



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

INTENSITEIT EN INTERDEPENDENTIE VAN HET
SECTORIELE CONJUNCTUURVERLOOP IN BELGIE
EEN SPECTRAALANALYTISCHE BENADERING

E. BORGHERS
werknota 7431

november 1974

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1974/1169/04

Deze nota bevat de integrale tekst van het referaat dat, in het kader van Commissie III-2 (Mogelijkheden van Conjunctuurbeleid in België), zal voorgedragen worden ter gelegenheid van het Twaalfde Vlaams Wetenschappelijk Economisch Congres, dat gehouden wordt te Gent op 11 en 12 april 1975.

INTENSITEIT EN INTERDEPENDENTIE VAN HET SECTORIELE CONJUNCTUURVERLOOP IN BELGIË
EEN SPECTRAALANALYTISCHE BENADERING

Bij het overwegen van een sectoraal conjunctuurbeleid dient allereerst onderzocht te worden in welke mate conjuncturele invloeden een rol spelen op het vlak van de bedrijfstak. Bij dit voorafgaandelijk onderzoek kunnen twee belangrijke aspecten van het sectorieel conjunctuurverschijnsel onderscheiden worden, nl. de intensiteit en de interdependentie van het conjunctuurverloop. In de hierna volgende paragrafen zullen dan ook beide aspecten afzonderlijk behandeld worden.

A. Conjuncturele intensiteit

1. Inleiding

Een eerste aspect heeft betrekking op de intensiteit van de conjunctuurinvloed, d.w.z. de mate waarin elk van de nijverheidstakken gevoelig is voor conjuncturele schommelingen. Niet alle sectoren blijken even sterk conjunctuurgevoelig te zijn. Om een beter inzicht te verkrijgen in de mate waarin de diverse nijverheidstakken onderling in hun conjunctuurgevoeligheid verschillen zou het opstellen van een conjuncturele hiërarchie, d.w.z. een rangschikking van de sectoren volgens hun conjuncturele intensiteit, dan ook zeer dienstig kunnen zijn.

2. Gebruikte analysetechniek

Bij het meten van de conjunctuurgevoeligheid van de diverse nijverheidstakken zal gebruik gemaakt worden van de enkelvoudige spectraalanalyse (x).

In tegenstelling tot de conventionele tijdreeksanalyse wordt bij deze methode geen bepaald model vooropgesteld. Zelfs de veronderstelling dat de tijdreeks is samengesteld uit een trend, een cyclische beweging, een seizoenbeweging en een residuele of stochastische component blijft hier achterwege.

Wel wordt verondersteld dat de waargenomen en te analyseren tijdreeks de realisering voorstelt van een zwak stationair stochastisch proces. Verder wordt tevens gebruik gemaakt van het feit dat dit zwak stationair stochastisch proces voorgesteld kan worden als een som van onafhankelijke consinusoidale bewegingen, nl.

(x) Er zal niet sterk worden ingegaan op deze analysetechniek als dusdanig. Wel zal de nadruk gelegd worden op de mogelijkheden van deze techniek en de interpretatie van de resultaten. Wat de techniek zelf betreft kan het volstaan te verwijzen naar enkele basisswerken zoals: GRANGER, C.W. & HATANAKA, M.: "Spectral Analysis of Economic Time Series", Princeton, Princeton University Press, 1964. JENKINS, G.M. & WATTS, D.G.: "Spectral Analysis and its Applications", San Francisco, Holden-Day, 1968. FISHMAN, G.S.: "Spectral Methods in Econometrics", Cambridge, Harvard University Press, 1969.

$$(1) \quad z(t) = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \cos 2 \pi f_i (t - \phi_i)$$

waarbij μ staat voor de gemiddelde proceswaarde. Elk van deze cosinusbewegingen wordt gekenmerkt door een verschillende niet stochastische periode f_i^{-1} en een stochastische te schatten amplitude α_i en phase ϕ_i .

Het merkwaardige van deze amplitudes bestaat er nu in dat, toegepast voor een gegeven stationaire tijdreeks y_t en rekening houdend met technische schattingsaangelegenheden, de totale geschatte variantie van deze tijdreeks geschreven kan worden als een lineaire combinatie van deze gekwadrateerde geschatte amplitudes, n.l.

$$(2) \quad \hat{\sigma}_y^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [y(t) - \bar{y}]^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i^2 + \alpha_m^2$$

Elke term van deze lineaire combinatie heeft betrekking op één van de m onafhankelijke periodieke bewegingen waaruit de stationaire tijdreeks, bestaande uit T waarnemingen, verondersteld wordt samengesteld te zijn.

In dit opzicht kan spectraalanalyse dus als een bijzondere vorm van variantie analyse beschouwd worden (x). De totale variantie wordt immers opgedeeld en toegewezen aan onafhankelijke bewegingen van verschillende frequentie. Het aandeel van elk van deze bewegingen in de totale variantie wordt dan weergegeven door gekwadrateerde amplituden.

Om theoretische en statistische redenen zijn het evenwel niet de amplituden die geschat werden maar wel de "auto-spectra". Deze auto-spectra, die als verbeterde schattingen kunnen doorgaan van de amplituden, worden bekomen door het toepassen van een Fourier transformatie op de auto-covariantiefunctie (xx). Het auto-spectrum en de auto-covariantiefunctie vormen n.l. elkaars Fourier getransformeerden, d.w.z.

$$(3) \quad g(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\theta=-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\theta} R(\theta)$$

en

$$(4) \quad R(\theta) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega\theta} g(\omega) d\omega$$

(x) TUKEY, J.W.: "Discussion Emphasizing the Connection between Analysis of Variance and Spectrum Analysis", Technometrics, vol. 3, 1961, blz. 191-219.

(xx) Als wegingsfunctie werd de "Parzen window" gebruikt.

waarbij

$$(5) R(\theta) = E \left[\left[y_t - E(y_t) \right] \left[y_{t+\theta} - E(y_{t+\theta}) \right] \right]$$

De betekenis en interpretatie van deze auto-spectra zijn echter niet fundamenteel verschillend van deze van de reeds besproken amplituden.

Een groot voordeel van spectraalanalyse bestaat er in dat door deze techniek gelijktijdig de relatieve belangrijkheid geschat wordt van een ganse reeks van elkaar in frequentie verschillende bewegingen. Men bekomt als het ware een inventaris van al die bewegingen die hebben bijgedragen tot de samenstelling van de stationaire tijdreeks. Al deze bewegingen kunnen dan ook gerangschikt worden volgens hun relatieve bijdrage in de verklaring van de totale variantie.

Bovendien blijkt deze techniek bijzonder goed geschikt te zijn voor het analyseren van tijdreeksen die wel fluctueren doch niet strikt periodiek zijn noch zijn samengesteld uit strikt periodieke bewegingen. Deze uitspraak, die schijnbaar in tegenspraak is met de formulering van het basismodel (1), wordt verrechtvaardigd door een continue benadering van dit model. Met deze techniek wordt dus niet nagegaan of de waargenomen tijdreeks is opgebouwd uit cycli met welbepaalde frequenties maar wel of in deze reeks bewegingen aanwezig zijn die gekarakteriseerd kunnen worden door welbepaalde gemiddelde frequenties.

Bij het gebruik van spectraalanalyse voor het onderzoeken van economische tijdreeksen stellen er zich echter twee belangrijke problemen. Een eerste probleem wordt gevormd door het niet opgaan van de zeer restriktieve stationariteitsvoorwaarden. Economische tijdreeksen beantwoorden immers zeer zelden aan de gestelde voorwaarden van zwakke stationariteit. Bijna steeds vertonen deze reeksen een trend in gemiddelde en vaak zelfs een trend in variantie.

