

ET

Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie

05348

1994

25

Serie research memoranda

Gedesaggregeerde en Geaggreerde Geldvraag in de EMU

F.A.G. den Butter
S. van Dijk

Research Memorandum 1994-25

augustus 1994

vrije Universiteit

amsterdam





2 augustus 1994

GEDESAGGREGEERDE EN GEAGGREGEERDE GELDVRAAG IN DE EMU

door F.A.G. den Butter en S. van Dijken*



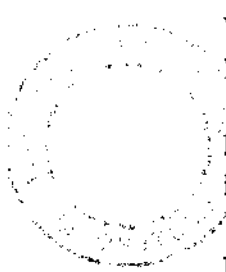
1. Inleiding

De internationalisering van het geld- en kapitaalverkeer heeft in de afgelopen periode in de afzonderlijke lidstaten van de EMU de mogelijkheden tot het voeren van een zelfstandig geldhoeveelheidsbeleid sterk ingeperkt. Dit geldt zeker voor de kleinere lidstaten en in het bijzonder voor Nederland waar het monetaire beleid sinds een aantal jaren is afgestemd op het handhaven van een vaste koersverhouding tussen de gulden en de Duitse Mark. Het gevolg is dat ook in Nederland het geldhoeveelheidsbeleid, als onderdeel van wat wel de 'grote monetaire politiek' genoemd wordt, op de achtergrond is geraakt. Kenmerkend hiervoor is bijvoorbeeld dat de liquiditeitsquote als leidraad voor het beleid de centrale plaats in de monetaire analyse heeft verloren. Monetair beleid in Nederland is momenteel vooral wisselkoersbeleid, een onderdeel van de 'kleine monetaire politiek'.

De vorming van een monetaire unie in Europa zal uiteindelijk betekenen dat er helemaal geen plaats meer is voor afzonderlijk monetair beleid van de lidstaten. De vraag daarbij is in hoeverre een expliciet geldhoeveelheidsbeleid voor de EMU als geheel wel mogelijk is - indien dat tenminste wenselijk wordt geacht en de Europese monetaire autoriteiten een dergelijk beleid verkiezen boven rentepolitiek. Immers de EMU als geheel heeft een veel minder open karakter dan ieder van de lidstaten afzonderlijk. Voor zover openheid van de economie een belemmering vormt voor het zelfstandig voeren van geldhoeveelheidsbeleid, heeft een Europese Centrale Bank in dit opzicht dus een veel grotere kans om effectief te opereren dan de Centrale Banken van de afzonderlijke lidstaten.

Voor een oordeel over de mogelijke effectiviteit van een geldhoeveelheidsbeleid is een studie van de geldvraag van belang. De empirische kennis van de geldvraag biedt namelijk een richtsnoer voor het geldhoeveelheidsbeleid: naarmate de geldvraag van een land of van een groep landen meer stabiel is, kan het monetaire beleid beter van dit richtsnoer gebruik maken. Mede vanwege deze praktische betekenis voor het monetaire beleid behoort de geldvraagfunctie tot de meest onderzochte empirische relatie uit de macro-economie (zie Fase, 1993, voor een uitgebreid overzicht van empirische geldvraagstudies). Vanwege de mogelijke toepassing van het geldhoeveelheidsbeleid op Europees niveau is recentelijk ook nogal wat empirische aandacht ontstaan voor de Europese geldvraag en, meer toegespitst,

* Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie, Vrije Universiteit, De Boelelaan 1105, 1081 HV Amsterdam. De eerste auteur is tevens verbonden aan het Tinbergen Instituut



voor de vraag of de geldvraagvergelijking op Europees niveau stabiel is dan de geldvraagvergelijking voor de afzonderlijke landen (zie o.m. Kremers en Lane, 1990; Van Riet, 1992a en 1992b; Fase en Winder, 1993; en Angeloni, Cottarelli en Levy, 1994)¹. Uit deze literatuur komt overigens niet overduidelijk naar voren dat de Europese geldvraagfunctie inderdaad stabiel is dan de geldvraagvergelijkingen voor de lidstaten afzonderlijk.

In dit artikel gaan wij op dit vraagstuk van de stabiliteit in door schattingen van eenvoudige specificaties van gedesaggregeerde geldvraagvergelijkingen voor een aantal oorspronkelijke lidstaten van de EMU te confronteren met een geaggregeerde geldvraagvergelijking voor het totaal van de beschouwde EMU-landen. Het hoofddoel van ons artikel is echter een ander, namelijk om de informatie-inhoud van de gedesaggregeerde geldvraagfuncties te wegen tegen die van de geaggregeerde geldvraagfunctie voor de EMU. Deze vraagstelling kent twee zijden. Enerzijds wordt nagegaan in hoeverre informatie over de gedesaggregeerde geldvraagfunctie nuttig is voor de bepaling van de geaggregeerde Europese geldvraag. Anderzijds is er de vraag in hoeverre de geaggregeerde geldvraagfunctie voor de EMU extra informatie verschaft over de geldvraag in de afzonderlijke lidstaten. Dit laatste aspect is - voor zover wij kunnen nagaan - nog niet belicht in de discussies over de Europese geldvraagfunctie. Zeker wanneer de vraag naar het aggregaat stabiel blijkt dan de vraag naar de verschillende nationale geldhoeveelheden, ligt het voor de hand om deze informatie over het aggregaat te benutten voor de bepaling van de nationale geldvraag. Immers, al de geldvraagstudies die de Europese geldvraag spiegelen aan de nationale geldvraagfuncties, hebben betrekking op een waarnemingsperiode uit het verleden, waarin nog geen sprake van de voltooiing van de EMU is. Indien in die periode de Europese geldvraag al extra informatie blijkt te bieden over de nationale geldvraag, kan die extra informatie ook bij het nationale monetaire beleid worden benut.

