

Onderzoeksmemorandum

No 130

De exportmarkt

D.A.G. Draper

Centraal Planbureau, Den Haag, juli 1996

Centraal Planbureau
Van Stolkweg 14
Postbus 80510
2508 GM Den Haag

Telefoon (070) 338 33 80
Telefax (070) 338 33 50

ISBN 90 563 5055 2

De verantwoordelijkheid voor de inhoud van dit Onderzoeks Memorandum ligt bij
de auteur

Inhoudsopgave

1. Inleiding	1
2. Een theoretisch model voor de exportmarkt	2
2.1 Afzetmogelijkheden	2
2.2 Prijsvorming	3
2.3 Invloed concurrentenprijs	4
2.4 Produkt- en procesinnovatie	5
2.5 Empirische uitwerking	5
2.6 De exportmarkt in FKSEC, het econometrisch model van het CPB	6
3. Data en globale empirie	7
3.1 Grafische analyse	7
3.2 Orde van integratie	10
3.3 Statische analyse	10
4. Econometrische analyse	13
4.1 Werkwijze	13
4.2 Het "autoregressive distributed lag" model	14
4.3 Enige methodologische opmerkingen; het aantal cointegratievectoren	15
4.4 Identificatierestricties	16
4.5 Economische interpretatie	17
4.6 Korte-termijn analyse	23
5. Conclusies	26
Samenvatting en Abstract	27
Literatuur	28
Bijlage A: Data	29
Bijlage B: Toetsen	30
Bijlage C: Methodologie	33
Bijlage D: De gevolgen van waarnemingsfouten	37
Bijlage E: De invloed van de concurrentenprijs bij de prijsvorming.	40

1. Inleiding¹

Volledige werkgelegenheid is een belangrijke doelstelling van het macro-economisch beleid. Loonmatiging lijkt hiervoor vereist. Matiging leidt weliswaar tot lagere consumptie, maar ook tot lagere prijzen waardoor de uitvoer toeneemt en de invoer daalt. Onder bepaalde voorwaarden zal de binnenlandse vraaguitval meer dan gecompenseerd worden door de uitvoerstijging en invoerdaling. Het succes van dit werkgelegenheidsbeleid hangt daarom mede af de werking van de exportmarkt. Met name is van belang in hoeverre kostendaling doorgegeven wordt in de prijs en hoe de vraag reageert op de prijs. Deze vraagreacties zijn tevens medebepalend voor de uiteindelijke welvaartsimplicaties gemeten aan het netto nationaal inkomen. In dit onderzoek wordt de werking van de exportmarkt onderzocht. Het is een empirisch onderzoek, waarbij de cointegratiemethode voor dynamische systemen wordt toegepast.

Twee vragen staan centraal. De eerste vraag is: Hoe wijzigt het Nederlandse marktaandeel op de exportmarkt als de Nederlandse uitvoerprijs 1 procent achterblijft bij die van concurrenten? De tweede vraag betreft de invloed van kostenmatiging op de prijszetting. Is dit bekend, dan kan bepaald worden wat de invloed is van kostenmatiging op de uitvoerprestatie. Immers, kent men de kostenmatiging en de invloed van kostenmatiging op de prijszetting, dan kennen we ceteris paribus de relatieve prijsdaling en daarmee de verandering van het marktaandeel.

Alvorens het econometrisch werk ter hand te nemen wordt in paragraaf 2 een theoretisch model voor de uitvoermarkt geformuleerd. De theoretische restricties worden aan de lange-termijn opgelegd. Uitgangspunt is onvolledige mededinging. Deze marktform houdt het midden tussen volledige concurrentie en monopolie. Dit zijn in feite bijzondere gevallen. Doordat onvolledige concurrentie een soort gewogen gemiddelde is, lijkt deze zich goed voor toepassing in een empirisch macro model te lenen. Vervolgens worden de mogelijke verbanden in paragraaf 3 onderzocht op basis van "globale empirie". Met behulp van cointegratietechnieken wordt in paragraaf 4 nagegaan of de theoretische restricties op lange-termijn gelden. Hierbij worden nieuwe methoden gehanteerd, die ontwikkeld zijn voor dynamische stelsels vergelijkingen met niet-stationaire variabelen. In paragraaf 5 worden de conclusies van deze studie samengevat.

¹ Met dank aan P. de Jongh voor statistische ondersteuning. Het theoretisch gedeelte is vooral gebaseerd op eerder werk van A. Nieuwenhuis. Het econometrisch gedeelte is slechts tot stand kunnen komen dankzij de vele discussies met de deelnemers aan de studiegroep cointegratie. Hieraan namen deel: Don, Draper, Houweling, Huizinga, Kooiman, Nieuwenhuis, Ten Cate en Van Stratum. Tenslotte, door het deskundig commentaar van Peter Boswijk van de faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie van de Universiteit van Amsterdam is het stuk aanzienlijk verbeterd.

2. Een theoretisch model voor de exportmarkt

Begonnen wordt met een recapitulatie van de theorie van onvolledige mededinging. Vraag en prijsvorming passeren de revue. Produkt- en procesinnovatie blijken noodzakelijk om stabiele afzetmogelijkheden en een goede concurrentiepositie te handhaven. Tenslotte komt de empirische uitwerking ter sprake. Het theoretisch model levert een aantal theoretische restricties op die getoetst kunnen worden.

2.1 Afzetmogelijkheden

Volgens de Armington benadering, een gangbare manier van modelleren, kiest een economische agent eerst of hij goederen betreft uit het binnen- of buitenland. Vervolgens bepaalt hij uit welk land hij zijn buitenlandse goederen betreft. De concurrentie die een exporteur ondervindt, betreft volgens deze theorie dan ook vooral concurrentie met derde landen.

Bij de modellering van de *vraag* wordt van deze theorie uitgegaan. Er wordt verondersteld dat gekozen kan worden uit produkten van het land waarvoor de uitvoer wordt gemodelleerd (b_d) en uit produkten van derde landen (b_c). De goederen zijn wel substituten maar niet volledig identiek. Hierdoor kan de prijs van de binnenlandse aanbieder (pb_d) verschillen van die van de buitenlandse concurrenten (pb_c). Verondersteld wordt dat de waarde van de wereldhandel (B) exogeen gegeven is.

Men zal zoveel van de verschillende goederen vragen dat het nut (U) maximaal is. Het volgende maximeringsprobleem wordt daartoe opgelost²:

$$\max_{(i=d,c)} b_i \quad U = \left[\alpha^{1-\rho} b_d^\rho + (1-\alpha)^{1-\rho} b_c^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

$$o.d.v. \quad B = b_d pb_d + b_c pb_c \quad \sigma = \frac{1}{1-\rho} \quad .$$

Deze specifieke vorm van de nutsfuncties leidt tot de volgende, loglineaire vraagvergelijkingen:

² Een alternatieve opzet zou zijn: minimaliseer de invoerkosten, gegeven beperkt substitueerbare goederen uit verschillende landen en een exogeen gegeven totaal invoervolume. In dat geval is niet de waarde van de wereldhandel exogeen maar het volume. Bij de afleiding van het ondernemersgedrag is dan de gecompenseerde prijselasticiteit van belang.

$$b_i = \alpha_i b \left(\frac{pb_i}{pb} \right)^{-\sigma} \quad \text{voor } i = d, c \quad (2)$$

$$\alpha_d = \alpha \quad ; \quad \alpha_c = 1 - \alpha \quad ,$$

waarin het volume (b) en de prijsindex voor de wereldhandel (pb) zijn gedefinieerd als:

$$b = \frac{B}{pb} \quad ; \quad pb = \left[\alpha pb_d^{1-\sigma} + (1-\alpha)pb_c^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

Beschouwt men de waarde van de wereldhandel exogeen, dan is de uitvoer een functie van de waarde van de wereldhandel, de uitvoerprijs en de concurrerende uitvoerprijs. Merk op dat de eigen-prijselasticiteit van de vraag niet gelijk is aan σ , aangezien de macro-prijs pb en de totale wereldhandel b afhankelijk zijn van de eigen prijs. Hierop wordt straks teruggekomen (zie vergelijking (6)).

2.2 Prijsvorming

Bij de modellering van de prijsvorming is het uitgangspunt een ondernemer die zijn winst optimeert. Zijn afzet is afhankelijk van de gevraagde prijs. Verondersteld wordt dat alle produktiefactoren variabel zijn en dat er sprake is van constante schaalopbrengsten, zodat de goederen worden voortgebracht tegen constante gemiddelde kosten (ac_d).

De winst van een ondernemer is maximaal als de marginale opbrengsten gelijk zijn aan de marginale kosten. Ingeval van constante schaalopbrengsten zijn de marginale kosten gelijk aan de gemiddelde kosten. Voor de marginale opbrengst mo_d geldt

$$mo_d = \frac{\partial b_d pb_d}{\partial b_d} = pb_d \left[1 + \frac{1}{\epsilon_{dd}} \right] \quad \text{met } \epsilon_{dd} \equiv \frac{\partial \ln b_d}{\partial \ln pb_d} \quad , \quad (4)$$

waarin ϵ_{dd} de ongecompenseerde eigen-prijselasticiteit van de vraag is. Aangezien de marginale opbrengsten mo_d positief zijn, moet de eigen-prijselasticiteit kleiner dan -1 zijn (en dus $\sigma > 1$ of $0 < \rho < 1$).

Uit de gelijkheid van de marginale opbrengsten en de marginale kosten volgt voor de uitvoerprijs

$$\ln p b_d = \ln a c_d - \ln \left[1 + \frac{1}{\varepsilon_{dd}} \right] + cst . \quad (5)$$

De uitvoerprijs wordt volgens deze relatie verklaard uit gemiddelde kosten en de winststopslag, die afhankelijk is van de prijselasticiteit van de vraag.

2.3 Invloed concurrentenprijs

Uit de vraagvergelijkingen (2) kan worden afgeleid dat de prijselasticiteit van de vraag een functie is van de eigen uitvoerprijs en de concurrenten prijs

$$\varepsilon_{dd} = w_d(\sigma - 1) - \sigma = \alpha \left(\frac{p b_d}{p b} \right)^{1-\sigma} (\sigma - 1) - \sigma , \quad (6)$$

waarin w_d het marktaandeel van de binnenlandse ondernemer. Hieruit blijkt dat de prijselasticiteit van de vraag (en daarmee de winststopslag) homogeen van de graad nul is in de eigen prijs en concurrentenprijs.

Loglineariseert³ men de winststopslagterm in het punt $w_d = \bar{w}_d$ en substitueert men dit in de prijsvergelijking dan volgt⁴

$$\ln p b_d = \frac{1}{1+\eta} \ln a c_d + \frac{\eta}{1+\eta} \ln p b_c + cst \quad \text{met} \quad \eta \equiv -\frac{\bar{w}_d(\sigma-1)}{\bar{w}_d(\sigma-1) - \sigma} . \quad (7)$$

De uitvoerprijs wordt verklaard als een gewogen gemiddelde van de gemiddelde kosten en de concurrentenprijs.

Uit deze afleiding volgt de restrictie dat het gewicht van de concurrentenprijs in de prijsvergelijking maximaal gelijk is aan het marktaandeel (\bar{w}_d). Dit resultaat lijkt vooral bepaald te worden door de specifieke nutsfunctie met constante substitutie-

³ De linearisatie verloopt als volgt: Stel $y=f(x,z)$. Een eerste orde Taylorreeksbenadering is: $d \ln y = \varepsilon_{yx} d \ln x + \varepsilon_{yz} d \ln z$, waarin de ε_{yz} en ε_{yx} elasticiteiten zijn, geëvalueerd in het linearisatiepunt. Na integratie volgt $\ln y = \varepsilon_{yx} \ln x + \varepsilon_{yz} \ln z + cst$.

