

Supplement til papir af 7.2.83: Nye relationer for
erhvervenes nettopriser.

Som nævnt p. 5 i papir af 7.2.83 er der i estimationsforsøgene anvendt et forkert udtryk for erhvervenes efterspørgselspres i ændringsspecifikationerne. I stedet for ændringen i vækstraten i K (DRK), er vækstraten i ændringen i K (RDK) anvendt som regressor.

Der er nu gennemført en estimationsrunde med det korrekte udtryk med henholdsvis et kort (2 perioder) og langt (5 perioder) lag i forventningsdannelsen:

$$K = \exp(L(fX) - \left[\sum_{\tau}^n L(fX(-n)) \right] / n) \quad ; \quad n = 2,5.$$
$$DRK = (K/K(-1)) - (K(-1)/K(-2)) \quad .$$

I 9 erhverv (nn,nb,nm,nk,ne,qq,qh,qt,qf) var resultatet for begge lags insignifikante koefficientestimationer til DRK-udtrykket (t-værdier omkring eller under |1|), samt sammenlignet med forsøgene med RDK-udtrykket også højere residuals-spredning og grimmere DW-teststørrelse.

I nf blev den beregnede relation statistisk pænere målt på residuals-spredningen end relationerne med RDK-udtrykket (smlgn. (2.18) og (2.20)), men grimmere end i relationerne med kapacitetsudtryk ((2.17) og (2.19)). Problemet er det samme som med RDK-udtrykket: fortegnet er forkert i forhold til apriori forventningerne (se også figur A.1):

$$(a.1) \quad Dpnxnf = 1.106 \text{ DC}(5)xnf - .0937 \text{ DRK}(2)nf + .0341 \text{ DD}1973$$
$$\quad \quad \quad (.0294) \quad \quad \quad (.0348) \quad \quad \quad (.0048)$$
$$n = 1963-78 \quad \quad \quad s = .0068 \quad \quad \quad DW = 2.03 \quad .$$

I b fås også lavere spredning og en signifikant koefficient med forkert fortegn, smlgn. i øvrigt (8.17)-(8.19) (se også figur A.2):

$$(a.2) \quad .Dpnxb = 1.2133 \text{ DC}(8)xb - .0493 \text{ DRK}(5)b$$
$$\quad \quad \quad (.0453) \quad \quad \quad (.0237)$$
$$n = 1963-78 \quad \quad \quad s = .0096 \quad \quad \quad DW = 1.76$$

I nq er der derimod udover forbedringer af spredning og DW også koefficientestimer til DRK-udtrykkene med det forventede positive fortegn omend med en rigelig høj spredning:

$$\begin{aligned} \text{(a.3)} \quad \text{Dpnxnq} &= 1.2983 \text{ DC}(5)\text{xnq} + .0326 \text{ DRK}(2)\text{nq} \\ &\quad (.0464) \quad \quad \quad (.0236) \\ n &= 1963-78 \quad \quad s = .0085 \quad \quad \quad \text{DW} = 1.996 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(a.4)} \quad \text{Dpnxnq} &= 1.2965 \text{ DC}(5)\text{xnq} + .0412 \text{ DRK}(5)\text{nq} \\ &\quad (.0462) \quad \quad \quad (.0301) \\ n &= 1963-78 \quad \quad s = .0085 \quad \quad \quad \text{DW} = 2.07 \end{aligned}$$

jf. figur A.3 og A.4.

Forbedringerne ligger især i 1964, 1972 og 1977. De store residualer i enderne (1963 og 1978) er der fortsat. Hvis DRK-udtrykket skal ind nogensteder, er det måske her. I forvejen er nq-erhvervet dog nogenlunde pænt og har med den hidtil valgte relationer (7.13) konkurrencedygtige testværdier.

Figure A.1 Plots of relation (a.1) - nf

PLOT OF ACTUAL(+) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1903	2810-01	2810-01
1904	2810-01	2810-01
1905	2810-01	2810-01
1906	2810-01	2810-01
1907	2810-01	2810-01
1908	2810-01	2810-01
1909	2810-01	2810-01
1910	2810-01	2810-01
1911	2810-01	2810-01
1912	2810-01	2810-01
1913	2810-01	2810-01
1914	2810-01	2810-01
1915	2810-01	2810-01
1916	2810-01	2810-01
1917	2810-01	2810-01
1918	2810-01	2810-01
1919	2810-01	2810-01
1920	2810-01	2810-01
1921	2810-01	2810-01
1922	2810-01	2810-01
1923	2810-01	2810-01
1924	2810-01	2810-01
1925	2810-01	2810-01
1926	2810-01	2810-01
1927	2810-01	2810-01
1928	2810-01	2810-01

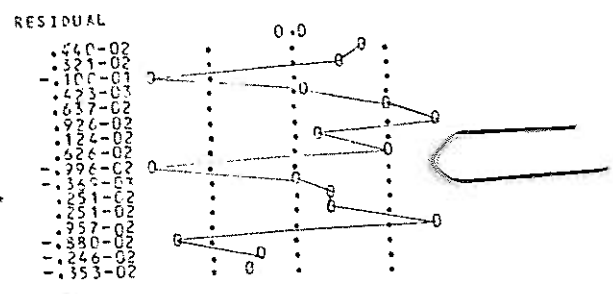
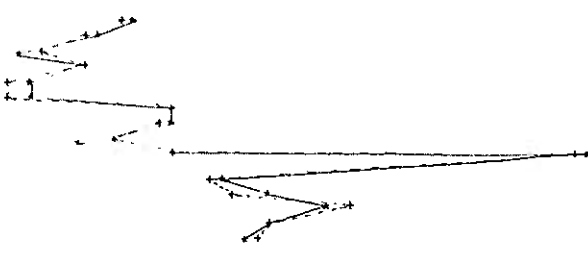


Figure A.2 Plots of relation (a.2) - b

PLOT OF ACTUAL(+) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1903	1070-01	1070-01
1904	1070-01	1070-01
1905	1070-01	1070-01
1906	1070-01	1070-01
1907	1070-01	1070-01
1908	1070-01	1070-01
1909	1070-01	1070-01
1910	1070-01	1070-01
1911	1070-01	1070-01
1912	1070-01	1070-01
1913	1070-01	1070-01
1914	1070-01	1070-01
1915	1070-01	1070-01
1916	1070-01	1070-01
1917	1070-01	1070-01
1918	1070-01	1070-01
1919	1070-01	1070-01
1920	1070-01	1070-01
1921	1070-01	1070-01
1922	1070-01	1070-01
1923	1070-01	1070-01
1924	1070-01	1070-01
1925	1070-01	1070-01
1926	1070-01	1070-01
1927	1070-01	1070-01
1928	1070-01	1070-01

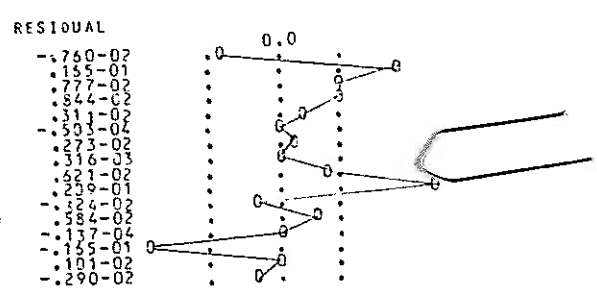
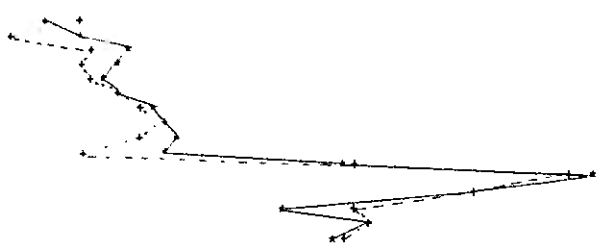


Figure A.3 Plots of relation (a.3) - mg

PLOT OF ACTUAL(+) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1903	1100-01	1100-01
1904	1100-01	1100-01
1905	1100-01	1100-01
1906	1100-01	1100-01
1907	1100-01	1100-01
1908	1100-01	1100-01
1909	1100-01	1100-01
1910	1100-01	1100-01
1911	1100-01	1100-01
1912	1100-01	1100-01
1913	1100-01	1100-01
1914	1100-01	1100-01
1915	1100-01	1100-01
1916	1100-01	1100-01
1917	1100-01	1100-01
1918	1100-01	1100-01
1919	1100-01	1100-01
1920	1100-01	1100-01
1921	1100-01	1100-01
1922	1100-01	1100-01
1923	1100-01	1100-01
1924	1100-01	1100-01
1925	1100-01	1100-01
1926	1100-01	1100-01
1927	1100-01	1100-01
1928	1100-01	1100-01

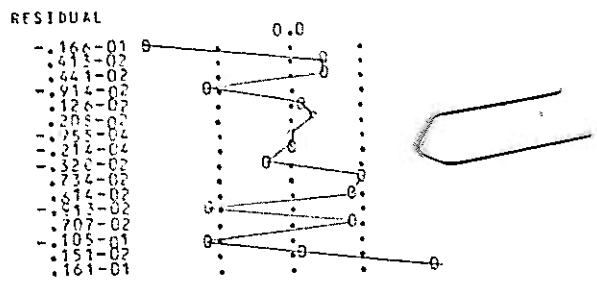
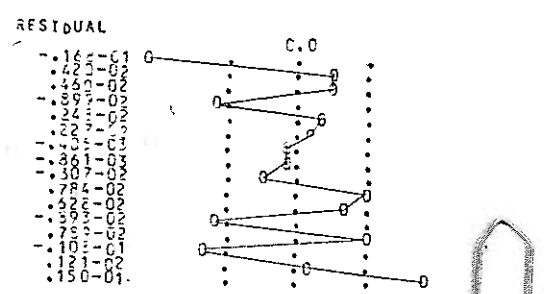
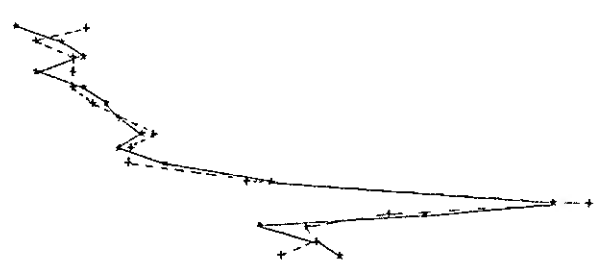


Figure A.4 - Plots of relation (a.4) - mg

PLOT OF ACTUAL(+) AND FITTED(+) VALUES

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	ACTUAL	FITTED
1903	1300-01	1300-01
1904	1300-01	1300-01
1905	1300-01	1300-01
1906	1300-01	1300-01
1907	1300-01	1300-01
1908	1300-01	1300-01
1909	1300-01	1300-01
1910	1300-01	1300-01
1911	1300-01	1300-01
1912	1300-01	1300-01
1913	1300-01	1300-01
1914	1300-01	1300-01
1915	1300-01	1300-01
1916	1300-01	1300-01
1917	1300-01	1300-01
1918	1300-01	1300-01
1919	1300-01	1300-01
1920	1300-01	1300-01
1921	1300-01	1300-01
1922	1300-01	1300-01
1923	1300-01	1300-01
1924	1300-01	1300-01
1925	1300-01	1300-01
1926	1300-01	1300-01
1927	1300-01	1300-01
1928	1300-01	1300-01



Nye relationer for erhvervenes nettopriser.

I.1. Indledning.

I dette papir skal resultaterne af den seneste runde forsøg på estimation af relationer til bestemmelse af erhvervenes nettopriser rapporteres. I afsnit I.2 redegøres for de nuværende prisrelationer, i I.3 for de i denne runde undersøgte hypoteser og grundliggende specifikationer, i I.4 for specifikation af supplerende variable, og i afsnittene II.1-II.12 gennemgås resultaterne for de 12 erhverv, for hvilke der er estimeret nettoprisrelationer. I afsnit II.13 redegøres for, hvorledes de resterende 6 erhvervs nettopriser behandles. Tabeller med estimationsresultater og figurer er samlet i et bilag.

I.2. De nuværende relationer.

De nuværende sektorprisrelationer er io-baserede prismodeler baseret på to antagelser: I n- og q-sektorerne en antagelse om, at restindkomstens andel af sektorpriserne er konstant (fast markup på såvel råvare- som lønomkostninger); i b-sektoren en antagelse om fast indkomstfordeling (fast markup på lønomkostningerne). I b-sektorens prisrelation indgår desuden et udtryk for efterspørgselspresset i sektoren.

Lønomkostningerne bestemmes i alle 3 sektorer som timelønnen i industrien (l_{na}) korrigeret for produktivitetsudviklingen. I n- og b-sektorerne anvendes den gennemsnitlige arbejdstid for industriens arbejdere (h_{gn}) som arbejdstidsudtryk; i q-sektoren den aftalte arbejdstid (h_a). I n-sektoren indgår desuden fjerdedel af funktionærlønningerne pr. enhed.

Til sammenligning med de resultater, der fremlægges i afsnit II, gengives her de nuværende relationer:

$$(I.1) \quad D_{pxn} = 1.2866 \cdot D(pw_{pxn}(-1/4) + l_{cn}) \\ (.0341)$$

$$n=1961-75 \quad s = 0.0093 \quad DW = 2.18$$

$$(I.2) \quad \text{Dp}_{\text{xb}} = \underset{(.1602)}{2.7614} \cdot \text{Dl}_{\text{cb}} + \underset{(.2954)}{\text{Dp}_{\text{wpxb}}(-1/4)} + 1.1236(\text{R}_{\text{fib}} \cdot \text{Dp}_{\text{xb}}(-1))$$

$$n = 1961-75 \quad s = .0104 \quad \text{DW} = 1.59$$

$$(I.3) \quad \text{Dp}_{\text{xq}} = \underset{(.0361)}{1.1303} \cdot \text{D}(\text{p}_{\text{wpxq}}(-1/4) + \text{lc}_{\text{q}})$$

$$n = 1961-75 \quad s = .0111 \quad \text{DW} = 1.80$$

hvor

$\text{p}_{\text{wpx}}(i)$ er markedsprisen på io-bestemte indenlandske og importerede inputs til sektor i ;
 $\text{lc}(i)$ produktivitetskorriget lønomkostningsudtryk;
 fib boliginvesteringerne i faste priser;
 $\text{px}(i)$ sektorprisen i sektor i .

$i = n, b$ og q .

De nuværende relationer findes beskrevet i AMC+TMP: Om sektorprisrelationer i n-sektoren, 18.8.80 og AMC+TMP: Forslag til sektorprisrelationer i b- og q-sektoren, 11.9.80.

I.3. Hypoteser og grundliggende specifikationer.

Indeværende rundes estimationsforsøg har fulgt oplægget bag de nuværende relationer ret nøje.

Råvareomkostningerne i erhverv i defineres som

$$(i.4) \quad \text{p}_{\text{wp}}(i) = \sum_j a_{j,i} \cdot \text{p}_{\text{X}_j} + \sum_k a_{m_{k,i}} \cdot \text{p}_{\text{M}_k}$$

hvor

$a_{j,i}$ io-koefficienten for indenlandsk erhverv j 's leverancer til erhverv i (incl. egenleverance);
 $a_{m_{k,i}}$ io-koefficienten for importgruppe k 's leverancer til erhverv i ;
 p_{X_j} markedsprisen erhverv j 's leverancer;
 p_{M_k} prisen på importgruppe k 's leverancer.

I udtrykket er anvendt io-koefficienter, der har været gennem nulstillingsproceduren. En oversigt over nulstillede og ikke-nulstillede celler i den nye ADAM input-output tabel findes i TMP: Supplerende dokumentation om io-systemet, 15.10.82. For årene før 1966 er koefficienternes 1966-værdi anvendt.

I overensstemmelse med konklusionerne bag de nuværende relationer er $\text{p}_{\text{wp}}(i)$ over alt lagget med 1/4 år. Begrundelsen er enten almindelig træghed i pristilpasningen eller udtryk for at produktionen tager tid.

Lønømkostningsudtrykket bestemmes i fremstillingserhvervene og i bygge og anlæg som arbejderlønømkostningerne pr. enhed med et vist (varierende mellem erhvervene) lag i produktivitetensændringernes gennemslag:

$$(I.5) \quad wx(L)(i) = 0.001 \cdot \ln a \cdot (w_1 \cdot Q(i)a \cdot hgn/fX(i) + w_2 \cdot Q(i)a^{(-1)} \cdot hgn^{(-1)}/fX(i)^{(-1)} + w_3 \cdot Q(i)a^{(-2)} \cdot hgn^{(-2)}/fX(i)^{(-2)}),$$

hvor $w_1 + w_2 + w_3 = 1$. For $i = ne, nf, nn, nb, nm, nk, nq$ og b , og hvor

$\ln a$ den gennemsnitlige timeløn for industriens arbejder
 hgn den gns. arbejdstid for industriens arbejdere;
 $Q(i)a$ antal beskæftigede arbejdere i erhverv i ;
 $fX(i)$ produktionsværdi i 1975-priser i erhverv i .

Lønømkostningsudtrykket i de øvrige erhverv (qt, qq, qf og qh) svarer til (I.5) bortset fra, at ha (den aftalte arbejdstid) indgår i stedet for hgn , og at det samlede antal beskæftigede lønmodtagere i erhvervet anvendes i stedet for antal beskæftigede arbejdere.

Der er forsøgt med 3 alternative lagstrukturer:

L	w_1	w_2	w_3
kort	.8	.2	.0
mellem	.7	.2	.1
lang	.5	.3	.2

For alle erhverv er to alternative io-prismodeller undersøgt: a) en model med markup på alle ømkøstninger (fremover ømtalt som C-hypotesen) og b) en model med markup alene på lønømkøstningerne (W-hypotesen).¹⁾ I C-hypotesen er østimationsligningen

$$(I.6) \quad pnx(i) = m_1 \cdot (pwp(i)^{(-1/4)} + wx(L)(i)),$$

og i W-hypotesen bliver det

$$(I.7) \quad pnx(i) - pwp(i)^{(-1/4)} = m_2 \cdot wx(L)(i),$$

hvor i er ørhvervsbetegnelsen og L angiver en af de tre nævnte lagstrukturer. Regressanden i W-hypotesen betegnes fremover som $pyx(i)$ og kan tolkes som en art "faktorpris".

Når funktionærlønningerne ikke indgår i lønømkøstningsudtrykket i de ørhverv, hvor vi har øskæftigelsen øpdelt på arbejdere og funktionærer, skyldes det alene, at deltidsfrekvenser øpdelt på de nye ørhverv ikke forelå på tidspunktet for prisøstimationerne.

I.4. Supplerende variable.

Estimationsforsøgene viste som forventet i en række af erhvervene et residualmønster med en tydelig pukkel af positive residualer i perioden fra slutningen af 1960'erne til starten af 1970'erne, hvad der antyder behovet for enten supplerende variable og/eller ændring i relationens funktionsform.

Hvis vi antager, at virksomhederne sætter priserne op, hvis de løber ind i kapacitetsproblemer, og tilsvarende lader priserne stige mindre ved ledig kapacitet, vil et udtryk for kapacitetsudnyttelsen muligvis kunne forklare det puklede residualmønster. Vi antager, at kapaciteten tilpasses udviklingen i den hidtidige produktion (vi ser her bort fra specifik erhvervsbetegnelse):

$$(I.6) \quad fX^k = \sqrt[n]{\prod_{i=0}^n fX(-i)} \quad ,$$

hvor n angiver tilpasningstiden. Et udtryk for kapacitetsudnyttelsesgraden vil således være

$$(I.7) \quad K = fX/fX^k \quad .$$

Vækstraten i K kan tilnærmes til ændringen i logaritmen til K :

$$\begin{aligned} (I.8) \quad RK &\cong DL(K) \\ &= L(fX) - L(fX(-1)) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n L(fX(-i)) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n L(fX(-i-1)) \\ &= L(fX) - L(fX(-1)) - \frac{1}{n} L(fX) + \frac{1}{n} L(fX(-n-1)) \\ &\cong RfX - \frac{1}{n+1} (fX/fX(-n-1) - 1) \quad . \end{aligned}$$

Ved konstant vækstrate (steady state) vil højresiden approksimativt være 0 og kapacitetsudnyttelsesgraden således konstant.

Ved estimation i niveau anvendes K i (I.7) som regressor, og ved estimation i ændringer $K - K(-1)$.

K -leddet kan omformes til at repræsentere efterspørgselspresset i erhvervet. Hvis producenternes forventninger til periodens produktion dannes som

$$(I.9) \quad fX^e = fX(-1) \cdot \sqrt[n]{\prod_{i=0}^n RfX(-i)} \quad ,$$

hvor n er lagget i forventningsdannelsen, vil efterspørgselspresset ved niveauestimation kunne udtrykkes ved vækstraten i K (RK) hvis efterspørgselspresset defineres som fX/fX^e .

Der er dels anvendt et fælles lag på $n=3$, dels et lag på $n=5$ ved kapacitetsudtrykket og $n=2$ ved efterspørgselsudtrykket.

Til b̄fegningsformålene er K defineret som

$$K = \exp(L(fX) - [L(fX(-1)) + L(fX(-2)) + L(fX(-3))] / 3).$$

Ved estimation i niveau er

K tolket som kapacitetsudtryk
og $RK = K/K(-1) - 1$ tolket som efterspørgselsudtryk.

Ved estimation i ændringer er

$DK = K - K(-1)$ tolket som kapacitetsudtryk
og $DRK = RK - RK(-1)$ tolket som efterspørgselsudtryk.²⁾

Apriori forventningerne til fortegnet på kapacitetsudtryk vil afhænge af ens forestillinger om udseendet af erhvervets afsætningskurve. Ved fald i kapacitetsudnyttelsesgraden vil omkostningerne pr. enhed stige, hvis erhvervet har faste omkostninger. Hvis erhvervets afsætningskurve er uelastisk kunne det tale for en prisstigning til compensation for omkostningsforøgelsen. Det vil give forventning om negativt fortegn til den supplerende variabel. Hvis erhvervet alternativt har en flad afsætningskurve, sænkes prisen for gennem øget afsætning at hente noget hjem til dækning af de faste omkostninger. I så fald må fortegnet være positivt. Som udgangspunkt i denne runde estimationer har den gennemgående forventning været et positivt fortegn, men som det vil fremgå, har vi flere eksempler på estimationsligninger, der har givet signifikante koefficienter med negativt fortegn til kapacitetsudtrykket.

1) En diskussion af de to hypoteser findes i de to nævnte papirer fra 1980, samt i AL:Sektorprisrelationer på ny sektorinddeling. Indledende forsøg. 26.5.82.

2) Ved en fejltagelse, som først er registreret efter afslutningen af estimationsforsøgene, er i stedet for DRK som regressor i ændringspecificationerne anvendt $RDK = DK/DK(-1) - 1$.

II. Estimationsresultater for de enkelte erhverv.

I det følgende skal estimationsresultaterne for hvert erhverv kommenteres. De estimerede koefficienter og diverse teststørrelser samt figurer med residualer og sammenligning af faktiske og beregnede værdier for regressanden er samlet i bilag. Referencer til relationer og figurer er hertil. Når udtrykket 'C-hypotese' anvendes, er regressoren som angivet i (I.6); ved 'W-hypotese' som i (I.7). Et foranstillet 'D' angiver, at relationen er estimeret i absolutte ændringer.

En gennemgang af de væsentligste karakteristika ved erhvervenes struktur findes i JAO: Nogle arbejdsnotater om de nye ADAM-sektorer, 28.7.82, hvis foreløbige estimationsresultater har dannet udgangspunkt for denne omgang af forsøg.

Hvis ikke andet er angivet, er estimationsperioden for a) erhvervene ne, nf, nn, nb nm, nk og nq i niveau 1962-78 og i ændringer 1963-78; b) erhvervene b, qh, qt, qf og qq i niveau 1961-78 og i ændringer 1962-78.

II.1. Offentlige værker - Ne.

Som det fremgår af relationerne (1.1)-(1.6) peger niveau-estimationerne på det korte lag i lønudtrykket både i C- og W-hypoteserne. Valget af bedste hypotese er vanskeligt; W-hypotesen er statistisk marginalt bedst, men har en voldsom markup (over 5). Ændringsspecifikationerne (1.7)-(1.12) favoriserer også det korte lag i begge hypoteser, og også her er W-hypotesen marginalt bedst. En markup på lønomkostningerne på 6.5 er imidlertid noget voldsom. Det er bemærkelsesværdigt, at DW-teststørrelsen giver bedre resultater ved niveau- end ved ændringsestimation, hvor den er vel lav.

Jf. figur 1.1 og figur 1.4 går Ne's nettoppris næsten helt i stå i 1976 (+ 0.7 pct) og 1977 (+ 1.0 pct.), mens prisstigningerne er pænt høje i både 1975 (+ 12.2 pct.) og 1978 (+ 10.7 pct.). Resultatet er to grimme negative residualer - værst i 1977. Det er ikke lykkedes os at finde en simpel institutionel forklaring på dette forhold. Muligvis kan udviklingen i erhvervets afgifter være en mulighed. Punktafgiftssatsen tpxne går godt i vejret i disse år. I 1974 er den 0.9 promille, i 1975 1.2, i 1976 1.4, i 1977 5.3 og i 1978 14.8. Man kunne antage, at erhvervet i første omgang (1976 og 1977) selv tog omkostningerne ved afgifterne og derfor accepterede et fald i restindkomstknoten. I

hvert fald går restindkomstknoten fra .67 i 1975 til .65 i 1976, .59 i 1977 og tilbage til .67 i 1978. Produktionen målt imængder (fXNe) vokser jævnt i alle årene.

Da markup-koefficienter på 5-6 ser voldsomt ud, er C-hypotesen med kort lag valgt til de videre forsøg. Da relation (1.1) og (1.19), jf. figurerne, fremviser en stribe positive residualer i slutningen af 1960'erne, er der gjort forsøg med såvel kapacitets- som efterspørgselsudtrykket som supplerende variabel. I (1.13) gør kapacitetsudtrykket niveaurelationen grimmere (større spredning på residualer og markup-estimat). I (1.14) gør efterspørgselsudtrykket den samlede relation en smule kønnere, men koefficientestimatet er insignifikant. For ændringsrelationerne er resultaterne omvendt. I (1.15) giver det insignifikante kapacitetsudtryk anledning til en reduktion af residualspreddingen. DW bliver dog endnu grimmere. Ingen af disse relationer gør noget ved de store negative residualer i 1976 og 1977, og der bliver heller ikke sat rigtig sving i residualerne i starten af perioden.

I (1.17) og (1.18) er der gjort forsøg med en dummy for 1977 (i niveau med værdien 1 i 1977, ellers 0). Det kan jo ikke undre, at det pynter, jf. figur 1.2 og 1.3. Dummyen kan gives en (svag) begrundelse i ovennævnte bemærkninger om afgiftssatser og restindkomstkvote. Da niveaurelationerne er kommet godt ud i dette erhverv, jf. sammenligning mellem (1.17) og (1.18), er niveaurelationen i (1.17) udnævnt til modelrelation (hvor den dog er omformuleret til en ændringsspecifikation for at svare til de øvrige relationer, der alle er estimeret i ændringer).

II.2. Næringsmiddelindustrien - Nf.

Af niveaurelationerne (2.1)-(2.6) fremgår, at såvel C- som W-hypotesen favoriserer det lange lag. Af hypoteserne er W bedst, selvom koefficienten er lidt høj. I ændringsrelationerne (2.7)-(2.12) kommer det lange lag også bedst ud. DW ser dramatisk ud, og koefficientestimatene for W-hypotesens relationer bliver besynderlige.

Relationerne er alle plaget af meget stor positiv residual

i 1973 (+ 23 pct. i relation (2.3)), der utvivlsomt kan henføres til de euforiske efterdønninger af EF-medlemsskabet. Det har begrundet den dummy for 1973 i de efterfølgende forsøg, som i øvrigt har taget udgangspunkt i C-hypotesen med det lange lag.

Sammenligning af (2.3) med (2.13) og (2.9) med (2.16) viser, at spredningen falder pænt og DW bliver mere normal. Residualerne afslører den sædvanlige koncentration af positive residualer i periodens start. Forsøg med supplerende variable giver signifikante koefficientestimationer til både kapacitetsudtryk (rel. (2.14), (2.17) og (2.19)) og efterspørgselsudtryk (rel. (2.15), (2.18) og (2.20)), men fortegnene er - muligvis - forkerte. Ved sammenligning af figur 2.1 og 2.2 fremgår det, at kapacitetsudtrykket i (2.17) forskyder hele relationen nedad og generelt skyder under. Antallet af negative residualer falder således fra 6 til 3 (ud af 16 observationer).

Jf. figur 2.1 og 2.4 har (2.16) store residualer i 1975 (+20 pct.) og 1976 (-18 pct.). Tilføjelsen af den supplerende variabel i (2.19) reducerer disse til hhv. +4 pct. og -15 pct. DW er dog vel høj. Den almindelige usikkerhed har betinget, at relation (2.16) trods højere residuals-spredning er sluppet indenfor.

II.3. Nydelsesmiddelindustrien - Nn.

Niveaurelationerne (3.1)-(3.6) taler for det mellemlange lag, og favoriserer marginalt C-hypotesen. Ændringsrelationerne (3.7)-(3.12) trækker i retning af det lange lag, og favoriserer marginalt W-hypotesen målt på residuals-spredningen. I begge hypoteser, men især W, er DW-størrelsen lige lovlig høj. På dette lidt løse grundlag er W-hypotesen med det lange lag valgt som videre udgangspunkt.

Jf. afbildningen af relation (3.13) i figur 3.1 er erhvervet kendetegnet ved som det eneste at have prisfald i perioden (1963, 1965, 1968, 1969 og 1970), hvad relationen kun fanger et enkelt år (1968). Desuden er der store residualer i 1974 (-) og 1977 (+). Forsøg med kapacitets- (3.14) og efterspørgselsudtryk (3.15) forbedrer DW, men ikke spredningen.

Derimod indebærer et forsøg med prisen på importgruppe SITC 1, pM1, som supplerende variabel (3.16), at DW og residuals-spredning forbedres. Spredningen på koefficientestimatet til DpM1 er dog

lidt kedelig. Det negative fortegn til denne regressor skal vel nærmest tolkes som en prisadfærd, der reagerer modsat importprisen: Når prisen på den konkurrerende import stiger, begrænses den indenlandske prisstigning og omvendt. Jf. figur 3.3 synes denne relation at følge bedre med udsvingene i periodens første del, men de store residualer i 1974 og 1977 er der stadig.

Den sædvanlige forsigtighed har gjort, at relation (3.13) er lukket ind i modellen.

II.4. Byggeleverandør erhvervet - Nb.

Niveaurelationerne (4.1)-(4.6) har så elendig en DW, at det er svært at sige noget ud fra de øvrige teststørrelser. Begge hypoteser peger på det korte eller mellemlange lag. Ændringspecificationer (4.7)-(4.12) taler klart for det korte lag og favoriserer W-hypotesen. (4.10) er derfor valgt som udgangspunkt for de videre forsøg.

(4.13) viser, at DW-størrelsen falder meget, når relationen estimeres uden konstantled. Residualafbildningen for (4.13) i figur 4.1 viser desuden, at relationen skyder under i alle årene 1964-70 med en særlig grim residual i 1970 (+ 84 pct.). Den store prisstigning fra 1973 til 1974 rammes godt, men i 1975 når relationen ikke med ned (- 33 pct.).

Forsøg med et kapacitetsudtryk (rel. (4.14) og (4.15), jf. figur 4.2) reducerer residuals-spredningen, forværrer DW, og giver lettere insignifikante koefficientestimerer til den supplerende variabel men med det forventede fortegn. I (4.14) reducerer spredningen på markup-estimatet til en tredjedel i forhold til relation (4.13). Om residualerne gælder, at de klemmes lidt sammen, men følger helt det samme mønster.

Forsøg med efterspørgselsudtryk (se (4.16) og (4.17) samt figur 4.3) giver en anelse større residuals-spredning men en pæn forbedring af DW. Koefficientestimererne til den supplerende variabel er klart insignifikante.

Da forsøgene med de supplerende variable ikke har løst problemet med det svage fit i periodens start, er (4.13) trods svaghederne lagt ind som modelrelation. Da erhvervet er bundet tæt til byggeriet (60 pct. af nb's produktionsværdi er input i b),

kan relationen måske forbedres ved at blive bundet op på efterspørgselstrækket herfra, eller - som det er forsøgt i b-erhvervets prisrelation - på trækket fra boliginvesteringerne. Det er dog ikke forsøgt i denne runde.

II.5. Maskin- og metalindustrien - Nm.

Niveaurelationerne (5.1)-(5.6) peger for begge hypotesers vedkommende på det lange lag. C-hypotesen er marginalt bedst. I begge hypoteser er DW-størrelserne lovlig lave. I ændringer (5.7)-(5.12) går det lange lag også bedst igennem, mens W-hypotesen her er svagt den bedste.

Markup'en i W-hypotesen er dog i overkanten, og med henvisning til konklusionen på niveauestimationerne er C-hypotesen med det lange lag valgt som videre grundlag.

Prisudviklingen i periodens seneste år, jf. figur 5.1, afviger lidt fra det generelle billede i fremstillingserhvervene, idet der er fald i den årlige ændringstakt i alle årene efter eksplosionen i 1974. Alle de undersøgte relationer fanger kun faldet det første år (1975), men skyder over i 1976-78. Der er desuden en vis koncentration af positive residualer i periodens start, omend mindre udtalt end i de tilsvarende relationer i andre erhverv.

I ^(5.13)(5.16) og (5.17) er resultaterne fra forsøgene med kapacitetsudtryk med varierende tilpasningslags, og i (5.14), (5.18) og (5.19) fra forsøg med efterspørgselsudtryk. Tilføjelsen af kapacitetsudtrykket ændrer næsten ikke residualspredningen sammenlignet med relationerne uden supplerende variable, og giver desuden insignifikante koefficientestimer.

Derimod synes relationerne med efterspørgselsudtryk at forbedre både spredning og DW, og giver desuden et signifikant koefficientestimat for den supplerende variabel. Af (5.18) og (5.19) er (5.18) med et lag på 3 perioder i tilpasningstiden det bedste. Ved sammenligning af figur 5.1 og 5.2 fremgår det, at forbedringen især stammer fra fjernelsen af residualen i 1963, og et lidt bedre fit i 1974. Selvom (5.18) fortsat har kedelige residualer for 1976, 1977 og 1978, er den udnævnt til ny modelrelation.

II.6 Kemiske industri - Nk.

Niveauestimationerne (6.1)-(6.6) peger for begge hypoteser på et langt lag i lønudtrykket. For begge hypoteser er DW meget lav - omkring 1.0 -, men med forbehold for s-værdien er C-hypotesen bedst. I ændringsrelationerne (6.7)-(6.12) er DW stadig i underkanten. Begge hypoteser kommer bedst ud med det mellemlange lag, og også her vinder C-hypotesen. For C-hypotesen er testværdierne for det mellemlange og lange lag i lønudtrykket næsten ens, og da niveaurelationen klart favoriserede det lange lag, er denne valgt som videre arbejdsgrundlag.

Relation (6.13) er afbildet i figur 6.1. Det fremgår, at erhvervet har haft en meget svag prisudvikling frem til 1973 - under gennemsnittet for de øvrige erhverv -, en meget kraftig prisekspllosion i 1974, og herefter en udvikling parallel til de øvrige erhverv. Residualmønstret for (6.13) er følgelig grimt. Der er store residualer i 1963 (-), 1968 (+) og for 1973-77.

Forsøgene med supplerende variable fremgår af (6.14) og (6.15). Sidstnævnte er afbildet i figur 6.2. Tilføjelsen af kapacitetsudtrykket i (6.14) gør relationen grimmere målt på alle teststørrelser. Derimod har efterspørgselsudtrykket i (6.15) en gunstig effekt. Residualspredningen formindskes og DW kravler i vejret. Den grimme residual i 1974 forsvinder helt, og for 1975, 1976 og 1977 fanges nedgangen i stigningstakten bedre. Til gengæld bliver fejlskuddet i 1973 større end i (6.13), og den store residual i 1963 berøres slet ikke. Koefficientestimatet er pænt signifikant, men man er lidt usikker på fortegnet.

De sædvanlige forsigtighedshensyn, plus at markup'en i (6.15) bliver meget beskedent, har gjort (6.13) til modelrelation.

II.7. Anden fremstillingsvirksomhed - Nq.

Niveaurelationerne (7.1)-(7.6) taler for hypotese C for et langt lag og for hypotese W for et kort lag. C-hypotesen med langt lag er lidt pænere end W-hypotesen med kort lag. For begge hypoteser, især dog C, er DW nydelig for en niveauestimation. Ændringsrelationerne (7.7)-(7.12) taler begge for det lange lag samt favoriserer W-hypotesen. Også her har vi en nydelig DW.

De indledende forsøg begrundet et langt lag, og jf. (7.3), er C-hypotesen valgt som arbejdsgrundlag. I (7.13) er ændringsrelationen uden konstantled gengivet. Af afbildningen i figur 7.1

fremgår, at relationen har store residualer i 1963 (-), 1966(-) og 1978(+). Fra 1964 til 1970 er de beregnede værdier for små, bortset fra i 1966, hvor den faktiske prisudvikling går helt i stå, mens den beregnede kører videre i sporet fra de foregående år. Relationen klarer ikke 1974 (-7.5 pct.) og 1975 (+8.5 pct.) overvældende.

Forsøgene med tilføjelse af kapacitetsudtryk, jf. (7.14) og (7.15), forbedrer ikke relationen. Spredningen stiger en anelse og koefficientestimatene er klart insignifikante. Forsøgene med efterspørgselsudtryk giver det bedste resultat for (7.17), jf. figur 7.2, med det korte lag i forventningsdannelsen, omend koefficientestimatet også her er insignifikant. Spredningen er uændret fra (7.13) og DW lidt større. Af figuren fremgår, at residualmønstret er lidt pænere. De store residualer i 1963 og 1978 formindskes lidt, og også 1974 (-4.6 pct.) og 1975 (+6.7 pct.) klares bedre.

I betragtning af (7.13)'s smukke teststørrelser er den lagt ind i modellen.

II.8. Bygge- og anlægsvirksomhed - b.

Konklusionerne fra niveau- og ændringsestimationerne er ret modstridende. I niveau, jf. (8.1)-(8.6), favoriseres W-hypotesen, samt for begge hypoteser det lange lag. DW er meget hæsli på grund af hængende residualer i enderne. I ændringer, jf. (8.7)-(8.12), er det korte lag bedst i begge hypoteser, og af disse klarer C sig bedst. DW ser nydelig ud. I betragtning af usikkerheden ved niveaurelationernes teststørrelser, er ændringsrelationernes konklusion om C-hypotesen med kort lag ^{valgt} som arbejdsgrundlag. I jf.

