

De specificatie van relaties tussen tijdreeksen, i.h.b. (girale) geldhoeveelheden, inkomen en rente

door A.F. de Vos

SAMENVATTING *)

Het blijkt dat vele economische reeksen zich vrijwel even goed door een tijdreeksmodel -in het bijzonder Box-Jenkins/ARIMA-modellen- laten beschrijven als door een economisch, causaal model. Enig nadenken leert dat er dan ook vele mengvormen van beiden empirisch aardig zullen voldoen. Binnen een zeer algemene opzet kan men modelbouw splitsen in het specificeren van een causaal gedeelte en het "modellieren van het onverklaarbare gedeelte". Dit laatste bevat trendmatige en seizoenaspecten. A priori argumenten over de specificatie hiervan plegen te ontbreken. Ten onrechte: er zijn sterke argumenten om te werken met specifieke stochastische processen voor trend en seizoen die gezamenlijk een complex eerste orde niet-stationair proces opleveren. Het Kalman filter biedt de mogelijkheid om het resulterende model te schatten. Dit wordt empirisch uitgewerkt aan de hand van de ontwikkeling van de girale tegoeden in Nederland. Het resultaat blijkt bevredigender dan via de tijdreeksanalyse bereikte specificaties, niet alleen empirisch maar vooral ook als bron van goed interpreteerbare en gemakkelijk hanteerbare informatie.

juni 1982

licht gewijzigd: maart 1983

Interfaculteit der Actuariële Wetenschappen en Econometrie
Vrije Universiteit
Amsterdam

*) veel dank is de auteur verschuldigd aan H.J. van Alphen, die zijn kennis van Kalmanfilters en bijbehorende computerprogrammatuur inbracht.

Inleiding

De aanleiding tot dit artikel was de studie in ESB van Koster (1982) "de girale markt in het afgelopen decennium", waarin een model werd geschetst dat aangeeft hoe de hoogte van girale tegoeden in de periode 1971-1980 in Nederland bepaald werd door het nationale inkomen en de (een) rentestand. Dit model is gespecificeerd volgens de "Box-Jenkins overdrachtsfuncties". De modellen van Box en Jenkins zijn in de zeventiger jaren enorm populair geworden; vooral bij het bankwezen hebben zij de traditionele econometrische analyses haast verdrongen. Waarschijnlijk is de belangrijkste reden hiervan dat vooral de univariate (extrapolatie) modellen op korte termijn vrij aardig blijken te voorspellen, vaak beter dan klassieke econometrische modellen. Ook het bestaan van een samenhangend boek over de analyses¹⁾, inclusief de beschrijving van de bijbehorende computerprogramma's die dan ook op ruime schaal in omloop zijn, de "kookboekstructuur" die een recept geeft voor iedere analyse en de commerciële activiteiten van "Gwilym Jenkins and Partners (overseas) Ltd." zullen niet vreemd zijn aan de snelle verbreiding van de Box-Jenkins methodologie, inclusief die van de overdrachtsfuncties waarmee verbanden tussen tijdreeksen kunnen worden geanalyseerd.

De reactie van met name econometristen bleef niet uit en dit heeft in de laatste tien jaar geleid tot een scala van modelspecificaties. Voor niet-specialisten en zeker voor geïnteresseerde leken is het echter buitengewoon moeilijk om de merites van de modellen te beoordelen. In dit artikel zal ik een paar aspecten naar voren brengen die m.i. essentieel zijn voor het begrip van de moderne vakliteratuur. Centraal hierbij staat de opvatting dat gekeken moet worden naar de structuur van het "onverklaarde deel" dat trendmatige (niet-stationaire) componenten kan bevatten.

Het eerste deel van het artikel bevat een zeer algemene beschrijving van de structuur van relaties tussen tijdreeksen, het tweede deel een analyse van enige studies van de vraag naar geld en van Koster's studie over girale gelden. Voor deze laatste studie worden enige resultaten van een alternatieve specificatie gegeven.

(voetnoten aan het eind!)

Specificaties

Voor sommige reeksen bestaan er langzamerhand meer modellen dan data. De resultaten van deze modellen lopen bovendien vaak zó uiteen dat het eenvoudiger lijkt om naar de reeksen data te kijken dan naar de reeksen uitkomsten. Het lijkt af en toe op de beroemde systemen om roulette te spelen: de aantoonbare onzin van het systeembouwen weerhoudt niemand ermee door te gaan. De vergelijking is reëler dan men misschien denkt: er zijn onderzoeken gedaan met volgens kansmechanismen gesimuleerde reeksen, waartussen standaard econometrische technieken toch verbanden bleken aan te tonen. Het meest schokkend is geweest de les uit het begin van de zeventiger jaren. Het falen van de meeste econometrische modellen, waaronder de grootste en beroemdste bij het voorspellen van de economische ontwikkeling viel samen met het verschijnen van het aangehaalde boek van Box en Jenkins dat primair gericht is op "univariate tijdreeksanalyse", een statistisch verantwoorde methode om simpelweg een reeks uit zijn eigen verleden te extrapoleren, zonder enige theorie. Vergelijkingen tussen de voorspellingen van de econometrische modellen en de Box-Jenkins voorspellingen vielen vaak ten gunste van de laatste uit (zie ²⁾ ook voor commentaar op Voorhoeve in KM 8). Het is dan ook begrijpelijk dat sommigen de (geldbesparende) conclusie trokken: gooi de economische theorie maar overboord en extrapoleer.

Voor sommige problemen is dit nog niet zo'n gekke oplossing, met name wanneer voorspellen het primaire doel is, er geen overduidelijke aanwijzingen zijn voor causale verbanden en ook technische problemen als seizoenbewegingen een rol spelen. Eenvoudig gezegd is de rechtvaardiging hiervoor dat de beschikbare theorie te weinig concreet is en vaak berust op variabelen die ook nauwelijks te voorspellen zijn. Zolang men echter de illusie heeft economische verschijnselen te kunnen beïnvloeden of, bescheidener, de behoefte heeft om de ontwikkelingen achteraf te verklaren uit andere ontwikkelingen die men niet in de hand had blijft er behoefte bestaan aan economische verbanden die empirisch te verifiëren zijn.

