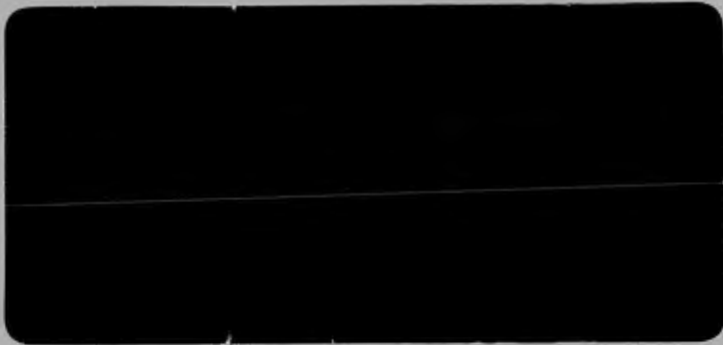


Onderzoeksmemorandum





C.P.B.-Onderzoeksmemorandum

De verantwoordelijkheid voor de inhoud van dit artikel blijft voor rekening van de auteur(s).

No. 10

Overheidsinvesteringen en economische groei

H.J. Roodenburg



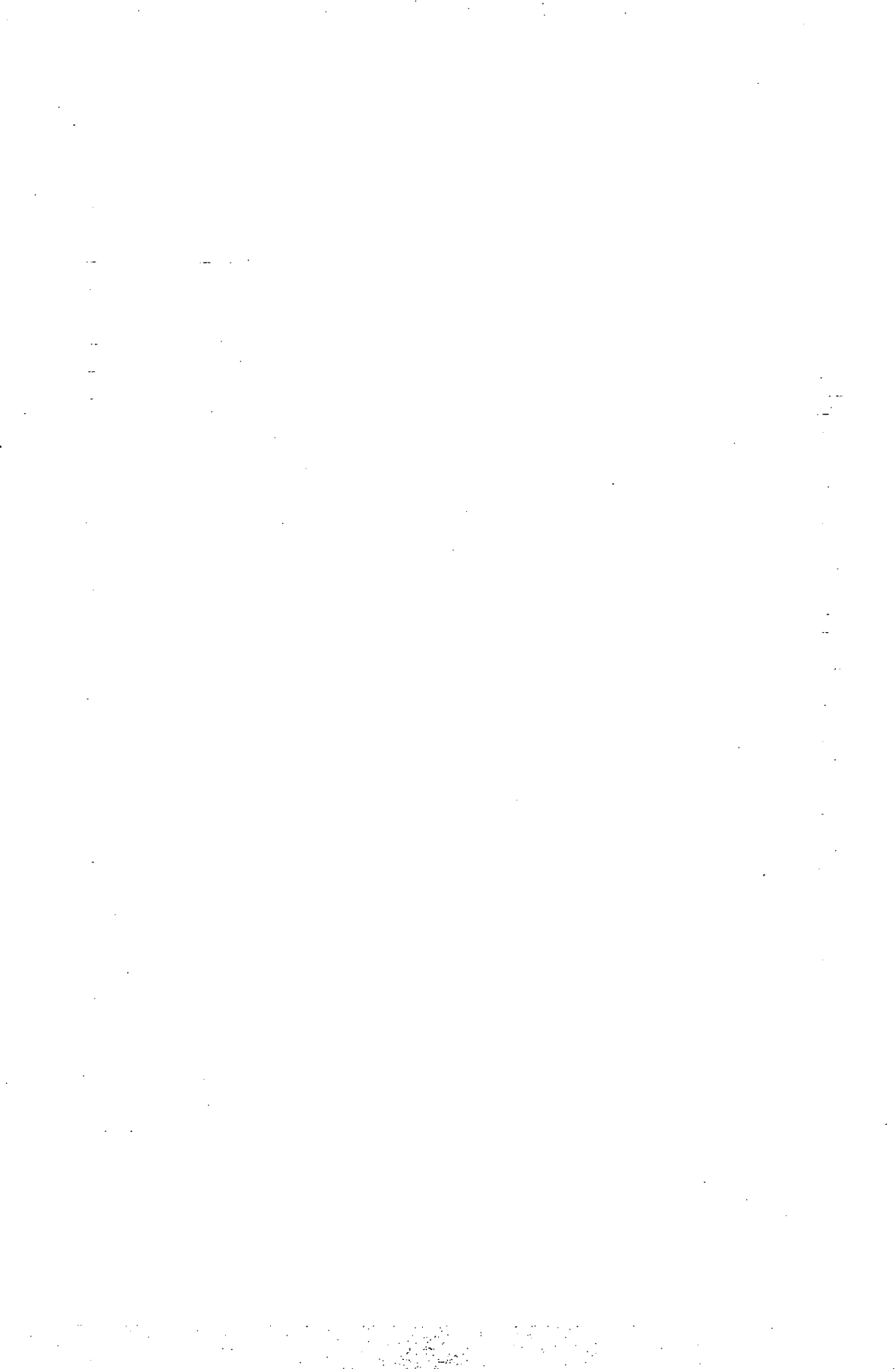
CENTRAAL PLANBUREAU
VAN STOLKWEK 14
2585 JR 'S-GRAVENHAGE

januari 1986

Deze tekst stemt inhoudelijk overeen met die van de CPB-notitie "Overheidsinvesteringen en economische groei" van mei 1984.

