

Supplerende forsøg med importrelationerne.

Dette papir omhandler nogle ekstra forsøg med importrelationerne, disse skulle egentlig have været med i sidste importpapir (JAO 05.12.84), men på grund af tidsnød kunne det ikke blive anderledes. Mere konkret præsenteres på de næste sider nogle forsøg med andre estimationsmetoder, forventningsdannelsen og konstantled i importrelationerne.

1. Estimationsmetoder.

De importrelationer, som er indlagt i okt84-versionen, er alle estimeret med en ikke-lineær estimationsmetode (herefter LSQ), hvor importen i mill. kr er venstreside variabel. D.v.s. ligningen

$$(1.1) \quad fMz_i = \left( \frac{pxm_i(-1/4)}{pxm_i(-5/4)} \right)^{c_i} \cdot \left( \frac{fMl_i}{fMl_i^e} \right)^{d_i} \cdot fMl_i \quad i = 1, 2, 5, 6q, 6m, 7q, 8$$

hvor  $pxm_i$  : er de relative priser

$fMl_i$  : er den io-bestemte import

toptegnet "e" angiver forventede størrelser.

er estimeret direkte. Ligningerne er derudover estimeret på 2 forskellige måder, hvor forskellen imellem de 3 regressions modeller ligger i hvilke antagelser, der gøres om restleddet. Som det første forsøg er væksten i markedsandele estimeret, d.v.s. ligningen (1.1) er divideret igennem med  $fMl_i$ , hvorefter denne er estimeret direkte med LSQ. Resultaterne står opført i linie 2 i bilagene 1-7. Dernæst er ligningen for markedsandelsvæksten estimeret på loglineær form med OLS, disse resultater fremgår af linie 3 i bilagene.

Sammenlignes de 3 forsøg ser man at koefficientestimerterne statistisk set ikke er forskellige, men i de supplerende forsøg ses en markant tendens til at priselasticiteterne stiger og bliver mere signifikante, imodsætning til konjunktur elasticiteterne, som falder og bliver mere insignifikante. Derudover fremgår det at resultaterne fra "logaritme estimationerne" ligger imellem de 2 øvrige forsøgsresultater.

En eventuel forklaring på ovenstående observation, kan være

at konjunkturleddet forklarer relativt mest i sidste del af estimationsperioden, mens de relative priser har størst forklaringsgrad i første del af perioden. Når markedsandelsvæksten estimeres sker der jo netop det, at sidste del af perioden får relativ mindre betydning, da restleddet nu er divideret med  $fM1$  i set i forhold til modellen i ligning (1.1). Estimation af (1.1) med LSQ på delperioder bekræfter denne antagelse. Disse tendenser kan også tolkes udaf Tinberg diagrammerne, bilag 8-15.

Selv om man kan sige at der statistisk ikke er nogen væsentlig forskel på resultaterne, er det dog ikke uvæsentligt hvilke man vælger set i simulationssammenhæng.

## 2. Forsøg med forventningsdannelsen.

I papiret JAO+IB 02.10.84 kom vi frem til at udtrykket for den forventede import ved brug af lagoperatoren kunne skrives:

$$(2.1) \quad fM1_i^e = \sum_j amidj(-1)D_j(-1) \left( \frac{D_j^e}{D_j^e(-1)} \right) \\ \sum_j amidj(-1)D_j(-1) + \sum_j amidj(-1)D_j(-1)RD_j^e$$

hvor

$$RD_j^e = \left( \frac{D_j^e}{D_j^e(-1)} \right) - 1$$

$amidj$  : io-koefficienten for leverancer af importvare i til anvendelse  $j$

$D_j$  : samlet efterspørgsel i anvendelseskategori  $j$ .

Det specielle ved denne formulering er at vækstraten i forventningen til efterspørgslen i anvendelse  $j$  indgår i ligningen, hvilket gør en forskel ifht. mar84-versionen, hvor der kun figurerede forventede størrelser i niveau. Forventningsdannelsen i mar84-versionen havde denne udformning:

$$(2.2) \quad D_j^e = D_j(-1) \left[ w_1 \frac{D_j(-1)}{D_j(-2)} + w_2 \frac{D_j(-2)}{D_j(-3)} + w_3 \frac{D_j(-3)}{D_j(-4)} \right]$$

hvor  $w_1, w_2, w_3$  er vægte, der summer til 1.

Det bemærkes iøvrigt, at efterspørgselsudtrykket i mar84-versionen var helt forskelligt fra  $D_j$ , men dette er udeladt af medmenneskelige hensyn. Princippet i relationen er, at en sammenvejning af de seneste års vækstrater ganges på det laggede niveau. Man kan forestille sig en anden specifikation af forventningsdannelsen, hvor man opnår nogle mere glatte serier for den forventede import. Tager man udgangspunkt i en formulering af  $RD_j^e$ , vil en nærliggende løsning være

at tage et vejet gennemsnit af de foregående årsvækstrater, d.v.s

$$(2.3) \quad RD_j^e = w_1 \frac{D_j(-1)}{D_j(-2)} + w_2 \frac{D_j(-2)}{D_j(-3)} + w_3 \frac{D_j(-3)}{D_j(-4)} - 1$$

Denne specifikation har den fordel, at den er væsentlig mere over-skuelig end en tilsvarende konstruktion udfra ligning (2.2). (2.3) er benyttet i modelligningerne med vægtene (0.4,0.3,0.3), d.v.s. lagstrukturen er den samme som i de foregående modelrelationer.

Til sammenligning er ligningerne estimeret på loglineær form med den gamle forventningsdannelse (2.2) inde, resultaterne herfra fremgår af linie 4 i bilagene. Det kan konkluderes, at i ca. halv-delen af tilfældene bliver resultatet bedre med den nye forventnings-dannelse (2.3), d.v.s. konjunkturalasticiteten bliver mere signifi-kant.

Der er desuden lavet forsøg med kortere henholdsvis længere lag i forventningsrelationerne, mere præcist med vægtene (0.6,0.4, 0.0) og (0.2,0.4,0.4). Disse resultater er opført i linierne 5 og 6 i bilagene. I grupperne 1,2 og 6q kommer estimationerne bedre ud ved brug af et længere lag, mens den nuværende struktur er bedst i de resterende grupper. Det er ikke noget som er forfulgt nærmere, og som sagt er vægtene (0.4,0.3,0.3) <sup>brugt</sup> i alle anvendelser i modellen, men ved lejlighed kan dette jo inddrages.

### 3. Estimation med konstantled.

Endelig er væksten i markedsandele forsøgt estimeret med et konstantled inde. Estimationen er sket på loglineær form, altså har vi postuleret nedenstående model:

$$(3.1) \quad \frac{fMz_i}{fMl_i} = \left( \frac{pxm_i(-1/4)}{pxm_i(-5/4)} \right)^{c_i} \left( \frac{fMl_i}{fMl_i^e} \right)^{d_i} k_i$$

Denne model indikerer, at der forekommer en ændring i markedsandele-ne udover de ændringer, der sker som følge af ændringer i de relati-ve priser og i konjunktoren. Argumentet for at have konstantledet måd er en vedvarende udvikling i den internationale arbejdsde-ling og/eller liberalisering af den internationale samhandel.

Resultaterne står i linie 7 i bilagene. Vi ser at i grupperne 5,7q og 8 bliver konstantleddet signifikant, mens det ikke giver no-get i de resterende importgrupper. Denne observation kan illustre-res hvis man betragter Tinberg diagrammerne, hvor man tillige kan observere, at de positive residualer overvejende forekommer i peri-oden 63-72.

Man må dog sætte spørgsmålstegn ved om denne metode er særlig god til at opfange trends. Problemet er at de laggede io-koefficienter indgår i bestemmelsen af væksten i markedsandele, hvorved relationerne bliver plaget af negativ autokorrelation, der kan ødelægge den "eksogene" trend. Muligvis ville det være bedre under en eller anden form at bruge faste io-koefficienter fra et givet basis år<sup>anm)</sup>. På den måde slap man for den negative autokorrelation. Dette er dog ikke videre gennemtænkt og der har ikke været tid til at forfølge emnet yderligere.

anm) jfr. den oprindelige udledning af importrelationerne.

## ESTIMATIONSRESULTATER FOR IMPORTGRUPPE 1.

Estimationsperiode 1963-80.

forsøg	est:met.	c	d	k	α s %	d̄w	R <sup>2</sup>
1. modelligninger	LSQ	-1.3813 (0.4128)	1.1127 (0.6635)	-	8,60	2.4942	0.8967
2. markedsandels- værest	LSQ	-1.3383 (0.3428)	0.6607 (0.6878)	-	7,90	2.5400	0.4288
3. — " —	OLS (log)	-1.2204 (0.3514)	0.8276 (0.6634)	-	7,57	2.5977	0.4143
4. 3 med gammel forventningsmodel	— " —	-1.2042 (0.3679)	0.3004 (0.4728)	-	7,84	2.6258	0.3732
5. 3 med lange- re lag.	— " —	-1.2059 (0.3481)	0.8395 (0.6424)	-	7,54	2.6026	0.4193
6. 3 med rente- lag.	— " —	-1.2329 (0.3525)	0.7422 (0.5870)	-	7,56	2.5766	0.4157
7. 3 med kon- stantled	— " —	-1.2579 (0.3967)	0.8236 (0.6841)	0.00469 (0.02022)	7,81	2.5773	0.4164

ESTIMATIONSRESULTATER FOR IMPORTGRUPPE 2 .

Estimationsperiode 1963-80.

forsøgg	est:met.	c	d	k	ss %	dw	R <sup>2</sup>
1. modelligninger	LSQ	-0.7910 (0.2651)	0.4503 (0.3572)	-	6,67	2.3069	0.7913
2. markedssandels- vækst	LSQ	-0.91446 (0.2273)	0.2546 (0.3504)	-	6,82	2.2409	0.4941
3. — " —	OLS (106)	-0.8872 (0.2519)	0.2764 (0.3614)	-	6,98	2.2580	0.4582
4. 3 med gammel forventnings model	— " —	-0.9159 (0.2546)	0.0158 (0.2454)	-	7,10	2.3070	0.4385
5. 3 med længere lag	— " —	-0.8791 (0.2498)	0.3363 (0.3563)	-	6,91	2.2440	0.4680
6. 3 med kortere lag.	— " —	0.8969 (0.2540)	0.1702 (0.3197)	-	7,04	2.2719	0.4482
7. 3 med konstant led.	— " —	-0.9259 (0.2818)	0.2438 (0.3832)	-0.0065 (0.0186)	7,18	2.2814	0.4626

Estimationsperiode 1963-80.

forsøg	est. met.	c	d	k	ns %	dw	R <sup>2</sup>
1. model ligninger	LSQ	-0.9327 (0.2693)	0.03998 (0.19676)	-	3,32	1.5869	0.9886
2. markedsa. andels- vækst	LSQ	-1.1027 (0.2548)	0.02109 (0.1809)	-	3,35	1.4250	0.3675
3. — " —	OLS (LOG)	-1.0524 (0.2509)	0.02004 (0.1804)	-	3,36	1.4321	0.3684
4. 3 med gammel forventningsmodel	— " —	-1.0735 (0.2414)	-0.01939 (0.1146)	-	3,36	1.5064	0.3690
5. 3 med længere lag	— " —	-1.0473 (0.2523)	0.0285 (0.1789)	-	3,36	1.4189	0.3689
6. 3 med kortere re lag	— " —	-1.0674 (0.2471)	0.0086 (0.1540)	-	3,36	1.4832	0.3680
7. 3 med konstant led.	— " —	-0.7916 (0.2304)	0.1793 (0.1618)	0.0207 (0.0074)	2.82	1.9006	0.5833

# BILAG 4.

## ESTIMATIONSRESULTATER FOR IMPORTGRUPPE 6m.

Estimationsperiode 1963-80.

forsøg	est.met.	c	d	k	ns %	dw	R <sup>2</sup>
1. modeligning <sup>1)</sup>	LSQ	0.1313 (0.2386)	0.6562 (0.1821)	-	4,02	2.0881	0.9539
2. markedsandels vækst	LSQ	0.0527 (0.2909)	0.7138 (0.1956)	-	4,54	1.9417	0.4538
3. — " —	OLS (log)	0.0586 (0.2838)	0.6789 (0.1916)	-	4,50	2.0401	0.4497
4. 3 med gammel forventningsmodel	— " —	0.4166 (0.2688)	0.4467 (0.1149)	-	4,31	2.5367	0.4949
5. 3 med længere lag	— " —	-0.0215 (0.3162)	0.6317 (0.2178)	-	4,87	2.1231	0.3563
6. 3 med kortere lag	— " —	0.1986 (0.2439)	0.6732 (0.1465)	-	3,95	1.8952	0.5767
7. 3 med konstant led	— " —	0.0637 (0.2762)	0.7261 (0.1896)	0.0144 (0.0105)	4,38	2.2635	0.5114

1) I den estimation som er indlagt i modellen er c bundet til nul.



# BILAG 5.

## ESTIMATIONSRESULTATER FOR IMPORTGRUPPE 69.

Estimationsperiode 1963-80.

forsøg	estimet.	c	d	k	ss %	dw	R <sup>2</sup>
1. modelligning	LSQ	-1.2561 (0.4193)	0.6812 (0.1726)	-	3,50	1.6782	0.9707
2. markedsandels vækst	LSQ	-1.5111 (0.3208)	0.6162 (0.1754)	-	3,41	1.6158	0.6636
3. —  —	OLS (106)	-1.4940 (0.3343)	0.6379 (0.1768)	-	3,38	1.5926	0.6621
4. 3 med gammel forventningsmodel	—  —	-1.3919 (0.3835)	0.3426 (0.1313)	-	3,81	1.9142	0.5701
5. 3 med længere lag.	—  —	-1.5494 (0.3401)	0.6300 (0.1826)	-	3,44	1.6035	0.6484
6. 3 med kortere lag	—  —	-1.4679 (0.3442)	0.5182 (0.1527)	-	3,47	1.7526	0.6435
7. 3 med konstant led	—  —	-1.4284 (0.4444)	0.6524 (0.1925)	0.0025 (0.0108)	3,48	1.6096	0.6633

ESTIMATIONSRESULTATER FOR IMPORTGRUPPE 74.

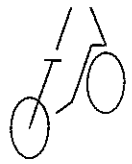
Estimationsperiode 1963-80.

BILAG 6.

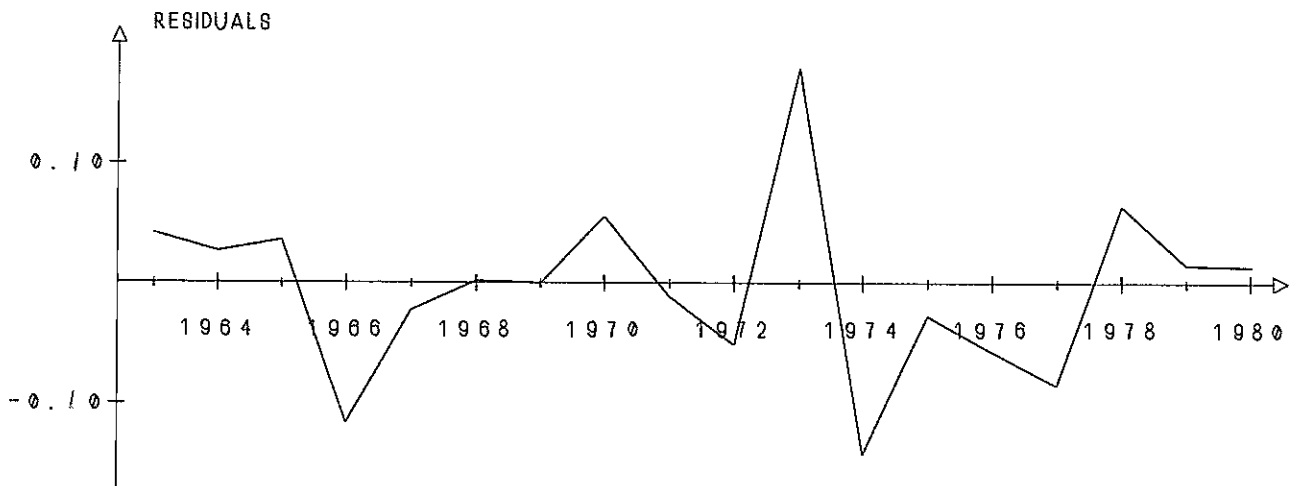
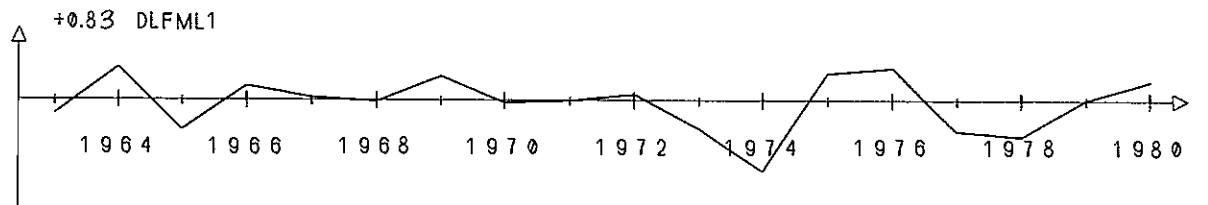
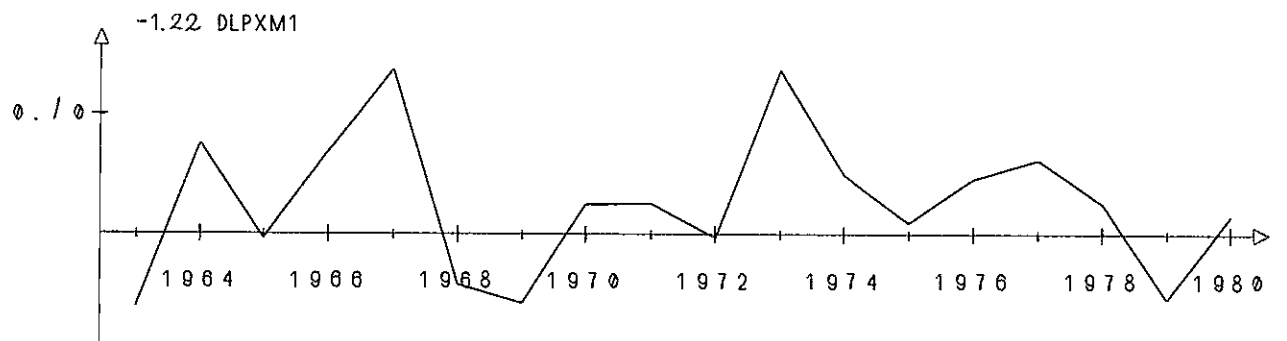
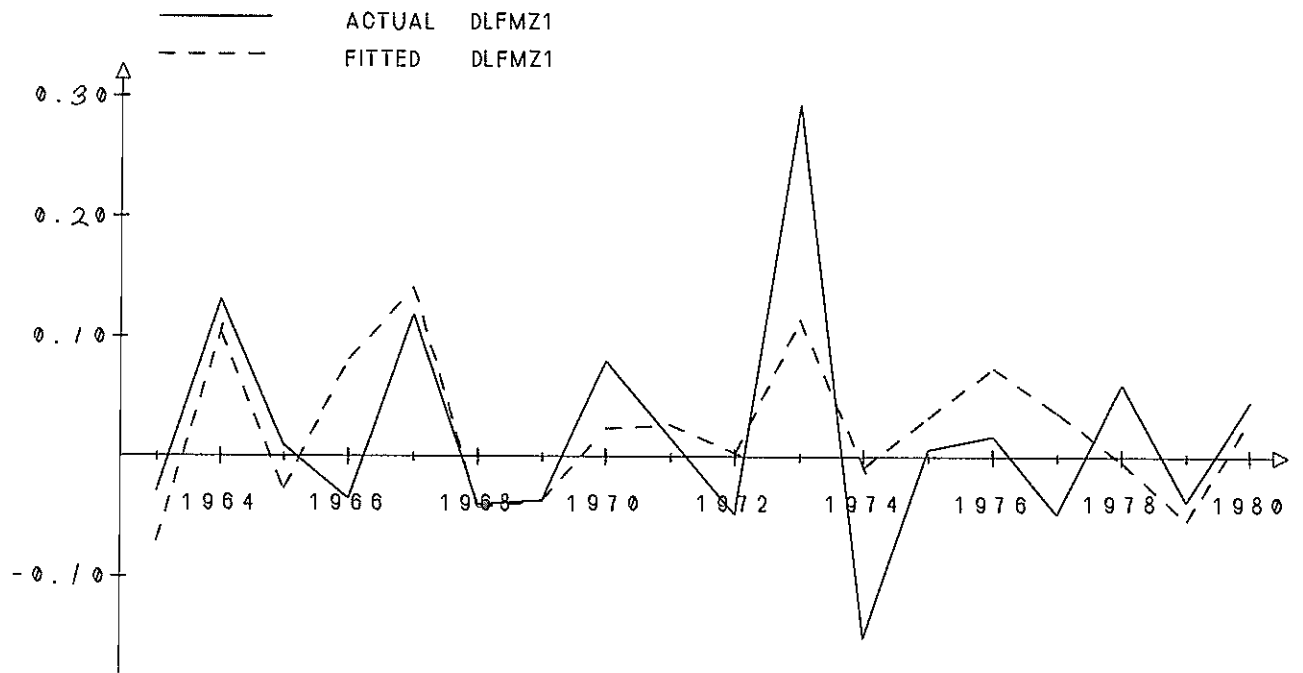
forsøg	est:met.	c	d	k	s %	dw	R <sup>2</sup>
1. modeligning	LSQ	-0.8991 (0.3372)	0.1104 (0.1772)	-	4,77	2.1160	0.9732
2. markedsandels værest	LSQ	-0.9332 (0.3516)	0.0961 (0.1800)	-	4,65	1.7271	0.1550
3. —  —	OLS(LOG)	-0.8997 (0.3390)	0.0795 (0.1737)	-	4,58	1.7094	0.1643
4. 3 med gammel spørentningsmodel	—  —	-0.9349 (0.3329)	0.0726 (0.1010)	-	4,54	1.6928	0.1798
5. 3 med længere lag	—  —	-0.8927 (0.3444)	0.0748 (0.1922)	-	4,59	1.7213	0.1613
6. 3 med kortere lag	—  —	-0.9100 (0.3369)	0.0665 (0.1552)	-	4,58	1.7249	0.1630
7. 3 med konstant led	—  —	-0.7936 (0.3053)	0.1714 (0.1598)	0.0228 (0.0100)	4,08	2.3533	0.2791

Estimationsperiode 1963-80.

forsøg	est.met.	c	d	k	ss %	dw	R <sup>2</sup>
1. modelligning	LSQ	-2.2160 (0.4952)	0.4775 (0.2245)	-	5,07	0.6329	0.9739
2. markedsandets vælest	LSQ	-2.8916 (0.4213)	0.3113 (0.2937)	-	5,76	0.6781	0.6874
3. —  —	OLS (LOG)	-2.5757 (0.4223)	0.2982 (0.2884)	-	5,80	0.5908	0.6521
4. 3 med gammel forventningsmodel	—  —	-2.8022 (0.4227)	0.3440 (0.1879)	-	5,45	0.6519	0.6931
5. 3 med længere lag	—  —	-2.4891 (0.4110)	0.2103 (0.2849)	-	5,89	0.6884	0.6411
6. 3 med kortere lag	—  —	-2.6708 (0.4120)	0.3571 (0.2360)	-	5,60	0.5010	0.6753
7. 3 med konstant led	—  —	-2.5814 (0.2928)	0.4869 (0.2047)	0.0417 (0.0097)	4,02	1,0513	0.8433