Nu hebben er de afgelopen tien jaar in de econometrie belangrijke ontwikkelingen plaatsgevonden die de behoeften om te verklaren en te voorspellen met elkaar kunnen verzoenen.

Het instrumentarium van de econometrie is uitgebreid met elementen uit de tijdreeksanalyse; men is in staat om relaties te specificeren die redelijk overeenstemmen met de heersende economische theorieën en empirisch behoorlijk voldoen

ook vanuit voorspeltechnisch oogpunt. Voor ieder probleem blijken er echter vele oplossingen te bestaan die statistisch ongeveer gelijkwaardig zijn (inclusief de univariate tijdreeksmethoden); het belangrijkste criterium om tussen deze modellen te kiezen wordt dan de plausibiliteit van de bijbehorende economische theorieën. Omdat deze echter over het algemeen allerm minst eenduidig zijn, is de situatie er niet eenvoudiger op geworden, zeker nu het technisch apparaat van de moderne econometrist zó complex is geworden dat een econoom er moeilijk meer doorheen kan zien.

"Modellen" voor onverklaarde componenten.

Een statistisch model voor een tijdreeks bestaat in het algemeen uit een "causaal" deel dat de invloed van andere waargenomen variabelen beschrijft en een deel dat geen nadere verklaring heeft: storingsprocessen, trends en seizoenen. De klassieke manier om de onverklaarde componenten te beschrijven zijn lineaire (of exponentiële) trends, seizoendummies en storingsen, al dan niet met autocorrelaties. De moderne aanpak werkt met "stochastische processen", meestal de "ARIMA" modellen van Box en Jenkins. Deze modellen blijken in staat een veelheid van patronen te beschrijven, veel realistischer dan dat voorheen het geval was: lineaire trends, processen met langzaam veranderend groeitempo, veranderende seizoenpatronen, allerlei "storingsprocessen", en combinaties van dit soort componenten. Overigens is het selecteren van een geschikt ARIMA model een kunst op zich; met name op de seizoenmatige modellen van Box en Jenkins is nogal wat aan te merken³⁾. Maar in het algemeen mag men stellen dat de modellen een elegant en realistisch instrumentarium bieden om "het onverklaarbare" te modelleren. Statistisch komt dit tot uitdrukking in kleine voorspelfouten één periode vooruit; bij verder vooruit voorspellen van met name trendmatige reeksen worden de voorspelfouten echter snel groter.

Van groot belang om het karakter van een ARIMA proces te begrijpen is het kunnen onderscheiden van trendmatige, seizoenmatige en storingsprocessen. Hierover handelt het volgende gedeelte, dat enigszins technisch van aard is.

Stationaire en niet-stationaire storingsprocessen.

Een "stationair proces" beschrijft een om nul (of een constante) slingerend verloop. Het is niet meer dan een generalisatie van de storingsterm in een klassiek econometrisch model. Een zeer algemene specificatie is het ARMA (autoregressief-moving average) model. Voor een reeks w_t ziet zo'n model eruit als:

$$w_t - \phi_1 w_{t-1} - \dots - \phi_p w_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (1)$$

ϕ 's en θ 's zijn hierin coëfficiënten, a 's zijn ongecorrleerde storingen (samenvallend met de voorspelfouten één periode vooruit). De ϕ 's moeten aan bepaalde voorwaarden voldoen opdat de reeks stationair is, bijvoorbeeld als alleen ϕ_1 voorkomt moet gelden $|\phi_1| < 1$.

Een elegante, algemeen gebruikte notatie gebruikt de "vertragingsoperator" L (of B bij Box en Jenkins), gedefinieerd door

$$Lw_t = w_{t-1}, \text{ dus } L^k w_t = w_{t-k}$$

en polynomen in de Lag-operator:

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$$

Het eerder geschetste ARMA-model luidt dus:

$$\phi(L)w_t = \theta(L)a_t \quad (2)$$

Het leuke van de notatie is dat vergelijkingen mogen worden vermenigvuldigd met, of gedeeld worden door de polynomen, wat eenvoudig neerkomt op een operatie die ook door herhaalde substitutie kan worden bewerkstelligd. De eisen die aan $\phi(L)$ en $\theta(L)$ worden opgelegd komen erop neer dat hun inverses, machtreeksen in L , naar nul dalende coëfficiënten hebben. Voorbeeld: $(1 - \phi L)^{-1} = 1 + \phi L + \phi^2 L^2 + \dots$; de coëfficiënt van L^k , ϕ^k , gaat naar nul als $|\phi| < 1$. Voor complexere processen is ook eenvoudig na te gaan of dit het geval is.

Interessanter zijn niet-stationaire processen. z_t volgt een eerste orde niet-stationair proces (ARIMA) proces als

$$\phi(L)(1-L)z_t = \theta(L)a_t \quad (3)$$

ofwel: de eerste verschillen $((1-L)z_t)$ volgen een stationair proces. Vergelijking (3) beschrijft processen zonder evenwichtsniveau; de toekomstige waarden, ook op langere termijn, hangen niet af van een gemiddeld niveau, maar alleen van de laatste waarde(n) van z . Men mag stellen dat (3) een model beschrijft met trendmatige aspecten in de zin dat opgetreden veranderingen (voor een deel) leiden tot een hoger niveau, ook op lange termijn (en ook tot het ophogen van voorspellingen). Het eenvoudigste voorbeeld is de "stochastische wandeling" waarin $\phi(L)$ en $\theta(L)$ niet voorkomen: de eerste verschillen vormen een zuiver toevalsverloop;

de voorspellingen zijn gelijk aan de laatste waarneming. Dit model is bijvoorbeeld vrij realistisch voor beurskoersen. Tot (3) behoren echter ook modellen die gezien kunnen worden als heel langzame niveauveranderingen, verstopt in stationaire storingsprocessen en modellen waarbij recente stijgingen worden geëxtrapoleerd, zij het met een verzadigingsniveau (bijv. geschikt voor werkloosheidscijfers).