Inhoud

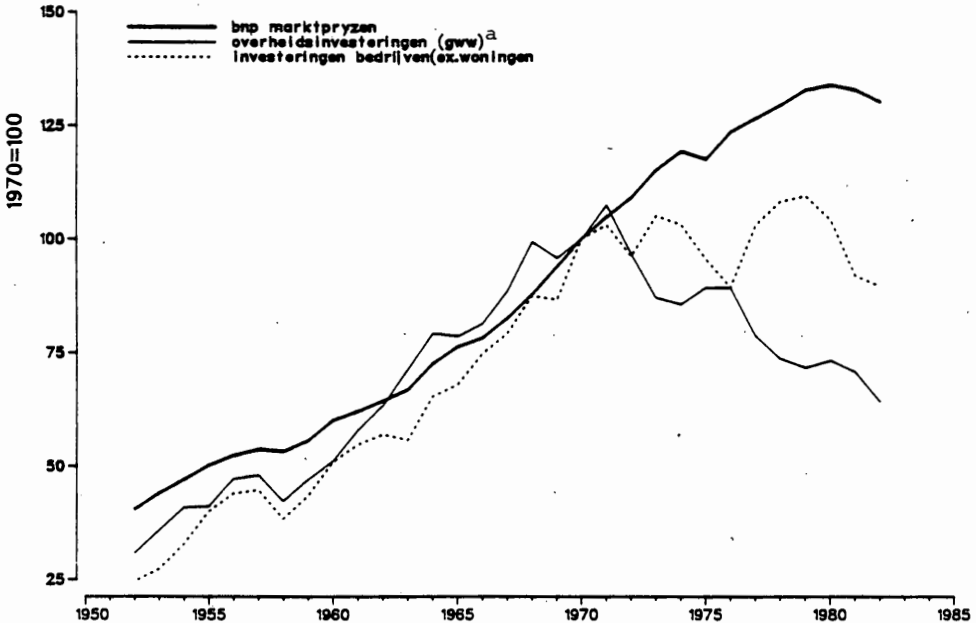
1. Inleiding	1
2. Mogelijke samenhangen	2
3. Causaliteitsanalyse	
3.1 algemeen	3
3.2 methode	4
3.3 filters	6
3.4 resultaten	8
4. Conclusies	12
Bijlage I	Simulatie-experiment
Bijlage II	Unidirectionele causaliteit versus terugkoppeling
Bijlage III	Berekening van het gecumuleerde effekt
Literatuur	



1. Inleiding

De economische ontwikkeling in Nederland wordt sedert het begin van de jaren zeventig gekenmerkt door ernstige stagnatieverschijnselen. De investeringen van bedrijven, die in de jaren vijftig en zestig een sterke groei te zien gaven, bleven daarna schommelen rond het toen bereikte niveau. De groei van het bruto nationaal product nam hierdoor geleidelijk af. De recessie volgend op de oliecrisis van 1979 is zelfs gepaard gegaan met een negatieve groei. Opmerkelijk is ook het verloop van de overheidsinvesteringen in infrastructuur geweest. Tot omstreeks 1970 vertoonden deze eenzelfde ontwikkeling als de investeringen van bedrijven. Daarna echter trad een sterke daling in. De geschetste ontwikkelingen zijn in beeld gebracht in figuur 1.

Figuur 1: Investerings en BNP in constante prijzen 1952-1982



^a 1953 gecorrigeerd voor effect watersnoodramp

De vraag dringt zich op in hoeverre de teruggang in de overheidsinvesteringen aan de ongunstige economische ontwikkeling heeft bijgedragen. De indruk bestaat dat de teruggang niet zozeer is veroorzaakt door een verminderde wenselijkheid van deze investeringen, maar veeleer door de budgettaire problemen bij de overheid (RPD, 1982). Volgens de Adviescommissie inzake de voortgang van het Industriebeleid (Commissie Wagner II), die zich baseert op berekeningen van een door haar ingestelde werkgroep, is er in verschillende deelsectoren van de infrastructuur een achterstand ten opzichte van het wenselijke investeringsniveau ontstaan (Verslag van Werkzaamheden 2 en 3). Volgens Bijl (1983), lid van de genoemde commissie en tevens voorzitter van de betreffende werkgroep, is een vergroting van de infrastructurele investeringen van de overheid een belangrijke voorwaarde voor economisch herstel.

Een en ander is aanleiding geweest de relatie tussen de investeringen van enerzijds de overheid en anderzijds de bedrijven aan een nadere beschouwing te onderwerpen. In paragraaf 2 worden enkele mogelijkheden genoemd met betrekking tot de samenhang tussen deze beide grootheden. In paragraaf 3 wordt aan de hand van een zogenaamde causaliteitsanalyse onderzocht in hoeverre ten aanzien van deze mogelijke samenhangen steun kan worden gevonden in beschikbaar cijfermateriaal, in casu tijdreeksgegevens over de naoorlogse jaren.

2. Mogelijke samenhangen

De wederzijdse beïnvloeding van overheidsinvesteringen en bedrijfsinvesteringen kan vanuit twee verschillende gezichtspunten worden beredeneerd, en wel via:

1. de bestedingen
2. de productiecapaciteit

Investeringen, zowel van de overheid als van de bedrijven kunnen een bestedingsimpuls teweeg brengen die stimulerend werkt op andere bestedingscategorieën. Bij een negatieve bestedingsimpuls is het te verwachten effect negatief. Zo leiden bijvoorbeeld teruglopende bedrijfsinvesteringen via de bestedingen tot verkrapping van de overheidsfinanciën, hetgeen kan leiden tot

beperking van de overheidsinvesteringen. Van belang voor een te verwachten effect is uiteraard ook de wijze waarop een bestedingsimpuls wordt gefinancierd. Overheidsinvesteringen bijvoorbeeld, kunnen in beginsel worden gefinancierd uit vermindering van andere overheidsuitgaven, door belastingverhoging, door monetaire financiering of uit leningen op de kapitaalmarkt. In het laatste geval kan "crowding-out" optreden, wat een negatief effect op de bedrijfsinvesteringen tot gevolg heeft.