I relation (8.16) er (8.7) uden konstantleddet vist. I forhold til denne stiger spredningen lidt, og jf. figur 8.2 kunne der være brug for supplerende variable. I perioden frem til 1972 skyder relationen under, klarer 1974 og 1975 nogenlunde, men kommer slet ikke med ned i 1976, hvor afvigelsen er -40 pct. I ændringer giver tilføjelsen af kapacitetsudtryk, jf. (8.17) og figur 8.3, og efterspørgselsudtryk, jf. (8.18) og figur 8.4, mindre spredning og bedre DW, men koefficientestimatene til de supplerende variable er insignifikante. I niveau giver kun kapacitetsudtrykket i (8.13) forbedringer. Her er koefficientestimatet signifikant.

Som alternativ repræsentant for efterspørgselspresset er variabelen $fb = fIb/fXb$ defineret (hvor fIb er boliginvesteringerne og fXb erhvervets produktionsværdi). Forsøget med fb som supplerende variabel i niveau, jf. (8.15) og figur 8.1, giver en klar forbedring af relationen både på DW og s ; i ændringspecificationen genfindes den slet ikke, jf. (8.19) og figur 8.5.

Der er oplagt behov for at pusle videre med bedre udtryk for efterspørgsels- eller kapacitetsudtryk i erhvervet. Foreløbig er ((8.16) gjort til modelrelation.

II.9. - Handel - Qh.

Niveau- og ændringsrelationerne, hhv. (9.1)-(9.6) og (9.7)-(9.12), giver samstemmende konklusioner om C-hypotesen med langt lag som den bedste. I niveau er DW grimt lav; i ændringer hjælper det en del. (9.9) er valgt som arbejdsgrundlag og genfindes i (9.13), se figur 9.1, uden konstantled.

Denne relation skyder for højt de første år, derefter for lavt, men fanger accelerationen i prisændringen 1968-70 rimeligt. Derimod går opbremsningen i 1971 galt (-39 pct.) og heller ikke prisernes tilbagevenden til tidligere stigningstakt i 1972 (+27 pct.) går godt. 1974 og 1975 fanget pænt ind, men den efterfølgende dæmpning overdrives. I 1977 er residualen 21 pct.

Forsøg med supplerende variable reducerer spredningen lidt, jf. (9.14), (9.15) og (9.17) samt figur 9.2 og 9.3, men forbedringen ligger især i reduktion af afvigelserne i 1963, 1970 og 1976. De tre grimme år - 1971, 1972 og 1977 - optræder fortsat i de 3 forsøg.

Uden specielt stærke argumenter er (9.14) lagt ind.

II.10. Transport og kommunikation - Qt.

I niveaurelationerne (10.1)-(10.6) falder den grimme DW straks i øjnene. Begge hypoteser tyder på det lange lag. C-hypotesen må foretrækkes frem for W. Konstantleddet er i alle stærkt signifikant. I ændringsrelationerne (10.7)-(10.12) bliver DW lidt pænere, men det kræver også signifikante konstantled. Også her peger begge hypoteser på det lange lag. Det er nærmest umuligt at diskriminere mellem de to hypoteser ;

markup'en til lønudtrykket i W-hypotese-relationerne er dog ekstrem lav. Arbejdsgrundlaget blev C-hypotesen med det lange lag, og i (10.13) genfindes den uden konstantled. Spredningen vokser og DW falder, mens markup'en bliver mere rimelig.

Som det fremgår af figurerne, er prisudviklingen i qt-erhvervet helt modsat de øvrige erhverv. Residualmønstret hænger kraftigt i midten med en stribe negative residualer 1968-74. Relation (10.13) nøjes med 4 fortegnsskift. De værste residualer er 1974 (-11 pct.), 1976 (-15 pct.) og 1977 (+37 pct.). Der er tydeligvis brug for supplerende variable.

Kapacitetsudtrykket i (10.14) giver ikke noget, og når efterspørgselsudtrykket i (10.15), jf. figur 10.2, mindsker spredningen og forbedrer DW skyldes det alene forbedringer af fittet i 1974 og 1975, hvor residualerne helt er forsvundet. Antallet af fortegnsskift er reduceret til 2 og 1976-residualen kravlet op på -22 pct. mens 1977 er næsten uændret. Der er oplagt brug for en anden specifikation, men RDKqt er klart nok ikke den rigtige variabel.

Måske kan erhvervets prisudvikling forklares med, at i perioder, hvor efterspørgslen udvikler sig behersket - fx i automobilismens guldalder -, holdes prisen lav, mens den får et ordentligt gok, når folk er blevet jaget ind til DSB af benzinprisernes opgang. Foreløbig er i hvert fald (10.13) lagt ind i modellen.

II.11. Finansiell virksomhed - Qf.

Vi har her med en af de grimmere erhverv at gøre. I såvel niveau- som ændringsrelationer er DW meget lav, og alle relationer har et residualmønster med en stribe positive i periodens første halvdel, og en stribe negative i den anden. Niveau-estimationerne (11.1)-(11.6) favoriserer for begge hypotesers vedkommende det lange lag; af hypoteserne er W marginalt bedre end C målt på spredningen. I ændringsrelationerne (11.7)-(11.12) favoriseres i begge hypoteser det mellemlange lag. Det er vanskeligt at vælge mellem de to hypoteser, men koefficienten til lønomkostningsudtrykket i W-hypotesen er mistænkelig lav. Bemærk de signifikante og næsten-signifikante konstantled. Med en vis usikkerhed er C-hypotesen med det mellemlange lag valgt som udgangspunkt for de videre forsøg.

Relation (11.13), jf. figur 11.1, der er estimeret uden konstantled, får spredningen op og DW længere ned. Som det fremgår af figurener prisudviklingen frem til 1973 ved en kraftig stigning i 1966, hvor de øvrige erhverv oftest har et glat forløb i denne periode. Residualmønstret er af de værre: I den første periode skyder relationen under og i de sidste år fanger den slet ikke nedgangen i stigningstakten. Store residualer er 1966 (+46 pct.), 1969 (+74 pct.), 1973 (+42 pct.) og 1978 (-35 pct.).

Forsøget med kapacitetsudtrykket (11.14) giver ikke noget, mens efterspørgselsudtrykkene i (11.15) og (11.16) pynter på både spredning og DW, jf. figur 11.2 og 11.3.

(11.15) med det længste lag (3 perioder) er i stand til at fange stigningen i 1973 godt ind (afvigelse -5 pct.), og kommer noget bedre med ned i 1978 (-16 pct.). Fittet i periodens første del bliver derimod dårligere. Relationen med det kortere lag (11.16) fanger nedgangen i 1978 helt ind (+2 pct.), men går ligesom relation (11.13) galt af accelerationen i 1973 (afvigelse +36 pct.). Der er tilsyneladende en vis asymmetri i tilpasningstid over for stigninger og fald i inflationstakten.

Relation (11.13) er lagt ind i modellen, men nærmere overvejelse taler vel snarere for (11.15) eller (11.16) - forudsat at der ikke eksperimenteres videre med andre supplerende variable og lagstruktur.

II.12. Anden servicevirksomhed - Qq.

Niveaurelationerne (12.1)-(12.6) lægger alle ud med afskyelige DW'er, forårsaget af hængende residualer i enderne af estimationsperioden. I niveau favoriseres det korte lag og C-hypotesen er marginalt kønnere end W-hypotesen. Ændringsrelationerne (12.7)-(12.12) har også for lav DW kombineret med stærkt signifikante konstantled. Også her taler begge hypoteser for et kort, eventuelt mellemlangt i C-tilfældet, lag. Det er på grundlag af s umuligt at diskriminere mellem de to hypoteser, men den ufortolkelige markup til lønomkostningsudtrykkene i W-hypotesen, har begrundet valget af C-hypotesen med det korte lag som arbejdsgrundlag.

Relation (12.13) er estimeret uden konstantled. Markup'en bliver rimelig, men DW antyder autokorrelationslignende tilstande.

Erhvervet har, jf. figur 12.1, haft en kraftigere prisudvikling end de fleste øvrige erhverv i periodens første del. Her findes også de værste residualer: 1965 ($\frac{1}{2}$ 41 pct.), 1966 (+47 pct.) og 1967 (+38 pct.). Også 1974 (-12 pct.) og 1977 (+21 pct.) er noget voldsomme. Af figuren kunne det se ud, som om regressionsplanet drjes skævt af observationerne for 1977 og 1978.

Af forsøgene med supplerende variable resulterede alene relationen med et efterspørgselsudtryk med kort lag i forventningsdannelsen, (12.16) jf. figur 12.3, i en markant forbedring af spredning og DW, en reduktion af spredningen på koefficientestimatet til markup'en og endda en signifikant koefficient til den supplerende variabel. Residualerne i 1965 og 1966 er fortsat store men dog reduceret noget, og fra 1967 holder de beregnede værdier sig pænt tæt på de faktiske. Opgangen i 1973 og 1974 fanges godt ind, mens nedgangen i 1975 resulterer i at relationen skyder over (- 12 pct. afvigelse).

Alene fortegnet på RDKQq har gjort, at (12.13) foreløbig er lagt ind i modellen. Men (12.16) er jo pænere og burde måske træde i stedet.

II.13. Resterende erhverv: á, e, ng, qs, qh og qo.

I lighed med tidligere er priserne for landbrug (a), boligbenyttelse (h), og den offentlige sektor (o) eksogene.

Som anbefalet i JA0s papir af 28.7.82 er markedsprisen på søfarten (qs) forklaret ved hjælp af en repræsentant for de internationale fragtrater, nemlig markedsprisen på tjenesteeksporten pes. Ved hjælp af følgende relation bestemmes 'celleprisen' for søfartens leverance til tjenesteeksporten; denne antages så fælles for alle erhvervets leverancer:

$$(13.1) \quad pxqs = kpqs \cdot (pes - (a_{nmes} \cdot pxnm + a_{qhes} \cdot pxqh + a_{qt es} \cdot pxqt + a_{qqes} \cdot pxqq + a_{oes} \cdot pxo)) / a_{qses}.$$

I tabel 13 er den faktiske udvikling i pxqs samt en beregnet værdi herfor anført. Den beregnede værdi er fremkommet vha. (13.1) uden kpqs-korrektionen, der udelukkende sikrer overensstemmelse med databankværdierne i historisk periode. I fremtidige perioder sættes den lig med 1. Som det fremgår af tabellen, er metoden rime¹lg.

Energierhvervenes nettopriser foreslås bundet til prisen på energiimporten. Der er gjort forsøg både med og uden lag i pristilpasningen:

$$(13.2) \quad p_{nx}(i) = p_{nx}(i)(-1) \cdot \frac{(.75 \cdot p_{M3} + .25 \cdot p_{M3}(-1))}{(.75 \cdot p_{M3}(-1) + .25 \cdot p_{M3}(-2))}$$

$$(13.3) \quad p_{nx}(i) = p_{nx}(i)(-1) \cdot \left(\frac{p_{M3}}{p_{M3}(-1)} \right), \text{ hvor}$$

$i = e, ng.$

I tabel 14 og 15 er faktisk og beregnede værdier anført. Der er ingen tvivl om, at (13.3) er bedst, og heller ikke, at Nordsø-sektoren - som forventet - er tåbelig.

I første omgang blev relationerne indlagt med (13.2); efter disse kontrolberegninger bør de udskiftes med (13.3).

III. Slut.

På næste side er samlet en kort oversigt over de relationer, der er udvalgt hidtil. Generelt er resultaterne fra fremstillingserhvervene pænere end for de øvrige erhverv, som er plaget af utilfredsstillende DW-teststørrelser. Hypotesen om fast markup på samtlige omkostninger har klaret sig bedst i 10 af de 12 erhverv, omend den anvendte fremgangsmåde, hvor vi alene på grundlag af de "rå" niveau- og ændringsspecifikationer uden supplerende variable har udvalgt såvel omkostningshypotese som lagstruktur er kritisabel. Der er således ikke undersøgt, om tilføjelsen af supplerende variable til de omkostnings- og laghypoteser, der blev kasseret i første runde, ville have gjort disse bedre end de her udvalgte. Sammenlignet med de eksisterende relationer, hvis estimationsperiode går til 1975, er de statistiske teststørrelser på de nye relationer rimelige. For fremstillingserhvervene har 4 erhverv (nf, nm, nb og nq) cirka samme eller lavere residualspreddning. Byggeerhvervet har samme residualspreddning og lidt pænere DW-størrelse. Omkostningshypotesen er dog her ændret, så en umiddelbar sammenligning er vanskeligere. For de øvrige erhverv har 2 af de 4 erhverv lavere spredning end den nuværende q-relation, men DW-teststørrelsen er for alle 4 markant værre.

Sammenligning og oversigt over de udvalgte nettoprisrelationer.

Erhverv	Markup	Omk.hyp.	Lag	Suppl.var.	s	DW
Ne	1.3985	c	kort	Dummy 77	.0212	1.72
Nf	1.1034	C	langt	Dummy 73	.0081	2.26
Nn	1.8672	W	langt		.0212	2.42
Nb	1.6643	W	kort		.0097	1.66
Nm	1.3245	C	langt	RDK	.0099	1.77
Nk	1.3957	C	langt		.0087	2.08
B	1.2136	C	kort		.0106	1.80
Qh	1.4814	C	langt	DK	.0095	2.32
Qt	1.1422	C	langt		.0118	1.68
Qf	1.2417	C	mellem		.0150	1.11
Qq	1.1307	C	kort		.0106	

Tabel 13. Faktisk (1. søjle) og beregnet (2. søjle) årlig ændring i markedsprisen på søtransport.

	DPXØS (1.)	DPXØSV (2.)
1960.000000	-.013213*****	*****
1961.000000	-.011028	-.086411
1962.000000	.008964	-.092302
1963.000000	.024295	-.080334
1964.000000	.020758	-.085415
1965.000000	.028530	-.159499
1966.000000	-.010186	2.591752
1967.000000	.054645	.049099
1968.000000	.013696	.014122
1969.000000	.003044	.002278
1970.000000	.046350	.042279
1971.000000	.007320	.006837
1972.000000	.059632	.057788
1973.000000	.053025	.051817
1974.000000	.240065	.258505
1975.000000	.052124	.045099
1976.000000	.028124	.032614
1977.000000	.099258	.103801
1978.000000	.072404	.074025

Tabel 14. Faktisk (1.) og beregnede årlige ændringer i nettoprisen i Nordsø-sektoren. (2) med lag og (3) uden lag.

	DPNXE (1)	DPNXEV (2)	DPNXEV (3)
1960.000000	-.036211*****	*****	*****
1961.000000	.015264	.008564	.020412
1962.000000	.040864	.121973	.135747
1963.000000	.000000	-.157189	-.242293
1964.000000	.026245	.146132	.306303
1965.000000	.019380	-.072184	-.224723
1966.000000	-.025162	.015828	.085617
1967.000000	.012137	.021153	.009432
1968.000000	-.019992	.040671	.038117
1969.000000	.157862	-.084919	-.111652
1970.000000	-.086610	.184775	.229655
1971.000000	-.008792	.001771	-.000749
1972.000000	-.206782	-.116136	-.172053
1973.000000	.041032	-.138865	-.074806
1974.000000	.590556	.331436	.364345
1975.000000	.106472	.414031	.204373
1976.000000	.098215	.012878	.176397
1977.000000	.082017	.091291	.064759
1978.000000	-.106827	-.020421	-.041206

Tabel 15. Faktisk (1) og beregnede årlige ændringer i nettoprisen i olieraffinaderierne. (2) med lag og (3) uden lag.

	DPNXNG (1)	DPNXNGV (2)	DPNXNGV (3)
1960.000000	-.000011*****	*****	*****
1961.000000	-.002171	.028174	.036332
1962.000000	-.002214	.065598	.073901
1963.000000	-.008901	-.123279	-.173592
1964.000000	.008500	.072461	.161002
1965.000000	.006475	-.044701	-.127107
1966.000000	.005029	.004881	.041753
1967.000000	.047092	.029776	.024036
1968.000000	.024421	.067154	.066285
1969.000000	-.027823	-.020676	-.040257
1970.000000	.005624	-.008396	.019106
1971.000000	.058806	.058485	.059446
1972.000000	-.023579	-.007140	-.045055
1973.000000	.079526	.051646	.113106
1974.000000	.577326	.467407	.513698
1975.000000	.024592	.307213	.063955
1976.000000	.105229	-.084348	.092814
1977.000000	.050465	.098712	.072093
1978.000000	-.068668	-.051709	-.071808

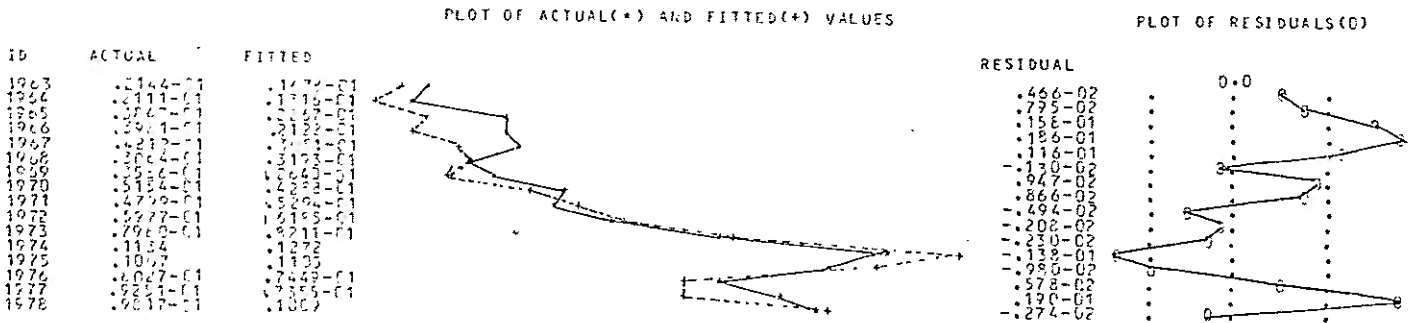
Tabell 12. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: *Op*

Konstant Led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) <i>P₄x₄</i> .0413 (.0119)	1.1826 (.0213)	1.1796 (.0213)	1.1755 (.0214)	1.2900 (.0347)	1.2850 (.0345)	1.2379 (.0347)		.22	.0230	.995
2) -	.0414 (.0119)							.22	.0230	.995
3) -	.0415 (.0120)							.24	.0233	.995
4) <i>P₃x₃</i> .0491 (.0113)				1.2900 (.0347)				.23	.0234	.989
5) -	.0490 (.0113)				1.2850 (.0345)			.22	.0234	.989
6) -	.0489 (.0114)					1.2379 (.0347)		.24	.0237	.989
7) <i>D₁x₁</i> .0143 (.0035)	.9219 (.0605)							1.41	.0075	.943
8) -	.0142 (.0035)	.9225 (.0609)						1.33	.0075	.943
9) -	.0146 (.0039)		.9141 (.0678)					1.25	.0084	.929
10) <i>D₀x₀</i> .0143 (.0033)			.8760 (.0891)					1.36	.0074	.874
11) -	.0140 (.0034)			.8836 (.0913)				1.30	.0075	.870
12) -	.0143 (.0038)				.8737 (.1029)			1.25	.0084	.837

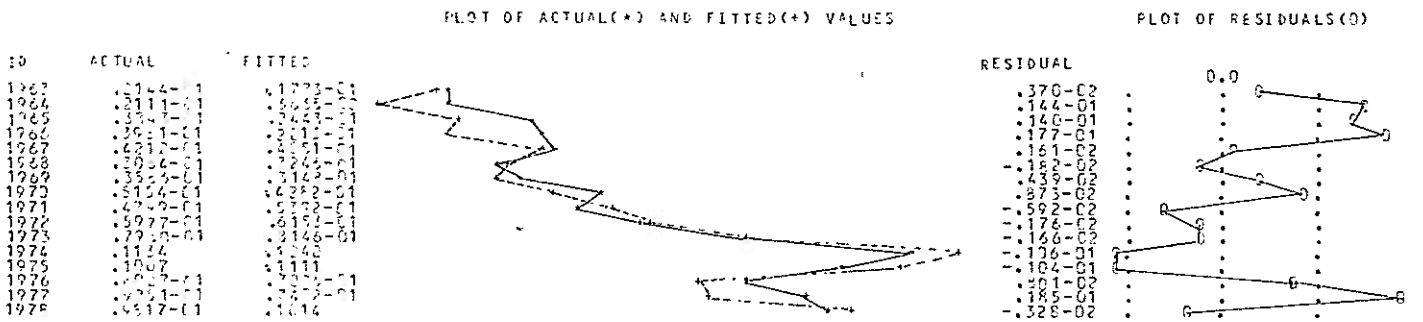
Tabel 1. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: **Q9**

	Konstant Led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
3) <i>udtryk:</i> DKK99		1.1307 (.0459)							96	.0106	.876
4) -		1.1309 (.0427)				.0446 DKK9			97	.0109	.877
15) -		1.1216 (.0425)				-.00093 RDKG9 (.00070)	Lag: 3		1.12	.0104	.890
16) -		1.1253 (.0398)				-.00169 RDKG9 (.00069)	Lag: 2		1.58	.0092	.913

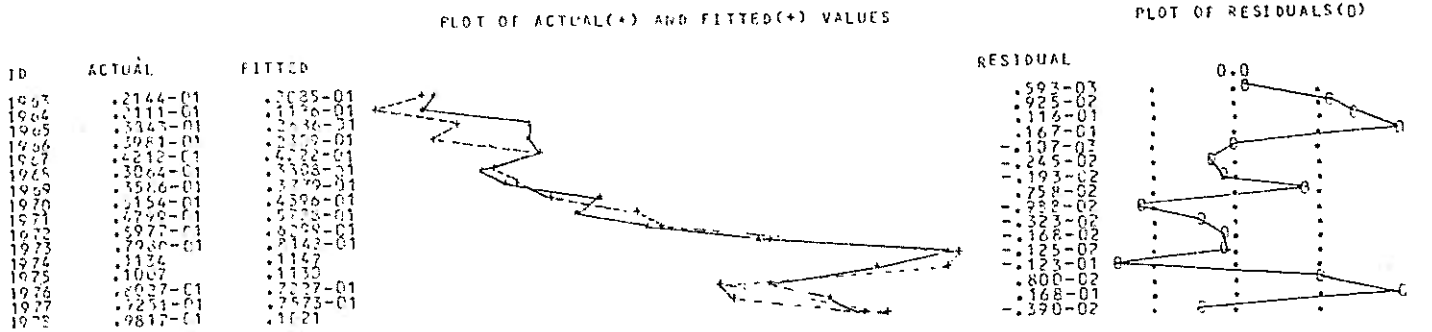
Figur 12.1. Plots af relation (12.13) - Qq.



Figur 12.2. Plots af relation (12.15) - Qq.



Figur 12.3. Plots af relation (12.16) - Qq.



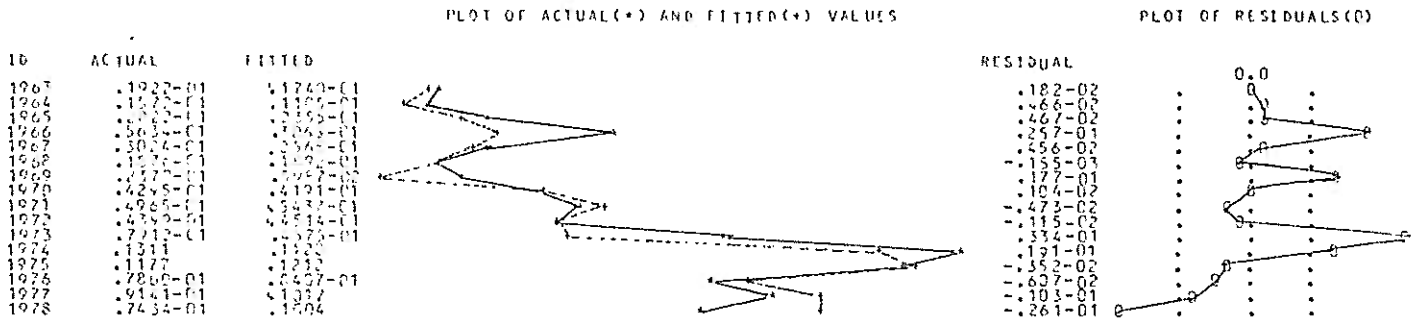
Tabel 11. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: **ØF**

Virkemiddel	Konstant Led	G-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) Phxqf	1306 (.0117)	1.3699 (.0278)	1.3731 (.0267)	1.3774 (.0257)	1.4981 (.0368)	1.5031 (.0352)	1.5092 (.0338)		.50	.0248	.994
2) -	1291 (.0112)								.46	.0238	.994
3) -	1272 (.0108)								.46	.0228	.995
4) Phxqf	14044 (.0109)				1.4981 (.0368)				.51	.0244	.991
5) -	1389 (.0104)					1.5031 (.0352)			.46	.0233	.991
6) -	1370 (.0100)						1.5092 (.0338)		.46	.0223	.992
7) -	0130 (.0062)	1.0205 (.1169)							1.28	.0146	.845
8) -	0112 (.0060)		1.0658 (.1150)						1.26	.0138	.860
9) -	0094 (.0063)			1.1127 (.1231)					1.34	.0142	.854
10) Phxqf	0128 (.0061)				1.0360 (.1560)				1.29	.0146	.759
11) -	0107 (.0060)					1.1056 (.1553)			1.28	.0139	.784
12) -	0089 (.0063)						1.1682 (.1685)		1.35	.0141	.774

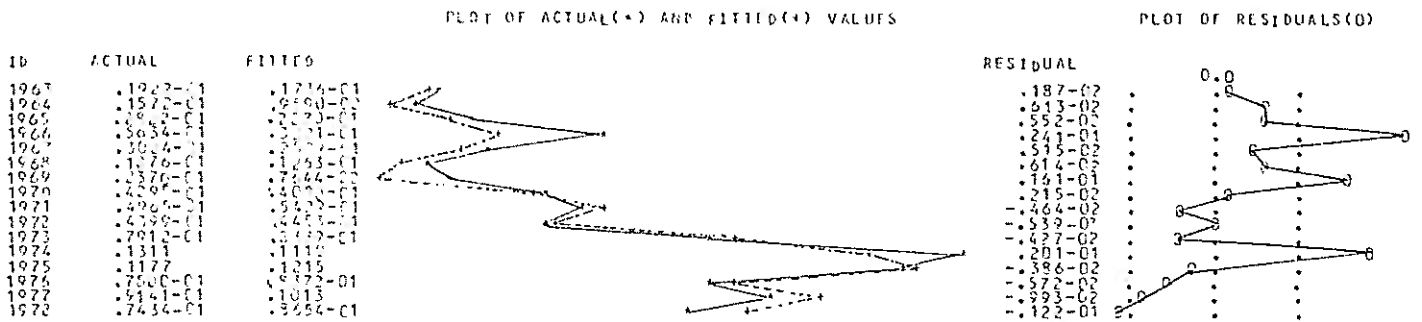
Tabel . Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: Qf

Model	Konstant led	C-hypotese med Lag:			W-hypotese med Lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
13) DPKQF		1.2417 (.0723)							1.11	.0150	.824
14) -		1.2497 (.0775)					.0197 DKQF (.0529)		1.04	.0155	.826
15) -		1.2447 (.0533)					.00070 RDKQF (.00019) Lag: 3		1.33	.0111	.911
16) -		1.3304 (.0730)					.00184 RDKQF (.00077) Lag: 2		1.40	.0131	.876

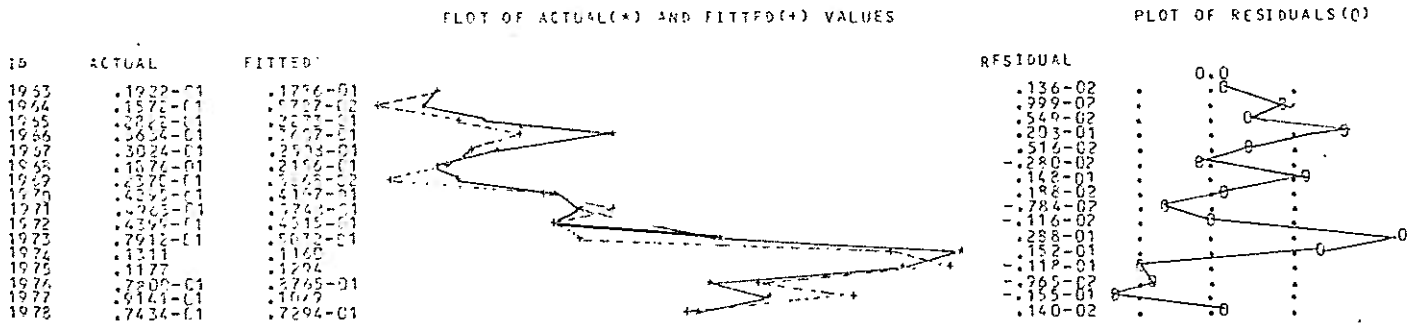
Figur 11.1. Plots af relation (11.13) - Qf.



Figur 11.2. Plots af relation (11.15) - Qf.



Figur 11.3. Plots af relation (11.16) - Qf.-



Tabel 10. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: **QT**

Konstant led	O-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) Prægt	.0827 (.0094)	1.1742 (.0179)	1.1725 (.0176)	1.1695 (.0176)	1.3172 (.0333)	1.3140 (.0326)		.51	.0183	.996
2) -	.0817 (.0093)							.47	.0181	.996
3) -	.0806 (.0093)							.41	.0181	.996
4) Prægt	.0856 (.0094)				1.3172 (.0333)			.52	.0187	.990
5) -	.0843 (.0092)					1.3140 (.0326)		.47	.0183	.990
5) -	.0830 (.0092)					1.3082 (.0323)		.40	.0182	.990
Indlæg:										
1) Prægt	.0103 (.0047)	.9978 (.0809)						2.01	.0120	.916
2) -	.0096 (.0045)		1.0124 (.0778)					2.13	.0114	.924
3) -	.0095 (.0042)			1.0185 (.0716)				2.00	.0105	.935
2) Prægt										
	.0112 (.0047)				.9567 (.1475)			1.96	.0119	.750
4) -	.0101 (.0046)					1.0010 (.1451)		2.11	.0114	.773
5) -	.0092 (.0043)					1.0351 (.1351)			.0104	.807

Tabel 1. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: **Qt**

Indføring:	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1.	5 - 3 - 2				
(13) Dpnxqt		1.1422 (.0504)							1.68	.0118	.913
(14) -		1.1427 (.0544)					.0027 DKqt (.0806)		1.69	.0122	.913
(15) -		1.2038 (.0581)					-.00016 RDKqt (.000086)		1.78	.0110	.929

Figure 10.1. Plots of relation (10.13) - qt.

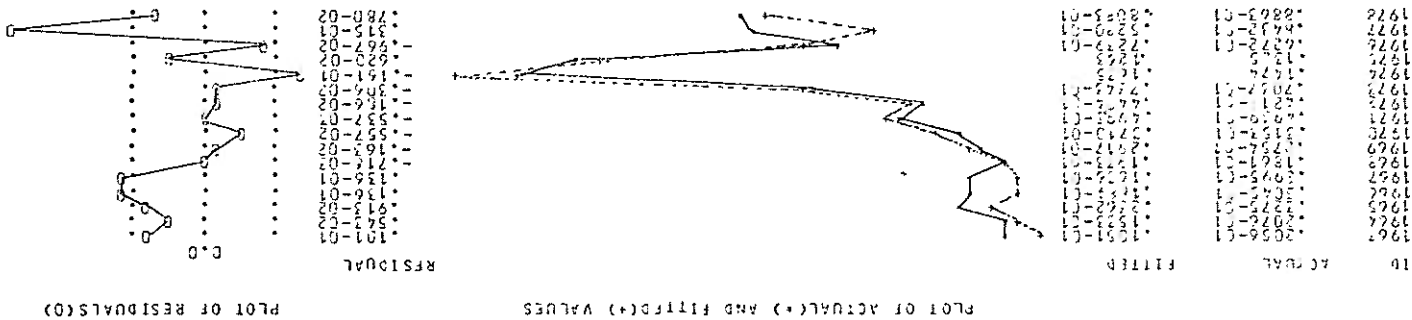
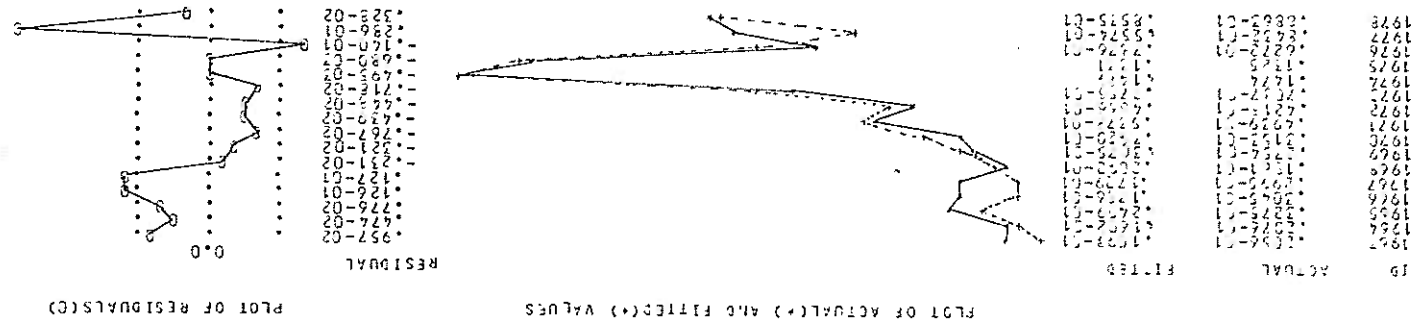


Figure 10.2. Plots of relation (10.15) - qt.



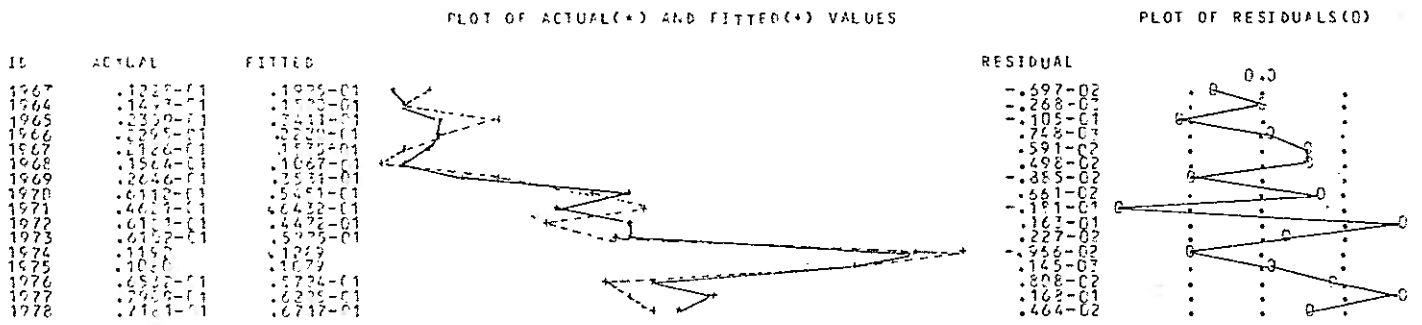
Tabel 9. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: *Qh*

Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DM	s	R ²
	8-2	7-2-1	5-3-2	8-2	7-2-1	5-3-2				
1) <i>Pu x qh</i> (.0065)	1.5104 (.0154)	1.4993 (.0136)	1.4821 (.0119)	1.7308 (.0259)	1.7127 (.0230)	1.6847 (.0206)		1.26	.0115	.998
2) - (.0058)								1.23	.0102	.999
3) - (.0051)								1.09	.0091	.999
4) <i>Pg x qh</i> (.0051)	1.3101 (.1407)	1.3617 (.1291)		1.7308 (.0259)	1.7127 (.0230)	1.6847 (.0206)		1.08	.0134	.996
5) - (.0067)								1.03	.0121	.997
6) - (.0061)								.90	.0110	.998
7) <i>Df x qh</i> (.0057)	1.3101 (.1407)	1.3617 (.1291)		1.7308 (.0259)	1.7127 (.0230)	1.6847 (.0206)		1.83	.0129	.861
8) - (.0048)								2.06	.0116	.888
9) - (.0052)								2.22	.0099	.918
10) <i>Df x qh</i> (.0088)	1.3101 (.1407)	1.3617 (.1291)	1.4129 (.1129)	1.7308 (.0259)	1.7127 (.0230)	1.6847 (.0206)		1.63	.0136	.751
11) - (.0065)				1.7308 (.0259)	1.7127 (.0230)	1.6847 (.0206)		1.83	.0123	.795
12) - (.0042)								1.94	.0108	.842

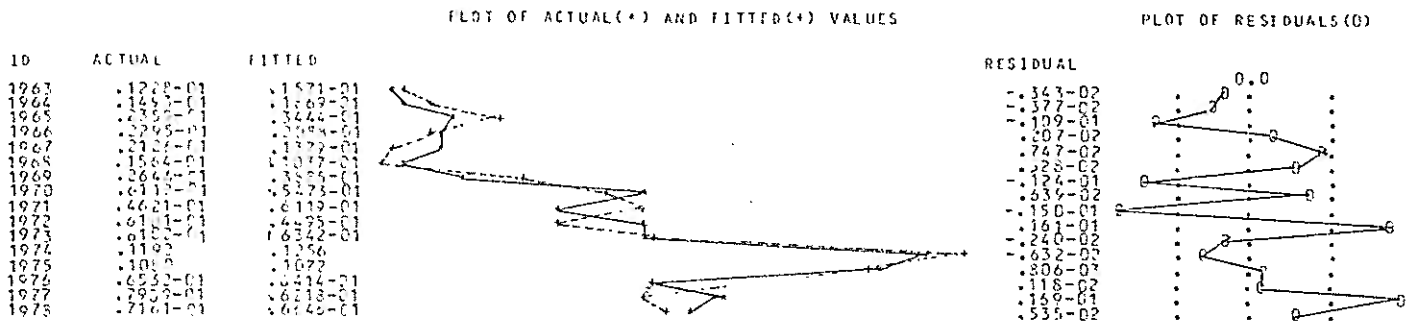
Tabel 1 Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: α_h

Udvalgte β -koeff. 3) Dyrergh	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
4) -		1.4667 (.0598)							2.32	.0097	.916
5) -		1.4814 (.0601)					.0565 DKQH (.0467)	lag: 3	2.46	.0095	.924
6) -		1.4886 (.0603)					.0654 DKQH (.0476)	lag: 5	2.54	.0094	.926
7) -		1.4667 (.0619)					-.00001 RDKQH (.0001)	lag: 3	2.33	.0100	.916
		1.4667 (.0598)					-.00002 RDKQH (.0002)	lag: 2	2.16	.0096	.922

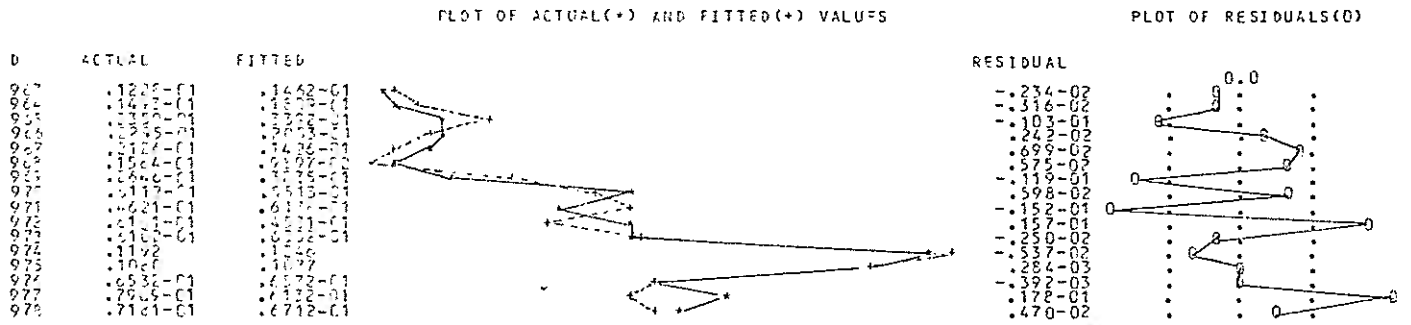
Figur 9.1. Plots af relation (9.13) - Qh.



