

Economische activiteit en rentevorming

Een herleide-vorm-benadering

Het beoefenen van macro-economie met herleide-vorm-vergelijkingen zonder een daaraan ten grondslag liggend model wordt wel afgedaan als hersenloos gecijfer. In dit artikel worden de voor- en nadelen van deze methode besproken aan de hand van twee toepassingen op Nederlandse data. De auteurs concluderen dat de benadering een efficiënt instrument is om globale samenhangen in kaart te brengen. Als de keuze van de exogene variabelen en de steekproefperiode met theoretische argumenten wordt verantwoord en geavanceerde technieken worden gebruikt om de richting van de causaliteit binnen de te toetsen relaties te bepalen hoeft geenszins sprake te zijn van inhoudelijk armoedige economiebeoefening.

DR. H.G. VAN GEMERT – DRS. H.J.A.P. DONDERS
DRS. H.J.W.M. PETERS*

Inleiding en probleemstelling

De produktie en de lange rente zijn twee kernvariabelen in de macro-economische analyse. In de keynesiaanse IS/LM/BP-modellen worden beide variabelen simultaan verklaard aan de hand van een aantal gedragsvergelijkingen met betrekking tot de bestedingsneiging, de liquiditeitsvoorkeur en het beleggingsgedrag van de economische subjecten enerzijds en de budgettaire en monetaire politiek anderzijds. Een dergelijk model, gebaseerd op de vraag- en aanbodrelaties van in het eenvoudigste geval twee markten, wordt een structuurmodel genoemd.

De omvang van zo'n structuurmodel is in principe onbegrensd. In de naoorlogse praktijk valt dan ook waar te nemen dat de op keynesiaanse leest geschoeide modellen, in wisselwerking met de voortgang van de economische theorie en de verandering van de economische omgeving, steeds verder zijn uitgebreid. Waar dit type model veel gebruikt wordt in het kader van de beleidsvoorbereiding is de overheidssector, zowel in zijn allocatieve als in zijn distributieve functie, nader gespecificeerd. Waar de omvang en betekenis van financiële markten sterk is toegenomen, zijn inzichten uit de moderne vermogenstheorie geïncorporeerd. Daarnaast is vooral ten behoeve van de middellange-termijnanalyse een synthese nagestreefd met het neoklassieke denken, met name door de introductie van loon- en prijsvergelijkingen en capaciteitsrestricties. Modellen met enkele honderden vergelijkingen zijn thans geen uitzondering meer¹.

Naast het structuurmodel, gericht op een gedetailleerde beschrijving van het economisch proces, staat de (semi)-

herleide-vorm-benadering: een bewust tot enkele kernvariabelen gereduceerde hypothese met betrekking tot de werking van een bepaalde markt of segment van de economie. In deze benadering, die vooral door de monetaire macro-economie naar voren is gebracht en gepropageerd², wordt ervan uitgegaan dat de werkelijkheid dermate complex is dat deze met een structuurmodel niet adequaat kan worden beschreven. Om die reden richt de analyse zich rechtstreeks op het waargenomen eindresultaat zonder dat alle onderliggende verbanden expliciet worden gespecificeerd. De methode is fundamenteel empirisch. De realisaties van de te verklaren variabele worden direct in verband gebracht met die van een of meer (semi-)exogenen. Deze onafhankelijken worden geselecteerd op basis van inzichten uit de theorie in combinatie met bevindingen van eerder empirisch onderzoek.

In dit artikel wordt aandacht gevraagd voor de herleide vorm als instrument van economisch onderzoek. In concreto komen achtereenvolgens twee toepassingen voor Nederland aan de orde, te weten:

* Dit artikel is ontstaan naar aanleiding van twee afstudeerwerkstukken, beide geschreven bij de sectie Geld-, Krediet- en Bankwezen van de Katholieke Universiteit Brabant, onder begeleiding van de eerstgenoemde auteur, universitair hoofddocent bij voornoemde sectie. Het betreft hier H. Donders, *Macro-perspectief van de rente*, juni 1988, en H. Peters, *De St. Louis-vergelijking toegepast op Nederland*, november 1987. De laatste auteur is beleidsmedewerker bij Pierson, Heldring & Pierson.

1. Zie F.A.G. den Butter, *Model en theorie in de macro-economie*, Leiden/Antwerpen, 1987, tabel 2.1.

2. Voor een toepassing in de reële economie zie H.G. van Gemert, *Structural change in OECD-countries: a normal pattern analysis*, *De Economist*, jg. 135, 1987, nr. 1.