De inhoud van dit artikel is als volgt. Paragraaf 2 bevat de specificaties en de schattingsuitkomsten voor zowel de afzonderlijke geldvraagvergelijkingen voor een zevental landen uit de EMU, als voor de geaggregeerde geldvraag van deze 7 EMU-landen. In paragraaf 3 wordt de eventuele informatiewinst, die aggregatie biedt, vanuit verschillende gezichtspunten besproken. Daarbij wordt nagegaan in hoeverre de bepaling van de geldhoeveelheid van de afzonderlijke lidstaten verbeterd kan worden door de uitkomsten van de geldvraagfunctie van die lidstaten te combineren met de informatie uit de geaggregeerde geldvraagfunctie. Paragraaf 4 bevat een aantal slotopmerkingen bij dit artikel.

2. Schattingen van de geldvraagvergelijkingen

In deze paragraaf worden eerst de geldvraagvergelijkingen voor de afzonderlijke EMU-

¹ In dit verband zij vermeld dat Gray, Ward en Zis (1976) al gepoogd hebben om een geldvraagfunctie voor de gehele wereld te bepalen.

lidstaten gespecificeerd en geschat en vervolgens bespreken wij de constructiewijze en de uitkomsten van de geaggregeerde geldvraagvergelijking. Aangezien onze studie gaat over de informatie-inhoud van de monetaire gegevens en niet tot doel heeft iets toe te voegen aan de uitgebreide econometrische literatuur over de specificatie van geldvraagfuncties, hebben wij de te schatten vergelijkingen zo eenvoudig mogelijk gehouden. Voor het te verklaren grootheid in de geldvraagvergelijkingen is het M3-begrip genomen omdat in het kader van de harmonisatie binnen de EMU de monetaire analyse van de lidstaten zich op dit begrip richten (zie Van Wersch, 1992). Alle schattingen zijn uitgevoerd op basis van jaarcijfers over de periode 1979 - 1990. Er is een groep van 7 lidstaten gekozen, nl. Nederland, Duitsland, België, Frankrijk, Denemarken, Italië en Groot-Brittannië. Een eerste overweging bij deze keuze is dat deze landen volgens de bij het Verdrag van Maastricht overeengekomen criteria het verst, zij het niet al te ver, gevorderd zijn in de onderlinge convergentie. Althans wat betreft de inflatie en de hoogte van de kapitaalmarktrente. Maar een belangrijke overweging voor de keuze voor deze groep is ook dat dit de groep is die direct na de oprichting van het EMS in maart 1979 toegetreden is tot dit wisselkoersmechanisme. Vandaar dat 1979 als begin van de schattingsperiode is genomen. Schattingen op basis van tijdreeksgegevens uit een verder verleden lijken, gezien het oogmerk van onze studie, niet echt relevant. Na 1990 is het voor een aantal lidstaten niet mogelijk bepaalde aansluitende gegevens te vinden.

De korte waarnemingsperiode en het gebruik van jaargegevens heeft ons ertoe gebracht om ons bij de specificatie van de geldvraagvergelijking te beperken tot de lange-termijnrelatie tussen de geldvraag en de determinanten ervan (de 'coïntegratievergelijking'). Het is trouwens toch dit lange-termijn verband dat uit het oogpunt van de effectiviteit van het geldhoeveelheidsbeleid relevant is. In die zin gaat het ook bij de stabiliteit van de geldvraag over de stabiliteit op lange termijn. Zo worden in overzichtsartikelen (zie b.v. Fase, 1993) met name de lange-termijnelasticiteit met elkaar vergeleken. De indruk bestaat bovendien dat, voorzover schattingen op een stabiele geldvraagvergelijking duiden, dit veeleer voor de lange termijn dan voor de korte termijn geldt: schattingsresultaten over aanpassingssnelheden en derhalve over korte-termijnelasticiteiten blijken zeer weinig robuust².

Uitgangspunt voor onze schattingen van de geldvraagvergelijking vormt de volgende loglineaire specificatie:

² In de bespreking van de Europese geldvraag besteden Kremers en Lane (1990), en in navolging daarvan Van Riet (1992a en 1992b), veel aandacht aan de plausibiliteit van de gevonden aanpassingsvertragingen. Gezien de instabiliteit van de geldvraagschattingen op dit punt lijkt deze argumentatie ons minder ter zake.

$$\ln M3 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p + \alpha_2 \ln y + \alpha_3 \ln r_k + \alpha_4 \ln r_l + \alpha_5 \ln \dot{p} \quad (1)$$

Hierbij wordt de nominale geldhoeveelheid M3 bepaald door het prijsniveau, p , het reële inkomen, y , (hiervoor is het bruto binnenlands produkt, bbp genomen), de korte rente, r_k , de lange rente, r_l en de van de prijsdeflator afgeleide inflatievoet \dot{p} ($= \Delta \ln p$). Voor de korte rente zijn gegevens over de rente op schatkistpapier genomen terwijl, zoals gebruikelijk, de rente op staatsobligaties de lange rente representeert. Het prijsniveau, het inkomen en de geldmarktrente (de 'eigen' rente) worden verondersteld een positieve invloed op de geldvraag te hebben. Van de lange rente en de inflatievoet ('opportunity costs') gaat naar verwachting een negatieve invloed uit. Om de specificatie eenvoudig te houden is onder meer de conjuncturele situatie, die veelal in Nederlandse geldvraagstudies als extra determinant is opgenomen, buiten beschouwing gelaten (zie b.v. Fase en Kuné, 1974). In afwijking van het merendeel van de empirische geldvraagstudies hebben wij in principe niet de reële, maar de nominale geldhoeveelheid als te verklaren variabele gekozen. Hiermee stellen wij niet, zoals in de reële geldvraagstudies, *a priori* de prijselasticiteit van de nominale geldvraag gelijk aan één maar staan wij toe dat deze prijselasticiteit andere waarden kan aannemen.