Om aan dit probleem te verhelpen dient de te onderzoeken tijdreeks dan ook allereerste dusdanig getransformeerd te worden dat wel aan de vereiste voorwaarden voldaan wordt. Een vaak voorkomende klassieke benadering hiervoor is gesteund op twee hypothesen, n.l. de onafhankelijkheid van vier tijdreekscomponenten (trend, cyclische beweging, seizoenfluctuatie en storingsterm) en een a priori gespecificeerd specifiek trendpatroon.

De meest gebruikelijke trendspecificaties zijn de polynomen van eerste en tweede graad (d.w.z. de lineaire en parabolische trend) en de exponentiële trend. Bij deze specificaties wordt dus trend begrepen als een cyclische beweging met een oneindige periode zodat bij een juiste specificatie de variantie die aan de frequentie nul werd toegewezen volledig gedrukt zal worden. Een foutieve specificatie heeft echter als gevolg: een onvolledige trendeliminatie, het niet opgaan van de stationariteitsvoorwaarden en, mede als gevolg van 'leakage' een (aanzienlijke) concentratie van variantie in de frequentieband rond nul.

Hierbij dient nog benadrukt te worden dat de werkwijze waarbij de trend in gemiddelde wordt verwijderd om vervolgens tot een analyse van de residuen over te gaan hoofdzakelijk gesteund is op de veronderstelling dat de trend gegenereerd werd door een mechanisme dat verschillend is van datgene wat de residuen heeft voortgebracht. Het is nochtans goed mogelijk dat beide mechanismen op een of andere manier met elkaar zijn verbonden. In dit geval zou een trendeliminatie het quasi volledig verlies betekenen van alle informatie die de trend zou kunnen verschaffen m.b.t. het overblijvende gedeelte van het proces (x).

Een tweede probleem dat zich kan voordoen bij het gebruik van spectraalanalyse voor economische tijdreeksen is de overdreven concentratie van variantie in de zeer lage frequenties, d.w.z. de frequenties die gelegen zijn tussen nul en de typische conjunctuurfrequenties (xx). Zelfs wanneer de variantie voor de frequentie nul volledig werd verwijderd dan nog kan deze overdreven concentratie het achterhalen van conjunctuurcycli sterk bemoeilijken en zelfs totaal onmogelijk maken. De gebruikte schattingstechniek brengt immers met zich mee dat bij een zeer sterke concentratie voor een bepaalde frequentieband een gedeelte van de aan deze frequentie toegewezen variantie weglekt (leakage) naar naastliggende frequentiebanden. Hierdoor kan voor deze naastliggende frequentiebanden een totaal foutief beeld verkregen worden.

In de hier gevolgde analyse werd de problematiek van trendeliminatie en deze van de zeer lage frequenties niet opgelost doch eerder ontweken door gebruik te maken

(x) Zie hiervoor :
 GRANGER, C.W.: "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable",
 Econometrica, vol. 34, 1966, blz. 150-161.

(xx) GRANGER, C.W.: op. cit., blz. 154.

van groeicijfers, d.w.z. een transformatie van de vorm

$$(6) \quad \tilde{y}_t = \frac{y_t - y_{t-\tau}}{y_{t-\tau}}$$

waarbij $\tau = 12$ voor de tijdreeksen bestaande uit maandelijks gegevens en $\tau = 4$ voor kwartaalreeksen.

Deze overgang naar groeicijfers dient hier echter niet gezien te worden als een transformatie van de waargenomen tijdreeks tot een zwak stationaire reeks. Daar groeicijfers een zeer specifieke eigen betekenis hebben dienen deze eerder beschouwd te worden als een alternatieve benadering van de oorspronkelijke reeks met het bijkomende voordeel echter dat zeer waarschijnlijk wel zal voldaan zijn aan de voorafgaandelijke stationariteitsvoorwaarden.

Door deze overgang wordt immers de kans verkleind dat een overdreven concentratie van variantie ontstaat in een frequentieband om en bij de frequentie nul waardoor de problemen van trendeliminatie en zeer lage frequenties ontlopen worden.

Bovendien biedt deze overgang het additionele voordeel dat ook seizoeninvloeden, zoals de typische 12 en 6 maandelijks cycli, bijna volledig verwijderd worden. Slechts in die gevallen waarvoor zich het seizoenpatroon van jaar tot jaar sterk wijzigt kunnen nog spectraaldichtheden aangetroffen worden op de seizoenfrequenties.

De belangrijkste verrechtvaardiging voor het gebruik van groeicijfers dient echter gezocht te worden in het feit dat conjunctuuranalyse en -prognose in toenemende mate geschieden in termen van groei en bijgevolg in groeicijfers worden uitgedrukt.

3. Basisindicator en referentiebeweging

Bij het bepalen van de conjunctuurgevoeligheid van de diverse nijverheidstakken zal het conjunctuurverloop van elk van de sectoren vergeleken worden met één welbepaald vooropgesteld conjunctuurpatroon. Met deze benadering zal dus nagegaan worden in welke mate het vooropgestelde patroon in elk van de bedrijfstakken kan teruggevonden worden.

Deze werkwijze biedt het grote voordeel steeds te kunnen vertrekken van een goed gedefinieerde referentiebeweging. Bovendien sluit deze benadering goed aan bij een reële gang van zaken. Bij het voeren van een conjuncturele stabilisatiepolitiek wordt immers zeer vaak een beroep gedaan op een algemene conjunctuurindicator die dan zowel een synthetische index als een geaggregeerde grootheid kan zijn.

Een typisch voorbeeld van een synthetische conjunctuurindex die als referentiereeks in aanmerking zou kunnen komen is deze die werd opgesteld door de Kredietbank (x). Daar de bij de opstelling van deze conjunctuurbarometer gevolgde methodiek een zekere garantie vormt voor een constant gemiddelde en in zekere mate ook voor een constante variantie van de index kan deze tijdreeks beschouwd worden als een realisering van een zwak stationair stochastisch proces.

Het is dan ook de variantie van de oorspronkelijke reeks die werd opgedeeld en toegewezen aan onafhankelijke periodieke bewegingen van verschillende frequentie. Uit deze opsplitsing, die in Figuur I voorgesteld wordt, blijkt dat de periodieke beweging met het grootste aandeel in de totale variantie gevormd wordt door een beweging met een periodeduur van om en bij de 60 maanden. Dit resultaat betekent dus dat voor de periode 1950-1971 een vrij sterk dominerende beweging kan onderkend worden met een gemiddelde periodeduur van 60 maanden.

Omwille van het veelvuldig gebruik als algemene indicator en om een betere vergelijking met de diverse nijverheidstakken mogelijk te maken werd in de hier gevolgde analyse echter de index van de industriële produktie (excl. bouw) weerhouden als referentiereeks voor de periode 1953-1971 (xx). Daar deze tijdreeks zeer duidelijk niet voldoet aan de gestelde stationariteitsvoorwaarden werd deze reeks gheredefinieerd in groeicijfers zoals in (6) werd aangegeven.

Zoals blijkt uit Figuur I kan, net zoals voor de conjunctuurindicator van de Kredietbank, ook in het spectrum van de in groeicijfers uitgedrukte totale industriële produktie een dominerende beweging van ± 60 maanden teruggevonden worden. Vermeldenswaard is wel dat dit resultaat volledig in overeenstemming is met de resultaten die door B. SCHIPS bekomen werden voor de B.R.D. (xxx).

(x) STOKX, J., PEETERS, G. en DIERCKX, F.: "De Nieuwe Conjunctuurindicator van de Kredietbank", Tijdschrift voor Economie, vol. 18, 1973, blz. 57-64.

(xx) Bron statistische gegevens: N.I.S.
De bouwnijverheid werd niet weerhouden daar deze sector slechts sinds 1958 in het indexcijfer van de industriële produktie werd opgenomen.