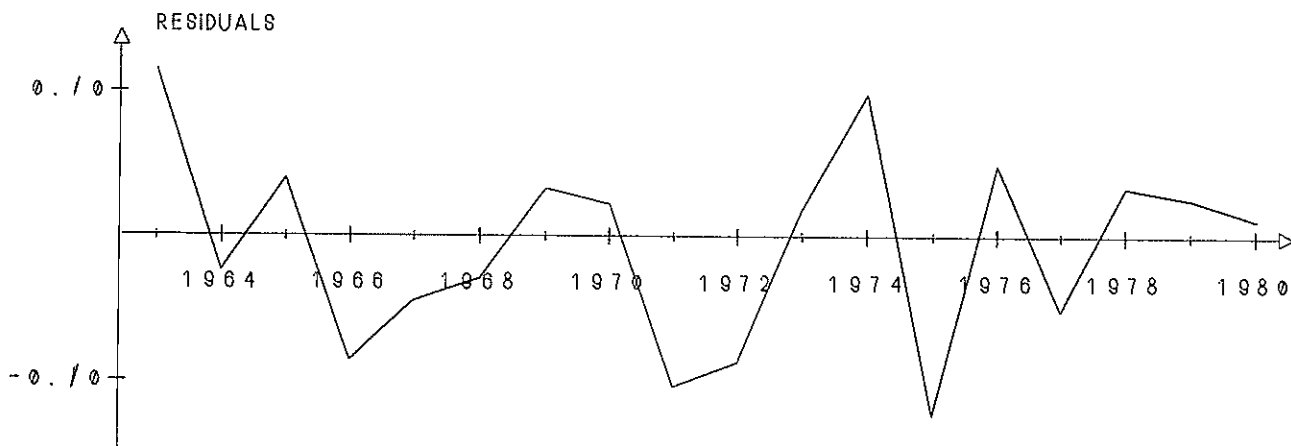
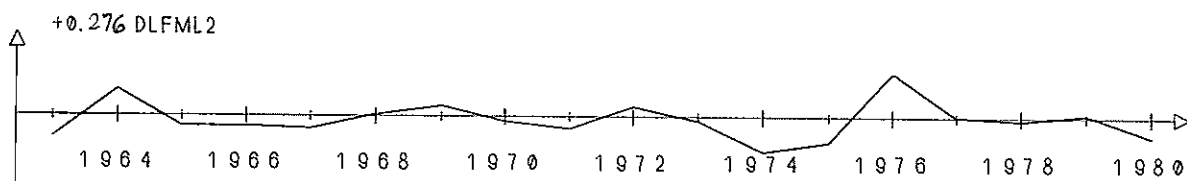
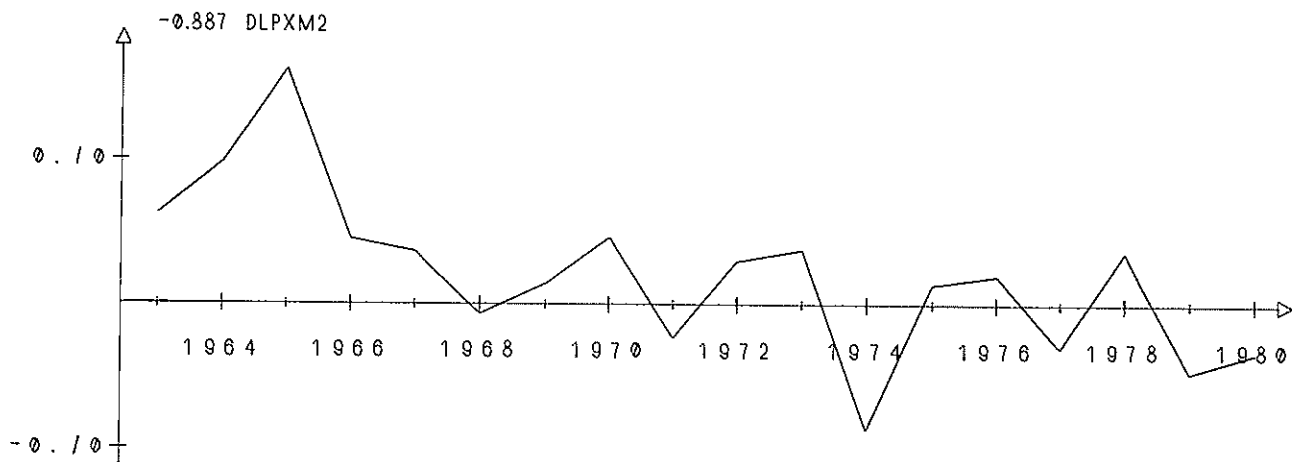
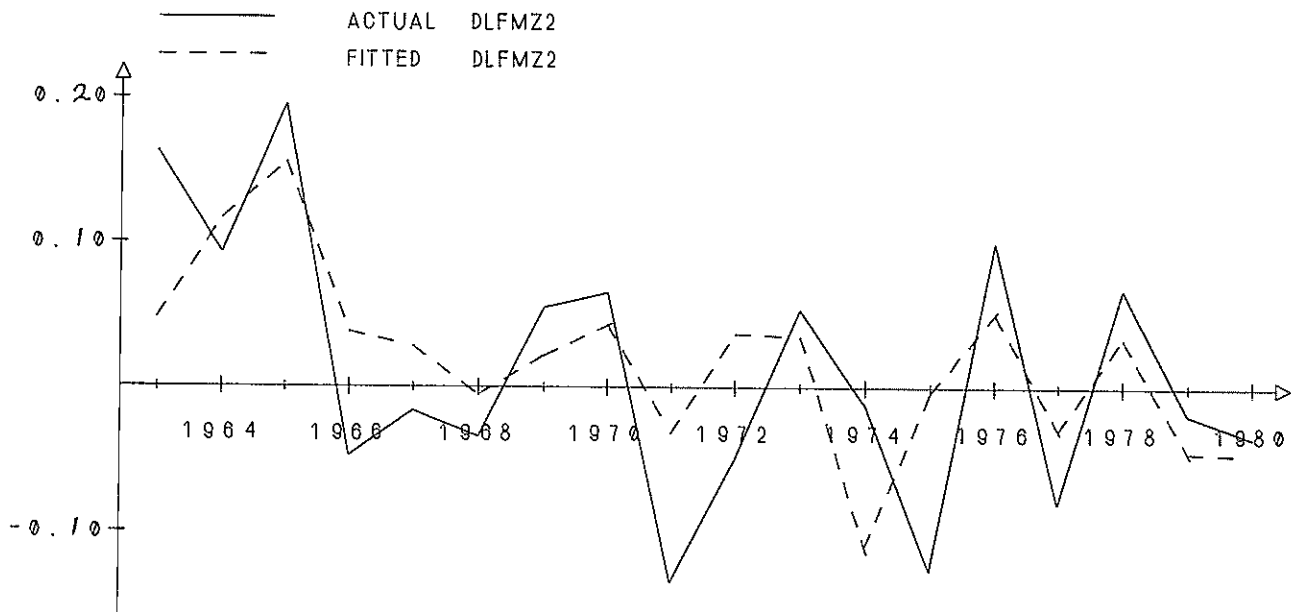


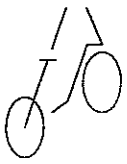
BILFIG 8  
IMPORTRELATION 1



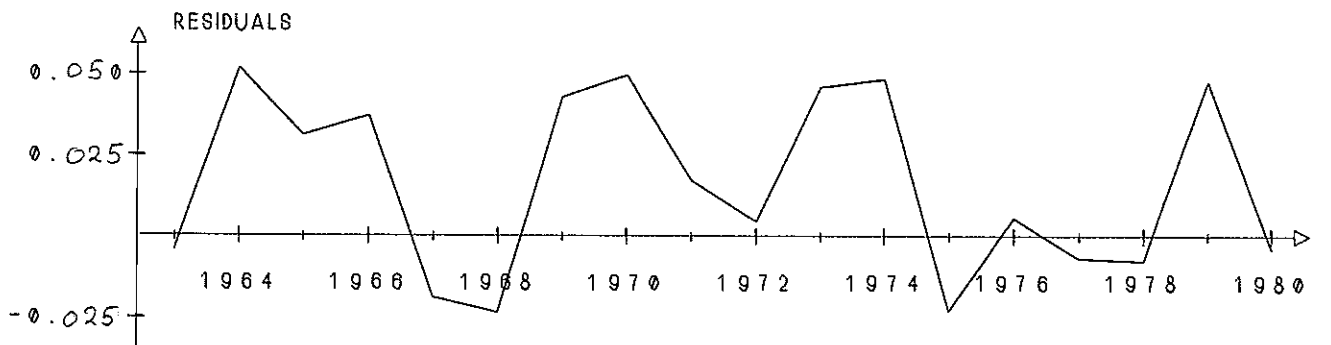
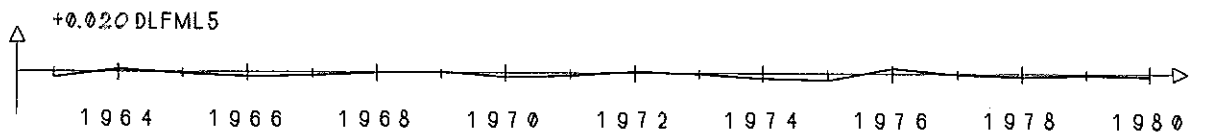
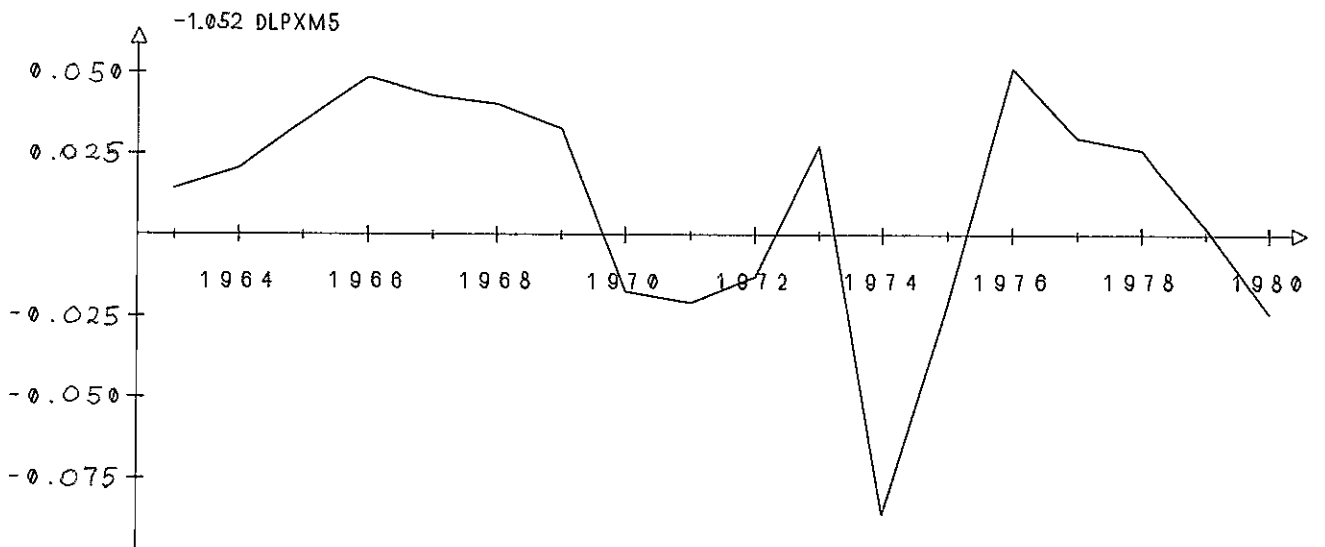
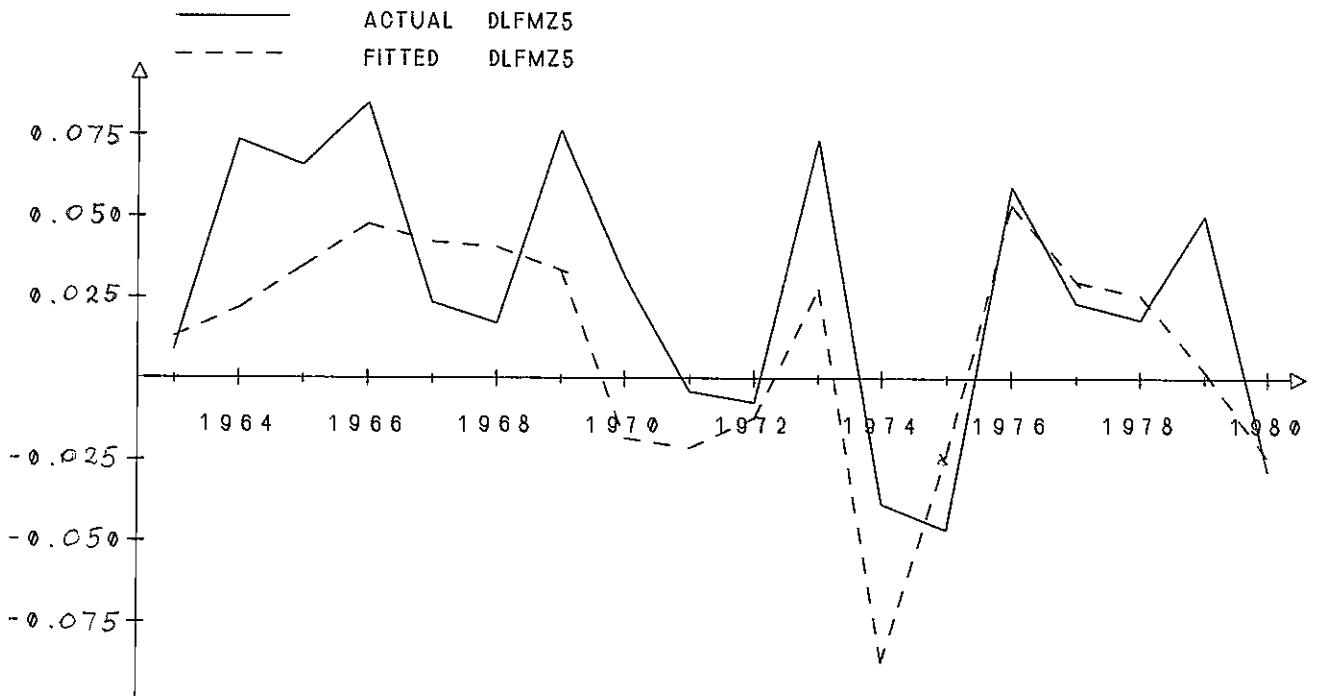
# BILAG 9

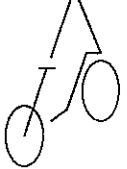
## IMPORTRELATION 2





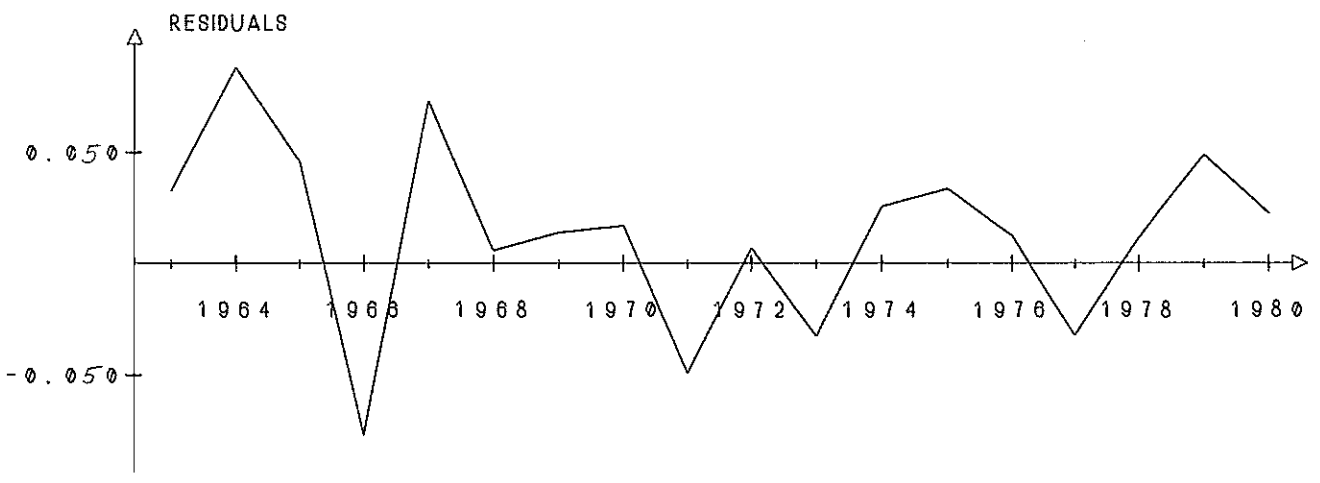
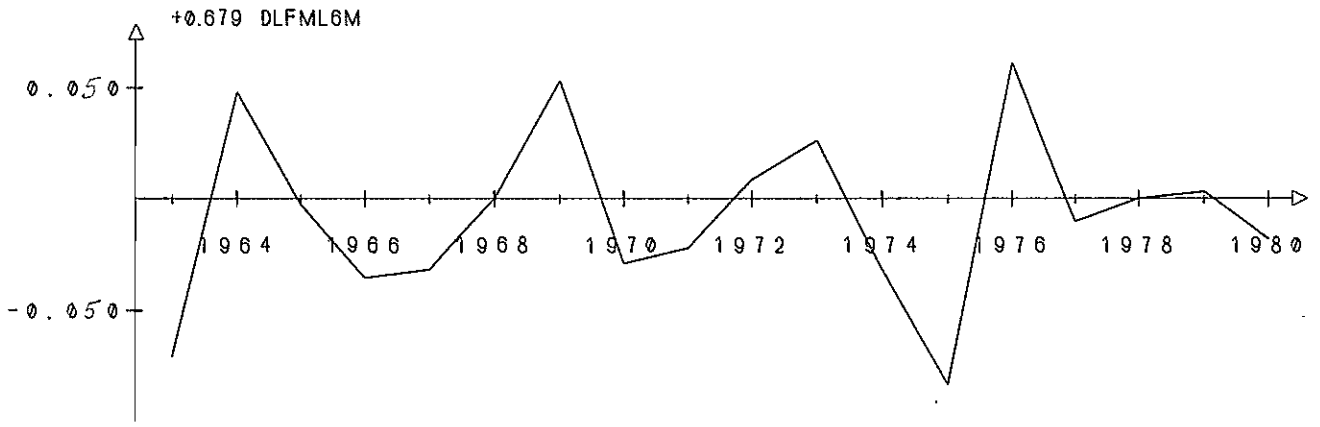
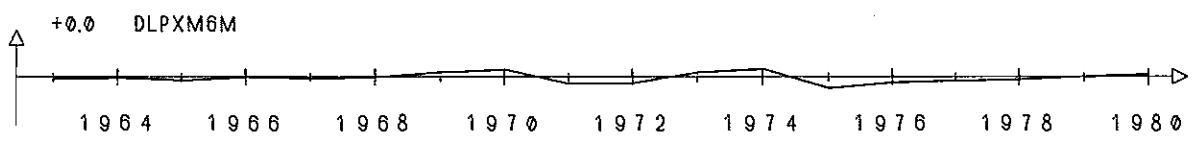
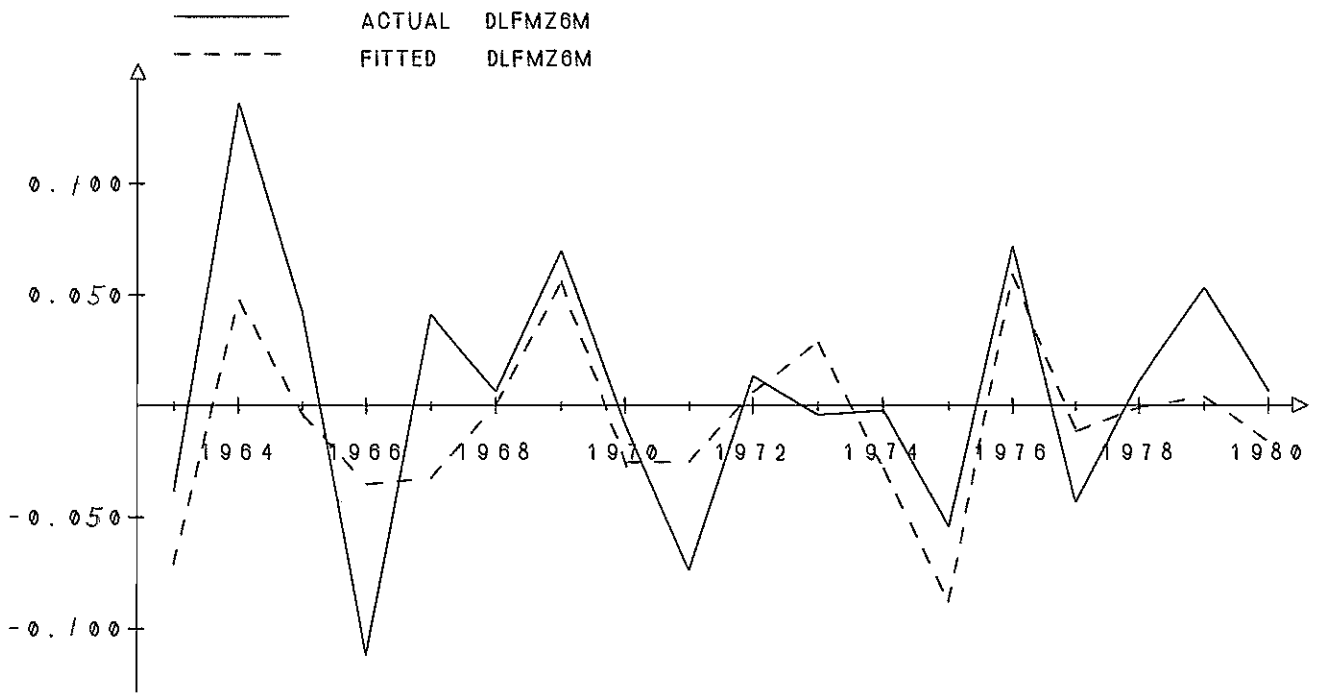
BILFIB 10  
IMPORTRELATION 5





