt: elke ruimtelijke verwijdering van 1% leidt tot een daling van het handelsvolume met 0,55%. Daar komt bij dat buurlanden aanzienlijk meer met elkaar handelen dan landen die geen grenzen delen (99%), en dat een vrijhandelsakkoord de handel tussen landen met 72% doet groeien. Voor de immateriële handelsbelemmeringen is het bewijs zwakker. Een gemeenschappelijke taal en institutionele afstand hebben geen apart statistisch significant effect op de omvang van de handel. Een gedeelde geschiedenis heeft een positieve uitwerking op de omvang van de bilaterale handel. Toch is het waargenomen effect op het handelsvolume (een stijging van 26%) veel geringer dan dat van materiële handelsbelem-

meringen. Wat economische afstand en complementaire sectoren betreft, zien we de 'factor propositions'-theorie van Heckscher-Ohlin bevestigd, maar zijn er geen aanwijzingen voor de hypothese van Linder. Verschillen tussen landen in het BBP per hoofd hebben geen significante invloed op de omvang van hun onderlinge handel. Daar staat tegenover dat landen die zich specialiseren in andere economische sectoren, aanzienlijk meer handeldrijven met elkaar.

Specificatie (2) in Tabel 2 geeft de schatting van een Hurdle Poisson-Logit PML, waarbij twee processen tegelijk gemodelleerd worden, namelijk of er sprake is van handel tussen twee landen en zo ja, wat de omvang daarvan is. Dit onderscheid in twee processen blijkt belangrijk voor de beschrijving en verklaring van handelspatronen, omdat het verbanden aan het licht brengt die verborgen blijven als dit onderscheid niet wordt gemaakt.⁴ Zo is geografische nabijheid niet alleen een belangrijke verklarende factor voor de omvang van de handel, maar ook voor de keuze om überhaupt handel te drijven. Dit effect wordt het duidelijkst uitgedrukt door de variabele voor fysieke afstand: met elke 1% toename van de fysieke afstand neemt de waarschijnlijkheid dat landenparen handeldrijven met een factor 0.99 toe. Hoewel de waargenomen effecten voor de twee processen grotendeels in dezelfde richting wijzen, zijn er ook enkele duidelijke verschillen. Institutionele afstand en het ontbreken van een gemeenschappelijke taal blijken sterk bepalend voor het ontbreken van handel. Wanneer landen een taal delen neemt de waarschijnlijkheid dat ze ook handeldrijven met een factor 2,6 toe. Als we de institutionele afstand met één standaarddeviatie verkleinen (zie tabel 1), dan neemt de kans dat de landen handel drijven met een factor 1,17 toe.⁵ Daar staat tegenover dat de omvang van de handel tussen landen die met elkaar handeldrijven en een geringe onderlinge institutionele afstand kennen, niet veel groter is dan van landen die met elkaar handelen maar qua instituties verder van elkaar afstaan. Het effect op de bilaterale handel van een gedeelde taal blijft positief, maar is niet significant. Het tegendeel geldt voor partners in een vrijhandelsakkoord en lan-

⁴ Dit is niet het eerste artikel dat de keuze om handel te drijven probeert te verklaren met behulp van een vergelijking. Een klein aantal studies werkt met een probit- of tweefasenmodel. In deze studies wordt echter geen Poissonregressie toegepast om het log-normaliteitsprobleem te ondervangen en sommige werken niet met landspecifieke 'fixed-effects'.

⁵ De coëfficiënten voor institutionele en culturele afstand zijn semi-elasticiteiten. Bij onze interpretatie van het uit de schatting van specificatie (2) blijkende effect van de institutionele afstand op de waarschijnlijkheid dat handel plaatsvindt, gaan we uit van een vermindering van de institutionele afstand met één standaarddeviatie. De waarschijnlijkheid dat er handel plaatsvindt, wordt dan vermenigvuldigd met een factor $e^{0.083 \times 1.931}$, waarbij 1.931 de in Tabel 1 vermelde standaarddeviatie is.

den die een geschiedenis gemeen hebben: zij handelen aanzienlijk intensiever dan handelspartners zonder deze kenmerken. Op de *waarschijnlijkheid* dat landen handeldrijven hebben vrijhandelsakkoorden en historische banden echter geen invloed. Wat economische afstand betreft lijken onze bevindingen elkaar tegen te spreken wat betreft de keuze om handel te drijven en de handelssomvang. Geheel conform de theorie van Heckscher-Ohlin blijken landen met grote verschillen in BBP per hoofd een grotere kans te hebben met elkaar handel te drijven. In lijn met de hypothese van Linder en de effecten van informatienetwerken blijkt de omvang van de handel tussen landen met bilaterale handel en een vergelijkbaar BBP per capita groter te zijn. Verschillen in productiestructuur (uitgedrukt in de variabele voor complementaire sectoren) leiden tot meer handel.

Tabel 2 PPML en Hurdle Poisson-Logit voor gemiddelde jaarlijkse handel tussen 1996 en 2000

	PPML (1)	Hurdle Poisson-Logit PML (2)	
	T_{ij}	Logit	$T_{ij} > 0$
Fysieke afstand	-0.557** (0.031)	-1.125** (0.062)	-0.550** (0.031)
Buurlandendummy	0.686** (0.073)	0.304 (0.273)	0.687** (0.073)
Vrijhandelsakkoorddummy	0.544** (0.053)	0.191 (0.205)	0.556** (0.053)
Taaldummy	0.113 (0.061)	1.287** (0.111)	0.109 (0.061)
Geschiedenisdummy	0.231** (0.082)	0.016 (0.082)	0.230** (0.079)
Institutionele afstand	0.000 (0.015)	-0.083** (0.026)	-0.013 (0.015)
Economische afstand	-0.010 (0.015)	0.314** (0.061)	-0.032** (0.015)
Complementaire sectoren	0.173** (0.038)	-0.024 (0.042)	0.173** (0.038)
Waarnemingen	18906	18906	9128
Vaste eff. importerend land	ja	ja	ja
Vaste eff. exporterend land	ja	ja	ja
-2 log likelihood	-8.24*10 ⁵	-8.05*10 ⁵	
AIC	1.65*10 ⁶	1.61*10 ⁶	

Robuuste standaardfouten tussen haakjes

Specificaties (3)-(5) in Tabel 3 breiden de specificatie uit met respectievelijk culturele afstand, tarifaire belemmeringen en de mate waarin handels-

belemmeringen voorkomen (*trade restrictiveness*), en toetsen tevens de robuustheid van de resultaten uit specificatie (1). Volgens specificatie (3) heeft culturele afstand – in termen van normen en waarden – een negatieve invloed op de omvang van de handel tussen landen. De door ons toegepaste ‘PPML fixed-effects regression’, levert een daling van de bilaterale handel met 5% op wanneer we de culturele afstand met één standaarddeviatie vergroten. Volgens specificatie (4) veroorzaken bilaterale tarifaire maatregelen statistisch gesproken een verlaging van het bilaterale handelsvolume. Bij een verhoging van de bilaterale handelstarieven met 1% neemt de omvang van de bilaterale handel tussen landen met 0,25% af. In specificatie (5) gebruiken we een andere indicator voor het handelsbeleid, namelijk de mate waarin handelsbelemmeringen voorkomen. Hieruit blijkt dat de handel tussen landen stijgt bij geringe tarifaire en non-tarifaire belemmeringen. Opmerkelijk is dat het effect van de VHA-dummy slechts weinig afneemt als we deze handelspolitieke maatregelen meewegen. Dit duidt erop dat het belangrijkste voordeel van het lidmaatschap van een handelsorganisatie is gelegen in een verlaging van de non-tarifaire en immateriële handelsbelemmeringen.

De algemene teneur van onze modeluitkomsten is dat de meeste verklaarende variabelen robuust zijn voor de invloed van fysieke afstand, met daarbovenop aangrenzendheid (buurlanden), culturele afstand, bilaterale tarieven en de mate van handelsbelemmering. Een opvallend effect wordt echter verkregen wanneer we invoerrechten in het model introduceren. De effecten van een gedeelde taal en institutionele afstand worden daarmee positief en significant.

Een belangrijk discussiepunt betreft de vraag welke (type) model nu beter is om handelsrelaties optimaal te modelleren. Onze bijdrage toont aan dat het onderscheid van kans op handel en hoeveelheid handel belangrijke extra informatie oplevert – wat het nut van een *hurdle* model bevestigt.⁶ OLS en (quasi-) Poisson specificaties laten zich slecht onderling vergelijken, omdat ze gebaseerd zijn op verschillende goodness-of-fit statistieken (Long 1997).⁷ De meest praktische manier om de fit van verschillende modellen toch te vergelijken is middels de vergelijking van voorspelde en daadwerkelijke interactiewaarden – waarbij Poisson-schattingen goed naar voren komen. Echter, als alternatief kunnen ook de voorspelde en daadwerkelijke verdelingen worden vergeleken, en daarbij blijken Poisson-

⁶ We hebben geen ‘two-stage Heckman’ schatting uitgevoerd, omdat dan een instrumentele variabele in de eerste fase gedefinieerd moet worden die wel met de kans op handel samenhangt maar niet met de omvang. Wij hebben geen voor de hand liggende kandidaat daarvoor gevonden.

⁷ Ons afzien van het gebruik van de log-normale specificatie is vooral gestoeld op theoretische gronden.

schatting in het algemeen niet goed om te kunnen gaan met heteroscedasticiteit (Bergkvist en Westin 1998; Silva en Tenreyro 2006; Martinez-Zarozo e.a. 2007). We kunnen hierover dan ook weinig definitief concluderen – de verschillende modellen zijn complementair in de informatie die ze bieden.

Tabel 3 Robuustheidstests voor culturele afstand, bilaterale tarieven en mate van handelsbelemmering

	PPML (3)- T_{ij}	PPML (4)- T_{ij}	PPML (5)- T_{ij}
Fysieke afstand	-0.551** (0.032)	-0.513** (0.031)	-0.624** (0.038)
Uurlandendummy	0.703** (0.073)	0.647** (0.068)	0.653** (0.075)
Taaldummy	0.056 (0.062)	0.170** (0.060)	0.060 (0.067)
Geschiedenisdummy	0.156 (0.080)	0.132 (0.075)	0.353** (0.087)
Vrijhandelsakkoorddummy	0.548** (0.053)	0.416** (0.063)	0.525** (0.056)
Institutionele afstand	0.029 (0.015)	0.030* (0.014)	0.000 (0.017)
Economische afstand	-0.009 (0.016)	-0.022 (0.013)	-0.029* (0.015)
Complementaire sectoren	0.191** (0.042)	0.201* (0.045)	0.196** (0.043)
Culturele afstand	-0.031* (0.016)		
Bilaterale tarieven		-0.296** (0.059)	
Geringe mate van handelsbelemmering(tarifaire en non-Waarnemingen			0.589** (0.189)
	8372	7173	9120
Vaste eff. importerend land	ja	ja	ja
Vaste eff. exporterend land	ja	ja	ja
-2 log likelihood	-6.79*10 ⁸	-4.33*10 ⁸	-5.04*10 ⁸
AIC	1.36*10 ⁹	-8.67*10 ⁹	1.01*10 ⁹

6 Conclusies

In dit artikel hebben wij afstand opgevat als een veelzijdig concept dat een kern van al met elkaar handeldrijvende landen dichtert tot elkaar brengt,

maar andere landen juist scheidt, en dat gemiddeld genomen positieve transactiekosten voor de internationale handel als geheel genereert. We hebben het concept transactiekosten toegepast op drie vormen van immateriële belemmeringen tussen landen: fysieke afstand, institutionele afstand en culturele verschillen. We hebben een empirisch model (Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML) geïntroduceerd waarmee we de effecten van deze handelsbelemmeringen op bilaterale handelspatronen analyseren. Dit model is speciaal ontwikkeld om enkele algemeen erkende specificatieproblemen te ondervangen, namelijk omitted-variable bias, log-normaliteit en het ontbreken van handelsstromen. Als een aanvulling op de recente literatuur over bepalende factoren voor de handel, introduceren we een 'hurdle Poisson model' dat de effecten van transactionele afstand op de omvang van de bilaterale handel analyseert, met name tussen landenparen die geen handelsrelaties onderhouden.

Toepassing van deze modellen levert enkele belangrijke conclusies op. Ten eerste zijn de resultaten voor immateriële handelsbelemmeringen niet eenduidig. Institutionele afstand lijkt geen statistisch significant effect op de handel te hebben. Het negatieve effect van economische afstand (het Linder-effect en de daarmee samenhangende externe effecten van informatienetwerken) wordt deels bevestigd. Culturele afstand blijkt de handel negatief te beïnvloeden. We hebben gecontroleerd voor traditionele indicatoren voor immateriële belemmeringen als taal en historische banden. De uitkomsten kwamen overeen met hetgeen in de literatuur beschreven is, al hebben wij voor het belang van een gemeenschappelijke taal weinig statistisch bewijs gevonden. De meer traditionele verklaringen voor handelspatronen, zoals handelsbeleid (in het model opgenomen in de vorm van een VHA-variabele en bilaterale invoerheffingen), comparatieve voordelen en 'factor proportion'-verschillen (uitgedrukt in de variabele voor complementaire sectoren) lijken statistisch als verklaring voor handelspatronen van eminent belang, en ook de aanvullende indicatoren voor immateriële belemmeringen blijken belangrijk. Misschien wel de meest traditionele verklaring voor handelsbelemmeringen, namelijk fysieke afstand – staat nog steeds fier overeind, ondanks de vele uitbreidingen van de zwaarte-krachtvergelijking.

Ten tweede hebben twee processen tegelijk gemodelleerd (óf er sprake was van handel tussen landen en zo ja, wat de omvang daarvan was), waardoor de schatting aanzienlijk aan waarde lijkt te winnen. Er worden verschillende verklaringen gegeven voor de geneigdheid tot handeldrijven en de omvang van de handel. Institutionele afstand en het ontbreken van een gedeelde taal lijken bijvoorbeeld belangrijke bepalende factoren voor het ontbreken van handel (*probability effect*). Bij handeldrijvende landen die een vrijhandelsakkoord hebben gesloten en een historische banden

hebben, is de handelsomvang aanzienlijk groter dan bij handeldrijvende landen zonder deze gemeenschappelijke kenmerken (*magnitude effect*). Fysieke afstand is een belangrijke factor in beide fasen van de handelsrelatie.