⁴ Toenemende schaalopbrengsten en het inkomen kunnen van invloed zijn op de prijsvorming (Zie: Nieuwenhuis (1994)). Uit empirisch onderzoek door Nieuwenhuis (1979, V, 10) naar de prijsvorming op de exportmarkt blijkt evenwel dat de wereldhandel als inkomensindicator geen rol speelt. Ook nu werd geen significante bijdrage gevonden. Vandaar dat bij het empirisch onderzoek alleen de increasing returns veronderstelling in de beschouwing zal worden betrokken.

elasticiteit. In bijlage E wordt aangetoond dat in andere specificaties de concurrentenprijs een grotere invloed kan hebben op de prijsvorming en bovendien dat de invloed groter is naarmate de procentuele verandering van de eigen-prijselasticiteit groter is bij een procentuele verandering van de prijs.

De prijsvergelijking kan met een bezettingsgraadterm worden uitgebreid. Nieuwenhuis (1994) laat namelijk zien dat, ingeval niet de feitelijke kosten maar de verwachte kosten een rol spelen bij de prijsvorming, naast de gemiddelde kosten en de concurrentenprijs tevens de bezettingsgraad van invloed is op de prijzen.

2.4 Produkt- en procesinnovatie

In een monopolistische situatie wordt winst gemaakt. Dit lokt nieuwe aanbieders. De ondernemer verliest door de voortdurend toenemende concurrentie marktaandeel. De ondernemers kunnen op het geschetste probleem reageren door produkt- en procesinnovatie. Bij procesinnovatie probeert men de gemiddelde en marginale kosten te drukken. Hierdoor wordt het mogelijk om door prijsconcessies het marktaandeel te vergroten in plaats van te verkleinen. Bij produktinnovatie tracht men de vraag op hetzelfde niveau te houden, zodat de situatie van onvolledige concurrentie behouden blijft.

In de FKSEC-publicatie (CPB, 1992) wordt als argument voor de opname van de investeringsquote in de uitvoervergelijking genoemd dat het een indicator is voor de mate van produkt-innovatie van een land. Verondersteld wordt dat er slechts door een voortdurend proces van produktinnovatie sprake is van een stabiele vraagcurve. Bij het empirisch onderzoek zal hier aandacht aan worden besteed.

2.5 Empirische uitwerking

Het is gebruikelijk bij empirisch onderzoek om de vraagrelaties (2) voor de uitvoer samen te voegen tot

$$\ln b_d = \ln b_c - \sigma (\ln p_b_d - \ln p_b_c) + cst \quad . \quad (8)$$

Voor de bezettingsgraadterm, die bij de prijsvorming of direct in de uitvoervergelijking (home pressure of demand) een rol kan spelen, zijn in principe data nodig voor de kapitaalgoederenvoorraad, die toegerekend kunnen worden aan de uitvoer. Aangezien er geen data zijn voor de kapitaalgoederen per finale afzetcategorie dient een proxy te worden gehanteerd. Vooral de exposed sector is bij uitvoer betrokken. Verondersteld wordt dat de leveringen van de andere sectoren complementair zijn en geen belemmering vormen. Indien de kapitaalcoëfficiënt constant is, kan in plaats van de kapitaalgoederenvoorraad de produktiecapaciteit (yp_d) worden gehanteerd. Eén en ander levert de volgende proxy op

$$\ln k_d = \beta \ln y p_d + cst \quad . \quad (9)$$

Bij de empirische uitwerking zal worden verondersteld dat bovenstaande vergelijkingen op lange-termijn opgaan. Op korte-termijn zijn er allerlei starheden waardoor feitelijke prijs en uitvoervolume kunnen afwijken van de theoretische relaties. De parameter-restricties, die op de lange-termijn moeten gelden, zullen worden getoetst.

2.6 De exportmarkt in FKSEC, het econometrisch model van het CPB

De FKSEC-relaties kunnen worden geëvalueerd aan de hand van de hiervoor beschreven theorie. In andere macro-modellen is de uitvoermarkt globaal op dezelfde manier gemodelleerd (Zie: Brakman en Sterken, 1994).

Afgezien van vertragingen en de relatieve investeringsquote komt de FKSEC uitvoerrelatie overeen met vergelijking (8).

In de FKSEC uitvoerprijs-vergelijking komen de gemiddelde kosten, inclusief kapitaalkosten, en de concurrentenprijs voor, verder de bezettingsgraad. Relatie (7) lijkt op de FKSEC relatie. De coëfficiënt van 0.6 voor de concurrentenprijs en een substitutie-elasticiteit van de vraag (σ) van 2 impliceren evenwel een marktaandeel van 120 procent.

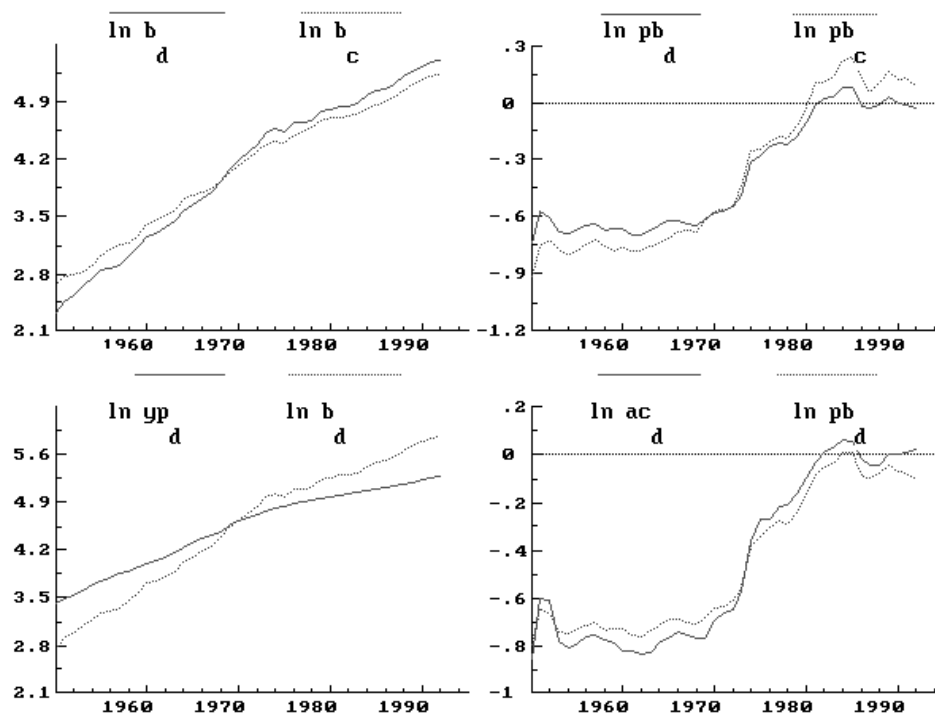
Concluderend: De FKSEC uitvoer en uitvoerprijsrelaties zijn niet consistent met de hiervoor geschetste theorie, waarbij van een CES nutsfunctie is uitgegaan. Hierna zal worden nagegaan of er tegen de theoretische restricties grote empirische bezwaren bestaan.

3. Data en globale empirie

3.1 Grafische analyse

Met behulp van grafische analyse kunnen we een eerste indruk krijgen over de samenhangen op de uitvoermarkt. De vier grafieken in Afbeelding 1 geven de niveau-variabelen weer⁵ en de set van vier grafieken in Afbeelding 2 de relatieve ontwikkelingen. Tenslotte volgen vier grafieken met mutaties van jaar op jaar (Afbeelding 3).

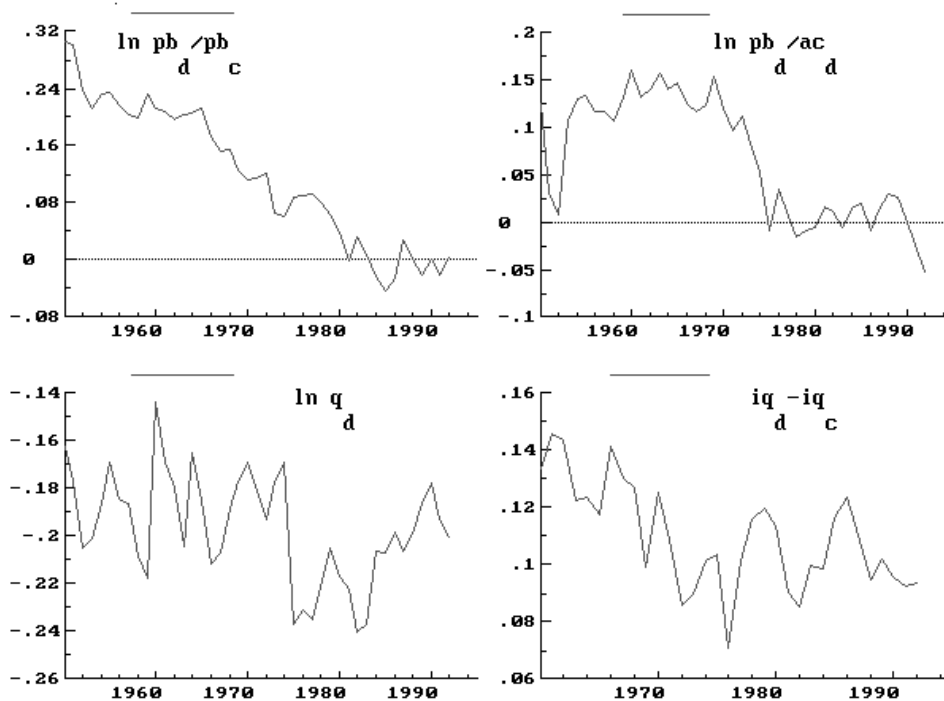
Afbeelding 1 Ontwikkelingen van de niveau variabelen



⁵ De variabelen zijn per grafiek zodanig geschaald dat de gemiddelden van de reeksen gelijk zijn.

In de periode 1950-1990 steeg het volume van de uitvoer (b_d) sterker dan de concurrerende uitvoer (b_c)⁶. De prijzen (pb_d) stegen minder dan die van concurrenten (pb_c)⁷. De derde grafiek van Afbeelding 1 laat zien dat de uitvoer meer is gestegen dan de productiecapaciteit (yp_d) van de exposed sector. Dit verschijnsel lijkt niet verklaard te kunnen worden uit de ontwikkeling van de prijs ten opzichte van de kosten (pb_d/ac_d). Deze winstindicator van uitvoer is iets gedaald. Hier lijkt dan ook geen extra impuls van te zijn uitgegaan. Internationalisatie lijkt een mogelijke verklaring voor deze ontwikkeling.

Afbeelding 2 *Relatieve ontwikkelingen*



In de tweede set grafieken (Afbeelding 2) vindt men als eerste de relatieve prijs (pb_d/pb_c) en de relatieve ontwikkeling van de prijs ten opzichte van de kosten (pb_d/ac_d). De eerste grafiek laat zien dat de relatieve prijs voortdurend gedaald is.

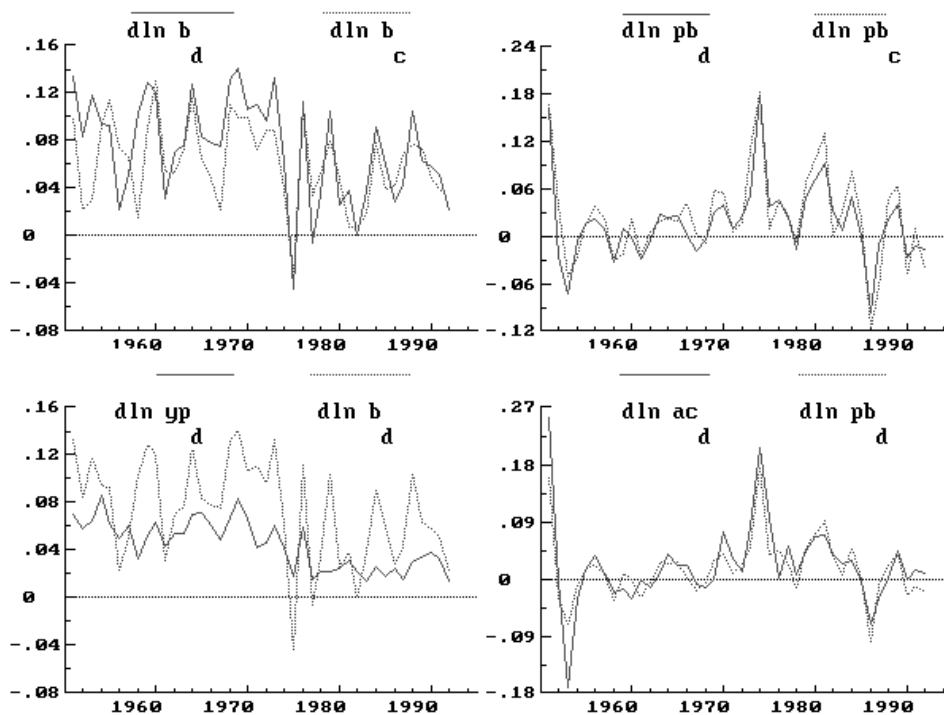
⁶ Concurrerende uitvoer, voor 1961 enkel herwogen, vanaf 1961 dubbelherwogen.

