

# KATHOLIEKE HOGESCHOOL TILBURG

## REEKS "TER DISCUSSIE"

---

No. 77.050

februari 1977

Een econometrisch model van het  
Verenigd Koninkrijk.

W. v. Groenendaal

Th. Dunnewijk

---

FACULTEIT DER ECONOMISCHE WETENSCHAPPEN

KATHOLIEKE HOGESCHOOL TILBURG

REEKS "TER DISCUSSIE"

No. 77.050

februari 1977

Een econometrisch model van het  
Verenigd Koninkrijk.

W. v. Groenendaal

Th. Dunnewijk

FACULTEIT DER ECONOMISCHE WETENSCHAPPEN

Inhoud.	pagina
1. Inleiding	1
2. Bestedingscategoriën	2
2.1. De particuliere consumptie	2
2.2. De private investeringen	9
3. Arbeidsmarkt.	16
3.1. De werkloosheid	16
3.2. De werkgelegenheid	22
4. Buitenlandse handel.	27
4.1. De export van goederen	27
4.2. De import van goederen	33
5. Prijzen	39
5.1. De prijs van de export	39
5.2. De prijs van de materiële overheidsbestedingen	49
5.3. De prijs van de private consumptie	52
5.4. De prijs van de private investeringen	59
5.5. Het gemiddelde loon per man	61
6. Model van het V.K.	69
7. Appendix	72
De bezettingsgraad	72
8. Geraadpleegde literatuur	77
9. Statische Bronnen.	80

## 1. Inleiding

Deze publicatie behandelt een econometrisch model van het Verenigd Koninkrijk.

De steekproefperiode is 1953 tot en met 1973.

Dit model wijkt in belangrijke mate af van de andere EEG modellen die gepubliceerd zijn in [ 1 ] .

De oorzaak hiervan is niet opvoorhand duidelijk. Enerzijds is vergelijking niet mogelijk, er bestond nog geen model van het V.K. in het kader van het E.E.G. project, anderzijds is door de schattingsperiode (1953-1973) een aantal jaren (zeventiger jaren) opgenomen waarin de prijsstijgingen zeer belangrijk afweken van die in de vijftiger en zestiger jaren. Door uitgebreide periodeanalyse, dit in een methode die, door een aantal waarnemingen uit de steekproefperiode weg te laten, de "gevoeligheid" van de regressiecoëfficiënten ten opzichte van een aantal waarnemingen laat zien, is getracht de specificaties niet te laten afhangen van een "toevallige" steekproefperiode.

Bij de meeste vergelijkingen zijn we erin geslaagd een redelijke verklaring voor de economische structuur te geven, zowel in de jaren "voor" 1970 als erna.

## 2. Bestedingscategoriën.

### 2.1. De particuliere consumptie.

In de vorige modellen werd als te verklaren variabelen opgenomen de nominale consumptie van gezinshuishoudingen  $C_p$ . (1)

Ook voor het Verenigd Koninkrijk is getracht de nominale consumptie te verklaren. Het ligt voor de hand een verklaring te zoeken in het beschikbaar looninkomen  $W_d$  en het beschikbaar overig inkomen  $N W_d$ . De in empirisch werk veel gebruikte theoriën zoals het permanente inkomen (2) en die van de "life cycle", waarbij expliciet rekening wordt gehouden met de eindigheid van het menselijk leven (3), komen enigszins overeen met de hieronder vermelde resultaten.

$$C_p = 0.79 W_d + 0.13 N W_{d_{-1}} \quad \bar{R} = 0.91$$

53-73

$$t \quad 10.6 \quad 1.7$$

$$F \quad 2.8 \quad 2.8$$

$$C_p = 0.05 + 1.05 W_{d_2} - 0.08 N W_{d_{2-1}} \quad \bar{R} = 0.91$$

$$t \quad : \quad 0.07 \quad 10.0 \quad -1.9$$

$$F \quad : \quad 2.9 \quad 2.9$$

Hierin is  $NW_{d_2}$  de procentuele mutatie in  $(NW_{d_t} + NW_{d_{t-1}})$ , dit is gedaan als variant op hypothese van Friedman.

In beide vergelijkingen is de niet-loon component nauwelijks significant en is er sprake van enige collineariteit.

(1) Zie W. Derks [augustus 1976]

(2) M. Friedman [1957]; Friedman postuleert in dit werk een deterministisch verband tussen permanent inkomen en permanente consumptie.

(3) F. Modigliani en R. Brumberg [1954]

Naast de bovenstaande inkomenstheoriën is getracht via een aantal rentevoeten na te gaan in hoeverre de monetaire politiek (via de rentevoet van het schatkistpapier) van invloed is op de consumptie. Een andere monetaire variabele is  $(L_1 - Pe_2)$  die aangeeft hoeveel de primaire liquiditeiten meer toenemen dan de prijs van de totale bestedingen.

De theoretische fundering van deze variabele is tweërlei:

- a. de reële groei van de economie, bij gelijkblijvende betalingsgewoonten, dient gefinancierd te worden
- b. vergroten van de geldhoeveelheid boven het onder a genoemde niveau zou stimulerend op de economie werken, indien het produktie-apparaat niet volledig is bezet; is dat wel zo dan leidt de vergroting van de geldhoeveelheid tot inflatie.

Een aantal schattingen leverde een goed resultaat, waarbij het overig inkomen gezien de statistics achterwege is gelaten.

$$(1) \quad C_p = 0.37 + 0.94W_{d_2} - 0.74\Delta RT_{b-1}$$

53-73

$$t : 0.6 \quad 11.6 \quad -3.7$$

$$F : \quad \quad 0.3 \quad \quad 0.3$$

$$S = 0.86 \quad P.I. = 0.11$$

$$\bar{R} = 0.94 \quad D.W. = 1.8 \quad Det. 0.99$$

$$(2) \quad C_p = 1.5 + 0.71 W_d + 0.1(L_1 - Pe_2)$$

$$t : 2.2 \quad 7.0 \quad 2.4$$

$$F : \quad \quad 13.3 \quad \quad 13.3$$

$$S = 0.94 \quad P.I. = 0.11$$

$$\bar{R} = 0.93 \quad D.W. = 2.5 \quad Det. 0.59$$

$$(3) \quad C_p = 0.34 + 0.94 W_{d_{-1}} - 0.67 \Delta RT_{b_{-3}}$$

$$t : 0.5 \quad 12.1 \quad -2.8$$

$$F : \quad 0.02 \quad 0.02$$

$$S = 0.87 \quad P.I. = 0.11$$

$$\bar{R} = 0.94 \quad D.W. = 1.85 \quad Det. = 1.0$$

Indien we deze vergelijkingen herschatten voor de periode 1958-1969 verkrijgen we

$$(1') \quad C_p = 3.82 + 0.36 W_{d_2} - 0.16 \Delta RT_{b_{-1}}$$

$$t : 1.9 \quad 1.1 \quad -0.5$$

$$F : \quad 3.4 \quad 3.4$$

$$S = 0.8 \quad P.I. = 0.12$$

$$\bar{R} = 0.0 \quad D.W. = 2.0 \quad Det. = 0.75$$

$$(2') \quad C_p = 4.28 + 0.29 W_d - 0.03(L_1 - Pe_2)$$

$$t : 3.1 \quad 1.3 \quad -0.4$$

$$F : \quad 0.51 \quad 0.51$$

$$S = 0.76 \quad P.I. = 0.11$$

$$\bar{R} = 0.13 \quad D.W. = 1.66 \quad Det. = 0.95$$

$$(3') \quad C_p = 3.7 + 0.38 W_{d_{-1}} - 0.11 \Delta RT_{b_{-3}}$$

$$t : 2.0 \quad 1.2 \quad -0.29$$

$$F : \quad 3.4 \quad 3.4$$

$$S = 0.78 \quad P.I. = 0.12$$

$$\bar{R} = 0.0 \quad D.W. = 1.8 \quad Det. = 0.74$$

De lage verklarende waarde van de verschillende specificaties in de periode 1958-1969 tegenover de goede resultaten in de periode 1953-1973 is te verklaren via een bestudering van het cijfermateriaal en de definitie van  $\bar{R}^2$ . We kunnen het cijfermateriaal verdelen in 3 periodes nl.

- 1953-1956; waarin relatief grote fluctuaties optreden ten opzichte van het gemiddelde,
- 1957-1966; waarin relatief kleine fluctuaties optreden ten opzichte van het gemiddelde.
- 1967-1973; waarin relatief zeer grote fluctuaties optreden ten opzichte van het gemiddelde.

De definitie van  $\bar{R}^2$  luidt als volgt (1)

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{T-1}{T-k} \text{ met } R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}, \text{ T het aantal (2)}$$

waarnemingen en k het aantal regressoren. In woorden houdt dit in dat  $R^2$  die fraktie van de steekproefvariantie van  $y$  is die wordt "verklaard" door de regressievergelijking. De gecorrigeerde multipele correlatiecoëfficiënt wordt berekend via een "korrektie" voor het aantal vrijheidsgraden.

De periodeanalyse leert nu dat de variabelen significant zijn omdat ze de relatief grote fluctuaties in de jaren 1967-1973 goed verklaren terwijl de aanpassing in de periode 1956-1966 erg slecht is of in termen van  $R^2$  de grootheid  $(y - \hat{y})^T (y - \hat{y})$  erg groot relatief  $(y - \bar{y})^T (y - \bar{y})$  in de "rustige" periode. Alleen de constante term is in de vergelijkingen (1'), (2') en (3') van belang. Indien we als maatstaf nemen  $\frac{\hat{y}^T \hat{y}}{y^T y}$  vinden we volgens deze maatstaf bij vergelijking (1') een verklarende waarde vinden van 0.98, die geheel is gebaseerd op de constante term. In de hier gebruikte  $\bar{R}^2$  wordt de invloed van de constante term echter juist geëlimineerd om een inzicht te verkrijgen

(1) Zie ook H. Theil, Principles of Econometrics pp. 178-179. [1971]

(2)  $\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T y_i$  en  $\hat{y}$  de O.L.S. schatter voor  $y$ .



in de invloed van de economische variabelen. Uit het voorgaande blijkt duidelijk dat periodeanalyse bij een structuurvergelijking niet gemist kan worden.

Een nadeel bij het verklaren van de nominale consumptie is dat men twee effecten, n.l. de nominale en de reële ontwikkeling, tegelijk moet verklaren. Omdat  $P_{cp}$  reeds wordt verklaard en gezien de slechte resultaten bij  $C_p$  is gezocht naar een verklaring van  $c_p$  met als extra voordeel dat daardoor een groter inzicht wordt verkregen in de reële ontwikkeling van de economie dan wordt verkregen via  $C_p$ . Voor het beschrijven van de reële ontwikkeling kunnen een aantal variabelen, al dan niet gecorrigeerd voor de prijsontwikkeling, worden gebruikt die ook in de verklaring van de nominale consumptie van belang waren. Zo zal het beschikbare loon gecorrigeerd voor de stijging van de consumptieprijs van invloed zijn evenals de reeds besproken rentevoeten en de mutaties daarin. Een andere factor die zowel rechtstreeks via de invoer van consumptiegoederen, als ook indirect via de invoer van grondstoffen, halffabrikaten en produktiemiddelen, is de stijging van het invoerprijspeil ten opzichte van het binnenlandsprijspeil. Dit is uitgedrukt in de variabele  $(P_{mg} - P_{e2})$ .

Naast bovengenoemde variabelen kan de mutatie in het consumptieprijspeil ( $\Delta P_{cp}$ ) van belang zijn. Deze quasi accelerator geeft aan in hoeverre een mutatie in de consumptieprijs leidt tot daling van de reële consumptie.

Het feit dat deze variabele niet voldeed bij de verklaring van  $C_p$  duidt erop dat men niet onderhevig is aan de geld-illusie (1).

De beste resultaten worden hieronder weergegeven.

$$c_p = 2.01 + 0.33(W_d - P_{cp}) - 0.32\Delta P_{cp_{-1/2}} - 0.51\Delta RT_{b_{-1/2}} - 0.01\left(\frac{T_i - SU}{E2}\right)_{-1/2}$$

t	: 6.9	4.4	-3.8	-4.3	-3.0
F	:	3.8	0.7	1.2	2.9

S = 0.47    P.I. = 0.13

R = 0.94    D.W. = 2.5

(1) C.E.P. 1971 BLZ. 185.

$$c_p = 1.58 + 0.40(W_d - P_{cp}) - 0.34\Delta P_{cp-\frac{1}{2}} - 0.46\Delta RT_{b-\frac{1}{2}} - 0.06(L_1 - Pe_2)_{-1}$$

t :	5.5	5.4	-3.6	-3.2	2.1
F :		2.1	0.7	2.3	2.3

S = 0.52 P.I. = 0.14

$\bar{R}$  = 0.93 D.W. = 2.2

$$c_p = 1.26 + 0.42(W_d - P_{cp}) - 0.53\Delta RT_{b-1} - 0.15(P_{mg} - Pe_2)_{-1}$$

	(0.26)	(0.07)	(0.12)	(0.03)
t :	4.8	6.0	-4.3	-4.2
F :		2.7	1.5	1.4
e :		0.43	0.29	0.28

S = 0.50 P.I. = 0.14

$\bar{R}$  = 0.94 D.W. = 1.75 Det. = 0.80

Periode-analyse leert echter dat een aantal variabelen in de eerste twee vergelijkingen bijzonder periodegevoelig zijn hoewel de verklarende waarde van de vergelijkingen redelijk blijft.

De coëfficiënt van  $\Delta P_{cp-\frac{1}{2}}$  blijkt alleen bij opname van de jaren 1953 en 1954 in de steekproefperiode significant van nul te verschillen.

Hetzelfde geldt voor  $(\frac{T.-SU}{E2})_{-\frac{1}{2}}$  maar dan m.b.t. de jaren 1973 en 1972.

In de tweede vergelijking geldt voor  $\Delta P_{cp-\frac{1}{2}}$  hetzelfde als in de eerste en blijkt  $(L_1 - Pe_2)_{-1}$  volkomen afhankelijk van 1973.

De derde vergelijking blijkt over de gehele periode goed te voldoen zoals te zien is in de periode-analysetabel.

Periode-analysetabel  $c_p$

variabelen	Const.	$W_d - P_{cp}$	$\Delta RT_{b-1}$	$(P_{mg} - P_{e2})_{-1}$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	1	1293	7605	4705		
1953-1972	1.29 5.5	0.40 6.3	-0.53 -4.8	-0.15 -4.8	0.95	0.75
1953-1971	1.34 5.4	0.37 5.2	-0.50 -4.4	-0.15 -4.8	0.93	0.82
1953-1970	1.36 5.2	0.36 4.9	-0.52 -4.2	-0.15 -4.7	0.93	0.81
1953-1969	1.35 5.1	0.38 4.9	-0.51 -4.0	-0.15 -4.5	0.93	0.79
1954-1973	1.44 5.9	0.38 5.9	-0.67 -5.4	-0.12 -3.7	0.95	0.67
1955-1973	1.43 5.6	0.38 5.7	-0.66 -5.0	-0.13 -3.2	0.95	0.65
1956-1973	1.43 5.4	0.38 5.4	-0.66 -4.8	-0.13 -3.1	0.94	0.67
1957-1973	1.31 5.3	0.43 6.3	-0.51 -3.6	-0.12 -3.2	0.95	0.60
1957-1969	1.46 7.0	0.36 5.5	-0.51 -4.4	-0.12 -4.1	0.96	0.68

## 2.2. De private investeringen.

Onder de private investeringen wordt hier verstaan alle investeringen in vast actief van de private sector (i.e. personal sector, companies, public corporations).

Tot nu toe was het gebruikelijk niet de totale investeringen te schatten doch de zgn. induced investments.\*

Deze laatste verschillen van de eerste door de totale private investeringen te verminderen met de kapitaalvorming in woningen en transport en communicatie.

De splitsing van de investeringen in een geïnduceerd- en een autonoom deel is vrij arbitrair.