Door zorgvuldig om te gaan met specificatieproblemen als omitted-variable bias, log-normaliteit en zero flows tonen we aan dat materiële en immateriële aspecten van afstand een essentiële rol spelen bij de interpretatie van verschillen tussen landen, zowel in hun geneigdheid tot bilaterale handel als in de omvang daarvan. Deze analyse helpt ons te begrijpen waarom sommige landen niet zo veel handeldrijven als in een frictieloze wereld het geval zou zijn.

Auteurs

Frank van Oort is hoogleraar Stedelijke Economie aan de Universiteit Utrecht en het Planbureau voor de Leefomgeving, Martijn Burger is assistent in opleiding aan de Erasmus Universiteit Rotterdam en Gert-Jan Linders is universitair docent aan de Vrije Universiteit Amsterdam.

Literatuur

- Anderson, J.E. en E. Van Wincoop, 2003. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle, *American Economic Review*, vol. 93(1): 170-92.
- Anderson, J.E. en E. Van Wincoop, 2004. Trade costs, *Journal of Economic Literature*, vol. 42(3): 691-751.
- Badinger, H., 2005. Growth effects of economic integration: evidence from the EU member states. *Review of World Economics*, vol. 141(1): 50-78.
- Baier, S. en J.H. Bergstrand, 2001. The growth of world trade: tariffs, transport costs and income similarity, *Journal of International Economics*, vol. 53(1): 1-27.
- Bergkvist, E. en L. Westin, 1998. Estimation of Gravity Models by OLS Estimation, NLS Estimation, Poisson and Neural Network Specifications, Cerum Working Paper 6, Umea Universiteit.
- Eaton, J. en S. Kortum, 2002. Technology, geography, and trade. *Econometrica*, vol. 70(5): 1741-1779.
- Egger, P., 2005. 'Alternative techniques for the estimation of cross-section gravity models'. *Review of International Economics*, vol. 13(5): 881-891.
- Feenstra, R.C., 2004, *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton, Princeton University Press.
- Flowerdew, R. en M. Aitkin, 1982, A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution, *Journal of Regional Science*, vol. 22(2): 191-202.

- Hofstede, G., 2001, *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations across Nations*, Thousand Oaks, London, New Delhi, Sage Publications.
- Isard, W., 1954, Location Theory and Trade Theory: Short Run Analysis, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 68: 305-22.
- Kaufmann, D., A. Kraay en M. Mastruzzi, 2004, Governance matters III: governance indicators for 1996, 1998, 2000, and 2002, *World Bank Economic Review*, vol. 18(4): 253-87.
- King, G., 1988, Statistical models for political science event counts: bias in conventional procedures and evidence for the exponential poisson regression model, *American Journal of Political Science*, vol. 32(3): 838-63.
- Kogut, B. en H. Singh, 1988, The effect of national culture on the choice of entry mode. *Journal of International Business Studies*, vol. 19(3): 411-32.
- Linder, S.B., 1961, *An Essay on Trade and Transformation*. New York, John Wiley and Sons.
- Long, J.S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, Sage Publications.
- Loungani, P., Mody, A. en Razin, A. 2002. 'The global disconnect: the role of transactional distance and scale economies in gravity equations'. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 49(5), p. 526-543.
- Martinez-Zarzoso, I., D. Nowak-Lehman en S. Vollmer (2006), The Log of Gravity Revisited, CeGE 64, University of Gottingen.
- Mullahy, J., 1986, Specification and testing of some modified count models. *Journal of Econometrics*, vol. 33: 341-65.
- Romer, P., 1994, New goods, old theory, and the welfare costs of trade restrictions. *Journal of Development Economics*, vol. 43(1): 5-38.
- Santos Silva, J.M.C. en S. Tenreyro, 2006, The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88(4): 641-58.
- Tinbergen, J., 1962, *Shaping the World Economy*, New York: The Twentieth Century Fund.
- Ullman, E.L., 1954, Geography as Spatial Interaction, in: D. Rezvan and E.S. Engelbert (eds.), *Interregional Linkages, Proceedings of the Western Committee on Regional Economic Analysis*, Berkeley, CA: UCLA, pp. 63-71.
- Yi, K.M., 2003, Can vertical specialization explain the growth of world trade? *Journal of Political Economy*, vol. 111(1): 52-102.

Bijlage A. In de analyse opgenomen landen

Albanië	Guatemala	Oeganda
Algerije	Guinee	Oekraïne
Angola	Haïti	Oezbekistan
Argentinië	Honduras	Oman
Australië	Hongarije	Oostenrijk
Azerbeidzjan	Ierland	Pakistan
Bahama's	India	Panama
Bahrein	Indonesië	Papoea-Nieuw-Guinea
Bangladesh	Iran	Paraguay
Barbados	Israël	Peru
Belarus	Italië	Polen
België en Luxemburg	Ivoorkust	Portugal
Belize	Jamaica	Qatar
Bermuda	Japan	Roemenië
Bolivia	Joegoslavië	Russische Federatie
Bosnië en Herzegovina	Jordanië	Rwanda
Brazilië	Kameroen	Saudi-Arabië
Bulgarije	Kazachstan	Senegal
Burkina Faso	Kenia	Singapore
Burundi	Koeweit	Slovenië
Canada	Kroatië	Slowakije
Centraal-Afrikaanse Republiek	Laos	Spanje
Chili	Letland	Sri Lanka
China	Libanon	Sudan
Colombia	Libië	Suriname
Congo	Litouwen	Syrië
Costa Rica	Macau	Tanzania
Cuba	Madagaskar	Thailand
Cyprus	Malawi	Togo
Denemarken	Maleisië	Trinidad en Tobago
Djibouti	Mali	Tsjaad
Dominicaanse Republiek	Malta	Tsjechië
Duitsland	Marokko	Tunesië
Ecuador	Mauretanië	Turkije
Egypte	Mauritius	Uruguay
El Salvador	Mexico	Venezuela
Estland	Moldavië	Verenigd Koninkrijk
Ethiopië	Mozambique	Verenigde Arabische Emiraten
Fiji	Nederland	Verenigde Staten
Filipijnen	Nederlandse Antillen en Aruba	Vietnam
Finland	Nicaragua	Zambia
Frankrijk en Monaco	Nieuw-Caledonië	Zimbabwe
Gabon	Nieuw-Zeeland	Zuid-Afrika
Gambia	Niger	Zuid-Korea
Ghana	Nigeria	Zweden
Griekenland	Noorwegen	Zwitserland en Liechtenstein

Prestatie-indicatoren van banken langs de meetlat

Jaap Bikker

Het goed presteren van banken, verzekeraars en pensioenfondsen is van groot belang voor hun particuliere en zakelijke klanten. In het bijzonder hun efficiëntie en de mate van concurrentie op de betrokken markten bepalen de prijzen en de kwaliteit van de financiële producten. Met alle herschikkingen in het bankenlandschap is er eens te meer behoefte aan eenduidige analyses van de feiten, voordat de meningen worden gevormd. Omdat efficiëntie en concurrentie niet rechtstreeks zijn waar te nemen, worden zowel in de economische theorie als in de praktijk diverse indirecte simpele indicatoren of modelgebaseerde maatstaven gebruikt. Dit artikel laat zien dat het meten van prestaties van financiële instellingen niet zonder problemen is en dat de kwaliteit van deze indicatoren sterk uiteenloopt. Het gaat na welke methoden de voorkeur verdienen en hoe betere maatstaven kunnen worden ontwikkeld door indicatoren te combineren. Deze worden vervolgens onderworpen aan een voorspel-validatietoets.

1 Inleiding

Dit artikel gaat in op de vraag hoe goed financiële instellingen functioneren in hun dienstverlening aan consumenten en bedrijven? En wat weten wij daarvan? Diverse aspecten van prestaties zijn ook niet direct waarneembaar, maar economisch gezien wel belangrijk. Bij prestaties denken aandeelhouders natuurlijk vooral aan de voor hen behaalde winst, al dan niet gecorrigeerd voor het gelopen risico. Dit artikel concentreert zich op het presteren van financiële instellingen in bredere zin, namelijk voor de algemene welvaart, dus ten behoeve van consumenten en bedrijven. Die zullen zich vooral interesseren voor de vraag of de financiële producten niet te duur zijn en of hun kwaliteit voldoende is. Bij dit laatste wordt de vraag opgeworpen naar enerzijds de efficiëntie van financiële instellingen

(worden voor de productie geen onnodige kosten gemaakt?) en anderzijds naar de concurrentie op de betrokken markten (is de winstmarge niet onnodig hoog?). Efficiëntie en concurrentie kunnen niet direct worden waargenomen maar alleen indirect worden afgeleid. Bijvoorbeeld, als een bank de hypotheekrente verlaagt en alle concurrenten volgen onmiddellijk met ook een rentedaling, dan duidt dit op concurrentie – al kunnen we dan nog geen onderscheid maken tussen een beetje en heel veel concurrentie. Bij andere bankdiensten zoals beleggingsadvies en betaalverkeer zijn prijzen en kwaliteit echter moeilijk vast te stellen en dan is het meten van concurrentie veel moeilijker. Dat prijzen en kwaliteit moeilijk zijn vast te stellen is trouwens een veel voorkomend probleem op de markt van financiële producten. Een actueel voorbeeld is de beleggingsverzekering, bekend als de woekerpolis. De klant kan hier moeilijker op basis van prijs en kwaliteit kiezen. Daarmee valt de disciplinerende invloed van de klant weg en verzwakt de concurrentie. Dit probleem treedt op bij een groot aantal producten van banken en verzekeraars (Bikker en Spierdijk 2008a).

Er is nog een andere vorm van prestatie, die in het belang van consumenten is, maar onder normale omstandigheden vooral betrekking heeft op de lange termijn. Hoe betrouwbaar is de financiële instelling in termen van solvabiliteit en is de klant wel altijd zeker dat hij zijn geld terugkrijgt? Het risico dat banken nemen bij hun activiteiten en de gevolgen daarvan voor de zekerheid van het spaargeld van klanten heeft in de huidige crisis natuurlijk alle aandacht. Hoewel deze langetermijnprestatie ook door concurrentie en efficiëntie wordt beïnvloed, richt dit artikel zich alleen op de meer tastbare kortetermijnprestatie van goede diensten en lage prijzen.

Banken spelen in de economie zoals bekend een cruciale rol vanwege hun centrale producten: leningen aan bedrijven en voor woningen. Concurrentie en efficiëntie van banken zijn daarom van groot belang: goede kwaliteit en lage kosten verhogen de welvaart. Concurrentie is ook belangrijk voor goede monetaire transmissie, dat is het sneller en sterker doorwerken van de beleidsrente van de Europese Centrale Bank naar de banktarieven (zie Tabel 1).

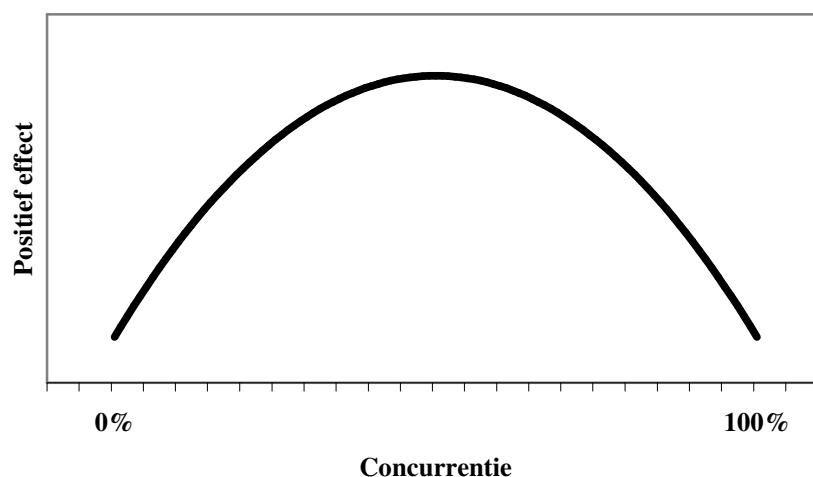
Tabel 1 Belang van bancaire concurrentie

Welvaartsverhogend voor particulieren en bedrijven
Versterkt monetair beleid
<i>Inverse U-vormige relatie met:</i>
-innovaties
-solvabiliteit
-financiële stabiliteit
-toegankelijkheid bancaire systeem voor klanten

Concurrentie heeft ook invloed op financiële innovaties, de financiële gezondheid van banken, de financiële stabiliteit en de toegankelijkheid van banken voor klanten. Met dat laatste wordt onder meer bedoeld of het midden- en kleinbedrijf überhaupt wel aan betaalbare financiering kan komen. Voor deze laatste vier genoemde eigenschappen geldt dat het verband loopt volgens een zogenaamde inverse U-vorm (zie Figuur 1). Het bevorderen van concurrentie is gunstig voor deze factoren zolang de concurrentie beperkt is, totdat een (onbekend) optimum is bereikt, omdat heel hoge concurrentie voor deze factoren weer contraproductief uitwerkt. Een voorbeeld: als de concurrentie heel hoog is en de overwinst weg valt is het moeilijker een extra buffer op te bouwen om klappen op te vangen. Gezonde concurrentie is op deze vier gebieden beter dan moordende concurrentie.

Wat weten banken, wetenschappers en toezichthouders nu van een dergelijk belangrijk verschijnsel als concurrentie en efficiëntie van banken? Dit artikel zal vaststellen dat we, verrassend misschien of teleurstellend, veel minder weten dan vaak als vanzelfsprekend wordt aangenomen.