- het vraagstuk van de conjunctuurbeweging en de stabilisatiepolitiek. Wat is de relatieve betekenis van de geldhoeveelheid en de autonome bestedingen voor de economische activiteit?
- het vraagstuk van de rentevorming op de kapitaalmarkt. In hoeverre hangt de uitkomst van dit marktproces samen met de factoren risico en onzekerheid?

In beide gevallen wordt, na een korte bespreking van de ontstaansgeschiedenis van het probleem, een basisvergelijking geschat en een gevoeligheidsanalyse verricht. Daarnaast wordt aan de hand van deze twee empirische exercities in de slotparagraaf van het artikel een oordeel gegeven over de verdienste van de methode en de betekenis van de bevindingen.

Inkomensfluctuaties, geld en bestedingen

Het naoorlogse stabilisatie-debat speelt zich theoretisch gezien grotendeels af rondom de vraag, of en in hoeverre fluctuaties in de economische activiteit veroorzaakt worden door schokken in de autonome bestedingen dan wel door schokken in het autonome geldaanbod. Van oudsher bedienen monetaristen zich in dit debat van herleide-vorm-modellen³.

Friedman en Schwartz baseren hun historische analyse van monetaire ontwikkelingen in de Verenigde Staten en later ook het Verenigd Koninkrijk op lange tijdreeksen, waarbij een rechtstreeks verband wordt gelegd tussen de geldhoeveelheid en de conjunctuurbeweging. Friedman en Meiselman vergelijken een bestedingsmultiplier en een geldmultiplier, die beide zijn verkregen door een directe en enkelvoudige regressie van de consumptie op een keynesiaanse respectievelijk een monetaristische onafhankelijke. Andersen en Jordan confronteren in hun befaamde St.Louis-vergelijking de geleidelijke invloed van monetaire en budgettaire exogenen op het nominale inkomen in één schattingsrelatie. Met name deze laatste studie heeft tot een stroom van empirisch en methodologisch vervolgonderzoek aanleiding gegeven⁴.

Eveneens vanaf het begin hebben keynesianen als Modigliani en Blinder zich verzet tegen de herleide-vorm-aanpak van de monetaristen. In de eerste plaats is er hun methodologische kritiek, die zich vooral richt op de specificatie van de regressievergelijking, de endogeniteit van het beleid, de onderlinge afhankelijkheid van de verklarende variabelen en het ontbreken van andere belangrijke determinanten voor de economische activiteit op korte termijn. Daarnaast staat hun meer principiële bezwaar, dat modellen bestaande uit slechts één vergelijking veel te simpel zijn om welke theorie dan ook adequaat te kunnen representeren.

Tegen het verwijt van een te grote simplificatie weten de monetaristen zich goed te verweren. Zij stellen dat de werkelijkheid veel te ingewikkeld is om met welk structuurmodel dan ook te kunnen worden benaderd. Door een herleide vorm te gebruiken wordt aan alle mogelijke transmissiekanalen, bekend of onbekend, recht gedaan, iets wat in een structurele benadering is uitgesloten.

Ten aanzien van de methodologische kritiek is als grootste bezwaar overeind gebleven dat de verklarende variabelen institutioneel en beleidstechnisch mede bepaald worden door de algemeen-economische situatie. Zij voldoen daarmee niet aan het statistisch noodzakelijke exogeniteitscriterium.

Gaande het debat is een deel van de oorspronkelijke tegenstelling overigens verdwenen. Monetaristen zijn ertoe overgegaan om hun 'black box' nader te specificeren in kleine structuurmodellen. Keynesianen zijn meer aandacht

gaan schenken aan het belang van monetaire variabelen bij de afloop van het economisch proces. De herleide vorm heeft een eigen plaats gekregen als instrument van economische analyse en wordt in de jaren zeventig en tachtig bij voorbeeld ook door nieuw-klassieke gehanteerd⁵.

Toepassing op Nederland

In de loop van de tijd is de St.Louis-vergelijking ook enkele malen toegepast op Nederland. Kuné onderzoekt de relatie voor de periode 1959-1967⁶. Zijn resultaten houden in dat de ontwikkeling van de nationale bestedingen wel enige samenhang vertoont met de groei van de liquiditeitsmassa, maar niet met het verloop van de overheidsuitgaven. Den Butter verkrijgt afwijkende resultaten⁷. Op basis van zijn onderzoek over de periode 1962-1976 brengt hij naar voren dat het nationaal inkomen positief beïnvloed wordt door de budgettaire impulsen, maar dat er slechts weinig invloed uitgaat van de monetaire impulsen. De vertragingstructuur in zijn regressies is echter veel minder plausibel dan bij Kuné. Fase analyseert de periode 1957-1985 in twee subperiodes en hanteert daarbij een transfermodel⁸. Hij concludeert dat de monetaire invloed groter en duurzamer is dan die van de rijksbegroting.