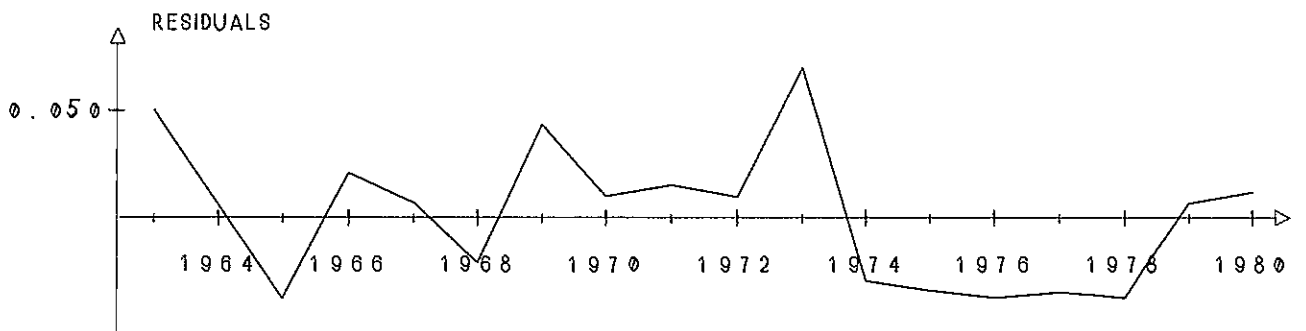
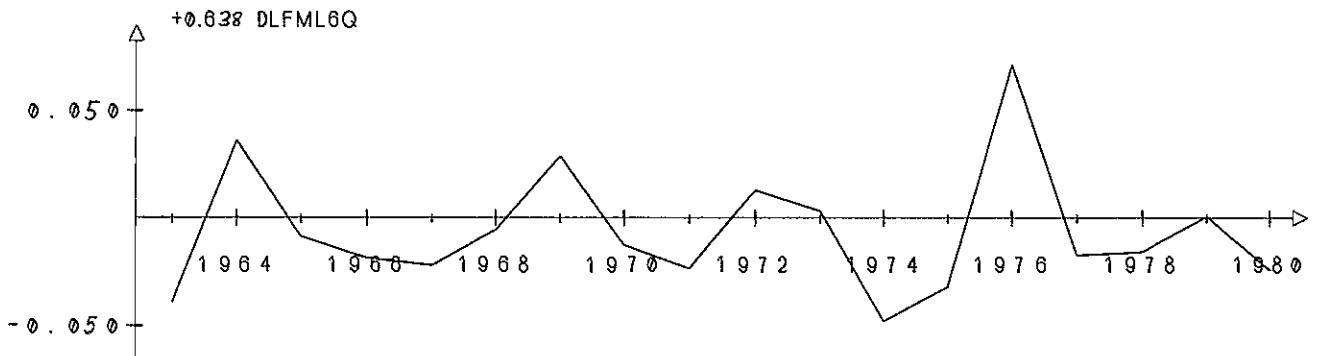
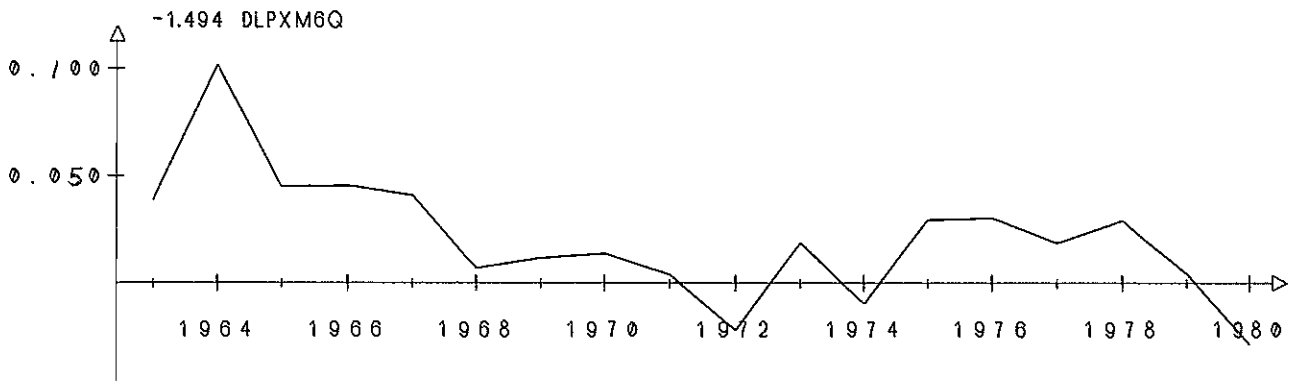
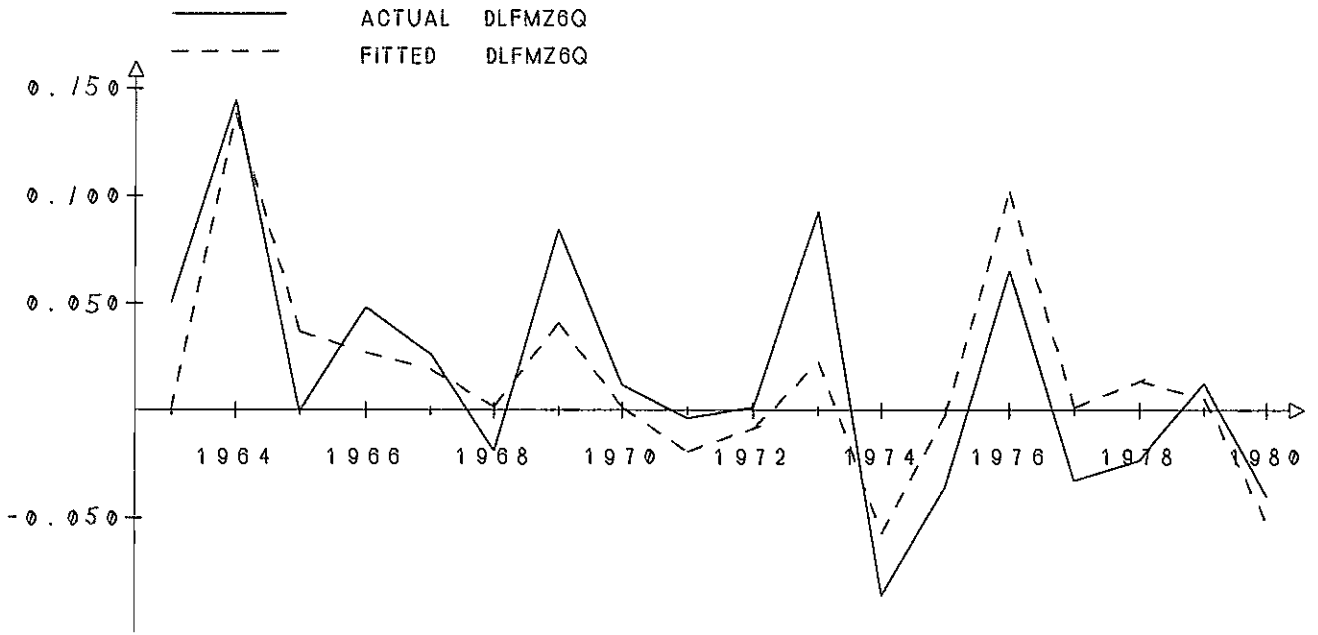
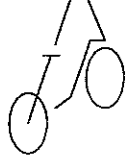
# BILAG 11

## IMPORTRELATION 6M

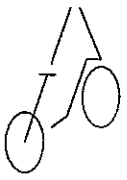


# BILAG 12

## IMPORTRELATION 6Q

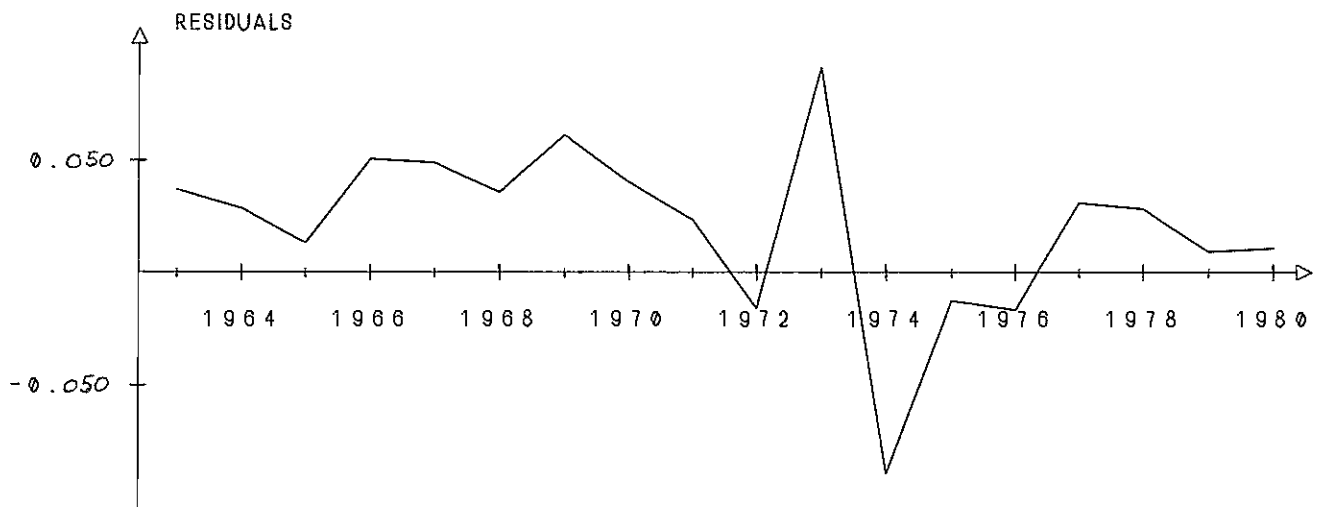
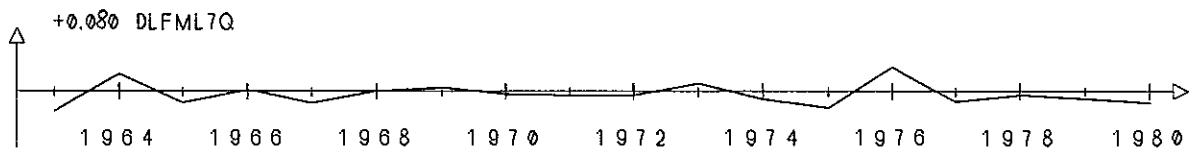
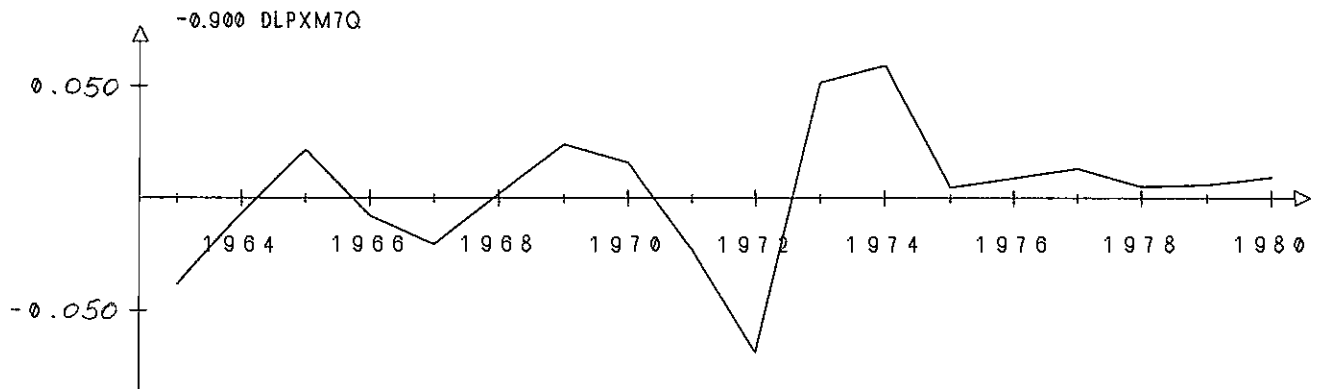
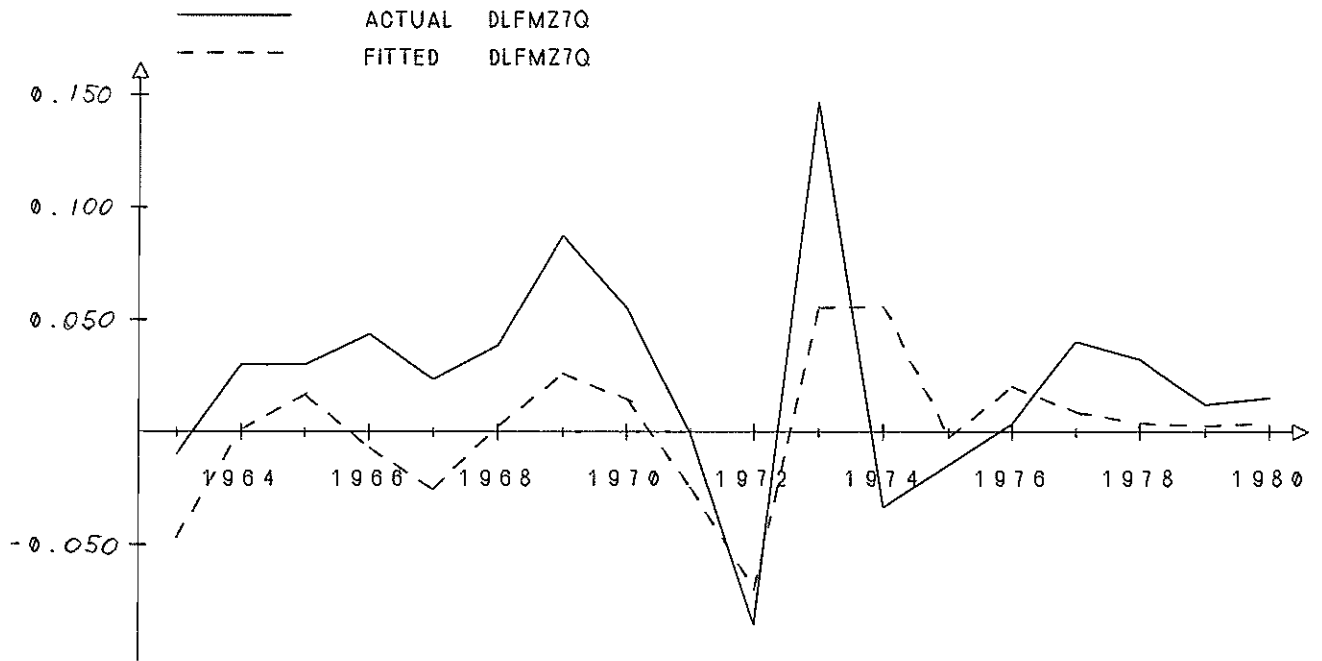


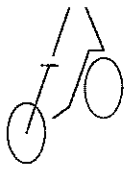




# BILAG 13

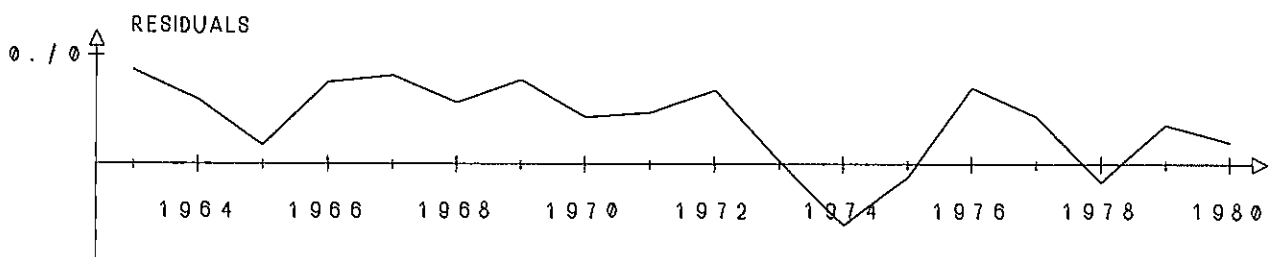
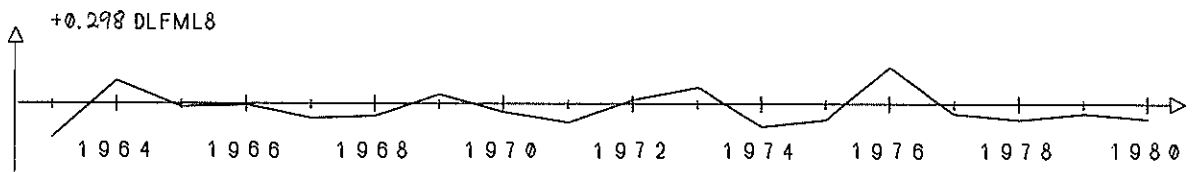
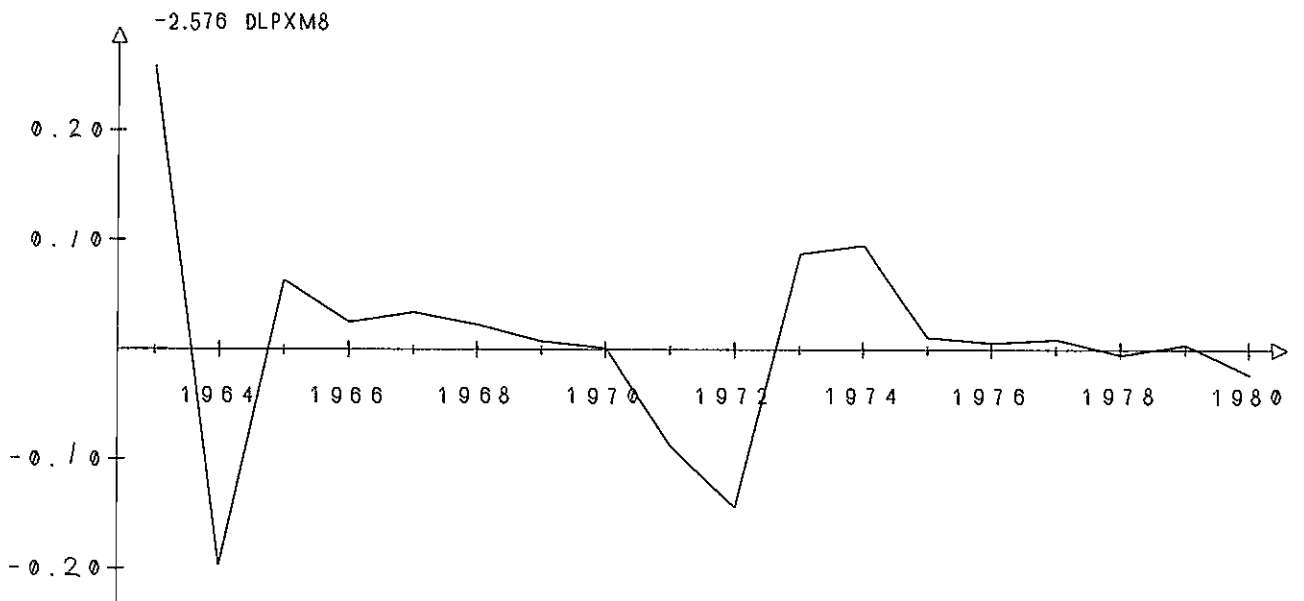
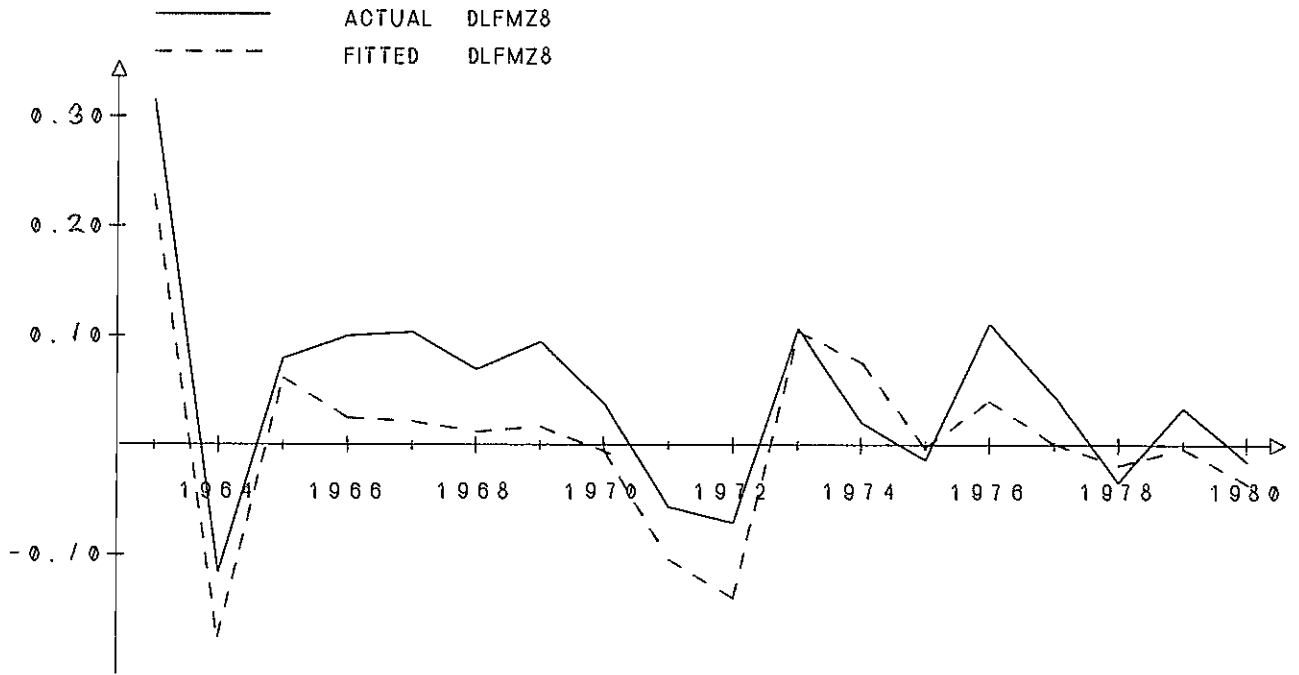
## IMPORTRELATION 7Q





# BILAG 14

## IMPORTRELATION 8



Estimering af sektorprisrelationerne til okt84-versionen.

I sektorprisrelationerne er der indført nogle få småændringer i forbindelse med overgangen til okt84-versionen, disse vil kort blive kommenteret på de næste par sider og der gives en oversigt over estimationsresultaterne fra denne runde. Hvis nogle skulle ønske en uddybning af specifikationen af sektorprisrelationerne henvises de til IB 28.02.84.

Ud over den ny sektorafgrænsning forekommer nedenstående ændringer:

- a. Forskellige bidrag til sociale ordninger er inddraget i lønomkostningerne (jfr. NF 02.10.84).
- b. Nettoprisbegrebet er generelt afskaffet i erhvervssektorerne.
- c. Subsider til offentlige virksomheder trækkes ud af prisen i qt-sektoren.

ad a. Hidtil er lønomkostningerne blevet beregnet udfra lna, time-lønnen for arbejdere i industrien, og lnf, årslønnen for funktionærer i industrien. Istedet bruger vi nu lnak og lafk, hvor den eneste forskel er, at der i disse variable er inkluderet forskellige obligatoriske bidrag til sociale ordninger. Dette kan ikke formodes at påvirke mark-up-estimatet i nævneværdig grad. Effekten på niveauet bliver således reduceret ved at korrektionsfaktorerne, der tager højde for forskellen imellem lønomkostningerne i relationerne og NRs sektorfordelte lønsummer skal regnes om, derved bliver alle korrektionsfaktorerne mindre, da NRs lønsummer hele tiden har inkluderet obligatoriske bidrag til sociale ordninger.

ad b. Regressanten har i de forrige modelversioner været nettoprisen, prisen eksklusiv punktafgifter og generelle afgifter, dette ændres nu således af ligningerne estimeres for priserne  $px(j)$ , tilsvarende inddrages punktafgifter og generelle afgifter på højresiden, idet disse lægges til råstofforbruget  $XmX(j)$ . Det forudsættes med andre ord, at producenterne også lægger mark-up på disse inddirekte skatter.

ad c. I sektorprisrelationen for qt-sektoren indføres en form for "nettopris", idet subsidier til offentlige virksomheder (DSB, PT) trækkes ud af prisen. Subsidierne beregnes iøvrigt i NR som forskellen imellem salgsværdien og omkostningerne, profitten sættes definitorisk til 0. Regressanten defineres som:

$$pnxqt = pxqt - (siqqto/fXqt)$$

hvor: siqqto er subsidier til offentlig kollektiv transport. Formuleringen af qt-sektoren skal ses udfra et brugersynspunkt, specifikationen giver nu mulighed for at benytte disse subsidier som styringsvariabel i modellen.

#### Estimationsresultater.

Der er benyttet de samme estimationsmetoder, som blev brugt i de sidste forsøg med sektorpriserne. Hovedparten af ligningerne er derfor stadig estimeret med Cochrane Orcutts iterative estimations metode, undtagelsesvis er relationerne for sektorerne b, nb, qf estimeret med OLS i ændringer, baggrunden herfor er at autokorrelationskoefficienten estimeret v.hj.a CORC viste sig at være større end 0.9, hvorved CORC bliver upålidelig. Estimationsresultaterne er vist på den næste side.