Figuur 1 Positief effect concurrentie op innovaties, financiële gezondheid en toegankelijkheid van banken, en financiële stabiliteit



In de praktijk worden vaak eenvoudige benaderingen gebruikt om concurrentie en efficiëntie aan te duiden, bijvoorbeeld de concentratie-index of de kosten-inkomenratio. Hoewel sommige indicatoren zonder enig punt van

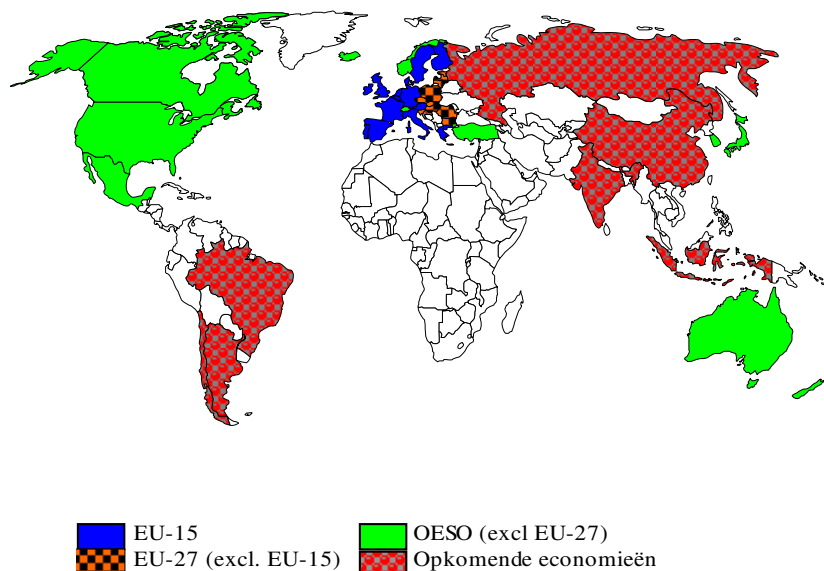
discussie tot in de hoogst gewaardeerde wetenschappelijke tijdschriften worden gebruikt, zijn deze bijna altijd te simpel en niet erg betrouwbaar.

Beter dan eenvoudige benaderingen zijn theoretisch gefundeerde modellen, die concurrentie en efficiëntie per land¹ proberen te schatten. Hoe goed lukt dat schatten? Dit artikel zal aantonen dat zelfs de consensus tussen de verschillende goed onderbouwde methoden soms verbazingwekkend gering is. Met andere woorden, verschillende methoden hebben soms sterk uiteenlopende resultaten per land. Dat leidt naar de centrale vraagstelling van dit artikel: hoe ver reikt de polsstok van onze meetmethoden? En hoe kunnen we toch nog wat verder reiken?

2 Maatstaven van presteren van financiële instellingen

Als eerste stap van een nadere analyse zijn rond de 20 methoden gebruikt om concurrentie en efficiëntie van banken te meten voor de belangrijkste 46 landen.²

Figuur 2 Onderzochte landen naar onderscheiden categorieën



¹ Of per bank. Dit artikel kijkt steeds naar uitkomsten per land.

² Voor de lijst van landen, zie Bikker en Bos (2008), Tabel 9.1. Voor efficiëntie valt vanwege dataproblemen één land (Roemenië) af.

Deze landen omvatten de oude en nieuwe EU landen (in Figuur 2 respectievelijk donker gearceerd en geblokt), de overige OESO-landen (licht gearceerd) en de opkomende markten (aangeduid met rondjes). Ze beslaan samen 90% van het bruto mondiaal product.

Alle 20 eenvoudige benaderingen en modelgebaseerde schattingen van concurrentie worden vanaf hier indicatoren genoemd. Daarbij zijn vijf soorten prestatie-indicatoren onderscheiden (zie Tabel 2). Naast concurrentie en efficiëntie gaat het om kosten, winst(marge) en marktstructuur.

Tabel 2 Indirecte indicatoren van prestatie van financiële instellingen .

Indicatoren van prestaties	Samenhang met concurrentie	Indicatoren weergegeven door:
Efficiëntie	Positief	Kosten X-efficiëntie Winst X-efficiëntie Schaalvoordelen Scopevoordelen
Kosten	Negatief	Kosten-inkomenratio Kostenmarge Totale kosten/totaal inkomen
Winst	Negatief (?)	Rendement op eigen vermogen Rendement op activa Netto rentemarge
Marktstructuur		
- aantal banken	Positief	Aantal banken Aantal banken per capita
- concentratie	Ambivalent	HHI, C ₃ , C ₅ , C ₁₀

Onderlinge relaties. Tussen de diverse vormen van prestaties bestaan allerlei theoretische verbanden. Figuur 3 illustreert dat met een paar voorbeelden. De klassieke structuur-gedrag-prestatie (structure-conduct-performance of SCP) theorie stelt dat de marktstructuur het concurrentiegedrag bepaalt en daarmee de winstgevendheid (aangeduid met 1).³ Bijvoorbeeld: hoge concentratie van banken leidt tot minder concurrentie en dus tot meer winst. Een alternatief paradigma, de efficiëntie-hypothese, stelt dat efficiëntere banken hun marktaandeel vergroten doordat ze minder efficiënte banken van de markt drukken (Demsetz 1973). Efficiëntere banken vertalen lagere kosten in òf meer winst òf lagere prijzen. Dat laatste om hun concurrentiepositie te verbeteren en grotere marktaandelen te verwerven (in de figuur aangeduid met 2). Efficiëntie is in deze visie dus geen gevolg van marktstructuur maar bepaalt deze.⁴ Anderzijds wordt algemeen

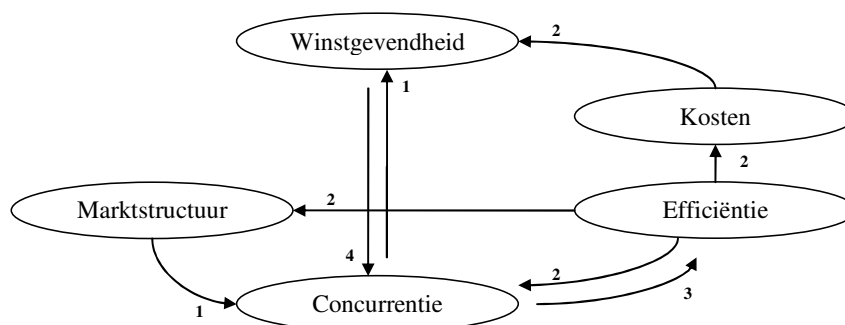
³ Zie Bos (2004) voor een overzicht en een kritische analyse.

⁴ Afhankelijk van de mate waarin efficiënte bedrijven hun marktaandeel willen uitbreiden.

aangenomen dat concurrentiedruk banken dwingt om efficiënter te zijn (aangeduid met 3). Hicks (1935) gaat hiervan uit, waar hij in zijn *quiet life*-hypothese veronderstelt dat monopolie de druk vermindert om efficiënt te zijn. Ten slotte maakt overwinst het banken mogelijk hun prijzen te verlagen en meer concurrerend te worden teneinde hun marktaandelen te vergroten (aangeduid met 4).

Die sterke vervlechting tussen de variabelen in Figuur 3 verklaart waarom marktstructuur, kosten en winstgevendheid vaak worden gebruikt als benadering van concurrentie en efficiëntie. Tegelijkertijd onderstreept deze figuur dat de betrokken maatstaven juist verschillende karakteristieken van banken en hun markten weerspiegelen.

Figuur 3 Relaties tussen marktstructuur, concurrentie, winstgevendheid en efficiëntie



Toelichting: De effecten volgens het SCP-paradigma zijn aangeduid met 1 en de invloed volgens de efficiëntie-hypothese met 2. Het effect volgens de *quiet life*-hypothese is gemarkeerd met een 3. De relatie die volgt uit een algemeen principe is aangegeven met een 4.

Samenhang met concurrentie. Om de indicatoren te kunnen gebruiken wordt per indicatoren vastgesteld of de samenhang (over alle landen) met concurrentie positief of negatief is.⁵ Figuur 3 laat zien dat efficiëntie positief met concurrentie samenhangt (immers, bij meer concurrentie wordt meer efficiëntie verwacht) en om dezelfde reden dat kosten negatief met concurrentie samenhangen (met andere woorden, meer concurrentie leidt tot snijden in de kosten; zie Tabel 2). Verder zal concurrentie de winstmarge kleiner maken. Helemaal eenduidig is dat niet, want via lagere kos-

⁵ Daarbij wordt geabstraheerd van causaliteit. Soms zijn er meer theoretische verbanden, terwijl er ook uiteenlopende empirische resultaten bestaan. Uiteindelijk wordt steeds een keuze gemaakt.

ten zou concurrentie ook een positief effect op winst kunnen hebben. Vandaar het vraagteken in Tabel 2.

Als het begrip marktstructuur wordt ingevuld met het aantal banken, wordt gewoonlijk een positieve samenhang met concurrentie aangenomen. Immers, meer banken impliceert meer kans op concurrentie. Concentratie, die vooral dominantie van enkele banken weergeeft, kan een indicatie zijn van weinig concurrentie: ze kunnen immers gemakkelijk samenwerken. Een meer dynamische interpretatie is dat deze concentratie juist het gevolg zou kunnen zijn van concurrentie omdat consolidatie werd afgedwongen. Aldus is concentratie een ambivalente indicator.

Gebruikte modellen en indicatoren. Allereerst zijn vijf modellen gebruikt om concurrentie te schatten (zie Tabel 3). De Lerner-index gebruikt de winstmarge als indicator van marktmacht (De Lange van Bergen 2006). Het SCP model meet de invloed van de marktstructuur op de winst via, zo wordt verondersteld, het concurrentiegedrag. Marktstructuur wordt daarbij benaderd met de concentratie-index. Het Cournot model heeft een analoge opbouw, maar kijkt naar de conjecturale variatie per bank in plaats van naar de structuur van de markt als geheel.⁶ Door het marktaandeel van de individuele bank als maatstaf van de marktstructuur te nemen, beoogt het Cournot-model ook iets mee te nemen van asymmetrische marktstructuren, verschillen in kostenstructuren en samenspannend gedrag. De Boone-indicator meet hoe efficiëntie via grotere marktaandelen wordt beloond met hogere winsten (Bikker en Van Leuvensteijn 2008; Boone 2004, 2008; Van Leuvensteijn e.a. 2007, 2008). Het Panzar-Rosse-model meet de mate waarin input- en output-prijzen gelijk opgaan (zoals bij volkomen concurrentie) of niet gelijk opgaan (zoals bij monopolie of een perfect kartel).⁷ Voor andere modellen in de literatuur (*e.g.* Bresnahan, Iwata) ontbreekt het voor de meeste landen aan voldoende gegevens, waarbij het schatten bovendien met grote praktische bezwaren gepaard gaat (Bikker 2003). Tabel 3 laat zie hoe de diverse methoden verschillende aspecten van concurrentie modelleren.

Voor de indicatoren van efficiëntie zijn op modellen gebaseerde kosten- en winst-X-efficiëntie en schaal- en scopevoordelen geschat (zie Tabel 2). Kosten worden gerepresenteerd door de kosten-inkomenratio en de kostenmarge, en winst door rendement op eigen vermogen of rendement op activa (RoA) en de netto rentemarge (NRM). Bij marktstructuur zijn ook

⁶ Conjecturale variatie is de mate waarin een bank zich bij het bepalen van prijzen en de omvang van de productie bewust is van haar afhankelijkheid van het gedrag op dat gebied van andere banken.

⁷ Zie Panzar en Rosse (1987).

het aantal banken, het aantal banken per capita en een aantal concentratie-indices meegenomen.⁸

Tabel 3 Modellen van concurrentie

Modellen	Achterliggende gedachte.
Lerner-index	Winstmarge indiceert marktmacht.
SCP-model ⁹	Invloed marktstructuur (concentratie) op winst via concurrentiegedrag.
Cournot-model ¹⁰	Invloed marktstructuur (marktaandeel) op winst via concurrentiegedrag.
Boone-indicator	Mate waarin efficiëntie via grotere marktaandelen wordt beloond door hogere winsten. ¹¹
Panzar-Rosse-model	Samenhang input-prijzen en inkomen (revenue).

In alle gevallen is in deze analyse uitgegaan van de bankenmarkt als geheel, zonder onderscheid te maken naar verschillende producten. Daar wordt wel eens tegen ingebracht dat de situatie in termen van bijvoorbeeld concurrentie kan verschillen per deelmarkt. De concurrentie op de hypotheekmarkt is waarschijnlijk veel groter dan die om beleggingsadvies. Die kritiek is terecht: de concurrentie kan per product en soms ook per locatie verschillen. Voor de meeste producten ontbreekt het echter aan de vereiste gegevens voor een analyse op product- of locatieniveau. Een enkele keer lukt dat wel.¹² Waar in de economische literatuur ook benaderingen voor concurrentie en efficiëntie worden gebruikt, gaat het bijna altijd om de bank als geheel, dus op het hoogste aggregatieniveau.

Alle modellen zijn geschat op basis van één dataset, zodat verschillende uitkomsten niet kunnen worden toegeschreven aan verschillende gegevens.

⁸ Zie voor de precieze definities Tabel 16.1 van Bikker en Bos (2008). Concentratie-indicatoren zijn behandeld in Bikker en Haaf (2002a).

⁹ Gebaseerd op, respectievelijk, het marktaandeel van de grootste drie banken (CR_3) en de Herfindahl-Hirschman-index van concentratie (HHI) als maatstaf van marktstructuur.

¹⁰ Gebaseerd op het marktaandeel van de individuele bank als maatstaf van marktstructuur, als indicator van asymmetrische marktstructuren, verschillen in kostenstructuren en samenspannend gedrag.

¹¹ Gebaseerd op de efficiëntie-hypothese.

¹² In Bikker en Haaf (2002b) en Bikker e.a. (2006b) is met het Panzar-Rosse-model ge-aggregeerd naar grootte van de banken, waarmee enigermate onderscheid is gemaakt naar type markt (internationaal versus lokaal), type klant (grote onderneming versus midden- en kleinbedrijf en consumenten) en product (*wholesale* versus *retail*). In Van Leuvensteijn e.a. (2007) is de concurrentie geschat op de deelmarkt van kredietverlening.