Het geïnduceerde deel der investeringen zou o.m. afhangen van veranderingen in lonen, vraag naar goederen en rentevoeten. Het autonome deel zou een reactie zijn op technologische innovaties.\*\*

Het is moeilijk in te zien dat investeringen in transport en communicatie en woningbouw tot de laatste categorie zou behoren.

Bezien we de diverse investeringscomponenten dan blijkt een opvallende grote "synchronisatie" met name in de periode 1955-1971.

Op basis van bovenstaande overwegingen is besloten de totale investeringen van de private sector (i.e. voertuigen, schepen, vliegtuigen, fabrieken, machines en huizen) als reaktievergelijking in het model op te nemen.

Aangezien de interne financieringsmogelijkheden groot zijn in het Verenigd Koninkrijk, zie W. Derks [1976]<sup>a</sup>, ligt het voor de hand de ingehouden winsten op te nemen in de investeringsfunctie. "Internal funds, including depreciation provisions (which roughly allow for replacement investment) and retained profits accounted for over 76 per cent of funds raised by larger industrial and commercial companies over the period 1952-1970. The importance of internal funds declined somewhat from the late 1960's, companies making

\* Zie hiervoor Inleiding tot Econometrische modellen van landen v.d. EEG. W. Derks Reeks ter Discussie no. 22.

\*\* Zie bv. L.M. Koyck. Distributed Lags and Investment Analysis. [1954] pg. 45.

greater use of bank borrowing. Over the ten years 1964-'73 U.K. companies own savings (i.e. retained profits, depreciation and additions to reserves) were sufficient to finance on average almost 90 per cent of total fixed investment"\*

Op basis van deze priori informatie zou een op de winsttheorie\*\* gebaseerde vergelijking een beter resultaat moeten geven daar een van het acceleratie type.

Directe schattingen met deze variabelen geven zeer onbevredigende resultaten.

De aan de capaciteits-accelerator verwante modellen voldoen voor het cijfermateriaal van het V K het best.

Het schattingsresultaat is het volgende:

$$I_p = 2.14e_2 + 0.45 H + 0.02 S_{h-1}$$

t      6.62      2.03      2.61

F      0.24      0.12      0.19

$\bar{R} = 0.76$     D.W. = 1.57     $\hat{\rho} = 0.21$

S = 3.3      Det = 0.97

Theoretisch is deze vergelijking uit een substitutie- een acceleratie- en een financieringsvariabele opgebouwd.

De substitutie variabele, de loonkosten per eenheid produkt, kan

---

\* The Labour Party Banking and Finance

A statement by the NEC presented to the Labour Party Annual Conference Blackpool 1976. pg. 8.

\*\* b.v. J. Tinbergen [1938]. A method and its application to investment activity in statistical testing of business cycles theorie. Vol I Geneva: League of Nations 1939.

wijzen op een voortdurende impuls diepte investeringen te doen. Enige voortzichtigheid is echter op zijn plaats. Daar in de reaktievergelijking van de prijs van de private investeringen de loonkosten ook voorkomen.

Aangezien de prijsontwikkeling van de bestedingscategoriën een steeds dominantere rol speelt is heel goed mogelijk dat via H de prijscomponent van de investeringen in de reaktievergelijking binnen sluipt.

Het volume van de bestedingen is in twee richtingen te interpreteren:

(1) variant op de acceleratietheorie<sup>\*</sup>, nl. het volume van de bestedingen vormt een indicatie van de gewenste grootte van de kapitaalgoederenvoorraad.

(2) het volume van de bestedingen (= verkopen) vormt een indicatie van de verwachte winst. Dit argument maakt het onmogelijk te discrimineren tussen verkopen en winsten<sup>\*\*</sup>.

Vooraf gelet op de reaktievergelijking van de prijs van de private consumptie, waarin van monopoloidde prijszetting sprake is, benadrukt deze moeilijkheid. Gesteld kan worden dat volumemutaties van de omzet bij gelijke kostenstructuur equivalent is met winstmutaties. Onderbezettingskosten ontstaan niet vanwege het doorberekenen hiervan in de consumptieprijs.

---

\* ) Variant op de accelerator theorie omdat oorspronkelijk de investeringen gelijk gesteld worden aan de gewenste kapitaalgoederenvoorraad benaderd door de output [Clark's acceleratie model] . De flexibele accelerator nam dit verband in gewijzigde vorm (distributed lag) over, Chernery [1952], Koyck [1954]. Hier is tenslotte een variant gebedigd die een verband legt tussen de nominale investeringen in bedrijven en het volume van de bestedingen, die ons inziens een winsttheorie is. Het volume v/d afzet bepaalt de winst in bedrijven. Zie ook punt (2).

\*\* ) Zie E. Kuh: Theory and institutions in the studie of investment behaviour. American Economic Review 1963 pg. 260 - 68 in.h.b pg. 262.

De rol van de besparingen kan gezien worden aanvullend op die van het volume der totale bestedingen; inzoverre de interne financiering tekort schiet kunnen de besparingen van de gezins-huishoudingen<sup>\*</sup> aanvullend werken.

---

\* ) Gedefinieerd als gezinnen, zelfstandigen en non-profit organisaties zoals levensverzekeringsmaatschappijen pensionfondsen.

Periodeanalysetabel: I<sub>p</sub>

variabelen	$e_2$	H	$S_{h-1}$	$\bar{R}$	DET
sektornummer	5083	7003	2407		
1953-1972	2.13 6.40	0.44 1.86	0.02 2.55	0.71	0.87
1953-1971	2.15 6.31	0.48 1.94	0.02 2.36	0.72	0.79
1953-1970	2.15 6.15	0.45 1.65	0.02 2.32	0.71	0.76
1954-1973	2.15 5.94	0.45 1.83	0.02 2.47	0.75	0.96
1955-1973	2.02 5.51	0.54 2.15	0.02 1.62	0.75	0.93
1956-1973	1.95 5.70	0.46 1.95	0.02 2.32	0.78	0.94
1957-1973	2.01 5.51	0.43 1.75	0.02 1.60	0.78	0.99
1957-1969	2.15 4.75	0.10 0.22	0.02 1.62	0.69	0.63



Een andere mogelijke specificatie van de investeringsfunctie is die in constante prijzen.

De redenen om de investeringen in constante prijzen te schatten is dezelfde als die vermeld in par. 2.1. De specificatie steunt op de bezettingsgraad variabele en een variabele welke de kostenontwikkeling van de produktiefactoren arbeid en kapitaal beschrijft.

$$i_p = 2.38 + 2.66 q_{-1} + 1.19(w-Pip)$$

t	2.06	7.52	4.60
F		0.71	0.71
e		0.62	0.38

$$\bar{R} = 0.91 \quad D.W. = 1.45 \quad \hat{\rho} = 0.27$$

$$S = 2.37 \quad DET = 0.96$$

In feite komt de opname van de bezettingsgraad in de reaktievergelijking neer op een a-priori restrictie op de groeivoet van de bruto produktie en de kapitaalgoederenvoorraad. Schatting zonder deze restrictie levert het volgende resultaat.

$$i_p = 4.18 + 2.49 gvampp_{-1} - 3.03 CS_{-2} + 1.18(W-Pip)$$

t	1.22	5.68	3.72	4.47
F		0.38	0.62	0.31

$$\bar{R} = 0.90 \quad D.W. = 1.48 \quad \hat{\rho} = 0.26$$

$$S = 2.41 \quad DET = 0.93$$

Vanwege de betere statistics nemen we de specificatie in constante prijzen op in het model.

periodeanalysetabel

variabelen	c	$\Delta q_{-1}$	(W-Pip)	$\bar{R}$	Det.
sektornummer	1	6652	1273		
1953-1972	2.74	2.72	1.11	0.90	0.83
	1.67	6.76	3.13		
1953-1971	2.84	2.70	1.10	0.90	0.84
	1.65	6.53	2.99		
1953-1970	2.67	2.74	1.12	0.90	0.86
	1.50	6.38	2.96		
1954-1973	2.43	2.68	1.18	0.90	0.94
	1.95	6.79	4.35		
1955-1973	2.82	2.49	1.01	0.87	0.99
	2.32	6.30	3.63		
1956-1973	2.82	2.43	0.99	0.85	1.00
	2.27	5.79	3.41		
1957-1973	2.72	2.42	1.00	0.86	1.00
	2.16	5.70	3.34		
1957-1969	3.48	2.56	0.82	0.84	0.82
	1.47	4.16	1.59		

### 3. De arbeidsmarkt.

#### 3.1. De werkloosheidsvergelijking.

In een aantal studies wordt als verklarende variabele voor het eerste verschil in het werkloosheidspercentage de vraag naar arbeid door bedrijven genomen. Naast deze vraag wordt als aanbod de afhankelijke beroepsbevolking genomen. Het blijkt echter dat deze twee grootheden collineair zijn en daarom wordt veelal in plaats van de afhankelijke beroepsbevolking een variabele genomen die aangeeft in welke mate de toename van de beroepsgeschikte bevolking beschikbaar is voor bedrijven, d.w.z. de mutatie in de beroepsbevolking gecorrigeerd voor de mutatie in de werkgelegenheid bij de overheid, en dat weer als percentage van de afhankelijke beroepsbevolking een jaar vertraagd.

In symbolen:

$$\left( \frac{\Delta \tilde{P}O_{WA} - \Delta \tilde{E}M}{P O_{d-1}} \right).$$

Naast de bovengenoemde factoren is voor de werkloosheid een aantal bestedingscategorieën van belang, immers een mutatie in de bestedingen zal (na enige tijd) aanleiding geven tot een mutatie in de produktie en daardoor (eventueel) tot een mutatie in de werkloosheid. De componenten die het beste resultaat gaven waren  $x_{g-1}$  en  $x_{s-1}$ . Dit is niet zo verwonderlijk want in de laatste jaren bestaat  $\pm 84\%$  van de uitgevoerde goederen uit "manufactured goods". De belangrijkste component hierin is "machinery and transport equipment" ( $\pm 48\%$ ). De werkgelegenheid in het totaal van "manufacturing industries" is een kleine 40% van het totaal aantal werkenden en het aandeel van de geëxporteerde "manufactured goods" in het totaal van "manufacturing" loopt tegen de 50%. In de "Annual Abstract of Statistics", waaruit ook de bovenstaande gegevens zijn berekend, is een uitsplitsing gemaakt van het aantal werklozen naar sector waaruit blijkt dat tussen  $\frac{1}{4}$  en  $\frac{1}{3}$  van het aantal werklozen wordt toegeschreven aan de "manufacturing industries".

Uit het bovenstaande blijkt dat de invloed van  $x_g$  op de werkloosheid te

verklaren is uit de aandelen in de werkgelegenheid van te voorkomende goederencategorieën.

Gezien de inhoud van diensten, o.a. vervoer en toerisme, is ook deze component goed verklaarbaar. Een andere bestedingscategorie die een significante invloed bleek te hebben, zijn de autonome investeringen in constante prijzen.

Deze grootte is opgebouwd uit:

- de overheidsinvesteringen, waarin o.a. de uitgaven ter vervanging, uitbreiding en belangrijke verbetering van land, gebouwen en outillage.
- de investeringen in "dwelling, transport and communication" in de private sector. Deze omvatten o.a. de bouw van huizen, schepen, havens etc. (1)

De genoemde werkzaamheden zijn allen vrij arbeidsintensief zodat ook dit effect redelijk lijkt. Het schattingsresultaat is het volgende

$$(1) \quad u_n = 39.6 - 15.5EM_p - 3.2x_{g_{-1/4}} - 2.1x_{s_{-1/2}} - 1.1i_a + 0.01 \left( \frac{\Delta \tilde{P}O_{wa} - \Delta \tilde{E}M_g}{\tilde{P}O_{d_{-1}}} \right)^{-1/2}$$

t:	6.3	-8.4	-3.2	-2.4	-2.5	1.9
F:		0.4	1.7	0.9	0.9	0.1
e:		0.44	0.19	0.13	0.14	0.10

$$\bar{R} = 0.915 \quad S = 11.6$$

$$D.W. = 1.9 \quad P.I. = 0.34 \quad Det. = 0.67$$

Dit resultaat valt nog te verbeteren door voor 1967 een dummy op te nemen. In de literatuur wordt voor het jaar 1967 een groot aantal dummies ingevoerd, zo komt de "London Graduate School of Business Research" in hun kwartaal model tot o.a. de volgende dummies

(1) Voor een exacte beschrijving zie "Sources and methods" hfdst. 12.

	waarde	kwartaal
- U.K. dock strikes	1.0	4
- Speeding up payments of investments	1.0	2
- Selective employment tax except on unemployment	1.0	1-4
- Middle east crisis	1.0	4
- Unanticipated shift in timing of investment in industrial buildings	-0.75;1	3,4

Naast het bovenstaande vond in november 1967 een devaluatie plaats van 14.% t.o.v. de dollar en werd in dat jaar het besluit genomen de staalindustrie te nationaliseren.

Verder heeft een "niet" te verklaren verhoging van het aantal werklozen plaats gevonden (1). Gezien de vele eenmalige componenten die van invloed zijn in 1967 is dit jaar als dummy opgenomen zodat de invloed ervan wordt geneutraliseerd. Hierdoor krijgen we de volgende vergelijking

$$(2) \text{un} = 37.2 - 13.1 \text{EM}_p - 2.9 \text{x}_{g_{-1/4}} - 2.0 \text{x}_{s_{-1/2}} - 1.4 \text{i}_a + 0.01 \left( \frac{\Delta \tilde{\text{PO}}_{\text{WA}} - \Delta \tilde{\text{EM}}_g}{\text{PO}_{d_{-1}}} \right)^{-1/2} + 34.0 \text{DU67}$$

t:	7.0	-7.4	-3.5	-2.8	-3.6	2.2	2.8
F:		1.3	1.3	0.7	0.9	0.01	1.6
e:		0.34	0.16	0.12	0.16	0.09	0.13

$$S = 9.6 \quad \bar{R} = 0.94$$

$$D.W. = 2.25 \quad P.I. = 0.27 \quad \text{Det.} = 0.44$$

(1) Zie ook de beschrijving van de werkgelegenheid in bedrijven.

Periode analysetabel un(2) [ 323]

variabelen	c	$EM_p$	$x_{g_{-1/4}}$	$x_{s_{-1/2}}$	$i_a \left( \frac{\Delta PO_{WA} - \Delta EM_g}{PO_{d_{-1}}} \right)_{-1/2}$	DU67	$\bar{R}$	Det.	
sector- nummer	1	163	4244	4275	3693	255	67		
1953-1972	38.2	-13.7	-3.28	-1.94	-1.4	0.010	31.0	0.94	0.42
	7.0	-7.2	-3.5	-2.7	-3.5	2.1	2.4		
1953-1971	39.3	-14.1	-3.58	-1.79	-1.4	0.010	27.5	0.94	0.40
	7.1	-7.3	-3.7	-2.4	-3.6	2.2	2.1		
1953-1970	39.2	-13.8	-3.58	-1.81	-1.4	0.010	28.9	0.94	0.35
	6.8	-5.8	-3.5	-2.3	-3.4	2.1	2.0		
1953-1969	40.0	-15.3	-3.77	-1.46	-1.45	0.010	22.0	0.95	0.31
	7.1	-6.0	-3.8	-1.9	-3.7	2.1	1.5		
1954-1974	37.2	-13.2	-2.89	-2.01	-1.43	0.01	34.3	0.94	0.43
	6.8	-7.2	-3.3	-2.6	-3.2	2.1	2.6		
1955-1974	37.2	-12.9	-2.99	-1.88	-1.46	0.010	34.7	0.94	0.27
	6.5	-5.7	-2.7	-1.7	-2.9	2.0	2.5		
1956-1974	38.2	-12.8	-2.37	-2.34	-1.60	0.010	38.8	0.94	0.26
	6.9	-5.9	-2.1	-2.1	-3.2	2.3	2.9		
1957-1974	37.2	-13.1	-2.36	-2.28	-1.62	0.11	38.5	0.95	0.26
	6.8	-6.1	-2.1	-2.1	-3.4	2.4	2.9		
1957-1969	39.2	-14.9	-4.1	-0.90	-1.58	0.010	22.4	0.95	0.12
	6.4	-4.5	-2.3	-6.0	-2.9	2.0	1.1		

Uit de periode analyse tabel blijkt dat het significant van nul verschillen van  $x_{s-\frac{1}{2}}$  afhankelijk is van de jaren 70. Bestudering van het cijfermateriaal leert dat deze grootheid vooral de laatste jaren zowel nominaal als reëel in omvang is toegenomen in vergelijking met  $x_g$ . Het feit dat DU67 bij weglating van de jaren 1969-1973 niet meer significant van nul verschilt wijst erop dat deze variabele ten onrechte is opgenomen. Gekozen is dan ook voor de eerste vergelijking.