Een ander, in het kader van een voor Nederland te verrichten empirisch onderzoek eveneens interessant artikel is dat van Batten en Hafer⁹. In dit artikel worden schattingen van de St. Louis-vergelijking voor een zestal landen gepubliceerd, waarbij expliciet wordt ingegaan op de problematiek van een open economie. De auteurs doen recht aan de invloed op de economische activiteit vanuit het buitenland door de introductie van de export als een extra regressor. Deze autonoom veronderstelde variabele wordt op identieke wijze meegenomen als de indicatoren voor het monetaire en het budgettaire beleid. Het cumulatieve effect van de export op het bruto nationaal product blijkt voor vier van de zes landen statistisch significant¹⁰.

Door ons is de St.Louis-vergelijking geschat op een wijze die qua onderzoekstechniek aansluit bij de studie van Kuné, maar waarbij tevens het door Batten en Hafer aangedragen inzicht wordt overgenomen. In concreto ziet de regressievergelijking er als volgt uit:

$$Y(t) = \alpha + \sum_{i=0}^6 \beta(i) \cdot M(t-i) + \sum_{i=0}^4 \gamma(i) \cdot B(t-i) + \sum_{i=0}^4 \delta(i) \cdot E(t-i) + \mu(t)$$

3. Voor een goede bespreking van de drie thans te noemen empirische studies uit de jaren zestig zie G.E.J. Dennis, *Monetary economics*, Londen/New York, 1987, hfst. 6.

4. Voor een recent overzicht raadplege men de bijdragen van McCallum en van Brunner in: R.W. Hafer, *The monetary versus fiscal debate*, Totowa N.J., 1986. Vermeldenswaard is ook The Federal Reserve Bank of St.Louis, *Review 68/8*, St. Louis, 1986, een uitgave die vanwege het overlijden van Andersen geheel is gewijd aan de geschiedenis van de St.Louis-benadering. In Nederland zijn de ervaringen met de vergelijking onlangs besproken door M.M.G. Fase, *Geld en inkomen: een macro-economisch debat van 25 jaar*, in: H.W.J. Bosman en J. C. Brezet (red.), *Sparen en investeren, geld en banken*, Leiden/Antwerpen, 1987.

5. Zie b.v. R.J. Barro, *Money, expectations and business cycles*, New York, 1981, hfst 5.

6. J.B. Kuné, De invloed van monetaire en budgettaire politiek op de bestedingen: De St.Louis-methode toegepast voor Nederland, *Maandschrift Economie*, jg. 37, 1972, nr. 1.

7. F.A.G. den Butter, *An empirical analysis of Dutch monetarism*, paper ten behoeve van de European Meeting of the Econometric Society, Athene, 1979.

8. Fase, op. cit.

9. D.S. Batten en R.W. Hafer, The relative impact of monetary and fiscal actions on economic activity: a cross-country comparison, *Federal Reserve Bank of St. Louis*, jg. 65, 1983, nr. 1.

10. De in het onderzoek betrokken landen zijn Canada, Frankrijk, West-Duitsland, Japan, Engeland en de Verenigde Staten. Alleen voor Japan en de Verenigde Staten wordt een t-waarde kleiner dan twee gevonden. Overigens zij vermeld dat ook Fase, op. cit., met buitenlandse impulsen op de nationale economie rekening houdt en wel door de toevoeging van de wereldhandel.

waarin:

- Y = de mutatie van de bruto nationale bestedingen;
M = de mutatie van de binnenlandse liquiditeitenmassa;
B = de mutatie van de overheidsbestedingen;
E = de mutatie van de totale export;
 μ = de storingsterm.