De dataverzameling beslaat een periode van 10 jaar (1996-2005) en is afkomstig van Fitch IBCA's BankScope en de OESO.¹³

3 Kritische beoordeling van de indicatoren

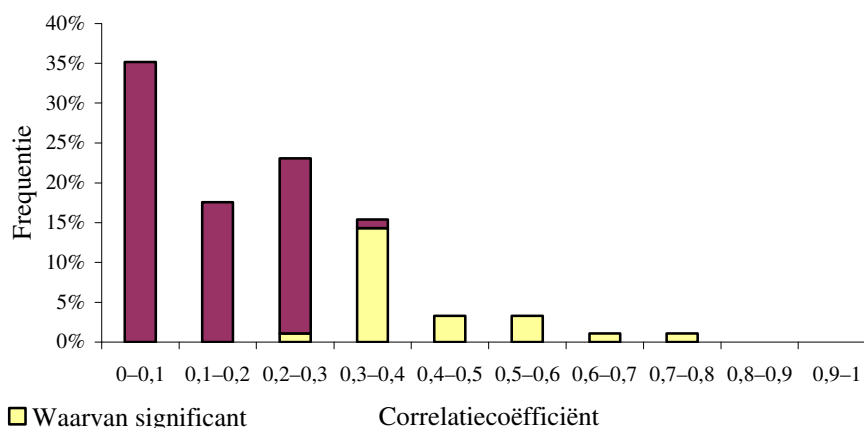
Deze sectie beoordeelt de hierboven gepresenteerde indicatoren volgens drie verschillende criteria: eerst twee statistische normen, onderlinge correlaties en de principale-componentenanalyse¹⁴, en daarna een economische interpretatie. Ten slotte wordt een verklaring van het uiteenlopen van de resultaten per land gegeven vanuit de economische theorie.

Correlaties Hoe hangen de verschillende waargenomen indicatoren onderling samen? Tabel A.1 in de appendix geeft de correlatiecoëfficiënten tussen 14 gebruikte indicatoren voor 46 landen.¹⁵ Een correlatie tussen twee variabelen duidt gelijke bewegingen aan, zonder dat er iets over het oorspronkelijke (causale) verband wordt gezegd. Als samenvatting geeft Figuur 4 de frequentieverdeling van deze correlaties.

¹³ De gegevens van de balans en de verlies- en winstrekening van de individuele banken welke zijn gebruikt voor de vijf modellen om concurrentie te meten en de modellen om X-efficiëntie te meten zijn afkomstig van BankScope. De dataverzameling bevat gegevens van 13.000 particuliere en publieke banken met min of meer gestandaardiseerde jaarverslag data, die vergelijking tussen de verschillende accounting systemen mogelijk maakt. De gegevens van de indicatoren van winst en kosten zijn voor de OESO-landen afkomstig van OECD (2000, 2002, 2004). Deze gegevens zijn ook in Bikker en Bos (2008) gebruikt en worden daar verder toegelicht. De gegevens van de concentratie-indices voor alle landen en die van de indicatoren van winst en kosten voor de zestien niet-OESO-landen zijn berekend op basis van de in BankScope voorkomende banken in die landen. Daarbij zijn een aantal selectieregels toegepast om banken onder speciale omstandigheden (*e.g.* holdings en banken in de opstartfase of die ophouden te bestaan) en kennelijke fouten in de data te elimineren, zie Bikker *e.a.* (2006a).

¹⁴ Een derde statistische methode zou regressieanalyse kunnen zijn. Door het sterk endogene karakter van (vrijwel) alle gebruikte grootheden lijkt dat echter minder zinvol. Een tegenvoorbeeld is Koetter *e.a.* (2007).

¹⁵ Alle analyses voor 46 landen zijn gedaan zonder de Lerner-index. Analyses met de Lerner-index zijn voor 23 landen uitgevoerd. Deze analyses met 23 landen wordt hier niet getoond. De Lerner-index blijkt alleen significant met de Boone-indicator gecorreleerd te zijn. Tabel A.1 is onderdeel van een grotere correlatiematrix, omdat het totale aantal onderzochte variabelen groter is dan 14.

Figuur 4 Frequentieverdeling correlatiecoëfficiënten tussen indicatoren

Toelichting: Getoond zijn de 91 correlaties tussen de 14 gebruikte indicatoren: de modellen van Boone, Panzar-Rosse, SCP en Cournot, kosten en winst X-efficiëntie, rendement op activa of eigen vermogen, kosten-inkomenratio, totale kosten-totaal inkomen-ratio, netto rentemarge, kostenmarge, het aantal banken en de top 5 qua marktaandeel C_5 (zie Tabel A.1). Lichtere arcering verwijst naar de 22 correlaties die significant zijn op het 5% significantieniveau.

Duidelijk te zien is dat de meeste correlaties kleiner dan 0,5 zijn: kennelijk hangen de indicatoren maar in beperkte mate samen. Dit onderstreept dat elke afzonderlijke indicator slechts een grove indicatie van concurrentie geeft, die zeker niet per land heel nauwkeurig is. De lichte arcering geeft correlaties aan die significant zijn op het 95% betrouwbaarheidsniveau. Het betreft hier het kwart met de hoogste waarden. Het aandeel significante correlaties is met een kwart niet hoog. Ze hebben wel allemaal het juiste – dat betekent: theoretisch verwachte – teken, op vijf correlaties van ambivalente indicatoren na, waar het teken ervan afhangt, welk van de meerdere theoretisch denkbare verbanden overheerst. Dat alle 17 andere significante correlaties zonder uitzondering het juiste teken hebben, geeft aan dat de indicatoren zich (grofweg) gedragen in overeenstemming met de theoretische verbanden en dus niet te zeer worden verstoord door bijvoorbeeld definitie- en meetproblemen.

Principale-componentenanalyse. Een tweede statistische techniek is de principale-componentenanalyse (PCA).¹⁶ Deze methode beoogt de variatie

¹⁶ PCA is een multivariate statistische techniek die voor een groot aantal geobserveerde variabelen een kleiner aantal achterliggende reeksen identificeert en is als statistische me-

over de landen in een verzameling onderling samenhangende variabelen zo veel mogelijk weer te geven met behulp van enkele grootheden, principale componenten genoemd. Daarmee is het mogelijk na te gaan in hoeverre de onderzochte indicatoren alle door slechts enkele factoren verklaard zouden kunnen worden of, met andere woorden, in hoeverre ze elkaar overlappen. Hoe beter dat lukt hoe meer alle indicatoren op elkaar zouden lijken. Nog belangrijker is de mogelijkheid om deze componenten te interpreteren en te zien of ze herkenbare elementen van onze prestatie maatstaven zouden weergeven. Het zou bijvoorbeeld mooi zijn als de ene principale component concurrentie, de andere efficiëntie en de derde winstgevendheid zou representeren. Elke principale component (PC) zou dan als het ware informatie uit de indicatoren filteren en compact weergeven.

Tabel 4 geeft de uitkomsten van een analyse met twaalf indicatoren, die zo zijn geselecteerd dat er zo min mogelijk overlap tussen de indicatoren bestaat. Tevens zijn de indicatoren zoveel mogelijk gelijkelijk verspreid over de categorieën concurrentie, efficiëntie, winstgevendheid, et cetera.¹⁷ De arcering geeft per kolom (dat is, per principale component) de – in absolute termen – hoogste factorlading(en) aan. Op deze wijze is te identificeren dat de eerste principale component vooral kosten- en winstmarges en winstinefficiëntie representeert.¹⁸ De tweede heeft de hoogste factorlading bij kostenefficiëntie. De derde heeft de hoogste factorladingen bij (drie van de vier) modelgebaseerde concurrentie maatstaven, evenals bij de concentratie-index HHI. Kennelijk bundelt deze derde factor de informatie over concurrentie. Ook de tekens van de drie factorladingen zijn alle correct – dat wil zeggen, in overeenstemming met de theoretische verwachting¹⁹ – zodat deze PC een betrouwbare samenvatting van de informatie uit deze concurrentie-indicatoren zou moeten geven.

De laatste regel van Tabel 4 toont dat de eerste PC bijna 20% van de variatie in de indicatoren verklaart, geleidelijk aflopend naar 12% voor de vijfde PC, waarmee de eerste vijf PC's samen 76% van de variatie verklaren.

thode vrijwel identiek aan de factoranalyse. Naast datareductie wordt beoogd inzicht te krijgen in de structuur van de dataset.

¹⁷ Als wat variatie wordt aangebracht in de gekozen indicatoren, varieert de uitkomst van de PCA ook. Typisch is dat de eerste PC's veelal te interpreteren zijn als winst, efficiëntie en concurrentie, meestal maar niet altijd in die volgorde. Soms zijn kosten gecombineerd met winst, dan weer met efficiëntie.

¹⁸ Merk op dat concurrentie zowel de kosten als de winst drukt.

¹⁹ Als de concurrentie toeneemt, nemen ook de H-waarden van het Panzar-Rosse-model toe (omdat dat een maatstaf van concurrentie is), terwijl de Boone-indicator en de coëfficiënten in het SCP-model en het Cournot-model afnemen (omdat dat maatstaven zijn van marktmacht).

Tabel 4 Factorladingen bij de eerste vijf principale componenten (PC).

	Factorladingen ^a					Verklaring ^b
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	
Panzar-Rosse model	-0,20	0,18	0,80			0,72
Boone-indicator	0,20	0,30	-0,79			0,76
SCP-model	-0,80	0,18				0,67
Cournot-model	0,18	-0,23	-0,63	-0,42		0,66
Kostenefficiëntie	-0,13	0,81	0,13	0,11		0,70
Winstefficiëntie	0,84	-0,24				0,76
Rendement op activa	0,79	0,16	-0,27	-0,24		0,79
Kosten-inkomenratio	0,26	-0,60	0,60	0,14		0,81
Netto rentemarge	0,84	-0,18	0,18			0,77
Aantal banken	-0,20	0,13	0,12	0,85	-0,12	0,81
Kostenmarge	0,85	-0,23	0,12	-0,13		0,81
HHI	0,19	0,13	-0,85	-0,14		0,79
	Verklaring variantie per PC					Totaal
	0,19	0,17	0,13	0,15	0,12	0,76

^a Een factorlading is te zien als de coördinaat van een indicator op een PC in een assenstelsel. Bij orthogonale factoren (factoren die loodrecht op elkaar staan) is de factorlading van een variabele op een factor gelijk aan de correlatie tussen die variabele en die factor.

^b Verklaring van de variantie van de indicatoren op basis van de eerste vijf PC's (is gelijk aan de som van de gekwadrateerde factorladingen per variabele over de vijf PC's).

Toelichting: De arcering geeft per kolom (PC) de hoogste factorlading(en) aan.

Minder dan de helft van de PC's verklaart driekwart van de variantie in de indicatoren. Kennelijk bevatten de indicatoren wel gemeenschappelijke elementen (in het bijzonder 'concurrentie'), maar daarnaast ook veel specifieke (winst, efficiëntie, concentratie en verdere verfijningen zoals RoA en NRM).

Economische interpretatie. Wat is nu de economische betekenis de indicatoren, ofwel wat zijn hun landspecifieke waarden? Bij de onderhavige schattingen van concurrentie en efficiëntie per land is dat het vergelijken van de uitkomsten met beschikbare andere bronnen, die een meer intuïtief of anekdotisch karakter hebben, dan wel betrekking hebben op deelgebieden of op de concurrentie in andere sectoren. Veel vergelijkingsmateriaal is echter niet beschikbaar. Er lijkt in de praktijk een zekere consensus te zijn dat Angelsaksische landen als de VS, het VK en Ierland erg concurrerend zijn. Een andere *expert view* is dat de concurrentie in Zuid-Europa juist heel bescheiden is door achterblijvende ontwikkeling, zoals onvoldoende consolidatie en geringe kostengevoeligheid van bankklanten. Frankrijk en Duitsland worden (met Italië) ook genoemd als minder concurrerend door te hoge overheidsbemoediging en onvoldoende consolidatie.

Recent zien we als reactie op de crisis in veel landen plotseling ook een sterke bemoeienis van de overheid met de banken. Goed voor de solvabiliteit maar slecht voor de concurrentieverhoudingen, en daarom hopelijk tijdelijk. Voor Duitsland wordt ook striktere toepassing van toezichtregels, financieel conservatisme en een uitgebreid netwerk van bijkantoren genoemd. Verder is de *communis opinio* dat concurrentie sterker is in ontwikkelde landen dan in de opkomende economieën, waarbij de minst ontwikkelde landen de rij sluiten. Tabel 5 geeft de landenrangorde volgens de zogenaamde *expert view*.

Tabel 5 Rangorde concurrentie in de EU-landen: expert view versus empirie.

'Expert view'	Empirie (indicatoren)
1. UK/VS/Ierland	1. Duitsland/Frankrijk
2. West Europa	2. UK/VS/Ierland
3. Duitsland/Frankrijk	3. Andere EU 15-landen
4. Zuid Europa	4. Centraal & Oost Europa
5. Centraal & Oost Europa	

Diverse indicatoren geven per land uiteenlopende uitkomsten, enerzijds omdat ze verschillende aspecten van concurrentie weerspiegelen, en anderzijds omdat schattingsfouten of fouten in de gegevens het resultaat verstoren. Daarnaast speelt iets heel anders, namelijk dat de uitkomsten suggereren dat die bovenstaande algemeen aanvaarde rangorde van landen voor een aantal landen in werkelijkheid – dat wil zeggen volgens onze schattingen – helemaal niet klopt. Duitsland, waarvan de concurrentie vaak laag wordt aangeschreven, scoort goed op alle criteria: lage kosten, lage winst, hoge concurrentie, hoge efficiency, en dat volgens vrijwel alle indicatoren. Voor Frankrijk geldt in grote lijnen hetzelfde. Sommige Zuid-Europese landen voldoen aan het beeld van achtergebleven te zijn, maar Italië – en in mindere mate Spanje – zijn dat volgens veel indicatoren niet. Omgekeerd zijn de prestatie maatstaven voor de VS, het VK en Ierland niet zo overtuigend. Hoewel de concurrentieschattingen voor deze landen gunstig zijn, zijn ook hun kosten (en kosteninefficiëntie), rentemarge en winsten uitzonderlijk hoog, wat zich moeilijk laat rijmen met concurrentie. Tabel 5 laat zien dat volgens de indicatoren over 1996-2005 niet de Angelsaksische landen maar Duitsland en Frankrijk de koppositie zouden moeten innemen.

Waar de opzet van bovenstaande vergelijking was om de 'algemeen aanvaarde opvatting' als benchmark van de indicatoren te gebruiken, suggereren de uitkomsten dat deze opvatting zelf ernstig moet worden bijgesteld.