Periode analysetabel un(1) [ 323]

variabelen	c	$EM_p$	$x_{g_{-1/4}}$	$x_{s_{-1/2}}$	$i_a$	$\left( \frac{\Delta PO_{WA} - \Delta EM_g}{PO_{d_{-1}}} \right)^{-1/2}$	$\bar{R}$	Det.
sector- nummer	1	163	4244	4275	3693	255		
1953-1972	41.0	-16.1	-3.82	-1.96	-1.18	0.010	0.92	0.70
	6.6	- 8.7	-3.6	-2.3	-2.6	1.8		
1953-1971	42.1	-16.4	-4.17	-1.73	-1.21	0.010	0.93	0.69
	7.0	- 9.1	-4.0	-2.1	-2.8	2.0		
1973-1970	42.1	-16.8	-4.12	-1.69	-1.21	0.010	0.92	0.72
	6.8	- 8.2	-3.8	-2.0	-2.7	1.9		
1953-1969	42.2	-17.9	-4.2	-1.25	-1.34	0.010	0.94	0.71
	7.5	- 9.1	-4.2	-1.5	-3.3	2.0		
1954-1974	39.5	-15.4	-3.29	-1.99	-1.08	0.010	0.91	0.68
	6.1	- 7.8	-3.1	-2.2	-2.1	1.8		
1955-1974	39.5	-15.6	-3.14	-2.18	-1.03	0.010	0.91	0.44
	5.9	- 6.6	-2.4	-1.7	-1.8	1.8		
1956-1974	40.2	-15.7	-2.80	-2.45	-1.08	0.010	0.90	0.44
	5.8	- 6.4	-2.0	-1.8	-1.9	1.8		
1957-1974	39.2	-16.1	-2.78	-2.39	-1.11	0.011	0.91	0.45
	5.6	- 6.5	-2.0	-1.7	-1.9	1.8		
1957-1969	41.0	-17.5	5.17	-0.27	-1.35	0.010	0.94	0.44
	6.8	- 7.5	-3.4	-0.19	-2.7	1.8		



### 3.2. De werkgelegenheid in bedrijven.

De werkgelegenheid in het bedrijfsleven ontwikkelde zich na 1967 geheel anders dan in de periode daarvoor. In de periode 1950-1967 nam de werkgelegenheid in bedrijven toe met ca. 0.8% gemiddeld per jaar.

Dit in tegenstelling tot de periode 1967-1973 waarin de werkgelegenheid in de bedrijven met ca. 1% per jaar verminderde.

Het effect op de totale werkgelegenheid is minder ongunstig dan bij het bedrijfsleven omdat de overheid de werkgelegenheid nogal fors heeft uitgebreid nl. 2.5% gemiddeld per jaar in het tijdvak 1967-1973 tegenover ca 0.5% over de periode 1950-1967.

Een duidelijke oorzaak voor de afname van de werkgelegenheid in de bedrijven sinds 1967 is moeilijk aan te geven\*. In datzelfde jaar werd een wet ingevoerd die beoogde de druk op de werkloze te verminderen om direct een nieuwe baan te moeten aanvaarden\*\* (de eerste mogelijke keus hoeft niet de beste mogelijke te zijn). Doch nadere onderzoeken gaven geen aanleiding een direct verband te veronderstellen tussen de hierboven genoemde gebeurtenissen.

Zonder te pretenderen de directe oorzaak aan te kunnen wijzen voor de ontwikkeling van de werkgelegenheid sinds 1967, gaat deze neerwaartse trend samen met een zeer grote vermindering van de bezettingsgraad sinds 1966. Gecumuleerd komt het neer op een vermindering van de bezetting van het produktie apparaat met 8%, over de periode 1966-1973.

Vandaar dat regressie met deze variabele het volgende, aardige, resultaat oplevert.

---

\* ) Voor een vermelding van studies omtrent mogelijke oorzaken van de ontwikkeling van de werkgelegenheid/werkloosheid sinds 1967 zie Department of Employment Gazette March 1975 pg. 181

\*\* ) Statutory redundancy payments and earnings-related benefits

$$EM_p = 0.42 + 0.88 \Delta q$$

$$t \quad 2.29 \quad 6.65$$

$$S = 0.83 \quad P.I. = 0.54$$

$$\bar{R} = 0.83 \quad D.W. = 2.16$$

Dit lijkt een triviaal effect, doch is het niet.

Dat bezettingsgraadverschillen direct en zonder enige vertraging doorwerken in de werkgelegenheid is nl. erg opvallend. Verwacht zou mogen worden dat bezettingsverschillen na enige tijd resulteren in verandering van de werkgelegenheid.

Opname van het volume van de bestedingen exclusief voorraadvorming en de met een jaar vertraagde werkgelegenheid in bedrijven verbeteren het bovenstaande "conjuncturele" verband nauwelijks.

$$*) \quad EM_p = -1.8 + 0.36 EM_{p-1} + 0.63 e_{2-\frac{3}{4}} + 0.37 \Delta q$$

$$t \quad -3 \quad 2.7 \quad 3.5 \quad 3.7$$

$$F \quad 0.4 \quad 1.2 \quad 0.7$$

$$S = 0.8$$

$$\bar{R} = 0.84$$

- 
- \*) De toets van Durbin en Watson op autocorrelatie van de storings- termen mag hier niet toegepast worden. Er dient een aangepaste toets te worden gebruikt zie hiervoor Durbin. J. [1970] Testing for serial correlations in Least-Squares Regression when when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables Econometrica [38].  
Tevens is het zo dat de regressiecoefficienten v.d. vertraagde endogene variabelen niet meer zuiver worden geschat.  
Zie Hurwicz, Least squares bias in time series statistical inference in dynamic economic models, T.C. Koopmans (ed) Cowles Commission Monograph 10, Wiley.

Een geheel andere mogelijke verklaring van de werkgelegenheid kan gevonden worden in de stimulerende werking van de winstgevendheid, getuige de onderstaande regressievergelijkingen.

$$EM_p = -0.15 + 0.09 NWC_{-1} + 0.66 EM_{p-1}$$

$$t \quad -0.72 \quad 4.74 \quad 4.40$$

$$F \quad \quad 1.2 \quad 1.2$$

$$S = 0.92$$

$$\bar{R} = 0.78$$

$$EM_p = -0.11 + 0.03 S_{c-\frac{3}{4}} + 0.60 EM_{p-1}$$

$$t \quad -0.47 \quad 4.22 \quad 3.8$$

$$F \quad \quad 0.5 \quad 0.5$$

$$S = 0.97$$

$$\bar{R} = 0.75$$

Uit de bovenstaande vergelijkingen blijkt, dat het nietlooninkomen voor bedrijven het meest significante effect op de werkgelegenheid belichaamt. Wat minder komt dit tot uiting in de niet uitgekeerde winsten van bedrijven.

Kennelijk is de winstgevendheid een belangrijke determinant voor de werkgelegenheid.

Zoals uit de prijsvormingsfuncties blijkt is er in grote delen van de engelse economie sprake van monopoloidde prijszetting. (zie hiervoor  $P_{cp}$  en  $P_{xg}$ ) in een dergelijke situatie zijn de bezettingsgraad en het volume van de bestedingen mede bepalend voor de omzet. Het uiteindelijke winstcijfer resulteert dan na correctie voor wijzigingen in de kostenstructuur.

Aldus kunnen we de uiteindelijke vergelijking interpreteren.

$$EM_p = -1.15 + 0.43 EM_{p-1} + 0.38 e_{2-\frac{3}{4}} + 0.04 NWC_{-1} + 0.34 \Delta q_{-\frac{1}{4}}$$

t	-2	3.3	2.2	2.4	2.4
F		2.0	2.2	4.4	4.7
e		0.26	0.11	0.29	0.34

$$S = 0.70 \quad P.I. = 0.42$$

$$\bar{R} = 0.88 \quad Det. = 0.40.$$

De mate van multicollineariteit veroorzaakt door  $NWC_{-1}$  en  $\Delta q_{-\frac{1}{4}}$  is aan de hoge kant, doch is op grond van het bovenstaande wel te verwachten.

De coëfficiënten zijn over de gehele periode vrij stabiel zodat in dit geval geen identificatieproblemen rijzen.

Periode-analysetablel :  $EM_p$

variabelen	const	$EM_{p-1}$	$e_{2-\frac{3}{4}}$	NWC	$\Delta q_{-\frac{1}{4}}$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	1	167	5086	1367	6653		
1953-1972	-1.11 -1.9	0.43 3.2	0.37 2.0	0.04 2.0	0.34 2.4	0.86	0.45
1953-1971	-1.09 -1.7	0.44 3.0	0.36 1.8	0.04 1.9	0.35 2.3	0.86	0.44
1953-1970	-1.05 -1.7	0.38 2.4	0.37 1.9	0.03 1.4	0.36 2.4	0.84	0.44
1953-1969	-1.24 1.8	0.40 2.4	0.41 2.1	0.04 1.6	0.36 2.4	0.82	0.50
1954-1973	-0.9 -1.3	0.43 3.2	0.32 1.6	0.05 2.5	0.37 2.4	0.88	0.33
1955-1973	-0.9 -1.2	0.45 3.2	0.29 1.3	0.05 2.4	0.33 1.9	0.87	0.29
1956-1973	-0.8 -1.1	0.48 3.3	0.27 1.2	0.05 2.4	0.35 2.0	0.87	0.30
1957-1973	-0.8 -1.0	0.48 3.0	0.27 1.2	0.06 2.3	0.36 1.9	0.86	0.30
1957-1969	-1.0 -1.1	0.44 2.0	0.33 1.2	0.05 1.5	0.37 1.8	0.78	0.45

#### 4 . De buitenlandse handel.

##### 4.1. De export van goederen.

Bij de bepaling van de exportfunctie zijn zowel binnenlandse als buitenlandse factoren van belang. Veel van de factoren, vooral de buitenlandse, zijn moeilijk te bepalen en het beschikbare cijfermateriaal is uiterst summier en onvolledig zodat de relatie moeilijk interpreteerbaar is. Een van de factoren die is opgenomen is het wereldexportvolume welke is benaderd met de wereldexportquantumindex zoals deze staat vermeld in het Statistical Yearbook. We mogen aannemen dat als het niveau van de wereldexport stijgt ook het U.K. hiervan mee profiteert. Een andere factor is het concurrentieprijsspeil (1). Indien het exportprijsspeil minder (meer) stijgt dan het prijspeil van de concurrent dan zal hiervan een positieve (negatieve) invloed uitgaan op de export. Deze variabele is vooral van belang in tijden van sterke monetaire onrust zoals in de jaren na 1968. Een derde factor die is opgenomen zijn subsidies. Hier zijn meerdere effecten mogelijk. Enerzijds zullen exportsubsidies een positieve invloed uitoefenen op de export en anderzijds zullen subsidies aan toeleveringsbedrijven leiden tot lagere kosten voor de exportindustrie zodat, gezien de eventuele winstverbetering die hieruit resulteert, het aantrekkelijker is te exporteren. Een voorbeeld hiervan is de compensatie betaald voor prijsrestricties op energie (2). Verder hebben subsidies aan gezinshuishoudingen een inkomenseffect zodat deze zouden kunnen leiden tot tijdelijk loonmatiging. Ook is nagegaan wat de invloed is van een aantal binnenlandse bestedingscomponenten op de export. Uiteindelijk bleken alleen de overheidsinvesteringen een significante negatieve invloed te hebben

---

(1) Het concurrerend prijspeil is als volgt berekend op basis van de gegevens van de 20 belangrijkste exportlanden

$$P_{xc} = \sum_{i=1}^{20} \frac{\text{import van land } i \text{ uit U.K.}}{\text{totale import v.d. 20 belangrijkste importlanden uit U.K.}} * \text{importprijs van land } i$$

(2) zie H. van Zonneveld [1973]

op de export (1).

De toename van de particuliere consumptie vertoonde in een aantal specificaties een negatieve invloed maar bleek uiteindelijk niet significant te zijn.

Verder is nagegaan wat het effect is van investeringen in het buitenland op de export. We zullen hier in het kort en gesimplificeerd aangeven wat de achterliggende gedachtengang is, voor een uitgebreide beschrijving wordt verwezen naar "Effects of U.K. direct investments overseas" W.D. Reddaway, Cambridge University press (1967).

Indien private bedrijven uit de U.K. investeringen doen in het buitenland dan heeft dit een direct en een indirect effect op de exporten. De directe effecten zijn o.a. dat er een additionele export ontstaat voor zover de investeringen besteed worden aan produkten uit de U.K. Verder ontstaat er meestal een schuld aan het buitenland. Dit hoeft echter niet het geval te zijn indien de investeringen gefinancierd worden uit (buitenlandse) reserves of beleggingen (betalingsbalanseffecten). Het effect in latere jaren. Door de private investeringen in het buitenland  $I_{pa}$  zal een inkomensstroom uit het buitenland ontstaan en eventueel een "behoefte" aan aanvullende investeringen. Verder kan er een min of meer konstante handelsstroom ontstaan tussen vestigingen in U.K. en het buitenland. Hierdoor ontstaat een inkomensstroom uit het buitenland. Indien deze inkomensstroom groot is t.o.v. het binnenland zal dit aanleiding geven tot nieuwe investeringen en dus tot export. Daar het inkomen uit buitenlandse investeringen niet apart bekend is kan alleen worden gewerkt met de totale private inkomensstroom ( $X_p$ ). Als laatste is getracht een aantal kostenfactoren op te nemen zoals de (reële) loonstijging en het importprijspeil. Deze bleken weliswaar significant te zijn maar hun invloed was tegenovergesteld aan wat men zou mogen verwachten. Ze bleken een positieve invloed te hebben. De oorzaak hiervan ligt waarschijnlijk in het feit dat de nominale ontwikkeling

---

(1) In een aantal specificaties had de verandering in de binnenlandse bestedingen een positieve invloed hetgeen een effect suggereert dat tegenovergesteld is aan wat men mag verwachten.

een te groot stempel heeft gedrukt op te reële ontwikkeling, vooral in sterk afwijkende jaren als 1968 en 1973. We zouden deze jaren, daar ze kort na een devaluatie vallen als afwijkende jaren met een dummy kunnen opnemen. Dat dit niet is gebeurd komt doordat ook voor een aantal andere jaren redenen zijn aan te voeren om ze als dummy op te nemen. Er is dan ook getracht dit tot uiting te brengen in de exportfunctie via de subsidies en overheidsinvesteringen als mogelijke indicatoren voor het overheidsbeleid.

Een kostenfactor die wel een significant invloed heeft is het investeringsprijspeil, een stijging hiervan veroorzaakt een daling van de export.