Figur 9.2. Plots af relation (9.14) - Qh.



Figur 9.3. Plots af relation (9.15) - Qh.



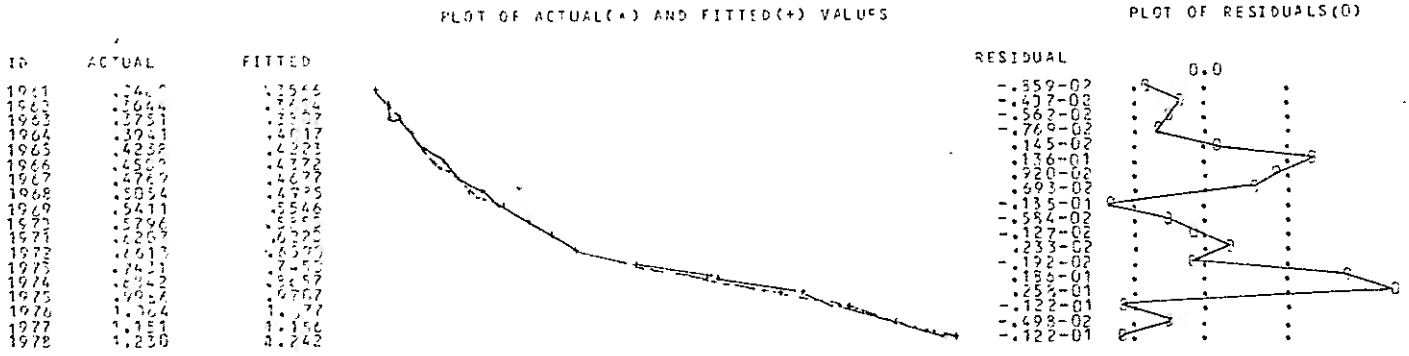
Tabel 8. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: B.

Variable	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8-2	7-2-1	5-3-2	8-2	7-2-1	5-3-2				
1) Præx-k	.0424 (.0097)	1.2822 (.0185)	1.2822 (.0180)	1.2823 (.0173)	1.9059 (.0577)	1.9064 (.0550)	1.9072 (.0519)		.41	.0172	.997
2) -	.0413 (.0095)								.44	.0167	.997
3) -	.0395 (.0091)								.48	.0160	.997
4) Præx-k	.0497 (.0090)				1.9059 (.0577)				.49	.0167	.986
5) -	.0479 (.0087)					1.9064 (.0550)			.53	.0159	.987
6) -	.0453 (.0082)						1.9072 (.0519)		.59	.0150	.988
Eudning											
7) Drækt	.0072 (.0042)	1.1041 (.0800)							2.13	.0099	.932
8) -	.0067 (.0044)		1.1148 (.0832)						2.21	.0103	.928
9) -	.0060 (.0046)			1.1330 (.0880)					2.20	.0107	.922
10) Drækt											
	.0080 (.0043)				1.2680 (.2492)				2.02	.0101	.648
11) -	.0074 (.0045)					1.3043 (.2709)			2.10	.0105	.624
12) -	.0067 (.0050)						1.3566 (.3034)		2.08	.0110	.589

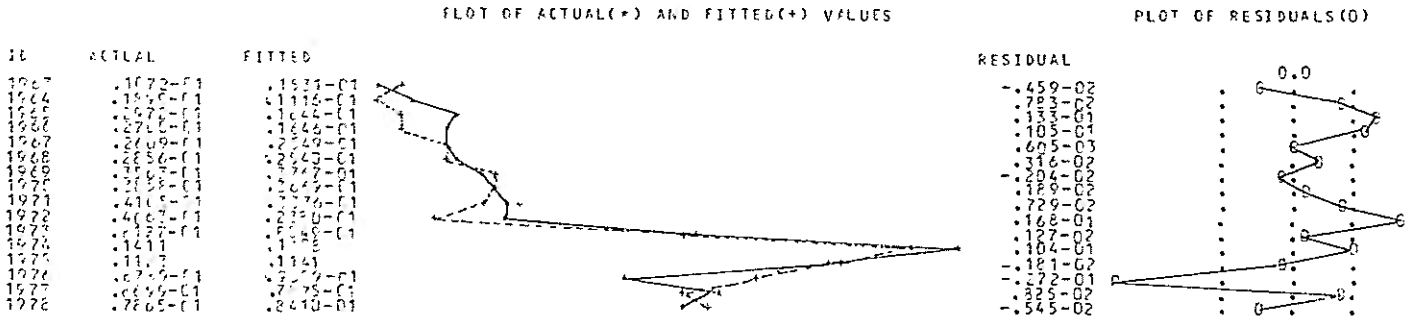
Tabel 1
 Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: B.

Tabel for test	Konstant	C-hypotese med lag:				W-hypotese med lag:				Supplerende variable	DW	s	R ²	
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2							
13) Pn x 6	. 2107 (. 0735)	1. 2436 (. 0235)								- . 1405 Kb (. 0609)		. 66	. 0152	. 998
14) -	. 0403 (. 0093)	1. 2857 (. 0175)								- . 0942 Rkb (. 0545)		. 48	. 0168	. 997
15) -	- . 2393 (. 0846)	1. 2563 (. 0139)								. 3416 Fb (. 3415)		1. 37	. 0117	. 999
Indv.: 16) DPKb		1. 2136 (. 0501)										1. 80	. 0106	. 918
17) -		1. 1492 (. 0490)								- . 0527 DKb (. 0352)		1. 74	. 0102	. 929
18) -		1. 2154 (. 0498)								. 00093 RDKb (. 00086)		1. 94	. 0105	. 924
19) -		1. 2126 (. 0529)								- . 0106 DFb (. 1143)		1. 78	. 0109	. 918

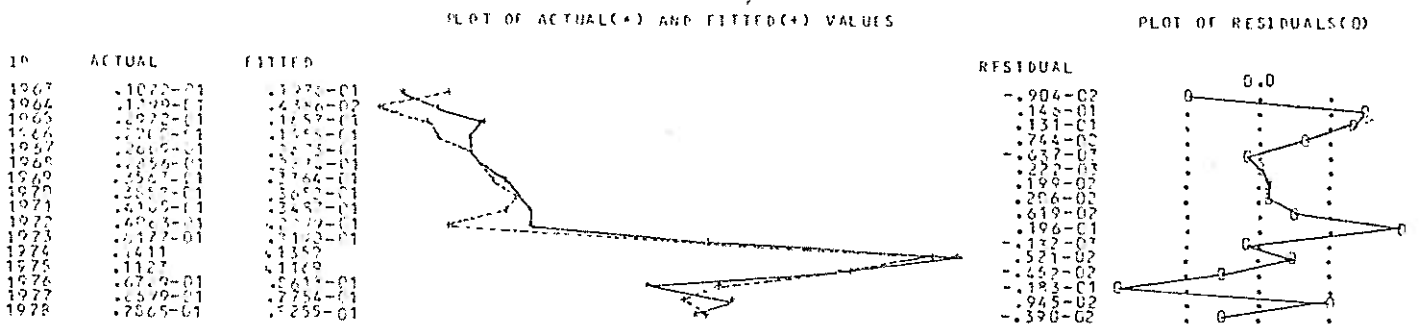
Figur 8.1. Plots af relation 8.15 - B.



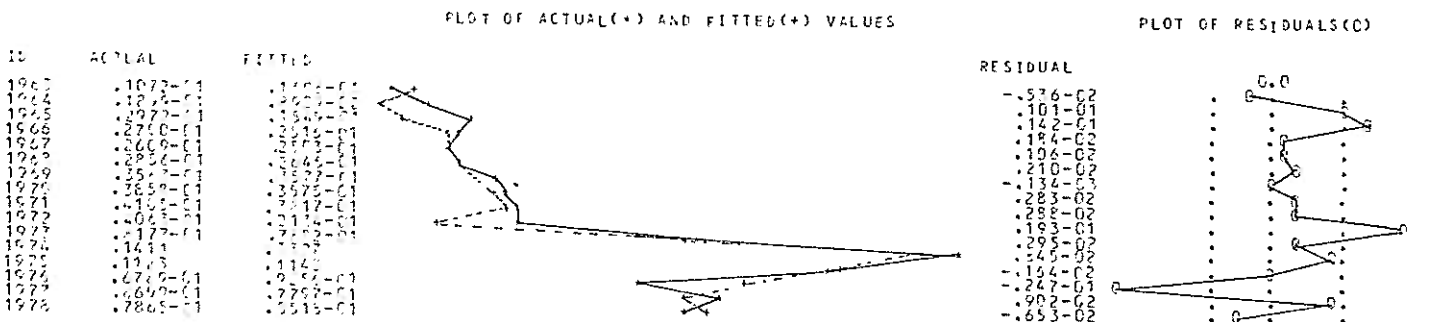
Figur 8.2. Plots af relation (8.16) - B.



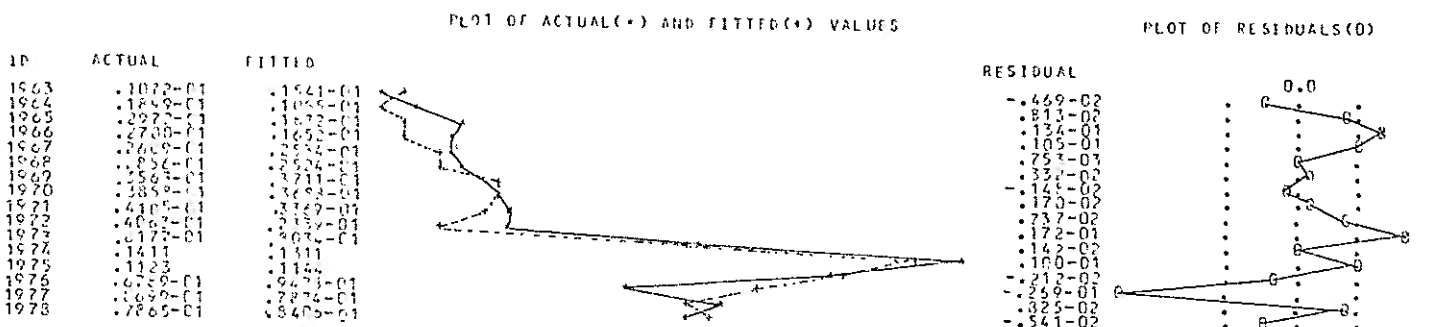
Figur 8.3. Plots af relation (8.17) - B.



Figur 8.4. Plots af relation (8.18) - B.



Figur 8.5. Plots af relation (8.19) - B.



Tabel 7. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: N9

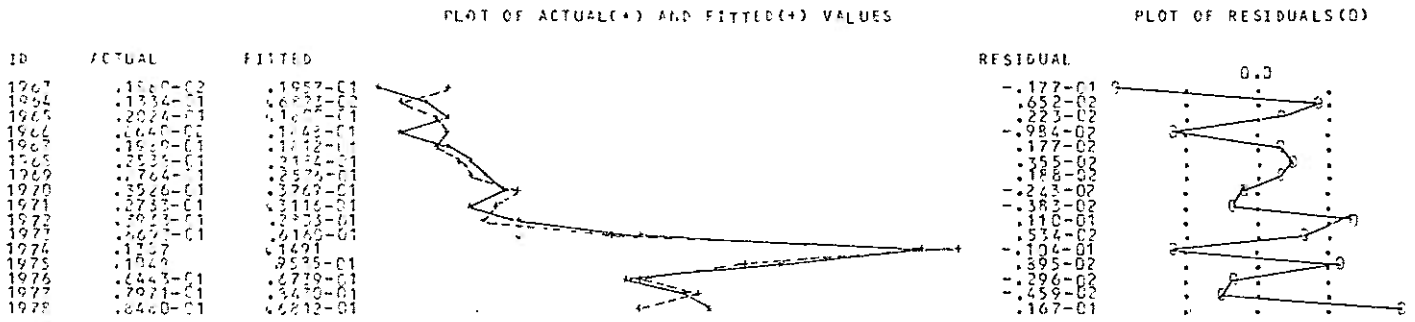
Niveau:	Konstant led	O-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) Præning	- .0696 (.0053)	1.3129 (.0084)						2.30	.0065	.999	
2) -	- .0712 (.0052)		1.3097 (.0082)					2.26	.0064	.999	
3) -	- .0736 (.0050)			1.3051 (.0080)				2.02	.0062	.999	
4) Præning	- .0889 (.0059)				2.0903 (.0300)			2.01	.0066	.997	
5) -	- .0910 (.0060)					2.0719 (.0303)		1.74	.0068	.997	
6) -	- .0940 (.0065)						2.0451 (.0318)	1.22	.0072	.996	
Udledning:											
7) DPæning	.0024 (.0039)	1.2357 (.0841)						2.12	.0099	.939	
8) -	.0020 (.0039)		1.2456 (.0830)					2.10	.0097	.941	
9) -	.0010 (.0036)			1.2690 (.0782)				2.03	.0090	.949	
10) DPæning	.0014 (.0040)				1.9231 (.3088)			2.12	.0097	.735	
11) -	.0003 (.0039)					2.0134 (.3049)		2.08	.0092	.757	
12) -	- .0016 (.0034)						2.1699 (.2817)	1.89	.0082	.809	

Tabel

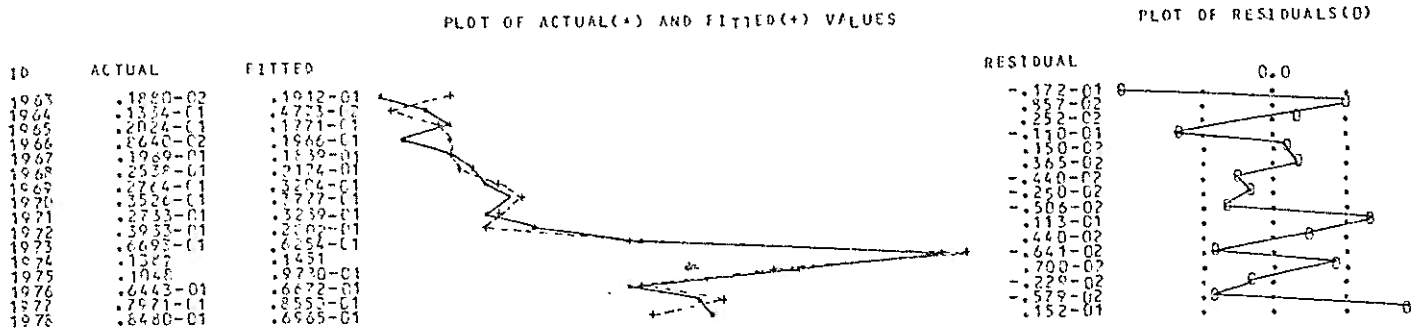
Regressionsresultater. Nettopriser i enhver: *Nq*

	Konstant	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
Fudrøng:											
(13) DPNK _{14q}		1.2860 (.0469)							2.08	.0087	.949
(14) -		1.2933 (.0500)					.0240 (.0457)	DK _{14q} lag: 3	2.08	.0089	.950
(15) -		1.2978 (.0519)					.0291 (.0491)	DK _{14q} lag: 5	2.05	.0089	.950
(16) -		1.2980 (.0592)					.00022 (.00062)	RDK _{14q} lag: 3	2.12	.0090	.950
(17) -		1.3151 (.0558)					.00052 (.00054)	RDK _{14q} lag: 2	2.12	.0087	.952

Figur 7.1. Plots af relation (7.13) - Nq.



Figur 7.2. Plots af relation (7.17) - Nq.



Tabell 6. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: NK

Niveau:	Konstant	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) Præxwuk	-.0183 (.0166)	1.3382 (.0290)							.92	.0188	.993
2) -	-.0202 (.0164)		1.3367 (.0285)						.94	.0185	.993
3) -	-.0232 (.0162)			1.3348 (.0281)					.99	.0183	.993
4) Præxwuk	-.0555 (.0224)			2.7601 (.1723)					1.00	.0212	.945
5) -	-.0595 (.0220)			2.7464 (.1665)					1.04	.0206	.948
6) -	-.0650 (.0220)			2.7249 (.1631)					1.14	.0203	.949
Præxwuk:											
7) DPræxwuk	-.0039 (.0058)	1.4311 (.1230)							1.49	.0183	.906
8) -	-.0042 (.0058)		1.4405 (.1225)						1.45	.0181	.908
9) -	-.0048 (.0058)			1.4605 (.1247)					1.42	.0181	.908
10) DPræxwuk											
	-.0018 (.0075)			2.8476 (.8879)					1.68	.0219	.424
11) -	-.0030 (.0072)			3.0391 (.9168)					1.62	.0216	.440
12) -	-.0033 (.0081)			3.0783 (1.0120)					1.68	.0224	.340

Tabel . Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: *NK.*

Fuldbring: for kant	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
(13) DPKNK				1.3957 (.0959)					1.45	.0180	.903
(14) -				1.4057 (.1067)			.0178 (.0734)	DKNK	1.41	.0185	.903
(15) -				1.0403 (.1671)			-.0018 (.0007)	RDKNK	1.57	.0155	.932

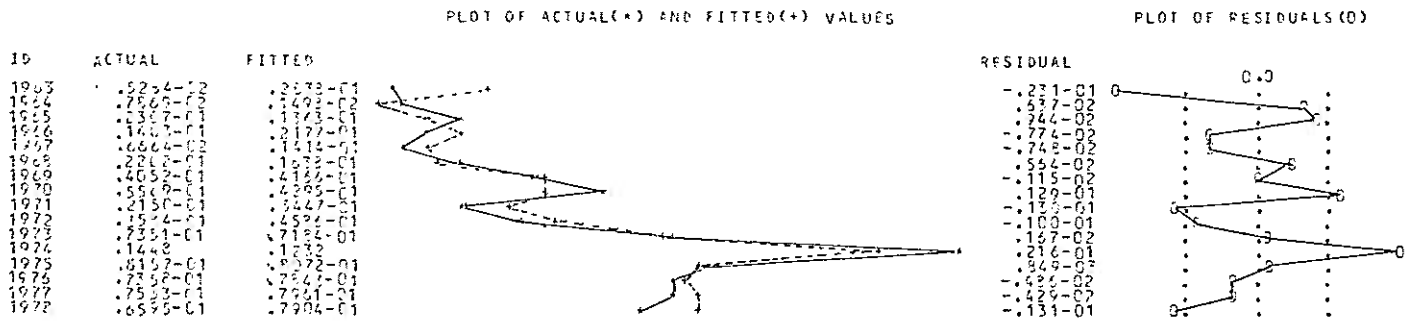
Tabel 5. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: *Nmv.*

Niveau:	Konstant Led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) <i>Prixnm</i>	- .0486 (.0077)	1.3157 (.0126)							1.50	.0098	.999
2) -	- .0444 (.0074)		1.3124 (.0121)						1.52	.0094	.999
3) -	- .0459 (.0071)			1.3080 (.0115)					1.58	.0090	.999
4) <i>Prixnm</i>	- .0288 (.0072)				1.9400 (.0380)				1.45	.0099	.994
5) -	- .0303 (.0069)					1.9254 (.0362)			1.41	.0095	.995
6) -	- .0325 (.0069)						1.9057 (.0352)		1.40	.0093	.995
<i>Endning:</i>											
7) <i>Prixnm</i>	- .0639 (.0054)	1.3695 (.1196)							1.61	.0122	.904
8) -	- .0044 (.0052)		1.3825 (.1159)						1.63	.0117	.910
9) -	- .0052 (.0051)			1.4057 (.1137)					1.76	.0113	.916
10) <i>Prixnm</i>	- .0046 (.0054)				2.1504 (.3809)				1.74	.0120	.717
11) -	- .0059 (.0051)					2.2538 (.3438)			1.76	.0112	.754
12) -	- .0072 (.0050)						2.3627 (.3389)		2.00	.0107	.776

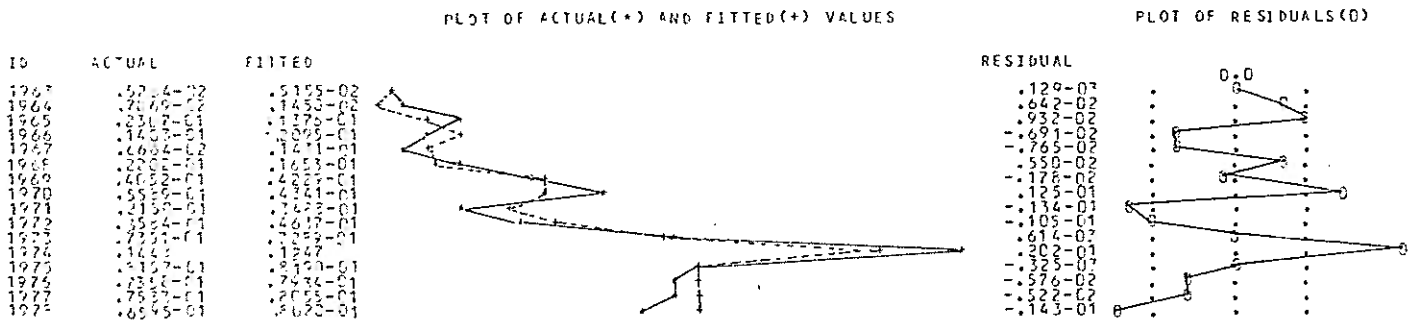
Tabel . Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: N_m

for K_{net}	Konstant led	C-hypotese med lag:		W-hypotese med lag:		Supplerende variable	DW	s	R ²	
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2					7 - 2 - 1
(13) R_{DKNm}	- .0476 (.0528)	1.3135 (.0128)				- .0022 (.0453)	K_{Nm}	1.43	.0087	.999
(14) -	- .0506 (.0070)	1.3141 (.0112)				- .0285 (.0322)	R_{KNm}	1.41	.0084	.999
Indring:										
(15) D_{DKNm}		1.3085 (.0637)						1.73	.0114	.910
(16) -		1.3167 (.0643)				.0393 (.0395)	D_{KNm} Lag: 3	1.77	.0114	.916
(17) -		1.3278 (.0643)				.0536 (.0428)	D_{KNm} Lag: 5	1.82	.0111	.919
(18) -		1.3245 (.0562)				.000039 (.000017)	R_{DKNm} Lag: 3	1.77	.0099	.935
(19) -		1.3497 (.0674)				.00174 (.00118)	R_{DKNm} Lag: 2	2.21	.0109	.922

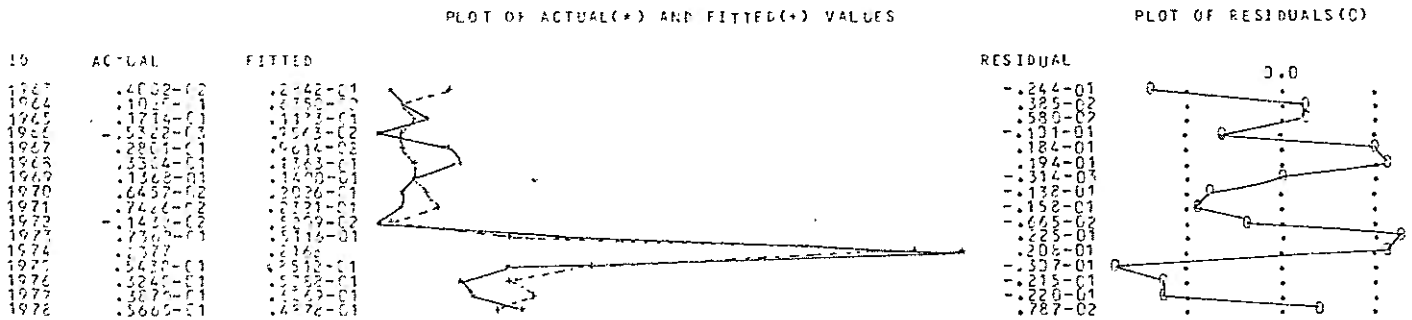
Figur 5.1. Plots relation (5.15) - Nm.



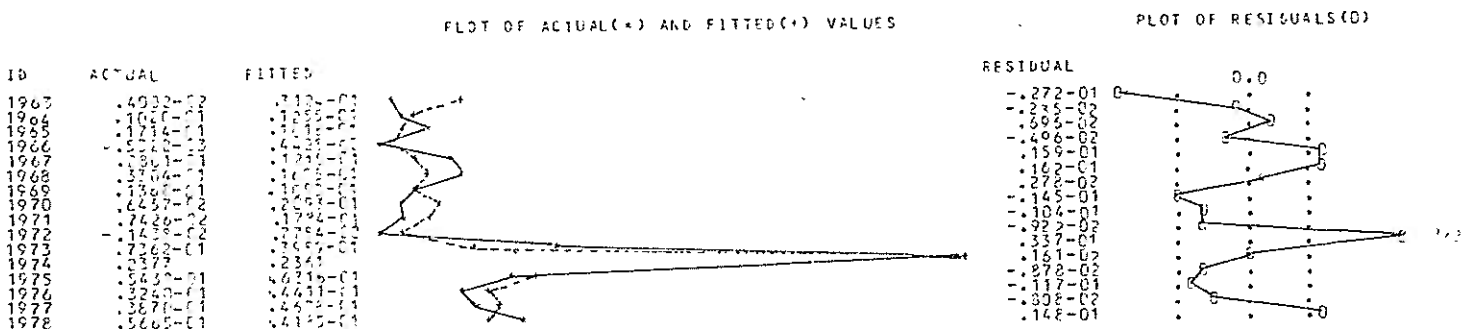
Figur 5.2. Plots af relation (5.18) - Nm.



Figur 6.1. Plots af relation (6.13) - Nk.



Figur 6.2. Plots af relation (6.15) - Nk.



Tabel 4

Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv:

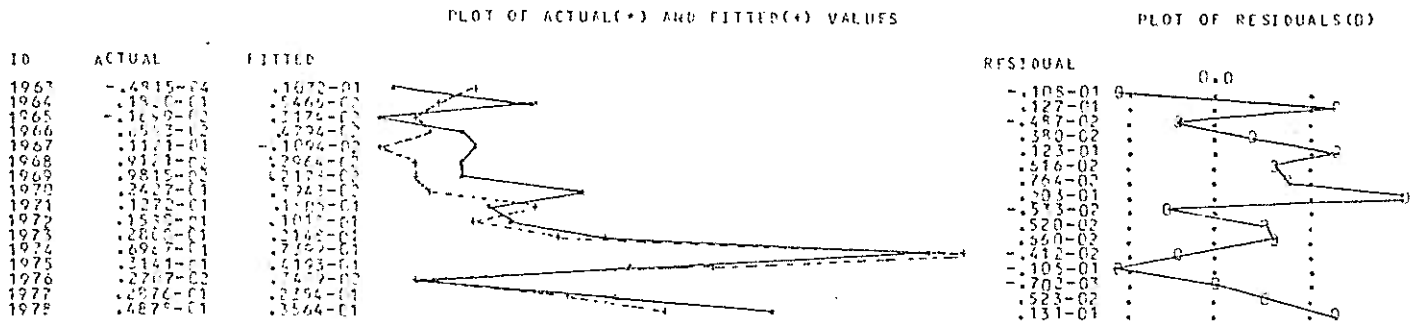
N/6

Niveau	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
(1) Præxakt	.0237 (.0166)	1.2389 (.0784)							42	.0156	.997
(2) -	.0213 (.0103)		1.2382 (.0785)						46	.0157	.997
(3) -	.0177 (.0110)			1.2372 (.0791)					57	.0162	.996
(4) Præxakt	-.0073 (.0144)				1.9557 (.0832)				37	.0135	.974
(5) -	-.0115 (.0145)					1.9538 (.0822)			39	.0173	.974
(6) -	-.0168 (.0152)						1.9472 (.0849)		51	.0179	.972
Afbudning:											
(7) Præxakt	.0059 (.0032)	1.1091 (.0598)							1.95	.0090	.961
(8) -	.0055 (.0036)		1.1199 (.0671)						1.83	.0100	.952
(9) -	.0051 (.0043)			1.1324 (.0817)					1.74	.0119	.932
(10) Præxakt	.0061 (.0028)				1.4049 (.1879)				2.03	.0087	.800
(11) -	.0055 (.0033)					1.4761 (.2252)			1.86	.0096	.754
(12) -	.0059 (.0042)						1.4377 (.3061)		1.80	.0121	.612

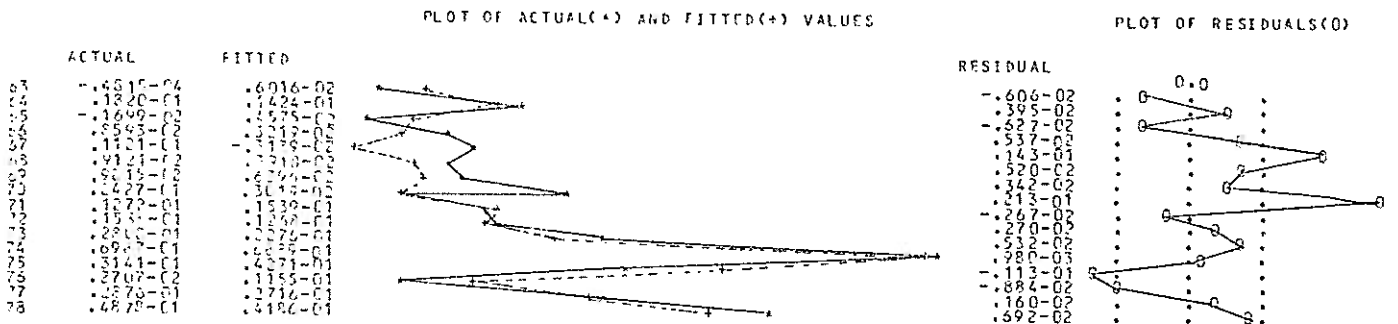
Tabell
Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: N/b.

Andring for hut	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
(13) Dlyxul		1.6643 (.1597)							1.66	.0097	.734
(14) -		1.7906 (.0505)					.0505 DKNB lag:3 (.0327)		1.55	.0093	.773
(15) -		1.8681 (.1825)					.0689 DKNB lag:5 (.0363)		1.56	.0089	.789
(16) -		1.7984 (.2041)					.00018 RDKNb lag:3 (.00024)		1.92	.0098	.744
(17) -		1.7434 (.2038)					.00025 RDKNb lag:2 (.00040)		1.84	.0099	.742

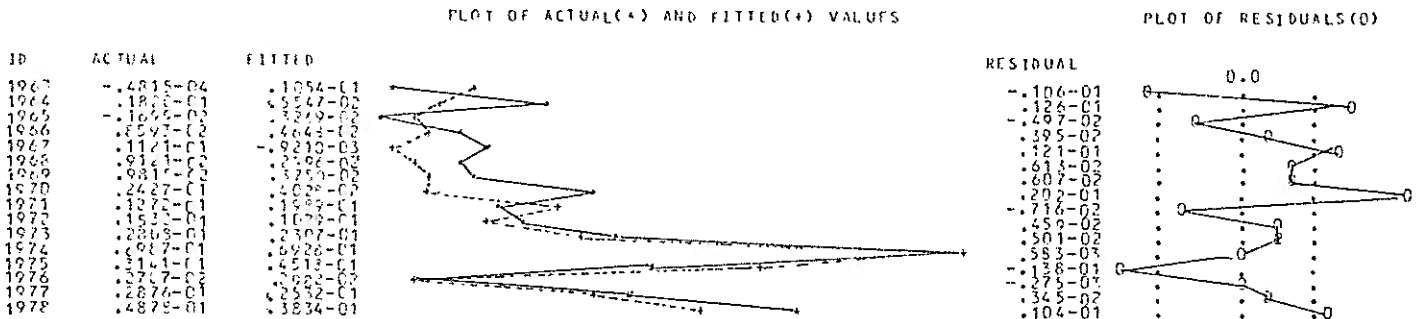
Figur 4.1. Plots af relation (4.13) - Nb.



Figur 4.2. Plots af relation (4.15) - Nb.



Figur 4.3. Plots af relation (4.16) - Nb.



Tabel 3. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: N_h

Niveau:	Konstant led	O-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
(1) $P_{h \times h \times h}$.0337 (.0132)	1.3453 (.0234)							2.11	.0158	.996
(2) P_{ux}	.0313 (.0134)		1.3448 (.0236)						2.04	.0160	.995
(3) P_{ux}	.0277 (.0140)			1.3441 (.0247)					1.84	.0167	.995
(4) $P_{y \times u \times h}$.0373 (.0137)				2.1796 (.0844)				1.93	.0167	.978
(5) $P_{y \times}$.0331 (.0137)					2.1791 (.0841)			1.81	.0166	.978
(6) $P_{y \times}$.0275 (.0148)						2.1748 (.0891)		1.51	.0176	.976
Fuldning:											
(7) $D_{P_{h \times h \times h}}$.0071 (.0080)	1.1028 (.1736)							2.37	.0223	.743
(8) $D_{P_{ux}}$.0068 (.0080)		1.1114 (.1745)						2.37	.0223	.743
(9) $D_{P_{ux}}$.0068 (.0079)			1.1138 (.1739)					2.24	.0222	.741
(10) $D_{P_{y \times u \times h}}$.0069 (.0076)				1.3644 (.5405)				2.36	.0222	.313
(11) $D_{P_{y \times h \times h}}$.0057 (.0078)					1.4893 (.5731)			2.43	.0220	.325
(12) $D_{P_{y \times}}$.0045 (.0079)						1.6188 (.5955)		2.32	.0217	.346

Tabel 1. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: N_h

forstat	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
(13) D _{Pyx}											
(14) D _{Ryx}											
(15) D _{Ryx}											
(16) D _{Ryx}											

1.8672
(.3995)

2.1380
(.4792)

1.8401
(.4456)

2.1530
(.4085)

.1646 DK_{hh}
(.1613)

-.0005 RD_{KK_{hh}}
(.0029)

-.0965 DP_{AA} 1
(.0550)

2.42 .0212 .330

2.30 .0212 .377

2.38 .0219 .331

2.22 .0198 .451

Tabel 2. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: **NF**

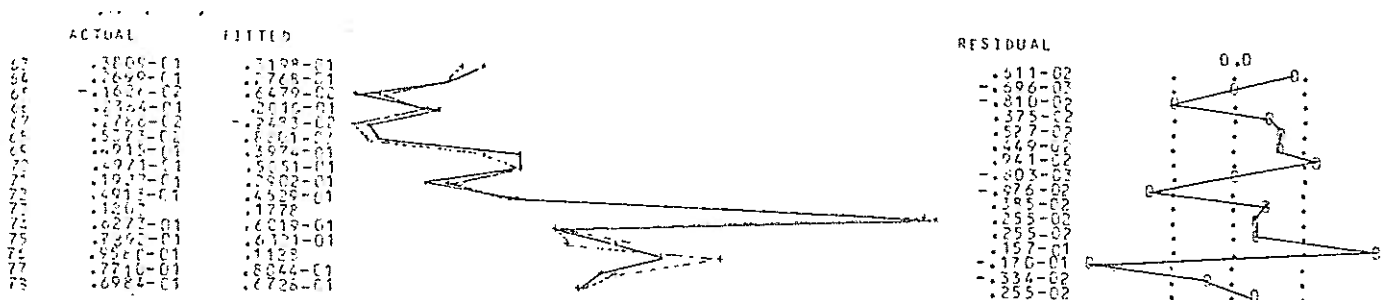
	Konstant led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
<u>Lineær:</u>											
(1) P _{ux} uf	-.0160 (.0084)	1.1340 (.0121)							1.51	.0118	.998
(2) P _{ux} -	-.01565 (.0083)		1.1323 (.0120)						1.55	.0117	.998
(3) P _{ux} -	-.0151 (.0081)			1.1298 (.0117)					1.58	.0115	.998
(4) P _{uy} nf	-.0144 (.0076)				2.3854 (.1151)				2.14	.0109	.966
(5) P _{yx} -	-.0136 (.0074)					2.3478 (.1117)			2.19	.0108	.967
(6) P _{yx} -	-.0126 (.0074)						2.2962 (.1061)		2.24	.0105	.969
<u>Endring:</u>											
(7) D _{ux} uf	-.0004 (.0061)	1.1387 (.1041)							3.01	.0151	.895
(8) -	-.0005 (.0061)		1.1387 (.1042)						3.02	.0151	.895
(9) -	-.0806 (.0860)			1.1405 (.1032)					3.00	.0149	.897
(10) D _{Py} xuf	.0077 (.0088)				.6081 (1.7490)				2.92	.0150	.009
(11) -	.0077 (.0089)					.5853 (1.7525)			2.92	.016	.008
(12) -	.0062 (.0091)					.9020 (1.7574)			2.96	.016	.019

Tabel 7
Resultat

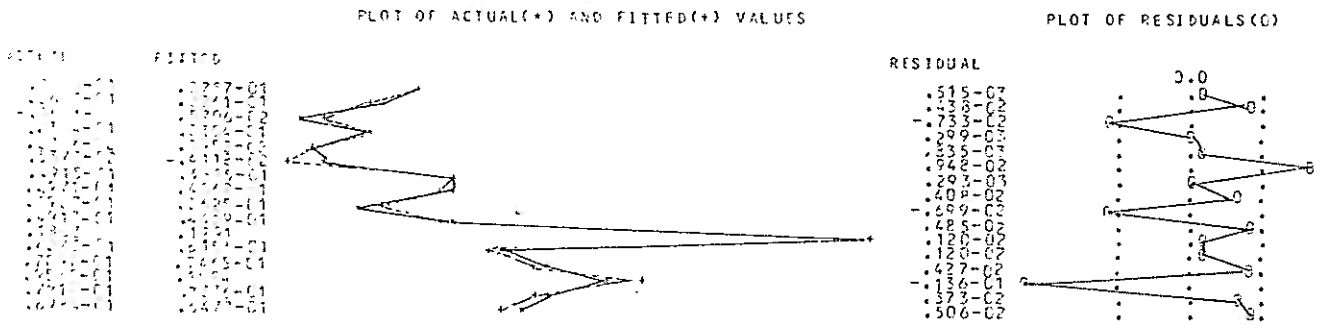
Regressionsresultater: Nettopriser i erhverv: NF.