Oorzaken van het per land uiteenlopen van indicatoren. Hoe komt het nu dat allerlei verschillende maatstaven per land gedeeltelijk wat anders weerspiegelen? Er zijn drie hoofdoorzaken. Allereerst hebben we te maken met verschillende begrippen: de indicatoren geven hoewel ze onderling samenhangen steeds een ander verschijnsel weer: concurrentie is niet hetzelfde als efficiëntie en die verschilt op haar beurt van winstgevendheid, et cetera. Ten tweede zijn er definitieverschillen: elke definitie van (bijvoorbeeld) efficiëntie geeft een verschillend aspect van dat begrip weer. Ten slotte spelen onvolkomenheden in de gegevens een rol.

Definitieverschillende spelen ook een rol in de modellen voor het meten van concurrentie. Met behulp van een standaardmodel van een winstmaximerende bank dat één ('gemiddeld') bancaire product voortbrengt en onder een regime van oligopolistische concurrentie opereert, kan worden afgeleid dat het theoretische model van concurrentie als volgt luidt (Bikker en Bos 2005, 2008):

$$\text{Winstmarge} = (-1/\mu) HHI (1+\lambda) \quad (1)$$

Verondersteld wordt dat de winstmarge de concurrentiekracht weergeeft: hoe meer marktmacht, ofwel hoe minder concurrentie, des te meer winst. De parameter μ geeft de prijselasticiteit van de vraag naar het bancaire product weer: hoe gevoeliger de consument is voor prijsveranderingen van bankproducten, des te sterker de concurrentie. *HHI* staat voor de Herfindahl-Hirschman-index van concentratie en beschrijft de marktstructuur: meer banken zorgen voor meer concurrentie, terwijl de aanwezigheid van enkele grote banken de concurrentie verzwakt. De conjecturale (of veronderstelde) variatie λ geeft aan hoe banken reageren op productievolumina en prijzen van andere banken. Deze parameter is groter naarmate er meer concurrentie is. Vergelijking (1) kan ook op bankniveau worden afgeleid en luidt dan voor bank i :

$$\text{Winstmarge}_i = (-1/\mu) MA_i (1+\lambda_i) \quad (2)$$

waarbij *MA* staat voor marktaandeel. Eerder is in Bikker en Bos (2005, 2008) aangetoond dat bestaande concurrentiemodellen hiervan kunnen worden afgeleid, maar dat deze steeds maar één of twee van de drie componenten meenemen en dus tegelijkertijd één of twee componenten verwaarlozen. Zo veronderstelt het SCP-model dat μ en λ in vergelijking (1) constant zijn (of dat $(1+\lambda)$ benaderd kan worden met *HHI*). Voor Cournot geldt hetzelfde maar dan op bank- in plaats van landniveau (zie vergelijking (2)). De Boone-indicator wordt geschat als μ in vergelijking (2) en veronderstelt dat λ_i constant is. Ook deze verschillen in vooronderstellin-

gen dragen bij aan de variatie in de schattingsuitkomsten van concurrentie. De Lerner-index en het Panzar-Rosse-model gaan in principe uit van de (gehele) winstmarge op bankniveau. Bij de Lerner-index duikt het probleem op dat marginale kosten moeten worden geschat, terwijl bij Panzar-Rosse de vertaling van theoretisch naar empirisch model een versturende rol kan spelen.

4 Wat kunnen de indicatoren wel?

In het voorgaande is aangetoond dat indicatoren van concurrentie niet blindelings kunnen worden toegepast. Het is nu tijd om nader te onderzoeken hoe groot hun informatiewaarde eigenlijk is, en hoe concurrentie dan wel op betrouwbare wijze kan worden bepaald. Daarvoor worden drie aspecten nader beschouwd: (opnieuw) economische interpretatie, predictive validity of voorspelvalidatie en een samenbundeling van alle informatie in één index.

Economische interpretatie. Om na te gaan of er toch een duidelijke structuur in de gegevens zit, zijn in Tabel 6 de schattingen van de gemiddelde kosten- en winst-X-efficiëntie, kosten (gemiddeld over de drie kostenindicatoren) en winstgevendheid (gemiddeld over de drie winstindicatoren) in tabelvorm weergegeven. Hierbij is enerzijds uitgegaan van drie soorten landen (te weten: (i) West-Europa en overige hooggeïndustrialiseerde landen, (ii) opkomende landen en overige OESO landen, en (iii) Oost- en Centraal Europa) en anderzijds van efficiëntie ingedeeld in vijf klassen, aflopend van landen met hoge efficiëntie naar landen met lage efficiëntie. Elke cel in de tabel geeft het aantal betrokken landen weer. In Tabel 6 is een diagonale structuur te herkennen (zie arcering). Kennelijk is de efficiëntie van banken in de hoogontwikkelde industriële landen duidelijk hoger dan die van banken in de opkomende landen, terwijl banken in Oost- en Centraal Europa, die nog in het post transitie tijdperk verkeren, het minst efficiënt blijken. Er is dus samenhang tussen efficiëntie en economische ontwikkeling.

Een vergelijkbare ordening is om dezelfde redenen ook terug te vinden als de landen worden geclassificeerd naar kosten of winsten, maar dan omgekeerd (van laag naar hoog) omdat hoge efficiëntie correspondeert met lage kosten en lage winsten (zie de gearceerde diagonaal in, respectievelijk Tabel 6.B and 6.C).

Tabel 6 Verdeling X-efficiëntie, kosten en winstgevendheid over de landen.

	Totaal	West-Europa en overig geïndustria- liseerd	Opkomende lan- den en overig OESO	Oost- en Cen- traal Europa
A: X-efficiëntie				
Hoog	9	8	1	
	9	7		2
Midden	9	3	3	3
	9	5	3	1
Laag	9	2	2	5
Totaal ^a	45	25	9	11
B: Kosten				
Laag ^b	9	9		
	8	6	1	1
Midden	10	6	2	2
	9	4	3	2
Hoog	10		3	7
Totaal	46	25	9	12
C: Winstgevendheid				
Laag ^b	9	7	1	1
	9	6	2	1
Midden	9	6	2	1
	10	6	1	3
Hoog	9		3	6
Totaal	46	25	9	12

^a Er zijn onvoldoende gegevens om de X-efficiëntie van Roemenië te schatten;

^b Kosten en winstgevendheid worden niet van hoog naar laag maar omgekeerd van laag naar hoog gepresenteerd, omdat lage waarden hier corresponderen met hoge (X-) efficiëntie en concurrentie.

In de ontwikkelde landen, waar de kosten lager zijn, zijn ook de winsten lager, terwijl de winsten hoger zijn in de transitielanden. Het is verleidelijk dit toe te schrijven aan hogere concurrentiedruk. Een soortgelijke classificatie geeft voor concurrentie echter geen eenduidig beeld. Ander onderzoek heeft aangetoond dat concurrentie in industriële landen juist wat minder is, waarschijnlijk door een groter aandeel van beleggingsadvies, dienstverlening, opties, et cetera, waar de concurrentie veel geringer is dan bij geld aantrekken en uitlenen (Bikker e.a. 2007). In de loop van de tijd neemt het aandeel van advies en andere dienstverlening verder toe, waar-

door de concurrentie naar verwachting verder verzwakt (Bikker en Spierdijk 2008b).

Gemiddelde rangorde. Waar meten moeilijk is, is het vaak een goede oplossing om het gemiddelde te nemen van verschillende schattingen. Bij voorspellen is dit een bekende en veel toegepaste strategie: de combinatie van verschillende voorspellingen doet het beter dan elke voorspelling afzonderlijk. Deze strategie is hier ook toegepast op de gepresenteerde verzameling schattingen en indicatoren van concurrentie. Per land is een gemiddelde genomen van een aantal indicatoren, dat is: over de mate van concurrentie. Omdat de eenheden van deze indicatoren onvergelykbaar zijn, zijn – in plaats van de waarden – de rangordes gemiddeld.²⁰ Daarvoor is gebruik gemaakt van elf maatstaven, die zo zijn geselecteerd dat er zo min mogelijk overlap tussen de indicatoren bestaat. Bij substantiële overlap tussen twee maatstaven is er steeds één variabele weggelaten.²¹ De selectie van elf bestaat dan uit: Boone indicator, Panzar-Rosse-model, SCP-model, Cournot-model, kosten-X-efficiëntie, rendement op activa, kosteninkomenratio (K/I), totale kosten-totaal inkomen-ratio, netto rentemarge (NRM), kostenmarge (KM) en het marktaandeel van de banken-top-5 (C₅).

Tabel 7 beschrijft de gegevens uit de laatste kolom van Tabel A.1 over de correlaties tussen deze ‘gemiddelde rangorde’, voortaan ‘Index’ genoemd, en de onderliggende grootheden daarvan. Opmerkelijk is dat 11 van de 14 maatstaven significant correleren met de Index, waarvan 7 zelfs op het 99% betrouwbaarheidsniveau.²² Uit Figuur 5 blijkt verder dat de correlaties met de index veel hoger zijn dan tussen de indicatoren onderling.

Tabel 7 Correlaties tussen indicatoren en de ‘Index’

Indicatoren	Correlaties	Significantie	Status	Component van Index
Boone-indicator	-0,14			Ja
Panzar-Rosse-model	0,33	**		Ja

²⁰ De factor ‘concurrentie’ uit Tabel 4 is een alternatieve index, die kan worden gezien als een (met factorladingen) gewogen gemiddelde van de oorspronkelijke genormaliseerde reeksen.

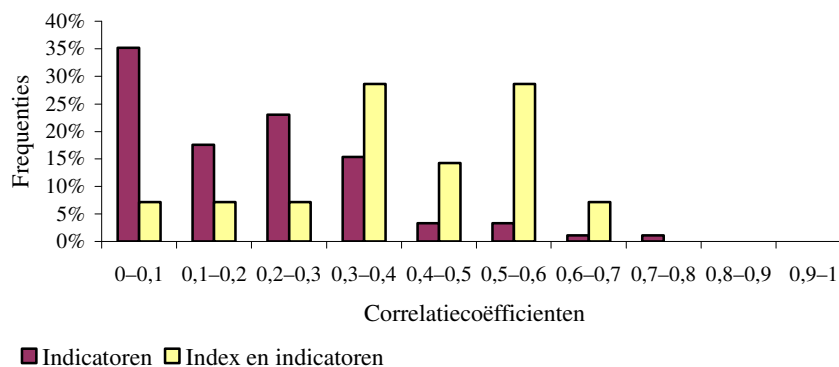
²¹ Schaalvoordelen op basis van kosten of winst zijn ook weggelaten, omdat deze vrij weinig variatie over de landen vertoont en een ambivalente relatie heeft met concurrentie.

²² Voor de indicatoren die de Index samenstellen, is een klein deel van de correlatie met de Index uiteraard logisch. Voor sommige indicatoren leidt dit overigens niet tot significantie (Boone-indicator en SCP-model), terwijl andere indicatoren wel significant zijn zonder Index-component te zijn (bijvoorbeeld winstefficiëntie en aantal banken).

SCP-model	-0,05			Ja
Cournot-model	-0,42	***		Ja
Winstefficiëntie	0,37	**	Amb.	
Kostenefficiëntie	0,53	***		Ja
Rendement op eigen vermogen	-0,30	**		
Rendement op activa (RoA)	-0,50	***		Ja
Kosten-inkomenratio (K/I)	-0,42	***	Amb.	Ja
Totale kosten-totaal inkomen-ratio	-0,20		Amb.	Ja
Netto rentemarge (NRM)	-0,63	***		Ja
Kostenmarge (KM)	-0,58	***		Ja
Aantal banken	0,51	***		
Concentratie-index C_5	-0,37	**		Ja

Toelichting: Twee en drie sterretjes duiden op een betrouwbaarheidsniveau van, respectievelijk, 95% en 99%. Arcering geeft aan waar een positieve correlatie wordt verwacht. (Alleen bij ambivalentie is er geen verwachting vooraf).

Figuur 5 Frequentieverdeling correlaties tussen indicatoren en met de index



Toelichting: Donker gearceerd: de frequentieverdeling van 91 correlaties tussen indicatoren. Licht gearceerd: de frequentieverdeling van 14 correlaties tussen indicatoren en de Index.

Vertrouwenwekkend is dat alle 14 correlaties het goede (theoretisch verwachte) teken hebben²³, wat natuurlijk in het bijzonder betekenis heeft voor de negen significante en niet-ambivalente grootheden: Panzar-Rosse-model, Cournot-model, kosten-X-efficiëntie, rendementen op activa en ei-

²³ Het juiste teken is negatief (vanwege de keuze bij de constructie van de Index, omdat de meeste indicatoren negatief met concurrentie samenhangen, zie Tabel A.1), behalve bij arcering waar het teken positief is.

gen vermogen, NRM, KM, aantal banken en C_5 . Kennelijk is er toch een algemene notie van concurrentie, die in vrijwel alle indicatoren is terug te vinden en op betrouwbare en eenduidige wijze wordt gerepresenteerd door de gevonden Index.²⁴

Nu met de Index een goede maatstaf van concurrentie is gevonden, is het mogelijk na te gaan welke van de eenvoudige indicatoren het eigenlijk nog het beste doet. Uit Tabel A.1 blijkt dat de netto rentemarge en de verwante rendementen op activa de beste (algemene) prestatie maatstaven zijn.²⁵ Valt de focus puur op concurrentie dan voldoen Panzar-Rosse of Cournot beter.

Ten slotte kan worden vermeld dat deze op rangorde gebaseerde Index sterk en significant (en in aflopende mate) gecorreleerd is met de eerste drie principale componenten uit Tabel 4, die gewogen gemiddelden zijn van de oorspronkelijke indicatoren. Zowel de Index als de principale componenten beogen zoveel mogelijke informatie uit de indicatoren compact weer te geven.