Investeringen van bedrijven hebben vanzelfsprekend effect op de productiecapaciteit. Ook de investeringen van de overheid in infrastructuur kunnen in verband worden gebracht met de productiecapaciteit. Infrastructuur kan beschouwd worden als een complementaire productiefactor. Dit impliceert dat de aanwezigheid van infrastructuur een noodzakelijke doch geen voldoende voorwaarde is voor economische groei. Investeringen in infrastructuur leiden dus niet noodzakelijkerwijs tot investeringen van bedrijven. Indien er echter een structureel tekort aan infrastructuur bestaat of dreigt te ontstaan, zullen meer overheidsinvesteringen in het algemeen wel tot meer bedrijfsinvesteringen leiden. Van betekenis is natuurlijk ook om welke projecten het gaat en waar deze worden uitgevoerd. Typerend in dit verband is het verschil tussen de effecten van enerzijds de aanleg van de Eemshaven, die weinig nieuwe bedrijvigheid heeft aangetrokken en anderzijds het tot stand komen van de Deltawerken met de daaruit resulterende ontsluiting van Zeeland, waar zich vervolgens een sterke economische groei heeft voorgedaan.

In het voorgaande is schetsmatig en geenszins uitputtend aangegeven welke samenhangen tot de mogelijkheden behoren. Het is duidelijk dat er een groot aantal effecten een rol kan spelen en dat alleen de resultante daarvan in de cijfers tot uitdrukking komt. De per saldo resulterende effecten vormen het onderwerp van het onderhavige onderzoek.

3. Causaliteitsanalyse

3.1 algemeen

Het voorgaande geeft aanleiding tot de vraag wat per saldo het effect van de overheidsinvesteringen op de bedrijfsinvesteringen is en omgekeerd. Indien aan het begrip effect een volg-

tijdelijke inhoud wordt gegeven ontstaat de mogelijkheid om causaliteitsanalyse toe te passen. Dit kan worden toegelicht met de volgende -aan Pierce en Haugh (1977) ontleende- definitie:

"A time series $\{X_t\}$ 'causes' another time series $\{Y_t\}$ in the sense defined by C.W.J. Granger, if present Y can be predicted better by using past values of X than by not doing so, other relevant information (including the past of Y) being used in either case"

Deze definitie van causaliteit vormt de basis van een aantal aan de tijdreeksanalyse verwante methoden, die kunnen worden aangeduid met de verzamelnaam causaliteitsanalyse.

Toepassing van causaliteitsanalyse op tijdreeksgegevens van bedrijfsinvesteringen en overheidsinvesteringen is het onderwerp van deze paragraaf. Benadrukt moet worden dat de bovengenoemde definitie met zich meebrengt dat het begrip causaliteit is gekoppeld aan de volgorde waarin verschijnselen zich voordoen. Indien er bijvoorbeeld bij de overheidsinvesteringen sprake is van een anticipatie op toekomstige bedrijfsinvesteringen dan zou kunnen worden gesteld dat deze laatste bepalend zijn voor de overheidsinvesteringen, terwijl volgens de gegeven definitie de causaliteit omgekeerd is.

3.2 methode

De eerste fase in de causaliteitsanalyse wordt gevormd door het filteren van elke beschikbare tijdreeks, zodanig dat "witte ruis" wordt verkregen, dat wil zeggen een reeks onafhankelijke schokken, op te vatten als getallen getrokken uit een bij voorkeur normale verdeling, met gemiddelde nul en een bepaalde variantie. Voor het bepalen van de geschikte filters kan gebruik worden gemaakt van de door Box en Jenkins (1976) ontwikkelde technieken, waarbij met name de autocorrelatiefunctie (ACF) en de partiële autocorrelatiefunctie (PACF) een rol spelen. Aanvullende statistische toetsen kunnen worden uitgevoerd met betrekking tot bijvoorbeeld eventuele heteroskedasticiteit. Het filteren van de gebruikte tijdreeksen wordt besproken in par. 3.3.

De volgende stap is het berekenen van de kruislinge correlatiecoëfficiënten bij verschillende vertragingen van de beide reeksen.

Op basis hiervan wordt de volgende toetsingsgrootte U berekend:

$$U = n^2 \sum_{k=N}^M (n - |k|)^{-1} \hat{r}_k^2 \quad (1)$$

waarbij: n= aantal waarnemingen
 N= ondergrens van het beschouwde
 interval (N is een geheel getal)
 M= bovengrens van het beschouwde
 interval (M is een geheel getal
 en M>N)
 k= index vertraging (N<k<M)

De geschatte kruiselingse correlaties \hat{r}_k worden berekend volgens:

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} \hat{u}_{t-k} \hat{v}_t}{[\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2 \sum_{t=1}^n \hat{v}_t^2]^{1/2}} \quad (2)$$

waarbij: \hat{u}_t, \hat{v}_t = de gefilterde tijdreeksen X en Y,
 in afwijking van hun gemiddelde

Voor de achtergronden van de bovenstaande vergelijkingen wordt verwezen naar Pierce en Haugh (1977) en Haugh (1976). Of er bij een gegeven interval $N \leq k \leq M$ enigerlei vorm van causaliteit aanwezig is kan worden getoetst met behulp van de grootte U. Deze is Chi-kwadraat verdeeld met $M-N+1$ vrijheidsgraden, indien U significant is wordt de nul-hypothese i.c. het ontbreken van enigerlei vorm van causaliteit verworpen. Een en ander geschiedt onder de veronderstelling dat buiten het voor k gekozen interval de werkelijke kruiselingse correlaties gelijk zijn aan nul.