⁷ Concurrerende uitvoerprijs, voor 1961 enkel herwogen, vanaf 1961 dubbelherwogen.

De winstgevendheid per eenheid produkt is vrij constant geweest over de periode 1953-1973 om vervolgens twee jaar te dalen en weer op een constant niveau uit te komen. De volgende twee grafieken geven eerst de bezettingsgraad (q_d) en dan de relatieve investeringsquote van Nederland (iq_d) ten opzichte van het buitenland (iq_c).

In de derde set (Afbeelding 3) vindt men als eerste de mutaties van de uitvoer en de wereldhandel. Uit deze grafiek blijkt dat het vertragingsspatroon tussen de uitvoer en de wereldhandel na 1960 is veranderd. Het lijkt in verband hiermee verstandig schattingen uit te voeren voor de periode na 1960. Verder lijkt de mutatie van de prijs sterk op zowel die van concurrenten als op de mutatie van de kosten.

Afbeelding 3 Mutaties ten opzichte van het voorafgaande jaar



3.2 Orde van integratie

Met dertig waarnemingen wordt wel een significantieniveau van 10% gebruikt voor unit root en cointegratietoetsen, om toch enig onderscheidingsvermogen te hebben. Uit de tabel van bijlage b volgt dan dat de basisreeksen alle geïntegreerd zijn van de orde 1 behalve de relatieve investeringsquote en de binnenlandse investeringsquote. Deze laatste reeksen zijn stationair. Zou men evenwel een significantieniveau van 5% hanteren, dan suggereert de tabel dat de kostenvariabele ac_d geïntegreerd is van de orde twee. Merk verder op dat zowel de relatieve prijsontwikkeling als de prijs per eenheid produkt niet stationair zijn. Waren deze relatieve variabelen stationair dan zouden ze geen verklaring kunnen geven voor de niet stationaire ontwikkeling van de uitvoer en uitvoerprijs. Geconcludeerd kan worden dat alle variabelen in aanmerking komen om het niveau van de uitvoer en de uitvoerprijs te verklaren, behalve de investeringsquote. Deze laatste variabele kan slechts de korte-termijn ontwikkeling medeverklaren.

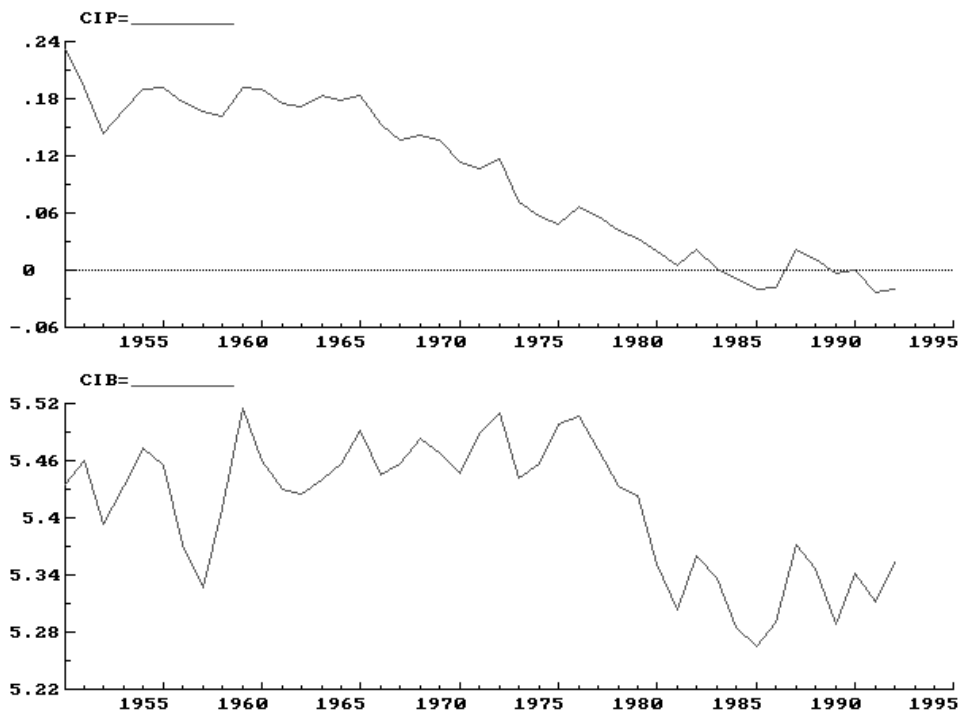
3.3 Statistische analyse

Alvorens te gaan schatten bekijken we de data eerst vanuit het perspectief van in het verleden gevonden verbanden. In FKSEC wordt een prijselasticiteit van de vraag van 2 gehanteerd. Verder wordt volgens FKSEC de prijs verklaard als een gewogen gemiddelde van de concurrentenprijs en de totale kosten per eenheid produkt met als respectievelijke gewichten 0.6 en 0.4. Om te zien in hoeverre de FKSEC vergelijkingen het verleden goed beschrijven worden de verschillen tussen de feitelijke ontwikkelingen en die volgens de FKSEC relaties berekend:

$$\begin{aligned} CIP &= \ln p_b_d - 0.6 \ln p_b_c - 0.4 \ln a_c_d ; \\ CIB &= \ln b_d - \ln b_c + 2(\ln p_b_d - \ln p_b_c) . \end{aligned} \tag{10}$$

CIP is het "residu" bij de prijzen, CIB het "residu" bij de uitvoer. Uit de grafieken (Afbeelding 4) blijkt dat deze geconstrueerde reeksen niet stationair zijn. Dit wordt bevestigd door de formele toetsen die staan gepresenteerd in de tabel van bijlage b. Bij de uitvoer vindt een verschuiving van de constante term plaats vanaf 1980. Deze verschuiving is reeds eerder gevonden (Van den Berg, 1985 en Verbruggen, 1990). Verder dient bij de prijsvergelijking een dummie vanaf 1974 opgenomen te worden (zie ook Afbeelding 2). Tenslotte blijken er grote residuen voor 1960 op te treden bij de uitvoer. Zoals hiervoor werd opgemerkt (zie discussie bij Afbeelding 3) is waarschijnlijk het vertragingsspatroon in de loop van de tijd veranderd. Aangezien grote residuen aan het begin of aan het eind van een schattingsperiode grote invloed hebben op het schattingsresultaat, is besloten de steekproefperiode te laten beginnen bij 1960.

Afbeelding 4



We gaan nu na wat herschatting van beide statische vergelijkingen oplevert. Hierbij zal rekening worden gehouden met de zojuist geconstateerde verandering van de constante termen. Schat men een statische, lange-termijn prijsvergelijking met een andere constante term vanaf 1974 dan is het resultaat:

Vergelijking voor $\ln pb_d/pb_c$, schattingsperiode: 1960 tot en met 1992

Variabele	Coëfficiënt	t-waarde
Constate	0.13	18.6
$\ln pb_c/ac_d$	-0.92	9.3
s1974	-0.12	15.0

$R^2 = 0.92$ $F(3, 29) = 182.3$ $\sigma = 0.0233$ $DW = 1.46$
 RSS = 0.0164

De Durbin Watson grootheid indiceert dat er sprake is van coïntegratie, dat wil zeggen stationaire residuen. Het gewicht van de concurrentenprijs is nu in overeenstemming met de theorie van onvolledige mededinging.

Schat men een statische, lange-termijn volumevergelijking met een andere constante term vanaf 1980 dan is het resultaat:

Vergelijking voor $\ln b_d/b_c$, steekproef: 1960 tot en met 1992

Variabele	Coëfficiënt	Std.fout	t-waarde
Constante	5.45	0.018	307.9
$\ln pb_d/pb_c$	-1.91	0.120	-16.0
s1980	-0.13	0.020	-6.4

$R^2 = 0.93$ $F(2, 30) = 208.91$ $\sigma = 0.030$ $DW = 1.55$
 RSS = 0.0278

Ook bij deze vergelijking wijst de Durbin Watson grootheid op cointegratie. Verder is de relatieve prijs elasticiteit bij benadering 2. De constante term is vanaf 1980 .13 lager (de coëfficiënt van de dummy variabele s1980).

Deze statische vergelijkingen voor de uitvoerprijs en uitvoer geven een eerste indicatie voor de lange-termijnrelaties. Immers, ze zijn te beschouwen als het resultaat van de eerste stap in de twee-staps-schattingsprocedure voor gecointe-greerde variabelen, zoals voorgesteld door Engle en Granger (1987).

4. Econometrische analyse

4.1 Werkwijze

Er zijn een aantal redenen waarom de in de vorige paragraaf gevonden statische schattingen sub-optimaal zijn. Op de eerste plaats zijn de schattingen weliswaar consistent, maar in kleine steekproeven gebiased van de orde T^{-1} (T de steekproefomvang). De bias is vergelijkbaar met misspecificatie-bias. Informatie over de korte-termijn dynamiek is weggelaten. Indien in kleine steekproeven de korte-termijn dynamiek substantieel is ten opzichte van de lange-termijn ontwikkeling kan de bias aanzienlijk zijn. Modelleert men de dynamiek mee dan voorkomt men deze "misspecificatie" (Banarjee, e.a., 1993, blz. 214 e.v.). Op de tweede plaats zijn de verdelingen van de coëfficiëntschattingen van de statische vergelijkingen niet standaard. Dit geldt niet voor de dynamische specificatie tussen stationaire reeksen. Dan gaat de standaard theorie weer op. Een dynamische specificatie is daarom een beter model om de lange-termijn relaties mee te schatten.

Is het vergelijking voor vergelijking schatten van de dynamische relaties meestal geschikt en vaak efficiënt, in het onderhavige geval lijkt dit niet zo te zijn. Roodenburg (1987) laat zien dat het simultaan schatten van uitvoer en uitvoerprijs tot aanzienlijk hogere substitutie-elasticiteiten leidt. Vandaar dat in de volgende paragraaf een dynamisch simultaan stelsel wordt geschat. Door dit model in de herleide vorm te schatten wordt simultaneiteitsbias voorkomen. De meeste parameters die op deze manier worden verkregen zijn moeilijker te interpreteren dan de parameters van de structurele vorm van het model. Alleen de lange-termijn parameters van het model in de structurele vorm en de gereduceerde vorm zijn gelijk. De gereduceerde vorm is daarom bij uitstek geschikt om lange-termijn onderzoek te doen. De korte-termijn relaties zullen wel in de structurele vorm en met simultane technieken worden geschat.

Bij het onderzoek naar de lange-termijn relaties (in de gereduceerde vorm) leggen we ons wel een aantal beperkingen op. De wereldhandel, concurrentenprijs, capaciteit en kosten zullen als zwak-exogeen worden behandeld. Merk op dat het niet opgaan van zwak-exogeniteit geen nadelige invloed heeft op de schatting van de lange-termijn parameters. Indien de variabelen waarop geconditioneerd wordt niet zwak exogeen zijn, kan in principe wel efficiency-winst worden behaald. Verder kan het tot "misspecificatie" bias in kleine steekproeven leiden en niet-standaardverdelingen geven voor de toetsgrootheden, waardoor het statistisch beslissen wordt bemoeilijkt. Indien de variabelen waarop geconditioneerd is niet zwak-exogeen zijn, hebben we een indicatie waarop toekomstig onderzoek gericht zou kunnen worden.

Samenvattend: De statische schattingen geven coïntegratie relaties; De geschatte coëfficiënten kunnen in kleine steekproeven gebiased zijn; Herschatting in een dynamische context geeft efficiëntere schatters; De uitvoer en uitvoerprijs

kunnen het beste als systeem worden geschat; Nagegaan zal worden of de andere variabelen zwak-exogeen zijn; Dit laatste geeft een indicatie voor toekomstig onderzoek.