De beste uiteindelijke schattingsresultaten m.b.t. de bovengenoemde grootheden, al dan niet vertraagd, zijn de volgende

$$(1) \quad x_g = 0.75WEQI_{-1} - 0.76(Px_g - Px_e)_{-1} + 0.076SU_{-1} - 0.23i_g + 0.12X_{pa_{-1}} - 0.26Pip_{-1}$$

	(0.10)	(0.16)	(0.028)	(0.066)	(0.054)	(0.12)
t:	7.62	-4.75	2.67	3.50	2.22	2.14
F:	0.38	0.47	0.41	0.2	0.31	0.41
e:	0.226	0.24	0.139	0.176	0.114	0.105

$$S = 1.85 \quad P.I = 0.26$$

$$\bar{R} = 0.90 \quad Det. = 0.72$$

$$(2) \quad x_g = 0.78WEI_{-1} - 0.74(Px_g - Px_e)_{-1} - 0.20i_g - 0.35Pip_{-1} + 0.083I_{pa_{-1}}$$

	(0.11)	(0.17)	(0.08)	(0.14)	(0.02)
t:	7.18	-4.48	-2.51	-2.54	3.41
F:	0.83	0.33	0.93	0.16	1.34
e:	0.25	0.25	0.15	0.14	0.21

$$S = 1.83 \quad P.I = 0.25$$

$$\bar{R} = 0.91 \quad Det. = 0.91$$



Bij het bovenstaande moet worden opgemerkt dat door gebrek aan gegevens de eerste twee jaren van de schattingsperiode in vergelijking 2 niet zijn meegenomen. Combinaties van  $X_{pa}$  en  $I_{pa}$  in een vergelijking bleken niet mogelijk. Het effect in  $I_{pa}$  overheerste. Daar in  $X_{pa}$  ook inkomen is opgenomen dat niet uit buitenlandse investeringen afkomstig is en  $X_{pa}$  staat voor een indirect effect is gekozen voor specificatie 2, die ook iets betere statistics heeft.

Periode analyse tabel  $x_g(1)$  vgl. 1

variabelen	$WEqI_{-1}$	$(Px_g - Px_e)_{-1}$	$SU_{-1}$	ig	$X_{PA_{-1}}$	$Pi_{P-1}$	$\bar{R}$	Det.
sector- nummer	7684	4957	1847	3103	4337	3327		
1953-1972	0.75 7.4	-0.72 -3.9	0.073 2.4	-0.22 -3.1	0.11 2.0	-0.28 -2.1	0.85	0.67
1953-1971	0.74 6.9	-0.69 -3.3	0.074 2.3	-0.22 -3.0	0.11 1.8	-0.25 -1.7	0.83	0.58
1953-1970	0.74 6.7	-0.67 -3.0	0.072 2.2	-0.21 -2.6	0.10 1.7	-0.28 -1.6	0.83	0.52
1953-1969	0.77 6.3	-0.80 -2.5	0.076 2.2	-0.21 -2.6	0.08 1.1	-0.31 -1.7	0.83	0.35
1954-1973	0.75 8.2	-0.69 -4.4	0.081 3.0	-0.25 -4.1	0.17 3.0	-0.4 -2.9	0.91	0.72
1955-1973	0.76 7.2	-0.7 -4.2	0.078 2.7	-0.26 -3.7	0.16 2.7	-0.4 -2.8	0.91	0.68
1956-1973	0.73 6.4	-0.7 -4.2	0.077 2.6	-0.24 -3.0	0.15 2.4	-0.33 -2.0	0.90	0.59
1957-1973	0.73 5.3	-0.7 -4.0	0.076 2.1	-0.24 -2.8	0.15 2.0	-0.33 -1.9	0.90	0.50
1957-1969	0.69 4.3	-0.49 -1.3	0.073 1.8	-0.18 -1.8	0.19 1.6	-0.68 1.9	0.83	0.26

Periode analyse tabel ( $x_g(2)$ ) vgl. 2.

variabelen	$WEQI_{-1\frac{1}{4}}$	$(Px_g - Px_e)_{-1}$	ig	$Pi_{P-1}$	$I_{PA_{-1\frac{1}{4}}}$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	7684	4957	3103	3327	3254		
1955-1972	0.77 7.0	-0.67 -3.5	-0.19 -2.3	-0.39 -2.6	0.078 3.0	0.87	0.71
1955-1971	0.77 6.6	-0.67 -3.2	-0.19 -2.2	-0.39 -2.1	0.078 2.9	0.85	0.71
1955-1970	0.75 6.7	-0.54 -2.5	-0.14 -1.7	-0.58 -2.7	0.081 3.2	0.88	0.65
1955-1969	0.76 7.2	-0.82 -3.1	-0.14 -1.8	-0.64 -3.2	0.087 3.6	0.90	0.59
1954-1973							
1955-1973	0.78 7.2	-0.74 -4.5	-0.2 -2.5	-0.35 -2.5	0.083 3.4	0.91	0.66
1956-1973	0.75 6.5	-0.75 -4.5	-0.17 -2.1	-0.29 -1.8	0.078 3.1	0.90	0.60
1957-1973	0.79 6.3	-0.75 -4.5	-0.20 -2.3	-0.29 -1.8	0.069 2.5	0.90	0.55
1957-1969	0.74 5.6	-0.81 -2.8	-0.13 -1.4	-0.55 -2.1	0.080 2.6	0.87	0.38

#### 4.2 De import van goederen.

Bij de bepaling van de factoren die van invloed zijn op de importen is in eerste instantie gezocht naar bestedingscategorieën (1). Hieraan ligt de volgende redenering ten grondslag. Indien het binnenlandse aanbod te kort schiet m.b.t. de vraag naar goederen dan zal dit aanleiding geven tot een vergroting van de importen. Ook zal een gedeelte van de vraag bestaan uit vraag naar goederen die in het binnenland niet aanwezig zijn zodat we mogen verwachten dat er een samenhang zal bestaan tussen bestedingscategorieën en de import.

Een tweede grootheid die van invloed zou kunnen zijn is de prijsontwikkeling zowel in het binnenland als in het buitenland. We kunnen dit substitutie-effect opnemen via de variabele  $(P_{mg} - P_{e2})$ . We verkrijgen dan het volgende resultaat

$$m_g = 2.42c_p + 0.94(P_{mg} - P_{e2})_{-\frac{1}{2}} \quad \bar{R} = 0.75$$

t:	8.4	3.7
F:	0.57	0.57

Het resultaat lijkt redelijk, maar is het niet gezien het teken van de coëfficiënt voor de prijsvariabele, deze is theoretisch gezien moeilijk interpreteerbaar. Ook het importprijspeil vertoonde bij opname in de vergelijking eenzelfde beeld. Een oorzaak hiervoor moeten worden gezocht in het verschil tussen theoretisch uitgangspunt en de werkelijke situatie. Een belangrijk uitgangspunt bij de theorie over de internationale handel is dat van min of meer volledige concurrentie van binnenlands- en buitenslandsaanbod, de afwezigheid van tarieven, etc.

Indien we via een relatieve prijselasticiteit de concurrentie tot uitdrukking willen brengen dan gaan we ervan uit dat deze concurrentie ook mogelijk is. Uit de volgende punten blijkt duidelijk dat concurrentie dikwijls niet of moeilijk mogelijk was, waarbij geenszins gestreefd is

---

(1) E.W. Borghers en J. Plasmans [1970].

naar uitputtendheid. (1)

- pas in 1958 werd de vrije convertibiliteit voor niet ingezetenen van het pond sterling in dollars afgekondigd.
- in de periode 1964-1966 was er sprake van een importbeperking. Een importeur was verplicht een extra heffing te betaling variërend van 10 tot 15%. Deze heffing had geen betrekking op levensmiddelen en grondstoffen.
- in 1967 devalueerde het pond met 14.3%.

Aansluitend hierop werden in november 1968 invoerdeposito's voorgeschreven. Dit hield in dat een importeur 50% van de waarde van bepaalde geïmporteerde goederen gedurende een half jaar renteloos op een geblokkeerde rekening moest laten staan. De regeling was van toepassing op ongeveer eenderde van de totale import. De regeling werd in december 1970 afgeschaft terwijl tijdens de looptijd het voorgeschreven percentage was verminderd.

- in juni 1972 besloot de engelse regering het pond te laten zweven hetgeen leidde tot een daling t.o.v. de dollar van \$ 2.61 naar \$ 2.34 eind 1972. (; 1 \$ = 0.818513 gram goud). Verder werd 1972 gekenmerkt door uitgebreide stakingen o.a. van de mijnwerkers. Hierdoor waren op het laatst 800.000 mensen niet meer in staat te werken door gebrek aan energie.
- gedurende de gehele steekproefperiode heeft de regering een actief kredietbeleid gevoerd, meestal met als doel de binnenlandse bestedingen te beperken.

In eerste instantie is geprobeerd het beleid van de overheid in de vergelijking op te nemen via de huurkoopkredieten. Dit had echter geen verbetering tot gevolg. Een andere grootheid die aangeeft wanneer de overheid zal ingrijpen en waarin de gevolgen van het overheidsingrijpen tot uiting komen is het tweede verschil van het handelsbalanssaldo. Hieraan kan de volgende interpretatie worden gegeven. Naarmate de verandering in het handelsbalanssaldo zich sneller wijzigt, sneller in de zin van een

---

(1) Zie ook: - H. van Zonneveld [ 1973] .

- Conjunctuurtheorie en conjunctuurpolitiek pg. 286 e.v.  
[ 1975] .

groter bedrag per tijdseenheid, zal de overheid z'n politiek meer moeten aanpassen. Er wordt meer gekeken naar de verandering in de "groei" van een economische grootheid dan naar de "groei" van die economische grootheid. Er is dus sprake van een effect over meerdere jaren. Gedurende de steekproefperiode heeft de engelse regering bijna voortdurend een "stop-go"(1) politiek gevoerd wat het gestelde nog eens extra verduidelijkt. Naast de betalingsbalansvariabele is de kapitaalgoederenvoorraad exclusief woningen opgenomen. Indien er immers geïnvesteerd wordt in nieuwe machines en nieuwe industrieën terwijl oude industrieën van minder belang worden zal dit aanleiding geven tot een vergroting van de importen vooral omdat de traditionele industrieën over het algemeen minder invoer vereisen dan de meer moderne.

Gezien de veelvuldige stakingen is nagegaan wat de invloed van stakingen is. Omtrent de invloed van deze variabele valt weinig te zeggen, immers indien de invloed negatief is dan zouden de stakingen een remmend effect op de economische bedrijvigheid hebben waardoor een vermindering van de invoer optreedt. Dit effect zou met enige vertraging optreden. Een positief effect zou kunnen wijzen op een substitutie-effect van binnenlandse voor buitenlandse goederen. Uiteindelijk bleek dit laatste effect het meest significant maar beide effecten waren aanwezig.

Als variabelen waarin de kosten tot uitdrukking komen zijn opgenomen de loonkosten en de prijs van de investeringen.

De beste schattingsresultaten staan hieronder weergegeven.

$$mg = -0.014\Delta 2(\tilde{X}_{gs} - \tilde{M}_{gs})_{-1/2} + 2.29CS_{-1/4} + 0.021STR - 0.64w_{-1}$$

t :	8.35	5.54	3.1	3.1
F :	0.97	0.42	0.65	0.91
e :	0.48	0.19	0.17	0.16

$$S = 2.34 \quad P.I = 0.29$$

$$\bar{R} = 0.9 \quad Det. = 0.79$$

(1) Zie H. van Zonneveld. [1973]

$$\begin{aligned} \text{mg} &= -0.014\Delta 2(\tilde{X}_{\text{gs}} - \tilde{M}_{\text{gs}})_{-\frac{1}{2}} + 1.52\text{CS}_{-\frac{1}{4}} - 0.49\text{Pip}_{-1} + 0.018\text{STR} \\ &\quad (0.0017) \qquad (0.19) \qquad (0.15) \qquad (0.007) \\ t : &\quad 8.55 \qquad 7.87 \qquad 3.25 \qquad 2.73 \\ F : &\quad 0.83 \qquad 0.15 \qquad 0.3 \qquad 0.39 \\ e : &\quad 0.52 \qquad 0.13 \qquad 0.19 \qquad 0.16 \end{aligned}$$

$$S = 2.29 \quad \text{P.I.} = 0.28$$

$$\bar{R} = 0.9 \quad \text{Det.} = 0.87$$

Uit de periode analysetabel blijkt dat de laatste vergelijking iets betere resultaten geeft.

Verder nog is getracht de prijscomponenten op te nemen zoals ook in het begin is gebeurd, deze bleken echter niet meer significant te zijn maar hadden in een aantal gevallen wel het juiste teken.

Periode analyse tabel mg(1)

variabelen	$\Delta^2(Xgs-Mgs)_{-\frac{1}{2}}$	C.S. $_{-\frac{1}{4}}$	STR	$w_{-1}$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	7673	3804	883	1267		
1953-1972	-0.013 -6.2	2.38 5.4	0.023 3.1	-0.7 -3.0	0.87	0.85
1953-1971	-0.012 -4.5	2.52 5.0	0.022 3.0	-0.78 -2.8	0.86	0.73
1953-1970	-0.011 -3.6	2.91 4.6	0.024 3.2	-1.05 -2.8	0.87	0.40
1953-1969	-0.011 -3.4	2.92 4.4	0.024 3.0	-1.05 -2.7	0.86	0.40
1954-1973	-0.014 -7.7	2.30 5.3	0.021 3.0	-0.64 -2.8	0.88	0.77
1955-1973	-0.015 -7.9	2.30 5.4	0.022 3.0	-0.64 -2.9	0.89	0.77
1956-1973	-0.014 -8.0	2.26 5.4	0.20 3.0	-0.63 -2.9	0.90	0.77
1957-1973	-0.014 -7.2	2.16 4.9	0.019 2.5	-0.55 -2.3	0.88	0.68
1957-1969	-0.011 -2.7	2.96 3.0	0.023 2.3	-1.11 -1.7	0.82	0.31



Periode analyse tabel mg(2)

variabelen	$\Delta^2(\tilde{X}_{gs}-\tilde{M}_{gs})_{-\frac{1}{2}}$	C.S. $_{-\frac{1}{4}}$	Pip $_{-1}$	STR	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	7673	3804	3327	883		
1953-1972	-0.014 -6.5	1.53 7.7	-0.51 -3.1	0.019 2.7	0.88	0.96
1953-1971	-0.013 -4.9	1.55 7.4	-0.55 -2.9	0.018 2.5	0.86	0.87
1953-1970	-0.013 -4.5	1.55 7.2	-0.56 -2.6	0.018 2.4	0.86	0.81
1953-1969	-0.013 -4.4	1.54 6.8	-0.56 -2.5	0.018 2.3	0.86	0.80
1954-1973	-0.016 -9.0	1.65 8.6	-0.73 -3.9	0.020 3.2	0.91	0.68
1955-1973	-0.016 -9.6	1.68 9.1	-0.74 -4.1	0.020 3.4	0.92	0.67
1956-1973	-0.016 -8.9	1.69 8.1	-0.76 -3.6	0.020 3.2	0.92	0.64
1957-1973	-0.016 -8.3	1.7 8.4	-0.70 -3.3	0.018 2.8	0.91	0.59
1957-1969	-0.014 -5.1	1.85 7.4	-1.12 -2.9	0.019 2.6	0.88	0.83

### 5.1. De prijs van de export

Op het exportprijspeil kunnen o.a. de volgende factoren van invloed zijn,

- het importprijspeil vanwege de invoer van grondstoffen, halffabrikaten en produktiemiddelen,
- de reële loonkosten,
- de kapitaalkosten, via de prijs van de investeringen en de rente,
- de bezettingsgraad als capaciteitsvariabele,
- de concurrentie op de exportmarkt.

Daar er een grote samenhang bestaat tussen het importprijspeil de prijs van de investeringen en de loonkosten zal slechts een van deze factoren kunnen worden opgenomen. Het importprijspeil bleek het beste te voldoen. Dit is begrijpelijk daar  $P_{mg}$ , al dan niet rechtstreeks, mede  $P_{ip}$  en  $w$  bepaald.