Nog pikanter zijn tweede orde niet-stationaire processen waarin de tweede verschillen, dus de verandering van het stijgingstempo, een stationair proces volgen. Voorspellingen van deze processen zijn extrapolaties van recente stijgingen of dalingen. Univariante modellen voor reeksen als nationaal inkomen, wereldhandel e.d. luiden in deze termen: er is sprake van groei, maar het groeitempo verandert en kent geen evenwichtsniveau.

Een apart punt vormen seizoenbewegingen. De klassieke specificatie gaat uit van per jaar tot nul sommerende dummyvariabelen. De tijdreeksanalyse werkt met verschillen van overeenkomstige seizoenen (bekend van winstcijfers die altijd worden vergeleken met het overeenkomstig kwartaal van vorig jaar, een overigens sterk voor verbetering vatbare praktijk). In het algemeen leidt dit tot modellen (voor kwartaalcijfers) als

$$\phi(L)(1-L^4)z_t = \theta(L)a_t \quad (4)$$

waarin $\phi(L)$ en $\theta(L)$ mede seizoenmatige aspecten bevatten die maken dat een ruime variatie van veranderende patronen beschreven kan worden. Zeer gebruikelijk zijn ook specificaties waarin ook nog een factor $(1-L)$ voorkomt (zoals bij Koster). Een zeer onbevredigend aspect van de Box-Jenkins aanpak is echter dat daarin niet tot uitdrukking komt dat in specificaties als (4) seizoenmatige aspecten -die over een jaar gemiddeld ongeveer nul moeten zijn- en trendmatige aspecten door elkaar lopen. Er geldt

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L+L^2+L^3) \quad (5)$$

Dus het produkt van de operator "eerste verschillen" $(1-L)$ en "som over het afgelopen jaar" $(1+L+L^2+L^3)$. De laatste operator is m.i. de meest zinvolle om seizoenpatronen te beschrijven, de eerste voor trendmatige aspecten. Hoe dit verder kan worden uitgewerkt zal aan het eind van dit artikel blijken; zie 3) voor nadere informatie. Hier is specifiek van belang dat (4) een niet-stationaire component omvat; Koster's specificatie waarin $(1-L)$ en $(1-L^4)$ voorkomen is dus tweede orde niet stationair.

Een zeer algemeen model.

De stap naar een dynamisch model met één verklarende variabele is eenvoudig. Een zeer algemeen model voor reeksen waarin het niveau van de te verklaren reeks (y_t) afhangt van het niveau van een verklarende reeks x_t (uitbreiding tot meerdere verklarende variabelen is triviaal) is

$$y_t = \alpha \frac{A(L)}{B(L)} x_t + u_t; \quad \phi(L)(1-L)^d u_t = \theta(L) a_t \quad (6)$$

waarin $B(L)$ aan dezelfde eisen moet voldoen als $\phi(L)$: de invloed van x_{t-k} op y_t moet afnemen als k groot is.

Bijna ieder tijdreeksmodel kan in deze vorm geschreven worden; meestal treft men ook vertraagde endogenen (y_{t-1}) in de specificatie aan maar door vermenigvuldiging met een polynoom in L kunnen deze worden weggesubstitueerd. Het is over het algemeen aan te raden relaties te transformeren naar de vorm (6), die duidelijk aangeeft wat de invloed van de exogenen is en hoe het onverklaarde gedeelte is gespecificeerd.

Als $d=0$ dan is de storingsterm stationair, wat betekent dat de lange termijn ontwikkeling in y_t door x_t verklaard moet worden.

Wanneer $d=1$, en de relatie dus op eerste verschillen wordt geschat, is dit niet meer het geval: het onverklaarde gedeelte kan ontwikkelingen in de loop van de tijd omvatten die structureel zijn. Bij vele modellen is dit een realistisch uitgangspunt. Een simpele overweging van het karakter van de verwaarloosde variabelen kan hier uitsluitsel over geven. Een voorbeeld bij de vraag naar geld zijn structurele wijzigingen in het betalingsverkeer, ik kom hier op terug. Van belang is de mogelijkheid om met ARIMA modellen processen te beschrijven met heel langzame structurele veranderingen, bijvoorbeeld door $\theta(L)=1-\theta L$ te kiezen met θ dicht bij één.

$d=2$ is over het algemeen geen raadzame keuze; dit betekent dat in de storings-term processen voorkomen met een zo geprononceerd verloop dat uitbreiding van het model met andere verklarende variabelen geboden lijkt.

Een veelheid aan passende modellen.

De ervaring leert dat de meeste economische reeksen en lineaire combinaties ervan vrij redelijk met ARIMA modellen te beschrijven zijn. Dit betekent dat wat men ook invult in (6) voor de coëfficiënten van de (vertraagde) exogenen, door een geschikte keuze van een stochastisch proces voor het overblijvende gedeelte altijd wel een redelijke beschrijving van de reeks kan worden gevonden. Empirisch kiezen tussen de

diverse mogelijkheden voor het causale gedeelte van het model wordt daarmee erg moeilijk. Dit vormt de verklaring voor de zeer uiteenlopende resultaten die modellen gebaseerd op tijdreeksinformatie plegen op te leveren. Het verklaart ook hoe Bomhoff in zijn oratie³⁾ kan beweren dat de modellen van het CPB het zeker niet beter doen dan zijn simpele monetaire modellen: het CPB is slecht in het "modelleren" van het onverklaarde gedeelte (zij zijn wat ouderwets in deze) en Bomhoff's modellen blijken bij nadere beschouwing vooral te berusten op een fijn gevoel voor verklaringen waarin vooral vertraagde endogenen een rol spelen, wat in wezen neerkomt op modelleren van het onverklaarde gedeelte.