De regressiecoëfficiënten α , β , γ en δ zijn berekend met de methode van gewone kleinste kwadraten op voor seizoensinvloeden gecorrigeerde kwartaaldata, ontleend aan De Nederlandsche Bank¹¹. De lengte van de vertraging is a priori vastgesteld op zes kwartalen voor de monetaire en vier kwartalen voor zowel de budgettaire als de buitenlandse variabele¹². Bij de bepaling van de gewichten van de vertrapte regressoren is gebruik gemaakt van de Almon-methode. Daarbij is uitgegaan van een derdegraads polynoom met een begin- en eindpuntrestrictie. Ter vermindering van heteroskedasticiteit luiden alle variabelen in relatieve groeivoeten (perunen ten opzichte van het vorige kwartaal). De steekproefperiode is 1974/I-1984/IV. De keuze van het beginpunt sluit aan bij de verandering van het economisch klimaat die kort tevoren was aangevangen. Het eindpunt is het laatste kwartaal waarvoor DNB seizoensgecorrigeerde data heeft gepubliceerd.

De resultaten van de schatting van de basisvergelijking en een tweetal varianten daarop zijn samengevat in tabel 1. Van boven naar beneden toont deze tabel de waarde van de constante term, het verloop en de uiteindelijke waarde van respectievelijk de monetaire, de budgettaire en de export-multiplier, de verklarende kracht van de vergelijking als geheel en een toets op autocorrelatie. Tussen haakjes wordt melding gemaakt van de bij de verschillende regressiecoëfficiënten behorende t-waarden.

De schatting van de basisvergelijking geeft aanleiding tot de volgende conclusies:

- de verklarende kracht van het model lijkt op zich vrij laag, maar is aanmerkelijk hoger dan Kuné destijds vond bij regressies zonder exportvariabele en voorts vergelijkbaar met wat Batten en Hafer verkregen voor West-Duitsland en Japan. De DW-toets geeft geen aanleiding om te corrigeren voor mogelijke autocorrelatie;
- er bestaat een duidelijke correlatie tussen de ontwikkeling van de liquiditeitenmassa en de nationale bestedingen. De lange-termijnelasticiteit bedraagt 0,86 en is significant. De grootste invloed doet zich voor in het tweede, derde en vierde kwartaal nadat de impuls is gegeven;
- er kan geen verband gevonden worden tussen het verloop van de budgettaire variabele en de nationale bestedingen;
- de ontwikkeling van de export heeft een sterke invloed op de economische activiteit, die zich concentreert in de eerste twee kwartalen. Later treedt er enige verdringing op.

In zijn algemeenheid bevestigen bovenstaande bevindingen de alternatieve hypothese van Andersen en Jordan: in vergelijking met het budgettaire beleid is de invloed van het monetaire beleid groter, beter voorspelbaar en sneller. De monetaire multiplier is gelijk aan die welke Fase verkreeg met zijn transfermodel; ook de budget- en de exportelasticiteit zijn goed vergelijkbaar, zij het dat beide bij ons lager uitvallen¹³.

Bij ons resultaat passen ondanks deze gelijkenis enige relativerende opmerkingen. In de eerste plaats is geen onderzoek gedaan naar de mate waarin bij de timing en dosering van het monetaire en het budgettaire beleid is ganticipieerd op een verwachte conjunctuurbeweging. Met name wanneer de effectiviteit van beide instrumenten verschillend zou zijn geweest, betekent dit dat onze schattingen

Tabel 1. De St.Louis-vergelijking toegepast op Nederland

Regressor	Basis-vergelijking		Gevoeligheidsanalyse			
			basisvgl. 1959/II - 1984/IV		basisvgl. excl. export	
Constante	-0,01	(1,0)	0,01	(0,8)	-0,00	(-0,3)
M(t)	0,08	(1,1)	0,03	(0,6)	0,05	(0,7)
M(t-1)	0,13	(1,5)	0,06	(0,9)	0,09	(1,1)
M(t-2)	0,16	(2,1)	0,08	(1,4)	0,13	(1,7)
M(t-3)	0,16	(2,9)	0,09	(2,0)	0,14	(2,4)
M(t-4)	0,15	(2,3)	0,09	(1,7)	0,14	(2,1)
M(t-5)	0,12	(1,5)	0,08	(1,2)	0,12	(1,5)
M(t-6)	0,07	(1,0)	0,05	(0,9)	0,07	(1,1)
SOM	0,86	(2,9)	0,47	(2,0)	0,75	(2,4)
B(t)	0,01	(0,4)	0,02	(1,1)	-0,00	(-0,1)
B(t-1)	0,01	(0,8)	0,02	(1,4)	0,01	(0,3)
B(t-2)	0,02	(1,1)	0,03	(1,6)	0,02	(1,1)
B(t-3)	0,02	(1,0)	0,02	(1,2)	0,02	(1,4)
B(t-4)	0,01	(0,8)	0,01	(0,1)	0,02	(1,4)
SOM	0,06	(1,1)	0,10	(1,6)	0,06	(1,1)
E(t)	0,10	(2,7)	0,10	(2,7)		
E(t-1)	0,10	(2,5)	0,10	(2,6)		
E(t-2)	0,04	(1,1)	0,05	(1,5)		
E(t-3)	-0,03	(-0,8)	-0,02	(-0,4)		
E(t-4)	-0,06	(-1,5)	-0,05	(-1,2)		
SOM	0,14	(1,1)	0,18	(1,5)		
\bar{R}^2/R^2	0,23/0,34		0,10/0,16		0,13/0,21	
DW	2,09		2,06		1,91	