Tabel 1 vermeldt de schattingsresultaten van deze nominale geldvraagvergelijkingen. Tevens is de standaardafwijking van de residuen gegeven ($\times 100$). Vanwege de loglineaire specificatie kan deze worden geïnterpreteerd als de gemiddelde procentuele voorspelfout over de waarnemingsperiode. In eerste instantie is geprobeerd om alle verklarende variabelen van de geldvraag ook daadwerkelijk in de schatting van de geldvraagvergelijking op te nemen. Wanneer de coëfficiënten bij deze variabelen echter een t-waarde verkrijgen die (in absolute waarde) kleiner is dan 1, of wanneer de coëfficiënten het verkeerde teken krijgen, zijn deze uit de schattingen weggelaten. Uit de tabel blijkt dat alleen in de geldvraagvergelijking voor Frankrijk alle variabelen een significante coëfficiëntwaarde met het goede teken krijgen. De inflatie blijkt in geen van de vergelijkingen voor de andere landen van belang voor de verklaring van de geldvraag. Het prijsniveau en het reële inkomen is wel voor iedere geldvraagfunctie van belang. Hierbij valt op dat de omvang van de geschatte prijselasticiteiten van land tot land nogal verschilt. Deze elasticiteit is opmerkelijk hoog voor Groot-Brittannië en ook voor Nederland, terwijl de prijselasticiteit voor Frankrijk en Italië beneden de 1 ligt. De gevonden inkomenselasticiteiten verschillen veel minder van omvang en liggen allen in de buurt van 1. Opmerkelijk is dat ook Den Butter en Fase (1981) bij hun schattingen van nominale geldvraagvergelijkingen voor Europese landen een grote variatie in de elasticiteiten van de prijzen vonden, zij het dat bij die schattingen ook de inkomenselasticiteiten sterker van elkaar verschilden dan volgens de uitkomsten van tabel 1.

Tabel 1 De elasticiteiten van de nominale geldvraagvergelijking (t-waarden tussen haakjes).

	LT-elasticiteiten					S.F. van de regressie*	D.W.	R ²
	prijs	inkomen	korte rente	lange rente	inflatie			
Nld.	1,64 (13,84)	1,24 (34,88)				3,2 %	1,83	0,993
D.	1,30 (34,18)	1,02 (76,66)		-0,07 (-3,73)		1,1 %	2,13	0,999
Bel.	1,29 (26,81)	1,16 (42,00)				2,5 %	2,15	0,996
Fr.	0,80 (10,68)	0,95 (26,74)	0,31 (4,03)	-0,29 (-3,58)	-0,15 (-4,11)	1,3 %	2,35	0,999
Den.	1,13 (10,45)	0,92 (16,82)		-0,40 (-4,26)		3,8 %	1,64	0,993
It.	0,76 (38,42)	1,03 (34,72)				2,4 %	1,45	0,995
G.B.	1,76 (36,98)	1,04 (17,74)	0,10 (1,68)			3,4 %	2,59	0,995
Geagg.	1,27 (75,49)	1,02 (122,58)	0,04 (1,88)	-0,03 (-1,19)		0,5 %	3,31	0,999

* Vanwege de loglineaire specificatie geven de standaardfouten (x 100) de gemiddelde schattingsfout van de te verklaren variabele in procenten weer.

Om dit aspect nader te onderzoeken hebben wij aan de schattingen van de geldvraagvergelijking toch de restrictie opgelegd dat de prijselasticiteit gelijk aan 1 is. Aldus hebben we ook reële geldvraagvergelijkingen geschat. Dit in weerwil van het feit dat voor alle beschouwde landen behalve voor Denemarken de toets dat de desbetreffende restrictie geldt, verworpen wordt. In tabel 2 zijn de schattingsuitkomsten voor de reële geldvraagvergelijking gegeven. Opmerkelijk is dat de inflatie, soms met één periode vertraagd, voor 4 van de 7 landen nu wel met het goede teken en significant in de vergelijkingen voorkomt. De gevonden lange-termijn inkomenselasticiteiten verschillen niet veel van de elasticiteiten die met de nominale geldvraagvergelijkingen in tabel 1 zijn gevonden. Wel blijkt uit de standaardfout van de regressies dat de verklaring die de reële geldvraagvergelijking biedt in de meeste gevallen veel minder goed is dan de verklaring van de nominale geldvraagvergelijking. Dit feit, gevoegd bij de verwerping op één geval na van de hypothese dat de restrictie gelijk aan 1 is, heeft ons uiteindelijk doen besluiten om toch verder in deze studie voort te gaan met de nominale geldvraagvergelijkingen. Daarbij komt dat opname van zowel het reële inkomen als het prijsniveau voor geldvraagfuncties die geschat zijn over de jaren '60 en '70, het bezwaar van een sterke multicollineariteit tussen prijsniveau en inkomen met

zich meebrengt. Aangezien de inflatie in de jaren '80 sterk is afgenomen, geldt dit bezwaar niet voor onze waarnemingsperiode, zoals uit de correlatiecoëfficiënten tussen het prijspeil en het reële inkomen in tabel 3 blijkt.

Tabel 2 De elasticiteiten van de reële geldvraagvergelijking (t-waarden tussen haakjes).

	LT-elasticiteiten						S.F. van de regressie	D.W.	R ²
	inkomen	korte rente	korte rente (-1)	lange rente	inflatie	inflatie (-1)			
Nld.	1,18 (16,84)				-0,05 (-2,28)		5,3 %	1,29	0,978
D.	1,07 (40,80)				-0,08 (-3,70)		2,4 %	1,24	0,994
Bel.	1,12 (15,85)				-0,07 (-1,46)		5,0 %	0,98	0,977
Fr.	1,03 (43,87)					-0,06 (-4,37)	2,2 %	1,56	0,994
Den.	0,90 (17,04)			-0,49 (-9,96)			3,9 %	1,98	0,984
It.	1,05 (18,26)		0,24 (4,01)				2,4 %	1,30	0,986
G.B.	1,05 (5,67)		0,36 (1,49)	-1,13 (-3,78)			11,7 %	1,62	0,854
Geagg.	1,04 (58,71)	0,15 (3,47)			-0,16 (-7,71)		1,3 %	2,12	0,998

Eén van de mogelijkheden om de stabiliteit van de geldvraagfunctie te beproeven is de waarnemingsperiode in twee delen te splitsen en met behulp van een Chow-toets na te gaan of de parameters over deze twee deelperiodes constant zijn. De door ons geschatte specificaties van de nominale geldvraagvergelijkingen blijken volgens deze Chow-toets voor alle landen stabiel te zijn. Wanneer daarentegen de reële geldvraagvergelijking wordt geschat, is alleen de geldvraagvergelijking voor Frankrijk stabiel. Dit vormt nog een extra overweging om ons in de rest van onze studie op de nominale geldvraag te concentreren. Per slot van rekening richt ook het geldhoeveelheidsbeleid zich op de nominale geldhoeveelheid.