Voorspel-validatietest. Er is nog een tweede manier om de betrokken maatstaven te testen, ontleend aan de psychometrische, sociologische en marketing literatuur. Het is de zogenaamde voorspel-validatie-test.²⁶ Deze houdt in dat een geconstrueerde variabele – bijvoorbeeld een enquêtevraag – om een zinvolle voorspeller te zijn, gecorreleerd moet zijn met de (later) waargenomen grootte. Enigszins aangepast zouden de in de onderhavige analyse gebruikte indicatoren onderworpen kunnen worden aan de volgende informatie-validatietest. Uitgangspunt is een model waarin concurrentie afhangt van economische variabelen, of omgekeerd, een economische variabele van onder meer concurrentie afhangt. In een dergelijk model zou elk van onze indicatoren kunnen worden gebruikt voor concurrentie om te kijken of deze èn significant is èn het theoretisch juiste teken heeft. In dat

²⁴ Een zijdelingse uitkomst is dat de ambivalente grootheden nu van een teken zijn voorzien, zodat duidelijk is welke relatie in de praktijk overheerst. Bij winstefficiëntie overheerst de invloed van kostenefficiëntie die van het gebruik van marktmacht. De kosten-inkomen ratio en de totale kosten-totaal inkomen-ratio (TK/TI) blijken goed te functioneren als indicatoren van efficiëntie, waarbij de invloed van de teller (kosten) de ratio meer bepaalt dan die van de noemer (inkomen).

²⁵ In eerdere analyses met deels andere indicatoren en een kleiner aantal landen (Bikker en Bos, 2008) alsmede over andere perioden (Bikker en Bos 2005) kwamen de netto rentemarge en het rendement op activa ook als beste uit de selectie.

²⁶ Predictive validity is de term die wordt gebruikt als een test eerst wordt waargenomen en pas later kan worden vergeleken met de realisatie. Bij gelijktijdige waarneming wordt de term concurrent validity gebruikt. Deze zou van toepassing zijn als de ene indicator zou worden gevalideerd aan de andere. Deze mogelijkheid is in de onderhavige analyse minder zinvol vanwege het endogene karakter van de hier onderzochte indicatoren.

geval overheerst kennelijk de relevante informatie van de indicator, zonder dat de aanwezige ruis het patroon heeft verstoord.

Dergelijke testen komen in de literatuur veelvuldig voor, zij het impliciet, omdat de gebruikte indicatoren gewoonlijk zonder veel discussie als concurrentiemaatstaf worden gebruikt. Voorbeelden hier zijn de SCP- en de efficiëntie-hypothese-literatuur waar respectievelijk concentratie en marktaandeel concurrentie moeten verbeelden. Daarnaast zijn er nog talrijke terreinen waarop concurrentie een rol speelt.²⁷ Als test achteraf is de literatuur geen betrouwbare bron, omdat het waarschijnlijk is dat minder gelukkige testuitkomsten een grotere kans hebben door de auteurs terzijde te worden geschoven, en anders wel een kleinere kans op publicatie hebben.

Hieronder volgen drie voorbeelden van deze informatietest. Een modelgebaseerde maatstaf van concurrentie is de H-waarde uit het Panzar-Rosse-model, die voor 80 landen is geschat. Deze is vervolgens verklaard met behulp van een groot aantal goed geselecteerde mogelijke determinanten van concurrentie (Bikker e.a. 2007). De vier (van de negen) determinanten die significant zijn (zelfs op het 99% betrouwbaarheidsniveau) blijken alle vier het juiste teken te hebben, zie Tabel 8.

Tabel 8 Verklaring bancaire concurrentie in 76 landen (2004)

Variabelen	Coëfficiënten	t-waarde	Significantie
Concentratie-index C_5	-0,001	-0,8	
Activiteitenrestricties	-0,000	-0,7	
Log (Marktkap./BBP)	-0,016	-0,4	
Log (BBP per capita)	0,011	0,3	
Reële groei BBP	-0,023	-2,8	Sign.
Index buitenlandse investeringen	-0,132	-3,2	Sign.
Regulatie-index	0,128	2,5	Sign.
EU15	-0,129	-1,4	
Voorheen centraal geleide economieën	-0,435	-5,6	Sign.
R^2 , gecorrigeerd	0,82		

Bron: Bikker e.a. (2007).

Kennelijk bevat de H-statistiek veel relevante – met concurrentie verwante – informatie, zodat deze de onderhavige toets met succes doorstaat.

Een tweede voorbeeld betreft monetaire transmissie. Aangenomen wordt dat naarmate de concurrentie toeneemt, de bankrentevoeten lager zijn en dichter liggen bij de marktrentes en de beleidsrentes van de Europese Centrale Bank (ECB), dus dat concurrentie het monetaire beleid ver-

²⁷ Verderop volgen daarvan enige voorbeelden.

sterkt. In modellen van vier soorten krediet in acht EMU-landen²⁸, wordt de spreiding tussen de vier onderscheiden bancaire kredietrentes en de daarmee corresponderende beleids- en marktrentes verklaard met behulp van de concurrentie op de kredietmarkt (Van Leuvensteijn e.a. 2007, 2008).²⁹ Concurrentie is hier gemeten met de Boone-indicator, omdat deze methode het mogelijk maakt de concurrentie op een deelmarkt (namelijk die van kredietverlening) te schatten. Voor drie van de vier kredietrentes heeft de concurrentiemaatstaf significant het juiste teken (zie Tabel 9). In het vierde geval is de betrokken coëfficiënt niet significant. Daarnaast blijkt uit een zogenaamd Error Correction Model dat de aanpassing van alle vier kredietrentes aan de markt- en beleidsrente sterker en dus meer volledig is naarmate de concurrentie sterker is. Ook deze test lijkt voor de Boone-indicator met zeven keer goed uit acht geslaagd te zijn.³⁰

Tabel 9 Effect concurrentie op spreiding bank- en marktkredietrentes

	Effect concurren- tie op spreiding (t-waarden)	Effect product van concurren- rentie en marktrente op bankrente (t-waarden)
Hypothecaire leningen	-2,12**	4,29***
Consumentenkrediet	-3,03***	3,21***
Kortlopende leningen aan bedrijven	-6,72***	3,47***
Langlopende leningen aan bedrijven	0,15	4,48***

Toelichting: Twee en drie sterretjes geven significantie aan op het 95% en 99% betrouwbaarheidsniveau.

Bron: Van Leuvensteijn e.a. (2008).

Een derde voorbeeld is een model waarin de invloed van concurrentie op de kapitaalbuffer van de bank wordt bepaald (Bikker en Spierdijk 2009). Enerzijds ligt het voor de hand dat minder concurrentie leidt tot grotere bankwinsten, zodat banken meer geld kunnen toevoegen aan hun buffer. Er is hier duidelijk een afweging tussen het kortetermijnbelang van bankklanten, dat wil zeggen: veel concurrentie en lage prijzen, en het langeter-

²⁸ België, Duitsland, Frankrijk, Italië, Nederland, Oostenrijk, Portugal en Spanje (1992-2004).

²⁹ Met een alternatief model, het *Error Correction Model*, kon echter niet worden aangetoond dat de bankrente bij meer concurrentie lager is. De resultaten blijken dan niet significant te zijn. Kennelijk is dit meer gecompliceerde model minder geschikt om het betrokken aanpassingseffect te meten.

³⁰ Daarnaast wordt ook de spreiding tussen twee depositorentes en de daarmee corresponderende markt- en beleidsrentes verklaard met behulp van de concurrentie op de kredietmarkt. Er blijkt dat de depositorentes lager zijn naarmate er meer concurrentie op de kredietmarkt is. Kennelijk is de concurrentie op de kredietmarkt geen indicator voor concurrentie op de depositomarkt. Integendeel, de banken compenseren het inkomensverlies vanwege sterkere concurrentie op de kredietmarkt door minder depositorente aan te bieden.

mijnbelang van financiële veiligheid, met andere woorden: de zekerheid je spaargeld terug te krijgen. Een alternatieve theorie veronderstelt dat als de winstmarge kleiner wordt door heftige concurrentie, banken geneigd zullen zijn meer risico te nemen en een kleinere buffer aan te houden. Ook zijn banken bij sterkere concurrentie minder geneigd te investeren in het inwinnen van informatie over hun klanten om de informatie-asymmetrie te verkleinen (Marcus 1984). Dit leidt ook tot meer risico voor banken. Om te bepalen welk effect het sterkst is, is – in navolging van Schaeck e.a. (2006) en Schaeck en Cihak (2007) – een model geschat waarin de kapitaalbuffer afhangt van onder meer concurrentie. Concurrentie is hier opnieuw gemeten met het Panzar-Rosse-model, zodat voor meer dan 100 landen schattingen beschikbaar zijn.

Schattingen tonen aan dat concurrentie de kapitaalbuffers van banken aantast, zodat de theorie dat “zwakke concurrentie via hoge winsten leidt tot grote buffers” het kennelijk in de praktijk wint. Dit geldt ook als in plaats van de Panzar-Rosse-maatstaf van concurrentie de eerder berekende derde principale component (die blijkens de factorladingen concurrentie weergaf) wordt gebruikt.³¹ Opnieuw blijkt dat het meten van concurrentie in de praktijk plausibele uitkomsten oplevert.

5 Wat meten de gevalideerde maatstaven?

In het voorgaande is onderzocht hoe indicatoren van prestaties van banken zelf als meetlat presteren. De vraag rijst vervolgens hoe het is gesteld met het geschatte niveau van concurrentie en inefficiëntie van banken. In eerder onderzoek is geprobeerd dit in beeld te brengen. Ter vergelijking wordt tevens gekeken naar twee andere financiële sectoren, verzekeraars en pensioenfondsen. Voor deze financiële instellingen is op dit gebied nog niet veel onderzoek gedaan, terwijl wat de banken betreft het meten van concurrentie in de literatuur onderbelicht is gebleven.

Hier worden alleen schattingen gebruikt van die methoden waarvan de uitkomsten dezelfde schaal van 0 tot 100% hebben, zodat de uitkomsten vergelijkbaar zijn. Onder het voorbehoud van alle (bijna onoverkomelijke) problemen die met meten en vergelijken samengaan³², geeft Tabel 10 een aantal uitkomsten voor schaalvoordelen, kosten-X-inefficiëntie en concurrentie.

³¹ Overigens blijkt de Index niet significant te zijn, als deze de Panzar-Rosse-maatstaf vervangt.

³² Zo is de meting van schaalvoordelen gebaseerd op de grootte output, welke per sector zijn eigen meetproblemen heeft.

Tabel 10 Concurrentie bij banken, verzekeraars en pensioenfondsen (in %)

	Banken	Verzekeraars		Pensioenfondsen
		Schade	Leven	
Schaaleffecten ^a (Int.)	5	-	-	-
Schaaleffecten ^b (Ned.)	-	10	20	36
Inefficiëntie ^c (Int)	18	-	-	-
Inefficiëntie ^d (Ned.)	18	-	28	-
Concurrentie ^e (Int.)	50	22	-	-

^a Schaaleffecten zijn gedefinieerd als de gemiddelde procentuele besparing bij schaalvergroting op de operationele kosten van eventuele extra productie. Hoe hoger de onbenutte schaalvoordelen, des te minder de concurrentie. Bron: Eigen berekeningen met Marco Hoeberichts.

^b Bronnen: Bikker en Van Leuvensteijn (2008), Bikker en Gorter (2008); Bikker en De Dreu (2008).

^c Kosten-X-inefficiëntie. Bron: Bikker en Bos (2008).

^d Bronnen: Bikker en Bos (2008); Bikker en Van Leuvensteijn (2008).

^e Bronnen: H-waarde van Bikker e.a. (2006a) en Bikker e.a. (2008).

Onbenutte schaalvoordelen kunnen niet optreden onder sterke of volkomen concurrentie. De geschatte schaalvoordelen nemen van banken (5%) via schade- en levensverzekeraars (respectievelijk, 10 en 20%) toe tot 36% voor pensioenfondsen. Met name verzekeraars en kleine pensioenfondsen zouden fors kosten kunnen besparen door (verdergaande) consolidatie. Deze uitkomsten weerspiegelen de mate van (gebrek aan) consolidatie per sector, en daarmee in zeker zin ook een gebrek aan concurrentie. Immers bij hevige concurrentie zouden grote mogelijkheden om kosten te besparen niet onbenut blijven³³. De inefficiëntie van banken en verzekeraars is, zoals vaak wordt waargenomen, groter dan de schaalinefficiëntie. De bancaire concurrentie bevindt zich met 50% (wereldwijd) halverwege tussen monopolie en volkomen concurrentie.³⁴ In recente jaren is de bancaire concurrentie wat verzwakt (Bikker en Spierdijk 2008b). Voor schadeverzekeraars is de concurrentie met 22% aanzienlijk geringer dan bij banken (Bikker e.a. 2008). De conclusie is dat er behoorlijk wat ruimte is voor verbetering van concurrentie en efficiëntie van banken en vooral van verzekeraars.

³³ Opgemerkt moet worden dat deze schaaleffecten ook iets zeggen over de productiestructuur. In alle sectoren zijn de vaste kosten hoog en nemen deze over de tijd nog toe, maar vooral bij de pensioenfondsen zijn deze hoog vergeleken met de variabele kosten.

³⁴ De maat voor concurrentie H volgens het Panzar-Rosse-model is over 100 landen gemeten gemiddeld 0,50, precies tussen monopolie (H = 0) en volledige concurrentie (H = 1) in.

6 Samenvatting

Veel in de economische literatuur en in de praktijk gebruikte indicatoren van concurrentie tussen banken meten wel iets, maar dragen toch slechts beperkt bij aan kennis over hun presteren. Tegelijkertijd is gevonden dat de juiste indicatoren – en beter nog: een combinatie van de juiste indicatoren – ons een stuk verder kunnen helpen op het pad naar meer weten over concurrentie. De juiste indicatoren bevatten voldoende informatie over concurrentie om goed te kunnen functioneren als verklarende variabele in een model waarin concurrentie een bepalende rol speelt. Ten slotte heeft de analyse aangetoond dat bestaande opvattingen over welke landen in vooral Europa meer of minder concurrerend zijn, hier en daar grondige aanpassing behoeven. Toepassing van een aantal indicatoren op banken, levens- en schadeverzekeraars en pensioenfondsen toont op consistente wijze dat er behoorlijk wat ruimte is voor verbetering van concurrentie en efficiëntie van banken en vooral van verzekeraars.

Auteur

Jaap Bikker is verbonden aan de Utrecht School of Economics van de Universiteit Utrecht en de Afdeling Toezicht Strategie van de Nederlandse Bank, e-mail: j.a.bikker@dnb.nl. Dit artikel is een bewerking van zijn op 22 oktober uitgesproken oratie bij het aanvaarden van zijn leerstoel 'Banking and Financial Regulation' (Bikker 2008). Met dank aan Fieke van der Lecq en Laura Spierdijk voor suggesties en commentaar op een eerdere versie van dit artikel en aan Jack Bekooij en Leo Kranenburg voor statistische assistentie.