Enkele relevante intervallen voor k en de bijbehorende alternatieve hypothesen staan in tabel 1.

Het in tabel 1 gegeven schema geeft aan, op grond van welke criteria tot unidirectionele causaliteit geconcludeerd kan worden, onder de veronderstelling dat er geen sprake is van terugkoppeling (notatie $x \rightarrow y$, $x \leftrightarrow y$). Er bestaat voorts een procedure om de nul-hypothese van unidirectionele causaliteit te toetsen versus de alternatieve hypothese van terugkoppeling. Voor een en ander wordt verwezen naar Pierce en Haugh (1977).

Tabel 1: Enkele relevante hypothesen met betrekking tot de causaliteit tussen twee grootheden x en y^a

interval k ($N \leq k \leq M$)		alternatieve hypothese	
N	M	omschrijving	notatie
1	>0	"unidirectionele" causaliteit van x naar y	$x \rightarrow y$
0	>0	idem, doch incl. "ogenblikkelijke" causaliteit	$x \Rightarrow y$
<0	>0	enigerlei vorm van causaliteit	$x \star y$
<0	-1	"unidirectionele" causaliteit van y naar x	$x \leftarrow y$
<0	0	idem, doch incl. "ogenblikkelijke" causaliteit	$x \Leftarrow y$

^a

Indien de toetsingsgrootheid U voor het gegeven interval van k significant is, wordt de nul-hypothese verworpen en de alternatieve hypothese aanvaard.

Uit het voorgaande moge blijken dat de keuze van het interval voor k een belangrijke rol in de analyse speelt. Indien men bijvoorbeeld de hypothese $x \rightarrow y$ wil toetsen ligt het voor de hand om als ondergrens $N=1$ aan te houden; voor de keuze van M echter is geen duidelijk voorschrift aanwezig. Verondersteld wordt dat men enig inzicht heeft in de maximale lengte van de voor de causaliteit relevante vertragingen. Kiest men M te groot, dan bestaat het risico dat een wel aanwezige causaliteit niet wordt ontdekt; hetzelfde is mogelijk indien M te klein wordt gekozen. Gezien de onzekerheden op dit punt wordt in het onderhavige onderzoek de waarde van de toetsingsgrootheid U berekend over een aantal verschillende intervallen voor k, gekenmerkt door variërende M.

In de causaliteitsanalyse wordt aangenomen dat er een voldoende groot aantal waarnemingen beschikbaar is. In het onderhavige geval zijn er na filtering 30 waarnemingen beschikbaar. Met name de bruikbaarheid van de Chi-kwadraat toets voor U lijkt dan niet meer vanzelfsprekend. In verband hiermee zijn enige simulatieberekeningen uitgevoerd, op grond waarvan kon worden geconcludeerd dat toepassing van de Chi-kwadraat toets toelaatbaar is (Zie Bijlage I).

3.3 filters

De gefilterde reeksen \hat{u}_t en \hat{v}_t zijn als volgt gedefinieerd:

$$\hat{u}_t = \Delta(\text{IO/BNP})_t - .084 \text{ TREND} + .001$$

(2.3) (1.8)

en: $\hat{v}_t = \Delta(\text{IB/BNP})_t - .398 \text{ TREND} + .009$
(2.1) (2.0)

waarbij: BNP= bruto nationaal product in
marktprijzen van 1970
IB = investeringen bedrijven excl.
woningen in prijzen van 1970
IO = investeringen overheid in grond-
weg- en waterbouwkundige werken
in prijzen van 1970
TREND= trendvariabele (1953=6, 1954=7
etc.)
t = index jaar (t=1953, 1982)

De reeksen \hat{u}_t en \hat{v}_t zijn dus de residuen van een regressievergelijking, waarin de eerste verschillen van de investeringsquote worden gerelateerd aan een trendvariabele.

Om te kunnen beoordelen of er sprake is van "witte ruis" zijn een aantal toetsen uitgevoerd, te weten:

- een Chow-toets (Zie Maddala (1978) met betrekking tot de geschatte regressiecoëfficiënten; deze geeft een indicatie omtrent de stabiliteit van het gemiddelde van de gefilterde reeksen.
- een toets op de homoskedasticiteit; deze toets wordt hier aangeduid als "GQ-toets" (van Goldfeld en Quandt (Zie: Theil (1971))). Een significante waarde wijst op heteroskedasticiteit
- een U-toets (Zie vergelijking (1)) op basis van de autocorrelatiefunctie (ACF) van \hat{u}_t en \hat{v}_t ; een significante waarde leidt tot verwerping van de nul-hypothese van onafhankelijkheid.

Zoals te zien is in tabel 2, is geen van de toetsingsgrootheden significant, zodat geconcludeerd kan worden dat \hat{u}_t en \hat{v}_t als witte ruis kunnen worden beschouwd.