(xxx) SCHIPS, B.: "Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950-1971", in OTT, A.E., Ed.: "Wachstumszyklen", Berlin, Duncker-Humblot, 1973, blz. 183-199.

De conjunctuurgevoeligheid van de diverse nijverheidstakken kan nu onderzocht worden door voor elk van de sectoren de amplitude die overeenkomt met een periodieke beweging van 60 maanden te vergelijken met deze van de referentiecyclus, d.w.z. met de amplitude van de periodieke beweging van dezelfde frequentie uit de gebruikte referentiereeks.

4. Empirische resultaten

Een eerste reeks resultaten heeft betrekking op de sectoriële industriële productie (x). Na voorafgaandelijke overgang op groeicijfers werd voor elk van de 16 weerhouden sectoren de totale variantie opgedeeld en toegewezen aan onafhankelijke periodieke bewegingen.

Vervolgens werd voor elk van deze nijverheidstakken nagegaan wat de relatieve belangrijkheid was van een periodieke beweging met een periodeduur van 60 maanden. Om de auto-spectra van diverse tijdreeksen met elkaar te kunnen vergelijken werd elk van deze spectra gestandaardiseerd door te delen door de totale variantie van de desbetreffende tijdreeks. Deze relatieve grootheden, die spectraaldichtheden genoemd worden, werden dan gerangschikt volgens orde van grootte. Het resultaat van deze rangschikking wordt weergegeven in Tabel I.

Opvallend bij deze resultaten is de redelijke gelijkheid tussen deze langs empirische weg verkregen conjuncturele hiërarchie en de rangschikking van de sectoren in intermediaire sectoren (investerings- en uitrustingsgoederen) en sectoren die eerder op de finale consumptie zijn gericht (duurzame en niet duurzame verbruiks- goederen). Zo zou volgens deze analyse b.v. de textielsector (spinnerijen, weverijen, ...) veel gevoeliger zijn dan de sectoren leder en bont, kleding en schoenen en houtverwerking en zouden deze laatste op hun beurt weer gevoeliger zijn dan de sector voeding en dranken en de sector tabak.

Voor zover de gebruikte gegevens een vergelijking mogelijk maken en rekening houdend met het feit dat hier geen trend afwijkingen doch groeicijfers gebruikt werden is deze vaststelling volledig in overeenstemming met deze die door E. GRÖHN gedaan werd voor de B.R.D. (xx).

(x) Bron statistische gegevens: N.I.S.

(xx) GRÖHN, E.: "Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieprodukten in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967", Tübingen, Mohr, Kieler Studien, nr 108, 1970.

Daar in deze hiërarchie toch enkele belangrijke uitzonderingen blijken voor te komen (papier en karton, winning van steenkool, andere extractieve nijverheden, ...) werd bij wijze van controle gepoogd de hier gevolgde analyse eveneens toe te passen op sectoriële prijsgegevens. De enige prijsgegevens die hiervoor in aanmerking konden komen waren de groothandelsprijzen (x). Als referentiereeks bij deze prijsanalyse werd het algemeen indexcijfer van de groothandelsprijzen genomen.

Na herdefiniering in groeicijfers werd voor elk van de 18 weerhouden groepen de totale variantie opgedeeld en de relatieve belangrijkheid geschat van een periodieke beweging met een cyclusduur van 60 maanden. De aldus verkregen resultaten, gerangschikt in dalende volgorde van grootte, worden weergegeven in Tabel II.

Alhoewel deze resultaten, omwille van de definitie van de gebruikte tijdreeksen, niet volledig vergelijkbaar zijn met deze voor de industriële produktie vindt men hier veel duidelijker de hiërarchie terug die reeds bij de analyse van de sectoriële produktie werd vermoed. Zo zijn de prijzen die betrekking hebben op grondstoffen en "zware" industrie bovenaan de hiërarchie te vinden terwijl de prijzen die betrekking hebben op "lichtere" industrie onderaan komen. De groothandelsprijs voor bouwmaterialen schijnt hier nochtans een belangrijke uitzondering op te maken.

Globaal genomen blijken deze resultaten echter de vaststelling te bevestigen dat primaire en intermediaire sectoren, zowel wat output als wat prijs betreft, veel gevoeliger te zijn voor een 60 maandelijks conjuncturele beweging dan de sectoren die veel dichter bij de private consumptie staan.

Naast deze vrij goede overeenkomst dienen toch een tweetal verschilpunten aangestipt te worden. Een eerste verschilpunt met de industriële produktie is wel dat de resultaten voor de groothandelsprijzen niet zo sterk uit elkaar liggen als deze voor de produktie.

Een tweede opmerkelijk verschilpunt bestaat er in dat het relatief aandeel van een 60 maandelijks periodieke beweging in het verloop van de groeicijfers van de groothandelsprijzen veel groter is dan het relatief aandeel van deze cyclus in de groeicijfers van de industriële produktie. Dit wijst er dus op dat de gevoeligheid voor een conjuncturele cyclus van 60 maanden sterker tot uiting komt in de prijsevolutie dan in wijzigingen van de output.

(x) Bron statistische gegevens: N.I.S. (Ministerie van Economische Zaken).

Een laatste opmerking dient gemaakt te worden met betrekking tot de cyclische beweging van 60 maanden die dominerend bleek te zijn voor zowel de conjunctuurindicator van de Kredietbank als voor de index van de totale industriële productie.

Deze periodieke beweging is het resultaat van een bijzondere vorm van aggregatie. De specifieke sectoriële conjuncturele bewegingen werden immers na weging met de sectoriële bruto toegevoegde waarde, geaggregeerd tot een algemene index om aldus te resulteren in een tijdreeks die gekenmerkt wordt door een dominerende 60 maandenlijkse beweging. Een uitspraak als zou een bepaalde sector niet gevoelig zijn voor een beweging van 60 maanden betekent dus in deze kontekst daarom nog niet dat deze sector niet onderhevig kan zijn aan een andere dan een 60 maandenlijkse cyclus.

Dit laatste aspect kan verduidelijkt worden door de sectoren niet te rangschikken volgens de waarde van de amplitudo die voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ geschat werd maar deze wel te rangschikken volgens de frequentie (band) waarvoor een absoluut maximum van de spectraaldichtheden werd vastgesteld. De situering en de waarde van deze absolute maxima van de spectraaldichtheden worden zowel voor de productie als voor de groothandelsprijzen weergegeven resp. in Tabel III en Tabel IV.

Uit deze resultaten blijkt zeer duidelijk dat zowel voor productie als voor groothandelsprijzen de primaire sectoren een specifieke cyclus vertonen die langer is dan deze van de intermediaire sectoren en deze laatsten op hun beurt door een langere cyclus gekarakteriseerd kunnen worden dan de finale sectoren.

Verder kan vastgesteld worden dat, voor zover prijzen en productie met elkaar kunnen vergeleken worden, er een zeer goede overeenkomst bestaat tussen de resultaten voor groothandelsprijzen en deze voor productie voor wat de situering van de maxima van de spectraaldichtheden betreft. Zo blijkt uit Tabel IV dat de groothandelsprijs voor bouwmaterialen gekenmerkt wordt door een dominerende cyclus van 30 maanden terwijl uit Tabel III volgt dat ook de industriële productie van niet metaalhoudende mineralen (klei, glas, cement, kalk, pleister, ...) alsook de productie van de extractieve nijverheden (excl. steenkool doch incl. marmer, zandsteen, kalksteen, ...) door een dominerende 30 maandenlijkse cyclus gekarakteriseerd worden.

Deze vaststellingen geven tevens een verklaring voor de zeer goede interpreteerbare conjuncturele hiërarchie die werd vastgesteld voor de 60 maandenlijkse

cyclus. Deze ordening wordt blijkbaar voornamelijk veroorzaakt door het feit dat intermediaire en voornamelijk finale sectoren een absoluut maximum in het spectrum vertonen voor een hogere frequentie dan $\frac{\pi}{30}$.