Literatuur

- Bikker, J.A., K. Haaf, 2002a, Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature, *Economic & Financial Modelling*, vol.9: 53-98.
- Bikker, J.A., K. Haaf, 2002b, Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry, *Journal of Banking & Finance*, vol. 26: 2191-2214.
- Bikker, J.A., 2003, Testing for imperfect competition on the EU deposit and loan markets with Bresnahan's market power model, *Kredit und Kapital*, vol. 36: 167-212.
- Bikker, J.A., J.W.B. Bos, 2005, Trends in competition and profitability in the banking industry: a basic framework, *Suerf Series 2005/2*.

- Bikker, J.A., L. Spierdijk en P. Finnie, 2006a, Misspecification in the Panzar-Rosse model: assessing competition in the banking industry, DNB Working Paper nr. 114.
- Bikker, J.A., L. Spierdijk en P. Finnie, 2006b, The impact of bank size on market power, DNB Working Paper nr. 120.
- Bikker, J.A., L. Spierdijk en P. Finnie, 2007, Market structure, contestability and institutional environment: the determinants of banking competition, DNB Working Paper nr. 156, Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series nr. 07-29, Universiteit Utrecht.
- Bikker, J.A., 2008, Meten is weten? Prestatie-indicatoren van financiële instellingen langs de meetlat, Oratie, Universiteit Utrecht, 40 pag.
- Bikker, J.A. en J.W.B. Bos, 2008, Bank Performance: A theoretical and empirical framework for the analysis of profitability, competition and efficiency, Routledge International Studies in Money and Banking, Routledge, Londen & New York, 176 pages.
- Bikker, J.A. en J. Gorter, 2008, Performance of the Dutch non-life insurance industry: competition, efficiency and focus, DNB Working Paper nr.164, Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series nr. 08-01, Universiteit Utrecht.
- Bikker, J.A. en L. Spierdijk, 2008a, Measuring and explaining competition in the financial sector, in: Proceedings of the G-20 meeting on 'Competition in the Financial Sector', Bali, February 16-17, 2008, Bank Indonesia & Banco de Mexico.
- Bikker, J.A. en L. Spierdijk, 2008b, How banking competition changed over time, DNB Working Paper nr. 167, Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series nr. 08-04, Universiteit Utrecht.
- Bikker, J.A. en M. van Leuvensteijn, 2008, Competition and efficiency in the Dutch life insurance industry, *Applied Economics*, vol. 40(16): 2063-2084.
- Bikker, J.A., A. Miro en L. Spierdijk, 2008, Competition in the non-life insurance industry: a global analysis, (mimeo).
- Bikker, J.A. en J. de Dreu, 2008, Operating costs of pension funds: the impact of scale, governance and plan design, *Journal of Pension Economics and Finance* (te verschijnen).
- Bikker, J.A. en L. Spierdijk, 2009, The impact of competition and concentration on bank solvency (te verschijnen).
- Boone, J., 2001, Intensity of competition and the incentive to innovate, *International Journal of Industrial Organization*, 19(5): 705-726.
- Boone, J., 2008, A new way to measure competition, *Economic Journal* (te verschijnen).
- Bos, J.W.B., 2004, Does market power affect performance in the Dutch banking market? A comparison of reduced form market structure models, *De Economist*, vol. 152(4): 491-512.
- De Lange van Bergen, M., 2006, The determinants of banking competition: a world-wide Lerner index approach, Doctoraalscriptie Rijksuniversiteit van Groningen.

- Demsetz, H., 1973, Industry structure, market rivalry and public policy, *Journal of Law and Economics*, vol. 16(1): 1-9.
- Hicks, J., 1935, Annual survey of economic theory: monopoly, *Econometrica*, vol. 3(1): 1-20.
- Koetter, M., J.W. Kolari en L. Spierdijk, Testing the 'quiet life' of U.S. banks with Lerner indices, Universiteit van Groningen.
- Leuvensteijn, M. van, J.A. Bikker, A.A.R.J.M. van Rixtel en C. Kok Sørensen, 2007, A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area, DNB Working Paper nr. 143, ECB Working Paper nr 768.
- Leuvensteijn, M. van, C. Kok Sørensen, J.A. Bikker, A.A.R.J.M. van Rixtel, 2008, Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area, DNB Working Paper nr. 171/ECB Working Paper nr 885/Tjalling C. Koopmans Research Institute Discussion Paper Series nr. 08-08, Universiteit Utrecht.
- Marcus, A. J., 1984, Deregulation and bank financial policy, *Journal of Banking & Finance*, vol. 8:557-565.
- OECD, 2000, 2002, 2004, Bank Profitability; Financial Statements of Banks, OECD, Paris.
- Panzar, J. en J. Rosse, 1987, Testing for 'monopoly' equilibrium, *Journal of Industrial Economics*, vol. 35(4): 443-456.
- Schaeck, K., M. Cihak en S. Wolfe, 2006, Competition, concentration and bank soundness: New evidence from the micro-level. IMF Working Paper WP/06/185, Washington, D.C: International Monetary Fund.
- Schaeck, K. en M. Cihak, 2007, Banking competition and capital ratio, IMF Working Paper WP/07/216, Washington, D.C: International Monetary Fund.

APPENDIX

Table A1 Correlatiecoëfficiënten tussen indicatoren en de index (46 landen, 1996-2005)

	Boone	PR	SCP	Cournot	Winst-eff.	Kosten-eff	RoE	RoA
	neg ^a	pos.	neg	neg	amb (p) ^b	pos	neg	neg
Boone	1.00	0.34 **	-0.20	-0.13	0.36	0.11	0.18	0.06
PR		1.00	-0.04	-0.03	-0.03	0.09	-0.17	-0.28 *
SCP			1.00	0.29 **	-0.07	-0.05	0.12	0.02
Courn.				1.00	-0.12	-0.26	0.25 *	0.17
W.eff.					1.00	0.48 ***	0.33 **	0.10
K.eff.						1.00	-0.02	-0.08
RoE^c							1.00	0.73 ***
RoA								1.00
K/I								
TK/TI								
NRM								
KM								
Banken								
C₅								

^a Samenhang van de Boone indicator met concurrentie is negatief, et cetera.

^b Samenhang van de winst X-efficiëntie met concurrentie is theoretisch gezien ambivalent, maar blijkt in de praktijk positief (p);

^c Rendement op eigen vermogen.

Toelichting: De sterretjes geven het significantieniveau aan: 1, 2 en 3 sterretjes duiden op een betrouwbaarheidsniveau van, respectievelijk, 90, 95 en 99%. Arcering van de correlatiecoëfficiënten geeft aan waar een negatieve correlatie wordt verwacht. (Voor de ambivalente variabele Winstefficiëntie is dat 'achteraf' gebeurd). De eerste kolom geeft de elf namen van de variabelen die in de Index zijn opgenomen vet weer.

Table A1 (vervolg)

	K/I	TK/TI	NRM	Kostenmage.	Aantal banken	C ₅	Index
	amb(n)	amb(n)	neg	neg	pos	neg	
Boone	0.07	-0.23	-0.21	0.00	0.06	0.11	-0.14
PR	0.02	0.17	-0.02	-0.22	0.09	0.03	0.33 **
SCP	-0.27 *	-0.08	0.07	-0.09	-0.02	-0.15	-0.05
Courn.	-0.21	-0.06	0.20	0.21	-0.31 **	0.35 **	-0.42 ***
W.eff.	-0.46 ***	-0.38 **	-0.23	-0.16	0.24	0.06	0.37 **
K.eff.	-0.36 **	-0.36 **	-0.25 *	-0.25 *	0.32 **	0.05	0.53 ***
RoE^c	-0.39 ***	-0.34 **	0.20	0.18	-0.28 *	0.30 **	-0.30 **
RoA	-0.03	-0.34 **	0.57 ***	0.59 ***	-0.26 *	0.21	-0.50 ***
K/I	1.00	0.37 **	0.19	0.42 ***	0.05	-0.08	-0.42 ***
TK/TI		1.00	0.11	0.06	-0.05	-0.14	-0.20
NRM			1.00	0.62 ***	-0.21	0.03	-0.63 ***
KM				1.00	-0.18	0.00	-0.58 ***
Banken					1.00	-0.55 ***	0.51 ***
C₅						1.00	-0.37 **

Jaaroverzicht TPEdigitaal 1(1) - 2(4)

Inhoudsopgave 1(1)

De economie van ontslagbescherming: Lessen voor Nederland.....1 <i>Anja Deelen, Egbert Jongen, Ruud de Mooij en Sabine Visser</i>	1
Een soepel ontslagrecht en de arbeidsmarktpositie van oudere werknemers19 <i>Anne Gielen en Jan van Ours</i>	19
Tijdelijke arbeidscontracten en/of ontslagbescherming30 <i>Marloes de Graaf-Zijl</i>	30
Loondalingen in Europa steeds normaler.....46 <i>Jasper de Winter</i>	46
Ambitie en voorzichtigheid in het economisch beleid67 <i>Henk Don</i>	67
Zonde van de tijd: Leren in Nederland vanuit economisch perspectief95 <i>Lex Borghans</i>	95
Polderparade 2007.....119 <i>Emiel Maasland en Ewa Mendys-Kamphorst</i>	119
MKBA: Toets of hulpmiddel in het milieubeleid?.....127 <i>Onno Kuik en Joop de Boer</i>	127

Inhoudsopgave 2(1)

Versterking van de arbeidsmarktpositie voor laagopgeleiden.....1 <i>Geralt Nekkers, Charlotte van Trier en Els Vogels</i>	1
--	---

De arbeidsmarkt van Turken in Nederland en Duitsland	23
<i>Rob Euwals, Jaco Dagevos, Mérove Gijsberts en Hans Roodenburg</i>	
Het belang van communicatie voor het voeren van monetair beleid	35
<i>David-Jan Jansen</i>	
Een afwegingskader voor marktwerking in semi-publieke sectoren.....	47
<i>Delroy Blokland</i>	
Netwerkconcurrentie en toegangsregulering in de telecommunicatiesector	62
<i>Michiel Bijlsma en Machiel van Dijk</i>	
Meten en geweten in de gezondheidseconomie	79
<i>Peter Kooreman</i>	
Veelkleurig grijs: gezondheidseconomie in het licht van de vergrijzing ...	98
<i>Johan Polder</i>	

Inhoudsopgave 2(2)

Vergrijzing en houdbare overheidsfinanciën: vijf ongemakkelijke stellingen	1
<i>Ed Westerhout</i>	
Blinde vlekken in pensioenland	22
<i>Kees Koedijk, Alfred Slager en Harry van Dalen</i>	
Evaluatie van de financieringsopzet van Nederlandse	43
pensioenfondsens <i>Eduard Ponds</i>	
Politieke economie van de VUT	61
<i>Casper van Ewijk en Mirjam Slokker</i>	
Survival of the Greenest.....	80
<i>Jeroen van den Bergh, Albert Faber, Annemarth Idenburg en Frans Oosterhuis</i>	
Lange termijn investeringen in elektriciteitsnetwerken niet gegarandeerd	93
<i>Peter Meulmeester</i>	
Ruimte voor professionals.....	114
<i>Iris Lackner, Sander Onderstal, Otto de Smeth en Jelte Theisens</i>	

Sociale cohesie vermindert overlast in arme wijken.....	127
<i>Machiel van Dijk en Myrthe de Jong</i>	

Inhoudsopgave 2(3)

Inleiding: Welvaart meten als mission impossible?	1
<i>Jules Theeuwes</i>	
Meten van bruto nationaal geluk.....	10
<i>Ruut Veenhoven</i>	
Geluk en economie: liggen de prioriteiten in het beleid verkeerd?.....	36
<i>Herman Stolwijk</i>	
Economische groei, ongelijkheid en geluk	54
<i>Paul de Beer</i>	
Nutteloze trainingen of zinvolle investering?	81
<i>Lucy Kok</i>	
Monetaire waardering voor mantelzorg	99
<i>Bernard van den Berg en Ada Ferrer-i-Carbonell</i>	
Sachs of Easterley als gids voor ontwikkelingshulp?	118
<i>Menno R. Kamminga</i>	

Inhoudsopgave 2(4)

Polderparade 2008.....	1
<i>Emiel Maasland en Ewa Mendys-Kamphorst</i>	
Aanpassen kinderopvangtoeslag is geen sinecure.....	7
<i>Henk Nijboer en Maroesjka Versantvoort</i>	
Kinderopvang: waarheen, waarvoor?.....	27
<i>Egbert Jongen</i>	
Fusietoezicht op Not for Profits	49
<i>Barbara Baarsma</i>	
Flexibele beloning in Nederland	71
<i>Kea Tijdens en Maarten van Klaveren</i>	
De rol van tijdsvoorkeur bij de waardering van gezondheid.....	92
<i>Arthur Attema</i>	

De vele gezichten van afstand in internationale handelsrelaties	106
<i>Frank van Oort, Martijn Burger en Gert-Jan Linders</i>	
Prestatie-indicatoren van banken langs de meetlat	125
<i>Jaap Bikker</i>	