For de fleste af relationernes vedkommende er ændringerne minimale, men der er dog visse forskelle i fht. relationerne i marts84-versionen, hvilke kort skal omtales.

I qt-sektoren stiger mark-up'en fra 0.1345 til 0.2275, dette svarer til hvad man apriori må forvente, når de offentlige tilskud bliver trukket ud af prisen på produktionen.

Det bemærkes at i nt-sektoren går mark-up'en hen og bliver negativ, koefficienten til enhedsomkostningsudtrykket er lig 0.9439. Dette må skyldes, at restindkomsten i sektoren svinger meget, således er den i nogle år negativ. Den estimerede mark-up er lagt ind i modellen.

Endelig må det noteres, at mark-up'en i qf-sektoren er mere end halveret, denne falder fra 0.2347 til 0.0601. En forklaring herpå er, at forsikringsvirksomhed er flyttet fra qq til qf sektoren og da forsikringsvirksomhed har negativ restindkomst i stort set alle årene må det betyde at mark-up'en formindskes.

ESTIMATIONSRESULTATER.

SMPL	Est.metode	Regressant	kst	(1+tm)	$\rho$	$s_{ny}$ %	$s_{gl}$ %	$R^2$	DW
1962-79	CORC	pxne	0.1028 (0.0127)	1.2667 (0.0399)	0.1551 (0.2396)	4.35	4.28	0.9889	1.9474
"	"	pxnr	0.0005 (0.0109)	1.1402 (0.0220)	0.4071 (0.2215)	1.72	1.74	0.9976	1.4273
"	"	pxnm	-0.0024 (0.0083)	1.1087 (0.0147)	0.5767 (0.1981)	0.95	1.14	0.9994	1.9540
"	"	pxnt	0.0296 (0.0311)	0.9439 (0.0513)	0.6521 (0.1839)	3.76	—	0.9922	0.9882
"	"	pxng	-0.0375 (0.0056)	1.1566 (0.0101)	0.5725 (0.1986)	0.64	0.67	0.9997	1.8153
"	"	pxnf	-0.0123   0.0262 (0.0035)   (0.0038)	1.0907 (0.0064)	0.2368 (0.2356)	0.71	0.69	0.9997	1.8253
"	"	pyxnr	0.0336 (0.0117)	1.1097 (0.0508)	0.2301 (0.2360)	4.39	4.31	0.9809	1.7414
1961-79	"	pxqh	0.0371 (0.0042)	1.4516 (0.0110)	0.1499 (0.2330)	1.16	1.24	0.9993	1.7520
"	"	pxqf	-0.0086 (0.0088)	1.4297 (0.0215)	0.5563 (0.1959)	1.51	1.67	0.9991	1.4100
"	"	pxqgt	0.0669 (0.0109)	1.2275 (0.0220)	0.7229 (0.1629)	1.26	1.39	0.9993	1.9080
1963-79	OLS( $\Delta$ )	pyxnb	-	1.7663 (0.1589)	-	2.77	2.94	0.7193	1.3542
1962-79	"	pxb	-	1.0408 (0.0491)	-	1.86	1.94	0.8823	0.8945
1962-78	"	pxqf	-	1.0601 (0.0756)	-	2.84	2.82	0.7520	1.3686

Anm:  $pyx_{sj} = px_{sj} - \sum_{i=0}^s w_n \times pwp_{sj}(-n)$

S = standard afvigelsen i procent af gennemsnittet af den afhængige variabel.

Beregning af deltidsfrekvenser på den nye erhvervsgruppering.

1. Indledning.

Dette papir bygger videre på de 2 forudgående papirer omkring deltidsfrekvenser: TMP 27.01.81. og IB 03.01.83. Fremgangsmåden ved beregningen af deltidsfrekvenser på den nye erhvervsopdeling følger nøje de metoder, der blev brugt ved beregning af frekvenser på dec82-versionens erhvervsopdeling (IB 03.01.83.), ligesom de samme kilder er benyttet. De tilrådeværende kilder er beskæftigelsesundersøgelserne (BU) 1972-79, folketællingen (FT) 1970, industristatistikken (IS) 1965-79 og arbejdsstyrkeundersøgelsen (AU) 1952, m.h.t. opgørelsesmetoder o.lign. henvises til de foregående papirer.

Det skal kort skitseres, hvorledes deltidsfrekvenserne for den nuværende erhvervsopdeling er beregnet, idet udelukkende n- og q-sektorerne omtales, da det er her ændringerne i erhvervsopdelingen sker. Efter denne lille redegørelse kan det umiddelbart kort forklares, hvor ændringerne i denne omgang er sket.

2. Fremgangsmåde ved beregning af de nuværende deltidsfrekvenser.

For q-sektorernes vedkommende benyttes BU + FTs deltidsfrekvenser direkte og der interpoleres lineært imellem 1972 og 1970-værdierne, herved fås serier fra 1970 til 1979. Før 1970 er beregningen af deltidsfrekvenserne for de enkelte q-sektorer sket udfra serien af deltidsfrekvenser for den (tilnærmelsesvis) samlede q-sektor, svarende til den i TMP 27.01.81. konstruerede serie for q-sektoren. Konkret vil det sige, at de enkelte sektors 1970-værdier expandes, hvorefter disse korrigeres udfra en samlet korrektionsfaktor, således at summen af de deltidsbeskæftigede i de enkelte sektorer svarer til det samlede antal deltidsbeskæftigede i q-sektorerne.

M.h.t. n-erhvervene er IS 1965-79 lagt til grundfordeltidsfrekvenserne, idet disse serier er niveauekorrigeret i forhold til BU 1972-79+FT 1970 for at tage højde for den manglende håndværksvirksomhed i IS. I perioden 1960-64 er der ved beregningen benyttet den samme metode som for q-sektorerne i perioden 1948-69, idet serien for n-sektoren (mar84-erhverv) er niveauekorrigeret for at tage højde for forskelle i afgrænsningen

af n-sektorerne imellem de 2 erhvervsopdelinger. Før 1960 kan denne metode ikke bruges p.g.a. manglende beskæftigelses tal, derfor er det antaget at forholdet imellem deltidsfrekvenserne i de enkelte sektorer og deltidsfrekvensen i n-sektoren er konstant.

Da der ikke forekommer de helt store ændringer i sektoropdelingen ved overgangen til den nye modelversion, har det været muligt at benytte det "gamle" datamateriale og med nogle få yderligere oplysninger at beregne deltidsfrekvenserne for den nye sektoropdeling, hvilket i det følgende klarlægges yderligere.

### 3. q-sektorerne.

Ændringen i erhvervsfordelingen i q-sektorerne består udelukkende af flytning af forsikringsvirksomhed fra qq-sektoren til qf-sektoren. Ved hjælp af deltidsfrekvensen for forsikringsvirksomhed fra BU+FT og serierne for de "gamle" sektorer beregnes deltidsfrekvenserne på de qq og qf-sektorer og der interpoleres lineært imellem 1970- og 1972-værdierne.

De beskæftigelsestal der er benyttet ved beregningen, er tallene konstrueret til dec82-versionens erhvervsopdeling + tal for beskæftigelsen i forsikringsvirksomhed (jfr. kommende JAO-notat). Grunden til at tallene for beskæftigelsen fordelt på den ny erhvervsopdeling ikke er benyttet er, at disse er konstrueret således, at differencen før 1975 imellem beskæftigelsen i ny og gammel qq-sektor ikke svarer til den numeriske forskel imellem beskæftigelsen i ny og gammel qf-sektor, hvilket skyldes en niveauekorrektion i 1975 efter at forsikringsvirksomhed er inddraget. For ikke at få unødvendige små skævheder ind i deltidsfrekvenserne er de gamle beskæftigelsestal derfor benyttet.

I perioden 1948-69 er deltidsfrekvenserne beregnet på den samme måde, som den der blev brugt i den tilsvarende periode ved datakonstruktionen til den forrige erhvervsopdeling, jfr. afsnit 2. Udfra ønsket om at bruge de "samme" tal, er de "gamle" beskæftigelsestal tillige benyttet ved disse beregninger. Egentlig er det stort set ligemeget hvilke beskæftigelsestal, der indgår i beregningerne, da den resulterende forskel er marginal. Bemærk iøvrigt, at alle deltidsfrekvenserne i q-sektorerne er beregnet igen i perioden 1948-69. Baggrunden herfor er, at der ikke syntes at være noget argument for at bevare bq'erne i de ikke-ændrede q-sektorer, idet disse i beregningen er påvirket af beskæftigelsesforskydninger indenfor alle q-sektorerne.

De beregnede deltidsfrekvenser er opført i bilag 1.

#### 4. n-sektorerne.

Ændringen i erhvervsopdelingen indenfor fremstillingserhvervene består i en opsplitning af nm-sektoren i en transport middelsektor nt og en resterende nm-sektor.

Deltidsfrekvenserne bygger som før nævnt på IS og BU+FT i n-erhvervene. Udfra disse kilder fås og beregnes serier for deltidsfrekvensen i nt-sektoren og den resterende nm-sektor. Med henblik på niveauekorrektion af IS-serierne beregnes kvotienterne imellem IS og BU+FT serierne for nt- og den nye nm-sektor. Gennemsnitsværdierne af kvotienterne afviger ret meget fra gennemsnitsværdierne for den gamle nm-sektor, hvorfor det er nødvendigt at benytte korrektionsfaktorerne beregnet på den nye erhvervsopdeling. IS-serierne for nm- og nt-sektorerne korrigeres derfor med henholdsvis 1.55 og 2.45 for arbejder-serierne, og med 1.36 og 1.69 for funktionær-serierne.

Før 1965 er fremgangsmåden ved konstruktionen af deltidsfrekvenserne lig med den, der blev benyttet i IB 03.01.83, jfr. afsnit 2, hvilket ikke fortjener yderligere kommentarer.

De nye deltidsfrekvenser er alle vist i bilag 1. Det fremgår, at ændringerne i forhold til de gamle tal er så små at det vil være en fordel at undlade at kommentere disse.

Det skal til slut bemærkes, at bqe, der før 1970 er ført tilbage udfra bqqs, ikke er ændret, fordi ændringerne i bqqs er så marginale.



BILAG 1. Oversigt over de deltidsfrekvenser, der er ændret som følge af den nye erhvervsfordeling:

ID	BQQQ	BQQF	BQQH	BQQS	BQQT
1948	00000000	046743	043640	012372	022495
1949	00000000	054050	050461	014306	026011
1950	00000000	062458	058311	016531	030057
1951	00000000	067174	062714	017780	032327
1952	00000000	077768	072605	020584	037425
1953	00000000	086708	081006	022966	041756
1954	00000000	094010	087768	024883	045241
1955	00000000	103757	096867	027462	049932
1956	00000000	111972	104537	029637	053885
1957	00000000	113329	112340	031849	057907
1958	00000000	120481	119017	033742	061349
1959	00000000	127481	126892	035975	065408
1960	00000000	135917	134907	038247	069540
1961	00000000	144502	141646	040157	073014
1962	00000000	151720	149553	042399	077089
1963	00000000	160189	157306	044597	081086
1964	00000000	168494	164855	046737	084977
1965	00000000	176579	170947	048464	088117
1966	00000000	183105	178124	050499	091817
1967	00000000	190792	186192	052786	095975
1968	00000000	199434	194258	055073	100133
1969	00000000	208073	201336	057080	103781
1970	00000000	215655	194000	059000	107000
1971	00000000	207797	225000	062000	110000
1972	00000000	234000	256000	065000	113000
1973	00000000	260631	265000	068000	116000
1974	00000000	273429	274000	071000	119000
1975	00000000	289487	285000	074000	122000
1976	00000000	293915	285000	077000	125000
1977	00000000	296110	278000	080000	129000
1978	00000000	297538	288000	083000	133000
1979	00000000	302039	289000	086000	137000
1980	00000000	282646	286000	089000	141000
1981	00000000			092000	145000
1982	00000000			095000	149000
1983	00000000			098000	153000
1984	00000000			101000	157000
1985	00000000			104000	161000
1986	00000000			107000	165000
1987	00000000			110000	169000
1988	00000000			113000	173000
1989	00000000			116000	177000
1990	00000000			119000	181000
1991	00000000			122000	185000
1992	00000000			125000	189000
1993	00000000			128000	193000
1994	00000000			131000	197000
1995	00000000			134000	201000
1996	00000000			137000	205000
1997	00000000			140000	209000
1998	00000000			143000	213000
1999	00000000			146000	217000
2000	00000000			149000	221000

ID	B@NGF	B@NEF	B@NFF	B@NBF	B@NKF	B@NQF	B@NMF	B@NTF
1948	0000000	0139226	0346588	0183446	0191277	0224661	0143348	0076331
1949	0000000	0116579	0441260	0221841	0227771	0267339	0170881	0090885
1950	0000000	0198895	0495124	0262099	0273225	0320877	0204977	0110902
1951	0000000	0232210	0577764	0305772	0318579	0374335	0239147	0127119
1952	0000000	0258863	0643666	0340772	0355222	0417113	0266447	0144172
1953	0000000	0291779	0726189	0384440	0400760	0470661	0300663	0159889
1954	0000000	0318331	0792199	0419335	0437220	0513339	0327996	0174443
1955	0000000	0351447	0874771	0463477	0482774	0566887	0362122	0192660
1956	0000000	0384663	0957223	0506771	0528228	0620334	0396228	0210777
1957	0000000	0411116	1023325	0541665	0564771	0663313	0423661	0225330
1958	0000000	0457584	1138777	0602281	0628477	0738000	0471444	0250774
1959	0000000	0470884	1171778	0620288	0646669	0759339	0485111	0258001
1960	0000000	0504000	1254330	0660228	0692223	0812886	0519227	0276188
1961	0000000	0539885	1343353	0663396	0646669	0870669	0556221	0295827
1962	0000000	0566577	1410004	0711119	0741477	0913779	0583774	0310477
1963	0000000	0598663	1489881	0746640	0788188	0965449	0616777	0328003
1964	0000000	0622193	1547881	0788664	0822221	0913779	0640078	0340880
1965	0000000	0660000	1642555	0819333	0854221	0965449	0661677	0361666
1966	0000000	0660000	1641200	0869448	0906550	1003007	0680000	0391233
1967	0000000	0660000	1641200	0869448	0906550	1003007	0680000	0451233
1968	0000000	0570000	1690011	0933676	0980144	1064447	0720080	0491779
1969	0000000	0580000	1666111	0933676	0989299	1142442	0720080	0434333
1970	0000000	0530000	1633335	1028800	0992566	1109220	0761660	0466447
1971	0000000	0500000	2014533	1005007	0979443	1088661	0788880	0444447
1972	0000000	0440000	2156077	1150887	0979443	1305443	0870440	0452992
1973	0000000	0430000	2282558	1185055	1106674	1404000	0911220	0633375
1974	0000000	0430000	2530006	1185055	1230774	1545557	1074440	0633375
1975	0000000	0410000	2745771	0926222	1230227	1661225	1156000	0848838
1976	0000000	0410000	2935586	0892850	1445660	1706668	1156000	0868666
1977	0000000	0665995	2939993	0918899	1521447	1810445	1156000	0816229
1978	0000000	0687166	3067877	1117889	1530446	1898523	1169660	0914229
1979	0000000	0749366	3047443	1148771	1673368	2068833	1278440	0971598
1979	0000000	0749366	3040444	1272216	1738559	1947000	1278440	0779009
				1302255	1730559	1993776		0843331

ID	BQNGA	BQNEA	BQNFA	BQNNA	BQNEA	BQNKA	BQNGA	BQNMA	BQNTA
1948	00000000	0366529	0302336	0071556	017769	033746	035488	012072	005500
1949	00000000	0398326	0328665	0077778	019315	036681	038574	013122	005978
1950	00000000	0430214	0084000	0084000	020860	039615	041660	014172	006457
1951	00000000	0462141	0090224	0090224	022405	042550	044745	015222	006935
1952	00000000	0494011	0096247	0096247	023950	045484	047831	016271	007413
1953	00000000	0525775	0403381	010889	025495	048418	050917	017321	007891
1954	00000000	0589622	0460110	010889	027041	051353	054003	018371	008370
1955	00000000	062149	048640	011511	028586	054287	057089	019421	008848
1956	00000000	0653336	051269	012133	030131	057222	060175	020470	009326
1957	00000000	070117	053842	012756	031676	060156	063261	021520	009805
1958	00000000	073304	057842	013689	033994	064558	067890	023095	010522
1959	00000000	076847	060471	014311	035539	067492	070975	024145	011000
1960	00000000	079847	063100	014933	037084	070427	074061	025194	011478
1961	00000000	083202	065868	015588	038711	073516	077310	026300	011982
1962	00000000	085754	068636	016242	040338	076605	080559	027405	012485
1963	00000000	084218	070742	016742	041575	078955	083030	028245	012869
1964	00000000	080000	069474	016442	040830	077541	081542	027739	012638
1965	00000000	089000	065995	015618	038785	073657	081749	026350	012005
1966	00000000	085000	070800	020130	037706	087945	084280	029450	013720
1967	00000000	085000	058831	023605	034955	082555	082310	026350	014210
1968	00000000	078000	059451	031203	040126	086855	087035	031000	015190
1969	00000000	064000	061491	025339	054376	099268	095816	029450	020825
1970	00000000	065000	068954	017059	075129	096005	098723	037200	014945
1971	00000000	064000	098793	018533	041083	101473	113526	032550	011515
1972	00000000	058000	104638	024420	045821	099353	129487	032550	027440
1973	00000000	052000	109311	050544	059922	125326	148983	054250	018620
1974	00000000	055000	103239	051612	063823	130544	158381	051150	013720
1975	00000000	050000	113833	044712	053087	130544	151946	043400	009800
1976	00000000	071731	113301	047109	053087	127296	166952	065100	013475
1977	00000000	031592	115125	062320	053197	126428	166899	048050	015190
1978	00000000	035131	115810	067706	054009	128364	152757	044950	018375
1979	00000000	035183	117397	074658	055679	121846	154823	048050	015190

## Nye sektorprisrelationer.

### 1.1. Indledning.

Dette papir ligger i direkte forlængelse af IB 28.02.84 og skal kun ses som et kort oprids af det videre arbejde med sektorprisrelationerne, hvilket er sket udfra konklusionerne på modelgruppemødet d. 2/3-84. Ønskes en uddybning af hypoteser, notation m.m. henvises derfor til IB 28.02.84.

På modelgruppemødet d. 2/3-84 blev der konkluderet følgende:

- Korrektionsfaktorerne  $kv_j$  i lønudtrykkene  $Vl_j$  skal ikke indgå løbende, men som en fast konstant, der generelt er lig 1975-værdien. Undtagelsesvis benyttes der i b-sektoren en "løbende" korrektionsfaktor, som er konstrueret ved (manuelt) at indlægge en trend i  $kvb$ -serien. Desuden benyttes der i nb-sektoren et gennemsnit af korrektionsfaktorerne, da 1975-værdien er meget atypisk i forhold til resten af serien.
- Der blev ikke taget endelig stilling til hvorvidt relationerne generelt skal estimeres i ændringer eller niveau, men istedet ønskedes en direkte estimation af autokorrelationskoefficienten.
- I qf-sektoren tages 1979 ud af estimationsperioden, idet  $fXqf$  i 1979 er ret upålidelig.

På denne baggrund er der arbejdet videre med de specifikationer, som blev anbefalet i IB 28.02.84.

### 1.2. Estimationsmetoder.

Udover de mere sektorspecifikke ændringer (i b-, nb-, og qf-sektoren) er der altså generelt tale om at estimere relationerne under hensyntagen til evt. autokorrelation. Til dette formål er der anvendt to teknikker nemlig Corchrane-Orcutt (CORC) og ikke-lineær mindste kvadraters metode (LSQ). I det følgende skal disse metoder kort omtales. Metoderne tager udgangspunkt i nedenstående model:

$$(1) \quad Y_t = b + a X_t + u_t$$

$$(2) \quad u_t = \rho u_{t-1} + e_t$$

hvor  $u_t$  er det autokorrelerede restled af 1. orden og  $e_t$  er restleddet med de pæne statistiske egenskaber, der almindeligvis forudsættes.

For at få en relation hvor restleddet har de pæne statistiske egenskaber foretages følgende transformation; (1) ganges med  $\rho$  og lagges en periode, hvorefter relationen  $Y_t - \rho Y_{t-1}$  dannes, vi får:

$$(3) \quad Y_t - \rho Y_{t-1} = b(1-\rho) + a(X_t - \rho X_{t-1}) + e_t$$

eller

$$(4) \quad Y_t = b(1-\rho) + a(X_t - \rho X_{t-1}) + \rho Y_{t-1} + e_t$$

Både CORC og LSQ er iterative estimations-metoder, hvor hovedforskellen i denne sammenhæng er at initialværdien af  $\rho$  ikke kan styres ved brug af CORC, imodsætning til ved brug af LSQ. Princippet i CORC er, at  $\rho$  initialt beregnes udfra OLS på (1), derefter bestemmes koefficientestimerne i (3) givet initialværdien af  $\rho$ , hvorefter  $\rho$  beregnes ved OLS på (2). Proceduren gentages med den nye værdi af  $\rho$  indtil et givet konvergenskriterie nås. Man finder således en værdi af  $\rho$  som minimerer standard afvigelsen på regressionen.

Ved LSQ er LSQ-ordren i Wisconsin-tsp direkte benyttet på (4). Her kan parametrenes initialværdier styres direkte. I alle beregninger er konstantleddet initieret til 0 og mark-up'en til 1, fordi disse værdier ligger tæt på de estimer vi har fået i de hidtidige forsøg. Der er forsøgt med forskellige initialværdier for  $\rho$ , idet intensjonen er at finde at globalt minimum, hvilket apriori må forventes at lykkes bedre med denne metode imodsætning til CORC, hvor man ingen sikkerhed har for at det fundne minimumspunkt er globalt.  $\rho$  er således henholdsvis sat initialt til 0.0, 1.0 og 0.6.

### 1.3. Estimationsresultater.

Estimationsresultaterne fremgår af bilag 1-12, de benyttede regressorer svarer som før nævnt til de anbefalede i IB 28.02.84. Det bør dog bemærkes at i qf-sektoren er funktionærlønshypotesen valgt på baggrund af forsøg med de 2 relevante hypoteser uden 1979-værdien. Af hensyn til overskueligheden er det kun resultaterne af OLS-estimationen af Clnfdtf-hypotesen,

der står opført i bilag 11. Der vises desuden resultaterne af OLS-estimation af de udvalgte hypoteser i b- og nb-sektorerne, med de her omtalte ændringer.

Det må indskydes, at konvergenzkriterierne for de 2 metoder ikke er helt identiske, hvilket antageligt betyder marginale forskelle imellem resultaterne.

Udfra overskuelighed og tidsmæssige hensyn skal resultaterne i vidt omfang kommenteres generelt og det er kun enkelte særligt problematiske sektorer, der skal kommenteres særskilt.

De supplerende forsøgs betydning for mark-up-estimererne er ret forskellig i sektorerne imellem, afhængig af hvor stor forskel der er på mark-up'en estimeret med OLS i henholdsvis ændringer og niveau, resultaterne svarer stort set til hvad man *a priori* må forvente. Der er dog en undtagelse i denne forbindelse nemlig nb-sektoren, hvor koefficienten estimeret med CORC ligger helt udenfor intervallet givet ved OLS-estimationen i niveau og ændring, selv om den estimerede autokorrelationskoefficient er mindre end 1. Dette forekommer noget mærkeligt, men jeg har ikke kunnet finde nogen forklaring.