gen een vertekend beeld geven. We raken hier het befaamde causaliteitsprobleem.

In de tweede plaats blijkt uit de eveneens in tabel 1 gepresenteerde gevoeligheidsanalyse, dat de schattingsresultaten enigszins veranderen als de steekproefperiode wordt verlengd. In het bijzonder valt op dat de waarde van de geldmultiplier in dat geval afneemt tot circa 0,5. Bovendien daalt de verklarende kracht tot een weinig bevredigend niveau. Dit laatste gebeurt ook wanneer de exportvariabele wordt geëlimineerd. Al met al lijkt het niet verstandig om voorbij te gaan aan de verandering van de economische omgeving in 1973/IV, noch aan het open karakter van de Nederlandse economie.

De lange rente, risico en onzekerheid

Ook bij het modelleren van de rentevorming wordt in de literatuur regelmatig gebruik gemaakt van een (semi-)herleide-vorm-benadering. De prijs van een financieel actief volgt dan niet impliciet uit de confrontatie van afzonderlijk gespecificeerde vraag- en aanbodrelaties, maar wordt expliciet gerelateerd aan een verzameling gepredetermineerde variabelen. Nu eens gaat men daarbij pragmatisch te werk en bestaat deze set uit enkele dominant geachte marktkrachten, zoals de rente in het buitenland of het financieringstekort van de overheid. Dan weer wordt gepoogd

11. DNB, *Monetaire en financiële jaar- en kwartaalreeksen 1957-1983*, Amsterdam, 1985, aangevuld met behulp van *Kwartaalbericht*, 1986, nr. 3 en DNB, *Confrontatie van middelen en bestedingen 1957-1984*, Amsterdam, 1986.

12. Een langere vertraging voor de monetaire variabele is acceptabel tegen de achtergrond van het feit dat het overheidsbudget en de export een meer directe invloed op de nationale bestedingen uitoefenen dan de geldhoeveelheid.

13. Hierbij zij opgemerkt dat Fase de budgettaire impuls benaderd met de rijksuitgaven op kasbasis.

om een aantal in de theorie als fundamenteel aangemerkte exogenen te selecteren, hetgeen neerkomt op een kwantificering van de factoren risico en onzekerheid.

De oorsprong van de fundamentele herleide-vorm-benadering kan gevonden worden in de theorie van de termijnstructuur, die is gebaseerd op de pure verwachtingshypothese¹⁴. In deze visie is het rendement op een financieel actief met een looptijd van n perioden gelijk aan het gemiddeld verwacht rendement op een serie van n financiële activa met elk een looptijd van één jaar. De verwachte ontwikkeling van de korte rente wordt daarbij veelal voorspeld aan de hand van zijn verloop in het verleden. Maar daarnaast treft men ook andere regressoren aan, zoals een proxy voor de verwachte inflatie.

Op de termijnstructuur-aanpak is vooral kritiek geleverd door de stroming die de efficiënte marktwerking benadrukt¹⁵. De concurrerende hypothese luidt dat nieuwe informatie onmiddellijk en volledig in de prijsvorming op een financiële markt wordt meegenomen. Een rentefunctie die gebruik maakt van de pure verwachtingshypothese, heeft dan twee bezwaren. Allereerst wordt bij de voorspelde rentemutatie een beroep gedaan op informatie die reeds in het verleden beschikbaar was. Het tweede nadeel houdt in dat voorbij wordt gegaan aan de verwachtingen van het publiek met betrekking tot het toekomstige beleid.