Het probleem bij de beoordeling van modeluitkomsten is dat statistisch alleen wordt gekeken naar het residu a_t , dat overblijft nadat het onverklaarde gedeelte, u_t , is gemodelleerd. De kern van veel verwarring is het niet onderscheiden van het verklaren en het voorspellen. De oplossing moet m.i. gezocht worden in grotere aandacht voor de plausibiliteit van de verklaring én van de specificatie van de storingsterm. Primair daarbij is de keuze voor of tegen stationariteit. De inhoudelijke argumentatie bij deze keuze moet zijn of men denkt dat de verwaarloosde (niet gemodelleerde) ontwikkelingen op lange termijn gemiddeld nul zullen blijven, of (mede) onomkeerbare ontwikkelingen vertonen. In vele gevallen zal dit laatste realistisch zijn. Klassiek is echter de keuze voor stationaire storingstermen, zij het dat eerste verschillen dikwijls voorkomen⁵⁾. Een verrassende moderne variant om stationaire storingen te bereiken is het "error adjustment" mechanisme⁶⁾ waarin verschillen tussen niveaus voorkomen bij het verklaren van eerste verschillen: zij bijvoorbeeld

$$(1-L)z_t = \gamma(1-L)x_t + (1-\alpha)(\beta x_{t-1} - z_{t-1}) + a_t \quad (0 < \alpha < 1)$$

dan blijkt dit te zijn

$$z_t = (1-\alpha L)^{-1}(\gamma - \delta L)x_t + (1-\alpha L)^{-1}a_t. \quad (\delta = \gamma - \beta(1-\alpha))$$

Een ogenschijnlijk niet-stationaire storingsterm blijkt toch stationair te zijn.

Aan de hand van een studie van de vraag naar geld in EEG-landen en het ESB-artikel van Koster over girale gelden in Nederland zal ik trachten duidelijk te maken waarom m.i. eerste orde niet-stationaire storingstermen de meest zinvolle specificatie zijn.

De vraag naar geld.

De geldhoeveelheid is al lang een intensief bestudeerd fenomeen, vooral in Engeland en de VS, waar de monetaristen met Milton Friedman als aanvoerder belangrijke invloed hebben. Recente ervaringen met monetaristische politiek

bewijzen echter dat het lastig is om de geldhoeveelheid, laat staan daarmee de economische ontwikkelingen, in de hand te houden. De meeste economen houden het er eenvoudig op dat de geldhoeveelheid bepaald wordt door de vraag naar transactie-kassen, primair bepaald door het (nominaal) nationaal inkomen, door de rente (die echter eigenlijk vraag en aanbod van geld in evenwicht zou moeten brengen) en eventueel inflatie en conjunctuur. De uitkomsten van vraag-relaties leveren echter nogal uiteenlopende schattingen van inkomens- en rente-elasticiteiten op. In een overzicht van binnen- en buitenlandse studies tot 1970 van Fase en Kuné (1974) blijkt dit, zowel voor korte- als voor lange termijn elasticiteiten. Modale waarden voor de lange termijn zijn ongeveer 0,85 voor de inkomenselasticiteit en -0,20 voor de rente-elasticiteit, waarden die de schrijvers voor de Nederlandse primaire liquiditeiten ook vinden, zij het voor deelperioden weinig stabiel. De studies in de zeventiger jaren hebben zich vooral beziggehouden met de dynamiek van de relaties. Over het algemeen vond men vrij trage aanpassing aan inkomens- en rentestanden maar de gebruikte methodiek bood veel mogelijkheden tot misverstanden. Niet uitgesloten is dat structurele verschuivingen in het betalingsverkeer (niet-stationaire storingen) hebben plaatsgevonden die men ten onrechte probeerde toe te schrijven aan inkomens- en rente-ontwikkelingen.

In Engelse onderzoeken is de vraag naar geld onderwerp geweest van methodologisch belangwekkende ontwikkelingen. Na vele pogingen een stabiel relatie te vinden ⁷⁾ lukte het door, uitgaande van zeer algemene specificaties en deze stap voor stap te vereenvoudigen, een relatie te vinden met een aardige economische interpretatie, en stabiel bovendien (d.w.z. dat de informatie uit verschillende perioden niet tegenstrijdig is) zie 6). De uitkomsten van verschillende auteurs blijven echter vol tegenstrijdigheden.

Dit blijkt niet alleen te gelden wanneer verschillende auteurs dezelfde reeks analyseren, maar ook wanneer een auteur verschillende landen analyseert. Den Butter en Fase (1981) bestudeerden de geldvraag (M_2) in acht EEG-landen. De relaties zijn "klassiek" gespecificeerd, dus met stationaire storingstermen en de reële geldvraag wordt verklaard uit reëel inkomen, rente, prijzen, inflatie en conjunctuur. Met de dynamiek in de relaties wordt wat gegoocheld tot de variabelen het verwachte teken hebben. Met weglating van Engeland, dat zeer onbetrouwbare resultaten geeft doordat een goede verklaring ontbreekt van de gigantische piek in de geldhoeveelheid in 1976, variëren de inkomenselasticiteiten van 0,77 (Denemarken) tot 1,55 (Italië), de prijselasticiteiten van 0,96 (Ierland) tot 1,42 (Nederland) en de rente-elasticiteiten van -0,13 (Gr. Britannië) tot -0,44 (België). Uit een oogpunt van economische theorie zijn

deze grote verschillen verbazingwekkend. Met weglating van alle subtiliteiten mogen we stellen dat op de lange termijn aannemelijk is dat de vraag naar geld evenredig verloopt met het prijsniveau en min of meer evenredig met het reële inkomensniveau.