Tabel 3. De correlatiecoëfficiënten van het prijspeil en het reële inkomen.

Nld.	D.	Bel.	Fr.	Den.	It.	G.B.	Geagg.
0,19	0,49	0,17	-0,08	0,22	-0,13	0,06	0,17

Vervolgens is de geaggregeerde geldvraagvergelijking voor de desbetreffende 7 EMU-landen geschat. Hiertoe dienen de geldhoeveelheden en de reële inkomens van deze landen bij elkaar te worden opgeteld. Voor de aggregatie van deze grootheden is het nodig dat zij in een basisvaluta worden omgerekend. Dit omrekenen van de gegevens geschiedt met behulp van een omrekeningsfactor. Voor de te hanteren omrekeningsfactor dienen zich 4 alternatieven aan, namelijk:

1. Wisselkoers in het basisjaar
2. Lopende wisselkoers
3. Koopkrachtpariteit in het basisjaar
4. Continue koopkrachtpariteiten

Aangezien het moeilijk is om betrouwbare koopkrachtpariteitsindices te berekenen en bovendien stringente veronderstellingen nodig zijn voor het berekenen van deze indices, zijn het derde en vierde alternatief voor de omrekeningsfactor buiten beschouwing gelaten³. In geval van vaste wisselkoersen komen de eerste en de tweede methode volledig met elkaar overeen. In het EMS is in beginsel sprake van stabiele wisselkoersen waardoor de uitkomsten die deze beide methoden opleveren niet erg van elkaar zullen verschillen. Wel doen zich per realignments in het EMS schoksgewijze aanpassingen in de pariteiten voor zodat de tweede methode het nadeel heeft dat deze schokken ook worden ingebracht in de omgerekende grootheden. Bij het gebruik van jaarcijfers lijkt dit nadeel echter niet al groot, te meer daar de wisselkoersaanpassingen zich toch al voor een deel in de feitelijke koers weerspiegelen. Een bijkomend voordeel van het gebruik van lopende wisselkoersen is dat hierbij de internationale prijsverschillen een rol spelen in de geaggregeerde grootheden en deze internationale prijsverschillen kunnen hun invloed hebben op het aanhouden van liquiditeiten. Conform de tweede methode zijn daarom bij ons bij de omrekening dollarkoersen gebruikt.

De geaggregeerde geldvraagvergelijking kan als volgt worden weergegeven.

$$\ln \sum_{i=1}^7 M3_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_i + \alpha_2 \ln \sum_{i=1}^7 y_i + \alpha_3 \ln r_{k_i} + \alpha_4 \ln r_{l_i} + \alpha_5 \ln p_i \quad (2)$$

De rente- en inflatievoeten representeren in deze vergelijking als het ware het gemiddelde van de 7 beschouwde lidstaten. Hiertoe zijn deze gegevens gewogen met het bbp van het betreffende land. Zo is bijvoorbeeld de gewogen korte rentevoet als volgt berekend.

³ Zie ook Van Riet (1992b), blz. 64.

$$r_{kg} = \sum_{i=1}^7 \left[r_{ki} \left(\frac{bnp_i}{\sum_{i=1}^7 bnp_i} \right) \right]$$

De schattingsuitkomst voor de geaggregeerde nominale geldvraagvergelijking staat in de onderste regel van tabel 1 en de uitkomst voor de reële geldvraagvergelijking in de onderste regel van tabel 2. Beide vergelijkingen geven op zich goede uitkomsten met plausibele coëfficiëntwaarden te zien. Opmerkelijk is dat zowel bij de nominale als bij de reële geldvraagvergelijking de standaardfout van de residuen bij de geaggregeerde geldvraagvergelijking nogal wat lager uitkomt dan voor de geldvraagvergelijkingen van de afzonderlijke lidstaten. Dit vormt een eerste aanwijzing dat de geaggregeerde geldvraagvergelijking additionele informatie biedt die bruikbaar is bij de bepaling van de geldhoeveelheid in de afzonderlijke lidstaten.

3. Biedt (des)aggregatie informatiewinst?

De eerste vraag die hier gesteld wordt is de eerste variant op de vraag in de titel van deze paragraaf, en luidt: 'Biedt de desaggregatie van de Europese geldvraag naar de verschillende lidstaten voordeel voor de verklaring van de geaggregeerde geldhoeveelheid van deze EMU-lidstaten'. Met andere woorden: is het beter om de geaggregeerde geldhoeveelheid te beschrijven als de uitkomst van de som van de gedesaggregeerde vergelijkingen of kan men zich bij deze verklaring beter beperken tot de geaggregeerde geldvraagvergelijking. Bepalend voor deze keuze is de mate waarin de specificatiefouten bij desaggregatie opwegen tegen de specificatiefouten die bij de geaggregeerde vergelijking wordt gemaakt. Wanneer de elasticiteiten in de afzonderlijke landenvergelijkingen sterk van elkaar verschillen, zal de specificatiefout bij aggregatie groot zijn. In dat geval verschaffen de gedesaggregeerde vergelijkingen extra informatie over het aggregaat. Dit informatievoordeel hangt dus af van de heterogeniteit van de geldvraag in de verschillende beschouwde EMU-landen. Aan de andere kant zal de geaggregeerde vergelijking een betere verklaring voor het aggregaat bieden indien de specificatiefouten van de afzonderlijke landenvergelijkingen tegen elkaar wegvallen. Dit kan bijvoorbeeld het geval zijn bij grote onderlinge kapitaalbewegingen of andere niet door de determinanten van de geldvraagvergelijkingen beschreven geldstromen tussen de landen (zie b.v. Angeloni *et al.*, 1994). Vanuit een statistische formulering kan men stellen dat desaggregatie geen voordeel biedt indien de storingen die in de gedesaggregeerde vergelijkingen de weggelaten determinanten voorstellen, bij aggregatie zodanig tegen elkaar wegvallen dat de storingen van de geaggregeerde vergelijking relatief klein zijn. Al deze aspecten vormen een mogelijke verklaring waarom de geaggregeerde Europese geldvraagvergelijking (volgens sommige studies) stabiel zou zijn dan de vergelijkingen voor de afzonderlijke landen. Opmerkelijk is dat in de meeste in de inleiding genoemde literatuur over de Europese geldvraag de vermeende grotere stabiliteit van de geaggregeerde geldvraag

louter als een empirisch fenomeen wordt gezien en dat hiervoor geen sluitende theoretische verklaring wordt gegeven.