	Konstant	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8-2	7-2-1	5-3-2	8-2	7-2-1	5-3-2				
Niveau:											
(13) Punktf	-.01481 (.0054)			1.1262 (.0079)			.0352 (.0080)	D1973	1.17	.0077	.999
(14) Punktf	.2272 (.0586)			1.1334 (.0056)			-.2367 (.0572)	KNF + 0.0378 D1973	1.67	.0052	.999
(15) Punktf	-.0169 (.0051)			1.1299 (.0075)			-.1277 (.0652)	RKNF + 0.0347 D73	1.07	.0070	.999
Ændring:											
(16) DPunkt				1.1034 (.0352)				.0334 DD1973 (.0058)	2.26	.0081	.965
(17) D -				1.1184 (.0271)			-.1823 (.0543)	DKNF + .0331 DD1973 Lag: 3 (.0044)	2.59	.0062	.983
(18) D -				1.0834 (.0327)			-.0004 (.0002)	RDKNF + .0337 DD73 Lag: 3 (.0052)	1.71	.0073	.971
(19) D -				1.1179 (.0268)			-.1851 (.0540)	DKNF + .0330 DD73 Lag: 5 (.0044)	2.42	.0061	.984
(20) D -				1.1001 (.0364)			-.0002 (.0003)	RDKNF + .0334 DD73 Lag: 2 (.0060)	2.12	.0083	.970

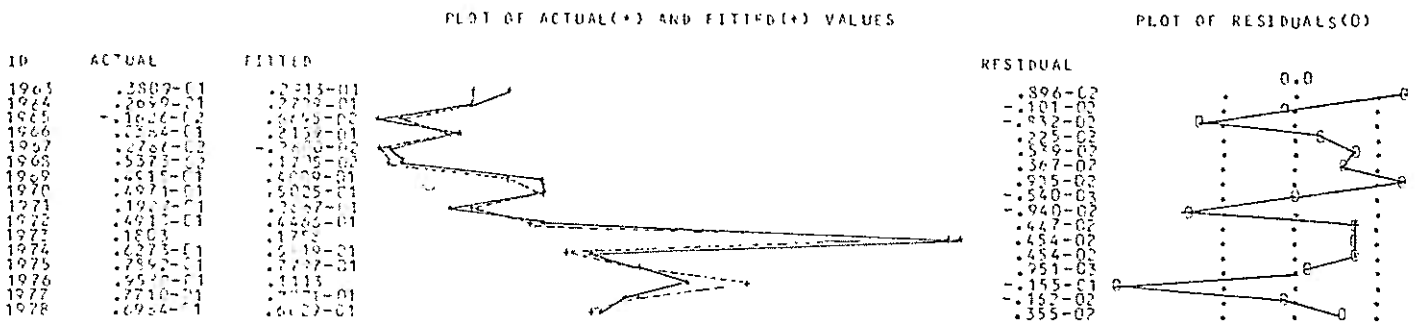
Figur 2.1. Plots af relation (2.16) - Nf.



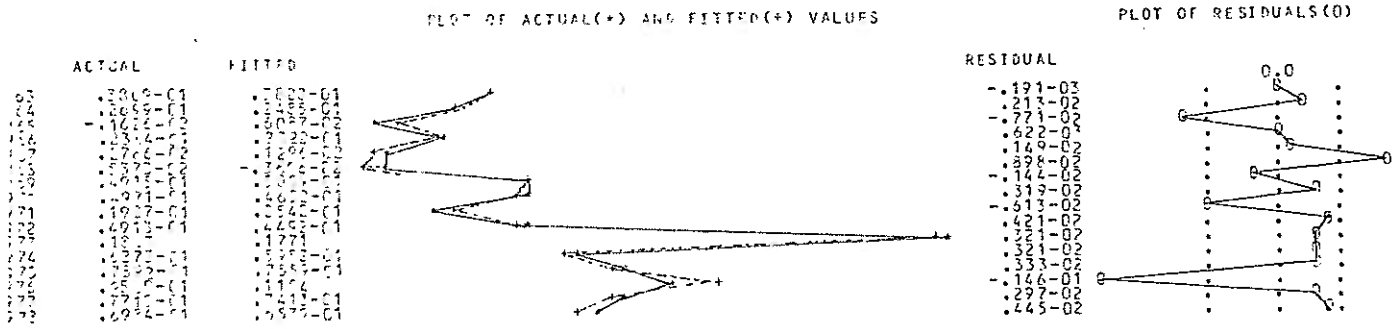
Figur 2.2. Plots af relation (2.17) - Nf.



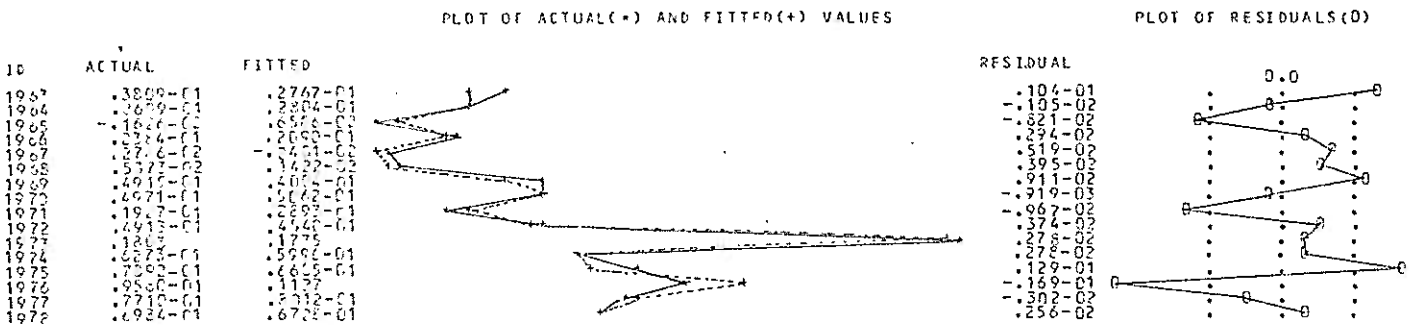
Figur 2.3. Plots af relation (2.18) - Nf.



Figur 2.4. Plots af relation (2.19) - Nf.



Figur 2.5. Plots af relation (2.20) - Nf.



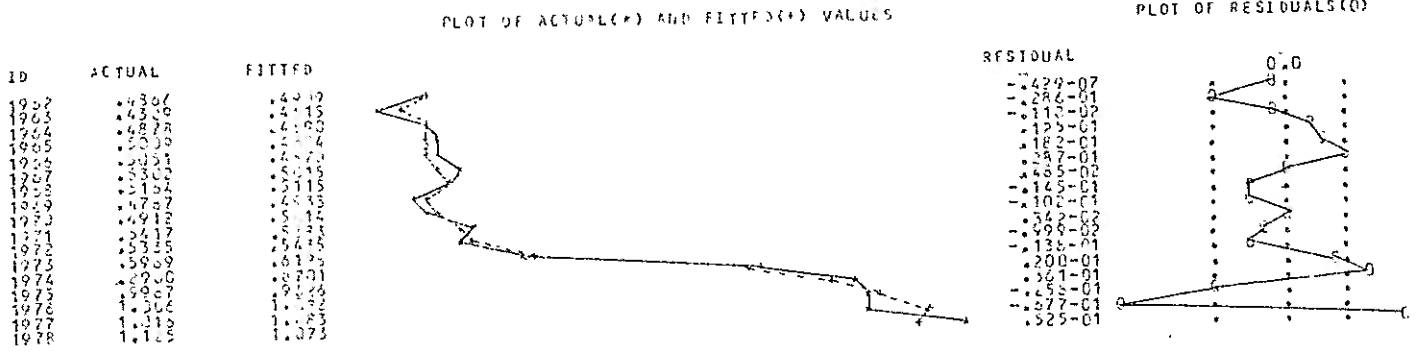
Tabel 1. Regressionsresultater. Nettopriser i erhverv: *Ne*

Niveau	Konstant Led	C-hypotese med lag:			W-hypotese med lag:			Supplerende variable	DW	s	R ²
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2				
1) P _{ux} ne	.1820 (.0156)	1.3408 (.0406)							1.96	.0289	.986
2) P _{ux} -	.1807 (.01602)		1.3412 (.0407)						1.96	.0289	.986
3) P _{ux} -	.1787 (.0162)			1.3417 (.0410)					1.97	.0291	.985
4) P _{yx} -	.0770 (.0271)				5.1172 (.4804)				1.84	.0284	.876
5) P _{yx} -	.0711 (.0278)				5.1406 (.4847)				1.86	.0285	.875
6) P _{yx} -	.0637 (.0294)				5.1486 (.5007)				1.89	.0293	.868
<i>Finding</i>											
7) D P _{ux} ne	.00235 (.0119)	1.3851 (.2111)							1.64	.0416	.755
8) D P _{ux} -	.0022 (.0119)		1.3879 (.2123)						1.65	.0417	.753
9) D P _{ux} -	.0020 (.0120)			1.3898 (.2152)					1.65	.0421	.749
10) D P _{yx} -	.0004 (.0111)				6.5974 (2.3810)				1.61	.0392	.354
11) D P _{yx} -	.0004 (.0114)				6.8090 (2.5751)				1.64	.0395	.344
12) D P _{yx} -	.0005 (.0122)				6.5996 (2.7845)				1.72	.0412	.286

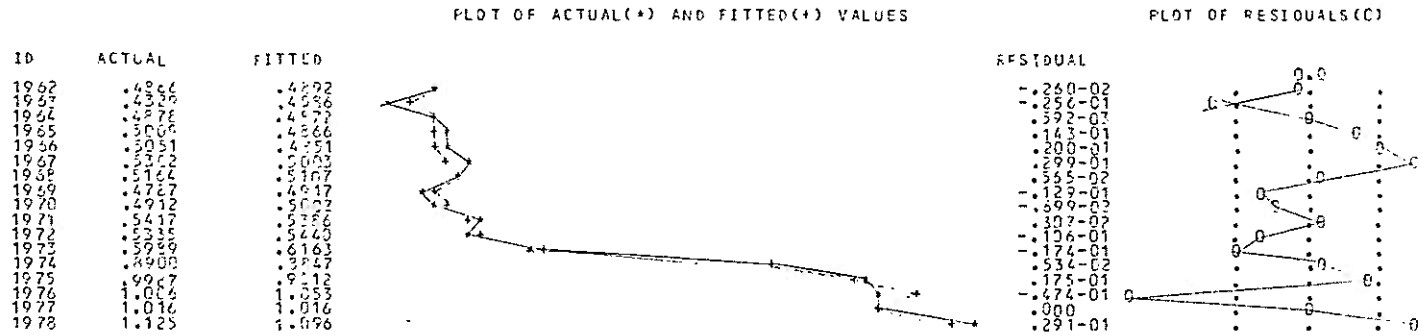
Tabell
 (for fortsett)
 Regressionsresultater. Nettopriser i enhver: **Ne**

	Konstant Led	C-hypotese med lag:				W-hypotese med lag:				Supplerende variable	DW	s	R ²	
		8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2	8 - 2	7 - 2 - 1	5 - 3 - 2							
(13) Pukne	.2715 (.1079)	1.3194 (.0483)								-0.0712 (.0849)	Kne	1.88	.02916	.987
(14) Pukne	.1822 (.0159)	1.3415 (.0404)								-0.0947 (.0892)	RKne	1.92	.0287	.988
(15) Dpukne		1.3712 (.1760)								-0.1452 (.1074)	DKne	1.57	.0391	.782
(16) Dpukne		1.4024 (.1860)								.0005 (.0032)	RDKne	1.62	.0416	.754
(17) Pukne	.16704 (.0123)	1.3985 (.0336)								-.0916 (.0247)	D1977	1.72	.0212	.99
(18) Dpukne		1.4832 (.1221)								-.0844 (.0194)	DD1977	2.12	.0271	.90
(19) -		1.4053 (.1789)										1.63	.0402	.75

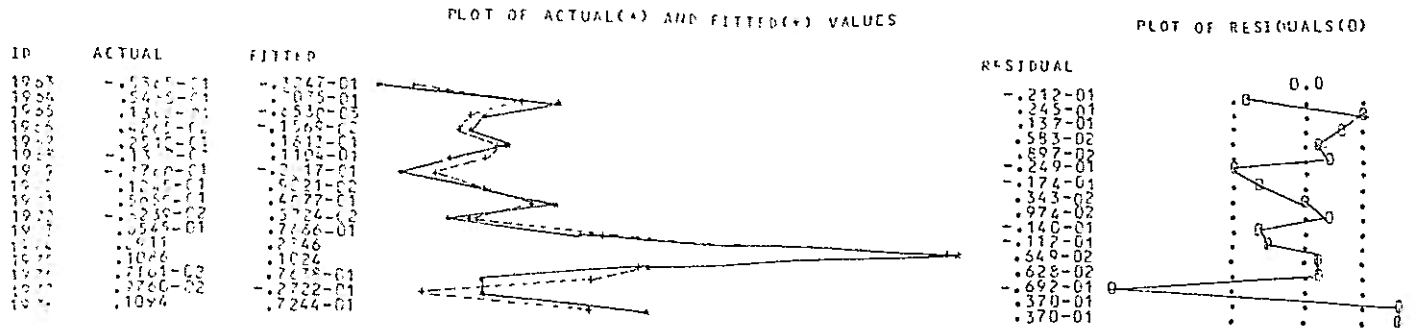
Figur 1.1. Plots af relation (1.1) - Ne.



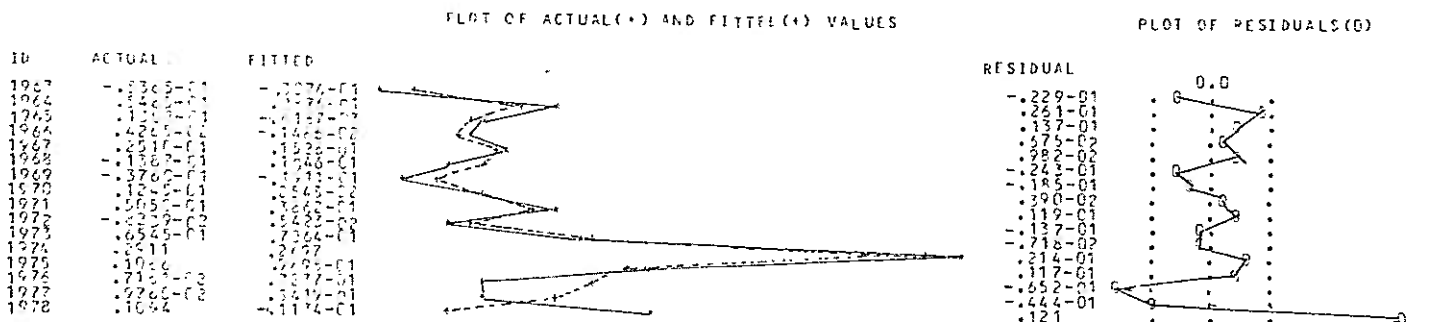
Figur 1.2. Plots af relation (1.17) - Ne.



Figur 1.3. Plots af relation (1.18) - Ne.



Figur 1.4. Plots af relation (1.19) - Ne.



Supplerende dokumentation om io-systemet.

(supplement til papir af 2.7.82)

Der foreligger nu en databank med input-output koefficienter beregnet på de nulstillede io-tal: IOFBK2. . Nomenklaturen er følgende:

	Erhverv	Forbrug	Investering	Eksport
Erhverv	$a(i)(j)$	$a(i)c(j)$	$a(i)i(j)$	$a(i)e(j)$
Import	$am(i)(j)$	$am(i)c(j)$	$am(i)i(j)$	$am(i)e(j)$
Told, afgifter	$as(i)(j)$	$as(i)c(j)$	$as(i)i(j)$	$as(i)e(j)$
Faktor- indkomst	$ayf(j)$			

Erhverv x erhverv: i : leverende erhverv
 j : modtagende erhverv
 Eksempel: aaa - koefficienten for landbruketts egenleverance; aeo - koefficienten for Nordsøsektorens leverance til den offentlige sektor; anfgq - koefficienten for næringsmiddelindustrien ind i øvrige tjeneseyd. erhverv.

Import x erhverv : i : leverende importgruppe
 j : modtagende erhverv
 Eksempel: am5ng - koefficienten for indput af import af SITC-gruppe 5 i olieraffinerierne.

Afgifter x erhverv: i : leverende afgiftsgruppe
 told: sm; afgifter: sp; moms -
 sg; ikke varefordelte afg.: sq.
 j : modtagende erhverv
 Eksempel : asmnn - koefficienten for told på nydelsesmiddelindustrien.

Faktorindkomst x erhverv: j: modtagende erhverv.
Eksempel: ayfb - koefficienten for faktorindkomstens andel af byggesektorens produktionsværdi.

Erhverv x forbrug: i: leverende erhverv
j: modtagende forbrugskomponent.
Eksempel: aacf - landbrugets leverance til fødevarerforbrug; aocs - koefficienten for den offentlige sektors leverance til det private forbrug af tjenesteydelser.

import x forbrug: i: leverende importkomponent
j: modtagende forbrugskomponent.
Eksempel: am3ce - koefficienten for energiimport til det private energiforbrug.

Afgifter x forbrug: i: afgiftsgruppe
j: modtagende forbrugskomponent.
Eksempel: asgcv - koefficienten for moms på det private forbrug af varige varer.

erhverv x investering: i: leverende erhverv
j: modtagende investeringskomponent
Eksempel: anmim - koefficienten for jern & metalindustriens leverancer til investering i maskiner, inventar m.v.

import x investering: i: leverende importkomponent
j: modtagende investeringskomponent
Eksempel: am0it - koef. for import af SITC 0 til inv. i stambesætninger.

afgifter x investering: i: leverende afgiftsgruppe
j: modtagende investeringskomponent
Eksempel: aspilq - koef. for afgifter på lagerinvesteringer.

erhverv x eksport: i: leverende erhverv
j: modtagende eksportkomponent
Eksempel: aqhe89 - koef. for handelsavancer i eksporten af SITC 89.

Import x eksport: i: leverende importkomponent.
j: modtagende eksportkomponent
Eksempler: am8e8 - koefficienten for reeksport af SITC 89.
Bemærk, at der her kun optræder reeksport.

Afgifter x eksport: i: leverende afgiftsgruppe
j: modtagende eksportkomponent
Eksempel: asme7 - koef. for told på eksport af SITC7.

Bemærk:

- Koefficienterne i de tre lagersøjler er beregnet ud fra de samlede lagerinvesteringer før opdeling på ilq, ila og ile. Summen af alle tre søjlers koefficienter skal give 1.0.
- Im- og eksportgrupperne for SITC 89 omtales kun med tallet 8. Tilsvarende omtales SITC 24 kun som 2.
- For Et findes kun én koefficient, nemlig amtet. Korrektion for Et i det private forbrug kan altså ikke ske direkte via io-koefficienterne.

Udover de egentlige io-koefficienter er der indlagt tre typer "mellemlresultater":

- Hver søjles samlede input fra indeludske erhverv kaldes $ax(i)$, i = anvendelseskomponenterne. Fx er axb ^{koefficienten for} byggesektorens samlede indenlandske input.
- Hver søjles samlede import kaldes $am(i)$, i = anvendelseskomponenterne. Fx er $amim$ koefficienten for maskininvesteringernes samlede importindhold.
- Hver søjles samlede input af told og afgifter kaldes $as(i)$, i = anvendelseskomponenterne. Fx er $asnn$ koefficienten for nydelsesmiddelindustriens samlede told og afgifter.
- Endelig er der indlagt en kontrolvariabel lig med summen af hver søjles koefficienter med navnet $ak(i)$.

Der er vedlagt en koefficientmatrix for 1975. De celler, hvor der ikke står tal, er "rene" nuller i de tilpassede matricer. Hvis man ønsker en udskrift med oversigt over de ikke-nulstillede celler række- og søjlevis kan man gå ind i elementet KOEFFIL.LISTNING og sende det afsted.

Som supplement til de nulstillede banker er der beregnet en række kontrolvariable, der checker om de søjle- og rækketotaler, der implicit ligger i de nulstillede matricer svarer til de ægte totaler fra nationalregnskabets io-tal. De beregnede kontrolvariable, der er værdital svarende til de ovenfor nævnte "mellemlresultater" (men også beregnet rækkevist) findes i banken IOFBK1., der er input til de programmer, der genererer IOFBK2.

Vanstrekanst

	Xa	Xe	Xng	Xne	Xnt	Xnn	Xnb	Xnm	Xnk	Xng	Xb	Xgh	Xgs	Xgt	Xpf	Xpp	Xh	Xo	Xqi	INPUT i ALT	ct	Cn	Ci
1. Landbrug Xa	.108				.476	.076												.003			.038		.027
2. Nordst Xe		.018	.000																				
3. Raffinaderi Xng	.009	.012	.092	.003	.003	.014	.002	.009	.003	.002	.002	.004	.015	.001	.002	.000	.001						
4. Off. værker Xne	.011	.006	.003	.006	.005	.016	.007	.014	.008	.002	.007	.000	.004	.004	.009	.001	.007						
5. Næringsmid. Xnt	.082				.170										.039		.012	1.000			.489		
6. Nydelsermid. Xnn					.034										.017							.205	
7. Byggelevnænder Xnb							.227				.141												
8. Metal & maskin Xnm	.039	.020	.005	.013	.054		.176			.094		.051					.008						
9. Kemisk m.v. Xnk	.031						.014	.125		.030							.014						.059
10. Andre industri Xng				.015	.075		.046	.217		.030				.018	.046		.014						.276
11. Bygge anlæg Xb			.091							.034		.064					.162	.042					
12. Handel Xgh	.030			.018	.077	.047	.055								.058		.024				.283	.146	.341
13. Sprog Xgs													.009				.004						
14. Andre transp. Xgt		.003		.020	.129	.061	.011	.097	.022	.026	.061	.040	.157		.026		.028						
15. Finansiell virk. Xpf										.007							.006						
16. Andre tjeneste Xpp	.047	.048	.040	.018		.031		.033	.062	.046	.045	.067	.107	.087	.032	.063							
17. Boligbrugsfakta Xh																	.005						
18. Offentlig sektor Xo														.009	.037		.005						
19. Input. fin. yde. Xqi																							
Input i alt	.406	.068	.043	.226	.740	.366	.390	.289	.292	.332	.411	.189	.141	.325	.166	.283	.195	.237	1.000		.809	.351	.702
M0	.066			.025											.005						.073		.000
M1					.091										.005							.030	.000
M24			.026		.054	.036	.033	.015															.004
M3	.017	.874	.278	.007	.009	.048	.006	.020	.006	.004	.004	.008	.030	.007	.003	.061	.003						.000
M5	.049	.005				.011	.203	.043	.008								.002						.023
M6			.014	.056	.069	.125	.031	.134	.004	.015							.005						.032
M7			.008		.097			.027		.019		.036		.005									
M87					.011	.013	.020							.001	.015								.116
M5	1.957									.413		.007		.008									
M9														.003									
ME																							
Input i alt	.131	1.837	.879	.285	.072	.745	.172	.242	.289	.230	.114	.020	.422	.049	.009	.050	.001	.039	.000		.073	.030	.175
Told Sim	.001	.000	.000	.001	.001	.007	.001	.002	.003	.003	.001	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.001			.007	.002	.008
Afgifter Sig	-.019	.001	.000	.001	-.007	.004	.002	.003	.003	.003	.007	.003	.008	.005	.025	.006	.002				.005	.511	.011
Moms Sig	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.000	.001	.000	.007	.022	.006	.024	.027				.108	.106	.104
Ikke anvendte afgifter	.026	.000	.000	-.007	-.001	.014	-.004	.001	.003	.001	.001	.020	.001	-.046	.017	-.002	.033	.004					
Told og afgifter i alt	.003	.001	-.000	.002	-.007	.014	-.001	.006	.009	.007	.006	.028	.004	-.031	.033	.030	.063	.034	.000		.117	.619	.122
Faktorindkomst	.455	-.906	.079	.487	.195	.474	.439	.462	.410	.431	.468	.764	.433	.657	.792	.638	.741	.690	-1.000				

a e ng ne nf nu nt nm nk ng b gh gs gt pf pp h o qi

Forskellige muligheder for bestemmelsen af sektorernes lønsummer.

I forbindelse med overgangen til modelversionen med 18 sektorer skal vi også tage stilling til bestemmelsen af sektorernes lønsummer. I dette lille papir nævnes nogle forskellige skitser; formålet er at indhente nogle kritiske kommentarer, der kan antyde det relevante ambitionsniveau og den bedste ide.

Den centrale lønvariabel har hidtil været den gennemsnitlige lønomkostning pr. arbejdstime for industriens arbejdere:

$$\ln a = W_{na} / (Q_{nn} \cdot H_{gn}) \cdot 1000,$$

hvor industristatistikken er kilde til alle 3 højresidevariable. Denne lønsats bestemmer lønudviklingen i alle 6 sektorer ved hjælp af en lønsammenbindingskoefficient, der angiver forskellen mellem sektorens lønstigningstakt og stigningstakten i $\ln a$. I fremstillingsvirksomhed skal en særlig faktor korrigere for forskellen mellem hele n -sektoren og industrien (håndværkskorrektio).

Det er fortsat tanken, at $\ln a$ skal være den centrale lønvariabel, jf. arbejdet med endogenisering af løndannelsen i Adam (AMC 3.11.80 og AMC 5.11.80). I den nye version findes der imidlertid flere fremstillingssektorer. Desuden har vi hidtil opdelt lønsummen i en arbejder- og funktionær-lønsum for fremstillingsvirksomhed og byggeri.

1. De nemme sektorer: Ligesom i dag.

For sektorerne a, e, h, o, qh, qs, qt, qf og qq kan vi umiddelbart anvende en struktur som i dag:

$$\begin{aligned} \ln h(i) &= (1 + b_{lh}(i) \cdot R_{lah}) \cdot \ln h(i)^{(-1)} \\ y_{wx}(i) &= \ln h(i) \cdot (1 - b_{q}(i)/2) \cdot Q(i) / 1000 \\ \ln a_{h} &= \ln a \cdot h_a \end{aligned}$$

hvor

lh(i) gennemsnitlig årsløn for fuldtidsbeskæftiget
lønmodtager i sektor i
ywx(i) lønsum i sektor i
Q(i) antal beskæftigede lønmodtagere i sektor i
bq(i) deltidsfrekvens for besk. lønmodtagere i sektor i
ha aftalt arbejdstid (timer pr. år)

for i = a, e, h, o, qh, qs, qt, qf og qq.

For år med nationalregnskabstal beregnes lh(i) og blh(i):

$$\begin{aligned}lh(i) &= ywx(i)/(1-bq(i)/2) \cdot Q(i) \cdot 1000 \\blh(i) &= lh(i)/(lh(i)^{-1} \cdot (1 + Rlah))\end{aligned}$$

I fremskrivningsperioden sættes blh(i)'erne til 1.0, men kan naturligvis ændres, hvis man antager afvigende lønudvikling i de enkelte sektorer. Se tabel 3.

2.a. N- og b-sektorerne: den skrabe model.

En helt ligefrem løsning på bestemmelsen af sektorlønsummerne i fremstillingsvirksomhed og byggeri vil være at droppe den nuværende opdeling af lønsummen på arbejder- og funktionærløn og vælge en struktur som for de øvrige sektorer i pkt. 1 ovenfor.

$$\begin{aligned}lh(j) &= (1 + blh(j) \cdot Rlah) \cdot lh(j)^{-1} \\ywx(j) &= lh(j) \cdot \left[(1-bq(j)^a/2) \cdot Q(j)a + (1-bq(j)^f/2) \cdot Q(j)f \right] / 1000\end{aligned}$$

hvor suffix a står for arbejdere og f for funktionærer.

j = ng, ne, nf, nn, nb, nm, nk, nq og b. Se tabel 3.

Som omkostningsudtryk i prisrelationerne kan så enten lna eller en udgave af lh(j) indgå.

2.b. N- og b-sektorerne: lidt mere krymmel.

En lidt mere omstændelig men stadig simpel løsning vil være at opdele lønsummerne på arbejdere og funktionærer cirka således:

$$\begin{aligned}yw(j)a &= kl(j) \cdot lna \cdot Q(j)a \cdot hgn / 1000 \\yw(j)f &= kl(j) \cdot (1+Rlah) \cdot lnf^{-1} \cdot Q(j)f / 1000 \\ywx(j) &= yw(j)a + yw(j)f \\lh(j)a &= yw(j)a / (1 - bq(j)a/2) \cdot Q(j)a \cdot 1000 \\lh(j)f &= yw(j)f / (1 - bq(j)f/2) \cdot Q(j)a \cdot 1000\end{aligned}$$

hvor kl'erne i år med nationalregnskabstal beregnes som

$$kl(j) = ywx(j) / (lna \cdot Q(j)a \cdot hgn + lnf \cdot Q(j)f) / 1000$$

Der beregnes altså en slags pseudolønsum for arbejdere og funktionærer under den antagelse, at lønnen svarer til industriens gennemsnit blot korrigeret med en faktor fælles for arbejdere og funktionærer. I simulationsperioden kan kl'erne videreføres med sidste års værdi eller eventuelt en trend. Antagelser om større eller mindre lønspredning mellem sektorerne kan lægges ind som justeringer af kl'erne i simulationsårene.

I tabel 1 er gengivet kl'ere for 1966 til 1978.

2.c. N- og b-sektorer; industristatistik-tal.

Vi kan forfine skitselet ved at tage industristatistikdata for løn og arbejde i de enkelte fremstillingssektorer:

$$yw(j)a = kl(j) \cdot (l^na) \cdot l(j)a(-1) \cdot Q(j)a \cdot hg(j) / 1000$$

$$yw(j)f = kl(j) \cdot (l^fh) \cdot l(j)f \cdot Q(j)f / 1000$$

ywx(j), l^fh(j)a og lh(j)f beregnes som i 2.b. kl'erne og hg'erne beregnes således.

$$hg(j) = [hg(j)/hgn] (-1) \cdot hgn$$

$$kl(j) = ywx(j) / \left[(l(j)a \cdot Q(j)a \cdot hg(j) + l(j)f \cdot Q(j)f) / 1000 \right]$$

hvor j'erne er som i 2.a bortset fra b, der bestemmes som i 2.b.

- l(j)a timelønnen pr. arbejder i industristatistikken for sektor j
- hg(j) gennemsnitligt antal arbejdstimer pr. arbejder i industristatistikken for sektor j
- l(j)f gennemsnitlig årsløn for funktionær i industristatistikken for sektor j

kl'erne beregnes for år med nationalregnskabstal og føres frem efter et eller andet princip - fx med seneste års værdi. I tabel 2 fremgår l(j)a, l(j)f og hg(j) for 1979.

Forskellen mellem denne skitse og skitsen i pkt. 2.b er lille - det vigtigste er, at kl'erne i de historiske perioder kun er en håndværkskorrektur, mens de i 2.b herudover også fanger sektorens afvigelser fra gennemsnittets løn og arbejdstid. I fremskrivningsperioden antages dog også her en stiv løn- og arbejdstidsstruktur.

2.d. N- og b-sektorerne: et langhåret forslag.

Hvis vi ser bort fra håndværket og alene betragter vores n-sektorer som industrisektorer, vil lna være et gennemsnit for disse 8 sektors arbejdstimeløn. kl'erne udtrykker sektors afvigelse fra gennemsnittet, og kan muligvis bestemmes i modellen. Stigningstakten i lna (rlna) bestemmes i en generel lønrelation med den samlede arbejdsledelsesprocent, den samlede prisstigningstakt m.v. som argumenter, mens kl'erne bestemmes ved hjælp af sektorspecifikke argumenter og under den restriktion, at summen af sektorernes lønsummer divideret med den samlede beskæftigelse skal være lig med lna. De sektorspecifikke argumenter skal forklare, hvor^{for} timelønnen i sektoren stiger anderledes end gennemsnittet. Et løst bud kunne være sidste periodes restindkomstkvotes afvigelse fra en normal-kvote som indikation af virksomhedernes indstilling over for lønkrav i sektoren og sidste periodes lønstigningstakt i forhold til stigningen i lna som indikator for efterslæb/overhæng i sektoren, og dermed for arbejderne interesse i at rejse lønkrav.

$$rl(j)a = f(\dots)$$

$$w(j)a = \frac{(rl(j)a+1) \cdot l(j)a(-1) \cdot Q(j)a \cdot hg(j)}{1000}$$

$$yw(j)a = kln \cdot w(j)a$$

$$kln = lna / \left[\sum_j w(j)a / \left(\sum_j Q(j)a \cdot hg(j) \right) \right]$$

lh(j)a beregnes som i 2.b. hg'erne beregnes som i 2.c. Faktoren kln, der er en op- eller nedgangsfaktor fælles for alle j sektorer, sikrer, at den gennemsnitlige timeløn beregnet sektorvis svarer til lna. Funktionærlønsummerne kan beregnes efter en af ovenstående skitser, selvom der mangler lidt krøller for at sikre korrespondancen over til sektorens samlede lønsum som defineret af nationalregnskabet. Dette forslag er imidlertid nærmest det samme som at lave sektorlønrelationer, og det er vist ikke et aktuelt projekt.

3. Forslagenes variabel-omfang.

Her skal anføres, hvor mange ligninger og variable, de enkelte skitser hver for sig kræver.

<u>Forslag 1.</u>	endogene	eksogene	
	lh(i) ywx(i)	blh(i) bq(i) Q(i)	Rlah
Pr. sektor	2.	3	
I alt (9)	18	27	1
 <u>Forslag 2.a.</u>			
	lh(j) ywx(j)	blh(j) bq(j)a bq(j)f Q(j)a Q(j)f	Rlah
Pr sektor	2	5	
I alt (9)	18	45	1
 <u>Forslag 2.b.</u>			
	yw(j)a yw(j)f ywx(j) lh(j)a lh(j)f	Q(j)a Q(j)f bq(j)f bq(j)a kl(j)	lna rlah lnf hgn
Pr. sektor	5	5	
I alt	45	45	4
 <u>Forslag 2.c.</u>			
	yw(j)a yw(j)f ywx(j) lh(j)a lh(j)f	l(j)a l(j)f Q(j)a Q(j)f bq(j)a bq(j)f hg(j)	rlna hgn rlah
Pr. sektor	5	7	
I alt	45	63	3

Tabel 1. kl'ere 1966-78. Fremstillingsvirksomhed og byggeri.

PERIOD	VARIABLE NAME				
	KL8	KLNB	KLNF	KLNF	
1966	1.364906	.9287145	1.157366	.8932531	
1967	1.347798	.9542987	1.133518	.9028906	
1968	1.370130	.9384965	1.120892	.9033155	
1969	1.377396	.9582247	1.067606	.8957856	
1970	1.375222	.9823055	1.026420	.9043657	
1971	1.332805	.9741864	1.056921	.9273142	
1972	1.295762	.9744613	1.042911	.9226091	
1973	1.285345	.9703649	1.054405	.9397067	
1974	1.185620	.9354320	1.028702	.9541417	
1975	1.119448	.8841734	1.023061	.9618908	
1976	1.125210	.9274434	.9893045	.9501340	
1977	1.113138	.9395798	1.024287	.9656090	
1978	1.116550	.9287801	1.053936	.9666322	

	KLNG	KLNK	KLNM	KLNN	KLNQ
	1.298709	.8947281	.9699515	1.181897	.8188099
	1.276705	.8972403	.9729045	1.160418	.8182218
	1.267933	.9035633	.9785085	1.168811	.8282920
	1.275304	.9106925	.9392986	1.129987	.8437278
	1.237395	.9121194	.9518351	1.198860	.8501489
	1.258443	.9176637	.9596409	1.222454	.8413597
	1.267596	.9010347	.9369466	1.253471	.8464232
	1.223930	.9345606	.9542833	1.289373	.8633720
	1.182131	.9404419	.9735214	1.267716	.8780974
	1.176478	.9253071	.9705678	1.324691	.8656093
	1.162484	.9115363	.9680915	1.299584	.8831498
	1.193525	.9305663	.9604779	1.278351	.8954190
	1.180244	.9400598	.9481303	1.271624	.9129676

Tabel 2. Gennemsnitlig timeløn for arbejdere, årsløn for funktionærer og årligt antal arbejdstimer pr. arbejder for Adams fremstillingssektorer excl. håndværk, 1979.

Sektor	timeløn for arbejdere	årsløn for funktion.	Årligt antal timer pr. arb.
ng	52.39	138.791	1649
ne	58.18	122.990	1735
nf	54.24	115.889	1661
nn	64.47	139.485	1577
nb ¹⁾	51.06	115.868	1710
nm	51.62	119.496	1652
nk	51.96	120.368	1619
nq	53.54	117.754	1594

1) excl. skovbrug.

lna	lnf	hgn
53.49	119.492	1640

Tabel 3. Lønssammenbindingskoefficienter for alle 18 sektorer.
 Beregnet ud fra gennemsnitlig årsløn pr. beskæftiget, da der
 ikke foreligger deltidsfrekvenser på detaljeret niveau endnu.