Voorts is structureel van belang hoe de betalingsgewoonten zich ontwikkelen. De opkomst van het girale betalingsverkeer, de cheques, het continucrediet⁸⁾ maandsalarissen, meer vaste maandlasten op vaste betaaldagen, de ontwikkeling van rationeel kasbeheer, zwart geld, bedrijfsfusies en gezinssplitsingen vormen ontwikkelingen die trendmatig zijn, niet direkt gekoppeld aan nationaal inkomen of prijsniveau en duidelijk de behoeften aan transaktiekassen beïnvloeden. Als deze aspecten niet worden gemodelleerd - en het modelleren van de invloed van dit soort geleidelijke processen is vrijwel ondoenlijk - is de konsekwentie dat de vraag naar geld relatie een niet-stationaire storingsterm bevat en dat een analyse in termen van eerste verschillen moet plaatsvinden.

Het zou mij niet verbazen wanneer de oude theorie dat de reële inkomens- en prijs-elasticiteiten van de geldvraag één zijn bij zorgvuldige analyse niet weerlegbaar blijkt. De zeer uiteenlopende ontwikkelingen van de liquiditeitsquoten in de acht door Den Butter en Fase onderzochte landen geven ook de indruk dat hier naast renteinvloeden vooral per land specifieke invloeden gelden. Deze stelling ben ik nader aan het onderzoeken.

In wezen lijkt de problematiek rond het verwaarlozen van niet-stationaire storingprocessen op de bekende problematiek rond schijnrelaties door trendmatige effecten (ooievaars en kindergeboorten is het bekendste voorbeeld), alleen is de beschrijving van trend d.m.v. niet-stationaire processen veel algemener dan d.m.v. lineaire trends.

De girale geldhoeveelheden in Nederland.

De analyse van Koster die de aanleiding tot dit artikel vormde is de tegenpool van de studies naar de vraag naar geld uit het vorige gedeelte. Dat het hier girale geldhoeveelheden betreft maakt voor de argumentatie niet uit. Van belang is dat de analyse met "overdrachtfuncties" blijkt te leiden tot specificatie met een tweede-orde niet-stationair proces in de storingsterm. Het model van Koster luidt:

$$(1-L)g_t = a(1-L)r_t + b(1-L)y_t + u_t$$

$$\text{met } (1+pL)(1-L^4)u_t = (1-qL^4)a_t$$

waarin (alle variabelen in logaritmen) g_t girale tegoeden, r_t rente op driemaands termijndeposito's en y_t het netto nationaal inkomen. Vergelijkt men de structuur met die van vergelijking (5) en realiseert men zich dat $(1-L^4)$ ook nog eens eerste verschillen

verborgen zitten, dan is duidelijk dat het onverklaarde gedeelte tweede orde niet-stationair is. Dit maakt dat het onverklaarde gedeelte over lange termijn gerekend aanzienlijke omvang kan aannemen zonder dat dit statistisch tot uitdrukking komt. Hier is dit zelfs zo sterk dat de schattingen van de inkomens-elasticiteit zeer onzeker worden (zie tabel 1). De schatting van de invloed van de rentestand op de girale saldi van banken wordt niet aangetast omdat de rente zeer sterk fluctueert en een zeer direct effect heeft dat goed te onderscheiden valt van het geleidelijk verlopend onverklaard gedeelte: een plausibele elasticiteit van $-0,157$ wordt geschat met een kleine standaardfout $(0,015)$.

De soort specificatie als die van Koster is overigens zeer gebruikelijk in de tijdreeksanalyse en de problemen kunnen voor een deel worden geweten aan de wijze waarop de seizoenmatige component wordt gespecificeerd, te weten met de operator $(1-L^4)$ i.p.v. $(1+L+L^2+L^3)$ (zie formules (4) en (5)).

Een alternatief model voor girale tegoeden.

Op basis van de overwegingen dat er sprake is van niet-stationaire ontwikkelingen die de girale saldi beïnvloeden (zie eerder) en seizoenmatige ontwikkelingen volgens vergelijking (5) gespecificeerd moeten worden heb ik, als alternatief voor het model van Koster, het volgende eenvoudige model gespecificeerd:

$$\begin{aligned} g_t &= A(L)r_t + B(L)y_t + s_t + d_t + a_t \\ (1-L)d_t &= v_t \\ (1+L+L^2+L^3)s_t &= w_t \end{aligned} \tag{7}$$

Hierin zijn a_t , v_t en w_t onafhankelijke storingen; d_t is de (eerste orde niet-stationaire) trend, s_t het (veranderend) seizoenpatroon. Extreme gevallen zijn dat de variantie van v_t nul is: de trend is dan een constante en dat de variantie van w_t nul is: er is dan constant seizoenpatroon dat over ieder jaar sommeert tot nul. Een dergelijk model heet een model in "niet waargenomen componenten"⁹⁾, immers d_t en s_t zijn onbekend. Toch kan het model geschat worden, en wel het mooist met een weer in opkomst zijnde techniek, het "Kalman filter"¹⁰⁾. Het voordeel van een specificatie als deze is dat hij aansluit bij gedachten die men over het model en vooral ook over het karakter van seizoen, trend en storing heeft. Aardig van het Kalman-filter is dat men ook een soort schattingen verkrijgt van de componenten. Overigens kan het model ook in vorm (6) geschreven worden. De uitgevoerde berekeningen zijn beperkt tot de opname van rente, rente één kwartaal vertraagd en nationaal inkomen uitsluitend van het lopende kwartaal (opname van vertraagd

nationaal inkomen leidt tot onbetrouwbare schattingen; en het gaat hier om primaire liquiditeiten, inclusief de transactiekassen die via salarisbetalingen zeer direct aan nationaal inkomen gekoppeld zijn).

De uitkomsten, vermeld in tabel 1, laten zien dat het storingsproces bij de banken voornamelijk incidenteel is (σ_v en σ_w zijn klein), terwijl bij de giro de trendterm overheerst (σ_v is groot).