Het beste schattingsresultaat leverde  $P_{mg}_{-1}$

$$P_{xg} = 1.53 + 0.65 P_{mg}_{-1} \quad \bar{R} = 0.86$$

t: 3.3            7.6

De ontwikkeling in de situatie op de exportmarkt komt mede tot uiting in de verhouding van het exportprijspeil t.o.v. het prijspeil van de concurrentie. Het resultaat is dan

$$P_{xg} = 1.15 + 0.68 P_{mg}_{-1} + 0.35 (P_{xg} - P_{xc})_{-1}$$

t:    2.5    8.7            2.3

F:            0.5            0.5

s = 1.83    P.I. = 0.36

$\bar{R} = 0.89$     Det. = 0.97

Opmerkelijk is dat de coëfficiënt van  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$  positief is, men zou immers verwachten dat een prijsstijging boven die van de concurrentie een jaar geleden eerder aanleiding zou zijn tot een

prijsmatiging dan tot een prijsstijging en omgekeerd bij een achterblijvende prijsontwikkeling zou eerder een extra aanpassing verwacht mogen worden. Indien we echter ook het exportvolume erbij betrekken, waar dezelfde variabele in voorkomt met een coëfficiënt -0,74, dan blijkt het effect op de waarde van de export echter positief te kunnen zijn. Indien we aannemen dat alle andere variabelen de waarde nul hebben geldt

$$\begin{aligned} X_{g_t} &= P_{xg_t} + x_{g_t} = 1.15 + 0.35 (P_{xg} - P_{xc})_{-1} - 0.74 (P_{xg} - P_{xc})_{-1} \\ &= 1.15 - 0.39 (P_{xg} - P_{xc})_{-1}. \end{aligned}$$

Indien nu  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1} < 2.875\%$  dan is het korte termijn effect positief. Onder de aanname dat  $P_{xc_t} = 0$  voor alle  $t$  en  $P_{xg} = a$  voor  $t = 0$  kunnen we ook iets zeggen over het effect op de lange termijn. De ontwikkeling van  $P_{xg_t}$  en  $x_{g_t}$  is dan als volgt.

$$\begin{aligned} P_{xg_t} &= 1.77 + (1.77 + a)(0.35)^t \\ x_{g_t} &= -0.74(1.77 + (1.77 + a)(0.35)^{t-1}) \end{aligned}$$

zodat

$$X_{g_t} = 0.26(1.77 + (1.77 + a)(0.35)^{t-1}) + 0.35(1.77 + a)$$

Hieruit volgt dat als  $a < -2.52$  de waarde van de export op de lange termijn afneemt. Rekening houdend met het bovenstaande mogen we concluderen dat het teken van  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$  in de prijsvergelijking in combinatie met de volumevergelijking interpreteerbaar is.

Bij bestudering van het schattingsresultaat bleek in de jaren 1955 en 1956 een groot verschil te bestaan tussen de berekende en de waargenomen waarde n.l. 3.52% resp. -4.57%. De jaren 1955 en 1956 zijn jaren van grote economische onrust met o.a. voortdurende loonsverhoging en stakingen. Dat in 1955 de prijsstijging minder is dan berekend komt vermoedelijk door het vertraagd doorwerken van de economische

onrust op de prijzen na de vrij gunstige economische resultaten in de jaren 1953 - 1954 (1). De prijsstijging in 1956 is echter nog versterkt door de Suez-crisis die uitmondte in een gewapende interventie in oktober van dat jaar. Door de Suez crisis kwam ook de olietoevoer in gevaar daar meer dan 50% van de toevoer plaatsvond via het Suezkanaal. Het olieprobleem werd nog versterkt door de Amerikaanse weigering in de olietekorten te voorzien. Om de effecten van de Suez-crisis weg te nemen is 1956 als dummy opgenomen met als resultaat

$$\begin{array}{cccc}
 4253 & 4614 & 4957 & 56 \\
 P_{xg} = 0.97 + 0.67 P_{mg-\frac{1}{4}} + 0.32 (P_{xg} - P_{xc})_{-1} + 4.74 DU56 \\
 (0.38) & (0.065) & (0.129) & (1.56) \\
 \\ 
 t: & 2.5 & 10.3 & 2.5 & 3.0 \\
 F: & & 0.27 & 0.24 & 0.09 \\
 e: & & 0.65 & 0.16 & 0.19 \\
 \\ 
 S = 1.52 & P.I. = 0.29 \\
 \bar{R} = 0.92 & Det. = 0.96
 \end{array}$$

Deze specificatie blijkt voor de gehele steekproefperiode redelijk te voldoen hoewel de coëfficiënt van de variabele  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$  alleen significant van nul verschilt indien een of meerdere jaren na 1969 zijn opgenomen.

Een andere variabele die een goede verklarende waarde opleverde was de bezettingsgraadmutatie.

Indien, uitgaande van een normale bezetting van het produktieapparaat, de vaste kosten zijn verdeeld zou een mutatie in de bezettingsgraad, na enige tijd, kunnen leiden tot een tegengestelde mutatie van de prijs daar de vaste kosten over meer produkten kunnen worden verdeeld. Deze redenering is echter alleen juist zolang nog geen "normale"

---

(1) Zie ook H. van Zonneveld [ 1973]

bezetting is bereikt. Een andere mogelijkheid is dat alleen aanpassing plaats vindt in een bepaalde richting. Indien er naar wordt gestreefd "geplande" winst te behalen dan kan bij een verlaging van de bezettingsgraad een verhoging van de prijs het aangewezen middel zijn dit doel te bereiken.

Er is sprake van aanpassing in een richting indien zou blijken dat bij een verhoging van de bezettingsgraad er geen aanpassing van de prijs plaatsvindt in negatieve zin. Hiervoor is gebruik gemaakt van de constructie (1)

$$\Delta q_t^- = \min \{0, q_t\}$$

en

$$t \in \{1953, \dots, 1973\}$$

$$\Delta q_t^+ = \max \{0, q_t\}$$

Verder is nagegaan of er met betrekking tot  $P_{mg}$  sprake is van anticiperend gedrag, d.w.z. dat  $P_{xg}$  niet afhangt van de feitelijke waarde van  $P_{mg}$  maar van de verwachting of opvatting omtrent  $P_{mg}$ . We duiden deze opvatting aan met  $P_{mg}^*$ . De vergelijking luidt dan

$$\underline{P}_{xg_t} = \beta_0 + \beta_1 P_{mg_t}^* + \beta_2 \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t \quad j = 0, \frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \dots$$

Het aanpassingsproces verloopt via geconstateerde afwijkingen van de verwachting ofwel

$$P_{mg_t}^* - P_{mg_{t-1}}^* = (1-\gamma)(P_{mg_{t-i}}^* - P_{mg_{t-1}}^*) \quad -1 < \gamma < 1; 0 \leq i < 1$$

dit geeft met toepassing van verdragingsoperator  $L$  ( $Lx_t = x_{t-1}$ ,  $I_t x_t = x_t$ )

$$P_{mg_t}^* = \frac{(1-\gamma)I}{(I-\gamma L)} P_{mg_{t-i}}$$

---

(1) Zie ook de consumptieprijsvergelijking.

zodat de vergelijking wordt

$$\underline{P_{xg_t}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{(1-\gamma)}{(I-\gamma L)} P_{mg_{t-i}} + \beta_2 \Delta q_{t-j} + \underline{\varepsilon_t} \quad (2)$$

Hetgeen te herschrijven is als

$$\begin{aligned} (I-\gamma L) \underline{P_{xg_t}} &= (I-\gamma L) \beta_0 + \beta_1 (1-\gamma) P_{mg_{t-i}} + (I-\gamma L) \Delta q_{t-j} + \\ &+ (I-\gamma L) \underline{\varepsilon_t} \end{aligned}$$

Het beste schattingsresultaat was

$$\begin{aligned} (I+0.4L) P_{xg} &= 1.65 + 0.69 P_{mg_{-\frac{1}{4}}} - 0.71(\Delta q_{-\frac{1}{4}} + 0.4\Delta q_{-\frac{5}{4}}) + 4.38(DU56+0.4DU56_{-1}) \\ &\quad (0.33) \quad (0.10) \quad (0.24) \quad (1.44) \\ t: &\quad 3.8 \quad 7.14 \quad -2.96 \quad 3.04 \\ e &\quad \quad 0.64 \quad 0.19 \quad 0.17 \end{aligned}$$

$$S = 1.39 \quad P.I. = 0.23$$

$$\bar{R} = 0.93$$

Indien we in plaats van  $\Delta q$  de variabele  $\Delta q^-$  opnemen is het resultaat

$$\begin{aligned} (I+0.3L) P_{xg} &= 0.65 P_{mg_{-\frac{1}{4}}} - 1.47[\Delta q_{-\frac{1}{2}}^- + 0.3\Delta q_{-\frac{1}{2}}^-] + 5.9(DU56+0.3DU56_{-1}) \\ &\quad (0.084) \quad (0.26) \\ t : &\quad 7.76 \quad -6.0 \quad 4.3 \\ e : &\quad 0.65 \quad 0.19 \quad 0.21 \end{aligned}$$

$$S = 1.31 \quad P.I. = 0.23$$

$$\bar{R} = 0.94$$

---

(2) Dit komt grotendeels overeen met een Koyck specificatie.

De variabele  $\Delta q_{-1}^+$  bleek in combinatie met  $\Delta q_{-2}^-$  een coëfficiënt te hebben die niet significant van nul verschilt. Het beste resultaat gaf  $\Delta q_{-1}^+$  in de volgende vergelijking.

$$P_{xg} = +0.3P_{xg-1} + 0.65P_{mg-\frac{1}{4}} - 1.46[\Delta q_{-2}^- - 0.3\Delta q_{-1\frac{1}{2}}^-] + 0.05[\Delta q_{-1}^+ + 0.3\Delta q_{-2}^+] + 5.5(DU56 + 0.3DU56)_{-1}$$

t:                      7.5                      -5.4                      0.2                      4.0

$$\bar{R} = 0.94 \quad P.I. = 0.23$$

Opname van zowel  $\Delta q_{-2}^-$  als  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$  was niet mogelijk. Verder blijkt uit de periode-analyse dat de variabele  $\Delta q_{-1}^-$  een beter resultaat geeft over de gehele periode dan  $(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$ . Opname van rentefactoren als indicatoren voor de kapitaalkosten gaven geen verbetering van het schattingsresultaat.

Periode analysetabel van  $P_{xg}$

variabelen	const.	$P_{mg_{-1}}$	$(P_{xg} - P_{xc})_{-1}$	DU56	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	1	4614	4957	56		
1953-1972	0.97 2.4	0.66 6.6	0.32 2.2	4.75 2.9	0.88	0.95
1953-1971	0.98 2.4	0.67 6.5	0.35 2.2	4.66 2.8	0.88	0.96
1953-1970	0.85 2.0	0.64 6.2	0.40 2.5	4.76 3.4	0.89	0.95
1953-1969	0.89 2.3	0.62 6.4	0.16 0.8	5.24 3.4	0.89	0.95
1954-1973	0.92 2.1	0.68 9.0	0.33 2.3	4.74 2.9	0.91	0.88
1955-1973	0.84 1.7	0.69 8.6	0.34 2.3	4.77 2.9	0.90	0.88
1956-1973	1.01 2.4	0.69 9.9	0.35 2.7	4.57 3.2	0.93	0.88
1957-1973	1.01 2.4	0.69 9.9	0.35 2.7		0.93	0.88
1957-1969	1.01 2.3	0.66 5.8	0.19 0.9		0.85	0.94



Periode-analysetabel van  $P_{xg}$  met daarin opgenomen de variantieaandelen c.

variabelen	$P_{mg_{\frac{1}{4}}}$	$\Delta q_{\frac{1}{2}}$	DU56	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	4614	6645	56		
1953-1972	0.65	-1.47	5.7	0.91	
	7.5	-5.4	4.2		
	0.5	0.23	0.27		
1953-1971	0.65	-1.46	5.7	0.91	
	7.2	-5.1	4.1		
	0.5	0.23	0.27		
1953-1970	0.64	-1.39	5.8	0.91	
	7.0	-4.0	4.1		
	0.5	0.22	0.28		
1953-1969	0.63	-1.12	6.0	0.92	
	7.6	-3.9	4.9		
	0.52	0.17	0.31		
1954-1973	0.65	-1.47	5.7	0.93	
	6.1	-5.0	4.2		
	0.58	0.20	0.22		
1955-1973	0.66	-1.46	5.7	0.93	
	6.2	-5.0	4.2		
	0.58	0.19	0.23		
1956-1973	0.66	-1.46	5.4	0.93	
	5.9	-4.8	3.9		
	0.60	0.18	0.22		
1957-1973	0.66	-1.46		0.92	
	5.9	-4.8			
	0.77	0.23			
1957-1969	0.79	-0.84		0.90	
	7.7	-2,8			
	0.82	0.18			

Om de invloed van DU56 na te gaan zijn nog een aantal schattingen verricht zonder deze variabele met het volgende resultaat (ook hier is het variantie-aandeel e toegevoegd).

variabelen	$P_{mg_{-\frac{1}{4}}}$	$\Delta q_{-} + 0.3\Delta q_{-1\frac{1}{2}}$	$\bar{R}$
sectornummer	4614	6645	
1953-1973	0.67	-1.52	0.88
	5.7	-4.2	
	0.76	0.24	
1954-1973	0.67	-1.52	0.85
	4.5	-3.6	
	0.75	0.25	
1955-1973	0.68	-1.50	0.85
	4.5	-3.5	
	0.75	0.25	
1956-1973	0.66	-1.48	0.93
	5.9	-4.8	
	0.76	0.24	
1957-1973	0.66	-1.46	0.92
	5.9	-4.8	
	0.77	0.23	
1958-1973	0.68	-1.39	0.93
	6.0	-4.5	
	0.78	0.22	

Uit deze tabel blijkt duidelijk dat D56 terecht is opgenomen gezien de slechts geringe verandering in de coëfficiënten en de toename van de multipele correlatie coëfficiënt bij opname. Een nadere analyse van de vergelijking

$$P_{xg} = -0.3P_{xg_{-1}} + 0.65 P_{mg_{-1}} - 1.47[\Delta q_{-1}^- + 0.3\Delta q_{-1\frac{1}{2}}^-] + 5.9(DU56 + 0.3DU56_{-1})$$

leert dat de waarde  $\gamma = -0.3$  een niet stabiel aanpassingsproces impliceert immers

$$P_{mg_t}^* - P_{mg_{t-1}}^* = 1.3(P_{mg_{t-1}}^* - P_{mg_{t-1}}^*)$$

houdt een vergroting (verkleining) van  $P_{mg_t}^*$  in als

$P_{mg_{t-1}}^* > (<) P_{mg_{t-1}}^*$ . De factor  $-0.3 P_{xg_{-1}}$  geeft aan dat een verandering een jaar geleden aanleiding geeft tot een tegengesteld effect nu.

De periode-analyse toont aan dat  $[\Delta q_{-1}^- + 0.3\Delta q_{-1\frac{1}{2}}^-]$  een, vooral in de jaren 1970-1973, inflatie bevorderende factor is hoewel de invloed over de hele periode significant is.

Om na te gaan of er sprake is van een prijsverhoging ten gevolge van  $\Delta q^-$  of dat deze via  $\Delta q^-$  wordt veroorzaakt door één andere variabele, n.l. de loonkosten per man, is het verband onderzocht tussen  $\Delta q^-$  en  $w$  met als beste resultaat

$$\Delta q^- = -0.13 w_{-1} \quad \bar{R} = 0.33$$

$$t: \quad -4.8$$

Gezien de lage verklarende waarde mogen we concluderen dat  $w$  niet  $\Delta q^-$  determineert.

## 5.2. Prijs van de materiële overheidsbestedingen.

De prijs van de materiële overheidsbestedingen wordt beschreven door de volgende regressievergelijking

$$Peg = -0.41 + 0.33\Delta 2E_2 + 0.38 q_{-1} + 0.40WNh_{-1} + 1.20H_{-1}$$

t	-3.37	3.11	3.21	3.53	7.07
F		0.29	2.41	0.42	2.35
e		0.17	0.20	0.19	0.44

$$\bar{R} = 0.89 \quad D.W. = 0.58 \quad \hat{\rho} = 0.17$$
$$S = 2.45 \quad Det. = 0.66$$

Opmerkelijk is het aandeel van de conjuncturele variabelen als het niveau van de bezettingsgraad ( $q_{-1}$ ) en de toename van het bestedings-tempo ( $\Delta 2E_2$ ).