	BLA	BLE	BLO	BLH	BLQF	BLQH
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000
1967	1.0039013	.9731140	.9556008	.9803349	.9797334	1.063433
1968	1.0030200	1.019297	1.036694	1.020026	.978807	.963038
1969	1.029192	.988123	.984100	1.004266	.940261	.977051
1970	.965602	.984100	.978673	1.009349	.963693	.967557
1971	1.033692	1.693596	.986862	.980494	.968652	.963958
1972	.996925	.968500	.938875	.980494	.968652	.963958
1973	.951766	.971178	.955331	.963685	.941590	.954086
1974	.977410	.960441	.949409	.964435	.938453	.979695
1975	1.002250	.986622	1.009150	.944601	.993324	.965108
1976	1.037550	1.009231	.990917	.975704	1.052812	1.026418
1977	.981226	.973434	.970733	.992939	.964014	.981387
1978	1.002127	.994089	.977732	1.010556	.976981	1.040370
					.941838	1.024030

	BLQS	BLQT	BLQQ	BLR	BLNB	BLNE
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000
1967	1.040735	1.004143	1.040607	.994735	1.026745	.979672
1968	1.008017	1.000262	1.016367	1.019343	.926077	.996722
1969	.962327	.921318	.970754	1.007346	1.001920	.967948
1970	.936719	.968924	.977756	1.002413	1.003677	.974898
1971	1.017367	.975005	.995404	.978358	1.000956	.974662
1972	.961558	.963867	.998561	.962745	.986390	.969303
1973	.890630	.952489	.946797	.949144	.957162	.970261
1974	1.046087	.961973	.966124	.938505	.957580	.973536
1975	1.056506	1.017313	1.006383	.956505	.962038	1.008819
1976	1.002041	.978112	.995278	.999933	1.040115	.959730
1977	1.046697	.969605	1.013725	.979610	.997796	1.018417
1978	.999517	.981976	1.000882	.991487	.973870	1.015510

	BLNF	BLNN	BLNK	BLNG	BLNM	BLNQ
1966	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000	.000000
1967	1.009616	.978804	1.004434	1.002200	1.002718	.000000
1968	1.003737	1.014084	1.011968	.995625	.965928	.998697
1969	.989357	.961349	1.005027	.993418	.990661	1.016081
1970	.983555	1.035296	1.006957	.936821	.992250	1.017032
1971	1.030256	1.027910	1.012242	1.012241	1.016032	.985916
1972	.978983	1.010561	.958169	.986367	.957881	.997931
1973	.994580	.975062	.994056	.946035	.975863	.991134
1974	1.001098	.992771	1.010204	.943990	.975863	.978408
1975	1.021342	1.057225	1.007371	1.013864	1.024745	1.025902
1976	.983716	.978351	1.007202	.970186	1.014552	1.025902
1977	1.001681	.973863	1.005884	1.007382	.991672	.999715
1978	.986323	.983277	.996140	.971932	.990502	1.001172
					.974301	1.001532
						1.008113

Beregning:

DOT A H E O QF QH QS QT QQ
 B NB NE NF NK NG NM NN NQ S
 GENR L. = (YWX./Q.) * 1000 %
 GENR BL. = L. / (L. (-1) * (1 + RLAH)) %
 ENDDOT %

Dokumentation af konstruktionen af io-tallene i nye ADAM-version.

1. Indhold.

I dette papir skal

- a) arbejdsgangen for fremstilling af modellens io-tal ud fra nationalregnskabets materiale beskrives, og
- b) gives en dokumentation for forskellige småting omkring lagerinvesteringer, im- og eksport af skibe og fly samt behandlingen af danskeres turistforbrug i udlandet.

I figur 1 er den lange vej fra NRs grundlæggende io-matricer til vor pæne modeltal skitseret, og i de følgende afsnit dokumenteres de forskellige krumspring nærmere.

2. Opbygning af 137 x 202 grundmatrix.

Nationalregnskabets færdige io-tabeller benytter en opdeling af import og endelige anvendelser, som adskiller sig fra modellens, hvorfor den vigtigste kilde til konstruktion af vore io-tal er NRs grundlæggende matricer. For hvert år fra 1966 og foreløbig til og med 1978 findes i løbende og faste priser 26 sådanne PASSION-matricer, der er placeret på filerne IO*GRUNDxx-yy. , hvor xx-yy står for år 19xx i yy-priser.

Her hentes tal for input af dansk produktion opdelt på 117 sektorer, importen opdelt på SITC-grupper, den samlede told og de samlede vareskatter (= Sip). For anvendelsessiden findes tal for de 117 produktionssektorer, det private forbrug opdelt i 66 undergrupper og øvrige endelige anvendelser opdelt på 5 investeringskomponenter og eksporten opdelt på SITC-grupper.

For at gøre io-tabellen komplet hentes fra NRs endelige io-tabeller, der er placeret på filerne IO*IOxx-yy. (hver med 26 PASSION-matricer), den samlede søjle for lagerinvesteringer, samt de primære input, der mangler - nemlig moms, andre indirekte skatter, løn og restindkomst.

I programmet ADAMIO.ORDMAT/NY flettes det hele sammen til en grundmatrix med følgende udseende:

Tilgangssiden

Rækkenr.	Indhold
1-117	117 produktionssektorer efter NRs erhvervsgruppering
118-128	Importen opdelt efter 1-cifret SITC (SITC 0-9 samt gruppe 11 for varer med NRNR < 010000)
129	Told
130	Import vedr. aktiviteter i Nordsøen
131	Udenlandske skibe og flys proviantering i Danmark samt turistindtægter og -udgifter
132	Danske skibes udgifter i fremmed havn
133	Vareskatter
134	Moms
135	Andre indirekte skatter
136	Løn
137	Restindkomst

Anvendelsessiden

Søjlenr.	Indhold
1-117	117 produktionssektorer efter NRs erhvervsgruppering
118-183	66 forbrugsgrupper efter NRs gruppering
184	Offentligt konsum
185	Investeringer i maskiner
186	Investeringer i inventar
187	Investeringer i transportmidler
188	Investeringer i bygge- og anlægsvirksomhed
189	Investeringer i landbrugets stambesætninger
190	Lagerændringer
191-201	Eksporten opdelt efter 1-cifret SITC (SITC 0-9 samt gruppe for eksport herudover)
202	Imputerede finansielle tjenester

Denne grundmatrix er udskrevet på filen IOBxx-yy., hvor der ligger 3 PASSION-matricer med følgende position i filen:

- 1 137x202 io-tabel i 1000 kr
- 2 137x202 io-koefficientmatrix
- 3 1x202 matrix med søjlesummer i 1000 kr

Dokumentation for opbygningen af filerne GRUNDxx-yy. findes i notatet "Beskrivelse af programmet MAINPROG(/SYS1)" (TF, 13.1.81). Filerne IOxx-yy. er beskrevet i "Brugervejledning for Passion.." (Nationalregnskabsnotat nr. 5), appendix 3 til kapitel 8. Som appendix 2 findes en beskrivelse af erhvervs-

og forbrugsgrupperingen i nationalregnskabet.

3. Aggregering til ADAM-niveau.

Ved hjælp af elementet ADAMIO.AGGREGERING, som benytter filen IOBxx-yy. som inputfil, opbygges en 36 x 49 io-tabel svarende til den nye modelversion. I programmet foregår følgende:

1) Inputfilen aggregeres ned ved hjælp af rækkeaggregeringsmatricen ADAMIO.INPUT (en 0-1 matrix) og søjleaggregeringsmatricen ADAMIO.OUTPUT, der har dimensionerne hhv. 36x137 og 49x202. I bilag 1 er angivet en nøgle for aggregeringen.

2) Sektoren for imputerede finansielle tjenester modtager kun input fra én sektor, nemlig banksektoren. For at sikre rækkeidentiteten for den samlede restindkomst, modposteres denne enlige leverance som negativ restindkomst i Qi's søjle.

3) Der konstrueres 3 kunstige lagerinvesteringssøjler ud fra den enlige korrekte søjle for lagerforskydninger, hvorved vi får 3 lagerinvesteringsvariable: Investeringer i landbrugslagre (Ila), investeringer i energilagre (Ile) og øvrige lagerinvesteringer (Ilq). Ila består af landbrugssektorens leverance til lager og importen af SITC 0 til lager. Ile's søjle består af Nordspø-sektorens og olieraffinaderiernes leverancer til lager, samt importen af SITC 3 til lager. Ilq er den således reducerede søjle for lagerinvesteringer. Det bemærkes, at told og afgifter således ikke er spredt ud, men alene placeret i Ilq.

4) Der oprettes en kunstig importrække for danskeres turistforbrug i udlandet (Mt), der består af leverancen fra tjenesteimporten (Ms) til Ct. Desuden placeres værdien af udlændinges forbrug i Danmark (Et) også i denne nye række.

5) I forhold til SITC-opdelingen af im- og eksport har vi i modellen yderligere en disaggregering, idet im- og eksporten af skibe og fly skilles ud fra im- og eksport af SITC-gruppe 7 (My og Ey). Det løses på følgende måde: Fra nationalregnskabet får vi udskrifter af varebalancer (TA'er), hvorfra aflæses im- og eksporten af skibe og fly. For My gøres den håndfaste antagelse, at leverancen til den offentlige sektor Xo svarer til importen $\frac{8}{10}$ andel af den samlede tilgang til det danske marked (My + indenlandsk produktion - Ey) og resten går til investeringer i maskiner m.v. (Im). Eksporten af skibe og fly består af jern- og metalsektorens (Xnm's) og Sip's (hovedsagelig subsi-

dier) leverancer til denne varegruppe. Disse 4 tal indlæses i elementet ADAMIO.EYMY/xxyy i følgende rækkefølge: 1: My/Xo, 2: My/Im, 3: Xnm/Ey, 4: Sip/Ey. Disse tal indlæses så i de relevante celler i den aggregerede matrice, hvorefter rækken for import af SITC 7 (M7) fratrækkes rækken for My, og søjlen for eksport af SITC 7 (E7) fratrækkes søjlen for Ey. M7 og E7 er således ikke "ægte" SITC-grupper.

Til slut står vi med en matrix med følgende udseende:

Tilgangssiden

Rækkenr.	Indhold
1-18	De 18 ADAM-sektorer
19	Tom (imputerede finansielle tjenester)
20-22	Importen på SITC 0
21	Importen på SITC 1
22	Importen på SITC 2 og 4
23-26	Importen på SITC 3, 5, 6 og 7
27	Importen på SITC 8 og 9
28	Importen af skibe og fly (My)
29	Tjenesteimporten (Ms)
30	Danskeres turistforbrug i udlandet (Mt)
31	Told (Sim)
32	Punktafgifter netto (Sip)
33	Moms (Sig)
34	Ikke-varefordelte afgifter (Siq)
35	Løn
36	Restindkomst

Anvendelsessiden

Søjlenr.	Indhold
1-18	De 18 ADAM-sektorer
19	Imputerede finansielle tjenester (Qi)
20-30	11 grupper af privat forbrug i Danmark
31	Udlændinges forbrug i Danmark (Et, negativt fortegn)
32	Offentligt forbrug (Co)
33	Investeringer i maskiner m.v. (Im)
34	Investeringer i bygninger (Ib)
35	Investeringer i stambesætninger (It)
36	Lagerinvesteringer excl. landbrug og energi (Ilq)
37	Landbrugs-lagerinvesteringer (Ila)
38	Energi-lagerinvesteringer (Ile)
39-46	Eksport på SITC-grupper (samme struktur som import)

47	Eksport af skibe og fly (Ey)
48	Eksport af tjenesteydelser (Es)
49	Udlændinges forbrug i Danmark (Et, positivt fortegn). Korrektionssøjle

Denne matrix er udskrevet på filen IOAxx-yy., hvor der ligger 3 PASSION-matricer med følgende positioner i filen:

- 1 36x49 ADAM io-tabel, 1000 kr
- 2 36x49 Koefficientmatrix
- 3 1x49 Søjlesummer, 1000 kr.

Et efterfølgende program udvider matricerne med en række 37 med søjlesummer, og en søjle 50 med rækkesummer, og placerer følgende udvidede PASSION-matricer i filen IOTxx-yy.:

- 1 36x49 Koefficientmatrix
- 2 37x50 ADAM io-tabel med række- og søjlesummer, 100 mio.kr.
- 3 37x50 ADAM io-tabel med række- og søjlesummer, mio.kr.

Filerne IOTxx-yy. anvendes som input i følgende elementer, der ved hjælp af programmet ADAMDATA.TABEL udskriver io-tabellerne:

- a) ADAMIO.TABEL/NY printer et sæt tabeller for et enkelt år i enten faste eller løbende priser (mio. kr., 100 mio. kr. og koefficientmatricen).
- b) ADAMIO.TABEL/6678L printer en serie io-tabeller i mio. kr. ud for årene 1966-78 i løbende priser.
- c) ADAMIO.TABEL/6678F tilsvarende i faste priser.

4. Transformerings til TSP-tidsserier.

I elementet ADAMIO.AGGTSP omdannes PASSION-matricerne IOAxx-yy. ved hjælp af et TSPASSION-program til en tidsseriebank i TSP-form for io-tabellerne søjle- og rækkesummer. Nomenklaturen er den ADAM-autoriserede, idet den samlede lønsum er omdøbt til Yw og den samlede restindkomst til Yr. BFI i fastepriser kaldes Fyf. I elementet ADAMIO.IOBANK/GENR genererer et TSP-program afledte variable (priser, diverse im- og eksport-aggregater og variablene Xal, Xnl, Xbl, Xhl, Xql og Xol, der er aggregeringer af de nye 18 sektors produktionsværdier til den gamle modelversions sektoropdeling), og placerer det hele i TSP-banken IOBANK.

I elementet ADAMIO.KOEFTSP/L omdannes PASSION-filerne IOAxx-yy. til tidsserier for io-tabellerne enkelte celler. Ved hjælp af et TSPASSION-program dannes først én stor matrix bestående af hvert års io-tabel "oven på hinanden" (rækkedimension: 36 x antal år i kørslen; søjledimension: 49). Herefter omsorteres matricen, så hver inputvariabels leverancer følger kronologisk efter hinanden, således at matricen består af 36 blokke med leverancer i tidsfølge. Til slut indlæses tidsserierne i TSP-banken CELBKL. med følgende nomenklatur: Hver cellevariabel identificeres ved leverende og modtagende variabel; alle variabelnavne har 5 tegn - 2 for input- og 3 for modtagende variabel.

Inputvariablerne har følgende betegnelser (følger inputvariablerne fra oven og ned): aa, ee, ng, ne, nf, nn, nb, nm, nk, nq, bb, qh, qs, qt, qq, hh, oo, qi, m0, m1, m2, m3, m5, m6, m7, m8, my, ms, mt, sm, sp, sg, sq, yw, yr.

Outputvariablerne har følgende betegnelser: xaa, xee, xng, xne, xnf, xnn, xnb, xnm, xnk, xnq, xbb, xqh, xqs, xqt, xqf, xqq, , xhh, xoo, xqi, cff, cnn, cii, cee, cgg, cbb, cvv, chh, ctt, coo, imm, ibb, itt, ilq, ila, ile, e00, ell, e24, e33, e55, e66, e77, e89, eyy, ess, ett.

Serien for landbrugets egenleverance hedder således aaxaa og serien for den kemiske industris lønsum ywxnk.

For serierne i faste priser hedder det tilsvarende program ADAMIO.KOEFTSP/F og den tilsvarende TSP-bank CELBKF. Variabelnavnene svarer til navnene for serierne i løbende priser blot med et foranstillet F., således at variabelnavnene altid består af 6 tegn.

Hver af de to banker har således 1764 serier, og kan derfor ikke printes ud ved hjælp af TSPs PRTDATA ordre, men må deles op. I elementet ADAMIO. CELBKL/RUN findes et set-up til printing af disse to databanker.

Sidste trin i proceduren er at vride de originale celle-serier igennem vores særlige nulstillingsprogram, der reducerer antallet af ikke-tomme celler betydeligt. Denne del er tidligere dokumenteret ("Nulstilling af elementer i io-matrice", AMC 5.4.82). Her skal blot tilføjes, at proceduren nu er kompletteret med indlæsning af celle-serierne for de primære inputs (told, indirekte skatter, løn og restindkomst) i de to nulstilte banker NULBK1. og NUFBK1.

5. Placering på bånd.

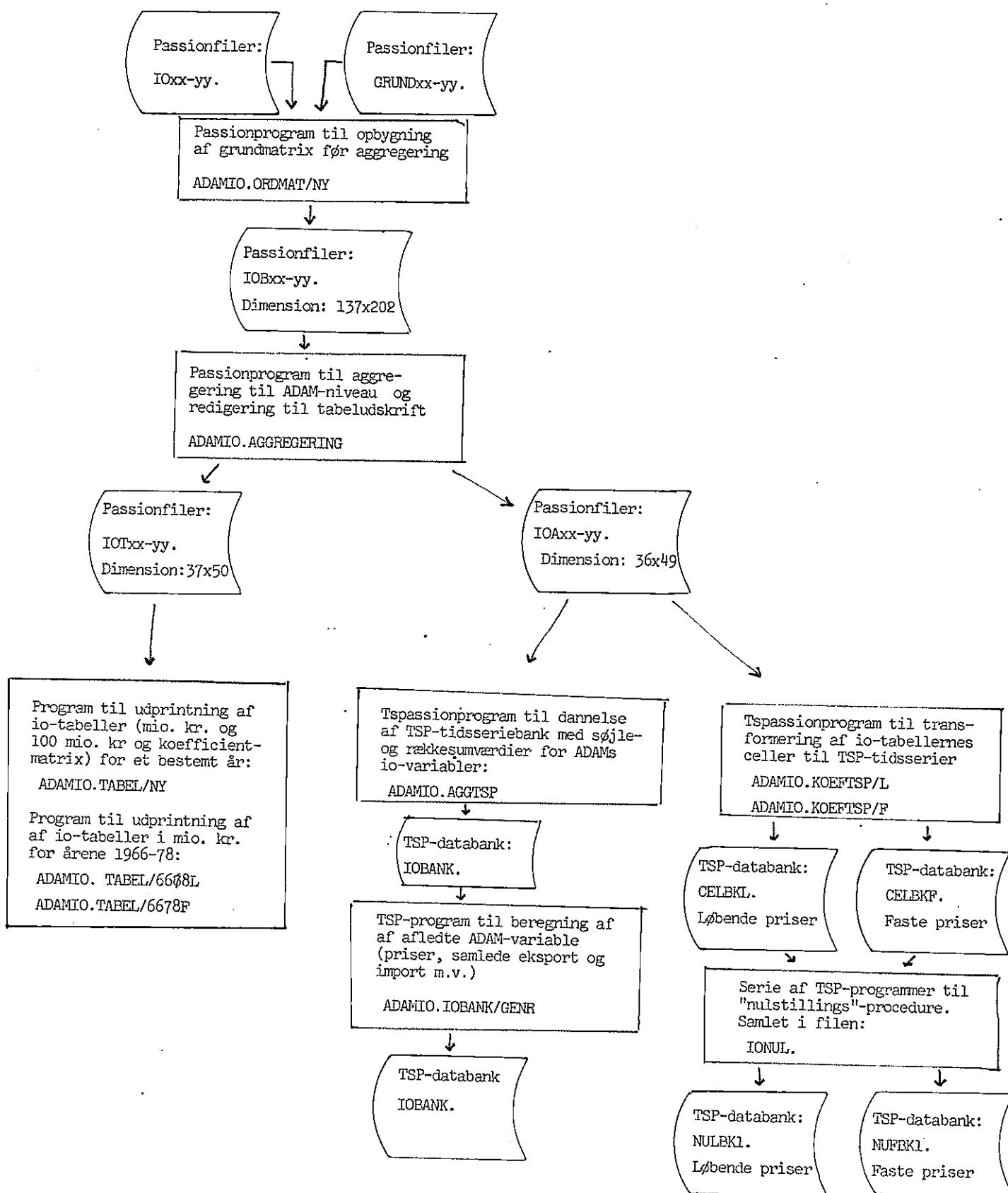
De omtalte filer med BASSION-matricer IOBxx-yy., IOAxx-yy.. og IOTxx-yy. er lagt på bånd, men kan nemt hentes frem, hvis nogen har brug herfor. Hvis man fx har brug for filen IOB78-75., kan den fås ud på RECKU's pladelager v.h.a. følgende set-up:

```

  V RUN...
  VRKUxBIB.TAPEFILE ADAMTAPE.
  type command
  READFILE IOB78-75.
  readfile IOB78-75.
  type command
  EXIT
```

Herved overføres den ønskede fil til pladelageret. Hvis man kommer til at skrive nogle forkerte kommandoer, mens man er inde i programmet TAPEFILE (fx en så upopulær en som DELFILE!), kan man forlade programmet uden dårlig samvittighed med kommandoen OMIT.

Figur 1. Struktur over arbejdsgangen i konstruktion af io-tal til ADAM.



xx-yy står for 19xx i yy-priser. I øjeblikket er der således matrixer for 1966-78 i faste og løbende priser (i alt 25 for hver matrixtype).

Bilag 1. Aggregeringsnøgler for ADAMs io-tabel i forhold til grundmatrice.

For almen argumentation for sektor- og forbrugsgruppegruppering henvises til "Forslag til ny sektorinddeling i ADAM" (AMC, 22.9.81)

1. Sektorer.

Rækkenr. i IOAxx-yy.	Variabelnavn	Løbenumre i NRs 117-gruppering
1	Xa	1-4, 6
2	Xe	7
3	Xng	57
4	Xne	91-93
5	Xnf	9-26
6	Xnn	27-29
7	Xnb	5,8,37,58,64-67
8	Xnm	68-88
9	Xnk	50-56,59-61,89,90
10	Xnq	30-36,38-49,62,63
11	Xb	95
12	Xqh	96,97
13	Xqs	101
14	Xqt	99,100,102-105
15	Xqf	106
16	Xqq	94,98,107,109-116
17	Xh	108
18	Xo	117
19	Xqi	

2. Importgrupper, og primære inputs.

Rækkenr. i IOAxx-yy.	Variabelnavn	Omfatter følgende NR-variabler
20	M0	Import af SITC 0
21	M1	Import af SITC 1
22	M24	Import af SITC 2 og 4
23	M3	Import af SITC 3
24	M5	Import af SITC 5
25	M6	Import af SITC 6
26	M7	Import af SITC 7 excl.My
27	M89	Import af SITC 8 og 9
28	My	(Del af imp. af SITC 7)
29	Ms	Import af varer uden for SITC (med NRNR < 0100000,

bilag 1, forts.

		import vedr. Nordsø- aktiv., udenl. skibe og fly's proviantering i DK, turistindtægter og -udgif- ter og danske skibes ud- gifter i fremmed havn, excl. Mt
30	Mt	(Del af udenl. skibe... ..turistindt. og udgift.)
31	Sim	Told
32	Sip	Vareskatter
33	Sig	Moms
34	Siq	Andre indirekte skatter
35	Yw	Løn
36	Yr	Restindkomst

3. Privatforbrug

Søjlenr. i IOAxx-yy.	Variabelnavn	Løbenumre i NRs 66- forbrugsgruppering
20	Cf	1-15
21	Cn	16-19
22	Ci	20,21,33,36 49,52,56,59
23	Ce	24-27
24	Cg	43
25	Cb	41
26	Cv	28-30;32,37 47,48,57,58
27	Ch	22,23
28	Ck	45,46
29	Cs	31,34,35, 38-40,42,44, 50,51,53-55, 60-63,66
30	Ct	65
31	Et	64

bilag 1, forts.

4. Øvrige endelige anvendelser

Søjlenr. i IOAxx-yy.	Variabelnavn	Omfatter følgende NR- variabler
32	Co	Offentligt forbrug
33	Im	Investeringer i maskiner, inv. i inventar og inv. i transportmidler
34	Ib	Investeringer i bygge- og anlægsvirksomhed
35	It	Investeringer i landbru- gets stambesætninger
36	Ilq	Lagerændringer, excl. Ila og Ile
37	Ila	(del af lagerændringer)
38	Ile	(del af lagerændringer)
39	E0	Eksport af SITC 0
40	E1	Eksport af SITC 1
41	E24	Eksport af SITC 2 og 4
42	E3	Eksport af SITC 3
43	E5	Eksport af SIRC 5
44	E6	Eksport af SITC 6
45	E7	Eksport af SITC 7 excl. Ey
46	E89	Eksport af SITC 8 og 9
47	Ey	(eksport af skibe og fly, del af eksp. af SITC 7)
48	Es	Eksport ud over SITC 0-9
49	Et	Forbrugsgruppe 64 (turistindtægter)

Referat af modelgruppemøde fredag den 28. maj 1982.

Tilstede: PUD, JMJ, HJ, AMC, AL, PT, JAO, LA, TMP, EA, LM
og BT (til pkt. 5).

Ad 1. Referent: TMP.

Ad 2. Referatkommentarer: Kun forfatteren havde bemærket, at omtalen af hans papir om lagerinvesteringer (JAO 14.4.82: Lagerinv. i den næste ADAM-version) var faldet ud af referatet.

Det vedtoges, at forkortelsen "D.s.s.s." betyder "Danmarks Statistiks sløveste student". Der er dog mange variationsmuligheder f.s.v.a. det andet s.

Selvom det i omtalen af pkt. 8 påstås, at alle papirer skulle udsendes, har ingen hidtil følt sig inspireret hertil.

Ad 3. Aktuel kørselssituation: - .

Ad 4. Intern kommunikation:

a) datarevisionen slut. Der er endnu ikke dukket kommentarer op fra DØS.

b) AMC meddelte sidste nyt fra maskinfronten. Der har været lidt kox med etablering af terminaladgang til Recku, som nu er i orden. Den forventede hastighed på printeren blev endnu en gang justeret ned.

Ad 5. Ekstern kommunikation:

a) arbejdsudvalget er ved at være færdigt. Der mangler et pengepapir og lidt afrunding.

b) der var desværre ingen nye historier om Privatbankens konjunktursandsigerske.

c) Industrirådet mener at have opfundet en god boliginvesteringsfunktion, som de godt vil sælge til os, hvis vi til gengæld gør de øvrige investeringer til en funktion af profitten.

Ad 5b. Royal kommunikation: PUD havde taget forskud på pinsens karnevalssløjer og ladet sig afbilde i en af de førende morgenaviser i et morsomt kostume. Anledningen var et besøg hos Hendes Majestæt sammen med en del officerer, professorer, præster og den slags. Det viste sig, at PUDs navn var med i Hendes Majestæts adjudants æske over regentfåhige personer, og efter en del venten blev PUD lukket ind - efter at general Blixencrone havde sagt pænt tak for Dronningens fødselsdagshilsen til ham, og før apoteker Crone fik lov at sige tak for Dronningens tilladelse til at drive Apotek Delfinen. Selvom Hendes Majestæt fornylig havde udnævnt PUD til konsulent, var Regenten ikke helt klar over, hvad PUD skulle bedrive i denne stilling, hvad der gav PUD anledning til at indvie Hendes Majestæt i de adamæiske principper. PUDs redegørelse gav Hendes Majestæt det indtryk, at modellen vist nok havde noget med Matematisk Institut at gøre. Efter en del konversation var audiensen ovre og PUD overlod Regenten til apoteker Crone. Hvordan PUD i øvrigt præcist forlod lokalet, har det ikke været muligt for referenten at opsnuse. Efter at vores model nu er blevet introduceret ved hoffet, forventes modelgruppens næste træk at være en anmodning om at få Hendes Majestæt Dronningen som protector. Det vil nemlig pynte på de kommende modelgruppe-rapportforsider, samt forpurre ulødig kritik af modellens mange spændende resultater.

Ad 6. Diverse papirer:

PUD 12.05.82: Skatter og indkomstoverførsler....

Sk er ikke helt veldefineret ift. det gule tabelværk. 5. kt. har lovet formler for indirekte og direkte skatter. Der var ikke udelt begejstring for forslaget om at have kidlehenvisninger til både bånd og SE, når bånd fra NR er den egentlige kilde. JAO insisterede på, at bøder for at køre uden ringeklokke skal betragtes som et formuetab. De øvrige tilstedeværende tog spørgsmålet mere let.

LA 24.05.82: Historisk simulation....

Fejlskuddet på produktion og beskæftigelse antyder, at arbejdsproduktiviteten i højere grad end i dag afhænger af konjunktoren. Der var en del snak om, hvorvidt modellen bliver mere stabil eller ej ved en øget grad af endogenisering af vigtige variabler. EA fornærmede LA dødeligt ved at spå ham en stor fremtid i DØS med hans evne til at finde optimistiske forklaringer på selv de største fejlskud.

JAO 26.05.82: Metoden bag MISKMASK.

Dette papir er ikke en ny MISKMASK-manual. På trods af de mange lange s'er mente en del, at formuleringerne i konklusionsafsnittet var lovlig dristige. Da JAO fastholdt dem, blev også han fornærmet af EA: her var det en skattedepartemental karriere, der lå i kortene.

AL 26.05.82: Sektorprisrelationer....

Resultaterne tyder på behovet for dynamik i relationerne, at hypotesen om konstant indkomstfordeling tilsyneladende generelt er bedst, samt at det nok vil være hensigtsmæssigt at have forskellige prisrelationer i de enkelte sektorer. Fx kan energisektorernes priser knyttes til Pm3 og søtransporten til valutakursen. Der udspandt sig en lang diskussion om prisdifferentiering på leverancer til indenlandsk og udenlandsk anvendelse, og selv om EA fornærmede referenten ved at påstå, at han ikke kunne finde ud af at referere diskussionen, skal dog alligevel her gøres et forsøg: Der er enighed om, at hypotesen om prisdifferentiering er relevant, men konstruktionen af io-tallene udelukker på forhånd en undersøgelse heraf, idet basispriserne definatorisk er ens til alle leverancer. En mulighed for at undersøge det er at antage, at producenterne differentierer på markedspriserne og ikke på basispriserne, hvorfor det er avanceprocenterne nede i handelssektoren, man skal have fat i. Avancerne her deflateres imidlertid med ét indeks, engrosprisindekset, og så længe vi ikke har et særligt eksportprisindeks (hvad LM tumler med) at sammenligne med, kan hypotesen ikke undersøges. Hvis man kunne finde en nogenlunde homogen sektor i NR og en tilsvarende i udenrigshandelstatistikken, vil dennes opdeling af eksporten i mængder muliggøre en test af ideen, men i betragtning af de mange forskellige varer, de enkelte sektorer fremstiller, er det nok alligevel ikke muligt.

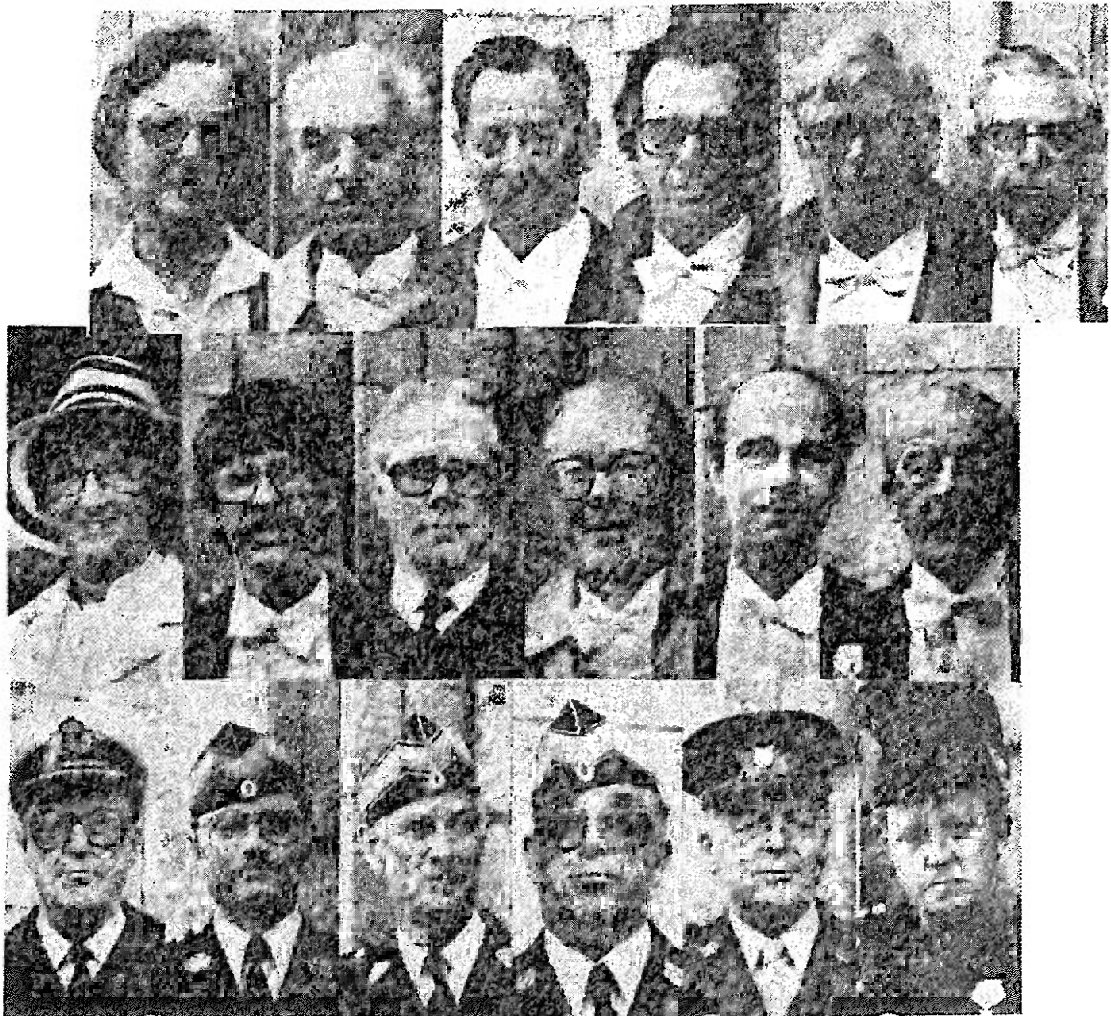
Ad 7. Ny dtabank og modelversion: Der foreligger nu en TSP-dtabank 1966-78 med værdier for den nye versions io-variable. Totalværdier ligger i IOBANK. og tidsserier med celleværdier i mio. kr. findes i hhv. CELBKL. og CELBKF.

3.

Ad 8. Udsendelse af papirer: Alt udsendes (s. 13 i JAOs papir dog på forfatterens ansvar) plus papirerne fra sidste møde.

Ad 9. Næste møde: Fredag den 27. august 1982.

Ad 10. Evt.: Da dette møde var det sidste modelgruppemøde for AMC, der tiltræder en ny stilling til august, benyttede PUD lejligheden til at takke AMC for mange års indsats. AMC kvitterede med en flok af de buttede.



Et billede af nogle af deltagerne i pinsens karneval.

Referat af modelgruppemøde fredag 25.09.81

Tilstede: EA, LM, BT, PUD, AMC, JMJ, JAO, PT, LA, AL og TMP. Juniorakademikeren drev den af ved de californiske strande.

Ad 1. Referent: Tmp.

Ad 2. Sidste mødereferat: For første gang i referentens modelgruppetid ingen bemærkninger. Et muligt argument for at gøre AL til fast referent.

Ad 3. Aktuell kørselssituation: LA har modtaget en BD-kørsel, som bruges dels til konstruktion af LINK-kørsel, dels gemmes 1 års tid for residualanalyse på det tidspunkt. Kørselens identitet var lidt sløret, men kommer vistnok tæt på tallene i DØS-rapport 81/82. LA orienterede om enkelte af vanskelighederne ved res-analyse på BD-kørsel fra 80, fordi de havde lavet alle mulige julenumre, som de så igen havde glemt.

Ad 4. Intern kommunikation: Et SAS-notat er under udarbejdelse. Dets ophavsmand, AMC, mente ikke at røbe noget ved at skjule dets konklusioner. PT offentliggjorde ny chockrapport om DSs lilleputmaskine: En beskeden kørsel på 3½ SUP-min. havde brugt 1 time på gennemløb.

Ad 5. Extern kommunikation: Arbejdsudvalget vedr. modellens udvikling er nedsat med LM som chef. Et stiftende møde indkaldes til tirsdag 10.11.81 kl. 15.00. Diskussionerne om tabelprogrammet afsluttes ved at et 2. tabeludkast behandles på førstkomende torsdagsmøde. DLU-systemet samt den nye sektorinddeling er gennemgået for vore torsdagsgæster. Referatet af torsdagsmødets synspunkter om sektorinddelingen affødte en del morskab. De besluttede 19 sektorer fastholdes dog indtil videre, og ønsket om en P&T-sektor imødekommes ved at produktionsværdier og investeringstal for etaten fremskaffes som separat serie. Der refereredes fra et møde med 5. kt. om transfereringer; fremover ligger vi på 5.kt.'s opgørelse af T, idet 5.kt. har rettet sig efter 6.kt.'s gode råd. AMC har korresponderet med Hickman om J-kurveeffekter ved devaluering i modellen; et papir kan forventes. Vi har fået en henvendelse fra L.N.Johansen (OUC) om levering af nogle gamle tal. Bestillingen er ekspederet.

Ad 6. Diverse papirer

EA 18+23/09-81: Ingen nye bemærkninger ift. sidste mødes behandling.

AL 28.08.81: YDSBK (rentetal). Der er følgende rettelse:

	78	79	80
Tinbkn	771.663	3.408.658	4.897.000
Tisum	6.914.450	-	-

Beregningen af Tinbkn bringes i overensstemmelse med Nationalbankens nuværende opgørelsesmetode. Fra 1977 og bagud korrigeres.

AMC 27.10.81: Makroforbrug... Dogmet om at hive selskabshenlæggelser ud af Yd blev angrebet fra flere sider. BT gjorde opmærksom på, at indkomstbegreberne i AMCs 'teoretiske' afsnit ikke dækkes af nationalregnskabsbegreberne. Som forklaring på, at forbrugskvoten tilsyneladende ikke er konstant, blev nævnt, at bilerne i AMCs relationer fortsat er inde i forbruget. Hvis de pilles ud, giver det lidt uheldige konsekvenser for DLU-systemet.

Der udspandt sig en diskussion om hvorvidt man kan tolke makroforbruget i faste priser, når den sande deflator først kendes efterfølgende (når allokeringen via DLU er kendt). Muko-hensynet taler dog imod at estimere Cp i løbende priser; desuden vil en relation specificeret nominelt give pengeillusion på det korte sigt. En løsning kunne være at finde forbrugssummen ved at gange forbrugskvoten på Yd. En mere pragmatisk løsning er at bruge foregående periodes vægte til at konstruere pcp.

EA var meget kritisk over for Hendry-specifikationen med den endogene laggede variable (C/Y_d).