De werkwijze is daarom als volgt. Begonnen wordt met de presentatie van een multivariaat "autoregressive distributed lag" model (ADL) zonder restricties. Geconditioneerd is op de wereldhandel, de concurrentenprijs, de capaciteit en de kosten; met andere woorden verondersteld wordt dat deze variabelen zwak-exogeen zijn. De zwak-exogeniteit wordt getoetst. Er is voor gezorgd dat dit conditionele model data-coherent is, dat wil zeggen dat voor de residuen geldt: geen autocorrelatie, normaal verdeelde storingen en geen heteroscedasticiteit. Verondersteld wordt dat de theoretische restricties die in paragraaf 2 zijn gegeven, voor de lange-termijn gelden. De verschillende theoretische restricties worden dan ook aan de lange-termijn coëfficiënten van de ADL opgelegd en getoetst ten opzichte van het data-coherente ongerestricteerde model. De toetsgrootheden indiceren welke andere cointegratie-relaties eventueel een rol spelen. Uiteindelijk vinden we dan de statische lange-termijn relaties die in de vorige paragraaf zijn gevonden maar dan herschat in een dynamische context. Hiermee worden in de volgende paragraaf korte-termijn structuurrelaties geschat.

4.2 Het "autoregressive distributed lag" model

In Tabel I is het ongerestricteerde, herleide vorm model weergegeven. Het is dus een autoregressief model. Dit betekent dat de uitvoerprijs niet onvertraagd voorkomt in de uitvoervergelijking en de uitvoer niet onvertraagd in de prijsvergelijking. Bij de uitvoer hebben alle variabelen het verwachte teken. Bij de prijsvorming zijn de coëfficiënten zonder verdere restricties moeilijk te interpreteren.

Het model uit Tabel I doorstaat een aantal data-coherentie toetsen (zie bijlage B). Dat wil zeggen dat er geen onverklaarde systematiek in de data zit, zodat dit model gebruikt kan worden om theoretische restricties te toetsen. De wereldhandel, concurrentenprijs, capaciteit en kosten blijken niet zwak exogeen⁸ te zijn (Zie: Bijlage C, formule (19)). Binnen dit onderzoek blijven we evenwel conditioneren op deze variabelen.

⁸ Als getoetst wordt of $\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$ in, formule (19) van bijlage C dan blijkt de log-likelihood te dalen van 798.1 naar 774.7, terwijl er 8 restricties zijn opgelegd. Op grond van de likelihood-ratio toets wordt de nul-hypothese dat de variabelen zwak-exogeen zijn, verworpen.

Tabel I *Multivariaat "autoregressive distributed lag" model (ADL) zonder restricties; steekproef 1960-1992^a*

verklarende variabelen	$\Delta \ln b_d$		$\Delta \ln pb_d$	
	coëfficiënt	t-waarde	coëfficiënt	t-waarde
$\ln b_{d-1}$	-0.53	4.5	-0.10	1.0
$\ln pb_{d-1}$	-0.48	1.8	-0.78	3.4
$\ln b_{c-1}$	0.39	3.5	0.03	0.4
$\ln pb_{c-1}$	0.54	3.1	0.34	2.3
$\ln ac_{d-1}$	-0.05	0.3	0.30	1.8
$\ln yp_{d-1}$	0.16	1.5	0.06	0.6
$\Delta \ln b_c$	0.72	7.0	0.13	1.5
$\Delta \ln pb_c$	0.46	4.0	0.39	4.1
$\Delta \ln ac_d$	-0.35	2.0	0.44	3.0
$\Delta \ln yp_d$	0.46	1.6	0.15	0.6
<i>s1974</i>	-0.03	1.2	0.03	1.2
<i>s1980</i>	-0.05	2.6	0.02	1.2
constante	1.53	2.6	0.18	0.4
RSS	0.0034		0.0024	
$\ln L=309.32$				

^a RSS: residuele kwadratensom; $\ln L$: log-likelihood voor vergelijking met volgende tabellen.

4.3 Enige methodologische opmerkingen; het aantal coïntegratievectoren

De vergelijkingen uit Tabel I kunnen in matrixnotatie worden weergegeven als:

$$\Delta y_t = P \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + Q \cdot \Delta z_t \quad ,$$

$$y' = [\ln b_d , \ln p b_d] \quad , \quad (11)$$

$$z' = [\ln b_c , \ln p b_c , \ln a c_d , \ln p d , s1974 , s1980 , \text{constante}] \quad .$$

waarin y de vector van endogenen en z de vector van zwak-exogenen uit Tabel I. De coëfficiënten van de niveau-variabelen (de eerste zes regels van Tabel I) vormen de matrix P van lange-termijn coëfficiënten. De lange termijn relaties kunnen worden weergegeven als $P \cdot [y', z']' = 0$. Het aantal cointegratie-vectoren in de matrix P is het aantal lineair onafhankelijke vectoren. Dit aantal kan met behulp van de Johansen-toets worden bepaald. De toetsgrootte wijst uit dat er 2 cointegratie-vectoren zijn. Dit impliceert dat de matrix met lange-termijn coëfficiënten kan worden geschreven als $P = \alpha \cdot \beta'$, waarin α een 2 bij 2 matrix en P en β' 2 bij 6 matrices. De matrix α is de matrix van terugkoppelingscoëfficiënten, terwijl $\beta'[y', z']' = 0$ de cointegratie relaties zijn. Stel nu dat het structuurmodel, dat we willen identificeren, geschreven kan worden als:

$$A \cdot \Delta y_t = a \cdot \beta' \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + B \cdot \Delta z_t \quad (12)$$

$$\text{en } P = \alpha \cdot \beta' = A^{-1} \cdot a \cdot \beta' \quad ; \quad Q = A^{-1} \cdot B$$

dan volgt hieruit dat de lange-termijn relaties $\beta'[y', z']' = 0$ niet wijzigen door van de structurele vorm naar de gereduceerde vorm over te gaan.

Merk tenslotte op dat de α en β niet uniek zijn. Men kan immers schrijven $P = \alpha Q Q^{-1} \beta'$. Daarom kunnen restricties worden opgelegd zonder de likelihood-waarde te wijzigen. Door het nemen van lineaire combinaties van de β -vectoren kan ingeval er 2 cointegratievectoren zijn altijd één juist-identificerende restrictie per vector worden opgelegd en één normalisatie restrictie, zonder de likelihood te wijzigen. In dat geval hoeft er niet getoetst te worden. Legt men meer restricties op dan kunnen deze worden getoetst.

4.4 Identificatierestricties

De verschillende identificatie-restricties die zijn opgelegd zullen achtereenvolgens worden besproken. De schattingsresultaten zijn verdeeld over twee tabellen. In Tabel 2 staan de op de uitvoer genormaliseerde coëfficiënten en in Tabel 3 de op

de prijs genormaliseerde coëfficiënten⁹. Op de eerste regel zijn alleen de normalisatie-restricties opgelegd aan $P=\alpha\beta'$ uit formule (11). De lange-termijn relaties krijgt men door $\beta'[y'z']'=0$ te vormen. Aangezien beide lange-termijn relaties in de ongerestricteerde versie een rol spelen bij de verklaring van de uitvoer en uitvoerprijs zijn er per vergelijking twee terugkoppelingscoëfficiënten α (Zie paragraaf 4.3). Op regel 2 staan de juist identificerende restricties, die niet getoetst kunnen worden.

- Op regel 2 is de coëfficiënt van de kosten (ac_d) in de uitvoervergelijking op nul gesteld en de coëfficiënt van de wereldhandel (b_c) in de prijsvergelijking op nul. Deze restricties zijn niet bindend, zodat het aantal effectieve restricties (r) 0 is en de log-likelihood ($\ln L$) niet daalt.
- Op regel 3 vindt men het schattingsresultaat indien prijs-homogeniteit wordt verondersteld in de volume vergelijking. Dit is de eerste bindende restrictie ($r=1$). De log-likelihood daalt evenwel niet zichtbaar, maar de P-waarde enigszins.
- Op regel 4 wordt verondersteld dat de capaciteit geen invloed heeft op de prijsvorming. De log-likelihood daalt weinig. De restrictie wordt niet verworpen.
- Uit het schattingsresultaat op regel 4 blijkt dat de matrix van terugkoppelingscoëfficiënten bij benadering diagonaal is. Deze restrictie is op regel 5 getoetst. Dit zijn 2 restricties, die niet worden verworpen.
- Regel 6 geeft het schattingsresultaat indien de coëfficiënt voor de step-dummy in 1980 in de prijsvergelijking op nul wordt gesteld. Ook deze restrictie wordt niet verworpen.
- Op regel 7 wordt lineair-homogeniteit van de prijsvergelijking verondersteld. Deze restrictie wordt niet verworpen. De P-waarde is door het opleggen van al deze identificatie-restricties gedaald tot 0.17.
- Op regel 8 is de wereldhandelshandels-elasticiteit van de uitvoer gelijk gesteld aan 1. Deze restrictie wordt niet verworpen.
- Vervolgens is verondersteld dat de capaciteit geen invloed heeft op de uitvoer. Dan wordt het theoretisch model uit paragraaf 2 voor het uitvoer-volume verkregen. De log-likelihood daalt nu vrij sterk. De P-waarde daalt nu onder het significantie-niveau van 5 procent.
- Tenslotte is op regel 10 het gewicht van de kosten in de prijsvergelijking gelijk gesteld aan 0.8. Deze restrictie wordt opgelegd als compromis tussen theorie en empirie. Dit heeft niet veel invloed op de log-likelihood. De P-waarde blijft onder het significantie-niveau van 5 procent.

⁹ Het teken van de coëfficiënten van de verklarende variabelen is omgekeerd ten opzichte van de gebruikelijk presentatie ($y=\alpha x$ versus $y-\alpha x=0$).

4.5 Economische interpretatie

De vergelijkingen 10 uit Tabel II en III passen binnen het onvolledige mededingingsmodel. De substitutie-elasticiteit $\sigma=3.2$; Het gewicht van de kosten in de prijsvergelijking 0.8. Verder is de veronderstelling van toenemende schaalopbrengsten¹⁰ open gelaten: de uitvoer-elasticiteit van de uitvoerprijs is op -0.07 geschat. Deze coëfficiëntwaarden lijken redelijk.

Aangezien vergelijking 10 wordt verworpen en vergelijking 7 niet, is de conclusie dat waarschijnlijk nog een andere cointegratierelatie de uitvoer mede verklaart¹¹. In deze cointegratierelatie spelen de uitvoer, de capaciteit en prijsgerelateerde termen een rol gezien het verloop van het lange-termijnschattingsresultaat vanaf vergelijking 7. In deze studie beperken we ons evenwel tot de vraaggerelateerde verklaring van de uitvoer.

Het simultaan schatten in een dynamische context van de lange-termijn relaties heeft dus een hogere substitutie-elasticiteit van de vraag opgeleverd dan het statisch schattingsresultaat. Hierbij dient wel de volgende kanttekening te worden gemaakt: betreft men aanbod-elementen in de uitvoervergelijking dan wordt een aanzienlijk lagere substitutie-elasticiteit gevonden.

¹⁰ Zie voetnoot 4

¹¹ Deze conclusie is niet in strijd met het aantal cointegratievectoren volgens de Johansen toets aangezien dit aantal is verkregen in een geconditioneerd model.