Betragtes de 2 metoder generelt ses, at CORC stort set finder minimumspunktet bedre end LSQ. I ca. halvdelen af sektorerne er der dog et godt sammenfald imellem estimationsresultaterne, det drejer sig om sektorerne ne, nf, nm, nk, nq. I de øvrige sektorer er resultaterne fra LSQ-estimationerne noget problematiske, idet  $\rho$  i et eller flere tilfælde i den enkelte sektor estimeres til at være større end 1, i sektorerne nb, qq og qf giver eksempelvis alle forsøg med LSQ resultater hvor  $\rho > 1$ , i visse tilfælde er de fundne minimumspunkter sandsynligvis globale. Når de her omtalte minimumspunkter er lokale, eks. qt-sektoren, skyldes resultatet øjensynligt, at LSQ springer med for store intervaller imellem iterationerne.  $\rho > 1$  betyder at systemet er ustabil, de autokorrelerede restled er en voksende funktion af tiden, hvilket er et uacceptabelt resultat.

På denne baggrund er relationerne, estimeret med CORC, valgt til modelligninger, dette gælder for alle sektorer undtagen b-sektoren.

I b-sektoren bliver mark-up-estimatet mindre end 1, når CORC benyttes, og der estimeres en meget stor signifikant autokorrelationskoefficient. LSQ-estimationen vil slet ikke konverge-

re, hvilket skyldes at når  $\rho$  ligger tæt på 1, er det umuligt at bestemme konstantledets størrelse. Relationen er forsøgt estimeret uden 1979, dette giver langt bedre resultater, da mark-up'en får en værdi på ca. 1.06, ved brug af CORC. Det grimme resultat kan altså tilskrives atypiske 1979-værdier, hvilket ikke umiddelbart kan forklares. Af ovennævnte årsager er OLS-ændringsrelationen lagt ind i modellen.

BILAG 1 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv *ne*.

Regressant (estim.-met.)	konst.	$C_{indctd}$	$\hat{p}$	iterat.	s	DW	$R^2$
CORC : pnxne	0.1706 (0.0168)	1.2442 (0.0357)	0.0203 (0.2425)	4	0.0298	1.8674	0.9883
LSQ ( $\rho = 1.0$ ) pnxne	0.1705 (0.0174)	1.2442 (0.0371)	0.0203 (0.2799)	10	0.0309	1.8674	0.9883
LSQ ( $\rho = 0.0$ ) pnxne	0.1706 (0.0174)	1.2442 (0.0371)	0.0203 (0.2799)	4	0.0309	1.8674	0.9883



BILAG 2 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv *nl*.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Coef. $\beta_1$   $D73$	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC: <i>pnxnl</i>	-0.0114 (0.0038)	1.0846 (0.0050) (0.0055)	0.0285 (0.2424)	1	0.0053	1.7994	0.9997
LSQ (p=1.0): <i>pnxnl</i>	-0.0114 (0.0041)	1.0846 (0.0054) (0.0057)	0.0293 (0.3011)	14	0.0055	1.7994	0.9997
LSQ (p=0.0): <i>pnxnl</i>	-0.0114 (0.0041)	1.0846 (0.0054) (0.0057)	0.0292 (0.3011)	7	0.0055	1.7994	0.9997

BILAG 3 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv  $MM$ .

Regressant (estim.-met.)	konst.	Vlængde	$\beta$	iterat.	s	DW	$R^2$
CORC : pnxnr	0.0355 (0.0112)	1.1481 (0.0347)	-0.1774 (0.2387)	3	0.0169	1.8481	0.9819
LSQ ( $\rho=1.0$ ): pnxnr	-0.5676 (64.8441)	0.7635 (0.5169)	1.0024 (0.2315)	11	0.0236	1.9248	0.9671
LSQ ( $\rho=0.0$ ): pnxnr	0.0355 (0.0119)	1.1481 (0.0375)	-0.1776 (0.3114)	3	0.0175	1.8482	0.9819
LSQ ( $\rho=0.6$ ): pnxnr	0.0355 (0.0119)	1.1481 (0.0376)	-0.1776 (0.3114)	4	0.0175	1.8482	0.9819

BILAG 4 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv nm.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Coefficient	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC : pnxnm	0.0029 (0.0118)	1.0797 (0.0148)	0.4871 (0.2118)	1	0.0087	1.2776	0.9991
LSQ (p = 1.0) pnxnm	0.0029 (0.0124)	1.0797 (0.0155)	0.4879 (0.2149)	6	0.0090	1.2783	0.9991
LSQ (p = 0.0) pnxnm	0.0029 (0.0124)	1.0797 (0.0155)	0.4879 (0.2149)	4	0.0090	1.2783	0.9991

BILAG 5 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv n.k.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Udfaldt	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC : pnxnk	0.0030 (0.0152)	1.1348 (0.0211)	0.3214 (0.2297)	2	0.0132	1.3791	0.9973
LSQ (p=1.0) pnxnk	0.0029 (0.0161)	1.1349 (0.0223)	0.3217 (0.2500)	8	0.0137	1.3792	0.9973
LSQ (p=0.0) pnxnk	0.0029 (0.0161)	1.1348 (0.0223)	0.3216 (0.2501)	6	0.0137	1.3792	0.9973

BILAG 6 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv  $n_4$  .

Regressant (estim.-met.)	konst.	C	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC : pnxny	-0.0325 (0.0036)	1.3166 (0.0056)	-0.0654 (0.2420)	1	0.0051	1.5618	0.9997
LSQ (p = 1.0) pnxny	-0.0325 (0.0037)	1.3166 (0.0058)	-0.0654 (0.2451)	8	0.0053	1.5618	0.9997
LSQ (p = 0.0) pnxny	-0.0325 (0.0037)	1.3166 (0.0058)	-0.0654 (0.2451)	4	0.0053	1.5618	0.9997

BILAG 7 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv nb.

Regressant (estim.-met.)	konst.	V	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
OLS: pnxnb	0.0095 (0.0118)	2.0414 (0.0689)	-	-	0.0158	0.4926	0.9821
Dpnxnb		1.7336 (0.1679)	-	-	0.0101	1.5796	0.6800
CORC: pnxnb	0.1915 (0.0762)	1.5621 (0.1832)	0.9530 (0.0735)	9	0.0092	1.7307	0.9939
LSQ (p = 1.0): pnxnb	0.0414 (0.0640)	1.1704 (0.2231)	1.0901 (0.0484)	5	0.0084	2.3510	0.9952
LSQ (p = 0.0): pnxnb	0.0414 (0.0640)	1.1704 (0.2231)	1.0901 (0.0484)	5	0.0084	2.3510	0.9952
LSQ (p = 0.6): pnxnb	0.0414 (0.0640)	1.1704 (0.2231)	1.0901 (0.0484)	7	0.0084	2.3510	0.9952

BILAG 8 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv b .

Regressant (estim.-met.)	konst.	Clndttd	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
OLS : pnxb	0.0409 (0.0113)	1.1411 (0.0179)	-	-	0.0213	0.4801	0.9958
Dpnxb		1.0352 (0.0508)	-	-	0.0134	0.9201	0.8727
CORC : pnxb	0.2038 (0.0762)	0.9896 (0.0538)	0.9316 (0.0857)	6	0.0122	1.0493	0.9986
LSQ (p = 1.0): pnxb	} konvergerer ikke efter 20 iterationer.						
LSQ (p = 0.0): pnxb							

BILAG 9 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv qh.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Chnadtg	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC: pnxqh	0.0705 (0.0086)	1.4219 (0.0163)	0.4023 (0.2158)	1	0.0089	1.8093	0.9992
LSQ (p=1.0) pnxqh	-0.0972 (30.9653)	1.3628 (0.1408)	1.0012 (6.1957)	4	0.0112	2.007	0.9987
LSQ (p=0.0) pnxqh	0.0665 (0.0084)	1.4289 (0.0158)	0.3366 (0.2417)	5	0.0090	1.8611	0.9992
LSQ (p=0.6) pnxqh	0.0665 (0.0085)	1.4283 (0.0159)	0.3365 (0.2417)	5	0.0090	1.8610	0.9992



BILAG 10. Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv  $q_t$ .

Regressant (estim.-met.)	konst.	Chnactd	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC: pnxqt	0.1157 (0.0175)	1.1345 (0.0243)	0.7307 (0.1602)	4	0.0096	1.9459	0.9992
LSQ ( $\rho = 1.0$ ) pnxqt	er ikke konvergeret efter 20 iterationer						
LSQ ( $\rho = 0.0$ ) pnxqt	0.1136 (0.0186)	1.1371 (0.0247)	0.6499 (0.1567)	5	0.0098	1.9413	0.9992
LSQ ( $\rho = 0.6$ ) pnxqt	0.1135 (0.0185)	1.1372 (0.0245)	0.6493 (0.1567)	5	0.0098	1.9405	0.9992

BILAG 11 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv  $\text{df}$ .  
 estimationsperiode til og med 1978.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Clndctdf	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
OLS : pnxqf	0,0698 (0,0104)	1,3823 (0,0228)	-	-	0,0202	0,8689	0,9956
: Dpnxqf		1,2347 (0,0862)			0,0178	1,5860	0,7526
CORC : pnxqf	0,2347 (0,0980)	1,1753 (0,0947)	0,9255 (0,0919)	18	0,0164	1,5989	0,9971
LSQ (p=1,0) pnxqf	-0,3275 (1,4979)	0,9671 (0,2621)	1,0278 (0,0846)	5	0,0171	1,4354	0,9969
LSQ (p=0,0) pnxqf	-0,3275 (1,4993)	0,9672 (0,2621)	1,0278 (0,0846)	5	0,0171	1,4354	0,9969
LSQ (p=0,6) pnxqf	konverger ikke efter 20 iterationer.						

BILAG 12. Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv 99.

Regressant (estim.-met.)	konst.	Clnfcltcl	p	iterat.	s	DW	R <sup>2</sup>
CORC: pnx99	-0.0009 (0.0222)	1.3906 (0.0320)	0.7220 (0.1631)	3	0.0114	1.5076	0.9989
LSQ (p=1.0): pnx99	-0.0415 (0.0551)	0.7159 (0.1204)	1.0911 (0.0132)	3	0.0079	1.9058	0.9995
LSQ (p=0.0): pnx99	-0.0415 (0.0550)	0.7159 (0.1204)	1.0911 (0.0132)	6	0.0078	1.9057	0.9995
LSQ (p=0.6): pnx99	-0.0415 (0.0550)	0.7159 (0.1204)	1.0911 (0.0132)	5	0.0078	1.9057	0.9995

Forsøg med inddragelse af funktionærer og deltidsfrekvenser i sektorprisrelationerne.

1.1 Indledning.

I dette papir skal der redegøres for forsøg med inddragelse af funktionærer og deltidsfrekvenser i lønudtrykkene i sektorprisrelationerne. Derudover er der i disse forsøg medtaget korrektion for forskelle i lønniveauer erhvervene imellem. Endelig er råstofomsætningen  $pwp_j$  i erhverv  $j$  sat lig  $xm_{x_j}/fx_j$ , denne ændring er af mere teknisk karakter og skal ikke omtales mere.

De i papiret omtalte forsøg bygger på de eksisterende omkostningshypoteser, d.v.s. valget imellem en mark-up på totalomkostningerne kontra lønomkostningerne ligger fast, hvilket også gælder for de forskellige lagstrukturer i de nuværende modelrelationer. Estimationsperioden er blevet udvidet med 1979, men nedadtil er der ikke foretaget yderligere forsøg med denne.

Efterfølgende skal selve grundspecifikationen derfor ikke behandles, idet vi udelukkende vil fokusere på lønudtrykkene i sektorprisrelationerne.

I afsnit 1.2 opstilles de nuværende lønudtryk, mens der i afsnit 1.3 redegøres for hvorledes funktionærer, dtf'ere og korrekf. forsøges medtaget i specifikationen. Endelig kommenteres i regressionsresultaterne i afsnit 2.

1.2 Den nuværende lønspecifikation.

Lønomkostningerne fås af timelønnen for arbejdere i industrien,  $\ln a$ , korrigeret for produktivitetsudviklingen:

$n+b$ -sektorer:

$$Vl_j = 0.001 \cdot \ln a \cdot W \left( \frac{Q_j a \cdot hgn}{fx_j} \right), \quad j = ne, nf, nn, nb, nm, nk, nq, b$$

hvor:

$hgn$ : gennemsnitlig arbejdstid for industriens arbejdere.

$Q_j a$ : antal beskæftigede arbejdere i erhverv  $j$ .

$fx_j$ : produktionsværdi i 75-præser i erhverv  $j$ .

$W$ : angiver en vægtning af udtrykket i parantesen, hvor der højst er lagget 2 perioder og hvor vægtene

summer til 1.

I q-sektorerne er formuleringen helt analog, bortset fra at der kalkuleres med den samlede beskæftigelse og at ha indgår istedet for hgn, idet der antages at være flere funktionære beskæftiget i q-sektorerne.

1.3. Hypotese opstilling.

Funktionærer og deltidsfrekvenser søges inddraget i n- og b-sektorerne, mens deltidsfrekvenserne medtages i lønudtrykket i q-sektorerne. I q-sektorerne formuleres der desuden lønudtryk både udfra arbejdstimelønnen og funktionærtimelønnen i industrien. Endelig tages der i lønudtrykkene højde for forskelle i lønniveauerne sektorerne imellem. Disse korrektionsfaktorer vil først blive diskuteret efter selve formuleringen af lønudtrykkene, da deres beregning afhænger af lønomkostningsspecifikationen.

1.3.1. n- og b-sektorer.

Funktionærlønomkostningerne beregnes udfra l<sub>nf</sub>, årslønnen for funktionærer i industrien, idet formuleringen af funktionærlønudtrykket følger den eksisterende specifikation nøje. Udfra l<sub>nf</sub> dannes en timeløn for fuldtidsansatte funktionærer i industrien, således fås et udtryk analogt til l<sub>na</sub>, konkret sker det ved at dividere l<sub>nf</sub> med (1-bq<sub>nf</sub>/2)·ha. Som mål for arbejdstiden benyttes hgn istedet for ha, ifølge gængse antagelser. Når der desuden tages højde for deltidsbeskæftigelse og for lønforskelle sektorerne imellem får lønudtrykket denne udformning:

$$Vl_j = 0.001 \cdot kv_j(1975) \cdot \left( l_{na} \cdot W \left( \frac{Q_j \cdot a \cdot hgn}{fX_j} \right) + \frac{l_{nf}}{ha \cdot (1 - bq_{nf}/2)} \cdot W \left( \frac{Q_j \cdot f \cdot ha \cdot (1 - bq_j/2)}{fX_j} \right) \right)$$

hvor

bq<sub>nf</sub>: deltidsfrekvensen for funktionærer i industrien, beregningen svarer til bq<sub>n</sub>'s i modellen.

kv(1975): korrektionsfaktor for forskelle lønniveau sektorerne imellem, 1975-værdien.

Apriori må det antages, at være en fordel at benytte funktionærtimelønnen, derved renses der ud for svingninger i l<sub>nf</sub> som skyldes ændringer i deltidsfrekvensen. Bemærk at ha er med i sammenvejningen af produktiviteten, antagelsen er således at agenterne kalkulerer på baggrund af en usikkerhed om time-produktiviteten. Reelt betyder det at ha glattes via lagningen, ellers

bevæger serien sig ret meget i ryk.

Der kunne på lignende vis være korrigeret for deltid i arbejderlønomkostningerne, hvilket dog er undladt, da det må antages udelukkende at have formel betydning.

Konstruktionen af lønudtrykket er sket ud fra en overvejelse om, at  $Vl_j$  skal være lig lønsummen pr. enhed i erhverv  $j$  i hele estimationsperioden. Om dette er opfyldt hviler helt på stabiliteten af korrektionsfaktoren,

Korrektionsfaktorerne er beregnet som forholdet imellem den faktiske lønsum i sektor  $j$  divideret med lønsummen beregnet ud fra  $Vl_j$ , idet der i sidstnævnte ses bort fra lagningen. D.v.s. når ha forkortes væk fås:

$$kv_j = \frac{Yw_j}{0.001 \cdot (\ln a \cdot Q_j \cdot a \cdot hgn + (\ln f / (ha \cdot (1 - bqnf/2))) \cdot Q_j \cdot f \cdot (1 - bq_j f/2))}$$

Af bilag 13 fremgår de beregnede korrektionsfaktorer i perioden 1966 til 1979. Man ser, at disse serier langt fra er stabile i de fleste sektorer. Den værste trendmæssige udvikling findes i b-sektoren.

Ud fra ikke særlig dybtgående overvejelser omkring basisår er 1975-værdien valgt som udgangspunkt for estimationerne. Man må derfor forvente en vis fejlvurdering af mark-up'en i de værste af sektorerne, set i forhold til det tilfælde, at de faktiske lønsummer indgik i lønomkostningsspecifikationen. I de sektorer hvor den trendmæssige udvikling er mest markant, eller hvor 1975-værdien er meget atypisk, er det følgelig forsøgt afklaret, hvor stor en betydning den konstante korrektionsfaktor har for estimationsresultaterne. Det er således forsøgt at lade korrektionsfaktoren indgå løbende eller med en gennemsnitlig værdi.

Et udgangspunkt for estimationerne er, at lagstrukturen i funktionærproduktiviteten er længere en i arbejderproduktiviteten. Det skyldes at funktionærproduktiviteten antages at variere mere på kortsigt. Der er forsøgt med 4 alternative lagstrukturer, idet der er benyttet samme vægte som i de sidste forsøg med sektorprisrelationerne (jfr. JAO+TMP 7.2.83.), i den udstrækning det har været muligt. I nedenstående tabel er udgangspunktet individuelt sektorerne imellem, da det afhænger af lagstrukturen i arbejderproduktiviteten.

Alternative lagstrukturer:

lag vægte strukturer	løbende periode	en periode	to perioder
	$W_1$	$W_2$	$W_3$
	0.8	0.2	0.0
	0.7	0.2	0.1
	0.5	0.3	0.2
	0.4	0.3	0.3

Endelig er det tillige forsøgt med en vægtning af funktionær-løn-kostningerne, som er vægtet med  $\frac{1}{2}$  i det samlede lønudtryk  $Vl_j$ , hypotese 2.

1.3.2. q-sektorer.

Udover at inddrage deltidsfrekvenser og korrektionsfaktorer i  $Vl_j$ 'erne, på tilsvarende måde som beskrevet i det forrige, er der desuden eksperimenteret med en hypotese, der bygger på en funktionærtimeløn, imodspætning til den nuværende arbejdertimeløn. De 2 alternative lønspecifikationer:

$$A: Vl_j = 0.001 \cdot kva(1975) \cdot \ln a W \left( \frac{Q_j \cdot (1 - bq_j/2) \cdot ha}{fX_j} \right), j=qh, qt, qf, qq$$

$$F: Vl_j = 0.001 \cdot kvf(1975) \cdot \frac{\ln f}{ha (1 - bqnf/2)} W \left( \frac{Q_j \cdot (1 - bq_j/2) \cdot ha}{fX_j} \right)$$

M.h.t. hensigt og antagelser omkring korrektionsfaktorerne gælder der her de samme forhold som nævnt under n- og b-sektorerne. Korrektionsfaktorerne beregnes udfra samme model, som der blev benyttet i forrige afsnit:

$$kva_j = \frac{YW_j}{0.001 \cdot \ln a \cdot ha \cdot Q_j \cdot (1 - bq_j/2)}$$

$$kvf_j = \frac{YW_j}{0.001 \cdot (\ln f / (1 - bqnf/2)) \cdot Q_j \cdot (1 - bq_j/2)}$$

De beregnede korrektionsfaktorer fremgår af bilag 13. Der er ingen af hypoteserne man kan foretrække på baggrund af disse tidsserier, som er stortset lige ustabile. Den største trend findes i qf-sektoren, hvor det derfor også er forsøgt at lade den løbende korrektionsfaktor indgå.

## 2. Estimationsresultater.

For at kunne vurdere inddragelsen af funktionære og deltidsfrekvenser er de nuværende modelrelationer reestimeret på data-materialet til og med 1979, idet korrektionsfaktorer og kp-led er medtaget i "reestimationen" for at øge sammenlignligheden. Når der i det efterfølgende derfor tales om reestimation er det med disse modifikationer. De eksisterende modelrelationer er for 11 af sektorernes vedkommende estimeret i ændringer, i dette papir sættes der imidlertid spørgsmålstegn ved dette princip(?), hvorfor reestimeringen er foretaget både i niveau og i ændringer. De reestimerede ligninger står opført først i de efterfølgende bilag, regressoren er meget fantasiløst kaldt C, når der er tale om en totalomkostningshypotese, og V ved lønhypoteser, i sidstnævnte tilfælde benævnes regressanten iøvrigt  $py_j$ .

I bilagene er resultaterne fra forsøgene omkring lagstrukturen i n- og b-sektorerne udeladt, da disse forsøg generelt ikke gav bedre statistiske resultater.

Der er brugt følgende notation. Regressoren kaldes  $Clnfdtf$  når lønudtrykket fra hypotese 1 indgår i totalomkostningerne og tilsvarende  $Vlnfdtf$  når  $Vl_j$  fra hypotese 1 alene er højreside variabel. Benyttes hypotese 2 som lønomkostningsudtryk kaldes regressoren henholdsvis  $Clnfdtfv$  og  $Vlnfdtfv$  i de ovennævnte tilfælde. I q-sektorene kaldes regressorerne  $Clnfdtf$  og  $Clnadtf$ , når henholdsvis hypotese A og F indgår som lønomkostningsudtryk i totalomkostningerne.

### 2.1. ne-sektoren.

Af bilag 1 fremgår regressionsresultaterne. Det bør bemærkes at reestimationen af modelrelationen bevirker at mark-up'en forøges væsentligt. Iøvrigt fremgår det at inddragelsen af funktionærer og deltidsfrekvenser med en vægt på 1 gør relationen statistisk pænere. De nye resultater ændrer ikke på det forhold, at niveau-relationen med konstantled er den pæneste, relation (1.5) anbefales derfor som modelligning.

### 2.2 nf-sektoren.

Inddragelsen af funktionærer og deltidsfrekvenser betyder pænere statistiske størrelser. Den nuværende modelrelation er estimeret i ændringer, og svarer derfor til ligning (2.3). Spørgsmålet



er imidlertid om man skal droppe ændringspecificationen og vælge ligning (2.5), den niveau-estimerede med konstantled. Denne relation har de pæneste statistiske værdier, idet DW nu imodsetning til den "gamle" relation er blevet pænere. I fig 2.5 og fig 2.8 er residualplottet af henholdsvis ligning 2.5 og 2.8 vist. Det bemærkes at residualerne i 2.5 er klart mindre. På denne baggrund anbefales ligning 2.5 som modelrelation.

### 2.3 nn-sektoren.

Reestimeringen har betydet et drastisk fald i mark-up'en, dette må tildels skyldes udvidelsen af estimationsperioden til 1979, idet 1979 falder helt uden for den resterende serie, da prisstigningen har været ualmindelig lav set i forhold til en meget stor lønstigning. En anden årsag må findes i korrektionsfaktoren, som i denne sektor er relativ stor 1.312, dette betyder selvfølgelig en betydelig niveau-forskydning af regressoren.

Det ses, at inddragelse af funktionærer og deltidsfrekvenser ikke medfører en pænere relation. Derudover er det væsentligt at bemærke at i ændrings-estimationen bliver mark-up'en negativ. Årsagen til dette må igen søges i ovenstående forklaringer. I relation (3.9) er der i løn-udtrykket <sup>(Vlnfdtf)</sup> benyttet en alternativ korrektionsfaktor, idet 1975-værdien er meget atypisk, et simpelt gennemsnit af serien er derfor brugt. Dette forøger selvfølgelig mark-up'en, men ikke markant. I relation (3.10) vises derfor resultatet af estimation med Vlnfdtf i perioden 1963 til 1978, forklaringen må altså hovedsagelig lægges på udvidelsen af estimationsperioden.