Uit de periode analyse blijkt dat de invloed van deze variabelen gedurende de gehele periode vrij constant is.

Dit duidt erop dat de overheid zich op een markt beweegt waar mededinging een belangrijke rol speelt, of de overheid is instaat dit af te dwingen. Dit in tegenstelling tot de private consumptiegoederenmarkt, waar juist monopoloidé prijszetting plaatsvindt. De twee overige verklarende variabelen zijn kostenvariabelen. De coëfficiënt van de arbeidskosten per eenheid produkt is hoog, dit wijst op een grote arbeidsintensiteit van de materiële overheidsbestedingen met name de overheidsinvesteringen.

Hierdoor verslechterd de "interne ruilvoet", dat wil zeggen de prijs van de overheidsbestedingen stijgt meer dan de prijs van de totale bestedingen.

Over de periode 1953-1974 verslechterde deze ruilvoet met 23.4% getuige onderstaande tabel.

Ontwikkeling van de interne ruilvoet ( $Pe_2/Peg$ )

1953	1960	1965	1970	1974
122.1	122.4	108.9	100	98.4

Periodeanalysetabel: Pcg

variabelen	constante	$\Delta 2E_2$	$q_{-1}$	$WNh_{-1}$	$H_{-1}$	$\bar{R}$	DET
sektornummers	1	6703	6667	1357	7004		
1953-1972	-0.44	0.26	0.41	0.33	1.12	0.85	0.77
	-3.68	2.32	3.56	2.78	6.49		
1953-1971	-0.39	0.25	0.36	0.38	1.17	0.86	0.85
	-3.11	2.24	2.91	3.04	6.67		
1953-1970	-0.37	0.25	0.34	0.38	1.19	0.85	0.91
	-2.73	2.14	2.52	2.92	6.00		
1954-1973	-0.36	0.33	0.32	0.40	1.14	0.88	0.56
	-2.49	3.09	2.38	3.42	6.06		
1955-1973	-0.35	0.33	0.32	0.40	1.14	0.87	0.50
	-2.25	2.99	2.16	3.30	5.34		
1956-1973	-0.35	0.35	0.32	0.36	1.15	0.87	0.49
	-2.18	2.99	2.10	2.63	5.27		
1957-1973	-0.37	0.36	0.34	0.34	1.19	0.86	0.43
	-0.14	2.88	2.07	2.29	4.89		
1957-1969	-0.20	0.32	0.17	0.32	1.51	0.77	0.80
	0.91	2.18	0.76	1.90	3.50		

### 5.3. De prijs van de private consumptie.

De in de literatuur veel voorkomende specificaties voor de prijs v.d. private consumptie (Pcp) voldeden voor het Engelse cijfermateriaal niet. De beste van deze gebruikelijke specificaties bevatten een te hoge mate van collineariteit zoals hieronder is te zien.

$$Pcp = 1.25 + 0.55H_{-1}^{-\frac{1}{4}} + 0.19 Pmg_{-\frac{1}{2}}$$

t :	3.0	5.8	3.6
F :		12.6	12.6

$$S = 0.81 \quad P.I. = 0.21$$

$$\bar{R} = 0.93 \quad Det. 0.60 \quad D.W. = 2.06$$

Een geheel andere specificatie, die op een nogal ongebruikelijke manier de consumptieprijzen verklaart, leverde aanzienlijk betere resultaten. Het is een effect dat door Levinson [1971] werd beschreven<sup>(1)</sup>

"Wanneer de omzetten dalen, gaat men de prijzen niet verlagen teneinde de verkopen op te voeren en de inkomsten weer op peil te brengen, zoals de studieboeken vertellen, maar wordt het verlies aan inkomsten gecompenseerd door de prijzen bij een lagere omzet naar boven aan te passen. Dit is doenlijk wegens de algemene prijsinelasticiteit en het geleide prijzenstelsel dat voor het gehele bedrijfsleven geldt"<sup>(2)</sup>

Dit monopoloid mechanisme zoals door Levinson beschreven is door ons benaderd met het verschil in bezettingsgraad van jaar tot jaar.

Hiertoe zouden we moeten beschikken over gegevens van de kapitaalgoederenvoorraad in de consumptiegoederensektor, hieruit is dan het produktiepotentieel voor die sector te berekenen.

Aangezien deze onderverdeling niet bekend is maken we hier gebruik van de in de appendix geconstrueerde macro-economische bezettings-

---

1.) Ook John. M. Blair noemt een soortgelijk effect in zijn Economic concentration, structure, behavior and public policy. Harcourt Brace inc. [1972].

2.) Ch. Levinson [1971] pg. 187.

graad. De herinterpretatie van Levinson luidt dan ook: als de bezettingsgraad verandert past men de prijzen aan en wel in een mate die afhankelijk is van de monopoliegraad van de consumptiegoederensector. Verder is  $H_{-1/4}^{-1}$  vervangen door  $w_{-1/2}$  daar deze laatste grootheid beter bleek te voldoen. Dit zou erop kunnen wijzen dat bij de doorberekening van de lonen in de prijzen geen rekening wordt gehouden met de arbeidsproduktiviteitsstijging.

Het beste resultaat was

$$P_{cp} = -1.85 + 0.80 w_{-1/2} - 0.20 \Delta q$$

$$t: \quad -3.9 \quad 13.0 \quad 2.4$$

$$F: \quad \quad \quad 1.16 \quad 1.16$$

$$e: \quad \quad \quad 0.84 \quad 0.16$$

$$S = 0.64 \quad P.I. = 0.13$$

$$\bar{R} = 0.95 \quad Det. = 0.94 \quad D.W. = 1.96$$

Omdat het in een monopolioïde situatie, waarin de consumptiegoederensector in het V.K. zich mogelijk bevindt, volstrekt rationeel is (vanuit ondernemersstandpunt) de prijzen slechts naar boven aan te passen wordt van de constructie  $\Delta q^+$  en  $\Delta q^-$  (1) gebruik gemaakt.

De twee beste schattingen waren de volgende

$$P_{cp} = -1.68 + 0.80 w_{-1/2} - 0.29 \Delta q^+$$

$$t: \quad -3.2 \quad 12.6 \quad - 2.0$$

$$F: \quad \quad \quad 0.9 \quad 0.9$$

$$S = 0.65 \quad P.I. = 0.17$$

$$\bar{R} = 0.95 \quad Det. = 0.96 \quad D.W. = 1.93$$

---

(1) zie ook de prijs van de import.



$$Pcp = -2.17 + 0.80 w_{-\frac{1}{2}} - 0.38 \Delta q^-$$

$$t: \quad -4.7 \quad 13.0 \quad - 2.4$$

$$F: \quad \quad 1.1 \quad \quad 1.1$$

$$e: \quad \quad 0.84 \quad \quad 0.16$$

$$S = 0.65 \quad P.I. = 0.13$$

$$\bar{R} = 0.95 \quad Det. 0.95 \quad D.W. = 1.88$$

Uit het bovenstaande blijkt dat een stijging van de bezettingsgraad een negatief effect op de prijs heeft en een daling een positief effect. Om een beter beeld te krijgen zijn beide effecten tegelijk opgenomen met als resultaat

$$Pcp = -1.99 + 0.79 w_{-\frac{1}{2}} - 0.29 \Delta q^- - 0.11 \Delta q^+$$

$$t: \quad -3.6 \quad 12.7 \quad - 1.4 \quad - 0.6$$

$$S = 0.65 \quad \bar{R} = 0.95.$$

Hieruit blijkt dat het apart opnemen van  $\Delta q^+$  en  $\Delta q^-$  niet mogelijk is. We zien verder dat er nauwelijks verschil bestaat tussen het resultaat met  $\Delta q$  en dat met  $\Delta q^-$ .

Bij periode analyse blijkt  $\Delta q^-$  echter iets beter te voldoen zodat voor deze laatste grootte gekozen is.

Verder is nog nagegaan in hoeverre prijsstijgingen veroorzaakt worden door de toename van de reële geldhoeveelheid. Dit komt tot uitdrukking in de variabele  $(L_1 - Pe_2)$  ofwel de toename van de primaire liquiditeiten verminderd met de toename van het binnenlandsprijspeil. In feite zouden we i.p.v. met de primaire liquiditeiten moeten werken met de primaire plus de secundaire  $(L_{12})$ , maar de secundaire liquiditeiten zijn niet voor de gehele steekproefperiode bekend zodat deze variabele niet gebruikt kan worden.

Het beste resultaat gaf  $(L_1 - Pe_2)_{-\frac{1}{2}}$

$$Pcp = -2.10 + 0.78 - 0.39 \Delta q^- + 0.027 (L_1 - Pe_2)_{-1/2}$$

$$t: \quad -4.6 \quad 12.8 \quad - 2.6 \quad 1.4$$

$$F: \quad \quad 0.9 \quad 0.6 \quad 0.32$$

$$S = 0.62 \quad \bar{R} = 0.96$$

Hieruit blijkt dat de coëfficiënt niet significant verschillend is van nul.

Verder is nog nagegaan wat de invloed is van de indirecte belastingen minus prijsverlagende subsidies gerelateerd aan de binnenlandse bestedingen  $(\frac{T_i - S_u}{E2})$ .

Deze variabele had weliswaar een significante invloed maar gaf aanleiding tot multicollineariteit met  $w_{-1/2}$  en  $\Delta q^-$  zodat ook deze variabele niet in de uiteindelijke vergelijking is opgenomen. Het beste resultaat was

$$Pcp = -2.79 + 0.91 w_{-1/2} - 0.14 \Delta q^- + 0.09 (\frac{T_i - S_u}{E2})$$

$$t: \quad -5.3 \quad 11.5 \quad - 0.7 \quad 2.0$$

$$F: \quad \quad 9.4 \quad 7.0 \quad 11.8$$

$$S = 0.59 \quad \bar{R} = 0.96$$

Gekozen is voor de verklaring met  $w_{-1/2}$  en  $\Delta q^-$ .

Herschattting over de periode 1957-1969 had als resultaat

$$Pcp = -3.3 + 1.01 w_{-1/2} - 0.33 \Delta q^-$$

$$t: \quad -3.1 \quad 5.5 \quad - 1.8$$

Indien we dit resultaat bekijken in samenhang met de loonvergelijking over dezelfde periode

$$w = 1.15 Pcp + 0.97[gvampp-EMps] - 0.04 un_{-\frac{1}{2}}$$

$$t: 9.4 \quad 6.1 \quad - 2.6$$

dan blijkt dat de stijging van de arbeidsproduktiviteit in deze periode weliswaar in de lonen wordt doorberekend maar dat dit effect weer teniet wordt gedaan door het volledig doorberekenen van de lonen in de prijzen (afgezien van de constante term).

De negatieve constante term zou erop kunnen duiden dat de prijzen relatief de lonen minder snel stijgen. Bestudering van het cijfermateriaal leert dat de grootheid ( $w-Pcp$ ) over de gehele steekproefperiode groter is dan nul zodat deze interpretatie gerechtvaardigd lijkt.

Periode-analysetabel Pcp

variabelen sectornummer	constante	$w_{-\frac{1}{2}}$ 1265	$\Delta q^-$ 6643	$\bar{R}$	Det.
1953-1972	-1.78 -3.8	0.72 10.5	-0.5 -3.2	0.95	0.84
1953-1971	-2.11 -4.1	0.78 9.8	-0.45 -2.9	0.95	0.81
1053-1970	-2.02 -2.8	0.76 6.4	-0.46 -2.8	0.91	0.76
1953-1969	-2.9 -3.3	0.91 6.3	-0.44 -2.8	0.91	0.81
1954-1974	-2.1 -4.5	0.79 13.2	0.34 -2.2	0.96	0.95
1955-1974	-2.01 -4.1	0.79 12.6	0.33 -2.0	0.95	0.97
1956-1974	-2.03 -3.8	0.79 11.8	-0.33 -1.9	0.95	0.97
1957-1974	-2.08 -3.7	0.79 11.4	-0.35 -1.9	0.95	0.98
1957-1969	-3.3 -3.1	1.01 5.5	-0.33 -1.8	0.91	0.72

Periode-analysetabel Pcp

variabelen	constant	$w_{-\frac{1}{2}}$	$\Delta q$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer		1265	6651		
1953-1972	-1.25 -2.6	0.70 10.4	-0.28 -3.6	0.95	0.81
1953-1971	-1.64 -3.1	0.76 10.1	0.26 -3.4	0.95	0.80
1953-1970	-1.54 -2.1	0.75 6.6	-0.27 -3.3	0.92	0.77
1953-1969	-2.39 -2.8	0.89 6.6	-0.25 -3.2	0.92	0.80
1954-1973	-1.82 -3.8	0.80 12.8	-0.17 -1.8	0.95	0.95
1955-1973	-1.73 -3.5	0.79 12.2	-0.16 -1.6	0.95	0.97
1956-1973	-1.79 -3.4	0.79 11.8	-0.16 -1.6	0.95	0.97
1957-1973	-1.79 -3.3	0.79 11.5	-0.16 -1.5	0.95	0.97
1957-1969	-2.97 -2.6	0.99 5.3	-0.21 -1.7	0.91	0.68

5.4. De prijs van de private investeringen.

De prijs van de private investeringen kan goed worden beschreven met de volgende vergelijking.

$$\text{Pip} = -1.09 - 0.74 \Delta q_{-1}^+ + 0.22 \text{pmg}_{-1} + 1.05 H_{-1}$$

t	-1.50	-2.48	3.20	7.08
F		0.86	4.67	4.78
e		0.17	0.26	0.57

$$S = 1.31 \quad \text{P.I.} = 0.23$$

$$\bar{R} = 0.94 \quad \text{D.W.} = 1.34 \quad \hat{\rho} = 0.21$$

In tegenstelling tot de rol van de bezettingsgraadverschillen in de prijsvorming van de consumptiegoederensektor is hier het tegenovergestelde effect het geval.

Ten gevolge van het steeds teruglopende volume van de investeringen, is in de investeringsgoederensektor een aanzienlijke overcapaciteit ontstaan. Ter vergelijking in de periode 1953-1963 steeg het volume van investeringen gemiddeld met 10.8% tegen 4.1 in de periode 1963-1973. Tegen deze achtergrond is het verklaarbaar dat investeerders belangrijke prijsconcessies kunnen bedingen.

De rol van de invoerprijs is belangrijk voor het jaar 1973 het jaar van de oliecrises.

Als de zeventiger jaren uit de steekproefperiode worden weggelaten dan blijkt een grotere vertraging van de invoerprijs de meest optimale. Hierdoor zijn de t-waarden in de periode-analysetabel enigszins verbeterd.

Periode-analysetablel: Pip

variabelen	constante	$\Delta q_{-1}^+$	$Pmg_{-1}$	$H_{-1}$	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	1	6637	4614	7004		
1953-1972	-0.95 -1.48	-0.97 -2.99	0.09 1.13	1.03 7.88	0.92	0.77
1953-1971	-0.82 -1.25	-0.77 -2.91	0.09 1.15	0.98 6.98	0.91	0.80
1953-1970	-0.52 -0.79	0.74 -2.89	0.10 1.26	0.88 5.75	0.88	0.84
1953-1969	-0.52 -0.67	-0.74 -2.76	0.10 1.21	0.88 4.25	0.81	0.88
1954-1973	-1.44 -2.09	-0.51 -1.28	0.28 4.05	1.05 7.59	0.95	0.67
1956-1973	-1.47 -2.09	-0.42 -1.01	0.28 4.01	1.05 7.51	0.95	0.67
1957-1973	-1.65 -2.43	-0.26 -0.64	0.27 4.09	1.09 8.06	0.96	0.65
1957-1969	-1.10 -1.19	-0.25 -0.60	0.18 1.83	0.95 3.60	0.76	0.94

### 5.5. De loonvergelijking.

Een van de belangrijkste en meest voorkomende componenten in de verklaring van de nominale lonen is de stijging van het consumptieprijspeil. Over het algemeen hebben meerdere effecten invloed op de mate waarin prijscompensatie ( $\tilde{\Delta p}$ ) plaatsvindt. Op de eerste plaats zal een loontrekker niet zozeer geïnteresseerd zijn in het bruto loon ( $\tilde{w}$ ) (1), maar zal hij volledige prijscompensatie willen in z'n netto loon ( $\tilde{nw}$ ). Een "verstorende" factor hierbij is het marginale directe belastingtarief ( $m$ ). Als deze laatste n.l. groter is dan het gemiddelde directe belastingtarief ( $x$ ) dan zal, vanwege de volledige prijscompensatie, de looneis groter moeten zijn dan de prijsstijging.

$$\frac{\tilde{\Delta nw}}{\tilde{nw}} = \frac{\tilde{\Delta w}(1-m)}{\tilde{w}(1-x)} = \frac{\tilde{\Delta p}}{\tilde{p}}$$

zodat

$$\frac{\tilde{\Delta w}}{\tilde{w}} = \frac{(1-x)}{(1-m)} \cdot \frac{\tilde{\Delta p}}{\tilde{p}}$$

Hetzelfde zal gelden voor de sociale premies zodat de verwachte coëfficiënt groter zal zijn dan 1.