Tabel II Identificatie lange-termijn relaties; uitvoervolume^a

	α		β								ln L	r	P
			ln b_d	ln pb_d	ln b_c	ln pb_c	ln ac_d	ln yp_d	s1974	s1980			
1. ln b_d	-0.45	0.31	1.00	1.77	-0.85	-1.47	-0.18	-0.40	0.04	0.09	309.3	0	1.00
2. ln b_d	-0.44 <i>0.1</i>	0.13 <i>0.2</i>	1.00	1.39 <i>0.3</i>	-0.88 <i>0.1</i>	-1.35 <i>0.3</i>	0.00	-0.39 <i>0.2</i>	0.07 <i>0.04</i>	0.11 <i>0.04</i>	309.3	0	1.00
3. ln b_d	-0.43 <i>0.1</i>	0.07 <i>0.1</i>	1.00	1.32	-0.90 <i>0.1</i>	-1.32 <i>0.3</i>	0.00	-0.37 <i>0.2</i>	0.08 <i>0.02</i>	0.12 <i>0.03</i>	309.3	1	0.84
4. ln b_d	-0.43 <i>0.1</i>	0.07 <i>0.2</i>	1.00	1.30	-0.88 <i>0.1</i>	-1.30 <i>0.3</i>	0.00	-0.39 <i>0.2</i>	0.08 <i>0.02</i>	0.11 <i>0.03</i>	309.2	2	0.85
5. ln b_d	-0.44 <i>0.1</i>	0.00	1.00	1.25	-0.90 <i>0.1</i>	-1.25 <i>0.3</i>	0.00	-0.38 <i>0.02</i>	0.09 <i>0.03</i>	0.11	308.8	4	0.90
6. ln b_d	-0.44 <i>0.1</i>	0.00	1.00	1.22	-0.91 <i>0.1</i>	-1.22 <i>0.3</i>	0.00	-0.37 <i>0.2</i>	0.09 <i>0.02</i>	0.11 <i>0.03</i>	307.0	5	0.45
7. ln b_d	-0.43 <i>0.1</i>	0.00	1.00	1.30	-0.92 <i>0.1</i>	-1.30 <i>0.3</i>	0.00	-0.35 <i>0.2</i>	0.09 <i>0.02</i>	0.12 <i>0.03</i>	304.8	6	0.17
8. ln b_d	-0.40 <i>0.1</i>	0.00	1.00	1.41	-1.00	-1.41 <i>0.3</i>	0.00	-0.24 <i>0.05</i>	0.10 <i>0.02</i>	0.14 <i>0.02</i>	304.5	7	0.20
9. ln b_d	-0.20 <i>0.04</i>	0.00	1.00	3.32 <i>0.4</i>	-1.00	-3.32 <i>0.4</i>	0.00	0.00	0.18 <i>0.06</i>	0.22 <i>0.05</i>	298.1	8	0.00
10. ln b_d	-0.23 <i>0.04</i>	0.00	1.00	3.18 <i>0.3</i>	-1.00	-3.18	0.00	0.00	0.16 <i>0.05</i>	0.20 <i>0.04</i>	297.0	9	0.00

^a Onder iedere coëfficiënt staat de betreffende standaardfout *cursief* weergegeven. Aangezien de vier conditionele reeksen niet zwak exogeen zijn, zijn de P-waarden slechts indicatief.

Tabel III Identificatie lange-termijn relaties; uitvoerprijs^a

	α		β						s_{1974}	s_{1980}	ln L	r	P
			ln b_d	ln pb_d	ln b_c	ln pb_c	ln ac_d	ln yp_d					
1. ln pb_d	-0.06	-0.67	0.06	1.00	0.02	-0.37	-0.43	-0.05	-0.05	-0.04	309.3	0	1.00
2. ln pb_d	-0.04	-0.72	0.08	1.00	0.00	-0.39	-0.42	-0.05	-0.05	-0.03	309.3	0	1.00
	<i>0.06</i>	<i>0.12</i>	<i>0.06</i>			<i>0.1</i>	<i>0.1</i>	<i>0.1</i>	<i>0.03</i>	<i>0.02</i>			
3. ln pb_d	-0.04	-0.72	0.08	1.00	0.00	-0.39	-0.42	-0.06	-0.05	-0.03	309.3	1	0.84
	<i>0.06</i>	<i>0.12</i>	<i>0.06</i>			<i>0.1</i>	<i>0.1</i>	<i>0.1</i>	<i>0.03</i>	<i>0.02</i>			
4. ln pb_d	-0.06	-0.74	0.05	1.00	0.00	-0.39	-0.43	0.00	-0.04	-0.03	309.2	2	0.85
	<i>0.06</i>	<i>0.13</i>	<i>0.01</i>			<i>0.1</i>	<i>0.1</i>		<i>0.01</i>	<i>0.02</i>			
5. ln pb_d	0.00	-0.77	0.05	1.00	0.00	-0.42	-0.42	0.00	-0.03	-0.02	308.8	4	0.90
		<i>0.13</i>	<i>0.01</i>			<i>0.1</i>	<i>0.1</i>		<i>0.02</i>	<i>0.01</i>			
6. ln pb_d	0.00	-0.79	0.06	1.00	0.00	-0.48	-0.43	0.00	-0.01	0.00	307.0	5	0.45
		<i>0.14</i>	<i>0.01</i>			<i>0.1</i>	<i>0.1</i>		<i>0.02</i>				
7. ln pb_d	0.00	-0.71	0.07	1.00	0.00	-0.40	-0.60	0.00	0.02	0.00	304.8	6	0.17
		<i>0.15</i>	<i>0.01</i>				<i>0.09</i>		<i>0.01</i>				
8. ln pb_d	0.00	-0.72	0.07	1.00	0.00	-0.40	-0.60	0.00	0.02	0.00	304.5	7	0.20
		<i>0.15</i>	<i>0.01</i>				<i>0.09</i>		<i>0.01</i>				
9. ln pb_d	0.00	-0.69	0.07	1.00	0.00	-0.36	-0.64	0.00	0.02	0.00	298.4	8	0.00
		<i>0.15</i>	<i>0.01</i>				<i>0.10</i>		<i>0.01</i>				
10. ln pb_d	0.00	-0.57	0.06	1.00	0.00	-0.20	-0.80	0.00	0.02	0.00	297.0	9	0.00
		<i>0.13</i>	<i>0.01</i>						<i>0.02</i>				

^a Onder iedere coëfficiënt staat de betreffende standaardfout *cursief* weergegeven. Aangezien de vier conditionele reeksen niet zwak exogeen zijn, zijn de P-waarden slechts indicatief.

Tabel IV *Korte-termijn uitvoer- en uitvoerprijsrelaties; met lange-termijn vergelijking 10^a*

	A		B			a			Constante	In L		
	$\Delta \ln b_d$	$\Delta \ln pb_d$	$\Delta \ln b_c$	$\Delta \ln ac_d$	$\Delta \ln pb_c$	$\Delta \ln yp_d$	iq_r	iq_{r-1}	$\beta 1'[y', z']_{-1}$	$\beta 2'[y', z']_{-1}$		
1. $\Delta \ln b_d$	1	0.39 (1.1)	0.73 (5.9)	-0.26 (1.4)	0.60 (3.1)	0.52 (2.7)			-0.15 (2.9)	0.87 (2.9)	292.4	
2. $\Delta \ln b_d$	1		0.63 (5.9)	-0.41 (3.5)	0.41 (4.2)	0.68 (4.0)			-0.14 (3.0)	0.77 (3.0)	290.8	
3. $\Delta \ln b_d$	1		0.65 (5.7)	-0.37 (2.6)	0.40 (3.8)	0.61 (3.1)		0.22 (1.1)	-0.11 (2.3)	0.60 (2.2)		
1. $\Delta \ln pb_d$	-0.17 (0.6)	1	-0.03 (0.2)	0.67 (5.3)	0.24 (2.0)	0.34 (1.5)				-0.63 (3.9)	0.19 (3.8)	292.4
2. $\Delta \ln pb_d$	-0.24 (2.9)	1		0.64 (6.0)	0.26 (2.8)					-0.46 (4.1)	0.14 (3.9)	290.8
3. $\Delta \ln pb_d$	-0.26 (3.0)	1		0.64 (5.6)	0.24 (2.5)		-0.2 (2.1)			-0.39 (3.3)	0.14 (4.0)	

^a Schattingsperiode vergelijking 1 en 2: 1960–1992; vergelijking 3: 1961–1992, tussen haakjes staan absolute t-waarden.

$\beta 1'[y', z'] = \ln b_d - \ln b_c + 3.18(\ln pb_d - \ln pb_c) + 0.16$ s1974 + 0.20 s1980;

$\beta 2'[y', z'] = \ln pb_d - 0.2 \ln pb_c - 0.8 \ln ac_d + 0.06 \ln b_d + 0.02$ s1974

Tabel V *Korte-termijn uitvoer- en uitvoerprijsrelaties met lange-termijn vergelijking 7^a*

	A		B				a		Constante	ln L		
	$\Delta \ln b_d$	$\Delta \ln pb_d$	$\Delta \ln b_c$	$\Delta \ln ac_d$	$\Delta \ln pb_d$	$\Delta \ln yp_d$	iq_r	iq_{r-1}			$\beta 1'[y', z']_{-1}$	$\beta 2'[y', z']_{-1}$
1. $\Delta \ln b_d$	1	0.28 (1.0)	0.73 (6.6)	-0.27 (1.7)	0.51 (3.3)	0.54 (3.2)			-0.34 (4.1)	1.26 (4.1)	297.0	
2. $\Delta \ln b_d$	1		0.67 (7.0)	-0.37 (3.7)	0.37 (4.5)	0.66 (4.3)			-0.30 (4.0)	1.10 (4.0)	294.8	
3. $\Delta \ln b_d$	1		0.66 (6.3)	-0.34 (2.9)	0.36 (4.0)	0.64 (3.6)	0.16 (0.9)		-0.26 (3.0)	0.96 (2.9)		
1. $\Delta \ln pb_d$	0.01 (0.1)	1	0.12 (0.8)	0.59 (6.1)	0.35 (4.0)	0.38 (2.0)				-0.69 (4.5)	0.26 (4.4)	297.0
2. $\Delta \ln pb_d$	-0.22 (2.9)	1		0.61 (6.2)	0.31 (3.7)					-0.55 (4.3)	0.21 (4.2)	294.8
3. $\Delta \ln pb_d$	-0.24 (3.0)	1		0.62 (5.9)	0.28 (3.1)	-0.28 (2.3)				-0.48 (3.8)	0.21 (4.4)	

^a Schattingsperiode vergelijking 1 en 2: 1960–1992; vergelijking 3: 1961–1992.

$\beta 1'[y', z'] = \ln b_d - 0.92 \ln b_c + 1.30 (\ln pb_d - \ln pb_c) - 0.35 \ln yp + 0.09 s1974 + 0.12 s1980$;

$\beta 2'[y', z'] = \ln pb_d - 0.4 \ln pb_c - 0.6 \ln ac_d + 0.07 \ln b_d + 0.02 s1974$

4.6 Korte-termijn analyse

In Tabel IV en Tabel V staan de schattingsresultaten voor de korte-termijn vergelijking. De resultaten staan weergegeven in de vorm zoals weergegeven door formule (12). De schattingsmethode is full information maximum likelihood. In Tabel IV worden schattingen gepresenteerd met lange-termijn vergelijking 10 uit Tabel II en Tabel III. In Tabel V is de korte-termijn analyse uitgevoerd met lange-termijn vergelijking 7.

Alvorens de schattingsresultaten te bespreken merken we nog een aantal bijzonderheden op. De simultane modellen in Tabel IV en Tabel V bevatten slechts één coïntegratierelatie per vergelijking, dat wil zeggen $a=A\alpha$ is diagonaal. Dit soort modellen, evenveel vergelijkingen als coïntegratierelaties en diagonale a , zijn door Boswijk (1992, 1995) voorgesteld. Merk op dat diagonaliteit een exact identificerende restrictie is: je kunt hem niet toetsen, tenzij je andere exact identificerende restricties oplegt (zie formule (12)). Het is wel opvallend dat in Tabel II en Tabel III ook al gevonden is dat α diagonaal is! Aangezien $a=A\alpha$, suggereert dit dat A eigenlijk de identiteitsmatrix zou moeten zijn, dat wil zeggen er is geen "simultaneïteit". Afgaande op de t-waarden in model 1 in Tabel IV en Tabel V lijkt dit inderdaad zo te zijn¹², hoewel het opleggen van verdere restricties dat weer verandert.

Vergelijking 1 van Tabel IV is een ongerestricteerde schatting. Bij de prijsvergelijking blijkt de capaciteit met het verkeerde teken voor te komen. Deze variabele is niet significant afwijkend van nul. Dit geldt tevens voor de wereldhandel in de prijsvergelijking en de uitvoerprijs in de uitvoervergelijking.