Een eerste vergelijkingsmaatstaf voor het verklarend vermogen van de geschatte regressies wordt gegeven door de standaardfout. Zo tonen bijvoorbeeld de standaardfouten in tabel 1 dat de Nederlandse geldvraagfunctie de Nederlandse geldvraag minder goed verklaart dan de Duitse geldvraagfunctie de Duitse geldvraag. Om het nut van desaggregatie voor de verklaring van de geaggregeerde Europese geldhoeveelheid te kunnen meten is de Europese geldvraag berekend als de som van de met de geldvraagfuncties voor de individuele landen berekende geldvraag. Vervolgens is de kwaliteit van de verklaring afgelezen aan de standaardfout van deze som ten opzichte van de waargenomen Europese geldhoeveelheid. Anders gezegd: de logaritme van de som van de met de gedesaggregeerde geldvraagvergelijkingen berekende geldhoeveelheid voor de afzonderlijke EMU-landen is geconfronteerd met de logaritme van de waargenomen geaggregeerde Europese geldhoeveelheid:

$$residu = \ln \sum_{i=1}^7 M3_i - \ln M3_{agg}$$

Hierin is $\ln \sum_{i=1}^7 M3_i$ de natuurlijke logaritme van de som van de voor zeven landen met de

individuele geldvraagvergelijking bepaalde geldvraag, terwijl $\ln M3_{agg}$ de natuurlijke logaritme van de geaggregeerde geldhoeveelheid M3 voorstelt. Op deze manier berekend blijkt de standaardfout van de verklaring op basis van de gedesaggregeerde vergelijkingen 0,7% te zijn. Opmerkelijk is dat deze standaardfout lager is dan de standaardfouten van alle in tabel 1 vermelde regressies voor de landen afzonderlijk. Maar toch komt deze standaardfout iets hoger uit dan de standaardfout van de geaggregeerde vergelijking (0,5%), hetgeen impliceert dat voor de verklaring van het aggregaat beter de geaggregeerde vergelijking gebruikt kan worden dan de som van de gedesaggregeerde vergelijkingen. Dit vormt tevens een indicatie dat de Europese geldvraag relatief stabiel is ten opzichte van de geldvraag in de afzonderlijke landen.

Om deze uitkomst nader te onderzoeken beschouwen wij de correlaties tussen de residuen van de afzonderlijke landenvergelijkingen. Deze zijn in tabel 4 weergegeven. Uit deze tabel blijkt dat de residuen over het algemeen niet sterk met elkaar gecorreleerd zijn. De hoogste correlatie voor de afzonderlijke landenvergelijkingen wordt gevonden bij de residuen voor Nederland en België. Opvallend is de residuen van de Deense geldvraagvergelijking negatief gecorreleerd blijken te zijn met de residuen van alle overige geldvraagvergelijkingen, inclusief de geaggregeerde vergelijking. De resultaten in de laatste kolom van de tabel tonen dat Denemarken in dit opzicht uniek is: de residuen voor alle overige landen zijn positief gecorreleerd met de geaggregeerde residuen. Dit zou er op kunnen duiden dat de geaggre-

geerde vergelijking extra informatie bevat die bruikbaar is voor de gedesaggregeerde vergelijkingen - de tweede variant op de vraagstelling uit de titel van deze paragraaf. Bovendien kan uit tabel 4 worden afgeleid dat de residuen niet allemaal 'in dezelfde richting' werken, waardoor het mogelijk is dat de standaardfout van de residuen bij sommatie van de gedesaggregeerde geldvraagvergelijkingen relatief laag is ten opzichte van de standaardfout in de afzonderlijke vergelijkingen.

Tabel 4. Correlatie-matrix van de residuen van de geldvraagvergelijking en de residuen van de sommatie van de gedesaggregeerde geldvraagvergelijkingen.

	Nld.	D.	Bel.	Fr.	Den.	It.	G.B.	Residuen geaggregeerd
Nld.	+1,00	+0,26	+0,58	+0,28	-0,58	-0,06	-0,01	+0,44
D.		+1,00	+0,44	-0,08	-0,47	-0,08	+0,11	+0,39
Bel.			+1,00	-0,03	-0,74	-0,12	+0,46	+0,51
Fr.				+1,00	-0,38	+0,25	-0,34	+0,34
Den.					+1,00	-0,05	-0,25	-0,62
It.						+1,00	+0,20	+0,66
G.B.							+1,00	+0,55
Residuen geaggregeerd								+1,00

De tweede variant op de vraag uit de titel van deze paragraaf betreft de voornaamste probleemstelling van dit artikel. Het gaat daarbij, zoals reeds aangeduid, om de mate waarin de informatie van de geaggregeerde geldvraagfunctie bruikbaar is voor een betere verklaring van de geldvraag in de afzonderlijke lidstaten. Deze vraagstelling wordt in het navolgende onderzocht door de uitkomsten van de gedesaggregeerde geldvraagvergelijkingen te combineren met die van de geaggregeerde geldvraagvergelijking. Deze methodiek is geïnspireerd door de door Den Butter en Van den Gevel (1989) en Winder en Van den Gevel (1992) uitgevoerde combinatieprocedure om tot betere voorspellingen van de Nederlandse geldhoeveelheid te komen (zie voor het combineren van voorspellingen ook Bates en Granger, 1969).