Tabel 1. Uitkomsten model (7) voor girale tegoeden bij Banken en Giroinstellingen (in logaritmen) en vergelijking met Koster's resultaten

	y_t	*)	r_t	*)	r_{t-1}	σ_v	σ_w	σ_a	σ^{+}	*)
Banken	1.042	[.972]	-.155	[-.157]	-.017	.005	.005	.029	.030	[.033]
st.ft.	(.038)	(.330)	(.016)	(.015)	(.016)					
Giroinst.	1.075	[.758]	.016		-.043	.019	.0012	.0003	.019	[.028]
st.ft.	(.115)	(.400)	(.010)		(.010)					

*) de resultaten van Koster staan tussen vierkante haken

+) σ is de standaardfout van de totale voorspelfout één periode vooruit; deze is direct vergelijkbaar met die van Koster.

De verkregen schattingen van de niet-waargenomen componenten: trend, seizoen en storing volgen regelrecht uit het statistisch model. Deze door de "smoothing" techniek verkregen schattingen moeten overigens wel met enige voorzichtigheid worden gehanteerd; het zijn schattingen achteraf en zij geven niet direct een oordeel over de voorspelkwaliteit (dat doet alleen σ in tabel 1). De veranderingen in de seizoenpatronen zijn zeer geleidelijk, een vaak waargenomen verschijnsel. In tabel 2 blijkt de verandering vooral plaats gevonden te hebben bij de banken: vooral de positieve afwijking op het ultimo van het 2e kwartaal is toegenomen, waarschijnlijk door het toenemende belang van particuliere rekeningen (vakantie-uitkeringen!).

Tabel 2. Seizoenpatronen in 1971 en 1980 (afwijking logaritmeh)

Banken	1971	-.0037	.0372	-.0006	-.0333
	1980	-.0255	.0530	-.0063	-.0217
Giro	1971	-.0256	.0618	-.0185	-.0179
	1980	-.0289	.0643	-.0201	-.0165

In tabel 3 zijn de trendwaarden weergegeven, met dien verstande dat hiertoe de modellen zijn genomen waarin de inkomenselasticiteit in (7) op één gesteld is wat niet in tegenspraak is met de data en vergelijking met liquiditeitsquoten direct mogelijk maakt. Als basisniveau is een rentewaarde van 7,25 genomen (een andere keuze betekent slechts een niveauverschuiving) en, uiteraard, een seizoenwaarde nul. De verschillen tussen trend en girale liquiditeitsquoten worden dus veroorzaakt door rentestanden die afwijken van 7,25 (vooral bij banken), door de seizoenwaarde en door storingen (weer vooral bij banken). De trend geeft de ontwikkeling dus aan die niet aan de verklarende variabelen kan worden toegeschreven. Merk echter op dat bij gebruik van de geschatte inkomenselasticiteiten (1.04 resp. 1.07 i.p.v. één) de trendstijging lager zou zijn uitgevallen. Door het sterk erratisch karakter van de storingsterm bij banken verloopt de schatting van de trend-ontwikkeling heel geleidelijk, terwijl bij de giro de trend voornamelijk de ontwikkeling van de liquiditeitsquote volgt (de rente-effecten zijn zeer gering, evenals de storingen (a_t) en de veranderingen in het seizoenpatroon).

Tabel 3. Girale tegoeden: ontwikkeling als percentage van het netto nationaal inkomen en trendwaarden (ultimo's 1e kwartaal).

jaar	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81
Giroinst.	4,4	4,6	4,7	4,6	4,9	4,9	4,6	5,0	5,0	4,9	4,7
Banken	9,9	11,0	12,0	8,9	9,2	10,7	10,1	10,2	9,7	9,2	9,6
Trend*) giro	4,5	4,7	4,7	4,7	5,1	5,0	4,8	5,1	5,1	5,1	4,9
" banken	10,0	10,1	10,1	10,0	10,0	10,1	10,2	10,3	10,4	10,5	10,5
rente	6,0	4,2	3,7	11,0	7,8	3,8	6,1	5,3	7,9	11,9	10,0

*) bij inkomenselasticiteit één en rente van 7,25.

Conclusies t.a.v. girale gelden in de zeventiger jaren.

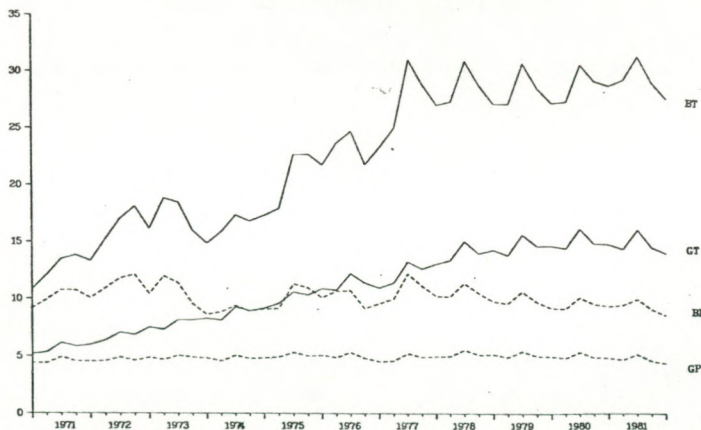
De vraag wat de theoretische beschouwingen in dit artikel in de context van bovenstaande empirische toepassing ons leren is slechts voorzichtig te beantwoorden. De keuze van een eerste orde niet-stationair model is de min of meer logische consequentie van het betoog en in combinatie met de specificatie voor het veranderend seizoenpatroon en een storing zien de resultaten er zinnig uit; empirisch zijn zij ook iets beter dan die van Koster (σ , de standaardfout van de voorspelfout één periode vooruit is in beide gevallen kleiner). De schattingen van de rente-effecten komen geheel overeen met die van Koster; als aanvulling is een vertraagde (kleine) invloed op de giro aannemelijk gemaakt. Verschillen treden op bij de geschatte inkomenselasticiteiten, vooral in de standaardfouten. Een waarde van één (of iets groter) blijkt plausibel. Dat is heel plezierig;

in de economische theorie (bij Keynes zelf) is het een soort basishypothese en economen plegen te kijken naar liquiditeiten als percentage van het nationaal inkomen wat geheel gerechtvaardigd wordt door deze uitkomsten