5. Besluit en Opmerkingen

Uit de analyse van de conjunctuurgevoeligheid kunnen een tweetal algemene conclusies getrokken worden. Als eerste besluit kan gesteld worden dat de diverse sectoren, zowel voor wat prijs als voor wat de produktie betreft, zeer zeker niet allen even gevoelig zijn voor de 60 maandelijks beweging die als dominerende cyclus aanwezig bleek te zijn in zowel de conjunctuurindicator van de Kredietbank als in de index van de totale industriële produktie.

Meer in het bijzonder bleek de conjuncturele hiërarchie, die voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ kon opgesteld worden, goed samen te vallen met de indeling van de sectoren in primaire, intermediaire en finale sectoren. Deze vaststelling zou dan ook een bevestiging kunnen betekenen van de theorie van overinvesteringen.

Deze eerste vaststelling wil daarom echter nog niet zeggen dat de eigenlijke oorzaak van het conjunctureel verschijnsel dient gezocht te worden bij die sectoren die het meest gevoelig bleken te zijn voor deze 60 maandelijks cyclus.

Een tweede algemeen besluit heeft betrekking op de specifieke sectoriële cycli. Uit de analyse is vrij duidelijk gebleken dat zowel voor de industriële produktie als voor de groothandelsprijzen de primaire sectoren gekenmerkt worden door cycli met een langere periodeduur dan de sectoren die veel dichterbij de private consumptie staan.

Tenslotte dient nog een opmerking te worden gemaakt met betrekking tot de betekenis van de gebruikte analysetechniek zelf. De veronderstelling dat de in groeicijfers uitgedrukte tijdreeks beschouwd wordt als een realisering van een zwak stationair stochastisch proces impliceert daarom nog niet dat, ter verklaring van de eigenlijke oorzaak van conjunctuurcycli, de stochastische theorie (x) aanvaard en de accelerator-multiplicator theorie (xx) verworpen wordt.

(x) SLUTSKY, E.: "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes" *Econometrica*, vol. 5, 1937, blz. 105-146.

(xx) SAMUELSON, P.A.: "Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration", *Review of Economic Statistics*, vol. 21, 1939, blz. 75-78.

GOODWIN, B.M.: "The Non-Linear Accelerator and the Persistence of Business Cycles," *Econometrica*, vol. 19, 1951, blz. 1-17.

De vooropgestelde hypothese van stochastische processen wordt hier enkel ingevoerd en gebruikt om het mogelijk te maken de realisering en het gevolg van het conjunctureel verschijnsel kwantitatief te onderzoeken en dit zonder een uitspraak te doen over de aan de basis liggende oorzaak van deze conjuncturele schommelingen.

B. Conjuncturele interdependentie

1. Inleiding

Een tweede aspect van de conjunctuurinvloed op het vlak van de bedrijfstak heeft betrekking op de conjuncturele interdependentie of m.a.w. de onderlinge binding en samenhang van het conjunctuurverloop. Bij de analyse van de intensiteit werd immers geen uitspraak gedaan over de samenhang van het conjuncturele verloop. Zo kan het b.v. best gebeuren dat een sterke samenhang bestaat tussen het karakteriserend verloop van een zeer sterk conjunctuurgevoelige sector en het patroon van een sector die slechts zeer zwak onderhevig is aan conjuncturele bewegingen.

2. Gebruikte analysetechnieken

De informatie m. b. t. het karakteristieke verloop van een stationaire tijdreeks kan ofwel in het tijdsdomein voorgesteld worden door de auto-covariantiefunctie ofwel in het frequentiedomein door het auto-spectrum. Het grote voordeel te werken in het frequentiedomein bestaat evenwel uit de veel eenvoudigere interpretatie van onafhankelijke spectrumelementen dan van onderling afhankelijke auto-covarianties. Zo vormt elk element van het auto-spectrum een maatstaf voor dat gedeelte van de totale variantie van de stationaire tijdreeks dat betrekking heeft op, en kan toegewezen worden aan een van de onafhankelijke, van elkaar in frequentie verschillende periodieke bewegingen waaruit de tijdreeks verondersteld wordt samengesteld te zijn.

Deze overgang van tijds- naar frequentiedomein kan ook uitgebreid worden tot de cross-covariantiefunctie. Het uitgangspunt voor deze veralgemening wordt gevormd door twee tijdreeksen te beschouwen als de realisering van een tweedimensionaal stochastisch proces. Het resultaat van de Fouriertransformatie van de cross-covariantiefunctie wordt cross-spectrum genoemd.

Elk element van dit cross-spectrum vormt dan een maatstaf voor de covariantie tussen een welbepaalde periodieke beweging die verondersteld wordt aanwezig te zijn in een eerste zwak stationaire tijdreeks en een gelijkaardige cyclische beweging van dezelfde frequentie die verondersteld wordt te hebben bijgedragen tot de samenstelling van een tweede zwak stationaire tijdreeks. Daar waar het auto-spectrum kan beschouwd worden als een variantie analyse in het frequentiedomein zo kan het cross-spectrum dus begrepen worden als een covariantieanalyse in het frequentiedomein.

Uit het voorgaande volgt dat, naar analogie met het tijdsdomein, twee stationaire tijdreeksen in het frequentiedomein volledig gekarakteriseerd kunnen worden door vier functies, nl. de twee auto-spectra en de twee cross-spectra. Voor elke frequentie ($0 \leq \omega \leq \pi$) kunnen de elementen van deze spectraalfuncties voorgesteld worden door een spectraalmatrix die gedefinieerd wordt als

$$(7) \quad G(\omega) = \begin{bmatrix} g_{11}(\omega) & g_{12}(\omega) \\ g_{21}(\omega) & g_{22}(\omega) \end{bmatrix} \quad (0 \leq \omega \leq \pi)$$

waarbij de elementen op de hoofddiagonaal gevormd worden door de elementen van de auto-spectra en de nevendagonaalelementen samengesteld zijn uit de elementen van de cross-spectra. De op deze wijze gedefiniëerde spectraalmatrix kan dan doorgaan als het equivalent van de klassieke variantie-covariantiematrix.

Net zoals men in het tijdsdomein de variantie-covariantiematrix kan standaardiseren tot een correlatiematrix zo kan men ook deze spectraalmatrix standaardiseren tot een coherentiematrix, nl.

$$(8) \quad C(\omega) = \begin{bmatrix} c_{11}(\omega) & c_{21}(\omega) \\ c_{21}(\omega) & c_{22}(\omega) \end{bmatrix} \quad (0 \leq \omega \leq \pi)$$

waarvoor geldt dat

$$(9) \quad c_{ij}(\omega) = \frac{g_{ij}(\omega)}{\sqrt{g_{ii}(\omega)} \sqrt{g_{jj}(\omega)}} \quad (0 \leq \omega \leq \pi) \quad (i, j=1, 2)$$

De grote moeilijkheid bij de interpretatie van een coherentiematrix wordt veroorzaakt door het feit dat de cross-spectra complexe grootheden zijn (x). Aan deze moeilijkheid kan verholpen worden door de coherentie als een reële grootheid te herdefiniëren als

$$(10) \quad |c_{ij}(\omega)|^2 = \frac{|g_{ij}(\omega)|^2}{g_{ii}(\omega) g_{jj}(\omega)} \quad 0 \leq |c_{ij}(\omega)|^2 \leq 1$$

ofwel de vierkantswortel hieruit, nl.