Vedrørende bestemmelsen af Yd var der enighed om at bruge NRs afskrivninger, at det er nødvendigt med en eller anden korrektion for pensionskasseindbetalingernes effekt på Yd (via skatten) - helst i en J-variant -, og der en del snak om, hvordan kapitalgevinster kunne spille ind. Der blev talt om at bruge folks huse som en formueapproximation.

JAO 28.10.81: Nøgletal for de foreslåede ADAM-sektorer... Der blev udskrevet en konkurrence om en bedre betegnelse end 'konkurrerende import' for den erhvervsfordelte import. Nævneren i bms bør reduceres med eksporten, så vi får M's andel af den indenlandske anvendelse. Tabellerne afslørede en hidtil ikke kendt eksport i detailhandelen. BT fortalte lidt om reeksportproblemer. Pelsdyrene fik de bemærkninger, de plejer ved den slags lejligheder. JAO fik tilladelse til et større figurfræs, idet der i nær fremtid vil blive arrangeret en udstilling af 117 diagrammer hver med 3 streger.

Ad 7. Ny databank og modelversion: Kommer.

Ad 8. Udsendelse af papirer: Censuren havde en af sine gode dage. Alt slipper ud.

Ad 9. Nyt møde: 4. november 1981 kl. 14.00

Ad 10. Eventuelt: 0.

Referat af modelgruppemøde fredag den 27. februar 1981.

Tilstede: PUD, AMC, HD, JMJ, JAO, LH, PT, TMP, HJ, LM, BT og EA.

Ad 1: TMP.

Ad 2. Sidste mødereferat: Ingen bemærkninger.

Ad 3. Aktuell kørselssituation: Ingen bemærkninger.

Ad 4. Intern kommunikation: a) PUD meddelte, at der er blevet opslået 2 ledige studenterstillinger i modelgruppen.

b) HD refererede fra de afholdte møder med Sjølling m.fl. og annoncerede et papir om de resterende løse ender på SAS-fronten. Det har vist sig, at det er tvivlsomt, om maskinkapaciteten på DS's anlæg er tilstrækkelig til at klare modellen. Enten må vi have en større maskine eller en mindre model.

c) BT orienterede om nationalregnskabets aktuelle tidsfrister for NR-tal. Reviderede tal for 1966-76 i løbende priser er færdige og io-tabeller vil foreligge i marts 1981. Reviderede tal for 1966-75 i 1975-priser vil foreligge primo april 1981, 1976-tal i 1975-priser primo maj, 1977-tal i 1975-priser i juli. Generelt vil io-tabeller foreligge umiddelbart (2 dg.!) efter fastpristallene er klar.. Endvidere er 1977-tal i løbende priser færdige i en foreløbig udgave (endelige tal for det offentliges salgsindtægter resterer) og 1978-tal i løbende priser forventes i april. Herefter er nationalregnskabet ajour. Der forelå ingen endelig beslutning om offentliggørelse om de reviderede tal, men der var en del snak om en SE-artikel i sommeren 1981. BEF meddelte endvidere, at nationalregnskabet har lavet et notat om ændrede nomenklaturer og at et notat på engelsk om de danske io-tabeller er under skrivning. Disse opløftende nyheder får følgende konsekvenser for modellen: Indtil en SE-artikel offentliggøres i sommeren 1981 følger vi DØS's tal, hvorefter vi skifter, således at vi bruger DS-tal frem til 1976 i faste og 1977 i løbende priser, og DØS-tal frem til 1980. Man anbefalede en kontakt mellem nationalregnskabet og DØS om talene fra 1977 og frem, evt. sådan at DS offentliggør hele stadset. Det blev i øvrigt præciseret, at vores tidligere konklusion om at fastholde fastprisberegninger på 1970-grundlag fastholdes.

Ad 5. Ekstern kommunikation: a) Der er sendt et tomt bånd til LINK i USA. Denne lille spøg fra dataafdelingen er dog ikke faldet i god jord, og PUD påtog sig derfor personligt at bringe et bånd med en DØS-bank (omend det ikke i virkeligheden er en DØS-bank) over dammen.

b) Der er møde i Econometric Society i Amsterdam i 1981. HD deltager.

c) Den nye modelversion døbes efter ønske fra byen til MAR81 og i samme runde erstattes Slih-relationen med en kvote.

d) Der afholdes i maj et møde i Göteborg om skandinaviske modellens multiplikatoregenskaber. Det har måske interesse for os.

e) Under personalia meddeltes om mandefald i DØS, hvor Kaj Kjærsgård er avanceret.

Ad 6. Diverse papirer:

TMP 27.1.81: Deltidsbeskæftigelse...: Diskussion af konsistensen mellem overgangen fra BU til FT i 1970 sammenholdt med metoden for konstruktionen af øvrige beskæftigelsestal. I forbindelse med ny relation for Hrn må problemet overvejes.

HJ 29.1.81: Makroforbrugsfunktioner: EA gjorde opmærksom på svagheden ved s som sammenligningskriterium, når der arbejdes med makroindkomstmål. At trække fx afskrivningerne ud af indkomsten skal nærmest pr. definition give pænere s. AMC mente, at selvom s'erne ikke er anvendelige til formelle test, er de velegnede til rangordning af forskellige forsøg. I diskussionen om resultaterne med den funktionelle indkomstfordeling inde i funktionen blev der gjort opmærksom på, at begrundelsen herfor bl.a. er ønsket om bedre politikanalyser. AMC afviste, at der kan være tale om at lade de skattemæssige afskrivninger indgå i bestemmelsen af Yd, da disse er klart konjunkturmedløbende. EA efterlyste en præcisering af, hvad der ligger i profitudtrykket. Fra småtingsafdelingen: Formel (1), s. 2 skal rettes, så det angives, at formlens linje 2 skal være i basisår (1970). BT afklarede, at Chr har adfærd og ikke er imputeret. Konklusionen blev: 1) at der er tale om et fremskridt, 2) at vi ikke er færdige med makroforbruget, og 3) at der må arbejdes med formueeffekter (kapitalgevinster) og renten.

HJ 2.2.81: IO, tabelprogrammer m.v. og HJ 3/2.81: Fortran-subrutiner : Blev taget til efterretning.

PUD 11.2.81: Skattefunktionen: PUD indledte med at indrømme, at længde \neq tyngde. Rettelserne indlægges i MAR81.

JMJ 24- 2.81: Pristal...: Da ligning (1) for Pcpb er en definitionsligning (type I) slettes J-leddet. I samme formel ændres W'erne til V'er og samme side 2 ændret 1980 til 1979. PUD ankede over begrebet 'endogene hjælpevariable' - korrekte betegnelse er 'variable, der kan beregnes i formodel'.

JMJ 22.2.81: Sociale pensioner...: PUD foreslog i stedet for konstruktionen s. 6-7 en opbygning mere parallel til bestemmelsen af td: $t_{pn}^{75} = pen / (pcr(L) / pcr^{75}(L))$. Wsam, Wene, Kggp og Kgcp køres frem som konstante. Der skal ske en koordinering med Upn variabelen i Usy-relationen.

LH 23.2.81: Analyse af prognosefejl: Blev fremhævet som eksemplarisk dokumentation.

HD+LH 24.2.81: Residualdekomponering...: Det fremhævedes, at manipulationerne med SUBJUS påvirker modellens dynamiske egenskaber på en utilsigtet (?) eller uhenigtsmæssig måde. Et eksempel har været behandlingen af boliginvesteringerne i ØVREKS.

LH 25.2.81: Betragtninger vedrørende io-modellen...: Udsattes til næste møde.

Ad 7. Status vedrørende ny modelversion (februar 1981): LH meddelte, at den nye version (MAR81) er klar, og at AMC vil lave papir, der dokumenterer de foretagne ændringer i forhold til gamle version. PT er ved at lave multiplikator-kørsler på den gamle version, som skal sammenholdes med tilsvarende kørsler på den nye version.

Ad 8. Udsendelse af papirer: Følgende sendes ud i verden: TMP 27.1., HJ 29.1., PUD 11.2., JMJ 22.2., LH 23.2., HD+LH 24.2.

Ad 9. Nye møder: Der afholdes møde med Rosted om hans værk fredag den 20. marts kl. 14.00. Dagsorden er: 1. Rosteds værk. 2. Hvad må der gøres. Næste mødelgruppemøde er fredag den 3. april kl. 14.00.

Ad 10: Evt.: Intet.

REFERAT AF MODELGRUPPEMØDE DEN 19. SEPTEMBER 1980.

Tilstede: PUD,AMC,HD,JMJ, JAO,LH,HJ,PT,TMP,EA,LM & BT.

Ad 1. Referent: TMP

Ad 2. Referat fra sidste møde: Til pkt.4 bemærkede BT, at rettelserne i NR-tallene op til og med 1976 vil blive læst ind i løbet af måneden, men at det ikke betyder, at der vil foreligge nogen IO-tabel for 1976 på det tidspunkt. En sådan forventes først primo 1981. Umiddelbart herefter vil de rettede IO-tabeller tilbage til 1966 så foreligge. Til pkt.5 ændredes ordet "beregne" til "modellere".

Ad 3. Aktuel kørselssituation: JMJ er færdig med at lægge ADAM ind i LINK-versionen, og der er foretaget simulationskørsel, hvor residualafstemningen svarer til den oprindelige modelversion. Det næste trin bliver at få sendt en 1980-82 kørsel af sted til the States. Der tages kontakt til BUD om justeringer i de exogene variable.

Ad 4. Intern kommunikation: HD rapporterede om de store fremskridt i studenternes beherskelse af SAS. HD refererede forskellige diskussioner om sikkerhedssystemet på husets anlæg. LM foreslog, at gruppen skriftligt tilkendgiver sit behov over for relevante instanser og arbejdsgrupper. HD og AMC tager sig heraf.

Ad 5. Ekstern kommunikation: PUD refererede fra seneste torsdagsmøde i DØS, hvor der i forbindelse med udformningen af Finansredegørelsen var konstateret varierende tal hos DØS og BUD. PUD meddelte, at LINK har bedt om et par ord om den økonomiske udvikling. AMC orienterede om et møde med folk fra Institut for Samfundsfag den 14.10. om evt. opfølgning af de samme personers 'modeldokumentationer'. I samme spøjse ende kunne AMC meddele, at han var blevet kontaktet af et ham ukendt firma ved navn Geokon vedr. anvendelsen af ADAM i et virksomhedsspil. Vedkommende var blevet henvist til SMEC III.

Ad 6. Diverse papirer:

a) JAO 13.8.80: Hovedtræk af råvareleverancerne i Danmark 1966.

På trods af et ret ubetryggende udgangspunkt for papiret - at JAO kun havde ringe idé om verdens udseende - lykkedes det at nå frem til den konklusion, at JAO arbejder videre med projektet m.h.p. at lave en stor kausalanalyse, der skal afdække eventuelle rekursive blokke i efterspørgselskomponenternes vej til de forskellige branchers produktion. Ved nulstilling af alle små leverancer kan JAOs hypotese om, at store dele af økonomien kører i relativt uafhængige kredsløb, og at der hertil er en slags "overbygning" af brancher/sektorer med leverancer til og fra alle "kredsløbene", testes. I forlængelse heraf udsprang den - sædvanlige - diskussion af sektorinddeling, hvor det konkluderedes, at man må ende på en inddeling, der muliggør anvendelsen af foreløbige data.

b) JAO. August 1980: Brugervejledning til M.I.S.k.M.A.S.K.

Efter en mindre disputs om programmets navngivning, blev JAOs forslag vedtaget excl. punktummerne. Der er nu kun to mangler tilbage: At få fastlagt et begreb for antal skatteydere, hvor der var mest stemning for samlede antal skattepligtige personer med en indkomst større end 0; - og få etableret en sammenhæng til modellens arbejdsudbud (som er excl. pensionister, børn m.v.). Herudover havde PUD en række kommentarer, som han dog foretrak at meddele JAO under fire øjne.

c) AMC+TMP.11.9.80: Forslag til sektorprisrelationer i B- og Q-sektoren.

Udover spørgsmål til den multiplikative struktur i relation (1.7.) og en påpejning i det uheldige i anvendelsen af udtrykket "restled" om profitmargin'en, var der ingen bemærkninger. Der blev annonceret et materiale til næste møde om priselasticiteter med gamle og nye sektorprisrelationer.

d) AMC. 15.9.80: Simulationer, multiplikatorløbsler...

For at papiret er komplet skal der tilføjes en beskrivelse af tabelprogrammet. Der oprettes et ringbind om de forskellige elementer, primært med henvisninger til relevante papirer.

e) AMC. 17.9.80: Nye variable og ligninger i ADAM, februar 1980-version.

Når modellen udvides med 59 nye variable, skyldes det alene hensynet til multiplikatorløbsler og udskrivning af de nye variable.

Ad 7. Udsendelse af papirer: Alle undtagen brugervejledningen til MISKMASK udsendes til hele kredsen.

Ad 8. Nyt møde: Fastlagdes til fredag den 31. oktober 1980.

Ad 9. Eventuelt: Forskellige hængepartier blev diskuteret. Spørgsmålet om sektorinddeling afklares på førstkomende modelgruppemøde. I denne sammenhæng indviede BT modelgruppen i en væsentlig erfaring fra arbejdet med nationalregnskabet: "Det er i det hele taget noget underligt noget at lægge tal sammen".

På foranledning af BT diskuteredes problemer i forbindelse med etablering af dataserier i 1970-priser for årene efter 1975. Der beregnes ikke rettelser på serierne i faste priser fra før 1975. For tal fra 1976 og frem benyttes de af nationalregnskabet offentliggjorte tal i løbende priser, mens der etableres et databrud mellem 1975 og 1976 for serierne i faste priser. For tallene efter 1976 beregnes pseudo-1970-priser ved hjælp af en indekssammenkobling.

HD refererede fra arbejdet med forbrugsfunktioner. De hidtidige resultater er, at boligudgifterne skal pilles ud af forbrugsfunktionen, men hvad der mere skal ske er endnu usikkert.

Til slut efterlyste HD en snarlig diskussion om de fremtidige kriterier for modeludviklingsarbejdet: om der skal arbejdes efter mere teoretisk konsistente kriterier eller mere pragmatiske.

Mødet hævedes kl. 17.13.

17.6.81
TMP/tmp

Justeringer i ADAMs sektor- og forbrugsopdeling ved anvendelse af det reviderede nationalregnskab.

Aggregeringer af nationalregnskabets tal til ADAM-tal er blevet justeret en smule i forbindelse med overgangen til en 117-sektoropdeling og en lidt ændret 66-forbrugsposter opdeling.

I papiret "Aggregeringsfej1" (HD 28.4.81) er som bilag anført 117-sektoropdelingen samt aggregeringsnøglen for ADAMs 6 sektorer. Eneste ændring i forhold til tidligere er, at den gamle sektor 5220 (renovation) er flyttet fra N til Q (er blevet del af den nye sektor "husholdningsservice").

Som bilag er vedhæftet den reviderede opdeling af det private konsum. Aggregeringsnøglen til ADAMs 13 forbrugsposter er den følgende:

<u>ADAM-variabel</u>	<u>NR-numre, jf.bilag</u>
CF	1-15
CN	16-19
CI	20,21,33,36,49,52,56,59
CE	24-27
CG	43
CB	41
CV	28,29,30,32,37,47,48,57,58
CR	31,42,50
CH	22,23
CK	45,46
CS	34,35,38,39,40,44,51,53,54,55, 60,61,62,63
CT	65
ET	64

I forhold til den gamle opdeling er der sket følgende ændringer:

- Gruppe 212 (reparation af beklædningsgenstande) var tidligere placeret i CS. Gruppen er nu slået sammen med gamle gruppe 211 (beklædningsgenstande undtagen fodtøj) til ny gruppe 210, der placeres i CI. På samme måde er fodtøj og reparation af fodtøj (221 og 222) slået sammen til 220, der placeres i CI.
- Gruppe 412 (reparation af møbler) var tidligere placeret i CR, men er nu slået sammen med 411 (møbler, gulvtæpper og lign. boligudstyr) til ny gruppe 410, der placeres i CV.

- c) Gruppe 421 er omdøbt til 420 og 441 til 440. Begge indgår fortsat i CV.
- d) Den gamle 311 (boligbenyttelse, incl. imputerede lejeværdi af egne boliger og vandafgifter) er opdelt i 311 (boligbenyttelse) og 312 (vand). Begge er fortsat placeret i CH.
- e) Der er oprettet en ny gruppe for daginstitutioner (750) og en for foreningers og organisationers forbrug. Begge placeres i CS.

Vedlagt er udskrift af de nye værdier og værdierne i nuværende ADAMBK for forbrugsposterne, eksporten, investeringer, importen, sektorernes produktionsværdier, bruttofaktorindkomsten samt told og afgifter. Suffix'et "ny" betegner de nye tal fra reviderede nationalregnskab.

Danmarks Statistik

6. kontor

Modelgruppen

28.04.80

TMP/tmp

Referat af modelgruppemøde den 25.04.80.

Til stede: PUD, AMC, HD, JMJ, JAO, HJ, LH, PI, TMP, EA, LM og BT.

Ad 1. Referent: TMP.

Ad 2. Referat af møde 21.3.80: Til pkt. 6 bemærkedes, at HD ikke havde 'snydt', men at eksperimentet havde nogle mangler, idet der var anvendt enkeltligningsresidualer for perioden 1968-73.

BT ønskede oplyst, hvad der foreligger på engelsk om ADAM. P.t. foreligger dels det engelsksprogede summary i EAs disputats, dels en engelsksproget udgave af en gammel modelversion. Der blev endnu en gang konstateret et udbredt behov for en aktuel engelsksproget fremstilling af ADAM, men det konkluderedes, at det foreløbig må strande på manglende ressourcer.

Ad 3. Aktuel kørselssituation: AMC meddelte, at et internt kørsels-setup er ved at være klart. Der vil blive udarbejdet en ringbind-udgave af den nye version.

Ad 4. Intern kommunikation: a) Fra LM er modtaget NR-tal for 1973-79 for 7 hovedtabeller. Opdatering af databankerne vil ske med start i uge 19. Herefter beregnes de nye I-O tabeller.

b) PUD refererede møde med BT om fastprisberegninger og basisår. Modelgruppen har betragtet overgangen fra 1970-til 1975-priser som unødvendig, og i stedet peget på muligheden for direkte at overgå til 1980-priser i 1981. BT havde dog anført, at noget sådant efter NR-gruppens vurdering først ville kunne ske i 1983. Et af problemerne er desuden, at dtamateriale, der indberettes til EF, skal være i 75-priser. I forbindelse med NR-gruppens ændring af fastprisberegningerne af NR til 1975 som basisår vil talserierne tilbage til 1966 blive ændret. P.g.a. fejl vil der ske mindre ændringer også af opgørelserne i løbende priser.

c) AMC refererede samtale med Sølling om SAS-programmet. I juli 1980 forventes en endelig version af tidsrækkemodel, og i juni vil en test-model med simuleringsdel blive sendt hertil fra USA.

Ad 5. Ekstern kommunikation: a) PUD meddelte, at vi har modtaget bånd fra LINK. Foreløbig afventes udskrift heraf fra DSs eget center, hvorefter JMF vil indlægge det på RECKU.

b) AMC meddelte, at fodboldturneringen nu er fastsat til den 17. juni. Der udspandt sig en mindre diskussion om modelgruppens bomærke, som endte med, at EA gjorde indsigelse mod det oprindelige udkast, der herefter modereres.

c) EA orienterede om Gert Nielsens vanskeligheder med at fremskaffe udenrigshandelstal til sit projekt fra DS.

Ad 6. Diverse papirer:

(1) JMF 01.04.80: Reguleringspristallet i ADAM.

Ideen med papiret er at diskutere mulighederne for i modellen at forudsige reguleringspristallets udvikling måned for måned m.h.p. at kunne stadfæste det sandsynlige tidspunkt for regulering af pensioner m.v. samt udbetaling af dyrtidsportioner. Der arbejdes med forudsigelsesperiode på 1-2 år. I modellen er i dag ikke identificeret, hvornår i løbet af året prisstigningerne finder sted, da det jo er en årsmodel. Vanskelighederne ved at undgå for store spring mellem december og januar diskuteredes. Der fremkom forslag om at arbejde med en månedsprisrelation med importpriser og løn som forklarende variable. Det konkluderedes, at dels må lix-tallet i papiret sænkes, dels at det nærmere må overvejes, hvordan problemet tackles i forhold til modellen.

(2) TMP April 1980: Arbejdsmarkedsdata 1977-79.

Ingen bemærkninger ud over at det konstateredes, at de beregnede lønsumstal har vist sig at være samstemmende med NR-gruppens beregninger.

(3) HF 22.04.80: Aggregeringsfejl.

Det fremhævedes, at en vurdering af analysens resultater skulle tage i betragtning, at analysen kun gik på A-matricen, og at en vurdering af f.eks. energisektorens særegenheder fordrer, at importmatricen inddrages i analysen. Papiret affødte endnu en diskussion om mejeri- og slæterisektorens placering i I-0 sektorerne. Der fremkom forslag om at sammenligne en 6x6 importmatrix med en 6x130 do. Det konkluderes, at lix-niveauet også i dette papir måtte bringes ned i læsehøjde. Endelig bemærkedes, at oldstuden under behandlingen af dette papir havde en endog særdeles provokatorisk optræden.

Ad 7. Udsendelse af papirer: For fremtiden koordinerer HD udsendelsen af papirer til DØS, BUD, AER, IR samt Rosted. HDs papir sendes til Lihn Jørgensen, mens TMPs datapapir frigives til hele kredsen.

Ad 8. Næste møde: Fredag den 30. maj 1980. kl. 14.00.

Ad 9. Eventuelt: Intet.

Kort status over arbejdet med io-data til ADAM på 1975-fastprisniveau

Tidligere omdelte io-tabeller på ny sektorinddeling og med diaaggregeret eksport (jf. bilag til AMC 22.9.81) findes nu i tidsserieform 1966-76 som følgende TSP-databanker:

- 1) I banken L75BK. findes tidsserier for alle celler + række- og søjlesummer i årets priser (mio. kr.). Det giver i alt $(34+1) \times (46+1) = 1645$ variable.

Variabelnavnene er genereret maskinelt, da undertegnede ikke har gidet hulle 1645 fantasifulde variabelnavne ind. Alle variabelnavne er på formen ROWCOL (5 cifre), hvor ROW er (letterne forkortede) navnene på tilgangsvariablene (2 cifre) og COL er navnene på anvendelsesvariablene (3 cifre).

Rækkevariabelnavnene (ROW) er: aa,ee,ng,ne,nf,nn,nb,nn,nk, nq,bb,qh,qs,qt,qf,hh,oo,qi,m0,m1,m2,m3,m5,m6,m7,my,m8,ms, sm,sp,sg,sq,ww,pp,su - og

søjlevariabelnavnene (COL) er: xaa,xee,xng,xne,xfn,xnn,xnb, xnm,xnk,xnq,xbq,xqh,xqs,xqt xqf,xqq,xhh,xoo,xqi,cff,cnn,cii, cee,cgg,ccb,cvv,chh,ckk,css,ctt,ett,coo,imm,ibb,itt,ill, (iaa),e00,e11,e24,e33,e55,e66,e77,e89,eyy,ess,sum.

Cellen for landbrugets leverance til fødevarerforbruget hedder således Aacff. I sagens natur er en del serier tomme.

- 2) I banken F75BK. findes serier parallelle til L75BK. i 1975-priser. Variabelnavnene er som ovenfor med et F som prefix.
- 3) I banken NYBANK. findes tidsserier 1966-76 i faste og årets priser for søjle og rækkesummer i io-tabellen, plus de forskellige ADAM-variable, der fremkommer som aggregeringer af variablene i io-tabellen. Endvidere findes i denne bank priser beregnet for alle de relevante variable.
- 4) I banken SMLBK. findes alle variable fra NYBANK. plus de tilsvarende variable fra den nuværende ADAMBK. med prefix G. Der er beregnet priser med 1975=1 for G-variablene.

Med henblik på at sammenligne de nye og gamle tal er følgende

- 3 typer sammenligningsvariable beregnet og gemt i SMLBK.:
- variable med prefix R, som blot er forholdet mellem værdien af den nye og den gamle variable; fx er $R_e = E/Ge$.
 - variable med prefix V, som er vækstraterne for både nye og gamle variable; fx er $V_e = E/E(-1) - 1$ og $V_{ge} = Ge/Ge(-1)$.
 - variable med prefix RV, der er forholdet mellem de nye og gamle variables vækstrater; fx er $R_{ve} = V_e/V_{ge}$.

Deltidsbeskæftigelse og lønsammenbindingskoefficienter - III.

I forlængelse af tidligere skrifter om overskriftens emne (TMP 16.5.80, TMP 20.8.80 og HD 16.1.81) fremlægges her data for deltidsfrekvenser 1948-1980 på ADAMs beskæftigelsestal. Ved hjælp af disse er nye lønsammenbindingskoefficienter beregnet.

1. Datakonstruktion.

For perioden 1972-1979 er beskæftigelsesundersøgelserne (BU'erne) anvendt som kilde. For 1970 er folke- og boligtællingen benyttet, idet den benytter sig af samme gruppering som BU'erne. For årene før 1970 findes kun spredte oplysninger om omfanget af deltidsbeskæftigelse og ingen data, der umiddelbart svarer til ADAMs sektorinddeling.

Da deltidsbeskæftigelse hovedsagelig findes i den kvindelige arbejdsstyrke, kan udviklingen i denne bruges som fingerpeg om udviklingen i deltidsfrekvenserne.

I det følgende gengives de vigtigste data om deltidsbeskæftigelse før 1970, hvorefter der redegøres for fremgangsmåden ved konstruktionen af serierne for 1948-1980.

Tabel 1. Deltidsfrekvenser 1967 og 1969.

	1967	1969
Mandlige funktionærer	3.4	2.9
Mandlige faglærte arbejdere	4.0	2.5
Mandlige ufaglærte arbejdere	12.4	10.8
Kvindelige funktionærer	28.2	29.3
Kvindelige faglærte arbejdere	15.2	17.7
Kvindelige ufaglærte arbejdere	40.3	41.1
Deltidsfrekvenser blandt kvinder i forskellige faggrupper:		
Kontorfunktionærer	28.2	30.3
Butik og handel	38.2	40.2
Sundhed	25.8	27.2
Lærere	25.6	23.9
Rengøring	60.0	62.6
Fabrikarbejdere	20.3	18.8
Syersker	24.7	21.8
Landbrugsarbejdere	56.0	56.3
Hotel- og restauration	35.4	31.9

Når der bortses fra industrien (jf. nedenfor), skal man helt tilbage til 1952 for at finde data om omfanget af deltidsbeskæftigelse (Arbejdsstyrkeundersøgelsen maj 1952, SE 1952, nr. 55). Folketællingerne i 1965, 1960 og 1955 indeholder ikke oplysninger herom; det samme er tilfældet for arbejdsstyrkeundersøgelserne i 1956, 1953 og 1951.

I industristatistikken findes der oplysninger om deltidsbeskæftigelse tilbage til 1963. Ved at sammenholde oplysningerne her med materialet fra BU'erne og folketællingen i 1970 kan der beregnes en opgangningsfaktor med hvilken industristatistikens deltidsfrekvenser omregnes til deltidsfrekvenser for arbejdere og funktionærer i N-sektoren.

Table 2. Deltidsfrekvenser for funktionærer og arbejdere i industrien 1963-1972, samt beregnede deltidsfrekvenser for arbejdere og funktionærer i ADAMs N-sektor.

	Industristatistikken		Beregnete deltidsfrekv.	
	Arbejdere	Funktionærer	Arbejdere	Funktionærer
1972	3.82	8.09	8.3	14.1
1971	3.50	7.38	7.4	12.8
1970	3.38	6.90	6.9	12.0
1969	3.22	6.09	6.8	10.6
1968	2.92	5.95	6.2	10.4
1967	2.65	5.92	5.6	10.3
1966	2.80	5.88	5.9	10.2
1965	2.56	5.63	5.4	9.7
1964	2.49	5.32	5.3	9.3
1963	2.55	5.18	5.4	9.0

Anm. Opgangningsfaktorerne er beregnet som gennemsnittet af forholdet mellem industristatistikens og hhv. BU og FT's deltidsfrekvenser for N-sektoren i 1972 og 1970. Faktoren for arbejdere er 2.11 og for funktionærer 1.75.

Kilde: Industriel produktionsstatistik 1965-65 og Industristatistik 1966-72 (St.Medd. 1965, 1966:2,1967:3,1970:11,1971:2,1971:13, 1973:2,1974:3 og 1975:4), samt BU 1972 (udskrift) og St.Tabelværk 1974:VII.

Forskellene mellem industristatistikens tal og BU's tal skyldes dels den forskellige sektorafgrænsning, dels forskellige definitioner af deltidsbeskæftigelse. Industristatistikken definerer deltidsbeskæftigede som personer med en ugentlig arbejdstid på mellem 15 og 30 timer, mens BU'erne definerer alle, der selv har angivet at være deltidsbeskæftiget i spørgeskemaundersøgelsen, som deltidsbeskæftigede. I arbejdsstyrkeundersøgelsen 1952 er de beskæftigede fordelt på ugentlig arbejdstid i 3 kategorier: Under 15 timer, 15-40 timer og 40 timer eller derover. Opgørelsen er endvidere opgjort særskilt for mænd og kvinder.

Når der bortses fra industrien (jf. nedenfor), skal man helt tilbage til 1952 for at finde data om omfanget af deltidsbeskæftigelse (Arbejdsstyrkeundersøgelsen maj 1952, SE 1952, nr. 55). Folketællingerne i 1965, 1960 og 1955 indeholder ikke oplysninger herom; det samme er tilfældet for arbejdsstyrkeundersøgelserne i 1956, 1953 og 1951.

I industristatistikken findes der oplysninger om deltidsbeskæftigelse tilbage til 1963. Ved at sammenholde oplysningerne her med materialet fra BU'erne og folketællingen i 1970 kan der beregnes en opgangningsfaktor med hvilken industristatistikens deltidsfrekvenser omregnes til deltidsfrekvenser for arbejdere og funktionærer i N-sektoren.

Table 2. Deltidsfrekvenser for funktionærer og arbejdere i industrien 1963-1972, samt beregnede deltidsfrekvenser for arbejdere og funktionærer i ADAMs N-sektor.

	Industristatistikken		Beregnete deltidsfrekv.	
	Arbejdere	Funktionærer	Arbejdere	Funktionærer
1972	3.82	8.09	8.3	14.1
1971	3.50	7.38	7.4	12.8
1970	3.38	6.90	6.9	12.0
1969	3.22	6.09	6.8	10.6
1968	2.92	5.95	6.2	10.4
1967	2.65	5.92	5.6	10.3
1966	2.80	5.88	5.9	10.2
1965	2.56	5.63	5.4	9.7
1964	2.49	5.32	5.3	9.3
1963	2.55	5.18	5.4	9.0

Anm. Opgangningsfaktorerne er beregnet som gennemsnittet af forholdet mellem industristatistikens og hhv. BU og FT's deltidsfrekvenser for N-sektoren i 1972 og 1970. Faktoren for arbejdere er 2.11 og for funktionærer 1.75.

Kilde: Industriel produktionsstatistik 1965-65 og Industristatistik 1966-72 (St.Medd. 1965, 1966:2, 1967:3, 1970:11, 1971:2, 1971:13, 1973:2, 1974:3 og 1975:4), samt BU 1972 (udskrift) og St.Tabelværk 1974:VII.

Forskellene mellem industristatistikens tal og BU's tal skyldes dels den forskellige sektorafgrænsning, dels forskellige definitioner af deltidsbeskæftigelse. Industristatistikken definerer deltidsbeskæftigede som personer med en ugentlig arbejdstid på mellem 15 og 30 timer, mens BU'erne definerer alle, der selv har angivet at være deltidsbeskæftiget i spørgeskemaundersøgelsen, som deltidsbeskæftigede. I arbejdsstyrkeundersøgelsen 1952 er de beskæftigede fordelt på ugentlig arbejdstid i 3 kategorier: Under 15 timer, 15-40 timer og 40 timer eller derover. Opgørelsen er endvidere opgjort særskilt for mænd og kvinder.

Opgørelsen er kun angivet i procent, mens der ikke findes absolutte tal. Andelen af beskæftigede mænd med en arbejdstid under 40 timer i 1952 er summarisk 6 pct. 4 pct. har mellem 15-40 timer og 2 pct. under 15 timer ugentlig arbejdstid. De tilsvarende tal for kvindelige beskæftigede er 29 pct. og 9 pct. I gruppen 15-40 timer er imidlertid indeholdt en del heltidsbeskæftigede. Således var den ugentlige arbejdstid for heltidsbeskæftigede folkeskolelærere i 1951 36 timer. Normalarbejdsugen i 1952 var 48 timer.

Ved beregning af deltidsfrekvenser for ADAM-sektorer er valgt at betragte deltidsbeskæftigelsen blandt mænd som nul, og herefter beregne deltidsfrekvensen som produktet af kvindernes andel af sektorens ^{lønmodtager-}arbejdsstyrke og deltidsfrekvensen blandt kvinderne i sektoren. I tabel 3 er angivet en maksimal deltidsfrekvens (under 40 timer pr. uge) og en minimal deltidsfrekvens (under 15 t. pr. uge). Pragmatisk er valgt et gennemsnit af deltidsfrekvenserne under minimumsserien og frekvensen, der har en ugentlig arbejdstid på 15-40 timer (= halvdelen af den maksimale frekvens).

Tabel 3. Beregnede deltidsfrekvenser 1952 for ADAMs beskæftigelses-serier.

	Max (< 40t)	Min (< 15t)	Gennemsnit
bqa	5.4	0.9	2.7
bqb	0.0	0.0	0.0
bqbf	0.0	0.0	0.0
bqn	6.1	2.2	3.1
bqnf	7.7	0.8	3.9
bqo	23.7	5.1	11.9
bqq	12.9	3.8	6.5

Anm. Notationen bg(i), i=a,b,bf etc. er den ADAM-officielle for deltidsfrekvenser, jf. ovennævnte papir af HD.

Kilde: SE 1952, nr. 55.

I Betænkning om deltidsarbejde (Bet. nr. 84, 1955) er anført forskellige spredte tal for deltidsfrekvenser, som understøtter valget af gennemsnits-serien i tabel 3. Det anføres, at i 1950 var 1 pct. af de kvindelige arbejdere i en række undersøgte industrivirksomheder deltidsbeskæftigede. I 1951 opgøres deltidsbeskæftigelsen i staten og kommunerne til 2-3 pct. af samtlige ansatte i administration og forvaltning. Betænkningen kan også fortælle, at i 1951 havde 19,6 pct. af de københavnske kommunelærere deltidsarbejde og at 285 ud af i alt 14.500 aktive sygeplejersker også var på deltid.

Til støtte for interpolation er den kvindelige andel af lønmodtagerarbejdsstyrken for udvalgte år beregnet (tabel 4).

Tabel 4. Kvindernes andel af arbejdsstyrken i ADAMs beskæftigelses-serier. Udvalgte år. Procent.

	Qa	Qn	Qnf	Qb	Qbf	Qo	Qq
1970	8.1	24.9	35.6	0.6	35.2	65.0	44.5
1965	5.7	24.7	35.9	0.5	34.4	63.5	44.4
1960	4.0	24.1	35.2	0.3	32.4	58.1	40.9
1955	9.6	29.9		2.0		53.0	38.4
1952	10.4	29.2 ^x		4.3 ^x		50.5	34.9 ^x

x) hele arbejdsstyrken, incl. selvstændige og medhj. hustruer.

Kilde: St.Tabelv. 1974:VII, 1970:IV, 1964:I; SE 1959:20 og 1952:55.

Med støtte i tabel 4 er deltidsfrekvenser for år med manglende data beregnet. For alle sektorernes arbejdsstyrke, med undtagelse af arbejdere og funktionærer i N-sektoren, er deltidsfrekvensen i 1971 beregnet ved interpolation mellem BU-tallet for 1972 og folketællingens tal for 1970.

For A-sektorens lønmodtagere findes kun få holdepunkter. Deltidsfrekvensen i 1970 er 10.1 og den beregnede deltidsfrekvens i 1952 er 2.7. I 1970'erne er deltidsfrekvensen faldende. Jf. tabel 4 er den kvindelige andel af lønmodtagerarbejdsstyrken faldende fra midten af 1950'erne til starten af 1960'erne, for herefter igen at vokse. I mangel af bedre er deltidsfrekvensen for årene 1953-1969 derfor beregnet ved interpolation mellem 1970 og 1952 tallene. For årene 1948-1951 er bqa sat lig 1952-værdien.

Deltidsfrekvensen for arbejdere i B-sektoren er 5.6 i 1970, topper i 1972 med 6.7 pct. og falder til 1.1 i 1979. I 1952 er bqb nul. *nej!!* Deltidsfrekvensen er sat til nul i 1960 og for årene 1961-1969 beregnet ved interpolation mellem 1970 og 1960 værdierne.

Deltidsfrekvensen for funktionærer i B-sektoren stiger støt fra 15.1 pct. i 1970 til 25.3 pct. i 1979, mens bqnf nærmest stagnerer efter 1974. Da den kvindelige andel af Qbf stort set svarer til den kvindelige andel af Qnf, er det valgt at sætte bqbf lig med bqnf for årene 1948-1963, og beregne bqbf for 1964-1969 ved interpolation mellem 1970 og 1963 værdierne.

Deltidsfrekvensen for arbejdere i N-sektoren for 1963-1971 er beregnet ud fra industristatistikken, jf. tabel 2, og for årene 1953-1962 ved interpolation mellem 1963 og 1952 værdierne. For 1948-1951 er bqn beregnet ved ekstrapolation bagud for serien 1963-1952. Deltidsfrekvensen for funktionærer i N-sektoren, bqnf, er beregnet på samme måde som bqn.

O-sektorens deltidsfrekvens i 1967 og 1969 er beregnet ud fra BU'erne i 1967 og 1969 som produktet af kvindernes andel af Qo og deltidsfrekvensen for kvindelige kontorfunktionærer (jf. tabel 1). Tallet bliver således et underkantsskøn. 1968-værdien af bqo er beregnet ved interpolation mellem 1969 og 1967 værdierne, og værdierne af bqo for 1953-1965 ved interpolation mellem 1967 og 1952 værdierne. For 1948-1951 er bqo beregnet ved ekstrapolation.

Q-sektorens deltidsfrekvensen for 1969-1953 er beregnet ved interpolation mellem 1970 og 1952 værdierne. For 1948-51 er bqq beregnet ved ekstrapolation. Deltidsfrekvensen i H-sektoren, bqh, er sat lig med bqq.