Ved vægtning af funktionærlønombkostningerne, Vlnfdtfv, fås en marginal forbedring af relationens statistiske værdier. Dette synes dog ikke nok til at argumentere for en delvis medtagelse af funktionærerne, hvorfor relation (3.5) må vælges.

### 2.4 nm-sektoren.

Af bemærkninger til reestimationen kan det nævnes at autokorrelationen forøges ret meget.

At funktionærer og deltidsfrekvenser kommer med, betyder ikke ret meget for de statistiske størrelser. Mark-up'en bliver imidlertid meget lav når Clnfdtf bruges som regressor, dog er overstemmelsen imellem mark-ups'ne estimeret i niveau og i ændringer god.

Sektorens niveau relationer er ualmindeligt grimme, med en meget stor autokorrelation . Fig 4.5 og 4.8 viser residualplottene for de respektive relationer, noget kunne tyde på en fejlspecifikation eller en manglende <sup>forklarende</sup> variabel.

Vægtningen gør relationen lidt pænere i niveau, hvilket dog ikke betyder synderligt, da den er afskyelig i forvejen.

Ændringsrelationen (4.8) må derfor vælges, skønt DW heller ikke her er særlig god.

### 2.5. nk-sektoren.

At funktionærerne og deltidsfrekvenserne medtages betyder stort set ikke noget for de statistiske størrelser betragtet under et, spredningen på regressionen forøges marginalt og DW bliver lidt pænere. At vægte giver heller ikke rigtig noget. Valget af modelrelation må stå imellem en ændrings-estimationen (5.8) og niveau-estimationen (5.4) eller (5.5). Da der er en vis forskel på koefficientestimatet i ændringer og i niveau, anbefales ligning (5.4) eller (5.5) som modelrelation.

### 2.6. nq-sektoren.

Inddragelsen af funktionærer og deltidsfrekvenser gør kun relationen grimmere. Empirisk er der således ikke belæg for at medtage funktionærerne. Datamaterialet i denne sektor taler for at betragte funktionærer som faste omkostninger. Ser man på udviklingen i beskæftigelsen fremgår det således, at det relative fald i funktionærbestanden er markant mindre i sammenligning med det relative fald i beskæftigede arbejdere.

Den nuværende modelrelation er estimeret i ændringer, men som det fremgår af bilaget er niveau-relationen med konstantled statistisk langt kønnere, derfor anbefales relation (6.2) som modelrelation.

### 2.7. nb-sektoren.

Reestimeringen indebærer, at mark-up'en forøges væsentligt, hvilket kan tilskrives den noget lave korrektionsfaktor, på 0.87, som tillige er meget atypisk.

De nye eksperimenter giver ikke relationen bedre statistiske egenskaber. Empirisk er der således ikke belæg for inddragelsen af funktionærer og deltidsfrekvenser, hvorfor det anbefales at beholde den nuværende modelrelation, reestimeret med de nævnte modifikationer.

Korrektionsfaktoren i 1975 er imidlertid, som før nævnt, ikke repræsentativ, da den tilfældigvis er det mindste tal i serien. Ved forsøg med at lade et simpelt gennemsnit af hele serien indgå i  $Vlnfdtf$ , viste det sig at mark-up'en blev mere end halveret. Man kunne derfor med fordel overveje at benytte en anden korrektionsfaktor i relation (7.3).

Fig 7.2-7.3 viser residualplottene, som er temlig grimme. Disse tyder på manglende forklarende variable eller en fejlspecifikation.

### 2.8. b-sektoren.

Reestimationen gør relationen noget grimmere, idet spredningen  $s$  forøges og DW forminskes markant fra 1.80 til 1.21 i ændringsrelationen. Estimation med  $Clnfdtf$  gør ikke relationen væsentligt pænere, hverken i niveau eller i ændringer. Det skal bemærkes at de statistiske værdier er langt pænere for ændrings-estimationens vedkommende, dog er DW uacceptabel lav. Mark-up'en i relation (8.10) er imidlertid ret lav, dette kunne skyldes at der er temlig meget trend i serien af korrektionsfaktorer, som er kraftigt faldende. Som nævnt må dette antages at bevirke en undervurdering af mark-up-estimatet, set i forhold til den mark-up man ville få, hvis de faktiske lønsummer indgik i lønomkostningerne. Relation (8.12), (8.8) og (8.9) viser derfor resultatet af estimationer hvor den løbende korrektionsfaktor indgår. Spredningen forøges, mens autokorrelationen forminskes, effekten på koeficientestimatet kan dog ikke siges at være ret stor.

På fig 8.5 og 8.10 ses residualplots af estimation med  $Clnfdtf$ . Mønsteret for niveaurelationen er identisk med det specificationsmæssigt tilsvarende for nb-sektoren.

I dette papir skal der ikke peges på nogen relation, da de er temlig dårlige alle sammen.

### 2.9. qh-sektoren.

Reestimationen af modelligningen forminsker markant mark-up'en p.g.a. en relativ stor korrektionsfaktor på ca. 1.2 .

Estimation med  $Clnadtf$  falder bedre ud end når  $Clnfdtf$  benyttes, idet spredningen  $s$  og spredningen på koefficienten er betydelig mindre i det første tilfælde. Sammenlignes ligning (9.5) og (9.7) ses autokorrelationen også at være betydelig mindre under  $ln$ specifikationen. Dertil kommer at der i  $Clnadtf$ -relationen er bedre overensstemmelse mellem mark-up'en i ændringsrelationen og

i niveau-relationen.

lna-specifikationen må derfor foretrækkes. Om valget skal falde på niveau-relationen (9.5) eller ændrings-relationen (9.8) skal være et åbent spørgsmål.

#### 2.10. qt-sektoren.

Inddragelse af deltidsfrekvenser virker ikke særlig revolutionerende på modelrelationens statistiske værdier, som stort set er uændrede. Koefficientestimerne forøges dog klart, hvad man man også må forvente.

Niveau-estimationerne er plaget af ret meget autokorrelation. I ændringer falder  $Clnadtf$  lidt bedre ud, lavere spredning og mindre autokorrelation, hvorfor ligning (10.8) anbefales som modelrelation.

#### 2.11. qf-sektoren.

Når modelligningen reestimeres bliver relationen betydeligt grimmere,  $s$  bliver ca. halvanden gang større og autokorrelationen stiger kraftigt. Dette må øjensynlig tilskrives at 1979 tallet falder fuldkommen udenfor den øvrige serie, hvilket skyldes en ekstraordinær stigning i lønomkostningerne pr. enhed som følge af et direkte fald i  $fXqf$  fra 78 til 79. Dette kombineret med en relativ høj korrektionsfaktor giver en negativ mark-up, når der estimeres i ændringer.

Forsøg med  $Clnadtf$  og  $Clnfdtf$  forværrer marginalt relationens statistiske værdier, via en forøget spredning.

En grund til de meget lave koefficientestimer i ændringsrelationerne kan være at serien af korrektionsfaktorer er præget af en kraftig faldende trend, hvilket er værst i lna-specifikationen. Der er derfor foretaget forsøg med at lade den løbende korrektionsfaktor indgå i løn-bestemmelsen. Resultaterne fremgår af henholdsvis ligning (11.10) (lna-specifikation) og (11.11) (lnf-specifikation). Dette gør tydeligvis relationerne betydeligt pænere spredningen formindskes til udgangsniveauet og DW kommer helt op på 1.62.

Man bør derfor overveje om det ikke kan betale sig at lade korrektionsfaktoren indgå som variabel i denne sektor.

### 2.12. qg-sektoren.

Forsøgene med deltidsfrekvenser forbedrer kun relationerne minimalt. Relation (12.9) anbefales som modelrelation, da den har mindst autokorrelation. Clnadtf har den mindste spredning, men til gengæld en hæsliq DW.

### 3. Afsluttende bemærkninger.

Generelt kan det siges, at inddragelsen af funktionærer og deltidsfrekvenser ikke har den store betydning for relationernes statistiske udseende. I 2 sektorer nq og nb er der dog ikke grundlag for inddragelsen.

Det er ikke i alle sektorer, at der er taget stilling til hvilke relationer, der bør anbefales, idet det er nødvendigt med visse principielle standpunkter først.

-Med udgangspunkt i qf-sektoren kan det diskuteres om korrektionsfaktoren skal indgå løbende.

-I qh-sektoren er det heller ikke taget stilling til om der bør indlægges en niveau eller ændrings relation i modellen.

-I b-sektoren er det tydeligvis behov for videre forsøg med supplerende variable, indtil videre vil det nok være bedst at benytte den reestimerede modelligning.

BILAG: 1 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv ne .

regressant	konst.	C	Clmfdtf	Clmfdtfv	andre	supp.var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(1.1) pnxne	-	1.8405 (0.0548)					0.0916	0.2497	0.8788
(1.2) "	0.1857 (0.0157)	1.4204 (0.0398)					0.0302	1.8143	0.9876
(1.3) Dpnxne	-	1.4122 (0.1815)					0.0406	2.6001	0.7323
niveau :									
(1.4) pnxne	-		1.5758 (0.0422)				0.0825	0.2569	0.9015
(1.5) "	0.1702 (0.0153)		1.2446 (0.0333)				0.0289	1.8878	0.9887
(1.6) "	-			1.6980 (0.0478)			0.08662	0.2522	0.8915
(1.7) "	0.1774 (0.0154)			1.3268 (0.0361)			0.0293	1.8622	0.9883
ending									
(1.8) Dpnxne	-		1.2960 (0.1611)				0.0395	2.5604	0.7462
(1.9) "				1.3527 (0.1705)			0.0400	2.5830	0.7404

BILAG: 2 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv *mf* .

regressant	konst.	C	Clmfdf	Clmfdfv	Andre D73(DD73)	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(2.1) <i>pnxmf</i>	-	1.1173 (0.0026)			0.0309 (0.0079)		0.0076	0.8883	0.9994
(2.2) "	-0.0123 (0.0042)	1.1333 (0.0058)			0.0313 (0.0064)		0.0062	1.4435	0.9996
(2.3) <i>Dpnxmf</i>	-	1.1111 (0.0320)			0.0323 (0.0053)		0.0074	2.3155	0.9740
niveau:									
(2.4) <i>pnxmf</i>	-		1.0703 (0.0022)		0.0309 (0.0069)		0.0067	1.0320	0.9995
(2.5) "	-0.0118 (0.0034)		1.0850 (0.0046)		0.0312 (0.0053)		0.0051	1.8441	0.9997
(2.6) "	-			1.0933 (0.0023)	0.0309 (0.0072)		0.0070	0.9741	0.9950
(2.7) "	-0.0120 (0.0037)			1.1086 (0.0050)	0.0312 (0.0057)		0.0055	1.6909	0.9997
ændring:									
(2.8) <i>Dpnxmf</i>	-		1.0754 (0.0288)		0.0340 (0.0049)		0.0069	2.3455	0.9774
(2.9) "				1.0930 (0.0303)	0.0322 (0.0051)		0.0071	2.3382	0.9760

fig 2.5 : Residualplot of relation (2.5)

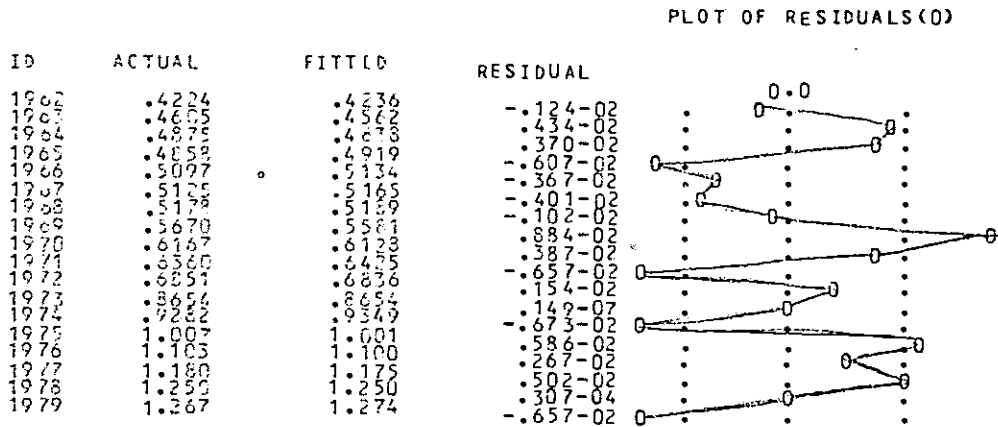
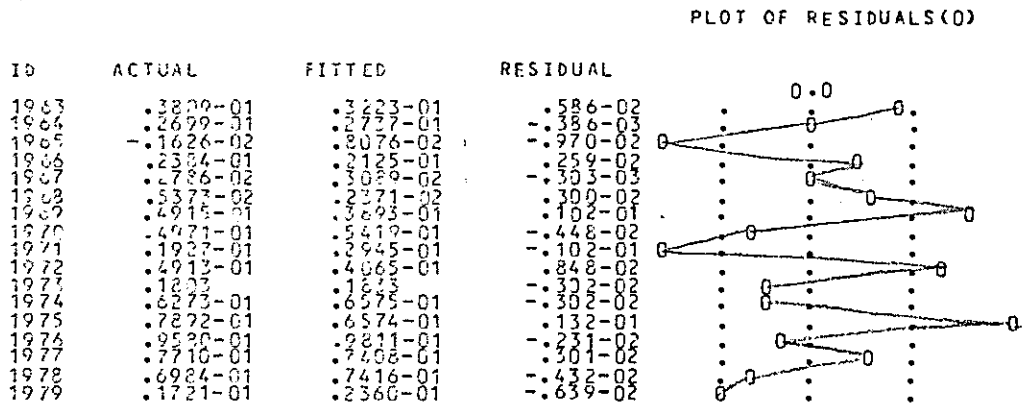


fig 2.8 : Residualplot of relation (2.8)

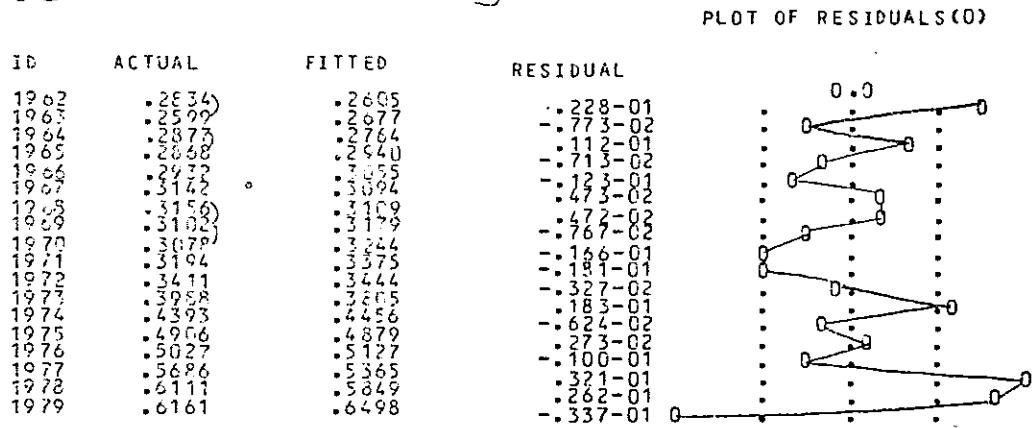




BILAG: 3 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv NN.

regressant	konst.	V	Ylnfdtf	Ylnfdtfv	andre	supp.var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(3.1) pyxnn		1.7453 (0.0208)					0.0204	1.4240	0.9714
(3.2) "	0.0365 (0.0128)	1.5951 (0.0554)					0.0171	1.9405	0.9810
(3.3) Dpyxnn		1.1558 (0.2785)					0.0222	1.9693	0.1998
niveau:									
(3.4) pyxnn			1.2531 (0.0163)				0.0223	1.2198	0.9659
(3.5) "	0.0434 (0.0129)		1.1253 (0.0402)				0.0176	1.8365	0.9800
(3.6) "				1.4589 (0.0183)			0.0214	1.3042	0.9684
(3.7) "	0.0405 (0.0128)			1.3199 (0.0465)			0.0173	1.8879	0.9806
condning:									
(3.8) Dpyxnn							0.0223	1.9257	0.1956
(3.9) "			0.8183 (0.1982)				0.0223	1.957	0.1956
(3.10) "					0.8740 (0.2117)		0.0192	2.5637	0.4283
(3.11) "					1.0807 (0.1988)		0.0222	1.9457	0.1987
				0.9597 (0.2316)					

fig 3.5 : Residual plot of relation (3.5)



BILAG: 4 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv nm.

regressant	konst.	C	Clnfdtf	Clnfdtfv	andre	supp.var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(4.1) pnxnm	-	1.2584 (0.0042)					0.0112	0.8929	0.9984
(4.2) "	-0.0135 (0.0074)	1.2784 (0.0116)					0.0105	1.1141	0.9987
(4.3) Dpnxnm	1	1.2297 (0.0546)					0.0109	1.3887	0.9145
niveau:									
(4.4) pnxnm			1.0874 (0.0037)				0.0115	0.7630	0.9983
(4.5) "	0.0095 (0.0077)		1.0752 (0.0105)				0.0113	0.8201	0.9985
(4.6) "				1.1667 (0.0036)			0.0104	0.9305	0.9986
(4.7) "	-0.0010 (0.0074)			1.1681 (0.0108)			0.0108	0.9337	0.9986
ændring:									
(4.8) Dpnxnm			1.0571 (0.0440)				0.0102	1.3674	0.9247
(4.9) "				1.1384 (0.0477)			0.0103	1.3317	0.9236

fig 4.5: Residual plot relation (4.5)

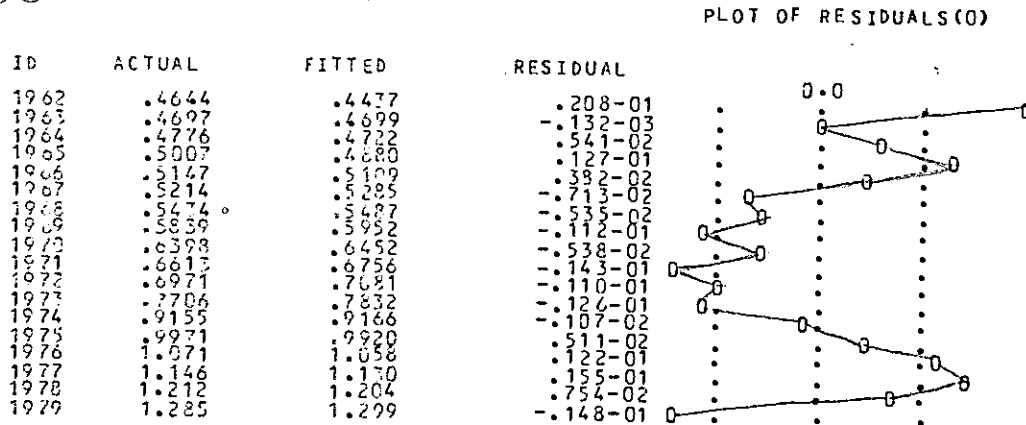
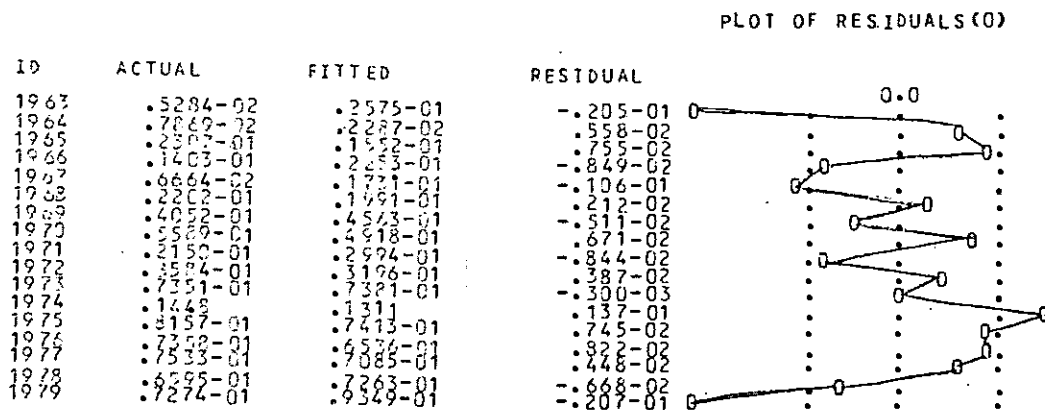
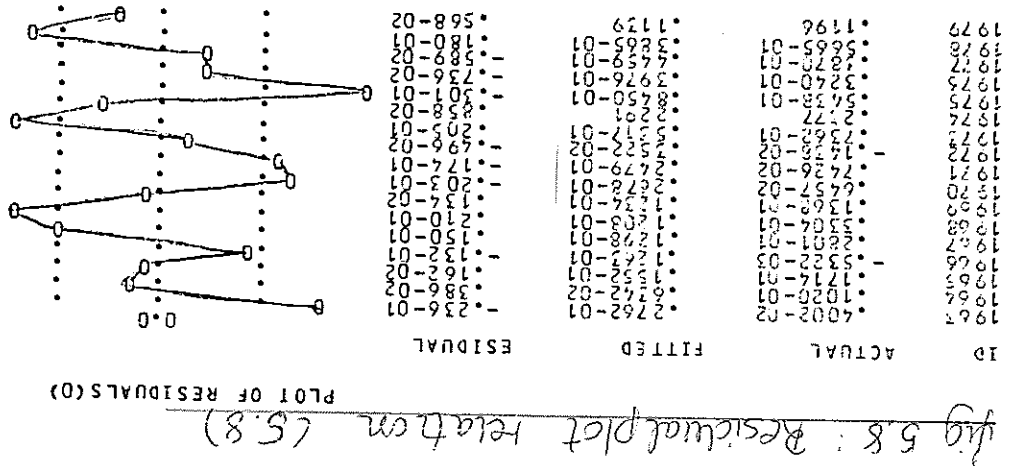
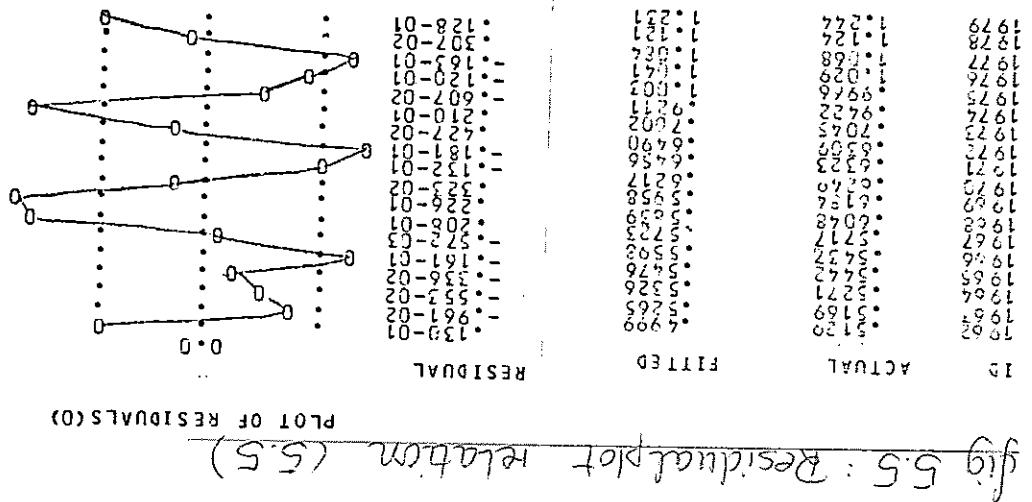
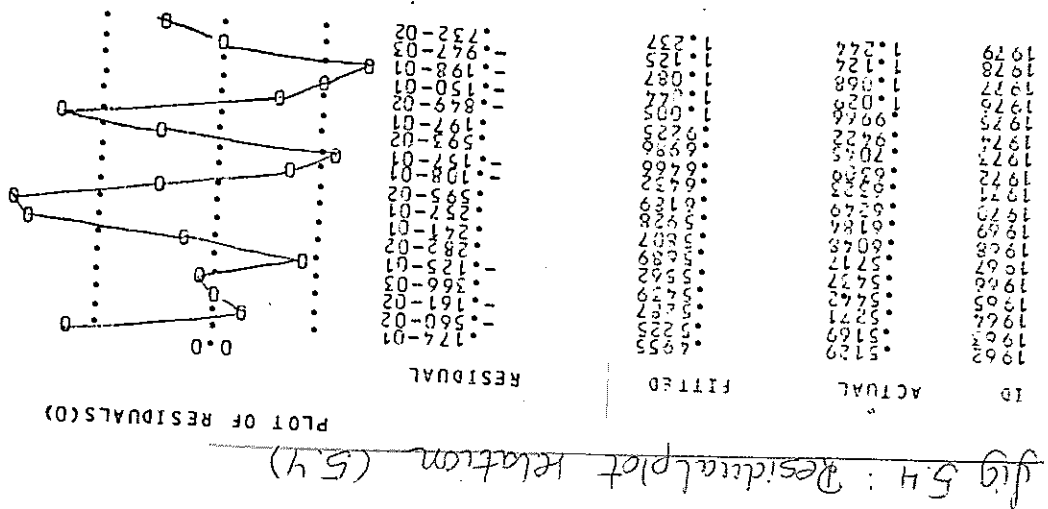


fig 4.8: Residual plot relation (4.8)