Tabel 2: Enkele toetsen met betrekking tot het "witte ruis"-karakter van de gefilterde reeksen

naam toets	nul-hypothese	verdeling	critische waarden ^a		resultaat	
			10%	5%	overh.inv.	bedr.inv.
Chow	stabiliteit	$F_{2,26}$	2,6	3,4	0,9	0,05
GQ	homoskedasticiteit	$F_{13,13}$	2,1	2,5	1,2	1,2
U^b	onafhankelijkheid	Chi^2_8	13,4	15,5	10,5	10,8

^a

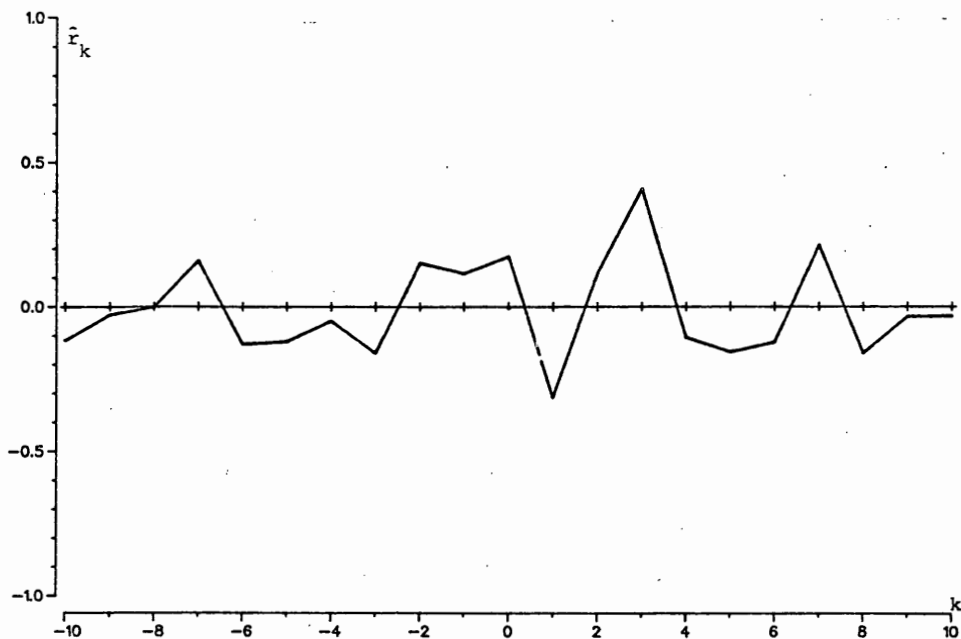
bij een eenzijdige overschrijdingskans van

^b $1 \leq k \leq 10$

3.4 resultaten

Allereerst werden de kruiselingse correlaties \hat{r}_k berekend volgens vergelijking (2) bij waarden van k variërend van -10 tot +10. Deze zijn grafisch weergegeven in figuur 2. De grootste uitschieter is te vinden bij $k=3$ en ook in de omgeving daarvan zijn de waarden van \hat{r}_k relatief hoog.

Figuur 2: De kruiselingse correlaties \hat{r}_k (zie vgl. (2)) voor verschillende waarden van k



Voor de berekening van de U-toets is in eerste instantie uitgegaan van intervallen waarbij k een absolute waarde van maximaal 5 heeft. De betreffende resultaten voor de U-toets staan in tabel 3. Hieruit blijkt dat voor wat betreft undirectionele causaliteit, er enige steun is voor zowel $x \rightarrow y$ als $x \Rightarrow y$; voor het omgekeerde te weten $x \leftarrow y$ en $x \Leftarrow y$ blijkt geen aanwijzing aan de resultaten te kunnen worden ontleend. Voor de meer algemene hypothese, dat er sprake is van enigerlei vorm van causaliteit op

Tabel 3: Enkele resultaten

interval k ($N \leq k \leq M$)		hypothese	U-toets		berekende waarde ^b
N	M		critische waarden ^a		
			10%	5%	
0	5	$x \Rightarrow y$	10,6	12,6	11,2 (10)
1	5	$x \rightarrow y$	9,2	11,1	10,3 (10)
-5	5	$x \star y$	17,3	19,7	13,8 (25)
-5	-1	$x \leftarrow y$	9,2	11,1	2,6 (<25)
-5	0	$x \Leftarrow y$	10,6	12,6	3,5 (<25)

a

bij een eenzijdige overschrijdingskans van

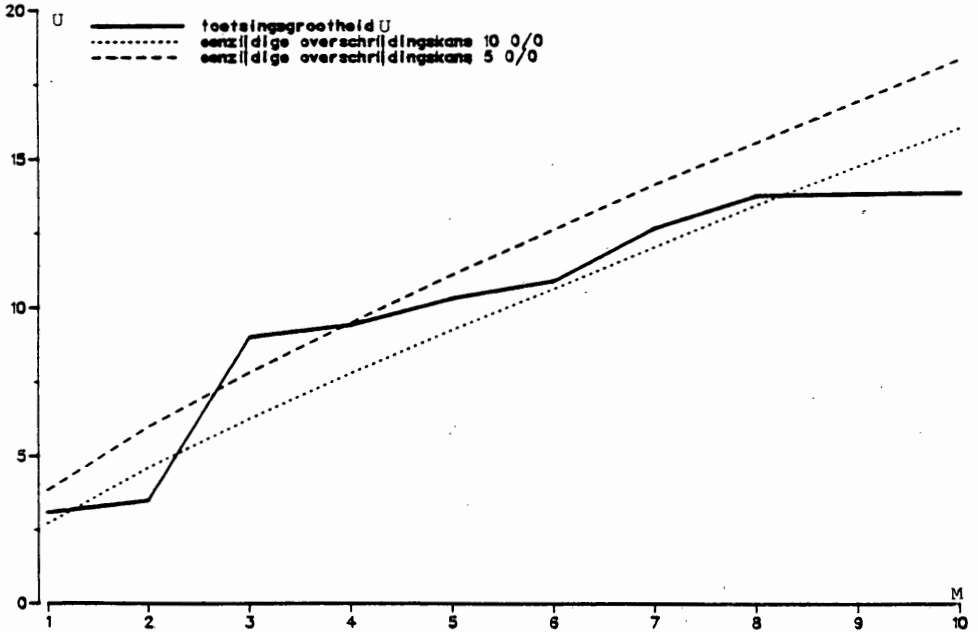
tussen haakjes wordt het significantie-niveau vermeld in %

basis van het interval $-5 \leq k \leq 5$, wordt slechts een zeer zwakke indicatie verkregen.