(x) De spectraalmatrix $G(\omega)$ is niet enkel positief semi-definiet maar is bovendien een Hermitische matrix, d.w.z.

$$g_{ij}(\omega) = g_{ji}^*(\omega)$$

waarbij x staat voor een toegevoegd complex.

$$(11) \quad |c_{ij}(\omega)| = \frac{|g_{ij}(\omega)|}{\sqrt{g_{ii}(\omega)} \sqrt{g_{jj}(\omega)}} \quad 0 \leq |c_{ij}(\omega)| \leq 1$$

De elementen van deze gheherdefinieerde coherentiematrices vormen aldus een goed geschaalde maatstaf voor de stochastische samenhang en de lineaire relatie tussen cyclische tijdreekscomponenten van dezelfde frequentie.

Alhoewel deze matrices zeer geschikt blijken te zijn voor het meten van de conjuncturele interdependentie van de diverse nijverheidstakken, stelt zich bij de praktische uitwerking toch het probleem van de orde die deze matrices kunnen aannemen.

Zo zouden er voor een analyse van n sectoren niet minder dan $\frac{n(n-1)}{2}$ coherenties geïnterpreteerd moeten worden!

Er dient dan ook uitgekeken te worden naar hulpmiddelen om de belangrijkste informatie, die in een coherentiematrix besloten ligt, duidelijker naar voor te brengen.

Een eerste belangrijk aspect van de onderlinge samenhang dat uit een coherentiematrix zou kunnen worden afgeleid is de mate waarin elk van de sectoren gebonden is aan al de overige sectoren.

Daar een coherentiematrix geïnterpreteerd kan worden als een correlatiematrix (waarvan de elementen de correlaties aangeven tussen cyclische tijdreekscomponenten van dezelfde frequentie) kan gebruik gemaakt worden van één van de eigenschappen van een correlatiematrix om dit eerste aspect te kwantificeren b.m.v. de grootte (x)

$$(12) \quad R_i^2 = 1 - \frac{1}{s_{ii}} \quad \begin{array}{l} (0 \leq R_i \leq 1) \\ (i=1,2,\dots,n) \end{array}$$

waarbij s_{ii} het i^{de} diagonaalelement van de inverse gheherdefinieerde coherentiematrix voorstelt. Hoe groter de waarde is van R_i hoe sterker de samenhang en lineaire relatie zal zijn tussen een bepaalde cyclische component van de i^{de} sector en een cyclische component van dezelfde frequentie in elk van $(n-1)$ overige sectoren.

Een tweede en niet minder belangrijk aspect van de onderlinge samenhang is de structuur zelf van de coherentiematrix.

Een mogelijke manier om deze structuur te achterhalen bestaat in het toepassen van een Factoranalyse (xx) op de coherentiematrix.

(x) De grootte R_i is in feite niets anders dan de multiple correlatiecoëfficiënt.

(xx) Voor deze techniek zie: HORST, P.: "Factor Analysis of Data Matrices", New York Holt, Rinehart and Winston, 1965. LAWLEY, D.N. & MAXWELL, A.E.: "Factor Analysis as a Statistical Method", London, Butterworth, 1971.

Hiervoor wordt allereerst verondersteld dat voor elk van de n sectoren de cyclische component, die overeenkomt met een periodieke beweging van 60 maanden, gedefinieerd wordt als afzonderlijke variabele met een gemiddelde nul en een variantie gelijk aan één. Rekening houdend met de definitie van deze variabelen, voortaan x-variabelen genoemd, alsook met deze van de geherdefinieerde coherentie-matrix ((10) of (11)) volgt hieruit dat deze laatste kan gelijk gesteld worden aan de variantiecovariantiematrix van deze x-variabelen.

Als tweede veronderstelling wordt vooropgesteld dat elk van deze nieuwe variabelen gegenereerd werd door een lineaire combinatie van niet waarneembare, hypothetische doch gemeenschappelijke verklarende variabelen en een stochastische storingsterm. Dit model kan dan voorgesteld worden als

$$(13) \quad x = Af + \epsilon$$

- waarbij:
- x de vector voorstelt bestaande uit de n cyclische componenten
 - f de vector is samengesteld uit de k (k < n) niet gekende verklarende variabelen (factoren of componenten),
 - A staat voor een (n x k) matrix bestaande uit de te schatten regressiecoëfficiënten a_{ij} (factorladingen),
 - ϵ een vector voorstelt bestaande uit de n stochastische storingstermen.

Met als voornaamste bedoeling het model te identificeren en schattingen mogelijk te maken worden verder nog volgende veronderstellingen ingevoerd:

- de n storingstermen zijn onderling onafhankelijk, d.w.z.

$$(14) \quad E(\epsilon\epsilon') = E$$

waarbij E een diagonaalmatrix is met e_1, e_2, \dots, e_n als hoofd-diagonaalelementen.

- de storingstermen zijn onafhankelijk van de gemeenschappelijke verklarende variabelen, d.w.z.

$$(15) \quad E(f\epsilon') = 0$$

- de verklarende variabelen zijn onderling onafhankelijk en hebben een variantie gelijk aan één, d.w.z.

$$(16) \quad E(ff') = I_k$$

waarbij I_k de eenheidsmatrix van de orde k voorstelt.

Rekening houdend met deze beperkende voorwaarden kan de variantie-covariantiematrix van de x-variabelen geschreven worden als

$$(17) \quad \Sigma = E(xx') = E [(Af + \epsilon) (Af + \epsilon)'] \\ = AA' + E$$

waaruit volgt dat

$$(18) \quad \sigma_{x_i}^2 = \sum_{j=1}^k a_{ij}^2 + e_i = h_i + e_i = 1 \quad (i=1,2,\dots,n)$$

Dit laatste resultaat betekent dat de totale variantie van de variabele x_i in twee delen kan worden opgesplitst. In een eerste deel, voorgesteld door h_i en bestaande uit de som van de gekwadrateerde regressiecoëfficiënten, wordt aangegeven in welke mate de gemeenschappelijke verklarende factoren hebben bijgedragen in de verklaring van de totale variantie van x_i . Het tweede deel, voorgesteld door e_i , wordt dan gevormd door dat gedeelte van de variantie van x_i dat niet verklaard wordt door de gemeenschappelijke verklarende factoren en daarom dan ook specifieke variantie kan genoemd worden.

Met deze analyse is het dus mogelijk te achterhalen in welke mate de cyclische componenten, die overeenkomen met een periode van 60 maanden en verondersteld worden in elk van de sectoren in meer of mindere mate aanwezig te zijn, verklaard kunnen worden door gemeenschappelijke verklarende factoren.

3. Empirische resultaten

Bij de analyse van de conjuncturele interdependentie van de diverse nijverheidstakken werden, om reden van technische aard, slechts 14 van de oorspronkelijke 16 sectoren weerhouden. De twee sectoren die niet langer meer in de analyse werden betrokken zijn de sectoren tabak en steenkoolwinning.

De reden voor het weglaten van de tabaknijverheid was het geringe aandeel van deze sector in de totale industriële produktie (slechts 0.5 %!). De sector steenkoolwinning werd verwijderd daar voor deze sector zeer zeker niet voldaan werd aan de vereiste stationariteitsvoorwaarden. Zoals blijkt uit Tabel III werd voor deze sector het absoluut maximum van de spectraaldichtheden bereikt voor de frequentie nul. Dit wijst er dus op dat (zelfs) in de groeicijfers van deze sector een trendbeweging voorkomt die zeer waarschijnlijk veroorzaakt werd door de structurele wijzigingen die zich gedurende de waarnemingsperiode in deze sector hebben voorgedaan.

Voor de 14 overblijvende sectoren werd de spectraalmatrix geschat voor de frequentie

$\frac{\pi}{30}$ en $\frac{\pi}{15}$, d.w.z. voor de frequenties die overeenkomen, met een periodieke beweging van resp. 60 en 30 maanden. Deze matrices, die elk 196 elementen bevatten, zijn echter te omvangrijk om in hun geheel geïnterpreteerd te kunnen worden.