Hier zijn twee verschillende combinatiemethoden beproefd. Volgens de eerste methode is voor ieder land een deel (β) van de geldvraag verklaard uit de gedesaggregeerde vergelijking terwijl het overblijvende deel ($1-\beta$) wordt gerelateerd aan de geaggregeerde geldvraag. Om tot een goede schaling van het laatste deel te komen dient eerst berekend te worden wat het gemiddelde aandeel is van de geldhoeveelheid van het desbetreffende land in totale Europese geldhoeveelheid. Hiertoe is voor iedere beschouwde periode het gewicht w_i bepaald uit

$$w_i = \left(\frac{M3_i}{M3_{agg}} \right)$$

waarbij $M3_i$ de omvang van de geldhoeveelheid in land i voorstelt en $M3_{agg}$ de geaggregeerde geldhoeveelheid in de desbetreffende periode. Vervolgens is een schatting gemaakt van de wegingscoëfficiënt β , zoals deze in de vergelijking (3) is weergegeven.

$$M3_i = \beta \hat{M3}_i + (1 - \beta) \bar{w}_i \hat{M3}_{agg} \quad (3)$$

Hierbij is $\hat{M3}_i$ de met de individuele geldvraag berekende $M3$, $\hat{M3}_{agg}$ de met de geaggregeerde geldvraagfunctie berekende $M3$ en \bar{w}_i het gemiddelde gewicht w_i over de waarnemingsperiode.

De wegingscoëfficiënten die deze combinatievergelijkingen opleveren staan tezamen met de standaardfout met en zonder combinatie in tabel 5. Voor Denemarken en Groot-Brittannië zijn waarden voor β geschat die boven de 1 liggen en daarom is hierbij $\beta=1$ gesteld. Voor deze landen levert de geaggregeerde geldvraagvergelijking dus geen extra informatievoordeel op. Wellicht houdt deze uitkomst voor Denemarken verband met het feit dat de residuen van de Deense geldvraagvergelijking negatief met de geaggregeerde residuen gecorreleerd zijn. Aan de andere kant is de correlatie tussen de residuen van de geldvraagvergelijking voor Groot-Brittannië en die van de geaggregeerde geldvraagvergelijking volgens tabel 4 juist tamelijk hoog. Bij de geldvraagvergelijking voor Frankrijk en Italië neemt volgens tabel 5 de standaardfout voor de residuen bij een combinatie van de gedesaggregeerde en de geaggregeerde geldvraag aanzienlijk af. Kennelijk biedt de geaggregeerde geldvraag hier een behoorlijk informatievoordeel. De meest opvallende uitkomst wordt echter verkregen voor de Nederlandse geldvraag. Hier is het gewicht van de eigen geldvraagfunctie slechts 0,2 zodat in de combinatievergelijking het grootste deel van de ontwikkeling in de Nederlandse geldvraag verklaard wordt uit ontwikkelingen in de geaggregeerde geldvraag. De kwaliteit van de verklaring van de geldvraag stijgt door de combinatie aanzienlijk, namelijk van een gemiddelde fout van 3,2% naar een gemiddelde fout van 2,2%.

Tabel 5 De standaard-fout van de residuen zonder combinatie, standaard-fout van de residuen in geval van een combinatie, en de wegingscoëfficiënt β (met de t-waarde tussen haakjes).

	S.F. zonder combinatie	S.F. met combinatie	β
Nld.	3,2 %	2,2 %	0,20 (1,03)
D.	1,1 %	0,9 %	0,95 (10,86)
Bel.	2,5 %	2,1 %	0,83 (5,68)
Fr.	1,3 %	0,8 %	0,74 (8,63)
Den.	3,8 %	-	1,00
It.	2,4 %	1,7 %	0,88 (7,39)
G.B.	3,4 %	-	1,00

In de tweede combinatieprocedure zijn de berekende *groeivoeten* volgens de nationale geldvraagvergelijkingen gecombineerd met de groeivoet van de geldhoeveelheid volgens de geaggregeerde geldvraagvergelijking. Deze methode wordt door de volgende formule weergegeven:

$$\Delta \ln M3_i = \beta \Delta \ln M3_i + (1 - \beta) \Delta \ln M3_{agg}$$

In tabel 6 staan de schattingsuitkomsten. In dit geval is voor Italië de wegingscoëfficiënt $\beta=1$ gesteld omdat hiervoor bij schatting een niet plausibele waarde wordt verkregen. Volgens deze combinatiemethode wordt wederom voor Nederland verreweg de laagste wegingscoëfficiënt voor de eigen geldvraag en dus de hoogste weging voor de geaggregeerde geldvraag gevonden. Behalve voor de Nederlandse geldvraag lijkt deze combinatiemethode ook voor de Franse geldvraag een informatievoordeel op te leveren. Opgemerkt zij dat bij deze methode niet, zoals bij de eerste methode, de standaardfout van de residuen volgens de combinatievergelijking per definitie lager uitkomt dan de standaardfout van de residuen bij de gedesaggregeerde vergelijkingen.

Tabel 6 De standaard-fout van de residuen zonder combinatie, standaard-fout met een combinatie en de wegingscoëfficiënt β (met de t-waarde tussen de haakjes).

	S.F. zonder combinatie	S.F. met combinatie	β
Nld.	3,2 %	2,7 %	0,35 (1,95)
D.	1,1 %	1,3 %	0,84 (5,77)
Bel.	2,5 %	3,2 %	0,85 (4,62)
Fr.	1,3 %	1,0 %	0,69 (8,07)
Den.	3,8 %	4,3 %	0,82 (4,46)
It.	2,4 %	-	1,00
G.B.	3,4 %	3,3 %	0,82 (7,30)

De bovenstaande uitkomsten van de combinatievergelijkingen wekken de indruk dat de Nederlandse geldvraag een bijzondere plaats inneemt in het Europese tableau. Om deze uitzonderingspositie nader te onderzoeken hebben wij geprobeerd om de Nederlandse geldvraag uitsluitend en alleen te verklaren uit de determinanten van de geaggregeerde Europese geldvraag. Dit levert de volgende schattingsuitkomst op (met t-waarden tussen haakjes).

$$\ln M3_{nld} = -4,41 + 1,14 \ln P_t + 1,13 \ln \sum_{i=1}^7 y_i$$

(-22,16) (28,19) (35,19)

De standaardfout van de residuen van de bovenstaande vergelijking is 2,6% en is daarmee lager dan de 3,2% bij een schatting van de Nederlandse geldvraag met dezelfde verklarende variabelen voor Nederland alleen (zie tabel 1). Bovendien is de bovenstaande vergelijking volgens de Chow-toets stabiel. Het valt op dat de prijs- en inkomenselasticiteiten in deze vergelijking veel lager zijn dan in de vergelijking in tabel 1 met Nederlandse determinanten.