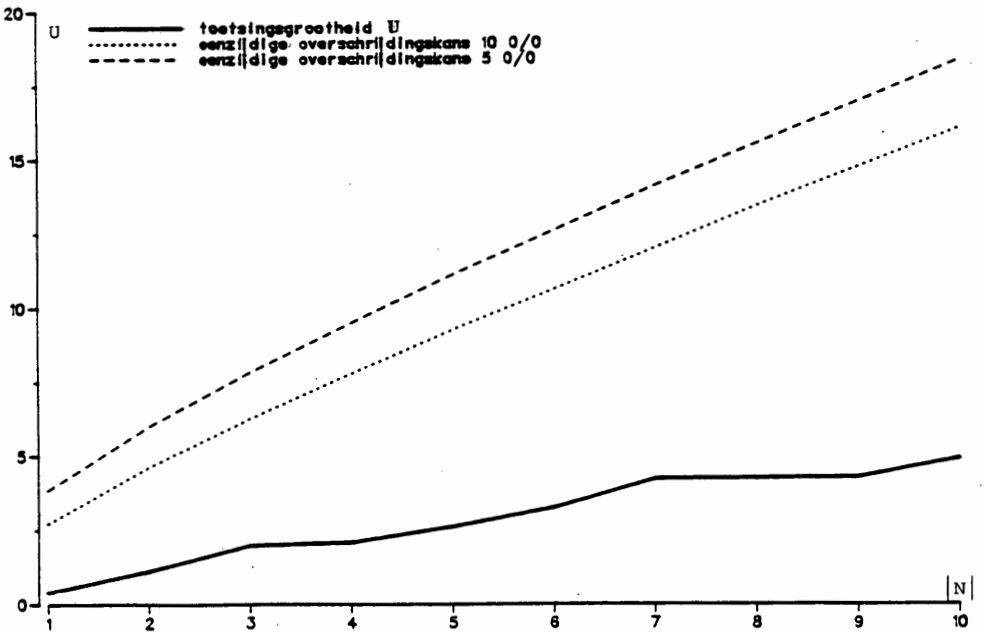
In verband met de onzekerheden ten aanzien van het juiste interval is de waarde van U berekend voor de intervallen $N=1$ en $1 \leq M \leq 10$ alsmede $-10 \leq N \leq -1$ en $M=-1$, respectievelijk betrekking hebbend op de hypothesen $x \rightarrow y$ en $x \leftarrow y$ en grafisch weergegeven in figuur 3a en 3b. Dezelfde berekeningen zijn ook uitgevoerd inclusief $k=0$ (d.w.z. inclusief "onmiddellijke" causaliteit).

Uit figuur 3a blijkt dat voor $M=3$ de toetsingsgrootheid U significant is op 5%-niveau en in de wijde omgeving daarvan (tot $M=9$) op 10%-niveau. Dit vormt een sterke aanwijzing voor de geldigheid van de hypothese $x \rightarrow y$; de interpretatie is dat de vertraagde overheidsinvesteringen van invloed zijn op de investeringen in bedrijven. Aan figuur 3b daarentegen kan geen enkele indicatie omtrent het omgekeerde ($x \leftarrow y$) worden ontleend. De berekeningen waarbij ook $k=0$ in beschouwing werden genomen gaven vergelijkbare resultaten te zien.

Figuur 3a: De toetsingsgrootheid U (zie vgl. (1)) voor $N=1$ en $1 \leq M \leq 10$



Figuur 3b: De toetsingsgrootheid U (zie vgl. (1)) voor $-10 \leq N \leq -1$ en $M=-1$



De gepresenteerde resultaten bevatten sterke aanwijzingen dat de bedrijfsinvesteringen worden beïnvloed door de overheidsinvesteringen in de voorafgaande jaren. Hoewel van het omgekeerde verband uit de gepresenteerde cijfers niets is gebleken werd toch de in paragraaf 3.2 genoemde procedure toegepast met betrekking tot het toetsen van de nul-hypothese van unidirectionele causaliteit versus de alternatieve hypothese van terugkoppeling (zie Bijlage II). Opmerkelijk is, dat hieruit geconcludeerd mag worden dat er wel van terugkoppeling en dus van wederzijdse beïnvloeding sprake is.

Hoewel het aannemelijk is dat de overheidsinvesteringen met enige vertraging van invloed zijn op de bedrijfsinvesteringen is nog niet vastgesteld of er per saldo sprake is van een positief of negatief effect. Op basis van de geschatte kruiselingse correlaties zijn enkele berekeningen uitgevoerd (zie Bijlage III) waarvan de resultaten staan in tabel 4.

Tabel 4: Het gecumuleerde effect van de overheidsinvesteringen op de bedrijfsinvesteringen bij verschillende intervallen $N \leq k < M$

M	gecumuleerd effect ^a	
	N=0	N=1
0	0,90	
1	-0,81	-1,72
2	-0,16	-1,07
3	2,22	1,31
4	1,57	0,66
5	0,57	-0,34
10	-0,48	-1,39

a

Op te vatten als de som van een aantal regressie-coëfficiënten; aangezien zowel de overheidsinvesteringen als de bedrijfsinvesteringen zijn uitgedrukt als fractie van het bruto nationaal product kan het gecumuleerde effect ook worden geïnterpreteerd als een elasticiteit.