De interpretatie wordt echter aanzienlijk vereenvoudigd wanneer de oorspronkelijke spectramatrices vervangen worden door het verschil van de twee coherentiematrices nl.

$$(19) \quad v_{ij} = \left| c_{ij}\left(\frac{\pi}{30}\right) \right|^2 - \left| c_{ij}\left(\frac{\pi}{15}\right) \right|^2 \quad (i, j=1, 2, \dots, n)$$

De op deze wijze verkregen verschilmatrix V wordt weergegeven in tabel V. Bij de voorstelling van deze matrix werden de sectoren gegroepeerd volgens de frequentieband waarvoor het absoluut maximum van de spectraaldichtheden werd vastgesteld (zie Tabel III).

De indeling van de 14 overblijvende sectoren in 4 groepen heeft als gevolg dat de interpretatie van de resultaten sterk vergemakkelijkt wordt. De coherentiematrices, en dus ook de verschilmatrix V, kunnen hierdoor immers zeer eenvoudig gepartitioneerd worden in diagonaal- en nevendiaagonaalblokken. De diagonaalblokken geven dan de onderlinge coherenties weer tussen die sectoren die hun absoluut spectrummaximum bereiken in dezelfde frequentie(band) terwijl de nevendiaagonaalblokken betrekking hebben op de coherenties tussen sectoren waarvoor het absoluut spectrummaximum niet voor dezelfde frequentie wordt bereikt.

Vermeld dient nog te worden dat, om reden van overzichtelijkheid, de positieve verschillen boven en de negatieve verschillen onder de hoofddiagonaal worden weergegeven.

Wat de diagonaalblokken betreft kan duidelijk worden vastgesteld dat alle intercoherenties voor de groepen I, II en III groter zijn voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ dan voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$. Verder blijkt deze toename te vergroten naarmate de frequentie, waarvoor de tot de groep behorende sectoren hun absoluut spectrummaximum bereiken, kleiner wordt.

Het vierde diagonaalblok vertoont echter een gans ander beeld. Alhoewel enkele uitzonderingen voorkomen blijkt dat de samenhang tussen de sectoren die tot deze groep behoren groter is voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$ dan voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$.

Samenvattend kan dus gesteld worden dat de onderlinge samenhang van primaire en intermediaire sectoren groter is voor een 60 maandelijksse cyclus dan voor een 30 maandelijksse beweging. Voor de sectoren die tot de vierde groep behoren doet zich de omgekeerde situatie voor. De onderlinge samenhang van de sectoren die tot deze

groep behoren blijkt sterker te zijn voor een 30 maandelijkse beweging dan voor een cyclus met een gemiddelde periodeduur van 60 maanden.

Wat de nevendiagonaalblokken betreft blijkt uit Tabel V dat de samenhang, tussen sectoren behorende tot de eerste groep, d.w.z. sectoren die gekenmerkt worden door een 60 maandelijkse cyclus, en sectoren die behoren tot de groepen II, III en IV, d.w.z. die sectoren waarvoor het spectrummaximum slechts bereikt wordt voor hogere frequenties, veel sterker is voor een 60 maandelijkse cyclus dan voor een 30 maandelijkse beweging.

De algemene onderlinge samenhang blijkt dus sterker te zijn voor een 60 maandelijkse conjuncturele beweging dan voor een 30 maandelijkse beweging en dit ondanks het feit dat deze sterkere samenhang eveneens betrekking heeft op sectoren die gekenmerkt worden door dominerende cyclische bewegingen met een kortere periode dan 60 maanden.

Een volgend aspect van conjuncturele interdependentie heeft betrekking op de structuur van de onderlinge samenhang of m.a.w. hoe deze onderlinge samenhang, die wordt weergegeven door de gheherdefinieerde coherentiematrix, kan verklaard worden door onafhankelijke verklarende variabelen. Het uitgangspunt bij deze uitwerking werd gevormd door de gheherdefinieerde coherentiematrix (10) en dit in tegenstelling tot de analyse van BOWDEN waarin de voorkeur wordt gegeven aan definitie (11). (x)

Als een eerste benadering voor het bepalen van de factorladingen werd gebruik gemaakt van de methode van Principale Componenten. Bij deze methode wordt verondersteld dat voor elk van de variabelen de volledige variantie enkel en alleen verklaard wordt door gemeenschappelijke verklarende variabelen (componenten), d.w.z. dat de specifieke varianties, die in (17) door de diagonaalmatrix E worden weergegeven, a priori worden uitgesloten.

De grote moeilijkheid bij deze methode is het bepalen van het aantal op te nemen componenten. Aan deze moeilijkheid kan (gedeeltelijk) verholpen worden door gebruik te maken van een van de eigenschappen van deze componenten, n.l.

$$(20) \quad \lambda_{j-1} \geq \lambda_j \geq \lambda_{j+1}$$

waarbij

$$(21) \quad \lambda_j = \sum_{i=1}^n a_{ij}^2 \quad (j = 1, 2, \dots, k)$$

(x) BOWDEN, R.J.; "More Stochastic Properties of the Klein-Goldberger Model", *Econometrica*, vol. 40, 1972, blz. 87-98.

Deze eigenschap betekent dus dat voor elke bijkomende component de verklaring van het nog onverklaarde gedeelte van de varianties van de variabelen maximaal moet zijn.

Gebruik makend van de geherdefinieerde coherentiematrix (10) bleek uit een voorafgaandelijk onderzoek dat 5 componenten volstonden om 72 % van het totaal van de varianties van de x-variabelen te verklaren. Wanneer deze x-variabelen gedefinieerd werden als de sectoriële cyclische componenten met een periode van 30 i.p.v. 60 maanden dan bleken 5 componenten 68 % van het totaal van varianties te verklaren. Daar in beide gevallen een zesde component slechts een bijdrage zou leveren van iets meer dan 5 % werd besloten de analyse verder te zetten met slechts 5 componenten. Alvorens aandacht te besteden aan de resultaten zelf dient eerst te worden nagegaan welke interpretatie kan gegeven worden aan de componenten. Aangetoond kan worden dat elk van deze componenten gevormd wordt door een lineaire combinatie van al de in de analyse betrokken variabelen.

De coëfficiënten van de lineaire combinatie voor de eerste component zijn nu dusdanig bepaald dat de resulterende component maximaal de varianties van de x-variabelen verklaart. Wanneer men rekening houdt met het feit dat elke x-variabele gedefinieerd werd als de 60 (of 30) maandelijksse cyclus die in de oorspronkelijke variabele verondersteld werd aanwezig te zijn dan volgt hieruit dat deze eerste component zou kunnen geïnterpreteerd worden als een algemene referentiecycclus. De gekwadrateerde factorladingen behorende bij de eerste component geven dan het aandeel weer van deze algemene referentiecycclus in de totale variantie van elk van de x-variabelen.

Zeer dikwijls wordt de interpretatie van de berekende factorladingen sterk vereenvoudigd wanneer men een rotatie van het assenstelsel doorvoert. Voor de hier behandelde toepassing kan dat als volgt verduidelijkt worden.

Elk van de 14 x-variabelen kan voorgesteld worden door een punt in een vijf dimensionale ruimte. In deze ruimte, die wordt opgespannen door vijf orthogonale assen, ontstaat aldus een puntenwolk bestaande uit 14 punten. De situering van elk van deze punten geschiedt b.m.v. de factorladingen a_{ij} die dan ook als coördinaten geïnterpreteerd dienen te worden.

Een rotatie bestaat nu hierin dat men het orthogonaal assenstelsel gaat wentelen zonder dat hierdoor echter ook maar iets aan de vorm van de puntenwolk zelf gewijzigd wordt. Het gevolg van deze rotatie is echter wel dat men nieuwe coördinaten en dus ook nieuwe factorladingen bekomt voor elk van de 14 punten.