Tot slot is, bij wijze van experiment, geprobeerd om de Nederlandse geldvraag te verklaren uit de determinanten van de Duitse geldvraag. Dit levert de volgende vergelijking op (met t-

waarden tussen haakjes):

$$\ln M3_{nd} = -3,99 + 1,36 \ln P_d + 1,09 \ln y_d + 0,06 \ln r_{kd}$$

(-14,71) (22,31) (55,03) (3,99)

Ook in dit geval verschillen de parameterwaarden allemaal significant van nul en ook deze geldvraagfunctie doorstaat de stabiliteitstoets van Chow. De standaardfout van de residuen is nu zelfs 1,6%. Uit deze experimenten blijkt dat de Europese geldvraag met name voor de Nederlandse geldvraag een informatievoordeel oplevert. Ja, de Nederlandse geldvraag blijkt zelfs beter door de determinanten op Europees niveau dan op nationaal niveau te worden verklaard. En de Duitse determinanten leveren de beste verklaring voor de Nederlandse geldvraag op. Een sluitende theoretische verklaring voor dit fenomeen kunnen wij niet geven. Een reden zou kunnen zijn dat Nederland in hoge mate economisch gebonden is aan Duitsland, en/of dat de Nederlandsche Bank zich voor haar monetaire beleid vrijwel volledig op het beleid van de Duitse Bundesbank richt. Maar deze feiten bieden geen afdoende verklaring voor de waargenomen dominantie van de Duitse determinanten voor de Nederlandse geldvraag.

Voor de overige beschouwde landen zijn zulke resultaten met betrekking tot de geaggregeerde geldvraagdeterminanten - en laat staan met betrekking tot de Duitse geldvraagdeterminanten - niet te verkrijgen. In deze landen wordt de nationale geldvraag gedomineerd door nationale determinanten en biedt de Europese geldvraag nauwelijks tot geen informatievoordeel.

4. Besluit

Dit artikel gaat over de rol van monetaire aggregaten in het monetaire beleid. Voor het voeren van een geldhoeveelheidsbeleid is het essentieel dat er een relatie bestaat tussen het geldaggregaat en de bestedingen in de economie, en dat deze relatie stabiel is. Vandaar dat de stabiliteit van de geldvraagfunctie die deze relatie tussen het geldaggregaat en de economische ontwikkeling beschrijft, een centrale plaats inneemt in de discussie over de vraag of een geldhoeveelheidsbeleid mogelijk is.

Enerzijds door politieke verplichtingen in het kader van wisselkoersafspraken in het EMS, en anderzijds door deregulatie en liberalisatie van de financiële markten, zijn de lidstaten van de EG in de afgelopen periode steeds minder in staat geweest een eigen geldhoeveelheidsbeleid te voeren om intern evenwicht te bewerkstelligen. In de toekomstige EMU zal sprake zijn van volledig vaste wisselkoersen tussen de lidstaten en dan zal een situatie ontstaan dat via de Europese Centrale Bank één monetair beleid voor alle lidstaten tezamen wordt gevoerd. Dankzij deze schaalvergroting opent zich opnieuw de mogelijkheid tot het voeren van een effectief geldhoeveelheidsbeleid, maar nu op Europees niveau. Vandaar dat de Europese geldvraagfunctie en met name de stabiliteit ervan recentelijk empirische aandacht

heeft gekregen. De vraag daarbij is of deze geaggregeerde geldvraagfunctie stabiel is dan de nationale geldvraagfuncties van de lidstaten. Sommige studies suggereren dat dit het geval is, hetgeen een argument ten gunste van een Europees geldhoeveelheidsbeleid vormt.

Dit artikel bevat schattingen van eenvoudige nominale geldvraagvergelijkingen voor M3 voor zowel de afzonderlijke geldvraag in een zevental lidstaten van de EMU als voor de geaggregeerde geldvraag in deze 7 EMU-landen. Hieruit blijkt dat de standaardfout van de residuen in de geaggregeerde vergelijking inderdaad kleiner is dan die in ieder van de afzonderlijke vergelijkingen. Dit betekent dat de geaggregeerde geldhoeveelheid relatief beter wordt verklaard dan de geldhoeveelheden van de afzonderlijke landen. Bovendien levert, zo toont onze empirische analyse, de geaggregeerde geldvraagvergelijking een betere verklaring voor de Europese M3 op dan wanneer deze berekend wordt als som van de M3's die uit de afzonderlijke landenvergelijkingen volgen.

Deze uitkomsten lijken in het voordeel van een Europees geldhoeveelheidsbeleid te spreken. Maar bedacht moet worden dat deze empirische analyse, zoals iedere andere, betrekking heeft op een periode dat er nog geenszins sprake is van een uniform monetair beleid binnen de EMU. Ten opzichte van andere empirische studies over de Europese geldvraag zijn onze schattingen zelfs nog gebaseerd op een betrekkelijk korte en recente waarnemingsperiode: deze begint bij de oprichting van het EMS in 1979. De hamvraag die in de meeste empirische studies over de Europese geldvraag nauwelijks gesteld wordt - laat staan wordt beantwoord - betreft de theoretische achtergrond van het feit dat de geldvraag bij aggregatie aan stabiliteit wint. Welk mechanisme is hier werkzaam en hoe zou dit mechanisme gemodelleerd kunnen worden? In een poging om een tipje van de sluier op te lichten hebben wij gekeken naar de correlatie tussen de residuen van de afzonderlijke geldvraagvergelijkingen en die van de geaggregeerde geldvraagfunctie. Afgezien van het feit dat hieruit een uitzonderingspositie van Denemarken naar voren kwam, brengt deze analyse niet veel duidelijkheid over de gestelde vraag. In ieder geval blijkt uit de berekening geen sterke negatieve correlatie tussen de verschillende residuen, hetgeen zou kunnen duiden op onderlinge compensatie van verstoringen in de geldvraag tussen de afzonderlijke lidstaten. Een consolidatie van deze verstoringen zou de geaggregeerde geldvraag inderdaad stabiel maken dan de afzonderlijke componenten.