Uit tabel 4 blijkt dat het gecumuleerde effect positief is indien men een interval van 0 tot 3 of 4 jaar in beschouwing neemt. Het in beschouwing nemen van grotere vertragingen leidt er toe dat het effect verdwijnt. De onvertraagde overheidsinvesteringen hebben een positief effect; indien het in beschouwing genomen interval met 1 jaar vertraging begint, wordt dus het gecumuleerde effect lager. Concluderend kan worden gesteld dat er sprake is van een positief gecumuleerd effect indien wordt aangenomen dat

de invloed van de overheidsinvesteringen beperkt is tot vertragingen tussen 0 à 1 en 3 à 4 jaar.

4. Conclusies

De belangrijkste conclusies die uit het voorgaande getrokken kunnen worden zijn:

1. Ten aanzien van de methode:

a. De toegepaste causaliteitsanalyse is niet vrij van subjectieve elementen. Dit geldt niet alleen voor het filteren van de oorspronkelijke tijdreeksen maar vooral voor de keuze van het interval voor de in beschouwing genomen vertragingen. De conclusies zijn met name voor dit laatste enigermate gevoelig.

b. Het aantal beschikbare waarnemingen was betrekkelijk gering. Op grond van uitgevoerde simulaties is geconcludeerd dat de methode desondanks toepasbaar is. Niettemin lijkt enig voorbehoud met betrekking tot de hardheid van de resultaten op zijn plaats.

2. Ten aanzien van de resultaten

a. De overheidsinvesteringen (GWW) blijken van invloed te zijn op de bedrijfsinvesteringen (excl. woningen). Ook met het omgekeerde verband dient rekening te worden gehouden.

b. Het effect van de overheidsinvesteringen blijkt zich vooral voor te doen met vertragingen tussen circa 0 en 4 jaar en is per saldo positief.

c. Gezien het geaggregeerde karakter van de analyse is geen nader inzicht verkregen in de invloed van factoren als samenstelling, lokatie en wijze van financieren van de overheidsinvesteringen.

Bijlage I: Simulatie-experiment

De in beschouwing genomen intervallen voor k waren:

- $0 \leq k < 5$
- $1 \leq k \leq 5$
- $0 \leq k \leq 10$

Voor elk van deze intervallen werd een simulatie uitgevoerd op basis van 10 000 gevallen elk bestaande uit 2 reeksen van 30 getallen getrokken uit een normale verdeling. Per geval werd de toetsingsgrootte U berekend, overeenkomstig het gestelde in paragraaf 3.2. De verdeling van deze uitkomsten werd vergeleken met de theoretische Chi-kwadraat verdeling. De resultaten staan in tabel I-1. Hieruit blijkt dat behoudens voor $0 \leq k \leq 10$ de resultaten niet significant afwijken van de theoretische verdeling, uitgaande van een betrouwbaarheidsinterval van 95%. Voor $0 \leq k \leq 10$ worden de critische waarden zo vaak overschreden dat van een statistisch significante afwijking van de Chi²-verdeling sprake is.

Tabel I-1: Simulatieresultaten op basis van 10 000 gevallen

interval ($N < k < M$)		aantal overschrijdingen van de kritische waarde ^a			
N	M	Chi ^{2b} 10%	simulatie	Chi ^{2b} 5%	simulatie
1	5	1000 ± 63	1047	500 ± 45	497
0	5	1000 ± 63	1047	500 ± 45	488
0	10	1000 ± 63	1106	500 ± 45	570

a

bij een eenzijdige overschrijdingskans van theoretische waarde en 95% betrouwbaarheidsinterval

De orde van grootte van deze afwijking bedraagt 10%. De significantiegrenzen bedragen in dat geval dus feitelijk 11 en 5,5% in plaats van respectievelijk 10 en 5%. Volgens het simulatie-resultaat is de kritische waarde bij 10% niet 17,3, zoals volgens de Chi²-verdeling maar 17,7; voor de kritische waarde bij 5% geldt 20,0 in plaats van 19,7. Indien dus voor de toetsingsgrootte U een Chi²-verdeling wordt gebruikt bij een maximale vertraging van 10, dan is er sprake van een kleine onnauwkeurigheid die ertoe leidt dat de kans dat ten onrechte tot het bestaan van causaliteit wordt geconcludeerd enigermate wordt vergroot.

Bijlage II: Undirectionele causaliteit versus terugkoppeling

Analoog aan Pierce en Haugh (1977) werd de toetsingsgrootheid U als volgt berekend:

$$U = 25^2 \sum_{k=1}^{10} (25 - |k|)^{-1} \tilde{r}_k \quad (\text{I-1})$$

De correlatiecoëfficiënt \tilde{r}_k werd berekend volgens:

$$\tilde{r}_k = \frac{\sum_{t=1}^{25-k} \hat{u}_{t+k} \hat{e}_t}{\left[\sum_{t=1}^{25-k} \hat{u}_t^2 \sum_{t=1}^{25-k} \hat{e}_t^2 \right]^{1/2}} \quad (\text{I-2})$$

k=1, ..., 10

Hierin zijn de \hat{e}_t de residuen van de regressie-vergelijking:

$$\hat{v}_t = \sum_{k=0}^5 \alpha_k \hat{u}_{t-k} + \beta \quad (\text{I-3})$$

t=1, ..., 25

U is bij benadering Chi-kwadraat verdeeld met in casu 5 vrijheidsgraden (zie ook Box en Jenkins (1976) en Pierce (1972)). De resulterende waarde van U bedraagt 10,6; deze is significant bij een eenzijdige overheidskans van 10%. Aangezien het aantal waarnemingen beschikbaar voor de U-toets slechts 25 bedraagt bij een maximale vertraging van 10 dient dit resultaat met enige voorzichtigheid te worden geïnterpreteerd (zie ook Bijlage I).