Stelt men de coëfficiënten van deze variabelen op nul dan krijgt men vergelijking 2. Alle variabelen zijn significant en hebben het verwachte teken.

Vervolgens is in vergelijking 3 de relatieve investeringsquote (iq_r) toegevoegd aan zowel de uitvoervergelijking als de prijsvergelijking. In de uitvoervergelijking is deze term op te vatten als een indicator voor produktinnovatie. In de prijsvergelijking als indicator voor procesinnovatie. Door te investeren in procesinnovatie kunnen de gemiddelde kosten dalen. De significante negatieve invloed van de investeringsquote indiceert dat dit versneld in de uitvoerprijs tot uitdrukking komt. Eerder is gepoogd om de investeringsquote bij de gehele schattingsprocedure mee te laten lopen. Dit leidde evenwel tot allerlei interpretatie-problemen.

In de uitvoervergelijking is de terugkoppelingscoëfficiënt van de lange-termijn naar de korte-termijn is niet erg groot (-0.11), dit in tegenstelling tot de terugkoppeling in de prijsvergelijking (-0.39). De uitvoerprijs komt niet voor in de

¹² De niet-diagonaalcoëfficiënten α zijn immers niet-significant afwijkend van nul bij de vergelijkingen 1 volgens de t-waarden.

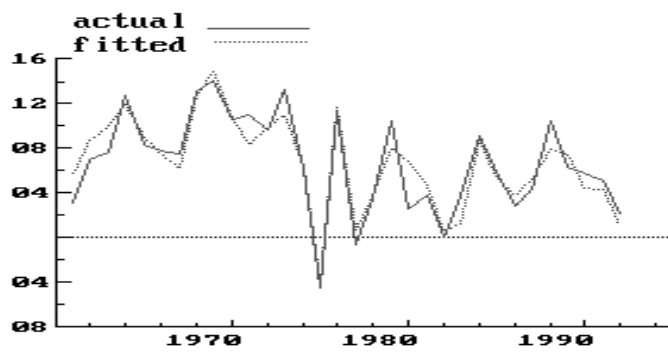
uitvoervergelijking wel de kosten van uitvoer. Uit het schattingsresultaat blijkt verder dat de capaciteit een belangrijke verklarende variabele is voor de uitvoer op korte-termijn.

In Afbeelding 5 en Afbeelding 6 staan de realisatie en ontwikkeling, berekend met korte-termijn vergelijking 3, weergegeven. De verklaringsgraad is hoog.

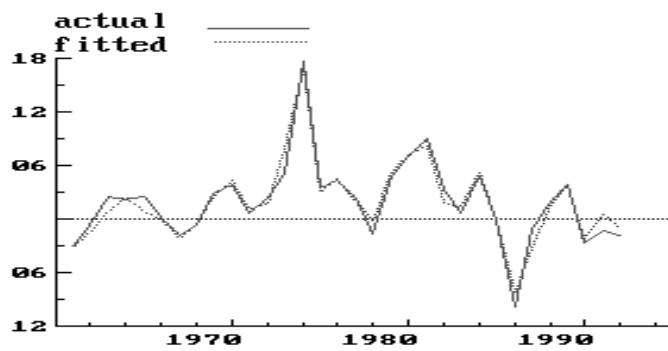
Een opvallend verschijnsel is de hoge negatieve autocorrelatie (-0.6) tussen de residuen van de uitvoervergelijking en prijsvergelijking. Dit kan niet worden verklaard door meetfouten. In bijlage D wordt ingegaan op de gevolgen van het fout meten van de variabelen.

In Tabel V is de korte-termijn analyse uitgevoerd met lang-termijn vergelijking 7. De aanpassing is over het algemeen beter. Een bezwaar van deze relatie is evenwel het ontbreken van een heldere theoretische interpretatie. Alhoewel de fit van de vergelijking met de capaciteit beter is lijkt een relatie die eenvoudig te interpreteren is de voorkeur te verdienen.

Afbeelding 5 *Uitvoer ($\Delta \ln b_d$), realisatie en berekend met korte-termijn vergelijking 3, Tabel IV*



Afbeelding 6 *Uitvoerprijs ($\Delta \ln pb_d$), realisatie en berekend met korte termijn prijsvergelijking 3, Tabel IV*



5. Conclusies

Bij statische regressie volgens de eerste stap van de Engle Granger methode zijn twee coïntegratie relaties gevonden die consistent zijn met de theorie van onvolledige mededinging. De gevonden prijs-elasticiteit van de vraag is -1.9 ; terwijl het gewicht van de kosten in de prijsvergelijking 0.9 is.

Statische regressie is evenwel over het algemeen suboptimaal. Vandaar dat het lange-termijn verband tevens in een dynamische model is geanalyseerd. Aangezien er sprake is van simultaneïteit tussen de uitvoer en uitvoerprijs dient het lange-termijn onderzoek plaats te vinden in een simultaan stelsel.

De gevonden prijs-elasticiteit van de vraag is dan -3.3 , terwijl bij vrije schatting het gewicht van de kosten in de prijsvergelijking 0.6 is. Restrictieert men het gewicht van de kosten op 0.8 dan is de prijs-elasticiteit van de vraag -3.2 . Betreft men aanbod elementen in de lange-termijn relatie dan wordt een aanzienlijk lagere substitutie elasticiteit gevonden. Schaalvoordelen hebben enige betekenis.

De wereldhandel, concurrentenprijs, kosten en capaciteit blijken niet zwak-exogeen te zijn. In dit onderzoek zijn ze wel als zwak exogenen behandeld. Dit impliceert dat er efficiency winst behaald kan worden door deze variabelen mee te modelleren.

Bij het opleggen van de lange-termijn identificatie restricties bleek dat de capaciteit een significante invloed heeft op de uitvoer. Dit betekent dat er nog een derde coïntegratierelatie moet zijn waarin de capaciteit voorkomt. Deze coïntegratierelatie verklaart de uitvoer mede.

De relatieve investeringsquote speelt een rol in zowel de uitvoervergelijking als de prijsvergelijking. Is het in de uitvoervergelijking een indicator voor produktinnovatie, in de prijsvergelijking is het een indicator voor procesinnovatie. Kostendaling door investeringen in procesinnovatie komen blijkbaar versneld in de uitvoerprijs tot uitdrukking.

Samenvatting

Twee vragen staan centraal in dit onderzoek. De eerste vraag is: Hoe wijzigt het Nederlandse marktaandeel op de exportmarkt als de Nederlandse uitvoerprijs 1 procent achter blijft bij die van concurrenten? De tweede vraag betreft de invloed van kostenmatiging op de prijszetting. De gevonden lange-termijn prijs-elasticiteit van de vraag is -3.2 terwijl de kosten-elasticiteit van de prijs 0.8 is. Deze resultaten worden verkregen gegeven de veronderstelling dat de exportmarkt gekenmerkt wordt door onvolledige mededinging. Het onderzoek laat zien dat deze veronderstelling restrictief is. Laat men de restricties van de onvolledige mededingingstheorie los, dan wordt een lagere prijs-elasticiteit gevonden en tevens een significante invloed van de capaciteit. Naast het lange-termijn onderzoek is tevens de korte-termijn bestudeerd. De investeringsquote blijkt op korte-termijn niet alleen in de uitvoerrelatie een rol te spelen maar tevens in de prijsvergelijking. In de uitvoervergelijking kan deze variabele geïnterpreteerd worden als indicator voor productinnovatie en in de prijsvergelijking als indicator voor procesinnovatie.

Abstract

Two questions are at the centre of this research project. The first question is: How does the Dutch export share change if the relative Dutch export price falls by one per cent? The second question concerns the influence of cost moderation to price setting. We find a long-term price-elasticity of demand of -3.2 and a cost-elasticity of the price of 0.8 . These results are obtained given the hypothesis of imperfect competition. We find that this hypothesis is restrictive. If one abandons the assumption of imperfect competition, a lower price-elasticity is found and also a significant influence of capacity. The short-term has been investigated in addition to the long-term. In the short-term the ratio of investment to output is significant in the export relation and in the price equation. This variable can be interpreted in the export equation as an indicator for product innovation and in the price equation as an indicator for process innovation.

Literatuur

- Banarjee, A., J. Dolado, J.W. Galbraith en D.F. Hendry, *Co-Integration, Error-correction, an the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, 1993.
- Berg, P.C.J.M. Van Den en I. van Zeijl, "De investeringsquote als aanbodfactor in de macro-uitvoervergelijking", *Interne Notitie CPB I.10*, 1985.
- Boswijk, H.P., *Cointegration, Identification and Exogeneity*, Thesis Publishers, Amsterdam, 1992.
- Boswijk, H.P., Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models", *Journal of Econometrics*, 1995.
- Centraal Plan Bureau, *FKSEC, a macro-econometric model for the Netherlands*, 1992.
- Dengsøe S., S. Johansen, B. Nielsen and A. Rahbek, "Test for Cointegration Rank in Partial Systems", *Research Report Institute of Mathematical Statistics*, Copenhagen, 1995.
- Doornik, J.A. en D.F. Hendry, *PcFiml 8.0, Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*, Londen, 1994.
- Draper, D.A.G., "Exports of the Manufacturing Industry, an Econometric Analysis of the Significance of Capacity", *De economist*, 1985.
- Engle, R.F. en C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987.
- Nieuwenhuis, A., "Prijsvergelijkingen per Afzetcategorie", *Interne Notitie CPB V.10*, 1979.
- Nieuwenhuis, A., "Prijsvergelijkingen per sector", *CPB-onderzoeksmemorandum no. 14*, 1986.
- Nieuwenhuis, A., "De invloed van concurrentenprijzen", *Interne Notitie CPB I.25*, 1994.
- Roodenburg, H.J. "Een Eenvoudig Vraag- en Aanbodmodel voor de Uitvoer", *Interne Notitie CPB, III.14*, 1987.
- Verbruggen J.P., "Een Nieuwe Uitvoervergelijking voor Fabrikaten ten Behoeve van FKSEC", *Interne Notitie CPB, I.24*, 1990.

Bijlage A: Data

jaar	b_d	b_c	pb_d	pb_c	ac_d	yp_d	iq_d	iq_c	q
1950	10.153	0.082	0.479	0.353	0.424	30.285	0.233	NA	0.850
1951	11.606	0.090	0.563	0.417	0.546	32.474	0.217	NA	0.838
1952	12.615	0.092	0.548	0.432	0.544	34.422	0.205	NA	0.815
1953	14.187	0.095	0.509	0.411	0.458	36.708	0.212	NA	0.818
1954	15.585	0.104	0.505	0.400	0.443	39.997	0.224	NA	0.830
1955	17.107	0.117	0.513	0.406	0.450	42.571	0.253	NA	0.844
1956	17.493	0.126	0.524	0.421	0.466	44.727	0.288	NA	0.832
1957	18.410	0.134	0.528	0.431	0.470	47.518	0.286	NA	0.830
1958	20.418	0.136	0.511	0.419	0.460	49.087	0.241	NA	0.812
1959	23.236	0.149	0.516	0.409	0.453	51.725	0.247	NA	0.804
1960	26.215	0.170	0.515	0.417	0.439	55.075	0.255	0.122	0.866
1961	27.053	0.179	0.500	0.407	0.439	57.509	0.273	0.128	0.844
1962	28.996	0.189	0.498	0.409	0.433	60.739	0.272	0.129	0.836
1963	31.299	0.203	0.511	0.417	0.437	64.067	0.250	0.128	0.815
1964	35.563	0.228	0.523	0.426	0.455	68.749	0.253	0.130	0.848
1965	38.670	0.243	0.536	0.434	0.464	73.878	0.248	0.130	0.831
1966	41.811	0.255	0.537	0.452	0.474	78.528	0.274	0.133	0.809
1967	45.101	0.260	0.528	0.453	0.470	82.494	0.262	0.132	0.813
1968	51.426	0.291	0.525	0.450	0.464	88.193	0.255	0.128	0.828
1969	59.185	0.321	0.541	0.476	0.464	95.848	0.230	0.131	0.838
1970	65.794	0.355	0.563	0.503	0.499	102.396	0.263	0.137	0.844
1971	73.428	0.381	0.567	0.506	0.515	106.852	0.244	0.136	0.835
1972	80.850	0.417	0.581	0.515	0.520	111.891	0.217	0.131	0.824
1973	92.296	0.456	0.612	0.573	0.564	118.962	0.224	0.134	0.838
1974	98.200	0.474	0.730	0.687	0.694	123.992	0.233	0.132	0.844
1975	93.954	0.458	0.758	0.694	0.764	126.282	0.228	0.124	0.789
1976	105.111	0.510	0.792	0.724	0.765	134.045	0.194	0.123	0.794
1977	104.491	0.527	0.812	0.741	0.806	136.157	0.228	0.127	0.791
1978	108.239	0.556	0.799	0.736	0.812	139.185	0.243	0.127	0.802
1979	120.179	0.602	0.839	0.787	0.847	142.190	0.250	0.131	0.815
1980	123.411	0.632	0.901	0.867	0.906	145.795	0.247	0.133	0.805
1981	128.124	0.637	0.987	0.987	0.972	150.399	0.221	0.130	0.801
1982	128.270	0.641	1.020	0.989	1.009	153.749	0.212	0.127	0.786
1983	133.326	0.653	1.028	1.019	1.034	155.906	0.222	0.122	0.789
1984	146.114	0.705	1.079	1.104	1.063	159.921	0.222	0.123	0.813
1985	155.119	0.734	1.078	1.127	1.059	162.877	0.242	0.126	0.813
1986	159.632	0.765	0.978	1.002	0.986	166.983	0.250	0.126	0.820
1987	166.775	0.820	0.968	0.940	0.956	169.676	0.238	0.128	0.813
1988	185.146	0.884	0.987	0.985	0.958	174.773	0.229	0.134	0.819
1989	197.233	0.952	1.027	1.049	1.000	180.907	0.241	0.139	0.830
1990	208.921	1.000	1.000	1.000	1.000	187.988	0.235	0.139	0.837
1991	220.011	1.040	0.988	1.009	1.013	194.293	0.226	0.134	0.825
1992	224.976	1.072	0.970	0.967	1.023	197.011	0.226	0.132	0.818