Het belangrijkste voor de oordeelsvorming is het karakter en verloop van het onverklaarde gedeelte, met name het trendmatige deel erin. Bij de banken is dit geen probleem: het onverklaarde gedeelte bestaat grotendeels uit echte steringen; een trendmatige ontwikkeling deed zich voor tussen 1975 en 1979 waarin de girale saldi een autonome groei vertoonden van 0,1% van het nationaal inkomen per jaar. Dit is in zekere zin opmerkelijk omdat het feitelijk saldo bij de banken na een zeer hoog niveau in 1977.II vrijwel constant gebleven is (zie grafiek); de renteontwikkeling en de afnemende groei van het nationaal inkomen zijn hier echter debet aan. De ontwikkeling van het saldo van de girodiensten is problematischer, wat men aan de hand van de grafiek niet zou denken. De onverklaarde component blijkt een zodanig geprononceerd karakter te hebben dat hij door het model vrijwel geheel als trendmatig wordt gekarakteriseerd maar deze is nogal onregelmatig: autonome groei, vooral in '71 (substitutie voor chartaal geld) en 74/75, met een tijdelijke terugval in '77 en een terugval in '81. De trendwaarden vanaf 1980.I zijn: 5,09; 5,14; 5,08; 5,01; 4,88; 4,89; de waarden voor de tweede helft van 1981 (die niet in de berekeningen zijn opgenomen) zijn 4,94 en 4,78, alles bij elkaar een niet onaanzienlijke "autonome" daling.

GIRALE TEGOEDEN VAN BANKEN (B) EN GIROINSTELLINGEN (G)

(BT EN GT IN MILJARDEN,
BP EN GP ALS PERCENTAGE NNI)



Over de oorzaken van deze terugval is in dit kader niet zoveel te zeggen. Een verklaring zou kunnen zijn dat de rekeninghouder bij de langdurig hoge rentestand alsnog daar gevoelig voor zijn geworden. Blijft het feit dat de terugval in 1977 hiermee niet verklaard kan worden.

Voor de beoordeling van de realiteitswaarde van modellen gaat het erom hoe onverklaarde ontwikkelingen als bovenstaande doorwerken in de voorspellingen. In het hier geschetste model leiden ze tot een aanpassing van het trendniveau (bij de giro bijna volledig, bij de banken slechts langzaam) en eventueel het seizoenpatroon. In een klassiek model met stationaire storingstermen wordt voorspeld dat afwijking van het evenwichtsniveau (bepaald door inkomen en rente) vroeg of laat verdwijnt. In een Box-Jenkins model als dat van Koster worden afwijkende ontwikkelingen geëxtrapoleerd, zij het voorzichtig. Het belangrijkste bezwaar tegen een dergelijke analyse is dat niet gepoogd wordt om zoveel mogelijk in overeenstemming met de economische theorie te handelen (met behoud van voorspelkwaliteit), terwijl het bezwaar tegen de klassieke analyse is dat deze vrijwel alles met de exogenen wil verklaren.

Vergelijking met een univariaat model.

Tot slot nog enige opmerkingen over de vergelijking met pure extrapolatiemodellen. Een dergelijke vergelijking is uiteraard alleen zinvol uit een oogpunt van voorspelling. Of daarbij de geconstateerde causale verbanden nuttig zijn hangt af van talloze factoren. Het grootste probleem is de voorspelbaarheid van de verklarende variabelen zelf. Vaak is zelfs een probleem dat de realisaties pas zeer vertraagd bekend worden, zoals bij het nationaal inkomen (de constructie van dit gegeven op kwartaalbasis heeft bovendien dubieuze kanten). Het nut van een dergelijke variabele bij het voorspellen is daarom veel kleiner dan op het eerste gezicht lijkt. Omdat iedere specificatie fouten met zich meebrengt is het zelfs denkbaar dat causale relaties die op zich een redelijke benadering van de werkelijkheid vormen bij het voorspellen zinloos zijn. Iets dergelijks lijkt zich voor te doen bij het voorspellen van het saldo van de giro-instelling(en). Koster laat zien dat een univariaat model hiervoor vrijwel even goed werkt; berekeningen van mijzelf wijzen in dezelfde richting: met een tweede orde niet-stationair proces (hier nodig om een proces met afnemende groei te beschrijven, wat anders middels het nationaal inkomen gebeurt) zijn in de beschouwde periode ongeveer even goede voorspellingen te verkrijgen als met het causale model. Dat komt doordat het nationale inkomen zich in grote lijnen geleidelijk (en dus extrapoleerbaar) ontwikkelde. Verschillen ontstaan pas wanneer dit niet meer zo is; tot die tijd kan de bewering dat andere groeiprocessen dan het nationaal inkomen de omvang van de girale tegoeden bepalen niet empirisch weerlegd worden. Het ligt echter meer voor de hand om tevreden te zijn met de verklaring middels het nationaal inkomen.

Methodologische conclusies

In het algemeen moeten we zeer voorzichtig zijn met de interpretatie van econometrische studies die gebaseerd zijn op korte tijdreeksen. Redelijke voorspellingen kunnen op meerdere manieren worden verkregen zolang er althans geen schokkende dingen gebeuren. Theoretische inzichten kunnen alleen verkregen worden door veel verschijnselen in de beschouwingen te betrekken: verschillende landen en perioden en allerlei gegevens over deelverschijnselen (zoals in Koster's studie het onderscheid tussen particuliere en zakelijke rekeningen). Die weg is echter lang en eensluidende meningen over theoretische verklaringen zullen nog wel even op zich laten wachten. De rol van de econometrie is om de schier onbepaalde verzameling theorieën te verdelen in een groot deel dat in strijd is met de feiten en een kleiner maar toch nog aanzienlijk deel dat dat niet is. De vorderingen op technisch gebied maken het daarbij mogelijk om ondanks de theoretische onzekerheden modellen te kiezen die redelijk voorspellen, theoretisch plausibel zijn en nog redelijk te begrijpen ook. Door op de laatste twee aspecten wat meer nadruk te leggen dan gebruikelijk kan hopelijk de kloof die tussen verbaal geörienteerde economen en technisch geörienteerde econometristen steeds verder groeit weer wat gedicht worden.