De hypothese van de efficiënte markt geeft een nieuwe impuls aan de herleide-vorm-benadering van de rente. Nieuws, onzekerheid en rationale verwachtingen worden de nieuwe sleutelbegrippen. Diverse auteurs gaan er toe over om expliciet met risicofactoren rekening te houden. In het bijzonder noemen we hier de studie van Makin, omdat deze de basis vormt voor ons eigen onderzoek¹⁶. Makin publiceert een specificatie van de nominale rente met als verklarende variabelen de verwachte inflatie, de onverwachte geldgroei en de inflatie-onzekerheid. Daarbij wordt een theoretisch structuurmodel geformuleerd, waarmee de aan de schattingsrelatie ten grondslag liggende keuzes kunnen worden verantwoord. De variabiliteit van de reële rente volgt uit een eenvoudig IS/LM-model, waarin de inflatie-onzekerheid zowel het aanbod als de vraag naar leenfonds negatief beïnvloedt en waarin de onverwachte geldgroei een reëel inkomenseffect genereert. De onverwachte geldgroei geeft vervolgens ook aanleiding tot een prijsverwachtingseffect. De verwachte inflatie en de verwachte reële rente bepalen gezamenlijk in een Fisher-vergelijking de nominale rentevoet.

Evenals in het stabilisatie-debat wordt ook bij het modelleren van de rentevorming de herleide-vorm-aanpak door verschillende auteurs bekritiseerd. Friedman en Roley opteren om twee redenen voor de structurele aanpak¹⁷. Anders dan bij de herleide vorm is het bij deze methode mogelijk om gebruik te maken van de moderne portefeuille-theorie en de restricties die deze aan de rentevorming oplegt, terwijl daarnaast alternatieve gedragsveronderstellingen relatief eenvoudig kunnen worden onderzocht. Niettemin, ook het herleide-vorm-model heeft zijn verdiensten, met name wanneer het gaat om het verkrijgen van generale samenhangen en het testen van nieuwe theoretische inzichten.

Toepassing op Nederland

Door ons zijn herleide-vorm-schattingen gemaakt met betrekking tot het verloop van de kapitaalmarktrente in Nederland in de jaren tachtig. De functionele vorm van de regressievergelijking is ontleend aan Makin, maar de variabelen zijn om praktische redenen anders gedefinieerd. Er worden twee basisvergelijkingen gezien. Het verschil tussen beide betreft de afkomst van de onafhankelijken. In het 'binnenlandse model' wordt de Nederlandse rente verklaard met behulp van Nederlandse exogenen. In het 'semi-buitenlandse model' wordt bij twee van de drie re-

gressoren gebruik gemaakt van buitenlandse (lees Westduitse) data. Dit laatste impliceert een erkenning van onze monetaire afhankelijkheid en is tevens een alternatief voor het simpelweg relateren van de Nederlandse rente aan de Westduitse. In concreto ziet de regressievergelijking er als volgt uit:

$$r(t) = \alpha + \beta \cdot P(t) + \gamma \cdot M(t) + \delta \cdot I(t) + \mu(t)$$

waarin:

- r = het rendement op langlopende overheidsobligaties;
- P = de inflatieverwachting, hier benaderd door de feitelijke mutatie van het consumptieprijspeil in Nederland respectievelijk West-Duitsland¹⁸;
- M = de onverwachte geldgroei, hier benaderd door de feitelijke mutatie van de primaire liquiditeitsmassa in Nederland respectievelijk West-Duitsland¹⁹;
- I = de inflatie-onzekerheid, berekend uit de prijsvooruitzichten van het publiek in Nederland²⁰;
- μ = de storingsterm;

Alle kwartaaldata, behalve die voor I , zijn ontleend aan de OESO-publikatie *Main Economic Indicators*. De inflatie-onzekerheid is berekend uit de *Sociale Maandstatistiek* van het CBS. De empirische resultaten zijn tot stand gekomen met behulp van de methode van de gewone kleinste kwadraten. Waar sprake bleek van een positieve autocorrelatie in de residuen is een Cochrane-Orcutt-transformatie toegepast. Waar dit geen resultaat opleverde zijn 'maximum likelihood estimates' gemaakt. De steekproefperiode is 1980/I-1987/III. De resultaten van de schattingen zijn samengevat in tabel 2, die dezelfde opzet heeft als tabel 1.

De schatting van de twee basisvergelijkingen geeft aanleiding tot de volgende conclusies:

- met betrekking tot de significantie en de verklarende kracht zijn de uitkomsten van beide varianten bevredigend te noemen. Het verschil in de constante term duidt er op dat de set van binnenlandse respectievelijk buitenlandse regressoren ieder op zijn eigen wijze inhoud geeft aan de verklaring van de lange rente in Nederland;

14. Zie M. Feldstein en O. Eckstein, The fundamental determinants of the interest rates, *Review of Economics and Statistics*, jg. 52, 1970, nr. 4. De auteurs laten zien hoe in de Amerikaanse modeltraditie de termijnstructuurvergelijking een veel gehanteerde herleide vorm werd bij het verklaren van het rendement op bedrijfsobligaties. Voor een gedegen beschrijving van zowel de theoretische als de empirische aspecten van de termijnstructuur-benadering zij verwezen naar C.A.E. Goodhart, *Money, information and uncertainty*, Londen, 1975, hfst. 4.