Bijlage B: Toetsen

Unit root tests periode 1963 tot en met 1992

In onderstaande tabel zijn de resultaten weergegeven van een unit root test. De eerste kolom geeft de t-waarde, die de ADF toetsgrootheid is, dat wil zeggen de t-waarde van $\beta-1$ in onderstaande vergelijking:

$$\Delta y_t = \alpha + (\beta-1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta y_{t-1} + \delta t + \varepsilon_t$$

De tweede kolom is de standaard fout van de vergelijking, gevolgd door de lengte van de vertraging s . De laatste twee kolommen geven de t-waarde van de hoogste vertraging (van γ_s , $s=2,1$), gevolgd door de kans dat zo'n waarde wordt gevonden. De strategie is om de hoogste s te selecteren met een significante laatste γ_s . Bij deze s wordt de toets uitgevoerd. De steekproefperiode is voor alle variabelen gelijk genomen en wel gelijk aan de waarnemingsperiode van de investeringsquote.

Kritieke waarden: 10% = -3.2169 5% = -3.567 1% = -4.295; Constante en trend term toegevoegd; steekproef 1963-1992.

	t-ADF	σ	lag	t-lag	t-prob
$\Delta \ln b_d$	-2.6150	0.042935	2	-0.70563	0.4869
$\Delta \ln b_d$	-3.7097*	0.042518	1	-0.012376	0.9902
$\Delta \ln b_d$	-5.0660**	0.041724	0		
$\Delta \ln b_c$	-3.4169	0.034829	2	0.51252	0.6128
$\Delta \ln b_c$	-3.9939*	0.034332	1	0.66977	0.5089
$\Delta \ln b_c$	-4.8278**	0.033979	0		
$\Delta \ln a_c d$	-2.4539	0.042765	2	-1.1348	0.2672
$\Delta \ln a_c d$	-3.5607	0.043001	1	1.3786	0.1798
$\Delta \ln a_c d$	-3.2646	0.043713	0		
$\Delta \ln p b_d$	-2.7530	0.045198	2	-0.0044726	0.9965
$\Delta \ln p b_d$	-3.3694	0.044320	1	0.54895	0.5877
$\Delta \ln p b_d$	-3.7463*	0.043743	0		
$\Delta \ln p b_c$	-2.5399	0.055801	2	-0.80798	0.4267
$\Delta \ln p b_c$	-4.1308*	0.055428	1	1.5079	0.1436
$\Delta \ln p b_c$	-3.9187*	0.056720	0		
$\Delta \ln y p_d$	-2.2124	0.014028	2	-0.72767	0.4736
$\Delta \ln y p_d$	-3.0724	0.013900	1	-0.15314	0.8795
$\Delta \ln y p_d$	-3.9243*	0.013647	0		
$\Delta \ln q_d$	-5.3151**	0.019029	2	2.0676	0.0492
$\Delta \ln q_d$	-5.0122**	0.020192	1	1.4048	0.1719
$\Delta \ln q_d$	-5.9258**	0.020552	0		
$i q_d$	-2.7336	0.015098	2	-0.23895	0.8131
$i q_d$	-3.4916	0.014822	1	0.83424	0.4117
$i q_d$	-3.6011*	0.014738	0		
$i q_c$	-2.1052	0.0030636	2	-1.0176	0.3186
$i q_c$	-3.2028	0.0030657	1	2.5382	0.0175
$i q_c$	-2.1822	0.0033605	0		
$\ln b_d$	-1.6005	0.041296	2	0.32143	0.7506
$\ln b_d$	-1.5957	0.040578	1	0.31433	0.7558
$\ln b_d$	-1.6015	0.039895	0		
$\ln b_c$	-1.8150	0.032910	2	-0.27677	0.7842
$\ln b_c$	-1.9601	0.032321	1	0.75626	0.4563
$\ln b_c$	-1.8775	0.032063	0		
$\ln a_c d$	-1.0652	0.042890	2	-0.83281	0.4128
$\ln a_c d$	-1.5426	0.042637	1	3.1420	0.0042
$\ln a_c d$	-0.53604	0.049146	0		
$\ln p b_d$	-1.0073	0.044308	2	-0.13897	0.8906
$\ln p b_d$	-1.1609	0.043464	1	2.1058	0.0450

$\ln pb_d$	-0.40661	0.046146	0		
$\ln pb_c$	-0.52463	0.056217	2	-1.1093	0.2778
$\ln pb_c$	-1.1154	0.056465	1	1.7581	0.0905
$\ln pb_c$	-0.45302	0.058611	0		
$\ln pb_d/pb_c$	-1.4634	0.023217	2	-0.76392	0.4521
$\ln pb_d/pb_c$	-2.4018	0.023030	1	0.73877	0.4667
$\ln pb_d/pb_c$	-2.3763	0.022836	0		
$\ln pb_d/ac_c$	-1.6523	0.023252	2	-0.45890	0.6503
$\ln pb_d/ac_c$	-1.9889	0.022896	1	0.20067	0.8425
$\ln pb_d/ac_c$	-2.0972	0.022486	0		
$\ln y_{pd}$	-2.0432	0.013122	2	0.38793	0.7014
$\ln y_{pd}$	-2.0463	0.012906	1	1.2808	0.2116
$\ln y_{pd}$	-2.2644	0.013058	0		
$\ln q_d$	-2.2111	0.018832	2	-0.27815	0.7832
$\ln q_d$	-2.7093	0.018495	1	0.59974	0.5539
$\ln q_d$	-2.7863	0.018275	0		
$i q_r$	-2.8766	0.014003	2	0.0030435	0.9976
$i q_r$	-3.4039	0.013731	1	0.59262	0.5586
$i q_r$	-3.6454*	0.013565	0		

Kritieke waarden: 5%=-3.525 1%=-4.202; Constante en trend term toegevoegd; steekproef 1953-1992.

	t-ADF	σ	lag	t-lag	t-prob
CIP	-2.5644	0.0148180	2	-1.1556	0.2557
CIP	-3.3470	0.0148868	1	0.364677	0.7175
CIP	-3.4661	0.0147114	0		
CIB	-1.9379	0.0395858	2	-2.5768	0.0143
CIB	-3.0572	0.0425738	1	1.2149	0.2323
CIB	-2.7876	0.0428467	0		

Datacoherentie model uit tabel I.

De data-coherentie-toetsen staan beschreven in Doornik en Hendry (1994). De toetsen zijn:

$\ln b_d$: Portmanteau 4 lags	= 3.01
$\ln pb_d$: Portmanteau 4 lags	= 9.31
$\ln b_d$: AR 1- 2F(2, 15)	= 1.81 [0.19]
$\ln pb_d$: AR 1- 2F(2, 15)	= 1.34 [0.29]
$\ln b_d$: Normality Chi ² (2)	= 0.20 [0.90]
$\ln pb_d$: Normality Chi ² (2)	= 1.74 [0.42]
$\ln b_d$: ARCH 1 F(1, 15)	= 0.27 [0.61]
$\ln pb_d$: ARCH 1 F(1, 15)	= 0.48 [0.50]
$\ln b_d$: Xi ² F(14, 2)	= 0.81 [0.66]
$\ln pb_d$: Xi ² F(14, 2)	= 0.19 [0.99]

Vector portmanteau 4 lags	= 13.79
Vector AR 1-2 F(8, 24)	= 0.96 [0.49]
Vector normality Chi ² (4)	= 1.23 [0.87]
Vector Xi ² F(42,9)	= 0.20 [1.00]

Het eerste blok van tien toetsen geeft toets-grootheden voor de individuele vergelijkingen en het tweede blok van vier toetsen voor het systeem. Tussen de vierkante haken staan de P-waarden (kans dat je ten onrechte de nul-hypothese zou verwerpen). De nul-hypothesen zijn: geen autocorrelatie, normaal verdeelde storingen en geen heteroscedasticiteit. Men verwerpt de nul-hypothese over het algemeen pas als

de P-waarde kleiner is dan 0.05 (een significantie-niveau van 5 procent). Geen van de nul-hypothesen wordt op het 5 procents-significantieniveau verworpen, zodat van data-coherentie kan worden gesproken.

Bijlage C: Methodologie

Traditionele tijdreeksanalyse gaat uit van stationaire variabelen. De laatste jaren zijn nieuwe methoden ontwikkeld voor tijdreeksanalyse met niet-stationaire reeksen. Recent zijn deze uitgebreid tot simultane stelsels. Een voordeel van de nieuwe manier van tijdreeksanalyse is dat efficiënter met de informatie wordt omgegaan. Een uitgebreid overzicht wordt gegeven in Banarjee, e.a. 1993. Hier zullen enige belangrijke elementen van de methodologie worden weergegeven, zodat enig inzicht ontstaat in de stappen die gemaakt zijn voordat het gepresenteerde resultaat werd verkregen.

Uitgangspunt is een vector-autoregressief model voor alle variabelen (uitvoer, wereldhandel, prijzen, kosten, capaciteit, bezettingsgraad, etc.) van de vorm:

$$\Delta y_t = P_0 y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \Sigma) \quad , \quad (14)$$

waarin P_0 de matrix met lange-termijn coëfficiënten. Stel: y_t is geïntegreerd van de orde 1 (dat wil zeggen na één keer differentiëren stationair). Dan moet de rang r van P_0 kleiner zijn dan n , het aantal elementen in y_t . Anders zou de inverse van matrix P_0 bestaan. Volgens bovenstaande formule zou dat betekenen dat y_t dan stationair is. (Aangezien na inverteren y_t uitgedrukt is als gewogen gemiddelde van stationaire variabelen). Dit laatste is in tegenspraak met het uitgangspunt dat y_t geïntegreerd is van de eerste orde. Ingeval matrix P_0 geen volledige rang heeft, geldt

$$P_0 = \alpha \beta' \quad \text{en} \quad \alpha, \beta: n \times r \quad . \quad (15)$$

De vector $\beta' y_{t-1}$ geeft de lange-termijn verbanden weer, terwijl de matrix α de invloed weergeeft van de lange-termijn verbanden op de korte-termijn ontwikkeling.