Noten.

- 1) Box en Jenkins (1970).
- 2) een aardig overzicht van de vergelijking van voorspellingen van macro-economische modellen en tijdreeksmodellen staat in Granger en Newbold (1977, pp. 289-302).

Den Butter en Fase (1980) voeren een dergelijke analyse uit voor voorspellingen van de vraag naar geld in 6 EEG landen op basis van het elders in dit artikel besproken model (Den Butter en Fase (1981)). Hierbij vinden ze dat de tijdreeksvoorspellingen veel beter voldoen voor 1977 en 1978. Dit komt doordat de historische groei zich gewoon voortzette in die periode; in latere jaren zouden de tijdreeksvoorspellingen ongetwijfeld slechter zijn.

Voorhoeve (1982) vergelijkt GRECON-voorspellingen met tijdreeksvoorspellingen over de periode 1977-1980 en vindt dat de tijdreeksvoorspellingen beduidend slechter zijn. In eerste instantie dacht ik dat dit te wijten was aan de keuze van stationaire modellen voor vrijwel alle variabelen (blz. 5). De GRECON-variabelen zijn procentuele mutaties zodat het totale model eerste orde niet-stationair is. Dalende groeivoeten vereisen echter tweede-orde niet stationaire processen. Toepassing van het vrij flexibele ARIMA (1,1,2) model op de GRECON reeksen leverde voor de standaardafwijking van de voorspelfouten 1977-1981:

variabele	c	m	p_c	l	a	v'
ARIMA (1,1,2)	1.44	6.55	2.17	2.06	1.15	2.42
CRECON	2.13	4.05	1.60	1.62	.92	1.54

de uitkomsten vergeleken met tabel 6 bij Voorhoeve laten zien dat het beeld nu wat gunstiger uitpakt voor de tijdreeksvoorspellingen maar nog altijd zijn de GRECON voorspellingen voor 5 van de 6 reeksen preferabel. De belangrijkste reden hiervan is dat de tijdreeksmodellen ook in deze vorm voorzichtig zijn met het bijstellen van het groeitempo. Doordat het GRECON model in procentuele mutaties luidt en dus groeivoeten verklaart uit andere groeivoeten is het beter in staat de snelle verslechtering van de economie te verklaren, zij het uit de verslechtering zelf.

- 3) De specificatie van het seizoenpatroon die ook in dit artikel staat is verder uitgewerkt in De Vos (1981); na het schrijven van dit artikel bleek dat Harvey (1982a en b) precies dezelfde modellen voorstelt.
- 4) O.a. afgedrukt in Intermediair van 12-03-1982).

- 5) Zie ook de discussie over voor- en nadelen van eerste verschillen in Den Butter en Verbon (1982) en Plosser en Schwert (1978).
- 6) Vooral uitgewerkt in diverse artikelen van Hendry tussen 1975 en 1980. M.b.t. geldhoeveelheden is vooral Hendry en Mizon (1978) van belang.
- 7) De geschiedenis van deze specificaties is te vinden in Mayes (1981, hst. 5).
- 8) In Nederland wordt dit niet tot de primaire geldhoeveelheid gerekend, maar dit is voor discussie vatbaar. Van ultimo 1970 tot 1980 steeg de openstaande depositieruimte met $\pm 6\%$ van het nationaal inkomen, in vergelijking met de andere veranderingen dus zeer aanzienlijk. Zie Van Straaten (1981).
- 9) Nerlove, Grether en Carvalho (1979) behandelen dit soort modellen uitgebreid, maar hun schattingsprocedures zijn erg lastig.
- 10) Harvey (1981) hst. 4 geeft een zeer bruikbaar overzicht.

Literatuur

- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1970): "Time Series Analysis" Holden-Day.
- Butter, F.A.G. den en M.M.G. Fase (1980): "Forecasting the money stock in 6 EEC Countries", Onderzoeksverslag 8004, De Nederlandsche Bank.
- (1981): "The demand for money in EEC-countries", Journal of monetary economics.
- Butter, F.A.G. den en H.A.A. Verbon (1982): "The specification problem in regression analysis", International Statistical Review.
- Fase, M.M.G., J.B. Kuné (1974): "De vraag naar liquiditeiten in Nederland, 1952-1971½", De Economist.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1977) "Forecasting Economic Time Series", Academic Press.
- Harvey, A.C. (1981): "Time Series Models", Philip Allen.
- (1982a): "Estimation Procedures for a Class of Univariate Time Series Models", verschijnt in Journal of Time Series.
- (1982b): "An alternative framework for Time Series Model Building and its implications for Econometrics", London School of Economics, Discussion Paper No. 32.
- Koster, F.H. : "de girale markt in het afgelopen decennium"
Economisch Statistische Berichten, 6-1- 1982
- Hendry, D.F., G.E. Mizon (1978): "Serial correlation as a convenient simplification not a nuisance: a comment on a study of the demand for money by the Bank of England", Economic Journal.
- Nerlove, M., D.M. Grether, J.C. Carvalho (1979): "Analysis of Economic Time Series, a synthesis", Academic Press.
- Plosser, Ch.I., G.W. Schwert (1978): "Money, income and sunspots: measuring economic relationships and the effects of differencing", Journal of Monetary Economics.
- Voorhoeve, W. (1982): "Economische Voorspellingen: Structuurmodel of univariaat tijdreeksmodel? Een praktische toepassing". Kwantitatieve Methoden 8.
- Vos, A.F. de, (1980): "Time series analysis in econometrics, Part I: Univariate time series" verkrijgbaar bij de auteur.