Indtil der foreligger arbejdsmarkedsdata for 1980 er bq'erne for dette fastsat således: bqa, bqb, qbfb og bqn ved ekstrapolation; bqnf, bqo og bqq (og bqh) er fikseret til 1979-værdien (ca.), da disse deltidsfrekvenser har stagneret i årene 1976-79.

I tabel 5 er det samlede forslag til serier 1948-1980 for bq'erne listet.

2. Nye lønsammenbindingskoefficienter.

Jf. HD 16.1.81 foreslås lønsammenbindingen ændret fra at være en sammenbinding af lønnen pr. beskæftiget og Rlaha til at være en sammenbinding af lønnen pr. heltidsbeskæftiget og Rlaha. Årslønnen for en heltidsbeskæftiget benævnes $lh(i)$, $i=a, b, bf$ etc. Lønsammenbindingskoefficienterne omdøbes til $blh(i)$, $i=a, nf, o, h, q$, og beregnes residualt vha. følgende 2 relationer:

$$(1) \quad lh(i) = (1+blh(i) \cdot Rlaha) \cdot lh(i) \cdot (-1)$$

$$(2) \quad W(i) = lh(i) \cdot Q(i) \cdot (1-bq(i)/2) / 1000 \quad .$$

I tabel 6 er de beregnede blh'ere for 1950-80 anført sammen med de "gamle" bl'ere. I tabel 7 findes korrelationskoefficienter mellem disse.

Tabel 6. Nye og gamle lønsammenbindingskoefficienter. 1.50-1980.

	OLA	FLHA	CLNF	PLHNF	ELO	PLHO	FLH	ELPH	ELQ	PLHQ
1	1.000039	1.000044	1.000027	1.000047	1.000014	1.000010	1.000000	1.000006	1.000020	1.000011
1	1.000075	1.000077	1.000067	1.000077	1.000014	1.000010	1.000000	1.000006	1.000020	1.000011
1	1.000055	1.000056	1.000046	1.000055	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000014	1.000009
1	1.000110	1.000103	1.000074	1.000110	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000137	1.000130	1.000099	1.000137	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000177	1.000169	1.000130	1.000177	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000222	1.000213	1.000177	1.000222	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000273	1.000264	1.000230	1.000273	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000331	1.000322	1.000287	1.000331	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000396	1.000387	1.000354	1.000396	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000469	1.000460	1.000421	1.000469	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000550	1.000541	1.000502	1.000550	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000640	1.000631	1.000592	1.000640	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000740	1.000731	1.000692	1.000740	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000850	1.000841	1.000802	1.000850	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.000970	1.000961	1.000922	1.000970	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001100	1.001091	1.001052	1.001100	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001240	1.001231	1.001192	1.001240	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001390	1.001381	1.001342	1.001390	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001550	1.001541	1.001502	1.001550	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001720	1.001711	1.001672	1.001720	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.001900	1.001891	1.001852	1.001900	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.002090	1.002081	1.002042	1.002090	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.002290	1.002281	1.002242	1.002290	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.002500	1.002491	1.002452	1.002500	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.002720	1.002711	1.002672	1.002720	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.002950	1.002941	1.002902	1.002950	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.003190	1.003181	1.003142	1.003190	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.003440	1.003431	1.003392	1.003440	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.003700	1.003691	1.003652	1.003700	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.003970	1.003961	1.003922	1.003970	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.004250	1.004241	1.004202	1.004250	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.004540	1.004531	1.004492	1.004540	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.004840	1.004831	1.004792	1.004840	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.005150	1.005141	1.005102	1.005150	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.005470	1.005461	1.005422	1.005470	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.005800	1.005791	1.005752	1.005800	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.006140	1.006131	1.006092	1.006140	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.006490	1.006481	1.006442	1.006490	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.006850	1.006841	1.006802	1.006850	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.007220	1.007211	1.007172	1.007220	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.007600	1.007591	1.007552	1.007600	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.007990	1.007981	1.007942	1.007990	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.008390	1.008381	1.008342	1.008390	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.008800	1.008791	1.008752	1.008800	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.009220	1.009211	1.009172	1.009220	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.009650	1.009641	1.009602	1.009650	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.010090	1.010081	1.010042	1.010090	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.010540	1.010531	1.010492	1.010540	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.011000	1.010991	1.010952	1.011000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.011470	1.011461	1.011422	1.011470	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.011950	1.011941	1.011902	1.011950	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.012440	1.012431	1.012392	1.012440	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.012940	1.012931	1.012892	1.012940	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.013450	1.013441	1.013402	1.013450	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.013970	1.013961	1.013922	1.013970	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.014500	1.014491	1.014452	1.014500	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.015040	1.015031	1.014992	1.015040	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.015590	1.015581	1.015542	1.015590	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.016150	1.016141	1.016102	1.016150	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.016720	1.016711	1.016672	1.016720	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.017300	1.017291	1.017252	1.017300	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.017890	1.017881	1.017842	1.017890	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.018490	1.018481	1.018442	1.018490	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.019100	1.019091	1.019052	1.019100	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.019720	1.019711	1.019672	1.019720	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.020350	1.020341	1.020302	1.020350	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.020990	1.020981	1.020942	1.020990	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.021640	1.021631	1.021592	1.021640	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.022300	1.022291	1.022252	1.022300	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.022970	1.022961	1.022922	1.022970	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.023650	1.023641	1.023602	1.023650	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.024340	1.024331	1.024292	1.024340	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.025040	1.025031	1.024992	1.025040	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.025750	1.025741	1.025702	1.025750	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.026470	1.026461	1.026422	1.026470	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.027200	1.027191	1.027152	1.027200	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.027940	1.027931	1.027892	1.027940	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.028690	1.028681	1.028642	1.028690	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.029450	1.029441	1.029402	1.029450	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.030220	1.030211	1.030172	1.030220	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.031000	1.030991	1.030952	1.031000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.031790	1.031781	1.031742	1.031790	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.032590	1.032581	1.032542	1.032590	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.033400	1.033391	1.033352	1.033400	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.034220	1.034211	1.034172	1.034220	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000020	1.000011
1	1.035050	1.035041	1.035002	1.035050</						

BILAG.

```

ADAM*AMC(1),DELTID1
1  CRUN, N TOP, OLCXAAA7EQN, ADAM, P, 300
2  CASS, T TOP, PANK
3  CASC, AY ADAMEM.
4  CODY, ADAMEM., TOP, PANKO.
5  CPEE, ADAMEM.
6  DEPT, S AMC, DELTID1
7  EXCT, TSP*TOP, LIT, TOP
8  CNAME, DELTID1
LOADS
10  SMPL 1949 1999$
11  GENR LAH = LHA*HA^ SMPL 1949 1999 $
12  GENR RLAH = (LAH - LAH(-1))/LAH(-1)^
13  SMPL 1949 1999$
14  DOT A NE 0 H 0 1
15  GENR CH. = G.*(1-RO./2) $
16  GENR LH. = W./G.*(1-RO./2)/1000 $
17  SMPL 1949 1999$
18  GENR PLH. = (LH.-LH.(-1))/LH.(-1)^
19  GENR PLH. = PLH./PLAH^
20  PRINT ID, CH., LH., PLH.
21  PRINT ID, CH., G. $ PRINT ID, LH., L. $ PRINT ID, BLH., PL.
22  ENDDOT
23  SMPL 1949 1999$
24  GENR QHEF = QEF*(1-ROEF/2)$
25  GENR QHE = QEF*(1-ROEF/2)$
26  GENR QHE = QEF*(1-ROEF/2)$
27  GENR QHE = QEF*(1-ROEF/2)$
28  GENR LHEF = WEF/(QHEF/1000) $
29  GENR LHE = WEA/(QHE/1000)$
30  GENR LHE = WEA/(QHE/1000) $
31  PRINT ID QHEF QEF $ PRINT ID QHE QE QHE QNS
32  PRINT ID LHEF LHE LHE LHE LHE LHE
33  PRINT ID BOA BOE BOEF $ PRINT ID BON BONE BOO BOOS
34  SMPL 1950 1999$
35  CORREL FLNA BLA
36  CORREL FLNF FLNE $ CORREL PLNO FLO
37  CORREL PLNF PLNE $ CORREL PLHO BLO
38  STOPS END$
LOAD$ . . .

```

Danmarks Statistik

6. kontor

Modelgruppen

02.12.80

PUD+TMP/tmp

Relation til bestemmelse af Usy.

1. Indledning.

Usy afgrænses som antallet af personer med positiv skattepligtig indkomst (jvf. PUD 12.08.80). Til forklaring af Usy er der lavet forsøg med opstilling af en estimeret relation (afsnit 3), samt en mere simpel sammenhæng, hvor Usy bestemmes v.h.a. en fast kvote (afsnit 4).

2. Data.

I begge tilfælde er der taget udgangspunkt i U og Upns som forklarende variable. U er den samlede arbejdsstyrke, som allerede indgår i ADAMBK med beskæftigelsesundersøgelserne (BU'erne) som kilde. Upns er summen af Upns1 og Upns2, hvor Upns1 er BU'ernes 'pensionister, understøttede o.l.', mens Upns2 er befolkningen på 75 år og derover pr. 1. oktober opgjort på grundlag af oplysninger fra CPR. I bilag 1 er nogle beregningstekniske finesser anført. En serie for Usy for 1970-78 er beregnet af JAO, jvf. bilag 2.

Summen af U og Upns er betegnet UogP. Det fremgår af tabel 1, at der er en betydelig difference mellem Usy og UogP; fra 1973 på omkring 500.000 personer. En del af forklaringen må søges i BU'ernes definition af arbejdsstyrkes, hvori ikke indgår ca. 93.000 udeboende studerende uden erhverv samt ca. 193.000 hjemmeboende børn og studerende på 15 år og derover (BU 1977). Summen af disse to BU-kategorier er betegnet Uung. Hermed reduceres differencen til 200-220.000 personer. Tilbage er børn i alderen 0-14 år med positiv skattepligtig indkomst. I 1978 udgjorde denne gruppe 190.907 personer. For de tidligere år foreligger der ikke tilsvarende data, men til sammenligning kan anføres, at antallet af 0-14 årige med bruttoindkomster (incl. negative og nul-indkomster) i 1976 var 194.055, i 1977 200.270 og i 1978 212.119 (Kilde: Stat.Tabelv., 1978:VII, 1979:IV og 1980:VI).

Tabel 1. Diverse data 1970-78.

AAQ	USY	U	UPNS1	UPNS2	UUNG	UPNS	UOGP
1970	3253.4	2387.2	367.8	216.3	246.9	584.1	2971.3
1971	3311.1	2419.5	386.7	225.4	249.5	612.1	3031.6
1972	3368.2	2424.5	398.6	233.5	261.1	632.1	3056.6
1973	3588.2	2446.2	402.5	241.1	271.1	643.6	3089.8
1974	3558.3	2478.2	402.8	247.7	272.5	650.5	3128.7
1975	3650.5	2484.8	401.5	254.5	283.7	656.0	3140.8
1976	3675.6	2531.2	393.5	261.1	285.2	654.6	3185.8
1977	3749.9	2578.9	391.5	269.7	286.8	661.2	3240.1
1978	3817.6	2645.2	391.6	275.4	283.3	667.0	3312.2

DUSY	DU	DUPNS	DUUNG	DUOGP	Usy-UogP	Usy-UogP -Uung
.	282.1	35.2
57.7	32.3	28.0	2.6	60.3	279.5	30.0
57.1	5.0	20.0	11.6	25.0	311.6	50.5
220.0	21.7	11.5	10.0	33.2	498.4	227.3
-29.9	32.0	6.9	1.4	38.9	429.6	157.1
92.2	6.6	5.5	11.2	12.1	509.7	226.0
25.1	46.4	-1.4	1.5	45.0	489.8	204.6
74.3	47.7	6.6	1.6	54.3	509.8	223.0
67.7	66.3	5.8	-3.5	72.1	505.4	222.1

Tabel 2. Korrelationsmatrix, absolutte tal. 1970-78.

	USY	U	UPNS	UPNS1	UPNS2	UUNG	UOGP
USY	1.00000	0.91505	0.93351	0.49348	0.97780	0.96013	0.95262
U	0.91505	1.00000	0.81459	0.23998	0.95809	0.82116	0.98927
UPNS	0.93351	0.81459	1.00000	0.74270	0.92970	0.94295	0.89059
UPNS1	0.49348	0.23998	0.74270	1.00000	0.44386	0.57169	0.37524
UPNS2	0.97780	0.95809	0.92970	0.44386	1.00000	0.94742	0.98541
UUNG	0.96013	0.82116	0.94295	0.57169	0.94742	1.00000	0.88138
UOGP	0.95262	0.98927	0.89059	0.37524	0.98541	0.88138	1.00000

Tabel 3. Korrelationsmatrix, årlige ændringer. 1971-78.

	DUSY	DU	DUPNS	DUUNG	DUOGP
DUSY	1.00000	-0.23118	0.12661	0.48608	-0.18885
DU	-0.23118	1.00000	-0.38207	-0.94543	0.89633
DUPNS	0.12661	-0.38207	1.00000	0.27744	0.06729
DUUNG	0.48608	-0.94543	0.27744	1.00000	-0.88761
DUOGP	-0.18885	0.89633	0.06729	-0.88761	1.00000

3. Forsøg med estimeret relation for Usy.

I tabel 2 og tabel 3 er angivet korrelationsmatrixerne for vores variable i henholdsvis absolutte tal og i årlige ændringer. Korrelationskoefficienterne mellem Usy og de forskellige forklarende variable er jo nydelige, men det dækker over en kraftig MUKO. Koefficienterne for variablene udtrykt i årlige ændringer er tilsvarende dårlige.

For at neutralisere udsvinget i 1973 i Usy indføres i estimationerne en 01-dummy for 1973.

Der er gjort forsøg med 3 varianter med og uden konstantled. Resultaterne er gengivet i tabel 4. Det fremgår, at de estimerede koefficienter til de forklarende variable i (1), (2), (3) og (4) er insignifikante, at dummy-variablen trækker hele læsset, og at vi er nødt til at have dUung inde for at få styr på relationen, og det er en lidt kedelig serie at få lusket ind i vores model.

I figur 1 og figur 2 er de faktiske og fittede værdier for Usy i henholdsvis relation (5) og (6) gengivet, og det er jo ikke imponerende.

Konklusionen bliver, at vi nok hellere må holde os til en mere mekanisk beregning af Usy ved hjælp af en fast opgangningsfaktor på de forklarende variable.

Tabel 4. Estimeringsresultater for relation til bestemmelse af Usy. Estimeret i årlige ændringer. 1971-78.

Afh. var.	c	dU	dUpns	dUogp	dUung	D73 ^x)	DW	R ²	s
(1) dUsy	47.3835 (49.104)	-0.1133 (0.9651)	0.5503 (2.1295)			168.7471 (53.239)	2.72	.73	48.7
(2) dUsy	53.0341 (41.840)			-0.0878 (0.8726)		169.8833 (48.188)	2.80	.72	44.2
(3) dUsy	-96.5678 (99.8866)			2.4252 (1.7374)	10.3767 (6.4506)	132.2844 (48.0493)	2.14	.83	38.5
(4) dUsy		0.6613 (0.5320)	1.9779 (1.5210)			182.9026 (50.8251)	2.84	(.67)	48.4
(5) dUsy				0.9262 (0.3657)		189.2511 (47.9563)	3.08	(.63)	46.4
(6) dUsy				0.7731 (0.3116)	4.5706 (2.3385)	148.6259 (44.6831)	2.53	(.79)	38.3

x) D73 er en 0-1 dummy for 1973.

4. Beregning af Usy ved hjælp af opgangsingsfaktor.

Alternativet til de estimerede relationer er beregning af Usy v.h.a. en simpel opgangsingsfaktor, f.eks.

$$Usy = kv \cdot Uogp,$$

hvor kv er defineret som

$$kv1 = Usy/Uogp.$$

Ud over kv1 er der beregnet en kv2 og kv3:

$$kv2 = (Usy - Upns)/U$$

$$kv3 = Usy/U.$$

Kvoterne er gengivet i tabel 5, og det fremgår, at der sker et skift fra 1972 til 1973, hvorefter kvoterne er rimeligt stabile. Der er for de 3 kvoter beregnet et gennemsnit for 1973-78, og det er for hvert af disse år ganget med det pågældende års værdi af den forklarende variable (Uogp og U), hvorefter differencen mellem den faktiske værdi af Usy og denne "beregnete" værdi er beregnet. Resultaterne er gengivet i tabel 5. Differencerne er lidt mindre ved anvendelse af kv1 end ved de øvrige, hvorfor den må anbefales ved den fremtidige beregning af Usy.

Det har dog den ulempe, at der introduceres en ny serie i modellen, nemlig Upns, som i den foreliggende udgave bl.a. er baseret på BU-data. Sådanne fremkommer imidlertid ej mere. Det gør U dog også, men denne variabel skal vel under alle omstændigheder konstrueres fremover, uanset BU'ernes triste skæbne.

Tabel 5. Opgangningsfaktorer til beregning af Usy.

AAR	KV1	KV2	KV3
1970	1.09494	1.11817	1.36285
1971	1.09220	1.11552	1.36851
1972	1.10194	1.12852	1.38923
1973	1.16130	1.20374	1.46685
1974	1.13731	1.17335	1.43584
1975	1.16228	1.20513	1.46913
1976	1.15374	1.19351	1.45212
1977	1.15734	1.19768	1.45407
1978	1.15259	1.19106	1.44322
Gns.73-78	1.154093	1.194078	1.453538

	Usy-($\overline{kv1} \cdot U_{ogp}$)	Usy-Upns-($\overline{kv2} \cdot U$)	Usy-($\overline{kv3} \cdot U$)
1973	22.28	23.65	32.56
1974	-52.51	-51.36	-43.86
1975	25.72	27.45	38.75
1976	- 1.10	- 1.45	- 3.60
1977	10.52	9.29	1.13
1978	- 4.99	- 7.98	-27.30

Bilag 1. Beregning af Upns1 og Upns2.

a. Upns1.

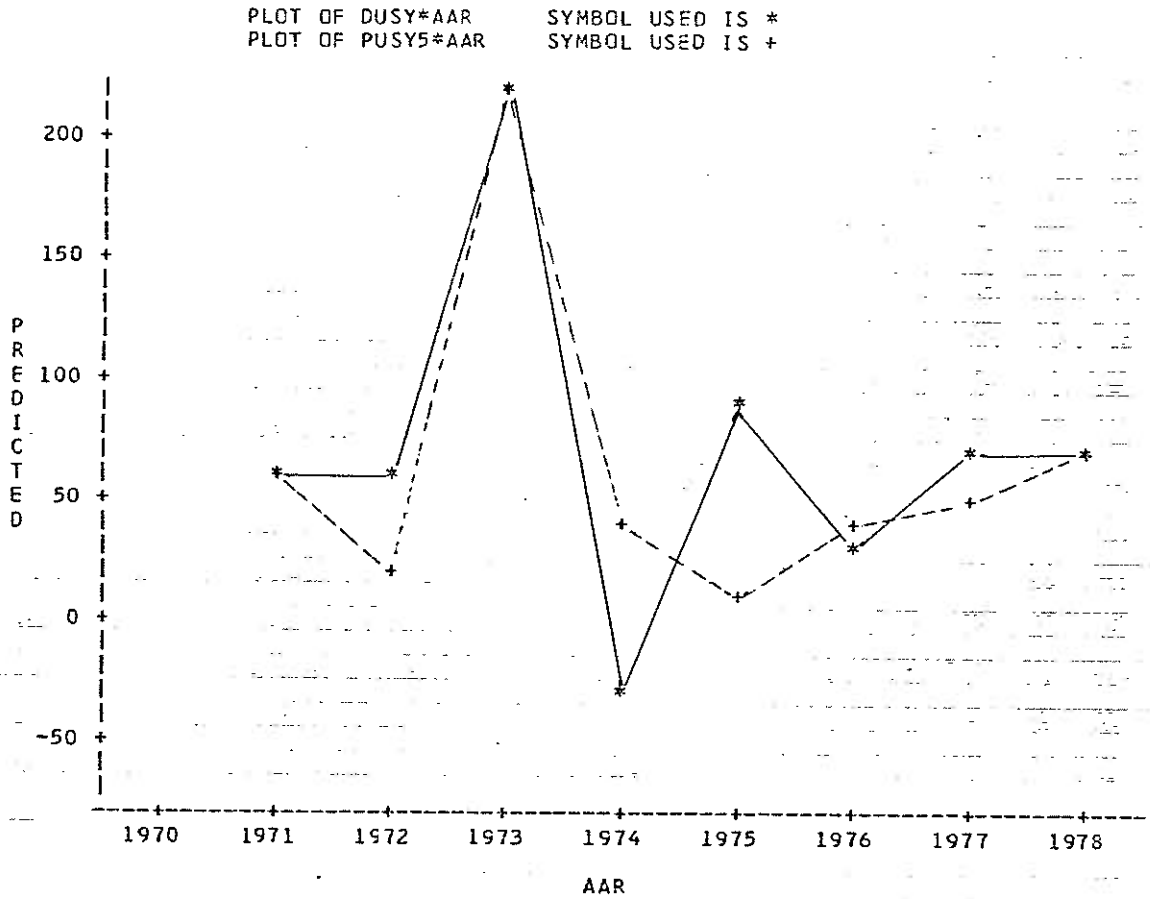
Kilde til serien er BU-tællingerne, f.eks. Statistisk 10-årsoversigt, 1980, s. 71. Tallene for 1970 og 1971 i BU er pr. april, mens de øvrige er pr. november eller oktober. 1970 og 1971 tallene omregnes derfor til pr. november. Der korrigeres ikke for forskellen mellem november (tallene for 1972 og 1973 samt beregnet 1970 og 1971) og oktober-opgørelserne (fra 1974 og frem).

b. Upns2.

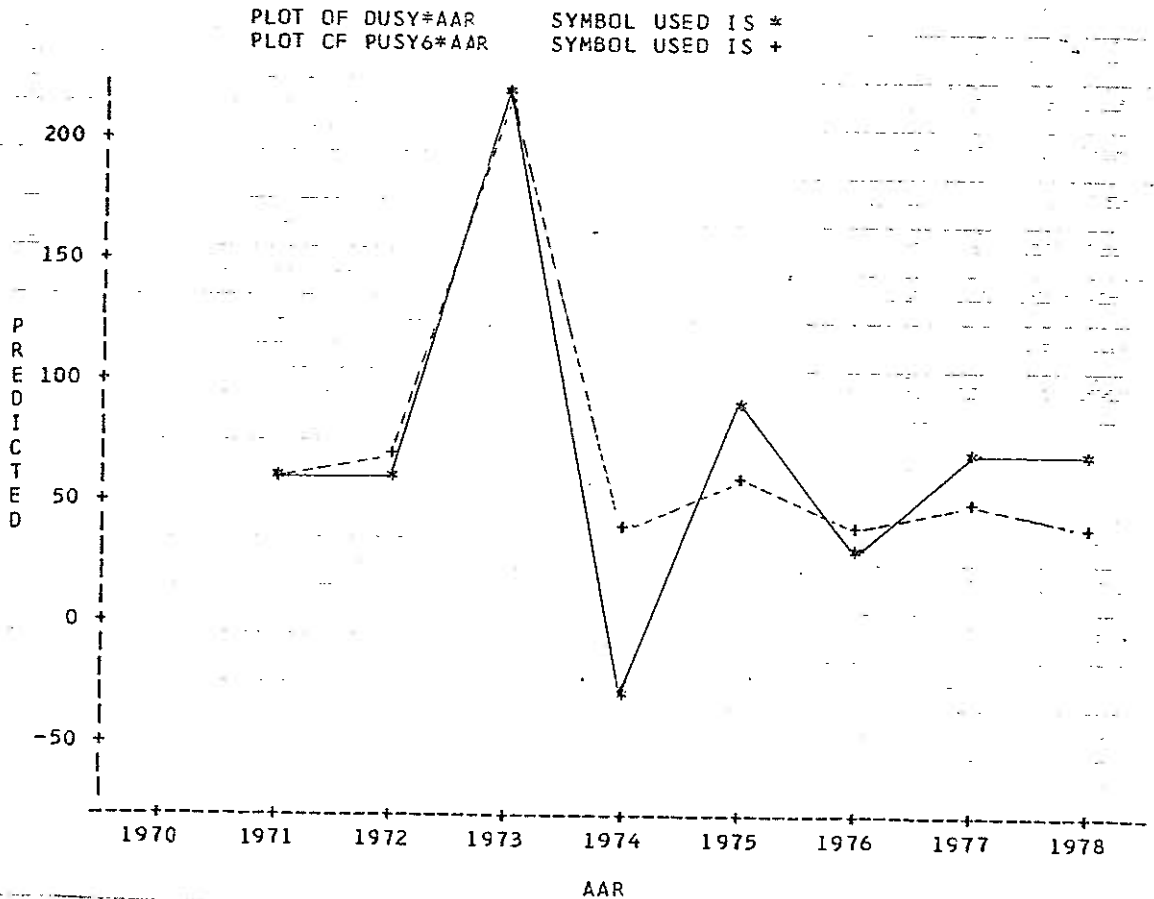
Kilde er for 1971 og frem oplysninger fra CPR, fra 1970 fra folketællingen, f.eks. Stat.10-årsoversigt 1980, s. 4. Først summeres over alle aldersgrupper på 75 år og derover. Da opgørelsen er pr. 1. januar, må den omregnes til pr. oktober. Det sker således:

$$Upns2_{1/10/78} = Upns2_{1/1/78} + 0.75 \cdot (Upns2_{1/1/79} - Upns2_{1/1/78}).$$

Figur 1. Plot af relation (5), jvf. tabel 4. Faktiske (—) og fittede (---) værdier.



Figur 2. Plot af relation (6), jvf. tabel 4. Faktiske (—) og fittede (---) værdier.



Løn- og importpriselasticiteter.

Hermed fremlægges beregninger over modellens prisrelationers løn- og importpriselasticiteter med henholdsvis de sektorprisrelationer, som findes i februar 1980-versionen af ADAM og de forslag til nye sektorprisrelationer, som er fremlagt i to tidligere notater (jvf. AMC+TMP 18.8.80 og 11.9.80).

I bilag 1, hhv. bilag 2, er sektorprisrelationerne gengivet. Forskellen er dels, at de løbende i-o koefficienter benyttes i de foreslåede nye relationer, dels at sektorernes egenleverancer eksplicit indgår. Endvidere er der indført et mark-up på råstofomkostningerne i n- og q-sektoren, efterspørgselspresset indgår kun i b-sektoren, produktivitetsudtrykket i n-sektoren er knyttet til den historiske timeproduktivitet, og produktivitetsudtrykket i q-sektoren er i højere grad end tidligere udtryk for en normalproduktivitet.

Beregningerne er foretaget ved simulationer med en amputeret model omfattende sektorprisrelationerne, priserne på efterspørgselskomponenterne og relationerne for lønsatser. Kørslerne har omfattet perioden 1980 til 1984, og teknisk er som data for de exogene variable anvendt værdier fra en tidligere kørsel. Løsningsværdierne fra en grundkørsel er sammenlignet med løsningsværdierne i 2 alternativkørsler: En hvor lønstigningstakten $rlna$ forøges med 1 pct-point det første år, og en, hvor alle importpriser forøges med 1 procent det første år. Herefter er elasticiteterne beregnet:

$$\text{Lønelasticitet: } \frac{p(i)_m - p(i)_g}{p(i)_g} / \frac{\ln a_m - \ln a_g}{\ln a_g}$$

$$\text{Importpriselasticitet: } \frac{p(i)_m - p(i)_g}{p(i)_g} / \frac{pm_m - pm_g}{pm_g}$$

Fodtegnene m og g betegner hhv. multiplikator - og grundkørselsværdi, og $i = x_n, x_b, x_q, c_p$ o.s.v. Importprisindekset p_m er fremkommet som et vægtet gennemsnit af de enkelte importpriser med importgrupperingernes andele af den samlede import som vægte (løbende).

Resultaterne er vist i tabellerne 1a, 1b, 2a og 2b.

Det fremgår, at de nye sektorprisrelationer i forhold til februar 1980-versionen medfører, at lønstigninger slår mindre ud i priserne, og at importprisstigninger omvendt har større priseffekt. Variationerne mellem p_{x_n}, p_{x_b} og p_{x_q} afspejler sektorernes forskellige løn- og importandele.

Af særlig interesse er vel især de relativt (i forhold til diverse fordomme om disse sager) lave lønelasticiteter. En stigning i lønningerne på 1 % det første år medfører således en stigning i eksempelvis $p_{c_{p_x h}}$ på ca. 0,3-0,4 %.

Tabel 2a. Importpriselasticiteter. Februar 1980-versionen af ADAM.

	EPXN	EPXB	EPXQ	EPCPXH	EPCP
1980	.205077	.132091	.069727	.333501	.269866
1981	.273374	.184407	.097814	.362406	.289723
1982	.278643	.188287	.101806	.372644	.296203
1983	.282679	.189900	.104124	.380080	.302635
1984	.286338	.190976	.105897	.385187	.307539
	EPCF	EPCN	EPCI	EPCE	EPCG
1980	.268352	.083540	.323525	.649524	.362412
1981	.309640	.105618	.349012	.670263	.387982
1982	.314350	.111411	.357778	.685250	.407642
1983	.317699	.115874	.362935	.699893	.427500
1984	.320407	.119748	.365198	.713840	.447207
	EPCB	EPCV	EPCR	EPCK	EPCS
1980	.570042	.373276	.136503	.055894	.058545
1981	.575793	.396555	.163326	.079849	.079001
1982	.586672	.405095	.169118	.083921	.081269
1983	.592519	.410525	.172286	.086552	.083117
1984	.593662	.412922	.174062	.088797	.084852
	EPCT	EPET	EPIPM	EPIPB	EPIO
1.000000	.201189	.547232	.129801	.225967	
1.000000	.229522	.564539	.181359	.272357	
1.000001	.235831	.574568	.185329	.276952	
.999999	.240751	.580442	.187023	.279469	
.999999	.244681	.582513	.188176	.280669	
	EPIH	EPCY	EPE01	EPE24	EPE3
1980	.127953	.276362	.202381	.280653	.888328
1981	.178963	.307194	.268402	.318215	.901716
1982	.183039	.315407	.272280	.327573	.905714
1983	.184829	.320963	.274912	.333660	.909762
1984	.186085	.324648	.277143	.337456	.913514
	EPEY	EPE59			
1980	.205076	.220046			
1981	.273374	.278804			
1982	.278643	.285358			
1983	.282680	.289614			
1984	.286338	.292933			

Tabel la. Lønelasticiteter. Februar 1980-versionen af ADAM.

	EPXN	EPXR	EPXQ	EPCPXH	EPCP
1980	.412599	.759403	.709407	.359067	.290557
1981	.428224	.795985	.728857	.368374	.294494
1982	.426380	.794803	.733914	.368799	.293148
1983	.422959	.790217	.734941	.368529	.293439
1984	.419850	.785715	.736963	.369672	.295152

	EPCF	EPCN	EPCI	EPCE	EPCG
1980	.423008	.218171	.421552	.105505	.102543
1981	.438522	.234253	.439918	.104452	.105134
1982	.438856	.241554	.438510	.102695	.106937
1983	.437006	.247544	.436311	.100054	.107493
1984	.436015	.254644	.436337	.097597	.108382

	EPCB	EPCV	EPCR	EPCK	EPCS
1980	.311325	.408665	.650105	.571962	.550638
1981	.325682	.429541	.668693	.594996	.552575
1982	.322110	.424617	.671866	.604897	.550753
1983	.319384	.422703	.672151	.610911	.552241
1984	.319920	.423084	.673859	.617970	.556516

	EPCT	EPET	EPIP	EPIPB	EPIO
1980	0	.413558	.278459	.752040	.646692
1981	0	.426402	.293701	.788499	.674896
1982	0	.428564	.289729	.787959	.674272
1983	0	.430010	.286429	.783718	.670323
1984	0	.433087	.285684	.779656	.667056

	EPIH	EPCY	EPE01	EPE24	EPE3
1980	.741329	.512654	.442511	.284273	.064287
1981	.778080	.529780	.459141	.297651	.063147
1982	.778119	.528956	.455568	.293393	.060928
1983	.774525	.526455	.450304	.288982	.058300
1984	.770991	.525507	.445597	.286140	.055902

	EPEY	EPE59
1980	.412599	.435419
1981	.428226	.451641
1982	.426379	.449833
1983	.422960	.446793
1984	.419849	.444583

Tabel 1b. Lønelasticiteter. Modelversion med nye sektorprisrelationer.

	EPXN	EPXB	EPXQ	EPCPXH	EPCP
1980	.363221	.734854	.617586	.313875	.254431
1981	.402082	.756927	.689869	.349422	.280316
1982	.399752	.756038	.702870	.353699	.282440
1983	.392542	.749717	.707178	.354055	.283380
1984	.386497	.744084	.710508	.354500	.284550
	EPCF	EPCN	EPCI	EPCE	EPCG
1980	.370007	.192201	.368189	.094544	.089384
1981	.413535	.224200	.415493	.102056	.100056
1982	.416508	.233682	.417880	.101489	.103485
1983	.413769	.239643	.415806	.098993	.104623
1984	.411182	.245842	.414691	.096538	.105355
	EPCB	EPCV	EPCR	EPCK	EPCS
1980	.271505	.356855	.565771	.497904	.479339
1981	.309276	.402465	.632401	.563658	.523614
1982	.310160	.405625	.643045	.580480	.528939
1983	.308885	.404217	.646056	.589063	.533020
1984	.309166	.403692	.648490	.596619	.537678
	EPCT	EPET	EPIPM	EPIPB	EPIO
1980	0	.360866	.245371	.726535	.619019
1981	0	.403501	.280324	.749896	.641692
1982	0	.409911	.279098	.749667	.641758
1983	0	.411982	.275830	.743913	.636968
1984	0	.414181	.274373	.738796	.633217
	EPIH	EPCY	EPE01	EPE24	EPE3
1980	.716295	.454296	.387950	.252585	.057852
1981	.740195	.500603	.429788	.284975	.062074
1982	.740615	.504859	.426439	.282303	.060639
1983	.735465	.503403	.417961	.276855	.058127
1984	.730917	.502122	.410603	.273037	.055767
	FPEY	EPE59			
1980	.363221	.381691			
1981	.402083	.423676			
1982	.399752	.422511			
1983	.392541	.416556			
1984	.386496	.411641			

Tabel 2b. Importpriselasticiteter. Modelversion med nye sektorprisrelationer.

	EPXN	EPXB	EPXQ	EPCPXH	EPCP
1980	.290835	.165996	.075877	.353629	.286656
1981	.397562	.230975	.116026	.395597	.317359
1982	.414821	.244730	.126015	.409796	.327236
1983	.423399	.250633	.130742	.418684	.335108
1984	.428564	.253282	.134194	.425029	.341161

	EPCF	EPCN	EPCI	EPCE	EPCG
1980	.310853	.103387	.352997	.661628	.364024
1981	.375452	.138840	.397723	.687720	.391372
1982	.387375	.150113	.411466	.703783	.411760
1983	.393693	.157866	.418552	.718150	.431908
1984	.398001	.164417	.422444	.731412	.452015

	EPCB	EPCV	EPCR	EPCK	FPCS
1980	.577367	.797031	.145666	.061172	.063629
1981	.591219	.436692	.184658	.094799	.092889
1982	.602863	.449392	.195639	.104071	.099652
1983	.606955	.456365	.200985	.108904	.103377
1984	.611512	.460303	.204651	.112683	.106404

	EPCT	EPET	EPIP	EPIPB	EPIO
1.000000		.222862	.572179	.162943	.257607
1.000000		.266237	.604709	.227113	.317220
1.000001		.277249	.617397	.240841	.330123
.999999		.285133	.623756	.246812	.335711
.999999		.290869	.626296	.249596	.337851

	EPIH	EPCY	EPE01	EPE24	EPE3
1980	.160647	.297788	.282837	.329259	.894877
1981	.224175	.342504	.385990	.391626	.910945
1982	.237933	.355697	.401041	.407236	.915214
1983	.244010	.363207	.407722	.415722	.918804
1984	.246932	.368449	.411193	.419788	.921934

	EPEY	EPE59
1980	.290836	.291489
1981	.397561	.384335
1982	.414820	.401208
1983	.423399	.409507
1984	.428563	.414471

Bilag 1. Sektorprisrelationerne i februar 1980-versionen af ADAM.