Bijlage III: Berekening van het gecumuleerde effect

Uitgangspunt is het volgende lineaire verband:

$$y_t = \sum_{k=0}^M \alpha_k x_{t-k} + e_t \quad (\text{III-1})$$

Analoog aan Box en Jenkins (1976) kan worden aangetoond dat de coëfficiënten α_k proportioneel zijn met de kruiselingse correlatie-coëfficiënten ρ_k :

$$\alpha_k = \frac{\rho_k \sigma_v}{\sigma_u} \quad (\text{III-2})$$

waarbij: ρ_k = kruiselingse correlatie met vertraging k voor de tijdreeksen u en v, die ontstaan door toepassing van het juiste filter op x en y
 σ_u = standaarddeviatie van u
 σ_v = standaarddeviatie van v

Hiervan uitgaande kan de volgende schattingsvergelijking worden opgesteld:

$$\hat{\alpha}_k = \frac{n}{n-k} \cdot \hat{r}_k \cdot \frac{\hat{\sigma}_v}{\hat{\sigma}_u} \quad (\text{III-3})$$

waarbij: \hat{r}_k = geschatte kruiselingse correlatie met vertraging k (zie vgl. (2) in par.3.2)
 $\hat{\sigma}_u$ = geschatte standaarddeviatie van u
 $\hat{\sigma}_v$ = geschatte standaarddeviatie van v

Het gecumuleerde effect kan door optelling van de betreffende $\hat{\alpha}_k$ worden bepaald.

LITERATUUR

1. Adviescommissie inzake de voortgang van het industriebeleid (1983); Verslag van werkzaamheden 2 en 3.
2. Bijl, M. (1983); Infrastuctuur en economisch herstel, ESB jaargang 68, nummer 3426.
3. Box, G.E.P. en G.M. Jenkins (1976); Time Series Analysis, Forecasting and Control, Holden-Day.
4. Haugh, L.D. (1976); Checking the Interdependence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach, Journal of the American Statistical Association, Volume 71, Number 354.
5. Maddala, G.S. (1979); Econometrics, McGraw-Hill.
6. Pierce, D.A., en L.D. Haugh (1977); Causality in Temporal Systems, Characterization and a Survey, Journal of Econometrics 5, North-Holland.
7. Rijksplanologische Dienst (1983); Jaarverslag Rijksplanologische Dienst 1982, Staatsuitgeverij 's-Gravenhage.
8. Theil, H. (1971); Principles of Econometrics; North-Holland.

Reeds verschenen Onderzoeksmemoranda:

- No. 1 Starre beloningsverhoudingen, starre werkloosheidsverhoudingen?
M. van Schaaik, (1985).
- No. 2 De uitvoer van een aantal produkten van de Nederlandse metaal-
industrie: doorsnee-analyse 1978-1981.
B. Minne, H.G.A. Noordman, (1985).
- No. 3 De consumptieve bestedingen verdeeld naar bedrijfstak van herkomst.
A. Nieuwenhuis, (1985).
- No. 4 Assessing foreign influences on the Dutch economy; BUMO, an
experimental modelling approach.
V.R. Okker and W.B.C. Suyker (1985).
- No. 5 De investeringen per bedrijfstak in de verwerkende industrie.
F.W. Suijker, B. Minne, (1985).
- No. 6 De consumptie van gezinnen in een bedrijfstakkenmodel.
B. Minne, F. Suijker (1986).
- No. 7 De invloed van de aanbodzijde op de uitvoer van goederen.
H. ter Rele, M. Vromans (1986).
- No. 8 REGAMBEV: Een model voor de provinciale ontwikkeling van
arbeidsmarkt en bevolking in Nederland.
A. Kwaak, (1985).
- No. 9 Het discouraged workers' en additional workers' effect in de in-
en uitschrijvingen van werklozen en werkzoekenden bij Gewestelijke
Arbeidsbureaus.
L. Wong (1986).
- No. 10 Overheidsinvesteringen en economische groei.
H.J. Roodenburg (1986).
- No. 11 Een klein monetair blok voor het IDP-model.
V.R. Okker, A.G.H. Nibbelink (1986).
- No. 12 Een jaargangenmodel in de bedrijfstakken: Handel, Overig Vervoer
en Communicatie, Zee- en Luchtvaart.
R. Veraart (1986).
- No. 13 Principale componenten van regionaal-economische indicatoren.
H.J. Roodenburg (1986).
- No. 14 Prijsvergelijkingen per sector
A. Nieuwenhuis (1986)
- No. 15 Twee bekende stelsels vraagvergelijkingen en hun mengvorm
A. Nieuwenhuis (1986)
- No. 16 Het capaciteitsblok van FK'85.
G.M.M. Gelauff (1986).
- No. 17 Investeren in Nederland.
H. den Hartog, K.A. Heineken, B. Minne, R.J.J. Roemers,
H.J. Roodenburg (1986).

- No. 18 Het belang van de internationale stagflatie en de binnenlandse reactie daarop voor de Nederlandse economische ontwikkeling in 1973-1984; een cliometrische analyse met FK'85.
G.M.M. Gelauff (1986).
- No. 19 Over de invloed van de aanbodzijde op de effectieve uitvoervraag.
H.J.M. ter Rele (1986).
- No. 20 Endogene extrapolatie van de participatiegraden voor gehuwde vrouwen.
J.M.J. op de Beke (1986).
- No. 21 The impact of socio-economic factors on the demand for education.
B. Kuhry (1986).
- No. 22 De ontwikkeling van de staatsschuld en de rentelasten in de periode 1970-2010.
C.L. Jansen (1986).
- No. 23 Internationale vergelijking loonstructuur.
R.A. Stoffel (1986).
- No. 24 Loonbelasting en sociale zekerheid in FK'85 J.J. Luning