BIAG: 5 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv nr.

regressant	Konst.	C	Clnfdtf	Clnfdtfv	Andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(5.4) pxnke		1.3390 (0.0053)					0.0130	1.0232	0.9972
(5.2) "	0.0045 (0.0103)	1.3316 (0.0176)					0.0134	1.0314	0.9972
(5.3) Dpxnke		1.3197 (0.0615)					0.0136	1.5670	0.9476
niveau:									
(5.4) pxnke			1.1394 (0.0048)				0.0139	1.2228	0.9968
(5.5) "	0.0110 (0.0107)		1.1242 (0.0155)				0.0139	1.3240	0.9970
(5.6) "			1.2312 (0.0048)				0.0131	1.1440	0.9972
(5.7) "	0.0079 (0.0102)		1.2194 (0.0160)				0.0132	1.1939	0.9973
ændring:									
(5.8) Dpxnke			1.1658 (0.0638)				0.0158	1.5884	0.9287
(5.9) "			1.2407 (0.0616)				0.0144	1.5400	0.9408



BILAG:  $\phi$  . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv ng .

regressant	konst.	C	Clnfdtf	Clnfdtfv	andre	supp.var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(6.1) pnxng		1.2683 (0.0044)					0.0118	0.4013	0.9983
(6.2) "	-0.0306 (0.0038)	1.3143 (0.0061)					0.0054	1.9783	0.9997
(6.3) Dpnxng		1.2944 (0.0382)					0.0075	2.2768	0.9628
niveau:									
(6.4) pnxng			1.1031 (0.0028)				0.0086	0.7722	0.9991
(6.5) "	-0.0161 (0.0046)		1.1241 (0.0064)				0.0067	1.3259	0.9995
(6.6) "				1.1800 (0.0034)			0.0096	0.5827	0.9988
(6.7) "	-0.0228 (0.0040)			1.2118 (0.0059)			0.0057	1.7516	0.9996
ændring:									
(6.8) Dpnxng			1.1215 (0.0337)				0.0077	2.0929	0.9607
(6.9) "				1.2038 (0.0351)			0.0074	2.1795	0.9630

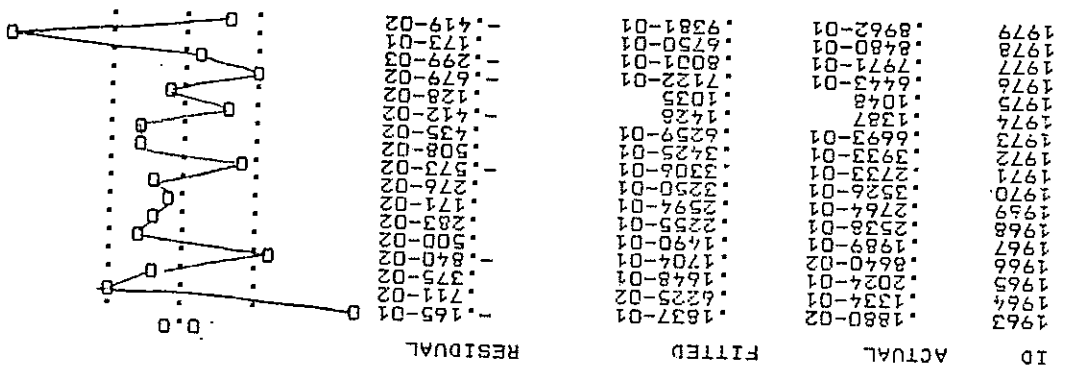


FIG 6.3: Residual plot relation (6.3)

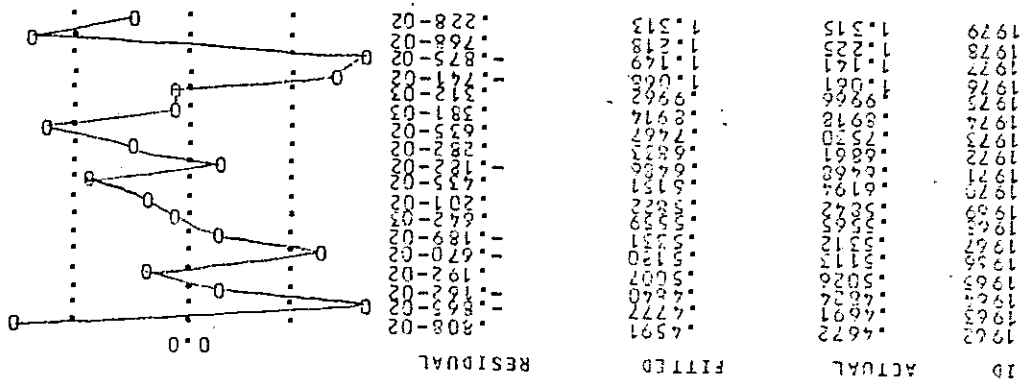


FIG 6.2: Residual plot relation (6.2)



BILAG: 7 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv nb .

regressant	konst.	V	Vlnfaltf	Vlnfaltfv	andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(7.1) pyxnb		2.2443 (0.0230)					0.0156	0.5040	0.9814
(7.2) "	0.0095 (0.0118)	2.1878 (0.0739)					0.0158	0.4926	0.9821
(7.3) Dpyxnb		1.8579 (0.1799)					0.0101	1.5796	0.6800
niveau: (7.4) pyxnb			1.5802 (0.0230)				0.0222	0.4590	0.9622
(7.5) "	0.0463 (0.0103)		1.3893 (0.0453)				0.0152	0.7667	0.9833
(7.6) "				1.8554 (0.0223)			0.0183	0.5254	0.9743
(7.7) "	0.0318 (0.0107)			1.7006 (0.0551)			0.0151	0.6626	0.9835
ændring: (7.8) Dpyxnb			1.1413 (0.1387)				0.0122	1.5175	0.5313
(7.9) "				1.4216 (0.1572)			0.0113	1.5423	0.5989

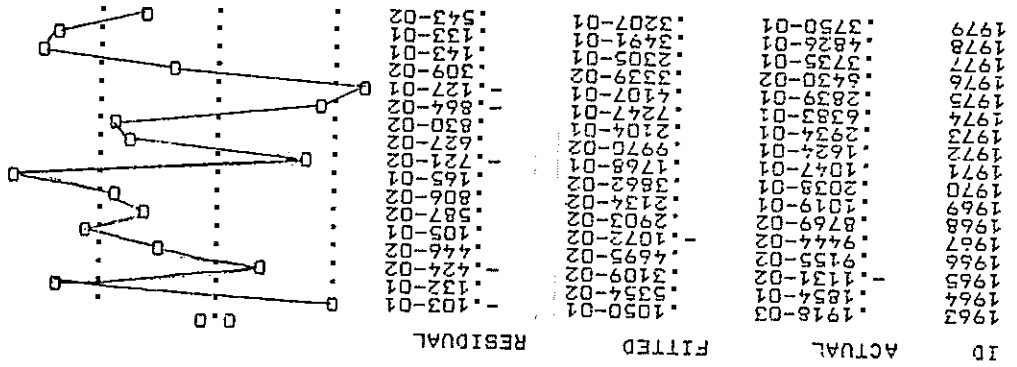


FIG 7.3: Residual plot relation (7.3)

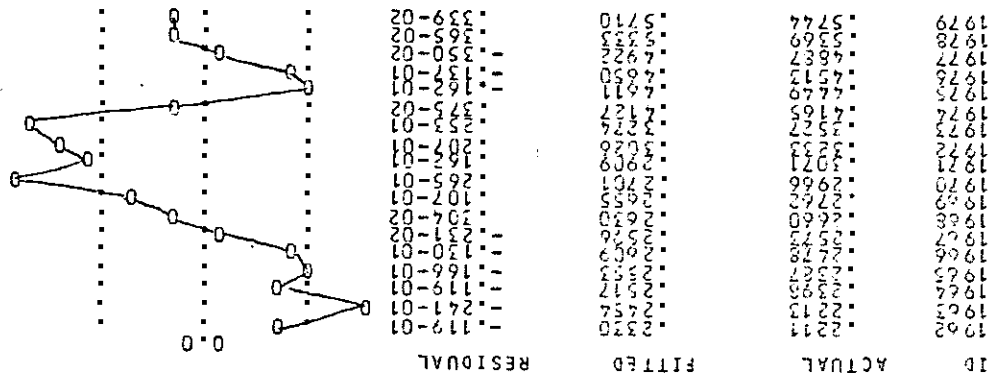
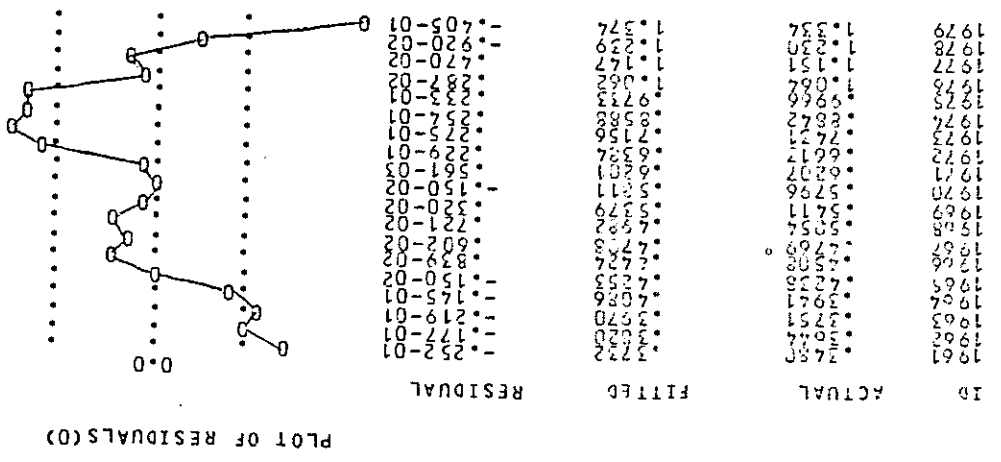


FIG 7.2: Residual plot relation (7.2)

BIAG: 8 • Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv b .

regressant	konst.	c	Clnfdtf	Clnfdtfv	andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>		
(8.1) pnx <sub>b</sub>	0.6740 (0.0113)	1.2882 (0.0154)	1.2173 (0.0155)	1.1389 (0.0171)	1.1966 (0.0097)	0.0420	0.1576	0.9829	0.0395	0.1924	0.9848
(8.2) "	0.0740 (0.0113)	1.1789 (0.0192)	1.1045 (0.0153)	1.2518 (0.0154)	0.0188	0.0188	0.4257	0.9967	0.0221	0.3857	0.9955
(8.3) Dpnx <sub>b</sub>		1.0771 (0.0485)				0.0124	1.2150	0.8921	0.0124	1.2150	0.8921
niveau:											
(8.4) pnx <sub>b</sub>			1.2173 (0.0155)			0.0420	0.1576	0.9829			
(8.5) "	0.0809 (0.0095)		1.1045 (0.0153)			0.0188	0.4257	0.9967			
(8.6) "				1.2518 (0.0154)		0.0407	0.1731	0.9839			
(8.7) "	0.0766 (0.0103)			1.1389 (0.0171)		0.0204	0.4033	0.9962			
(8.8) "					1.1966 (0.0097)	0.02670	0.4238	0.9931			
(8.9) "	0.0404 (0.0108)				1.1391 (0.0171)	0.0204	0.6128	0.9962			
ændring:											
(8.10) Dpnx <sub>b</sub>			1.0169 (0.0411)			0.0111	1.1251	0.9125			
(8.11) "				1.0465 (0.0445)		0.0117	1.1682	0.9035			
(8.12) "					1.0303 (0.0556)	0.0147	1.2255	0.8470			

fig 8.5 : Residual plot relam (8.5)



Plot of Residuals(0)

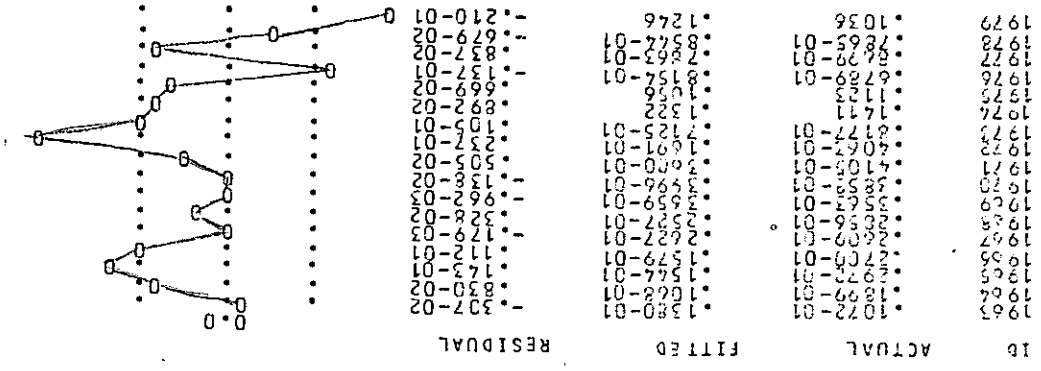
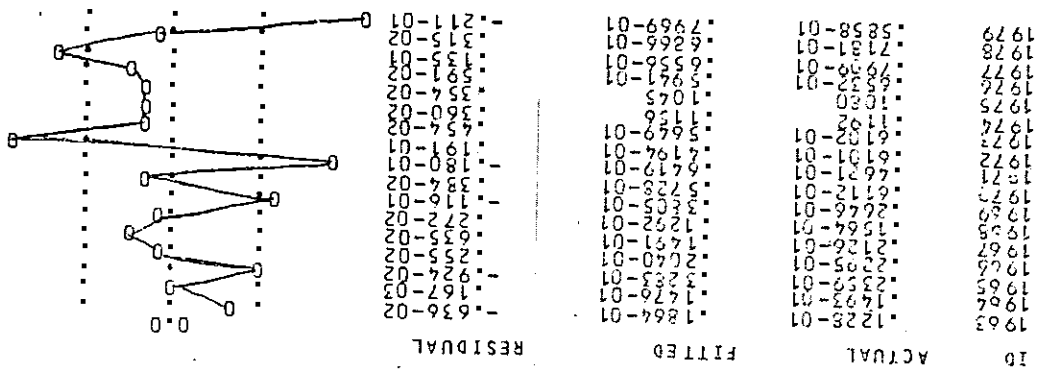


fig 8.10 : Residual plot relam (8.10)

BILAG: 9 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv qh.

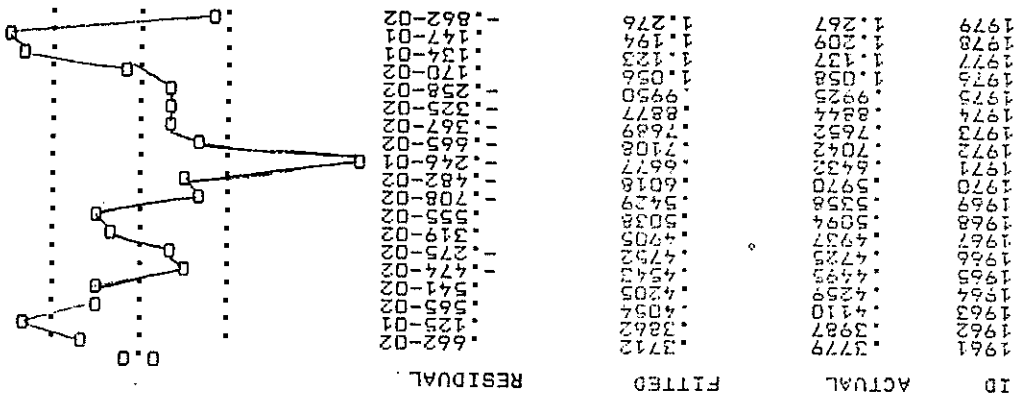
regressant	konst.	C	Clnadtf	Clnfdtf	andere	supp.var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(9.1) pnxqh		1.4223 (0.0188)					0.0440	0.0869	0.9783
(9.2) "	0.0970 (0.0045)	1.2495 (0.0083)					0.0085	1.3384	0.9992
(9.3) Dpnxqh		1.2217 (0.0494)					0.0099	2.2296	0.9070
niveau:									
(9.4) pnxqh			1.5547 (0.0151)				0.0320	0.1439	0.9885
(9.5) "	0.0712 (0.0052)		1.4224 (0.0107)				0.0096	1.1658	0.9990
(9.6) "				1.5509 (0.0082)			0.0175	0.6795	0.9966
(9.7) "	-0.0057 (0.0108)			1.5616 (0.0221)			0.0179	0.6967	0.9966
ændring:									
(9.8) Dpnxqh			1.3843 (0.0592)				0.0104	2.0520	0.8966
(9.9) "				1.4929 (0.0939)			0.0151	1.9902	0.7831

fig 9.8: Residual plot relation (9.8)



PLOT OF RESIDUALS(0)

fig 9.5: Residual plot relation (9.5)



PLOT OF RESIDUALS(0)

Bilag: 10 · Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv qt .

regressant	konst.	c	clnadtff	clnfadtff	andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(10.1) pnxqt		1.2620 (0.0190)					0.0482	0.1017	0.9776
(10.2) "	0.6919 (0.0084)	1.1235 (0.0144)					0.0175	0.4323	0.9972
(10.3) Dpnxqt		1.6816 (0.0449)					0.0115	1.7372	0.9122
niveau :									
(10.4) pnxqt			1.3075 (0.0447)				0.0447	0.1115	0.9807
(10.5) "	0.0850 (0.0085)		1.1744 (0.0150)				0.0174	0.4352	0.9272
(10.6) "				1.3123 (0.0094)			0.0231	0.3171	0.9949
(10.7) "	0.0374 (0.0082)			1.2527 (0.0147)			0.0160	0.5866	0.9977
ændring:									
(10.8) Dpnxqt			1.1305 (0.0470)				0.0115	1.6901	0.9121
(10.9) "				1.2031 (0.0532)			0.0122	1.4393	0.9006

BIAG: 11 • Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv *gd*.

regressant	konst.	C	Clnadtf	Clnfdtf	andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(11.1) <i>pnxgd</i>		1.3581 (0.0382)					0.0902	0.1608	0.9261
(11.2) "	0.1530 (0.0155)	1.1187 (0.0285)					0.0357	0.4599	0.9891
(11.3) <i>Dpnxgd</i>		0.9269 (0.0674)					0.0203	0.6936	0.7168
niveau:									
(11.4) <i>pnxgd</i>			1.4567 (0.0386)				0.0852	0.1849	0.9342
(11.5) "	0.1434 (0.0165)		1.2150 (0.0326)				0.0375	0.4642	0.9879
(11.6) "				1.4762 (0.0255)			0.0558	0.3371	0.9718
(11.7) "	0.0920 (0.0152)			1.3160 (0.0303)			0.0323	0.6708	0.9911
ændring:									
(11.8) <i>Dpnxgd</i>					0.9432 (0.0757)		0.0212	0.6916	0.6909
(11.9) "						1.0718 (0.0858)	0.0222	0.9919	0.6220
(11.10) "							0.0202	1.6156	0.7202
(11.11) "							0.0202	1.6221	0.7192



BIAG: 12 . Regressionsresultater fra forsøg med sektorprisrelationen i erhverv 99 .

regressant	Konst.	C	Clnadtf	Clnfdtf	Andre	supp. var.	s	DW	R <sup>2</sup>
(12.1) pnxqf		1.2668 (0.0130)					0.0334	0.1362	0.9906
(12.2) "	0.6494 (0.0114)	1.1929 (0.0194)					0.0237	0.2218	0.9955
(12.3) Dpnxqf		1.1595 (0.0459)					0.0113	1.0446	0.8753
niveau:									
(12.4) pnxqf			1.3749 (0.0111)				0.0262	0.1657	0.9942
(12.5) "	0.0302 (0.0111)		1.3255 (0.0204)				0.0225	0.2023	0.9960
(12.6) "			1.3789 (0.0085)				0.0200	0.3704	0.9966
(12.7) "	-0.0229 (0.0093)		1.4170 (0.0171)				0.0177	0.5149	0.9975
ændring									
(12.8) Dpnxqf			1.2859 (0.0458)				0.0102	0.9826	0.8987
(12.9) "			1.3787 (0.0628)				0.0129	1.4766	0.8365

Bilag 13 Konventionspartiet

ID	KVNE	KVNF	KVNM	KVNK	KVNG
1960.00000	1.147607	903006	954752	894478	820758
1961.00000	1.121107	913841	933887	903557	829636
1962.00000	1.108648	914412	934871	910128	845249
1963.00000	1.073862	905783	918312	911233	844030
1964.00000	1.067351	918312	946024	917686	866612
1965.00000	1.034223	942276	952984	934156	870320
1966.00000	1.017080	938307	948100	940970	881626
1967.00000	1.023898	978307	966817	934156	883339
1968.00000	1.023898	978307	966817	934156	902045
1969.00000	1.023898	978307	966817	934156	918017
1970.00000	1.023898	978307	966817	934156	938594
1971.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1972.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1973.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1974.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1975.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1976.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1977.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1978.00000	1.023898	978307	966817	934156	
1979.00000	1.023898	978307	966817	934156	

ID	KVNN	KVNB	KVB
1950.00000	1.181234	926247	350348
1951.00000	1.159450	951722	558621
1952.00000	1.129966	935863	586521
1953.00000	1.129966	935863	586521
1954.00000	1.129966	935863	586521
1955.00000	1.129966	935863	586521
1956.00000	1.129966	935863	586521
1957.00000	1.129966	935863	586521
1958.00000	1.129966	935863	586521
1959.00000	1.129966	935863	586521
1960.00000	1.129966	935863	586521
1961.00000	1.129966	935863	586521
1962.00000	1.129966	935863	586521
1963.00000	1.129966	935863	586521
1964.00000	1.129966	935863	586521
1965.00000	1.129966	935863	586521
1966.00000	1.129966	935863	586521
1967.00000	1.129966	935863	586521
1968.00000	1.129966	935863	586521
1969.00000	1.129966	935863	586521
1970.00000	1.129966	935863	586521
1971.00000	1.129966	935863	586521
1972.00000	1.129966	935863	586521
1973.00000	1.129966	935863	586521
1974.00000	1.129966	935863	586521
1975.00000	1.129966	935863	586521
1976.00000	1.129966	935863	586521
1977.00000	1.129966	935863	586521
1978.00000	1.129966	935863	586521
1979.00000	1.129966	935863	586521

genomsnitt 1.2283 0.9403

konkretinstatistischer Datensatz

ID	KVAQH	KVAQT	KVAQF	KVAQG
1960.000000	1.177290	1.289545	1.416430	1.099973
1961.000000	1.332708	1.295900	1.356228	1.101411
1962.000000	1.345030	1.267156	1.367587	1.098058
1963.000000	1.222513	1.163173	1.244675	1.153443
1964.000000	1.156632	1.117377	1.222843	1.147383
1965.000000	1.173057	1.131148	1.222843	1.153443
1966.000000	1.190117	1.111751	1.295488	1.106671
1967.000000	1.154939	1.008807	1.245336	1.059299
1968.000000	1.159060	1.954052	1.213719	1.036578
1969.000000	1.203528	1.036281	1.220248	1.989883
1970.000000	1.176325	1.019045	1.175037	1.860633
1971.000000	1.230961	1.989135	1.147356	1.974387
1972.000000	1.268693	1.970263	1.080623	1.978108
1973.000000	1.202613	1.963644	1.051415	1.975928

ID	KVFQH	KVFGT	KVFGF	KVFGG
1960.000000	741917	812659	892621	693192
1961.000000	840691	819800	855528	694786
1962.000000	774420	792142	854925	686421
1963.000000	840824	741035	851805	730666
1964.000000	753081	727529	861308	747065
1965.000000	768491	741035	848698	725000
1966.000000	798523	745943	835573	710749
1967.000000	807316	705168	849404	725978
1968.000000	833921	686422	855949	710749
1969.000000	854065	735380	865930	712202
1970.000000	851391	737557	865930	683732
1971.000000	908651	730127	850459	695279
1972.000000	953231	729006	846917	719241
1973.000000	912498	731177	811925	734901
1974.000000			797775	740498

### Dokumentation af "multiplikator-setup".

I forbindelse med afprøvningen af den nye modelversion, dec82, er der konstrueret et specielt setup til multiplikator beregninger, hvilket har til formål at lette analysen. I det efterfølgende dokumenteres dette setup og de beregninger, der ligger til grund herfor.