Uit het oneindig aantal mogelijke rotaties gaat men nu die rotatie weerhouden die een betere interpretatie van de factorladingen mogelijk maakt. Als objectief criterium

voor een betere interpretatie werd hier geöpteerd voor het criterium van de Varimax methode (*). Bij deze methode wordt een betere interpretatie van de factorladingen nagestreefd door een vereenvoudiging van de kolommen van de matrix A. Deze vereenvoudiging wordt bereikt door voor elke component de variantie van de gekwadrateerde factorladingen te maximeren zonder dat hierdoor evenwel de totale verklaarde variantie per variabele gewijzigd wordt.

Deze Varimax procedure werd zowel toegepast op de factorladingen die bekomen werden bij de analyse van de coherentiematrix voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ als op deze die verkregen werden bij het onderzoek van de coherentiematrix voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$. De resultaten, bestaande uit de gekwadrateerde factorladingen, het aandeel van elk van de componenten in het totaal van de varianties en het totaal verklaarde gedeelte van de variantie per variabele, worden weergegeven in Tabel VI en VII.

Ter vereenvoudiging van de interpretatie werden de elementen kleiner dan 0.05 evenwel weggelaten.

Een eerste vaststelling bij deze resultaten heeft betrekking op het aandeel van de eerste component in de verklaring van het totaal van de varianties. Uit Tabel VI en VII blijkt dat deze eerste component slechts 23 % van de totale variantie van de 60 maandelijke cyclische componenten van de sectoren verklaart en zelfs slechts 16 % voor wat de totale variantie van de 30 maandelijke cyclische bewegingen betreft. Uit dit resultaat zou kunnen afgeleid worden dat een algemene referentiecycclus in beide gevallen slechts zeer zwak of misschien wel in het geheel niet aanwezig is.

Alhoewel deze eerste component dus bezwaarlijk als referentiecycclus kan beschouwd worden kan toch duidelijk een verschil worden vastgesteld tussen de wijze waarop deze eerste component bijdraagt in de verklaring van de afzonderlijke varianties van 60 maandelijke cycli en varianties die betrekking hebben op 30 maandelijke bewegingen. Zo blijkt uit Tabel VI dat de varianties van de 60 maandelijke cycli van nijverheidstakken die voornamelijk betrekking hebben op grondstoffen en uitrustingsgoederen vrij behoorlijk verklaard worden door één en dezelfde verklarende variabele.

(*) Voor deze rotatieprocedure zie:
 KAISER, H.F.: "The Varimax Criterion for Analytic Rotation in Factor Analysis",
 Psychometrika, vol. 23, 1958, blz. 187-200.
 KAISER, H.F.: "Computer Program for Varimax Rotation in Factor Analysis",
 Educational and Psychological Measurement, vol.19,1959, blz. 413-420.

Het aandeel van deze variabele in de verklaring van sectoren die meer naar de private consumptie zijn gericht blijkt echter ofwel totaal onbestaande ofwel verwaarloosbaar klein te zijn. Opmerkelijk is wel dat deze eerste component echter niet bijdraagt in de verklaring van de electriciteitssector en de extractieve nijverheden.

De wijze waarop de eerste component bijdraagt in de verklaring van de afzonderlijke varianties van 30 maandelijke cycli is echter totaal verschillend. Zo blijkt uit Tabel VII dat deze eerste component voornamelijk invloed uitoefent op sectoren die eerder naar de private consumptie zijn gericht en bijna niet de minste invloed heeft op primaire en intermediaire sectoren. Op deze algemene vaststelling komen nochtans twee vrij opvallende uitzonderingen voor. Zo bedraagt het aandeel van deze eerste gemeenschappelijke verklarende variabele in voeding en dranken slechts 8%. Wat de houtverwerkende nijverheid betreft blijkt zelfs niet het minste verband te bestaan.

Om tevens de mogelijke invloed van specifieke varianties in de analyse te betrekken werd op de geherdefinieerde coherentiematrix (10) ook een zuivere factoranalyse toegepast. Voor het schatten van de factorladingen van dit meer realistische model werd gebruik gemaakt van de iteratieve "refactoring" methode (x) en van een door JÖRESKOG ontwikkelde niet iteratieve schattingsprocedure (xx).

Bij deze laatste methode worden de specifieke varianties verondersteld proportioneel te zijn met de reciproke diagonaalelementen van de inverse variantie-covariantiematrix van de x-variabelen (zie (12) en (17)), d.w.z.

$$(22) \quad E \propto [\text{diag} (\Sigma^{-1})]^{-1}$$

of in elementnotatie

$$(23) \quad e_i \propto \frac{1}{s_{ii}} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Rekening houdend met de interpretatie die bij (12) werd gegeven komt deze hypothese hier op neer dat hoe groter de lineaire relatie zal zijn tussen de 60 (of 30) maandelijke cyclische component van de ide sector en een cyclische component van dezelfde frequentie in elk van de (n-1) overige sectoren des te kleiner de specifieke variantie van de ide sector zal zijn.

(x) HARMAN, H.: "Modern Factor Analysis", Chicago, University of Chicago Press, 1967, blz. 85.

(xx) JÖRESKOG, K.G.: "Statistical Estimation in Factor Analysis", Stockholm, Almqvist and Wicksell, 1963.

Beide schattingsprocedures werden aangewend zowel voor de analyse van de coherentie-matrix voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ als voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$. De resultaten, bestaande uit de bijdrage van de eerste factor in de verklaring van elk van de variabelen en de specifieke variantie per variabele, worden weergegeven in tabel VIII.

Zoals te verwachten vertonen de resultaten m.b.t. het aandeel van de eerste factor een zeer grote gelijkenis met deze die bekomen werden met het deterministische Principale Componenten model (zie eerste kolom van de Tabellen VI en VII). Het enige grote verschilpunt bestaat enkel in het kleinere aandeel van deze eerste factor in de verklaring van elk van de variabelen.

De resultaten van Tabel VIII m.b.t. de geschatte specifieke varianties maken echter enkele nieuwe vaststellingen mogelijk. Zo blijkt dat zowel voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$ als voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$ de sector voeding en dranken gekenmerkt wordt door zeer grote specifieke varianties. Gemeenschappelijke verklarende factoren schijnen dus blijkbaar slechts een zeer geringe verklarende invloed uit te oefenen en dit zowel op de 60 maandelijks als op de 30 maandelijks cyclische component van deze sector.

Een tweede vaststelling heeft betrekking op de sectoren ijzer, non-ferro en metaalverwerking. Deze sectoren blijken voor de frequentie $\frac{\pi}{15}$ een veel grotere specifieke variantie te vertonen dan voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$. De vijf gemeenschappelijke factoren die weerhouden werden ter verklaring van de 30 maandelijks sectoriële cyclische componenten hebben dus blijkbaar slechts een zeer geringe invloed wat deze drie sectoren betreft.

4. Besluit en opmerkingen

Wat de conjuncturele interdependentie betreft werd allereerst vastgesteld dat de onderlinge samenhang tussen de sectoren sterker blijkt te zijn voor een 60 maandelijks conjuncturele beweging dan voor een 30 maandelijks beweging. Deze vaststelling is wel opmerkelijk daar deze sterkere samenhang eveneens betrekking heeft op sectoren die gekenmerkt worden door dominerende cyclische bewegingen met een kortere periode dan 60 maanden.

Een tweede belangrijke vaststelling met betrekking tot de conjuncturele samenhang was de zeer geringe invloed en zelfs het bijna volledig ontbreken van een algemene referentie cyclus en dit zowel voor de 60 als voor de 30 maandelijks cyclische bewegingen.