15. Zie b.v. F.S. Mishkin, *Efficient markets theory: implications for monetary policy*, Brookings papers on economic activity nr. 3, Washington, 1978.

16. J.Makin, Real interest rates, money surprises, anticipated inflation and fiscal deficits, *Review of Economics and Statistics*, jg. 65, 1983, nr. 3. In Nederland heeft met name Bomhoff de efficiënte-markthypothese empirisch inhoud gegeven. Zie E.J. Bomhoff, *Monetary uncertainty*, Amsterdam, 1983, in het bijzonder hfst. 5. Voor een overzicht van de Nederlandstalige literatuur zij verwezen naar P.D. van Loo, De hoogte van de kapitaalmarktrente, *Maandschrift Economie*, jg. 48, 1984, nr. 2.

17. B.M. Friedman en V.V. Roley, Models of long-term interest rate determination, *The Journal of Portfolio Management*, jg. 6, 1980, nr. 3.

18. Deze mutatie is gedefinieerd als de procentuele groeivoet ten opzichte van vier kwartalen terug. Een minder ruwe manier om de inflatieverwachting respectievelijk de onverwachte geldgroei te benaderen is onderwerp van nadere studie.

19. Zie voetnoot 18.

20. In de CBS-enquête naar consumentenhoudingen wordt onder andere de vraag gesteld of men voor de komende twaalf maanden een sterkere, een gelijke of een geringere prijsstijging verwacht dan tot nu toe. Door aan deze drie klassen de waarden 3,2 en 1 toe te kennen wordt een frequentieverdeling verkregen. De variabele I is nu gedefinieerd als de steekproefvariantie behorend bij deze frequentieverdeling.

- de prijsvariabele heeft het verwachte teken. Een toename van de (verwachte) inflatie heeft een renteverhogend effect. Per %-punt inflatieversnelling stijgt de rente in het eerste kwartaal met 0,2 respectievelijk 0,35 %-punt;
- een toename van de (onverwachte) geldgroei heeft op zich zelf beschouwd een rentedrukkend effect. In termen van het Makin-model bevestigt dit zijn veronderstelling dat de toename van de geldhoeveelheid en het inkomen per saldo leiden tot meer besparingen;
- de invloed van de inflatie-onzekerheid is negatief. Theoretisch gezien is het verwachte teken niet eenduidig bepaald, omdat vooraf niet bekend is, of de verschuiving van de vraagschaal dan wel die van de aanbodschaal domineert. Indien we met Makin aannemen dat beide curves naar links verschuiven bij een toename van de inflatie-onzekerheid, kan worden geconcludeerd dat de invloed op de vraag naar leenfondsen relatief het grootst is geweest.

Evenals bij het inkomensmodel is ook bij het rentemodel een enkele kanttekening op zijn plaats. Dit op grond van de eveneens in tabel 2 gepresenteerde gevoeligheidsanalyse, die hier betrekking heeft op de stabiliteit van de gevonden verbanden. Bij het binnenlandse model blijkt de keuze van de steekproefperiode van cruciaal belang. Een regressie over de periode 1976/II-1987/III levert een niet-significante coëfficiënt op voor de liquiditeitsvariabele, tenzij de prijsvariabele wordt vertraagd, hetgeen echter beschouwd moet worden als een ad hoc oplossing. Bovendien daalt in beide gevallen de verklaringkracht aanzienlijk.

Het buitenlandse model lijdt niet aan dit euvel en kan daarmee dienst doen bij een beoordeling van de veranderlijkheid van de coëfficiënten in de loop van de tijd. De invloed van de monetaire variabele blijkt dan opvallend stabiel. De betekenis van de prijsvariabele neemt echter flink toe, terwijl ten aanzien van de onzekerheidsvariabele zelfs sprake is van een tekenwisseling. Kennelijk is het rentemodel conditioneel op de vraag of de steekproefperiode er een was met een sterk inflatoir klimaat, zoals in de tweede helft van de jaren zeventig, dan wel een met een afnemende inflatieverwachting, maar toenemende onzekerheid, zoals in de jaren tachtig. Opnieuw blijkt een goede onderbouwing bij de keuze van de te beschrijven periode erg belangrijk.