Een tweede "verstorende" factor zou kunnen zijn de mate waarin de huidige looneisen anticiperen op komende prijsstijging. In zo'n situatie is de loonstijging meestal (veel) groter dan de stijging van de arbeidsproductiviteit daar de nominale ontwikkeling is gaan overheersen. De laatste zou van belang kunnen zijn gezien de laatste jaren van de steekproefperiode.

Een andere belangrijke factor in de loonvergelijking is de mate waarin de arbeidsproductiviteitsstijging (per man) doorwerkt in de lonen. De term arbeidsproductiviteitsstijging is enigszins misleidend daar er meerdere factoren (2) invloed op hebben. Zo zal het gebruik van meer kapitaal

---

(1) Do trade unions cause inflation [1972].

(2) Economics of wages and labour, [1969].



of betere technologie en een betere organisatie leiden tot een produktiestijging. Een ander punt is dat de produktie gerelateerd moet worden aan de werktijd zowel voor vergelijking tussen meerdere periodes als voor vergelijking op een bepaald tijdstip. De gebruikte cijferreeks houdt met deze complicaties nauwelijks rekening en is dan ook slechts een grove indicatie. Als benadering voor de macro-arbeidsproduktiviteitsstijging per man is genomen de procentuele stijging van het volume van de bruto toegevoegde waarde van bedrijven gecorrigeerd voor de verandering in de werkgelegenheid in de private sector inclusief het aantal zelfstandigen. ([gvampp - EMps]).

Schatting met bovenstaande componenten geeft de volgende vergelijking,

$$w = 1.24 Pcp + 0.72 [gvampp - EMps]_{-1}$$

$$t : 9.5 \quad 4.3$$

$$F: 0.062 \quad 0.062$$

$$S = 2.12 \quad \bar{R} = 0.85 \quad \text{Det.} = 0.997$$

Indien we naast deze variabelen nog de totale druk op de lonen als verklarende variabele opnemen dan krijgen we

$$w = 1.14Pcp + 0.88 [gvampp - EMps]_{-1} + 0.026 [TRw/W]$$

$$t: 8.7 \quad 5.0 \quad 2.0$$

$$F: 0.3 \quad 1.9 \quad 2.1$$

$$e: 0.6 \quad 0.24 \quad 0.16$$

$$S = 1.35 \quad \text{P.I.} = 0.18$$

$$\bar{R} = 0.88 \quad \text{Det.} = 0.81$$

Opmerkelijk is dat er weinig samenhang is tussen de arbeidsproduktiviteitsstijging en de totale druk op de lonen. De eerste is conjunctuurgevoelig terwijl de laatste een mogelijk instrument is voor de overheid

om conjunctuurpolitiek mee te bedrijven.

Door de totale druk op de lonen als verklarende variabele op te nemen is het mogelijk een betere indruk te krijgen van de mate waarin het in het begin genoemde mechanisme optreedt. Om na te gaan of dit voor de hele periode geldt is dezelfde functie geschat exclusief de laatste vier jaren.

Periode 1953-1969

$$w = 0.97 Pcp + 0.97[gvampp-EMps]_{-1} + 0.032[TRw/W]$$

$$t: 6.2 \quad 6.1 \quad 2.6$$

$$F: 1.2 \quad 1.6 \quad 1.9$$

$$S. = 1.23 \quad \bar{R} = 0.66 \quad \text{Det.} = 0.72$$

Vergelijking met de oorspronkelijke specificatie toont dat er mogelijk een verschuiving heeft plaatsgevonden naar een meer inflatieversterkend gedrag in de loonontwikkelingen. Er wordt meer geanticipeerd op verwachte prijsstijgingen. Indien in de prijsvergelijking volledige compensatie wordt verkregen voor de (reële) loonstijging is het mogelijk dat het volgende mechanisme gaat werken.

$$w = \alpha_0 + \alpha_1 Pcp \text{ met } \alpha_1 > 1$$

$$Pcp = \beta w_{-i} \text{ met } \beta \geq 1 \text{ en } i \geq 1$$

$$\text{zodat } Pcp = \alpha_0 \beta + \alpha_1 \beta Pcp_{-i} \text{ met } \alpha_1 \beta > 1$$

Of dit het geval is zal moeten blijken bij een verdere bestudering van het totale model rekening houdend met simultaneïteit. Herschatting over de periode 1963-1973 geeft een indruk van de toename van de prijselasticiteit op het einde van de steekproefperiode

$$w = 1.32 Pcp + 0.54 \left[ gvAM_{pp} - EM_{ps} \right]^{-1} + 0.005 [ TRw/W ]$$

$$t: 6.0 \quad 1.6 \quad 0.15$$

$$F: 0.01 \quad 0.31 \quad 0.32$$

$$\bar{R} = 0.81 \quad S = 2.74$$

Hoewel de steekproefperiode te kort is om betrouwbare conclusies te kunnen trekken lijkt het prijseffect de laatste jaren sterk de overhand te krijgen.

Periodeanalysetabel:w

variabelen sectornummer	Pcp 2693	[ gvampp-EM <sub>ps</sub> ] - $\frac{1}{4}$ 6002	TR <sub>w</sub> /W 1613	$\bar{R}$	Det.
1953-1972	1.16 8.0	0.86 4.6	0.026 2.0	0.84	0.81
1953-1971	1.07 6.9	0.91 4.9	0.034 2.4	0.82	0.79
1953-1970	1.12 6.1	0.88 4.5	0.032 2.0	0.75	0.71
1953-1969	0.97 6.2	0.97 6.1	0.032 2.6	0.66	0.72
1954-1973	1.14 8.6	0.84 4.4	0.031 2.1	0.87	0.87
1955-1973	1.13 8.0	0.85 4.2	0.033 2.0	0.87	0.85
1956-1973	1.15 8.0	0.84 4.1	0.027 1.5	0.87	0.86
1957-1963	1.13 7.6	0.86 4.0	0.024 1.2	0.88	0.90
1957-1969	0.88 5.3	0.99 5.7	0.034 1.9	0.67	0.85

Uit deze tabel blijkt dat de significante van  $[\frac{TRw}{W}]$  sterk afhankelijk is van de eerste vijf jaren van de steekproefperiode en relatief gezien varieert deze coëfficiënt vrij sterk. De andere coëfficiënten zijn vrij stabiel en blijven significant van nul verschillen.

Een andere mogelijke variabele, die veel voorkomt in loonvergelijkingen, is de werkloosheid. De gedachte die hieraan ten grondslag ligt is klassiek n.l. dat door de werking van het prijsmechanisme de prijs van arbeid wordt aangepast aan de veranderende marktverhoudingen. Een interpretatie van meer recente aard is de gedachte dat bij meer omvangrijke werkloosheid de overheid de vakbonden dwingt tot matiging van de looneisen, daar de sociale uitkeringen een te groot gedeelte van het nationaal inkomen opeisen, het is immers t.o.v. de "normale" ontwikkeling gedaald; en de bedrijfswinsten teveel worden aangetast. In dit geval fungeert de werkloosheid niet meer als prijsaanpasser op korte termijn maar is pas van belang indien het werkloosheidspercentage zich over een wat langere termijn op een te hoog geacht niveau handhaaft.

Het beste schattingsresultaat was

$$w = 1.25Pcp + 0.9 [gvampp - EMps] - 0.47 un_{-\frac{1}{2}}$$

$$t: 12.3 \quad 5.7 \quad 3.0$$

$$F: 0.08 \quad 3.25 \quad 3.33$$

$$e: 0.54 \quad 0.27 \quad 0.19$$

$$S = 1.25 \quad P.I. = 0.15$$

$$\bar{R} = 0.90 \quad Det. = 0.73$$

Periode-analysetablel

variabelen	Pcp	[ gvampp-EMps]	un <sub>-1/2</sub>	$\bar{R}$	Det.
sectornummer	2693	6001	325		
1953-1972	1.25 12.3	0.91 5.7	-0.05 -3.0	0.87	0.69
1953-1971	1.26 11.2	0.93 5.9	-0.05 -3.4	0.86	0.69
1953-1970	1.33 11.3	0.90 5.8	-0.05 -3.3	0.83	0.62
1953-1969	1.26 11.6	0.90 6.7	-0.05 -3.6	0.71	0.57
1954-1973	1.22 11.3	0.98 5.6	-0.05 -3.0	0.90	0.76
1955-1973	1.22 10.9	0.97 5.22	-0.05 -2.7	0.89	0.76
1956-1973	1.22 10.8	0.94 4.8	-0.05 -2.2	0.89	0.74
1957-1973	1.19 10.1	0.97 4.9	-0.04 -2.2	0.90	0.78
1957-1969	1.15 9.4	0.97 6.1	-0.04 -2.6	0.70	0.66

De schattingen zijn niet vrij van collineariteit maar deze blijkt afhankelijk te zijn van het begin van de steekproefperiode. Omdat de coëfficiënten vrij stabiel zijn over de gehele steekproefperiode is gekozen voor de laatste specificatie. Het gezamenlijk opnemen van  $un_{-\frac{1}{2}}$  en  $[\frac{TR}{W}]$  bleek niet mogelijk. Gezien de afname van de t-waarde bij weglating van de eerste jaren en de korte vertraging ligt de klassieke interpretatie van  $un_{-\frac{1}{2}}$  voor de hand.

6. Model van het V.K.

Reaktievergelijkingen.

$$1. c_p = 1.26 + 0.42(Wd-Pcp) - 0.53 \Delta RTB - 0.15(Pmg-Pe_2)_{-1}$$

$$2. i_p = 2.38 + 2.66 \Delta q_{-\frac{1}{4}} + 1.19(w-Pip)$$

$$3. un = 39.6 - 15.5 EM_p - 3.2xg_{-\frac{1}{4}} - 2.1xs_{-\frac{1}{2}} - 1.1 ia + 0.01 \left[ \frac{\Delta POW_a - \Delta EM_g}{PO_{d-1}} \right]$$

$$4. EM_p = -1.15 + 0.43EM_{p-1} + 0.38e_{2-\frac{3}{4}} + 0.04NW_{c-1} + 0.34 \Delta q_{-\frac{1}{4}}$$

$$5. xg = 0.78 WEQI_{-\frac{1}{4}} - 0.74(Pxg-Pxc)_{-1} - 0.20 ig - 0.35 Pip_{-1} \\ + 0.08 I_{pa-1\frac{1}{4}}$$

$$6. mg = -0.014 \Delta 2(\tilde{X}_{gs} - \tilde{M}_{gs})_{-\frac{1}{2}} + 1.52 CS_{-\frac{1}{4}} - 0.49 Pip_{-1} + 0.018 STR$$

$$7. (Pxg - \lambda Pxg_{-1}) = 0.65 Pmg_{-\frac{1}{2}} - 1.47(\Delta \bar{q}_{-\frac{1}{2}} - \lambda \Delta \bar{q}_{-1\frac{1}{2}}) +$$

$$5.9(DU56 - \lambda DU56_{-1}) \quad ; \quad \lambda = 0.3$$

$$8. Peg = -0.41 + 0.33 \Delta 2E_2 + 0.38q_{-1} + 0.40 NW_{h-1} + 1.20 H_{-\frac{1}{4}}$$

$$9. Pcp = -2.17 + 0.80 W_{-\frac{1}{4}} - 0.38 \Delta q^-$$

$$10. Pip = -1.09 - 0.74 \Delta q_{-1}^+ + 1.05 H_{-\frac{1}{4}} + 0.22 Pmg_{-\frac{1}{4}}$$

$$11. w = 1.25 Pcp + 0.9(gvampp-EMps) - 0.047 un_{-\frac{1}{2}}$$

Definitievergelijkingen.

$$12. C_p = cp + Pcp$$

$$13. I_p = ip + Pip$$



$$14. X_g = x_g + p_x g$$

$$15. M_g = m_g + p_m g$$

$$16. e_g = E_g - p_e g$$

$$17. E_2 = e_2 + p_e e_2$$

$$18. e_1 = E_1 - p_e e_2$$

$$19. E_1 = 0.625 C_p + 0.121 I_p + 0.100 E_g + 0.143 X_g + 0.989 ST + \\ + 0.003 (X_s - M_s)$$

$$20. e_2 = 0.641 C_p + 0.116 i_p + 0.114 e_g + 0.13 x_g$$

$$21. p_e e_2 = 0.632 p_{cp} + 0.122 p_{ip} + 0.101 p_{eg} + 0.144 p_{xg}$$

$$22. W_p = w + EM_p$$

$$23. NW = 5.043 E_1 - 2.317 W_p - 0.753 M_g - 0.599 TS - 0.399 D$$

$$24. W_d = 0.846 W_p + 0.197 W_g - 0.042 TR_W$$

$$25. TS = E_2 + TS/E_2$$

$$26. H = W - (gvampp - EMps)_{-1}$$

$$27. gvampp = 1.152 e_1 - 0.152 m_g$$

$$28. EMps = 0.915 EM_p + 0.085 EM_s$$

$$29. (gvampp - EMps) = gvampp - EMps$$

$$30. (W_d - p_{cp}) = W_d - p_{cp}$$

31.  $(\text{pmg-pe}_2) = \text{pmg} - \text{pe}_2$

32.  $(\text{W-Pip}) = \text{W} - \text{pip}$

33.  $\Delta q = \text{gvampp} - \text{CS}$

## 7. Appendix.

De bezettingsgraad.

Voor de berekening van de bezettingsgraad van het machinepark is gebruik gemaakt van de reeksen zoals die berekend worden door het Central Statistical Office van het Verenigd Koninkrijk en vermeld worden in de Blue Books "National Income and Expenditure." \*

Beschikbaar zijn de volgende reeksen:

- netto kapitaalgoederenvoorraad
- bruto kapitaalgoederenvoorraad

de eerste wordt uit de laatste berekend door het toerekenen van de "capital-consumption" d.w.z. afschrijvingen tegen vervangingswaarde.

De berekeningswijze is als volgt \*\*

1. de kapitaalgoederen worden in klassen <sup>k</sup> onderverdeeld en van elke klasse wordt de gemiddelde levensduur ( $l_k$ ) berekend of bekend verondersteld.
2. met behulp van de reeksen prijsindices ( $p_k$ ) wordt voor elke klasse de bruto investeringen ( $\tilde{I}_{k,t}$ ) in constante prijzen berekend

$$\tilde{I}_{k,t} \cdot \tilde{p}_{k,t}^{-1} = \tilde{i}_{k,t} \quad t \in \{0, -1, \dots, -l_k\}$$

3. Hierna worden de afschrijvingen (straight line depreciation) \*\*\* berekend en toegerekend om de netto investeringen ( $\tilde{i}_{k,t}^N$ ) te bepalen.

\*) De methode van schatten en de nauwkeurigheid van de cijfers staan beschreven in National Account Statistics, Sources and Methods, Rita Maurics (ed) C.S.O. [1968] p. 383-389 en in P. Redfern, Net Investment in Fixed Assets in the United Kingdom, Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General) Vol. 118. Part 2 [1955] en in G. Dean, The Stock of Fixed Capital in the United Kingdom in 1961. Journal of the Royal Statistical Society Series A (General), Volume 127 part 3 [1964]. En in Economic Trends October 1975 pg. 126-129.