Toch kon worden vastgesteld dat, bij de verklaring van 60 maandelijks sectoriële cyclische componenten, de eerste en belangrijkste gemeenschappelijke verklarende factor zeer duidelijk slechts betrekking heeft op grondstoffen en uitrustingsgoederen (uit-

zondering: extractieve nijverheden (excl. steenkool)) terwijl bij de verklaring van de 30 maandelijkse bewegingen de eerste factor uitsluitend invloed blijkt uit te oefenen op sectoren die eerder naar de private consumptie zijn gericht (uitzondering: voeding en dranken en houtverwerkende sector).

Volledigheidshalve dienen hierbij nog een drietal opmerkingen gevoegd te worden. Een eerste opmerking handelt over de wijze waarop de conjuncturele samenhang gedefinieerd werd. Door gebruik te maken van de geherdefinieerde coherentiematrix (10) werd wel degelijk rekening gehouden met de mogelijkheid dat de karakteristieke sectoriële cycli niet hoeven samen te vallen. Het niet coïncident zijn van conjuncturele bewegingen wil daarom immers nog niet zeggen dat er geen samenhang kan aanwezig zijn tussen deze bewegingen.

Een tweede opmerking heeft betrekking op de gebruikte Varimax methode. Deze rotatieprocedure is n.l. niet erg geschikt voor die gevallen waarin een sterk dominerende factor aanwezig is. Aan dit nadeel kan evenwel (gedeeltelijk) verholpen worden door de dominerende factor, d.w.z. de factor met het grootste aandeel in de verklaring van de varianties, niet bij de rotatie te betrekken. Daar de eerste verklarende variabele in geen van de drie gebruikte schattingsmethoden zó dominerend bleek te zijn werd toch telkens ook de eerste verklarende variabele bij de rotatieprocedure betrokken.

De laatste opmerking staat in verband met de methode van JÖRESKOG. Bij deze methode kan getoetst worden hoeveel factoren in de analyse dienen opgenomen te worden. Daar deze schattingsprocedure voornamelijk gebruikt werd om de resultaten met deze van de Principale Componenten te kunnen vergelijken werd voor beide methoden een zelfde aantal gemeenschappelijke verklarende variabelen weerhouden.

Figuur I. Geschatte spectraaldichtheden voor de frequenties 0 t/m $\frac{\pi}{6}$.

Conjunctuurindex Kredietbank. (-----)
(maandelijks, 1950 - 1971)

Index industriële productie, excl. bouw. (—)
(maandelijks, 1953 - 1971, groeicijfers)



Tabel I. Gerangschikte spectraaldichtheden voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$
 Index industriële produktie
 (maandelijks, 1953-1971, groeicijfers)

Non-ferro	10,29
Textiel	7,95
Totale industriële produktie (excl. bouw)	7,15
Metaalverwerking	6,95
Ijzer	6,79
Papier en karton	6,41
Scheikunde en rubber	5,35
Petroleum- en steenkoolderivaten	5,22
Leder en bont	5,01
Kleding en schoenen	4,78
Niet-metaalhoudende mineralen	4,67
Electriciteit	4,10
Houtverwerking	3,91
Winning van steenkool	3,60
Extractieve nijverheden (excl. steenkool)	3,13
Voeding en dranken	1,87
Tabak	1,24

Tabel II. Gerangschikte spectraaldichtheden voor de frequentie $\frac{\pi}{30}$

Index groothandelsprijzen

(maandelijks, 1950 - 1971, groeicijfers)

Delfstofprodukten		14,97
Steenkool	15,33	
Ertsen en ruwe metalen	14,53	
Bijprodukten van steenkool	13,97	
Steengroefprodukten	12,32	
Petroleumprodukten	10,10	
Metalen en metaalprodukten		14,56
Non-ferro metalen	14,82	
Metaalverwerking	14,50	
Hoogovenbedrijf	13,33	
Scheikundige produkten		13,28
Hout		12,24
Algemene index groothandelsprijzen		12,03
Plantaardige landbouwprodukten		11,07
Vetstoffen		10,56
Papier en karton		10,38
Rubber		8,67
Textiel		8,26
Huiden en leder		6,84
Dierlijke landbouwprodukten		6,43
Bouwmaterialen		5,91

Tabel V. Verschil tussen de coherentiematrices voor $\frac{II}{30}$ en $\frac{II}{15}$.

Index industriële produktie
(maandelijks, 1953 - 1971, groeicijfers)

	2	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
I		.37	.50	.16		.31	.24	.20			.02	.58	.08	.28
			.44	.11	.16	.40	.50	.19			.15	.12		
				.42	.45	.31	.26	.12	.14	.04	.13	.33		.01
II					.30		.15		.03	.03	.17	.12	.04	
	.05					.07	.15				.07			.05
III				.03			.15	.12		.06	.13	.25	.11	
								.19		.14		.11		
				.04	.16					.11	.17			.04
	.04	.01			.04	.24	.22	.23						
	.01	.13			.20				.13		.28		.06	
IV					.02		.03		.10					
								.10	.33	.05	.20			.05
	.03	.03			.23		.21	.07	.19		.06	.25		.09
	.04			.08		.05	.21		.12	.22	.38			

Tabel VII . Gekwadeerde factorladingen na Varimax rotatie van een Principale Componenten-analyse op een coherentiematrix voor de frequentie $\frac{II}{15}$.

Index industriële produktie
(maandelijks, 1953 - 1971, groeicijfers)

Sectoren	Componenten					Totaal
	I	II	III	IV	V	
Voeding en dranken	0.08			0.16	0.18	0.49
Textiel	0.77			0.09		0.86
Kleding en schoenen	0.28	0.21	0.13			0.68
Papier en karton	0.71				0.05	0.81
Leder en bont	0.26		0.08	0.32		0.74
Houtverwerking		0.52				0.53
Extractieve nijverheden (excl. steenkool)			0.60			0.69
Electriciteit				0.73		0.78
Scheikunde en rubber				0.68		0.73
Petroleum- en steenkoolderivaten		0.65	0.06			0.74
Niet-metaalhoudende mineralen			0.66	0.05		0.72
Ijzer			0.06		0.59	0.66
Non-ferro		0.39			0.15	0.55
Metaalverwerking	0.10		0.38			0.57
Totaal	0.16	0.13	0.15	0.15	0.08	0.68

Tabel VIII. Resultaten na Varimax rotatie van een Factoranalyse op de coherentiematrices voor de frequenties $\frac{II}{30}$ en $\frac{II}{15}$.
 Index industriële produktie (maandelijks, 1953 - 1971, groeicijfers)

	JORESKOG				REFACTORING			
	Bijdrage 1° factor		Specifieke Variantie		Bijdrage 1° factor		Specifieke Variantie	
	$\frac{II}{30}$	$\frac{II}{15}$	$\frac{II}{30}$	$\frac{II}{15}$	$\frac{II}{30}$	$\frac{II}{15}$	$\frac{II}{30}$	$\frac{II}{15}$
Sectoren								
Voeding en dranken			.84	.72			.88	.83
Textiel		.67	.21	.23		.63	.19	.20
Kleding en schoenen		.23	.30	.39		.20	.35	.36
Papier en karton	.16	.58	.22	.28	.19	.77	.15	.01
Leder en bont		.24	.61	.31		.17	.60	.33
Houtverwerking			.50	.65			.22	.73
Extractieve nijverheden (excl. steenkool)			.77	.43			.78	.48
Electriciteit			.38	.35			.43	.30
Scheikunde en rubber	.10		.33	.47	.11		.12	.47
Petroleum- en steenkoolderivaten	.31		.61	.46	.25		.67	.31
Niet-metaalhoudende mineralen	.26		.45	.44	.28		.50	.29
Ijzer	.64		.25	.85	.77		.15	.89
Non-ferro	.42		.36	.65	.42		.35	.66
Metaalverwerking	.17	.06	.32	.61	.21	.05	.36	.68