Tabel 2. Een binnenlands (A) en een semi-buitenlands (B) rentemodel voor Nederland

Regressor	Basisvergelijking		Gevoeligheidsanalyse		
	A	B	A ^a	A ^{a,b}	B ^a
Constance	12,5 (9,6)	7,3 (5,9)	1,5 (5,7)	2,5 (4,8)	5,5 (4,5)
P	0,20 (2,1)	0,35 (2,2)	0,39 (3,9)	0,47 (3,5)	0,68 (4,9)
M	-0,14 (-3,4)	-0,12 (-2,3)	0,04 (0,8)	-0,18 (-3,0)	-0,11 (-2,0)
I	-4,09 (-4,3)	-2,4 (-2,0)	1,6 (2,2)	1,8 (1,7)	1,5 (2,0)
\bar{R}^2	0,89	0,82	0,27	0,26	0,64
DW	1,86	1,81	1,68	1,62	1,94
Schattingstechniek	OLS	OLS/CO	OLS/CO	OLS/CO	MLE

a. Steekproefperiode 1976/II - 1987/III.

b. Prijsvariabele vier kwartalen vertraagd.

Evaluatie

Tegenstanders van de (semi-)herleide-vorm-benadering wijzen er vaak op dat de methode weinig of geen inzicht geeft in de aard en de samenhang van het onderliggende economisch proces, onnauwkeurige voorspellingen oplevert en weinig recht doet aan het gedrag van marktpartijen en de institutionele achtergrond. In beginsel is dit juist, al levert de interpretatie en de voorspelkwaliteit van structuurmodellen ook nog wel eens moeilijkheden op.

In dit artikel is geïllustreerd dat er tegenover dit nadeel een belangrijk voordeel staat. Nieuwe of alternatieve hypothesen kunnen direct en relatief eenvoudig worden getoetst, zonder dat er impliciete restricties worden opgelegd en zonder dat de onderliggende structuur al geheel bekend is. De theorie biedt over het algemeen voldoende houvast voor een verantwoorde selectie van de exogenen. Door middel van een gevoeligheidsanalyse is het bovendien mogelijk de stabiliteit van de onderzochte relaties aan nadere inspecties te onderwerpen. Ook de voor beide modellen van belang zijnde causaliteitsvraag kan tegenwoordig met geavanceerde technieken worden getoetst. Herleidevorm-experimenten hebben naar onze smaak bewezen een bijdrage te kunnen leveren aan de ontwikkeling van het economisch inzicht. Zij hebben ook impulsen gegeven aan de verfijning van de structuurmodellen. De beide methodes zijn met andere woorden complementair: ieder heeft zijn eigen verdienste.

Tegen deze achtergrond kunnen de bevindingen van ons onderzoek als volgt worden samengevat:

- bij het verklaren van de fluctuaties in de economische activiteit over de periode na 1973 kan een verband gevonden worden met de groei van de geldhoeveelheid en de groei van de export. De ontwikkeling van het overheidsbudget levert geen significante bijdrage. De verklaringkracht van de op Nederland toegepaste St.Louis-vergelijking is gering;
- bij het verklaren van de Nederlandse kapitaalmarktrente in de jaren tachtig is het mogelijk om een statistisch en theoretisch bevredigend verband te vinden met enkele fundamentele determinanten. Bij de selectie van de verklarende variabelen vormen buitenlandse, lees Westduitse, data een aantrekkelijk alternatief voor binnenlandse data;
- in beide exercities blijken de onderzoeksresultaten gevoelig voor de gekozen steekproefperiode. Deze dient zorgvuldig gekozen te worden, liefst op basis van een a priori inzicht in de ontwikkeling van de algemeen-economische omgeving. Het is niet zinvol om te zoeken naar universele, dat wil zeggen tijd- en institutie-loze elasticiteiten. In dit artikel is het beginpunt van de analyse gelegd bij 1974/I voor het inkomensmodel en 1980/I voor het rentemodel;
- de herleide vorm is een efficiënt instrument om globale, fundamenteel empirische samenhangen in kaart te brengen. Bij het interpreteren van de gevonden relaties is de theorie onmisbaar. De keuze van de exogenen dient dan ook vooraf met behulp van deze theorie te worden verantwoord. Bij de twee in dit artikel behandelde modellen is dit gebeurd door een beroep te doen op het IS/LM-model.

Henk van Gemert
Henri Donders
Hans Peters