\*\*\*) Volgens P. Redfern [1955].

\*\*\*\*) d.w.z. als de levensduur  $l_k$  is dan wordt per jaar  $l_k^{-1}$  afgeschreven.

$$\tilde{i}_{k,t}^N = \tilde{i}_{k,t} - \frac{1}{l_k} \sum_{i=-1}^{-l_k} \tilde{i}_{k,i}$$

4. Aggregeren levert nu de bruto kapitaalgoederenvoorraad wat betreft de  $k^{\text{de}}$  klasse kapitaalgoederen.

$$\tilde{CS}_{k,t} = \sum_{t=0}^{-l_k} \tilde{i}_{k,t}$$

Sommatie van het onder 3 verkregen resultaat levert de netto kapitaalgoederenvoorraad van de  $k^{\text{de}}$  klasse.

De reeks die de fysieke grootte van de produktiecapaciteit het best benadert is de bruto kapitaalgoederenvoorraad<sup>\*\*\*</sup>. Hierin wordt dus geen rekening gehouden met de leeftijdsopbouw van de kapitaalgoederenvoorraad.\*

Als indicator voor de mutaties in de bezettingsgraad is genomen het verschil in de mutatie in het volume van de bruto produktie van de private sector en de mutaties in de totale kapitaalgoederenvoorraad. In symbolen

$$\Delta q = \text{gvampp} - CS$$

Deze benadering is toelaatbaar als aan de volgende voorwaarden is voldaan.

1. de capital-output ratio constant<sup>\*\*\*</sup>
2. de mutaties in de kapitaalgoederenvoorraad niet te groot.
3. de mutaties in de bruto toegevoegde waarde niet te groot.

We zullen in het navolgende aantonen dat de eerste voorwaarde iets afgezwakt kan worden zonder dat het teken van de bezettingsgraad variabele

\* ) Hierdoor hebben we de vooronderstelling ingevoerd dat de kapitaalgoederen gedurende hun levensduur goed onderhouden worden en dus hun "volle" produktieve waarde bijven vertegenwoordigen.

\*\* ) T. Griffin Economic Trends okt 1976 pg. 133 in dezelfde mening toegedaan.

\*\*\* ) Het gevonden statische verband luidt  $CS = 2.31255 \text{ gvampp}$

t 80.94

verandert.

Immers laat  $\tilde{g}v\tilde{a}m\tilde{p}p_t = \tilde{Y}_t$  en  $\tilde{C}\tilde{S}_t = \tilde{K}_t$

dan geldt

$$\Delta q_t \equiv \frac{\tilde{Q}_t - \tilde{Q}_{t-1}}{\tilde{Q}_{t-1}} \quad (1)$$

$$\tilde{Q}_t \equiv \tilde{Y}_t / \tilde{Y}_t^c \quad (2)$$

$$\tilde{Y}_t^c \equiv \alpha_t \tilde{K}_t \quad t \in \mathbb{N} \quad (3)$$

$$\alpha = f(t) \quad t \in \mathbb{R} \quad (4)$$

$f$  is een continue, differentieerbare, monotone niet dalende (of niet stijgende) reële functie.\*

Uit (1) en (2) volgt.

$$\Delta q_t = \frac{\tilde{Y}_t / \tilde{Y}_t^c - (\tilde{Y}_{t-1} / \tilde{Y}_{t-1}^c) - 1}{(\tilde{Y}_t / \tilde{Y}_t^c) - 1} = \frac{\tilde{Y}_{t-1}^c}{\tilde{Y}_t^c} \left( \frac{\tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-1}}{\tilde{Y}_{t-1}} \right) - \frac{\tilde{Y}_t^c - \tilde{Y}_{t-1}^c}{\tilde{Y}_{t-1}^c}$$

en dus 
$$\frac{\tilde{Y}_t^c}{\tilde{Y}_{t-1}^c} \Delta q_t = y_t - \left( \frac{\tilde{Y}_t^c - \tilde{Y}_{t-1}^c}{\tilde{Y}_{t-1}^c} \right)$$

met (3) en (4) volgt dan

$$\frac{f(t)\tilde{K}_t}{f(t-1)\tilde{K}_{t-1}} \Delta q_t = y_t - \left( \frac{f(t)\tilde{K}_t - f(t-1)\tilde{K}_{t-1}}{f(t-1)\tilde{K}_{t-1}} \right) \quad (5)$$

Met behulp van  $f(t) = f(t-1) + f'(t-1) + \frac{1}{2} f''(\theta)$

$$\theta \in (t-1, t) \quad , \quad t \in \mathbb{R}$$

kunnen we schrijven

$$f(t) = f(t-1) + f'(t-1)$$

hier maken we dus de veronderstelling dat  $\frac{1}{2} f''(\theta)$  klein is.  
Hiermee kunnen we (5) herschrijven als

$$\frac{\tilde{K}_t + f'(t-1)\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}} \Delta q_t = y_t - \frac{\tilde{K}_t - \tilde{K}_{t-1}}{\tilde{K}_{t-1}} - \frac{f'(t-1)\tilde{K}_t}{f(t-1)\tilde{K}_{t-1}}$$

en met  $\lambda_t \equiv \frac{\tilde{K}_t + f'(t-1)\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}}$  en  $\mu_t \equiv \frac{f'(t-1)\tilde{K}_t}{f(t-1)\tilde{K}_{t-1}}$

is dit te vereenvoudigen tot.

$$\lambda_t \Delta q_t = y_t - k_t - \mu_t \quad (1')$$

Er kunnen zich nu drie gevallen voordoen.

- Als nu  $f'(t) = 0$  voor alle  $t$  dan is de kapitaalcoëfficiënt constant dan  $\mu_t = 0$  en  $\lambda_t \approx 1$  (immers de mutaties in de kapitaalgoederenvoorraad zijn niet groot)\*

Hierdoor verkrijgen we het gebruikelijke verwaarloze van de tweede-orde effecten.

- Als  $f'(t) > 0$  d.w.z. de kapitaalcoëfficiënt is monotoon echt dalend in  $t$  dan  $\mu_t > 0$  en  $\lambda_t > 1$ .

Uit  $y-k = \lambda \Delta q + \mu$  (1') valt dan af te leiden dat  $y-k$  de bezettingsgraad mutaties overschat.

---

\*) Tevens gaan we er vanuit dat  $\tilde{K}_t > \tilde{K}_{t-1}$  van alle  $t$  uit de steekproefperiode, hetgeen zoals uit het cijfermateriaal blijkt een realistische aanname is.

- Als  $f'(t) < 0$  d.w.z. de kapitaalcoëfficiënt is monotoon echt stijgend in  $t$  <sup>\*</sup>. Nu is  $\mu < 0$  en  $\lambda > 0$ . Aannemelijk is dat  $\lambda$  in de buurt van 1 ligt.
- In dit geval kan door  $y-k$  de zowel over- als onderschat worden.

Vooralsnog nemen we aan dat  $f'(t) = 0$  voor alle  $t$  in de steekproefperiode, zodat we hier de vooronderstelling maken van een constante kapitaalcoëfficiënt.

Dat ook de aanname van een veranderlijke capital-output ratio niet desastreus behoeft te zijn moge blijken uit het bovenstaande.

Sinds kort zijn er nieuwe cijfers over de kapitaalgoederenvoorraad bekend op basis van enkele veranderde vooronderstellingen. Deze houden in dat er nu rekening wordt gehouden met oorlogsschade en de leeftijd van een bepaalde klasse kapitaalgoederen wordt nu rond het gemiddelde gespreid gedacht <sup>\*\*</sup>. In de toekomst zal met dit nieuwe cijfermateriaal gewerkt worden.

---

\* ) Zie b.v. Colin Clark Lloyds Bank Review okt. 1974 pg. 1-13.

\*\* ) Zie Economic Trends oktober 1975 pg. 126-129.

T. Griffin Revised estimates of the consumption and stock of fixed capital

en Economic Trends oktober 1976 pg. 130-143.

T. Griffin The stock of fixed assets in the United Kingdom: how to make best use of the statistics.

8. Geraadpleegde Literatuur

- [ 1] W. Derks. Inleiding tot Econometrische modellen van landen van de E.E.G.  
Reeks "TER DISCUSSIE" No. 76.022
- [ 2] M. Friedman. A theory of consumption function [ 1957]
- [ 3] H. Theil. Principles of Econometrics [ 1971]
- [ 4] C.P.B. Centraal Economisch Plan 1971
- [ 5] L.M. Koyck. Distributed Lags and Investment Analysis. [1954]
- [ 6] Labour Party. Banking and Finance A statement by the NEC  
presented to the Labour Party Annual Conference [ 1975]
- [ 7] J. Tinbergen. A method and its application to investment activity in statistical testing of business cycles theory  
[ 1939]
- [ 8] Chernerey
- [ 9] E. Kuh. Theory and institutions in the study of investment  
behaviour American Economic Review [1963 ]
- [ 10] Rita Maurice. Sources and methods  
(ed) Central Statistical Office [ 1968]
- [ 11] Department of Emplyment Gazette March [ 1975]
- [ 12] H. van Zonneveld. Een vergelijking van de betalingsbalansen van Engeland en West-Duitsland 1950-1970. [ 1973]
- [ 13] D.J. Robertsen and L.C. Hunter. The British Balance of Payments.  
[ 1966]



- [ 14] E.W. Borghers en J. Plasmans.  
Experiments with an exonometric structural model for  
the Belgian Economy [ 1970]
- [ 15]                   Conjunctuur en conjunctuurspolitiek twaalfde vlaams  
wetenschappelijk congres [ 1975]
- [ 16] W.D. Reddaway. Effects of U.K. direct investements overseas  
(a.o)       [ 1967]
- [ 17] Ch. Levinson. Kapitaal, inflatie en de multinationale onder-  
                  neming [ 1971]
- [ 18] John M. Blair. Economic concentration, structure, behavior  
                  and public policy. [ 1972]
- [ 19] D. Jackson, H. Turner and F. Wilkinson.  
                  Do Trade Unions Cause Inflation? [ 1972]
- [ 20] L.C. Hunter and D.J. Robertson.  
                  Economics of wages and labour [ 1969]
- [ 21] P. Redfern. Net Investment in Fixed Assets in the United Kingdom.  
                  Journal of the Royal Statistical Society Series A  
                  (General) Vol. 118 Part 2. 1955
- [ 22] G. Dean. The Stock of Fixed Capital in the United Kingdom in 1961.  
                  Journal of the Royal Statistical Society Series A  
                  (General) Vol. 127 part. 3 [ 1964]
- [ 23] T. Griffin. Revised estimates of the consumptions and stock  
                  of fixed capaita.  
                  Economic Trends october 1975
- [ 24] T. Griffin. The stock of fixed assets in the United Kingdom:  
                  how to make best use of the statistics. Economic Trends  
                  october 1976

[25] Colin Clark

Lloyds Bank Review.

october 1974. pg. 1-13.

Statistische Bronnen,

- [ 1] The British Economy  
Key Statistics 1900-1966
  
- [ 2] Annual Abstract of Statistics Central Statistical Office (CSO)  
(1935-1946), 1953, 1968, 1969, 1970, 1974, 1975.
  
- [ 3] Bank of England. Statistical Abstract.  
1970I, 1976 I, II, III, IV,
  
- [ 4] National income and Expenditure (CSO)  
1958 t/m 1972  
1964 - 1974  
1965 - 1975

In de Reeks ter Discussie zijn verschenen:

1.H.H. Tiggelaar	Spectraalanalyse en stochastische lineaire differentievergelijkingen.	juni '75
2.J.P.C.Kleijnen	De rol van simulatie in de algemene econometrie.	juni '75
3.J.J. Kriens	A stratification procedure for typical auditing problems.	juni '75
4.L.R.J. Westermann	On bounds for Eigenvalues	juni '75
5.W. van Hulst J.Th. van Lieshout	Investment/financial planning with endogenous lifetimes: a heuristic approach to mixed integer programming.	juli '75
6.M.H.C.Paardekooper	Distribution of errors among input and output variables.	augustus '75
7.J.P.C. Kleijnen	Design and analysis of simulation Practical statistical techniques.	augustus '75
8.J. Kriens	Accountantscontrole met behulp van steekproeven.	september '75
9.L.R.J. Westermann	A note on the regula falsi	september '75
10.B.C.J. van Velthoven	Analoge simulatie van economische modellen.	november '75
11.J.P.C. Kleijnen	Het economisch nut van nauwkeurige informatie: simulatie van ondernemingsbeslissingen en informatie.	november '75
12.F.J. Vandamme	Theory change, incompatibility and non-deductibility.	december '75
13.A. van Schaik	De arbeidswaardeleer onderbouwd?	januari '76
14.J. van Lieshout J. Ritzen J. Roemen	Input-ouputanalyse en gelaagde planning.	februari '76
15.J.P.C.Kleijnen	Robustness of multiple ranking procedures: a Monte Carlo experiment illustrating design and analysis techniques.	februari '76
16.J.P.C. Kleijnen	Computers and operations research: a survey.	februari '76
17.J.P.C. Kleijnen	Statistical problems in the simulation of computer systems.	april '76
18.F.J. Vandamme	Towards a more natural deontic logic.	mei '76
19.J.P.C. Kleijnen	Design and analysis of simulation: practical, statistical techniques.	juni '76
20.H.H. Tigelaar	Identifiability in models with lagged variables.	juli '76
21.J.P.C. Kleijnen	Quantile estimation in regenerative simulation: a case study.	augustus '76
22.W. Derks	Inleiding tot econometrische modellen van landen van de E.E.G.	augustus '76
23.B. Diederren Th. Reijs W. Derks	Econometrisch model van België.	september '76
24.J.P.C. Kleijnen	Principles of Economics for computers.	augustus '76
25.B. van Velthoven	Hybriede simulatie van economische modellen.	augustus '76.

26. F. Cole Forecasting by exponential smoothing, the Box and Jenkins procedure and spectral analysis. A simulation study. september '76
27. R. Heuts Some reformulations and extensions in the univariate Box-Jenkins time series analysis. juli '76
28. W. Derks Vier econometrische modellen. oktober '76
29. J. Frijns Estimation methods for multivariate dynamic models. oktober '76
30. P. Meulendijks Keynesiaanse theorieën van handelsliberalisatie. oktober '76
31. W. Derks Structuuranalyse van econometrische modellen met behulp van Grafentheorie. Deel I: inleiding in de Grafentheorie. september '76
32. W. Derks Structuuranalyse van econometrische modellen met behulp van Grafentheorie. Deel II: Formule van Mason. oktober '76
33. A. van Schaik Een direct verband tussen economische veroudering en bezettingsgraadverliezen. september '76
34. W. Derks Structuuranalyse van Econometrische Modellen met behulp van Grafentheorie. Deel III. De graaf van dynamische modellen met één vertraging. oktober '76
35. W. Derks Structuuranalyse van Econometrische Modellen met behulp van Grafentheorie. Deel IV. Formule van Mason en dynamische modellen met één vertraging. oktober '76
36. J. Roemen De ontwikkeling van de omvangsverdeling in de levensmiddelenindustrie in de D.D.R. oktober '76
37. W. Derks Structuuranalyse van Econometrische modellen met behulp van grafentheorie. Deel V. De graaf van dynamische modellen met meerdere vertragingen. oktober '76
38. A. van Schaik Een direct verband tussen economische veroudering en bezettingsgraadverliezen. Deel II: gevoeligheidsanalyse. december '76
39. W. Derks Structuuranalyse van Econometrische modellen met behulp van Grafentheorie. Deel VI. Model I van Klein, statisch. december '76
40. J. Kleijnen Information Economics: Inleiding en kritiek november '76
41. M. v.d. Tillaart. De spectrale representatie van multivariate zwak-stationaire stochastische processen met discrete tijdparameter. november '76