I setup'et beregnes dels multiplikatorer for udvalgte variable i ADAM, dec82, og dels multiplikatorer for en række kvoter, der er beregnet udfra disse variable. Det er sidstnævnte kvoter, som denne fremstilling skal koncentreres om. Analysen af modelegenskaberne gøres lettere ved at betragte kvoter, hvilket bl.a. skal ses på baggrund af den rent kvantitative begrænsning af tal-materialet, idet man ved at benytte kvoter kun skal overskue halvt så mange variabel-forløb.

Det centrale i multiplikator-analysen er en sammenligning af modelegenskaberne i henholdsvis mar81- og dec82-versionen, hvorfor et multiplikator-setup svarende til det overfor omtalte for dec82-versionen er konstrueret for mar81-versionen. Sidstnævnte er tilpasset setup'et for dec82-versionen, således at de forskelle der er imellem de 2 setup, m.h.t. hvilke variable og kvoter, der beregnes multiplikatorer for, udelukkende afspejler forskelle modelversionerne imellem.

#### 1. Beregningsgang og filoversigt.

I det efterfølgende omtales den rent beregningsmæssige baggrund for multiplikator-setup'ne. I det tilfælde at der kun omtales en modelversion er det underforstået, at der er benyttet samme fremgangsmåde for begge versioner.

Der er konstrueret hvad man kan kalde en "eftermodel" til beregning af de relevante kvoter. Ud fra denne eftermodel, den respektive modelversion og den dertil hørende TSP-bank (simbk6 eller mar81b) er der dannet en modelversion i NASS, som inkluderer eftermodellen, og en tilsvarende databank i NASS. Det skal forøvrigt nævnes, at der i NASS-databanken er indlagt de eksportelasticiteter og prisvægte, som er benyttet i multiplikator-kørslerne, jfr. HJ 28.09.83.

Øverst på næste side er der en oversigt, som viser i hvilke filer/elementer man kan finde de konstruerede databank(er).

Fil/element-oversigt.

<u>Indhold</u>	<u>dec82</u>	<u>mar81</u>
Formler for kvoterne:	URO.kvoter4	URO.kvoter6
Model incl. kvoter (TSP):	URO.dec82	URO.mar81
Databank incl. kvoter (TSP):	SIMBKK.	KIAR81B.
Model incl. kvoter (NASS):	URO.dec82a	URO.mar81a
Databank incl. kvoter (NASS):	AESIMBKK.	AEKMAR81B.

Det er disse modelversioner og databanker i NASS, som er blevet benyttet ved kørsler med de respektive multiplikator-setup. Setup'ne ligger i henholdsvis URO.dec82setup og URO.mar81setup. I disse elementer er der ikke ændret på nogen bestemt eksogen variabel, setup'et kan således bruges til en vilkårlig multiplikator-kørsel, idet brugeren selv må ændre det fornødne. Det er således nødvendigt at ændre UPD-ordren, hvor der er indlagt en vilkårlig variabel x. Iøvrigt fremgår det af kommentarkort i setup'et, hvilket princip, der er lagt til grund for kvoternes variabelbetegnelse.

2. Beregning af kvoter.

Udvælgelsen af kvoter er foretaget udfra en afvejning af ønsket om at gøre multiplikatoranalysen lettere, d.v.s. øge overskueligheden, sat i forhold til et ønske om at belyse modellens egenskaber bedst muligt. Kvoterne bliver efterfølgende omtalt i den rækkefølge, hvori de indgår i setup'et.

En central kvote er forholdet imellem fX og fY. Denne giver ved multiplikatorberegninger et aggregeret mål for de samlede sektorforskydninger, idet forholdet mellem fX og fY i de enkelte sektorer er konstant, hvorfor evt. ændringer i denne må afspejle forskydninger mellem sektorer med forskelligt fX/fY-forhold.

Dernæst er der taget udgangspunkt i forsyningsbalancen, ligningen for fY, hvor enkelt komponenternes andel af totalen fY er beregnet. Det skal dog bemærkes, at der i disse beregninger skelnes imellem offentlige og private investeringer, imodsætning til den afgrænsning imellem maskininvesteringer og investeringer i bygninger og anlæg, der er benyttet i modelligningen for fY. Derudover er disse "centrale kvoter" blevet suppleret med beregninger af forholdet imel-

lem  $f_Y$  i nævneren og henholdsvis følgende variable i tælleren; beskæftigede ialt, beskæftigede i den private sektor, beskæftigede i den offentlige sektor, restindkomsten og lønsummen. Desuden er de her omtalte variable også sat i forhold til  $f_X$ .

Kvoterne med  $f_Y$  i nævneren er hovedsagelig konstrueret ud fra et ønske om at lette overblikket over indkomstdannelsen i modellen. Kvoterne med  $f_X$  er inddraget for at få nogle forhold, der ligger tæt på modelformuleringen, man må således forvente, at disse er forholdsvis stabile, her tænkes især på forholdet imellem investeringer, import og produktionen. Det bør i denne forbindelse bemærkes, at forholdet imellem  $f_X$  og  $f_Y$  danner et forbindelsesled imellem kvoterne med henholdsvis  $f_X$  og  $f_Y$  i nævneren, sammenholdes  $f_X/f_Y$  således med en af de 2 former for kvoter kan udviklingen i de resterende kvoter, i visse tilfælde, umiddelbart udledes.

Ved en analyse af modelegenskaberne gør de centrale kvoter det lettere at gennemskue den fordelingsmæssige udvikling imellem disse variable. Herudover kan kvoterne også fortolkes med henblik på at klargøre hvilke effekter, der ligger bag udviklingen i bnp. Hvis er f. eks. er tale om en forbrugsdrevet stigning i bnp må man ud fra et appriori kendskab til modellen forvente, at multiplikatoren for forholdet imellem  $f_{Cp}$  og  $f_Y$  er ikke-negativ i de første år.

De supplerende kvoter omkring restindkomst og lønsum kan tages som et udtryk for hvorledes indkomstfordelingen udvikler sig, dette må selvfølgelig tages med de forbehold, der nødvendigvis opstår, når man betragter restindkomst som en approksimation for profit. Specielt kan det bemærkes, at forholdet imellem  $Y_r$ ,  $Y_W$  og  $f_X$  kan fortolkes som henholdsvis 'markup-faktor' og enhedslønoms-kostning. Ligeledes kan forholdet imellem  $Q$  og  $f_X$  ses som et udtryk for den reciprokke produktivitet.

På linie med udgangspunktet i forsyningsbalancen i faste priser, er der også beregnet kvoter ud fra ligningen for BNP i løbende priser, idet de enkelte variable også her er sat i forhold til totalen  $Y$ . Disse kvoter kan benyttes til samme analyse formål, som det, der blev nævnt i forbindelse med de øvrige centrale kvoter, her ved inddrages tillige priseffekterne i analysen.

De kvoter, som herefter er medtaget, har til formål at lette den disaggregerede analyse, der i en vis udstrækning danner baggrund for forståelsen af ændringer på aggregeret niveau. Kvoterne klarlægger således de evt. forskydninger mellem sektorer og underkom-

ponenter, der opstår som følge af et givet stød.

Der beregnes følgende kvoter;

Forholdet imellem sektorfordelt produktion i faste priser og den totale produktion, for alle sektorer.

Forholdet imellem sektorfordelt BFI i løbende priser og den samlede BFI, for alle sektorer.

De enkelte sektorerers andel af lønsummen set i forhold til den totale lønsum. Derudover sættes den sektorfordelte lønsum i forhold til henholdsvis produktionen i faste priser og BFI i løbende priser for den pågældende sektor.

Derudover er der medtaget kvoter hvor restindkomsten indgår, der er benyttet samme princip, som ved opstilling af lønsums kvoterne.

Udfra de sidstnævnte kvoter med lønsum og restindkomst kan det bedre gennemskues hvad en evt. ændring i samlet lønsum eller restindkomst skyldes. Ved en inddragelse af kvoterne, der viser den samlede produktions fordeling på sektorer, kan man nemlig adskille effekten fra rene sektorforskydninger fra effekten af ændringer i selve markup'en eller i enhedslønomkostingerne.

For de efterfølgende variable gælder det, at de indgående enkeltkomponenter er sat i forhold til totalværdien:

Investeringer  $fI$ .

Privatforbrug,  $fCp$ , desuden er der beregnet to forbrugskvoter med den disponible indkomst  $Yd3$  i nævneren og henholdsvis  $Cp4$  og  $Cp$  i tælleren.

Eksport,  $fE$

Import,  $fM$ .

Beskæftigelse,  $Q$ .

De sidste kvoteberegninger er foretaget udfra udvalgte ligninger og ligningssystemer.

Således er ligningen for saldoen på betalingsbalancens løbende poster ført ned på vare- og tjeneste-balance niveau, og underkomponenternes andel af totalen er derefter beregnet.

Derudover er den disponible indkomst sat i forhold til BNP i løbende priser, herunder er også underkomponenternes andel af totalen  $Yd3$  inddraget og disse underkomponenter er tillige sat i forhold til BNP i løbende priser.

Ligningen for de direkte skatteer er ført tilbage til egentlige forskudsskatter og underkomponenternes andel af de direkte skatter er konstrueret.

Underkomponenternes andel af inddirekte skatter er ligeledes beregnet, idet niveauet er holdt til ligningen for SI.

Den skattepligtige indkomst og visse af dennes underkomponenter  $Y_{rr}$ ,  $Y_{at}$  og  $Y_{af}$  er sat i forhold til BNP i løbende priser.

### 3. Opbygningen af udskrifterne i multiplikator setup'et.

Det grundlæggende princip i setup'et er, at først beregnes multiplikatorer for de udvalgte variable, hvorefter dette umiddelbart følges op af beregninger af multiplikatorer for kvoterne, som er konstrueret udfra de pågældende variable. Som et eksempel kan nævnes, at først beregnes multiplikatorer for en række centrale makrovariable, hvorefter der udregnes multiplikatorer for de centrale kvoter.

Underordnet ovenstående princip skelnes der i setup'et imellem 3 multiplikator-opstillinger, der i setup'et forekommer i denne rækkefølge: 1) centrale makrovariable 2) Tværtsnitopstillede multiplikatorer 3) Sektorfordelte multiplikatorer. Tværtsnitopstilling dækker over en opstilling af variable, betragtet totalt og fordelt på underkomponenter. Ved den sektorvise opstilling står alle de i setup'et indgående variable, herunder også kvoter, som kan henføres til en given sektor, opført under denne.



I illustrativt øjemed vises følgende uddrag af en udskrift fra en kørsel med multiplikator-setup, et (her er der tale om et stød på importpriserne) . Konkret fremgår <sup>en del</sup> multiplikatorerne for de centrale makro-variable og for <sup>de</sup> centrale kvoter af uddraget.

---

Bilag til "Dokumentation af multiplikator-setup".



Bilag til "Dokumentation af multiplikator-setup".

I illustrativt øjemed vises følgende uddrag af en udskrift

fra en kørsel med multiplikator-setup'et (her er tale om et

stød på importpriserne). Konkret fremgår multiplikatorerne for

de centrale makro-variable og <sup>en del</sup> for de centrale kvoter af uddraget.



# WVOTER

BY WOTE ER OR DEFINITION  
IT SHOULD BELONG TO VOTERS.  
DEFINITION OF MEMBERSHIP  
CAN BE LEFT LEFT ARGUMENT  
AND AT OVERSHE CHANGE THE

NOTE WOTE HAN ILLUSTRS  
WVOTERS WARE-SCALAR, FRS  
FUNDAMENTALS, IMPORTANCE OF

BSHAFILICISSHOTS (D.N. DEN ROK)  
PQRSR PRODUCTIVS). WOTERS  
OFFICIALS (WOTER) AT SADVANS

WOTER OR WERE WOTER  
STATES, WED ANALYSIS AT FRS  
RESEARCHER DEVELOPMENT AT WOT

DEFER WERE MEMBERSHIP OF WOT  
HELPER WOTERS WOTER PRODUCTS  
COMMITMENT OF MEMBERSHIP WOTER

WOTERS AT WOTER WOTER OF  
FOR AT WOTER WOTER OF  
SCHEDULED WOTER WOTER WOT

WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF

WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF

WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF

WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF  
WOTERS AT WOTER WOTER OF

⑤

⑥

⑦

⑧

⑨



ADVERTISING AND MARKETING  
MOTOR IN THE VSD IN ARRIVAL  
AF DROST REIGUAT OVRAN GAST  
OO MI UVA CRASHED HAD  
DROST REIGUAT OVRAN AT DATES  
ROBBIENS CENTRE IN SAHARA

DE TO SMT AF HVORU.

Ⓜ

✓

Konstruktion af deltidstrekvenser.

På brug ved beregningen af deltidstrekvenser (dt'er) for perioden 1948-79 er følgende kilder benyttet.

- Beskæftigelsesundersøgelserne 1972-79 (BU).
- Industristatistikken 1965-79 (IS).
- Folketællingen 1970 (FT).
- Arbejdsstyrkeundersøgelsen 1952 (AU).

Som det fremgår er kildematerialet yderst sparsomt, desuden er de tal, der findes i AU ikke detaljerede nok. På grund af sidstnævnte er der for mange sektors vedkommende taget udgangspunkt i de i den foregående modelversion indgående dt'er (jfr. tmp 27.01.81). I det følgende gennemgås beregningerne.

Industri-sektorene.

I denne sektor foreligger det bedste kilde-materiale (jfr. ovenfor).

Perioden 1972-79 dækkes af to kilder. For at finde evt. systematiske forskelle mellem tallene fra BU+FT og fra IS beregnes kvotienterne mellem talsserierne. Det kan konkluderes, at niveauet mellem talsserierne fra de to kilder afviger noget fra hinanden, generelt ligger BU 2-6% point over IS. Udviklingen i kvotienterne er meget forskellig fra sektor til sektor, for funktionernes vedkommende er forholdet dog generelt mere konstant end for arbejderne. Da IS generelt har nogle pæner talsserier, de svinger ikke så meget som BU's, lægges IS til grund for beregningen. Der korrigeres for niveauforskellen ved at gange de enkelte sektors talsserie med gennemsnittet af kvotienterne (incl. FT) for den pågældende sektor.

For sektorens vedkommende gør der sig det gældende, at

der kun findes IS-data i en 4-årig periode, 1976-79. Da tallene fra BU er ret uregelmæssige, skønnes det at være bedst at benytte udviklingen i dt'en for den samlede industri (den hidtilige benyttede serie), ved beregning af dt'en i perioden 1965-75. Dt'en i sektoren er således beregnet analogt med de øvrige industrisektorer i perioden 76-79, mens de i perioden 65-75

er beregnet således, at udviklingen i serien svarer relativt til den, der har været for den samlede industri. Ved beregning af dt'erne for hele industrien under et er denne kilde brugt, idet der er foretaget en lineær interpolation mellem 1952-værdien og værdien fra IS i 1965 (jfr. tmp 27.01.81.). Konsekvensen af det manglende detaljerede kildemateriale bliver at støtte sig til den eksisterende aggregerede serie. For at se om der er nogen forskel i niveauet mellem de netop beregnede dt'ere og serien for den samlede industri, beregnes dt'erne for hele industrien med udgangspunkt i de sektoropdelte dt'ere. Herefter kvotienterne mellem tallene fra de 2 serier beregnes ved at dividere tallene fra den ene serie op i de tilsvarende tal fra den anden. Det viser sig, at de heldigvis stemmer godt overens, der er en afvigelse på 2-3% når gennemsnittet af kvotienterne beregnes for perioden 1965-73, hvor forholdet er relativt konstant.

Som nævnt beregnes de enkelte sektors dt'ere v.h.j.a. serien for den samlede industri. Principet i denne metode, der forøvrigt går igen ved konstruktionen af tal for de øvrige sektorer, er at dt'erne i de enkelte sektorer korrigeres, således at summen af antallet af deltidbeskæftigede i de enkelte sektorer bliver lig antallet af deltidbeskæftigede i hele industrien, i hvert år. (I praksis "expanderes" de ældste tal i serierne, hvor efter disse korrigeres, således at de stemmer overens med den faktiske udvikling). Reelt betyder denne fremgangsmåde, at dt'erne delvis reguleres i forhold til den relative forskydnings af beskæftigelsen mellem sektorer med relativt høj og lav dt', og delvis i forhold til ændringer i selve dt'erne. Det centrale er at alle dt'erne korrigeres som følge af ændringer i nogle af variablene. Når denne metode benyttes skal beskæftigelsen i de enkelte sektorer være kendt, dette er imidlertid kun tilfældet tilbage, for perioden 1960-64 beregnes dt'erne v.h.j.a. ovennævnte metode, efter at serien for den samlede industri er finjusteret, d.v.s. at niveauet svarer til det vi arbejder under nu. I de år hvor beskæftigelsen ikke er kendt, 1948-59, antages det at de enkelte dt'ere, udgør en konstant andel af den aggregerede serie, svarende til andelen i 1960.



q-sektorerne.

I perioden 1972-79 er data fra BU benyttet direkte. Dernæst fås 1970-værdien fra FT (i 1970), og der er foretaget en lineær interpolation mellem 1970- og 1972-værdien.

I den videre tilbageførelse er den metode, som blev brugt ved beregning af dtf'erne for industri-sektorerne i perioden 1960-64 benyttet.

Der er først foretaget en kontrol af om de enkelte sektorer dtf'er vægtes "summer op" til den eksisterende serie for q-sektoren. Der kan godt være en hvis niveauforskul, idet den detaljerede sektor opdeling ikke er en fuldkommen udtømmende fordeling af den forrige sektor q. Det viser sig at der ikke er nogen større afvigelse og jeg vælger derfor at lade være med at korrigere den aggregerede serie.

I perioden 1948-69 beregnes dtf'erne derfor v.h.j.a. serien for q-sektoren under et, på den allerede beskrevne måde.

Da der i AV i 1952 findes tal for handel og omsætning og foruden for transport, post og telefon, er det muligt at undersøge om dtf'en i de tilsvarende q-sektorer stemmer overens med de pågældende tal. Derfor beregnes dtf'en for sektorerne qh,qt og qq under et og tillige den samlede dtf for qs og qt. Det fremgår at den største afvigelse er i sektoren handel og omsætning, hvor der er en relativ afvigelse på ca. 6%, d.v.s. tallene stemmer rimeligt godt overens.

Sektorerne a,e,o,h og b.

I perioden 1972-79 benyttes ligesom for q-sektorerne vedkommende tallene fra BU direkte, og der interpoleres lineært mellem værdierne fra den næste brugbare kilde FT 1970 og BU-værdierne i 1972.

Sektor a.

Da der ikke er nogen stor forskel mellem landbrugssektoren i den nye og i den gamle version, hverken i afgrænsning eller når man betragter perioden 1970-79, kan det antages, at faldet i den nye serie følger den gamle. Idet 1970-værdien i den nye serie ligger ca. 2% point over den tilsvarende værdi i den gamle serie, konstateres den nye serie i perioden 1948-69 ved at korrigere den gamle i hvert år med kvotienten mellem 1970-værdierne.

Sektor e.

Som nævnt er kildematerialet ret sparsomt, og for sektor e's vedkommende findes der faktisk intet før 1970. Det er derfor nødvendigt at gøre visse antagelser om sammenhængen mellem sektor e og resten af sektorerne.

Den sektor, som e, må have størst lighed med, hvad angår arbejdsforhold, er sektor qs, søtransport. Dette gælder ikke når de allerede beregnede tal sammenlignes, idet sektor e's serie er ualmindelig grim, som følge af store svingninger og manglende trend, men det kan evt skyldes at sektoren beskæftiger relativt få.

Dt'en i sektor e føres således tilbage på en tilsvarende måde som dt'en i sektor a, idet dt'erne i qs-sektoren korrigeres v.hj.a. forholdet mellem dt'en i sektor e og i qs i 1970.

Sektor o og n.

Disse sektorer adskiller sig ikke fra hinanden i den nye henholdsvis gamle version, hvorfor de gamle talserier bibeholdes i perioden 1948-69.

I perioden 1970-79 er der også meget god overensstemmelse både i niveau og trend mellem den nye og gamle serie, hvad angår sektor o.

Sektor b.

I AU i 1952 foreligger der ikke tal for byggesektoren, hvorfor konstruktionen af dt'erne for denne sektor kommer til at afhænge af de øvrige sektorer.

Den forrige serie af dt'er for funktionerne blev beregnet ved hjælp af dt'en for funktionerne i den samlede industri, idet andelen af kvinder i disse sektorer er stort set ens tilbage i tiden (jfr. tmp 27.01.81.). Da sektor b er den samme i den nye version kan denne sammenhæng benyttes igen.

Dt'en for funktionerne konstrueres således på samme måde som dt'erne i sektor a og e, idet serien sættes lig den korrigerede serie for funktionerne i hele industrien, hvor korrektionsfaktoren er forholdet mellem dt'erne i 1970.

Dt'en for arbejdere i byggeriet føres tilbage på lignende måde i perioden 1948-69, men på baggrund af serien for arbejdere i hele i hele industrien.

VARIABLELISTE:

Deltidstrekvenser

Sektor: arbejdere funktionærer samlet lønmodtager

o				o
h				h
bb				bb
fb				fb
tb				tb
sb				sb
qb				qb
b	ba	ba		b
nb	ba	ba		nb
nk	ka	ka		nk
nm	ma	ma		nm
nb	ba	ba		nb
nn	na	na		nn
nf	fa	fa		nf
ne	ea	ea		ne
ng	ga	ga		ng
e				e
a				a