Referenties

- Attema, Arthur, *De rol van tijdsvoorkeur bij de waardering van gezondheid*, vol. 2(4), pp. 92-105.
- Baarsma, Barbara, *Fusietoezicht op Not for Profits*, vol. 2(4), pp. 49-70.
- Beer, Paul de, *Economische groei, ongelijkheid en geluk*, vol. 2(3), pp. 54-80.
- Berg, Bernard van den, en Ada Ferre-i-Carbonell, *Monetaire waardering voor mantelzorg*, vol. 2(3), pp. 99-117.
- Bergh, Jeroen van den, Albert Faber, Annemarth Idenburg en Frans Oosterhuis, *Survival of the Greenest*, vol. 2(2), pp. 80-92.
- Bijlsma, Michiel, en Machiel van Dijk, *Netwerkconcurrentie en toegangsregulering in de telecommunicatiesector*, vol. 2(1), pp. 62-78.
- Bikker, Jaap, *Prestatie-indicatoren van banken langs de meetlat*, vol. 2(4), pp. 125-151.
- Blokland, Delroy, *Een afwegingskader voor marktwerking in semi-publieke sectoren*, vol. 2(1), pp. 47-61.
- Boer, Joop de, en Onno Kuik, MKBA: *Toets of hulpmiddel in het milieu-beleid*, vol. 1(1), pp. 127-134.
- Borghans, Lex, *Zonde van de tijd: Leren in Nederland vanuit economisch perspectief*, vol. 1(1), pp. 95-118.
- Burger, Martijn, Gert-Jan Linders en Frank van Oort, *De vele gezichten van afstand in internationale handelsrelaties*, vol. 2(4), pp. 106-124.
- Dagevos, Jaco, Rob Euwals, Mérove Gijsberts en Hans Roodenburg, *De arbeidsmarkt van Turken in Nederland en Duitsland*, vol. 1(2), pp. 23-34.
- Dalen, Harry van, Kees Koedijk en Alfred Slager, *Blinde vlekken in pensioenland*, vol. 2(2), pp. 22-42.
- Deelen, Anja, Egbert Jongen, Ruud de Mooij en Sabine Visser, *De economie van ontslagbescherming: Lessen voor Nederland*, vol. 1(1), pp. 1-18.
- Dijk, Machiel van, zie Michiel Bijlsma.
- Dijk, Machiel van, en Myrthe de Jong, *Sociale cohesie vermindert overlast in arme wijken*, vol. 2(2), pp. 127-137.
- Don, Henk, *Ambitie en voorzichtigheid in economisch beleid*, vol. 1(1), pp. 67-94.
- Euwals, Rob, zie Jaco Dagevos.
- Ewijk, Casper van, en Mirjam Slokker, *Politiek economie van de VUT*, vol. 2(2), pp. 61-79.
- Faber, Albert, zie Jeroen van den Bergh.
- Ferre-i-Carbonell, zie Bernard van den Berg.
- Gielen, Anne, en Jan van Ours, *Een soepel ontslagrecht en de arbeidsmarktpositie van oudere werknemers*, vol. 1(1), pp. 19-29.
- Graaf-Zijl, Marloes, *Tijdelijke arbeidscontracten en/of ontslagbescherming*, vol. 1(1), pp. 30-45.
- Idenburg, Annemarth, zie Jeroen van den Bergh.
- Jansen, David-Jan, *Het belang van communicatie voor het voeren van monetair beleid*, vol. 2(1), pp. 35-46.

- Jong, Myrthe de, zie Machiel van Dijk.
Jongen, Egbert, zie Anja Deelen.
Jongen, Egbert, *Kinderopvang: waarheen, waarvoor?*, vol. 2(4), pp. 27-48.
Kamminga, Menno R., *Sachs of Easterley als gids voor ontwikkelingshulp*, vol. 2(3), pp.118-132.
Klaveren, Maarten van, *Flexibele beloning in Nederland*, vol. 2(4), pp. 71-91.
Koedijk, Kees, zie Harry van Dalen.
Kok, Lucy, *Nutteloze trainingen of zinvolle investering?*, vol. 2(3), pp. 81-98.
Kooreman, Peter, *Met en geweten in de gezondheidseconomie*, vol. 2(1), pp. 79-97.
Kuik, Onno, zie Joop de Boer.
Lackner, Iris, Sander Onderstal, Otto de Smeth en Jelte Theisens, *Ruimte voor professionals*, vol. 2(2), pp. 127-137.
Linders, Gert-Jan, zie Martijn Burger.
Maasland, Emiel, en Ewa Mendys-Kamphorst, *Polderparade 2007*, vol. 1(1), pp. 119-126.
Maasland, Emiel, en Ewa Mendys-Kamphorst, *Polderparade 2008*, vol. 2(4), pp. 1-6.
Mendys-Kamphorst, Ewa, zie Emiel Maasland, (voor zowel *Polderparade 2007* als *Polderparade 2008*).
Meulmeester, Peter, *Lange termijn investeringen in elektriciteitsnetwerken niet gegarandeerd*, vol. 2(2), pp. 93-113.
Mooij, Ruud de, zie Anja Deelen.
Nekkers, Geralt, Charlotte van Trier en Els Vogels, *Versterking van de arbeidsmarktpositie voor laagopgeleiden*, vol. 1(2), pp. 1-22.
Nijboer, Henk, en Maroesjka Versantvoort, *Aanpassen kinderopvangtoeslag is geen sinecure*, vol. 2(4), pp. 7-26.
Onderstal, Sander, zie Iris Lackner.
Oort, Frank van, zie Martijn Burgers.
Oosterhuis, Frans, zie Jeroen van den Bergh.
Ours, Jan van, zie Anne Gielen.
Polder, Johan, *Veelkleurig grijs: gezondheidseconomie in het licht van de vergrijzing*, vol. 2(1), pp. 98-119.
Ponds, Eduard, *Evaluatie van de financieringsopzet van Nederlandse pensioenfondsen*, vol. 2(2), pp.43-60.
Roodenburg, Hans, zie Rob Euwals.
Slager, Alfred, zie Harry van Dalen.
Slokker, Mirjam, zie Casper van Ewijk.
Smeth, Otto de, zie Iris Lackner.
Stolwijk, Herman, *Geluk en economie: liggen de prioriteiten in het beleid verkeerd?*, vol. 2(3), pp. 36-53.
Theeuwes, Jules, *Inleiding: Welvaart meten als mission impossible*., vol. 3(2), pp. 1-19.
Theisens, Jelte, zie Iris Lackner.
Tijdens, Kea, zie Maarten van Klaveren.

- Trier, Charlotte van, zie Geralt Nekkers.
Veenhoven, Ruut, *Metten van bruto nationaal geluk*, vol. 2(3), pp. 10-35.
Versantvoort, Maroesjka, zie Henk Nijboer.
Visser, Sabine, zie Anja Deelen.
Volgels, Els, zie Geralt Nekkers.
Westerhout, Ed, *Vergrijzing en houdbare overheidsfinanciën: vijf ongemakkelijke stellingen*, vol 2(2), pp. 1-21.
Winter, Jasper de, *Loondalingen in Europa steeds normaler*, vol. 1(1), pp.46-66.

Referees van uitgaven 1(1) - 2(4)

Baarsma, Barbara
Belot, Michelle
Berg, Bernard van de
Berghe, Anne-Sophie van den
Bosch, Nicole
Cornet, Maarten
Dalen, Harry van
Delfgaauw, Josse
Dijk, Machiel van
Ebregt, Jos
Gautier, Pieter
Groot, Henri de
Heeringa, Willem
Janssen, Jos
Jennissen, Roel
Jongen, Egbert
Koutstaal, Paul
Lejour, Arjan
Nekkers, Geralt
Nelissen, Jan
Noally, Joëlle
Onderstal, Sander
Poort, Joost
Praag, Mirjam van
Reitsma, Anne
Saitua, Rafaël
Schuit, Margreet
Smant, Dave
Ven, Martijn van de
Verbruggen, Harmen
Vollaard, Ben
Vuuren, Daniël van
Winters, Jan Kees
Zwart, Gijsbert

Thema's van de uitgaven 1(1) - 2(4)**Arbeidsmarkt**

- Dagevos, Jaco, Rob Euwals, Mérove Gijsberts en Hans Roodenburg, *De arbeidsmarkt van Turken in Nederland en Duitsland*, vol. 2(1), pp. 23-34.
- Deelen, Anja, Egbert Jongen, Ruud de Mooij en Sabine Visser *De economie van ontslagbescherming: Lessen voor Nederland*, vol. 1(1), pp. 1-18.
- Gielen, Anne en Jan van Ours, *Een soepel ontslagrecht en de arbeidsmarktpositie van oudere werknemers*, vol. 1(1), pp. 19-29.
- Graaf-Zijl, Marloes, *Tijdelijke arbeidscontracten en/of ontslagbescherming*, vol. 1(1), pp. 30-45.
- Klaveren, Maarten van, *Flexibele beloning in Nederland*, vol. 2(4), pp. 71-91.
- Kok, Lucy, *Nutteloze trainingen of zinvolle investering?*, vol. 2(3), pp. 81-98.
- Nekkers, Geralt, Charlotte van Trier en Els Vogels, *Versterking van de arbeidsmarktpositie voor laagopgeleiden*, vol. 2(1), pp. 1-22.
- Winter, Jasper de, *Loondalingen in Europa steeds normaler*, vol. 1(1), pp. 46-66.

Brede welvaart

- Beer, Paul de, *Economische groei, ongelijkheid en geluk*, vol. 2(3), pp. 54-80.
- Berg, Bernard van den, en Ada Ferrer-i-Carbonell, *Monetaire waardering voor mantelzorg*, vol. 2(3), pp. 99-117.
- Kok, Lucy, *Nutteloze trainingen of zinvolle investering?*, vol. 2(3), pp. 81-98.
- Stolwijk, Herman, *Geluk en economie: liggen de prioriteiten in het beleid verkeerd?*, vol. 2(3), pp. 36-53.
- Theeuwes, Jules, *Inleiding: Welvaart meten als mission impossible.*, vol. 2(3), pp. 1-19.
- Veenhoven, Ruut, *Meten van bruto nationaal geluk*, vol. 2(3), pp. 10-35.

Gezondheidseconomie

- Attema, Arthur, *De rol van tijdsvoorkeur bij de waardering van gezondheid*, vol. 2(4), pp. 92-105.
- Berg, Bernard van den, en Ada Ferrer-i-Carbonell, *Monetaire waardering voor mantelzorg*, vol. 2(3), pp. 99-117.
- Kooreman, Peter, *Metten en geweten in de gezondheidseconomie*, vol. 2(1), pp. 79-97.
- Polder, Johan, *Veelkleurig grijs: gezondheidseconomie in het licht van de vergrijzing*, vol. 2(1), pp. 98-119.

Internationale- en ontwikkelingseconomie

Kamminga, Menno R., *Sachs of Easterley als gids voor ontwikkelingshulp*, vol. 2(3), pp.118-132.

Burger, Martijn, Gert-Jan Linders en Frank van Oort, *De vele gezichten van afstand in internationale handelsrelaties*, vol. 2(4), pp. 106-124.

Kinderopvang

Jongen, Egbert, *Kinderopvang: waarheen, waarvoor*, vol. 2(4), pp. 27-48.

Nijboer, Henk, en Maroesjka Versantvoort, *Aanpassen kinderopvangtoeslag is geen sinecure*, vol. 2(4), pp. 7-26.

Marktordening en regulering

Baarsma, Barbara, *Fusietoezicht op Not for Profits*, vol. 2(4), pp. 49-70.

Bijlsma, Michiel, en Machiel van Dijk, *Netwerkconcurrentie en toegangsregulering in de telecommunicatiesector*, vol. 2(1), pp. 62-78.

Blokland, Delroy, *Een afwegingskader voor marktwerking in semi-publieke sectoren*, vol. 2(1), pp. 47-61.

Lackner, Iris, Sander Onderstal, Otto de Smeth en Jelte Theisens, *Ruimte voor professionals*, vol. 2(2), pp. 127-137.

Meulmeester, Peter, *Lange termijn investeringen in elektriciteitsnetwerken niet gegarandeerd*, vol. 2(2), pp. 93-113.

Milieu en duurzaamheid

Boer, Joop de, en Onno Kuik, MKBA: *Toets of hulpmiddel in het milieubeleid*, vol. 1(1), pp. 127-134.

Bergh, Jeroen van den, Albert Faber, Annemarth Idenburg en Frans Oosterhuis, *Survival of the Greenest*, vol 2(2), pp. 80-92.

Monetair beleid en financiële markten

Bikker, Jaap, *Prestatie-indicatoren van banken langs de meetlat*, vol. 2(4), pp. 125-151.

Jansen, David-Jan, *Het belang van communicatie voor het voeren van monetair beleid*, vol. 2(1), pp. 35-46.

Onderwijs

Borghans, Lex, *Zonde van de tijd: Leren in Nederland vanuit economisch perspectief*, vol. 1(1), pp. 95-118.

Ontslagbescherming

- Deelen, Anja, Egbert Jongen, Ruud de Mooij en Sabine Visser *De economie van ontslagbescherming: Lessen voor Nederland*, vol. 1(1), pp. 1-18.
- Gielen, Anne en Jan van Ours, *Een soepel ontslagrecht en de arbeidsmarktpositie van oudere werknemers*, vol. 1(1), pp. 19-29.
- Graaf-Zijl, Marloes, *Tijdelijke arbeidscontracten en/of ontslagbescherming*, vol. 1(1), pp. 30-45.
- Winter, Jasper de, *Loondalingen in Europa steeds normaler*, vol. 1(1), pp.46-66.

Overheidsfinanciën

- Don, Henk, *Ambitie en voorzichtigheid in economisch beleid*, vol. 1(1), pp. 67-94.
- Westerhout, Ed, *Vergrijzing en houdbare overheidsfinanciën: vijf ongemakkelijke stellingen*, vol 2(2), pp. 1-21.

Overig

- Dijk, Machiel van, en Myrthe de Jong, *Sociale cohesie vermindert overlast in arme wijken*, vol. 2(2), pp. 127-137.
- Maasland, Emiel, en Ewa Mendys-Kamphorst, *Polderparade 2007*, vol. 1(1), pp. 119-126.
- Maasland, Emiel, en Ewa Mendys-Kamphorst, *Polderparade 2008*, vol. 2(4), pp. 1-6.

Pensioenen en vergrijzing

- Ewijk, Casper van, en Mirjam Slokker, *Politiek economie van de VUT*, vol. 2(2), pp. 61-79.
- Dalen, Harry van, Kees Koedijk en Alfred Slager, *Blinde vlekken in pensioenland*, vol. 2(2), pp. 22-42.
- Polder, Johan, *Veelkleurig grijs: gezondheidseconomie in het licht van de vergrijzing*, vol. 1(2), pp. 98-119.
- Ponds, Eduard, *Evaluatie van de financieringsopzet van Nederlandse pensioenfondsen*, vol. 2(2), pp.43-60.
- Westerhout, Ed, *Vergrijzing en houdbare overheidsfinanciën: vijf ongemakkelijke stellingen*, vol 2(2), pp. 1-21.