De rang r van matrix P_0 wordt de orde van integratie genoemd. Deze kan worden bepaald met behulp van de Johansen-toets. Bij de Johansen-toets wordt gebruik gemaakt van eigenwaarden μ_i die corresponderen met de gekwadraterde canonieke correlatiecoëfficiënten tussen de niveauvariabele y_{t-1} en de verschilvariabele Δy_t . De hierbij horende eigenvectoren zijn de geschatte kolommen van de matrix β . De grootte van μ_i is dus een maatstaf voor de correlatie tussen de cointegratie relatie $\beta_i' y_{t-1}$ met het stationaire deel Δy_t van het proces. In theorie zijn de laatste $n-r$ $\beta_i' y_t$ niet stationair en dus ongecorrleerd met het stationaire proces Δy_t . Dit impliceert dat de bijbehorende eigenwaarden 0 moeten zijn. Het statistisch pro-

bleem is te discrimineren tussen eigenwaarden die nul en niet nul zijn. Toetsgrootheden zijn:

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \mu_i) \quad (16)$$

$$\xi_r = -T \log(1 - \mu_{r+1})$$

Indien de juiste orde van integratie r is gevonden, dan moeten de toetsgrootheden op grond van het voorgaande niet significant afwijken van 0. Men toetst daarom achtereenvolgens of $\eta_0, \eta_1, \eta_2, \eta_3, \eta_4, \dots$ significant afwijkt van 0. Hetzelfde geldt voor ξ . De laagste r wordt gekozen waarvoor de statistic niet significant afwijkt van nul.

In grote modellen en bij het schatten worden vaak variabelen als "exogeen" behandeld. Deze variabelen worden niet gemodelleerd. Indien dit tot verlies van informatie leidt is dit niet gewenst. We gaan nu na onder welke omstandigheden dit niet het geval is. Daartoe splitsen we het simultane proces (14) in een conditioneel en een marginaal proces. Indien deze afzonderlijk kunnen worden onderzocht zonder verlies van informatie zeggen we dat er sprake is van zwak-exogeniteit. Deze begrippen en de manier waarop zwak exogeniteit getoetst kan worden zullen nu nader worden uitgewerkt. Hiertoe partitioneren we (14) na substitutie van (15)

$$\Delta \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_r = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta'_{11} & \beta'_{21} \\ \beta'_{12} & \beta'_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_{r-1} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} ; \quad (17)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} .$$

De verwachtingswaarde van het conditionele en marginale proces zijn

$$E(\Delta y_1 | \Delta y_2) = E(\Delta y_1 | e_2) = \Psi \Delta y_2 + (\alpha_{11} - \Psi \alpha_{21})(\beta'_{11} y_1 + \beta'_{21} y_2)_{-1} +$$

$$+ (\alpha_{12} - \Psi \alpha_{22})(\beta'_{12} y_1 + \beta'_{22} y_2)_{-1} + (\mu_1 - \Psi \mu_2) \quad \text{en} \quad (18)$$

$$\Psi = \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1}$$

$$E(\Delta y_2) = \alpha_{21}(\beta'_{11} y_1 + \beta'_{21} y_2)_{-1} + \alpha_{22}(\beta'_{12} y_1 + \beta'_{22} y_2) + \mu_2$$

Stel nu dat geldt¹³:

$$\alpha_{21} = 0 \quad ; \quad (\alpha_{12} - \Psi \alpha_{22}) = 0 \quad (19)$$

In dat geval gaat (18) over in

$$E(\Delta y_1 / \Delta y_2) = E(\Delta y_1 / e_2) = \Psi \Delta y_2 + \alpha_{11}(\beta'_{11} y_1 + \beta'_{21} y_2)_{-1} +$$

$$+ (\mu_1 - \Psi \mu_2) \quad (20)$$

$$E(\Delta y_2) = \alpha_{22}(\beta'_{12} y_1 + \beta'_{22} y_2) + \mu_2$$

Uit deze relaties blijkt dat in dit geval afzonderlijk schatten van de conditionele en marginale relaties in principe niet tot verlies van informatie leidt, aangezien er geen coëfficiënten van het marginale proces in het conditionele proces voorkomen en omgekeerd. Men spreekt dan van zwak exogeniteit (ook wel: Δy_2 is zwak exogeen voor de lange-termijn parameters $(\beta'_{11}, \text{ en } \beta'_{21})'$ die Δy_1 bepalen). Zwak exogeniteit kan in de praktijk in twee stappen worden getoetst: 1. eerst wordt getoetst of $\alpha_{21}=0$; 2. indien de geresliceerde schatting niet wordt verworpen dan kan het bijbehorende cointegratieresultaat $\beta'y$ worden gevormd. 3. Vervolgens kan de conditionele relatie uit (18) worden geschat en de tweede restrictie uit (19) worden getoetst.

Johansen en Juselius hebben aangetoond dat na conditionering op zwak exogene variabelen, invoering van dummies, etc. en conditionering op zwak exogene variabelen de orde van integratie kan worden bepaald. Ook nu wordt gebruik

¹³ Ook als $\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$ is er sprake van zwak-exogeniteit. De variabele y_2 is dan zwak exogeen voor alle cointegratievectoren.

gemaakt van eigenwaarden μ_i die corresponderen met de gekwadrateerde canonieke correlatiecoëfficiënten tussen getransformeerde niveau variabelen en getransformeerde verschil variabelen. De eigenvectoren zijn de geschatte lange-termijn relaties. De kritieke waarden voor de Johansen toetsen in de conditionele VAR worden evenwel niet goed door PCFIML bepaald. In Densgøe (1995) e.a. staat aangegeven wat de juiste procedure is. In het kader van dit onderzoek voerde het te ver om de juiste kritieke door middel van simulatie te bepalen.

Uiteindelijk wordt dan een gereduceerde vorm model verkregen van de vorm

$$y_t = \Pi w_t + v_t \quad ; \quad v_t \sim \text{IN}(0, \Omega) \quad (21)$$

waarin w_t alle vertraagde endogenen, dummies, zwak exogenen, etc. omvat. Hieruit kan een structuurmodel worden verkregen door met een matrix B voor te vermenigvuldigen. Hierbij moeten zoveel restricties worden opgelegd dat de voorvermenigvuldiging slecht op één unieke manier mogelijk is. Dit wordt het identificatie probleem genoemd.

Bijlage D: De gevolgen van waarnemingsfouten

Correlatie tussen de residuen van de vergelijkingen

De prijs en het volume van de uitvoer en concurrerende wereldhandel worden niet goed waargenomen. De prijs is een zogenaamde unit value, zodat niet goed rekening wordt gehouden met de kwaliteit van de verhandelde goederen. Aangezien de waarde vast ligt vertaalt de fout in de prijs zich in een omgekeerde fout in het volume. Stel het volgende statistisch model voor de uitvoer geldt

$$\begin{aligned}
 \ln b_d &= \ln b_c - \sigma(\ln p b_d - \ln p b_c) + \varepsilon_1 \\
 \ln p b_d &= \lambda \ln p b_c + (1-\lambda) \ln a c_d + \varepsilon_2 \\
 \ln B_d &= \ln b_d + \eta \quad ; \quad \ln P b_d = \ln p b_d - \eta \\
 \ln B_c &= \ln b_c + \mu \quad ; \quad \ln P b_c = \ln p b_c - \mu \quad ,
 \end{aligned}
 \tag{22}$$

waarin de variabelen met hoofdletter de waarnemingen zijn. Indien de storingstermen onderling onafhankelijk verdeeld zijn en de coëfficiënten σ en λ bekend zijn dan kan men voor de correlatie tussen de residuen van de vergelijkingen berekenen:

$$\rho = \frac{-(1-\sigma)\sigma_\eta^2 - (1-\sigma)\lambda\sigma_\mu^2}{\left[(\sigma_{\varepsilon_1}^2 + (1-\sigma)^2(\sigma_\eta^2 + \sigma_\mu^2))(\sigma_{\varepsilon_2}^2 + \sigma_\eta^2 + \lambda^2\sigma_\mu^2)\right]^{1/2}} > 0 \quad , \tag{23}$$

er van uitgaande data σ groter is dan 1. Schat men σ dan is er een bias naar 1 (zie hierna).

Gezien het voorgaande is het niet erg waarschijnlijk dat de negatieve correlatie tussen de residuen wordt veroorzaakt door waarnemingsfouten.

Schattingsresultaat prijselasticiteit van de vraag; waarnemingsfouten in de niveaus
 We definiëren

$$\begin{aligned}
y &= \ln b_d - \ln b_c \quad ; \quad p = (\ln p_b_c - \ln p_b_d) \quad ; \quad y = \sigma p + \varepsilon_1 \\
Y &= y + v \quad ; \quad P = p - v \\
v &= \eta - \mu
\end{aligned} \tag{24}$$

Schat men σ dan is het resultaat

$$\sigma_e = \frac{\sum P Y}{\sum P^2} = \frac{\sum P(\sigma P + \varepsilon_1 + v + \sigma v)}{\sum P^2} \tag{25}$$

Werkt men dit uit dan volgt

$$\text{plim}(\sigma_e - \sigma) = -\frac{(1 + \sigma)}{1 + \frac{\sigma_p^2}{\sigma_v^2}} \tag{26}$$

Dit impliceert dat de geschatte prijs-elasticiteit door de waarnemingsfouten te laag zal worden geschat. Indien de variantie van de prijs erg klein is ten opzichte van de waarnemingsfout krijgt men als schattingsresultaat voor σ_e de waarde -1.

Schattingsresultaat prijselasticiteit van de vraag; waarnemingsfouten in de mutaties
Zijn de waarnemingsfouten in de mutaties dan wordt het statistisch model

$$\begin{aligned}
y &= \sigma p + \varepsilon_1 \quad ; \quad \Delta p = u \\
\Delta Y &= \Delta y + v \quad ; \quad \Delta P = \Delta p - v
\end{aligned} \tag{27}$$

We krijgen nu voor de bias in grote steekproeven

$$\begin{aligned}
&\text{plim } \sigma_e - \sigma \rightarrow_d \\
&\rightarrow_d \frac{(1 + \sigma) \left[\sigma_v \sigma_u \int_0^1 W_u(r) W_v(r) dr - \sigma_v^2 \int_0^1 [W_v(r)]^2 dr \right]}{\left[\sigma_u^2 \int_0^1 [W_u(r)]^2 dr - 2 \sigma_v \sigma_u \int_0^1 W_u(r) W_v(r) dr + \sigma_v^2 \int_0^1 [W_v(r)]^2 dr \right]} \tag{28}
\end{aligned}$$

waarin W voor Wiener proces. Indien de variantie in de prijzen naar nul gaat, convergeert de geschatte coëfficiënt σ_e weer naar minus 1. Bij de afleiding is gebruik gemaakt van formule 21 op bl 175, formule 22 op bl 90 en formule 35 op bl 94 van Banarjee e.a. (1993).

Bijlage E: De invloed van de concurrentenprijs bij de prijsvorming.

Uitgangspunt is de gelijkheid van marginale opbrengsten en marginale kosten

$$mc_d = pb_d \left[1 + \frac{1}{\varepsilon_{dd}} \right]. \quad (29)$$

Loglinearisatie leidt ingeval de nutsfunctie homothetisch is tot

$$d \ln mc_d = d \ln pb_d + \left[\frac{1}{\varepsilon_{dd} + 1} \right] \left[\lambda d \ln pb_d - \lambda d \ln pb_c \right] \quad (30)$$

met $\lambda = \frac{\partial \ln \varepsilon_{dd}}{\partial \ln pb_d}$

Na herordening volgt

$$d \ln pb_d = \left[\frac{-\lambda}{\varepsilon_{dd} + 1 - \lambda} \right] d \ln pb_c + \left[1 - \frac{-\lambda}{\varepsilon_{dd} + 1 - \lambda} \right] d \ln mc_d \quad (31)$$

De coëfficiënt van de concurrentenprijs neemt toe naarmate λ groter is. Met andere woorden naarmate de procentuele verandering van de eigen prijselasticiteit groter is bij een procentuele verandering van de prijs houdt men meer rekening met de concurrentenprijs bij de prijszetting. Bij een CES nutsfunctie is de waarde die λ aan kan nemen slechts beperkt.