Vanuit deze achtergrond hebben wij vervolgens de argumentatie omgedraaid. Wanneer de geaggregeerde geldvraag in Europa inderdaad stabiel is dan die van de afzonderlijke landen, zou dit een informatievoordeel bij de bepaling van de geldhoeveelheid in de afzonderlijke landen impliceren. In dat geval zou men die extra informatie bij het monetaire beleid hebben kunnen gebruiken. Om deze hypothese te toetsen is een tweetal combinatiemethoden beproefd, waarin de bijdrage van de geaggregeerde geldvraag aan de verklaring van de nationale M3's wordt gemeten. Voor de meeste van de beschouwde 7 EMU-landen blijkt deze extra bijdrage niet al te groot. Nederland vormt hierop een uitzondering. Het zeer

opmerkelijke resultaat van onze empirische analyse is dat de Nederlandse geldhoeveelheid beter wordt verklaard uit de Europese determinanten van de geldvraag dan uit de Nederlandse determinanten. En de Duitse geldvraagdeterminanten voldoen hier zelfs nog beter dan de Europese. Een mogelijke verklaring voor dit fenomeen vormt de koppeling van het Nederlandse aan het Duitse monetaire beleid. Maar ook voor andere landen uit het EMS is de Duitse Mark, zij het in mindere mate dan voor de gulden, een ankervaluta geweest. In geen van deze andere landen doet dit fenomeen zich echter voor. Een gedegen theoretische verklaring van dit informatievoordeel voor het Nederlandse monetaire beleid lijkt daarom gewenst.

Literatuur

Angeloni, I., C. Cottarelli en A. Levy, 1994, Cross-border deposits, aggregation, and money demand in the transition to EMU, *Journal of Policy Modeling*, 16, blz. 27-54.

Bates, J.M. en C.W.J. Granger, 1969, The combination of forecasts, *Operations Research Quarterly*, 20, blz. 451-468.

Butter, F.A.G. den en F.J.J.S van de Gevel, 1989, Prediction of the Netherlands money stock, *De Economist*, 137, blz. 173-201.

Butter, F.A.G. den en M.M.G. Fase, 1981, The demand for money in EEC countries, *Journal of Monetary Economics*, 8, blz. 201-230.

Fase, M.M.G., 1993, De geldvraag in de G7- en EG-landen: een overzicht, *Onderzoeksrapport WO&E, De Nederlandsche Bank N.V.*, nummer 9312.

Fase, M.M.G. en J.B. Kuné, 1974, De vraag naar liquiditeiten in Nederland 1952-1971, *De Economist*, 122, blz. 326-356.

Fase, M.M.G. en C.C.A. Winder, 1990, The demand for money in the Netherlands revisited, *De Economist*, 138, blz. 276-301.

Fase, M.M.G. en C.C.A. Winder, 1993, The demand for money in the Netherlands and the other EC countries, *De Economist*, 141, blz. 471-496.

Gray, M.R., R. Ward en G. Zis, 1976, The world demand for money function: some preliminary results, in M. Parkin en G.Zis (red.), *Inflation in the World Economy*, blz. 151-181.

Kremers, J.J.M. en T.D. Lane, 1990, Economic and monetary integration and the aggregate

demand for money in the EMS, *IMF Staff Papers*, 37, blz. 777-805.

Riet, A.G. van, 1992a, Europese integratie en de geldvraag in de EG, *Kwartaalbericht de Nederlandsche Bank*, nummer 3, blz. 35-45.

Riet, A.G. van, 1992b, EG-geldvraagstudies: een overzicht en een beoordeling, *Kwartaalbericht de Nederlandsche Bank*, nummer 4, blz. 61-73.

Wersch, M.P.F.M. van, 1992, M3H: het nieuwe Europese geldbegrip, *Kwartaalbericht de Nederlandsche Bank*, nummer 3, blz. 47-54.

Winder, C.C.A. en F.J.J.S. van de Gevel, 1992, Predictions of the Netherlands money stock: an application of combining forecasts, *Economic and Financial Computing*, 2, blz. 65-78.

Bijlage

Bronvermelding van de gebruikte tijdreeksen.

Alle monetaire gegevens betreffen jaarultimo-cijfers:

	M3	bbp	bbp-deflator	r_k	r_1
Nld.	'79-'81 IFS, vanaf '82 met DNB gekoppeld	OECD	OECD	DNB, 3-maandelijke kasgeld	OECD, government bond yield
D.	'79-'80 IFS, vanaf '81 met DNB gekoppeld	OECD	OECD	DNB, treasury bill rate	OECD, government bond yield
Bel.	DNB	OECD	OECD	DNB, treasury bill rate	OECD, government bond yield
Fr.	DNB	OECD	OECD	DNB, treasury bill rate	OECD, government bond yield
Den.	DNB	OECD	OECD	IFS, money market rate	OECD, government bond yield
It.	DNB	OECD	OECD	OECD, treasury bill rate	OECD, government bond yield
G.B.	'79-'85 IFS, vanaf '86 met DNB gekoppeld	OECD	OECD	OECD, treasury bill rate	OECD, government bond yield

DNB: De Nederlandsche Bank (DNB) die op haar beurt de tijdreeksen heeft ontleend aan de databanken van de Bank voor Internationale Betalingen (BIS).

IFS: *International Financial Statistics* (IMF)

OECD: Organization of Economic Co-operation and Development (voor bbp en deflator: *OECD National Accounts* en voor 'government bond yield': *OECD Main Economic Indicators*)

Voor het omrekenen van de grootheden naar een overeenkomstige valuta is de lopende dollar-koers gebruikt (IFS).