.MULT/GLFRML

()

() SEKTORPRISRELATIONER

()

FRML IPVPXN PVPXN = 0.1789*PXA + 0.0082*PXB + 0.1024*PXQ
+ 0.0042*(PM0+BTM0*TM) + 0.0056*(PM1+BTM1*TM)
+ 0.0238*(PM24+BTM24*TM) + 0.0091*(PM3+BTM3*TM)
+ 0.0388*(PM5+BTM5*TM) + 0.1196*(PM6+BTM6*TM)
+ 0.0415*(PM7+BTM7*TM) + 0.0023*(PM89+BTM89*TM) \$

FRML IFAPXN FAPXN = 0.1551*FCF + 0.0914*FCI + 0.0559*FCV
+ 0.0763*FIM + 0.3737*FEV \$

FRML SPXNB PXNB = PXNB(-1) + 0.75*(PVPXN-PVPXN(-1))
+ 0.25*(PVPXN(-1)-PVPXN(-2))
+ 0.0016*(1.2712*LNA*HNN*(0.8*QN/FXN
+ 0.1*QN(-1)/FXN(-1) + 0.1*QN(-2)/FXN(-2))
- 1.2712*LNA(-1)*HNN(-1)*(0.8*QN(-1)/FXN(-1)
+ 0.1*QN(-2)/FXN(-2) + 0.1*QN(-3)/FXN(-3)))
+ 0.1649*((FAPXN-FAPXN(-1))/FAPXN(-1))
+ JPXNB \$

FRML IPXN PXN = (1+BTGXN*TG)*(PXNB+TPXN) \$

FRML IPVPXQ PVPXQ = 0.0848*PXN + 0.0247*PXB + 0.0047*(PM0+BTM0*TM)
+ 0.0023*(PM1+BTM1*TM) + 0.0080*(PM3+BTM3*TM)
+ 0.0030*(PM5+BTM5*TM) + 0.0115*(PM6+BTM6*TM)
+ 0.0073*(PM7+BTM7*TM) + 0.0071*(PM89+BTM89*TM)
+ 0.0095*PMS \$

FRML IFAPXQ FAPXQ = 0.1675*FCF + 0.1566*FCI + 0.1393*FCV + 0.1283*FCK
+ 0.2419*FCS + 0.1913*FCY + 0.1845*FES \$

FRML SPXQB PXQB = PXQB(-1) + 0.75*(PVPXQ-PVPXQ(-1))
+ 0.25*(PVPXQ(-1)-PVPXQ(-2))
+ 0.0013*(1.3093*LNA*(0.7*HA+0.2*HA(-1)+0.1*HA(-2))
*(0.8*QQ/FXQ+0.1*QQ(-1)/FXQ(-1)
+ 0.1*QQ(-2)/FXQ(-2))
- 1.3097*LNA(-1)*(0.7*HA(-1)+0.2*HA(-2)+0.1*HA(-3))
*(0.8*QQ(-1)/FXQ(-1)+0.1*QQ(-2)/FXQ(-2)
+ 0.1*QQ(-3)/FXQ(-3)))
+ 0.1909*((FAPXQ-FAPXQ(-1))/FAPXQ(-1))
+ JPXQB \$

FRML IPXQ PXQ = (1+BTGXQ*TG)*(PXQB+TPXQ) \$

FRML IPVPXB PVPXB = 0.0081*PXA + 0.2254*PXN + 0.1341*PXQ
+ 0.0377*(PM24+BTM24*TM) + 0.0025*(PM3+BTM3*TM)
+ 0.0118*(PM5+BTM5*TM) + 0.0797*(PM6+BTM6*TM)
+ 0.0106*(PM89+BTM89*TM) \$

FRML IFAPXB FAPXB = FIB \$

FRML SPXLB PXLB = PXLB(-1) + 0.75*(PVPXB-PVPXB(-1))
+ 0.25*(PVPXB(-1)-PVPXB(-2))
+ 0.0029*(LNA*HNN*(0.5*QB/FXB + 0.3*QB(-1)/FXB(-1)
+ 0.2*QB(-2)/FXB(-2))
- LNA(-1)*HNN(-1)*(0.5*QB(-1)/FXB(-1)
+ 0.3*QB(-2)/FXB(-2)
+ 0.2*QB(-3)/FXB(-3)))
+ 0.0438*((FAPXB - FAPXB(-1))/FAPXB(-1))
+ JPXLB \$

FRML IPXB PXB = (1+BTGXB*TG)*(PXLB+TPXB) \$

FRML IPXA PXA = (1+BTGXA*TG)*(PXA+TPXA) \$

FRML IPXH PXH = (1+BTGXH*TG)*(PXH+TPXH) \$

Bilag 2. Forslag til nye sektorprisrelationer

.MULT/NYFRML

()
 () SEKTORPRISRELATIONER NY VERSION
 ()

FRML IPWPXN PWPXN = AXAXN*PXA + (AXNXN-0.018)*PYN + AXBXN*PXB
 + AXQXN*PXQ + AM0XN*(PM0+BTM0*TM)
 + AM1XN*(PM1+BTM1*TM)
 + AM2XN*(PM2+BTM2*TM) + (AM3XN+0.018)*(PM3+
 BTM3*TM) + AM5XN*(PM5+BTM5*TM) + AM6XN*(PM6+BTM6*TM)
 + AM7XN*(PM7+BTM7*TM) + AM8XN*(PM8+BTM8*TM) \$

FRML ILCN LCN = ((0.001*LNA)*(0.7*((QN*HGN)/FXN) + 0.2*((QN(-1)
 HGN(-1))/FXN(-1)) + 0.1((QN(-2)*HGN(-2))/FXN(-2)))
 + 0.25*((0.001*LNF)*(0.7*(QNF/FXN) + 0.2*(QNF(-1)/
 FXN(-1)) + 0.1*(QNF(-2)/FXN(-2)))) \$

FRML SPXNB PXNB = PXNR(-1) + 1.2860*(LCN - LCN(-1) + 0.75*PWPXN -
 0.5*PWPXN(-1) - 0.25*PWPXN(-2)) + JPXNB \$

FRML IPXA PXN = (1+BTGXN*TG)*(PXNR+TPXN) \$

FRML IPWPXQ PWPXQ = AXNXQ*PXN + AXBXQ*PXB + AXQXQ*PXQ +
 AM0XQ*(PM0+BTM0*TM) + AM1XQ*(PM1+BTM1*TM) + AM3XQ*(PM3
 +BTM3*TM) + AM5XQ*(PM5+BTM5*TM) + AM6XQ*(PM6+BTM6*TM) +
 AM7XQ*(PM7+BTM7*TM) + AM8XQ*(PM8+BTM8*TM) \$

FRML ILCQ LCQ = (0.001*LNA)*((0.5*QR*HA)/FXQ + (0.3*QR(-1)*HA(-1))/FXQ(-1)
 + (0.2*QR(-2)*HA(-2))/FXQ(-2)) \$

FRML SPXQB PXQB = PXQB(-1) + 1.1303*(LCQ-LCQ(-1)
 + 0.75*PWPXQ - 0.5*PWPXQ(-1) - 0.25*
 PWPXQ(-2)) + JPXQB \$

FRML IPXQ PXQ = (1+BTGXQ*TG)*(PXQB+TPXQ) \$

FRML IPWPXB PWPXB = AXAXB*PXA + AXNXQ*PXN + AXQXB*PXQ +
 AM2XB*(PM2+BTM2*TM) + AM3XB*(PM3+BTM3*TM) + AM5XB*(PM5+
 BTM5*TM) + AM6XB*(PM6+BTM6*TM) + AM8XB*(PM8+BTM8*TM) \$

FRML IFAPXB FAPXB = FIR \$

FRML ILCB LCB = (0.001*LNA)*((0.5*QR*HGN)/FXB + (0.3*QB(-1)*
 HGN(-1))/FXB(-1) + (0.2*QB(-2)*HGN(-2))/FXB(-2)) \$

FRML SPXBB PXBB = PXBB(-1) + 0.75*PWPXB - 0.5*PWPXB(-1)
 - 0.25*PWPXB(-2) + 2.7614*(LCB-LCB(-1)) + 1.1236*(((FAPXB -
 FAPXB(-1))/FAPXB(-1))*(PXBB(-1)-PXBB(-2))) + JPXBB \$

FRML IPXB PXB = (1+BTGXB*TG)*(PXBB+TPXB) \$

11.9.1980
AMC+TMP/tmp

Forslag til sektorprisrelationer i B- og Q-sektoren.

I forlængelse af tidligere papir om sektorprisrelationer i N-sektoren (AMC+TMP 18.8.80) præsenteres her tilsvarende resultater for B- og Q-sektoren. En række forsøgsrunder er i forhold til forsøgene for N-sektoren sprunget over, da der ikke har været grund til at antage, at ideer, der viste sig klart uholdbare for N-sektoren, skulle være væsentlig anderledes i B- og Q-sektoren. Oplægget lægger sig derfor tæt op af de konklusioner, der var på estimationsforsøgene i N-sektoren. En yderligere grund til at fare mere afdæmpet frem her end omkring N-sektorprisrelationen er, at de hidtidige sektorprisrelationer i B- og Q-sektoren klarer en udvidelse af estimationsperioden fra 1952-73 til 1952-75 uden større skift i parametrene - i modsætning til den hidtidige relation i N-sektoren, som brød sammen ved denne udvidelse af estimationsperioden.

1. B-sektoren.

Det er undersøgt, hvorledes indførelsen af løbende i-o vægte i råstofomkostningsudtrykket virker; lønomkostningsudtrykket er blevet gennemprøvet med forskellige varianter; og endelig er der kigget på omformulering af det eksisterende udtryk for efterspørgselspres.

Råstofomkostningsudtryk med løbende i-o vægte:

$$(1.1.) \quad pwp_{xb} = a_{xaxb} \cdot pxa + a_{xnxb} \cdot pxn + a_{xqxb} \cdot pxq + a_{m2xb} \cdot (pm24 + btm24 \cdot tm) + a_{m3xb} \cdot (pm3 + btm3 \cdot tm) + a_{m5xb} \cdot (pm5 + btm5 \cdot tm) + a_{m6xb} \cdot (pm6 + btm6 \cdot tm) + a_{m8xb} \cdot (pm89 + btm89 \cdot tm)$$

Estimation med pwp_{xb} og det hidtidige udtryk, pvp_{xb}, samt det hidtidige lønudtryk, lcb, giver følgende resultat:

$$(1.2.) \quad \begin{array}{l} \text{Dpxbb} = 0.003505 \text{ Dlcb} + 0.71752 \text{ Dpvpxb} \\ \quad \quad \quad (.000503) \quad \quad \quad (.224570) \\ n = 1967-75 \quad \quad \quad s = 0.0170911 \quad \quad \quad \text{DW} = 2.05 \end{array}$$

$$(1.3.) \quad \begin{array}{l} \text{Dpxbb} = 0.003313 \text{ Dlcb} + 0.64921 \text{ Dpwpbx} \\ \quad \quad \quad (.0004309) \quad \quad \quad (.154681) \\ n = 1967-75 \quad \quad \quad s = 0.0142902 \quad \quad \quad \text{DW} = 1.98 \end{array}$$

Da såvel koefficientestimatspredningerne og residualspredningen er pænere i (1.3.) end (1.2.), og da man i almindelighed må foretrække de løbende vægte, arbejder vi med sindsro videre med pwpbx.

Der har herefter været gennemført forsøg med en række forskellige lønudtryk. Det viser sig, at udtryk, hvor Hgn er inde som arbejdstidsstørrelse og hvor lagstrukturen er 0.5 til indeværende, 0.3 til den 1 periode laggede og 0.2 til den 2 periode laggede timeproduktivitet, kommer bedst ud. Det nye lønomkostningsudtryk hedder herefter lc532gb:

$$(1.4.) \quad \text{lc532gb} = (0.001 \cdot \ln a) / (0.5 \cdot \frac{fXb}{Qb \cdot Hgn} + 0.3 \cdot \frac{fXb}{Qb \cdot Hgn} (-1) + 0.2 \cdot \frac{fXb}{Qb \cdot Hgn} (-2))$$

I lighed med resultaterne fra estimationer i N-sektoren, kan relationer, hvor råstofomkostninger og lønomkostninger indgår selvstændigt som regressorer, ikke holde - primært p.g.a. en stor parameterustabilitet ved ændringer i estimationsperioden. Der er derefter arbejdet med to modeller: a) et sammenvejet omkostningsudtryk, hvortil der estimeres en fast koefficient (konstant mark-up på alle omkostninger), og b) binding af råstofomkostninger til en koefficient på 1,0 og fri estimation af koefficienten til lønomkostningerne. Det sammenvejede udtryk kaldes (i ændringer) rwlcbl:

$$(1.5.) \quad \text{rwlcbl} = D(\text{pwpbx}(-1/4) + \text{lc532gb}) \quad ,$$

og regressanden i tilfælde b) kaldes (i ændringer) Dpxbbw4:

$$(1.6.) \quad \text{Dpxbbw4} = D(\text{pxbb} - \text{pwpbx}(-1/4)) \quad .$$

Det fremgår af tabel 1, at estimationer med såvel rwlcbl og Dlc532gb som eneste regressorer kommer ud med høje spredninger og meget usmukke DW-størrelser.

Der er derfor arbejdet med forskellige udtryk for restled.

Det hidtidige restled er efterspørgselspresudtrykket Rfapbx, der er den relative ændring i efterspørgselstrækket fra fIb. Frem for at lade Rfapbx indgå rent, er der arbejdet med følgende model:

$$Dpxbbw4 = a_0 \cdot D1c532gb, \quad \text{hvor}$$

$$(1.7.) \quad a_0 = a_1 + a_2 \cdot Rfapxb, \quad \text{hvilket svarer til}$$

$$Dpxbbw4 = a_1 \cdot D1c532gb + a_2 \cdot (Rfapxb \cdot D1c532gb) .$$

2. regressoren ($Rfapxb \cdot D1c532gb$) kaldes Eprb1. Tilsvarende defineres Eprb2 og Eprb3 som:

$$(1.8.) \quad Eprb2 = Rfapxb \cdot Dpxbb (-1)$$

$$(1.9.) \quad Eprb3 = Rfapxb \cdot rw1cbl .$$

I tabel 1 er estimationsresultaterne for perioden 1961-75 samlet. Alle forsøgene med $Dpxbbw4$ som regressand har pænere statistiske egenskaber end forsøgene med $Dpxbb$ som regressand. Samlet foretrækkes den nederste specifikation:

$$(1.10.) \quad Dpxbbw4 = 2.7614D1c532gb + 1.1236Eprb2$$

$Eprb2$ har den egenskab, at $Rfapxb$ hele tiden niveauekorrigeres med den 1 periode laggede pris. Udover at have pæne statistiske egenskaber, har relationen også relativt stabile parametre ved ændringer i estimationsperioden. For $n=1953-75$ er de estimerede koefficienter hhv. 2.7275 og 1.0616, og for $n=1966-75$ er koefficienterne hhv. 2.6964 og 1.0196.

(1.10.) er afbildet i figur 1.

2. Q-sektoren.

På tilsvarende måde som for B-sektoren, er der udarbejdet estimationer for varierende specifikationer af sektorprisrelationen i Q-sektoren. Da argumentationsgangen stort set svarer til den i afsnit 1 anvendte, gengives resultaterne her i lidt mere sammentrængt form.

Råstofomkostningsudtryk med løbende i-o vægte:

$$(2.1.) \quad pwpqxq = a_{xnxq} \cdot pxn + a_{xbxq} \cdot pxb + a_{xqxq} \cdot pxq + a_{m0xq} \cdot (pm0+btm0 \cdot tm) + a_{m1xq} \cdot (pm1+btm1 \cdot tm) + a_{m3xq} \cdot (pm3+btm3 \cdot tm) + a_{m5xq} \cdot (pm5+btm5 \cdot tm) + a_{m6xq} \cdot (pm6+btm6 \cdot tm) + a_{m7xq} \cdot (pm7+btm7 \cdot tm) + a_{m8xq} \cdot (pm8+btm8 \cdot tm) + a_{m9xq} \cdot (pm9+btm9 \cdot tm) .$$

En sammenlignende estimation med faste i-o vægte i råstofomkostningsudtrykket, pvpqxq, og pwpqxq, samt det hidtidige lønudtryk lcq afslører imidlertid ikke den store forskel, men af principielle grunde vælges pwpqxq som råstofomkostningsudtryk.

Forsøg med forskellige lønudtryk viser, at $\underline{H_a}$ (den aftalte arbejdstid) er det bedste udtryk for arbejdstiden - hvilket svarer til forventninger for Q-sektoren -, samt at der må foretrækkes en lagstruktur svarende til B-sektorens lønudtryk:

$$(2.2.) \quad lc532aq = (0.001 \cdot lna) / \left(0.5 \cdot \frac{fXq}{Qq \cdot Ha} + 0.3 \cdot \frac{fXq}{Qq \cdot Ha} (-1) + 0.2 \cdot \frac{fXq}{Qq \cdot Ha} (-2) \right) .$$

Specifikationer, hvor råstofomkostninger og lønomkostninger indgår sideordnet som regressorer, giver dels insignifikante koefficienter til råstofomkostningsudtrykket, dels stor parameterustabilitet ved varierende estimationsperioder. I lighed med fremgangsmåden med B-sektorprisrelationen er der derfor arbejdet med to modeller: a) et sammenvejet omkostningsudtryk og b) binding af råstofomkostningsudtrykket til 1,0 og udelukkende estimation af koefficienten til lønomkostningsudtrykket.

Det sammenvejede udtryk kaldes \underline{rwlcql} :

$$(2.3.) \quad rwlcql = D(pwpqx(-1/4) + lc532aq) \quad ,$$

og regressanden i tilfælde b (i ændringer) $\underline{Dpxqbw4}$:

$$(2.4.) \quad Dpxqbw4 = D(pxqb - pwpqx(-1/4)) \quad .$$

Samtidig defineres følgende restledsudtryk:

$$(2.5.) \quad fapxq = 0.1675 \cdot fCf + 0.1566 \cdot fCi + 0.1393 \cdot fCv + 0.1283 \cdot fCk + 0.3419 \cdot fCs + 0.1913 \cdot fCy + 0.1845 \cdot fEs$$

$$(2.6.) \quad Eprq1 = Rfapxq \cdot Dlc532aq$$

$$(2.7.) \quad Eprq2 = Rfapxq \cdot Dpxqb(-1)$$

$$(2.8.) \quad Eprq3 = Rfapxq \cdot rwlcql \quad .$$

I tabel 2 er estimationsresultaterne anført. Det er vanskeligere end for B-sektorprisrelationen at udpege en oplagt kandidat alene ud fra de statistiske egenskaber. Specifikationerne, hvor $Dpxqb$ er regressanden, synes at klare sig en lille smule bedre end de specifikationer, hvor $Dpxqbw4$ er regressand (målt på s og DW). Derimod er koefficientestimat-spredningerne på $Eprq$ -størrelserne ikke særlig kønne: Med det argument, at man kan foretrække en nogenlunde homogen struktur for sektorprisrelationerne, kan der peges på den øverste specifikation, idet den anvender samme form som den valgte specifikation for sektorprisrelationen i N-sektoren. Så det gør vi.

Den estimerede koefficient til \underline{rwlcql} er for estimationsperiode 1953-75 1.1341 og for estimationsperiode 1966-75 1.1210. Der er altså tale om en svagt faldende tendens, hvilket imidlertid ikke får nogen til at ryste på hænderne. Relationen er afbildet på figur 2.

Tabel 1. Estimationsresultater for sektorprisrelation i B-sektoren. N = 1961-75.

	rwlcbl	Dlc532gb	Rfapxb	Eprb1	Eprb2	Eprb3	DW	s
Dpxbb	1.3884 (.0568)						.65	.016640
Dpxbb	1.4147 (.04878)		0.0858 (.03279)				1.68	.013978
Dpxbb	1.5136 (.07288)					1.2337 (.52751)	1.38	.014487
Dpxbb	1.4798 (.06619)				0.88389 (.41192)		1.32	.014839
Dpxbbw4		2.3563 (.16754)					.66	.014539
Dpxbbw4		2.41872 (.14183)	0.075204 (.02826)				1.62	.012139
Dpxbbw4		2.7336 (.19473)		3.9880 (1.44979)			1.59	.011996
Dpxbbw4		2.7614 (.16016)			1.1236 (.29541)		1.59	.010380

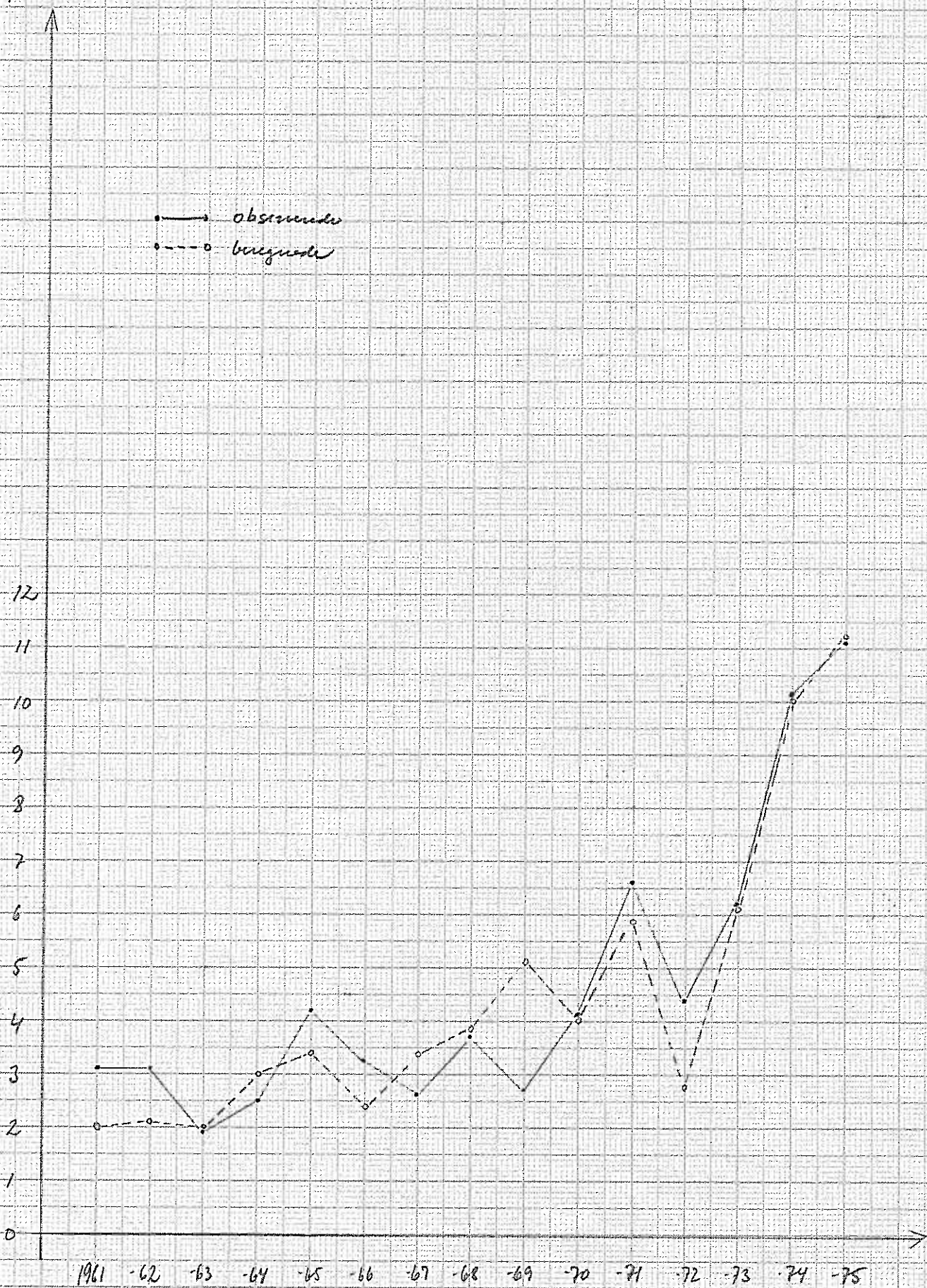
Tabel 2. Estimationsresultater for sektorprisrelation i Q-sektoren. N = 1961-75.

	rwlcq1	Dlc532aq	Rfapxq	Eprq1	Eprq2	Eprq3	DW	s
Dpxqb	1.1303 (.036125)						1.80	.011111
Dpxqb	1.0995 (.036407)		0.1449 (.07334)				2.57	.01012
Dpxqb	1.0907 (.04481)				2.6379 (1.86752)		2.44	.01074
Dpxqb	1.1071 (.04422)					1.80321 (1.95554)	2.10	.01118
Dpxqbw4		1.2376 (.06614)					1.91	.01114
Dpxqbw4		1.2001 (.08539)			2.5670 (3.5935)		2.18	.01134
Dpxqbw4		1.1796 (.06830)	0.1413 (.07531)				2.64	.01026
Dpxqbw4		1.1643 (.08666)			2.5158 (1.97652)		2.51	.01090

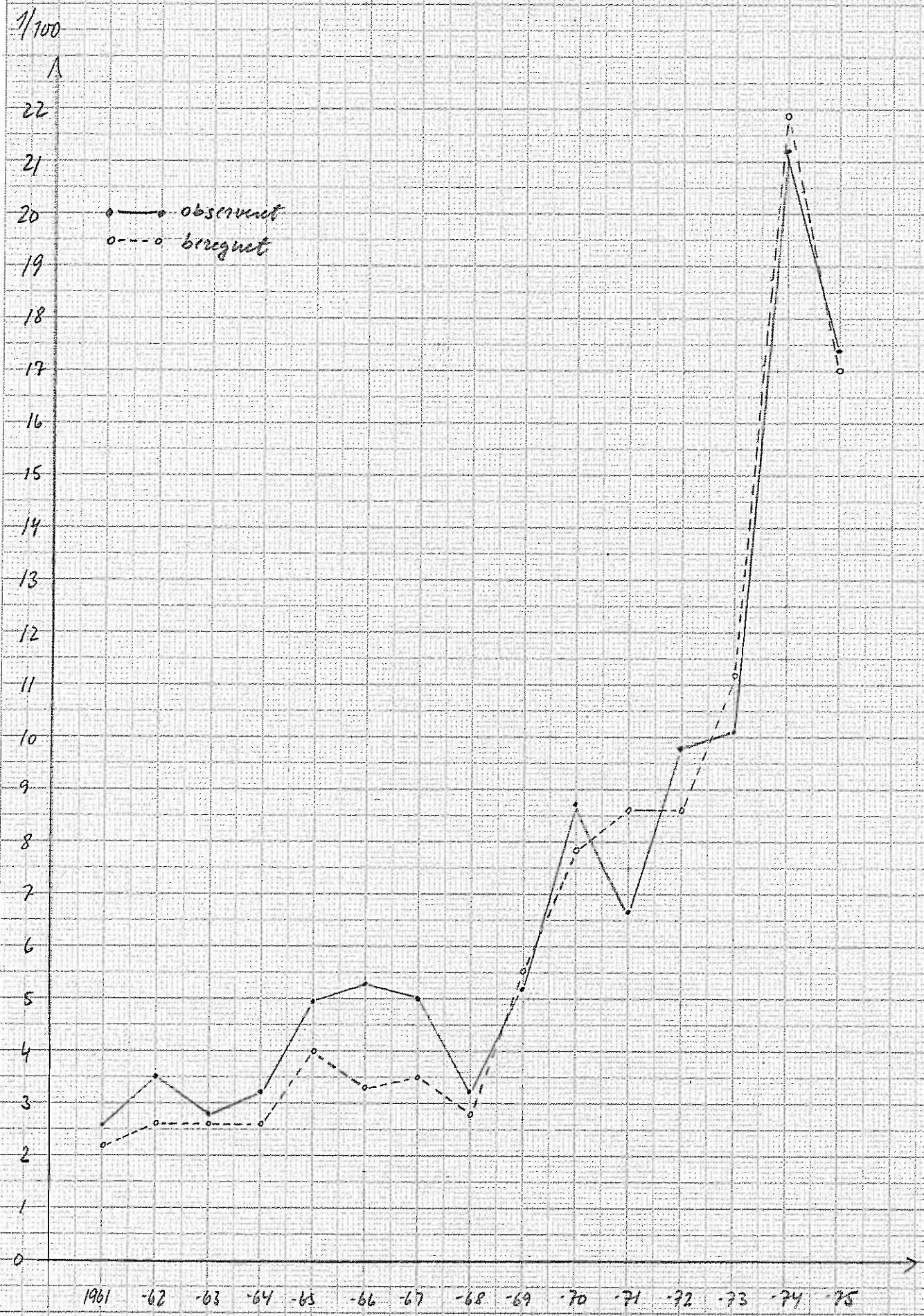
Figur 1:

$$Dpxbbw4 = 2.7614 Dlc532gb + 1.1236 Eprb2$$

‰/100



Figur 2: $D_{pxqb} = -1.1303 \text{ rwlcql}$



Om sektorprisrelationer i N-sektoren.

1. Indledning

I det følgende fremlægges resultaterne af en serie estimationsforsøg vedrørende sektorprisrelationen i N-sektoren. Baggrunden for at tage denne relation op til undersøgelse er et ønske om at anvende løbende i-o vægte i fastlæggelsen af prisen på råstoffer, hvor den nuværende relation af datamæssige grunde anvender faste 1973-vægte. Da den nuværende pxnb-relation endvidere bryder sammen, når 1974 og 1975 inddrages i estimationsperioden (jvf. AMC 17.06.80), er der desuden gjort forsøg med forskellige nye specifikationer af relationen.

I forsøgene er fastholdt en opbygning omkring en input-output prismodel på strukturform:

$$(1.1.) \quad \begin{aligned} \text{pxnb} = & \text{råstofomkostninger} + \text{lønoms} + \text{profitmargin} \end{aligned} ,$$

således at fremstillingen videre i dette papir er opdelt på de tre komponenter.

2. Råstofomkostninger

En grundantagelse i den hidtidige sektorprisrelation er, at alle råstofomkostninger netop overvælttes på priserne. Ved en isoleret forhøjelse af råstofpriserne vil den absolutte værditilvækst-margin være uændret (bortset fra eventuelle tilpasningstrægheder). En første revision af relationen består i at tillade variationer i råstofsammensætningen, hvor der hidtil er antaget limitationalitet.

Variablen pvp_{pxn} er den gamle (nugældende) variabel for råstofpriserne. Den baseres på faste i-o koefficienter (1973) og har desuden ingen intersektoral leverance med ($a_{\text{nxn}} \cdot \text{pxn}$).

Som ny variabel defineres pwp_{pxn}:

$$\begin{aligned}
 (2.1.) \quad pwp_{xn} = & a_{xaxn} \cdot pxa + (a_{xnxn} - 0.018) \cdot pxn + a_{xbxn} \cdot pxb \\
 & + a_{xqxn} \cdot pxq + a_{m0xn} \cdot (pm0 + btm0 \cdot tm) + \\
 & a_{m1xn} \cdot (pml + btml \cdot tm) + a_{m2xm} \cdot (pm24 + btm24 \cdot tm) + \\
 & (a_{m3xm} + 0.018) \cdot (pm3 + btm3 \cdot tm) + a_{m5xn} \cdot (pm5 + btm5 \cdot tm) \\
 & + a_{m6xn} \cdot (pm6 + btm6 \cdot tm) + a_{m7xn} \cdot (pm7 + btm7 \cdot tm) + \\
 & a_{m8xm} \cdot (pm89 + btm89 \cdot tm)
 \end{aligned}$$

(2.1.) er således et sammenvejet udtryk for priserne på tilgangen til sektoren fra de indenlandske produktionssektorer og fra forskellige importkomponenter tillagt told. Korrektionen på 0.018 i a_{xnxn} og a_{m3xm} skyldes energiimportens placering, og indebærer en ophævelse af de korrektioner, der er foretaget i ADAMs i-o tabel i forhold til nationalregnskabet. De oprindelige korrektioner betød en overføring af en del af M3 direkte til input i Ce, Cg og E3, og at - som modpostering - leverancen fra Xn til Xn blev øget. I faste priser giver dette ikke problemer, mens der bliver vanskeligheder ved anvendelse af årets priser. P.g.a. den oprindelige korrektion slår forøgelse i pm3 kun beskedent ud i produktionsværdien i Xn, som bl.a. inkluderer raffinaderierne. Derfor er der foretaget en tilbageføring i prissammenhængen med modkorrektionen på 0.018.

Variablen pwp_{xnold} er som pwp_{xn} uden korrektionerne for energiimportens placering. I figur 2.1. er de tre prisindeks optegnet.

Ved estimation i perioden 1968-75 for pvp_{xn} og pwp_{xnold} med og uden lag og med en bundet koefficient på 1,0 til råstofomkostningerne, samt med det gamle lønudtryk lcn som regressor fås:

$$\begin{aligned}
 (2.2.) \quad D(p_{xnb} - pvp_{xn}(-1/4)) = & 0.002769 Dlcn \\
 & (0.000259)
 \end{aligned}$$

$$s = 0.016257 \quad DW = .79$$

$$\begin{aligned}
 (2.3.) \quad D(p_{xnb} - pwp_{xnold}(-1/4)) = & 0.002391 Dlcn \\
 & (0.000246)
 \end{aligned}$$

$$s = 0.016057 \quad DW = .87$$

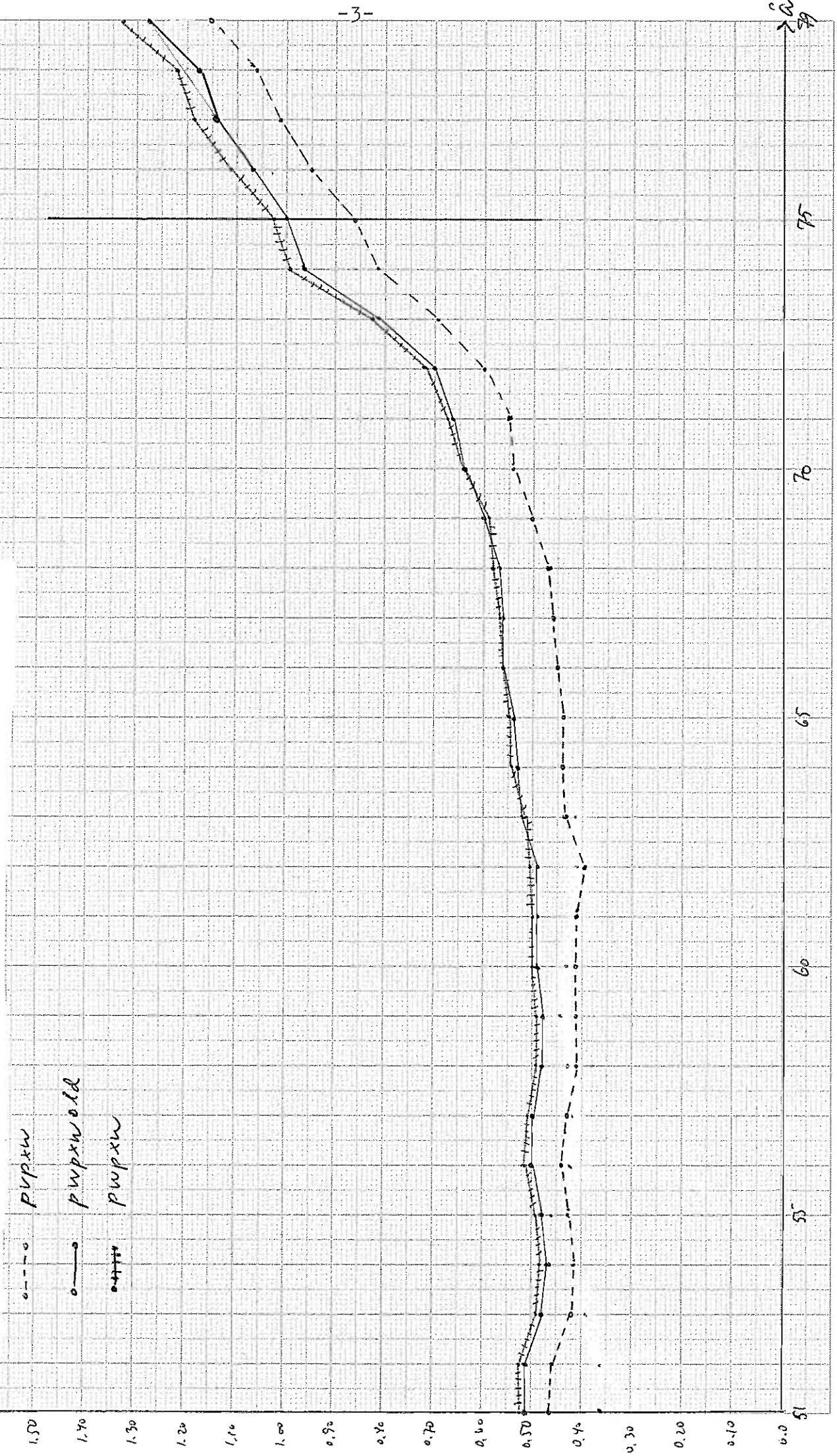
$$\begin{aligned}
 (2.4.) \quad D(p_{xnb} - pvp_{xn}) = & 0.002659 Dlcn \\
 & (0.000301)
 \end{aligned}$$

$$s = 0.019612 \quad DW = .67$$



Nr 248

Figur 2.1. Udviklingen i 3 råstofprisindeks 1951-1975(79).



$$(2.5.) \quad D(\text{pxnb-pwpxnold}) = 0.002248 \text{ Dlc721gn} \\ (0.000343) \\ s = 0.022363 \quad DW = .80$$

Der er kun små forskelle på at anvende faste og løbende vægte. (2.3.) er dog lidt bedre end (2.2.) målt på s og på spredningen på koefficientestimatet. Anvendelsen af lag giver pænere resultater end uden lag. Samlet foretrækkes et udtryk med løbende vægte og 1/4 års lag.

Der beregnes korrelationsmatrice for pxnb, pvpxn og pwpxnold for 1966-73 og 1966-75:

	1966-73		1966-75	
	pvpxn	pwpxnold	pvpxn	pwpxnold
pwpxnold	.9980	-	.9994	
pxnb	.9974	.9971	.9980	.9977

Korrelationskoefficienterne er så høje, at vi tillader os at sætte koefficienterne i (2.1.) for perioden før 1966 lig med 1966-koefficienterne.

Den hidtidige antagelse om konstant mark-up på 1,0 til råstofomkostningsudtrykket viser sig at være vanskelig at opretholde. I de følgende estimationer er råstofomkostningerne dels estimeret frit, dels bundet til koefficienten 1,0. Lønomsudtrykket lc721gn beskrives nærmere i afsnit 3.

$$(2.6.) \quad \text{Dpxnb} = 1.0157 \text{ Dpwpxn}(-1/4) + 2.5236 \text{ Dlc721gn} \\ (0.13698) \quad (0.53928) \\ n = 1953-75 \quad s = 0.00987 \quad DW = 1.67$$

$$(2.7.) \quad D(\text{pxnb-pwpxn}(-1/4)) = 2.5817 \text{ Dlc721gn} \\ (0.177714) \\ n = 1953-75 \quad s = 0.00976 \quad DW = 1.68$$

$$(2.8.) \quad \text{Dpxnb} = 1.2837 \text{ Dpwpxn}(-1/4) + 1.4729 \text{ Dlc721gn} \\ (0.17801) \quad (0.69715) \\ n = 1961-75 \quad s = 0.00970 \quad DW = 2.17$$

$$(2.9.) \quad D(\text{pxnb-pwpxn}(-1/4)) = 2.5474 \text{ Dlc721gn} \\ (0.18742) \\ n = 1961-75 \quad s = 0.01022 \quad DW = 1.86$$

$$(2.10.) \quad \text{Dpxnb} = 1.5688 \text{ Dpwpxn}(-1/4) + 0.34863 \text{ Dlc721gn} \\ (0.27697) \quad (1.1074) \\ n = 1966-75 \quad s = 0.00968 \quad DW = 1.92$$

$$(2.11.) \quad D(\text{pxnb}-\text{pwpxn}(-1/4)) = 2.5916 \text{ Dlc72lgn} \\ (0.21299) \\ n = 1966-75 \quad s = 0.01127 \quad DW = 1.84$$

Relationen med bundet koefficient til $\text{pwpxn}(-1/4)$ viser en nogenlunde konstant koefficient til lc72lgn . Det forhold, at spredningen vokser med afkortning af estimationsperioden, ses der indtil videre bort fra. Når koefficienten til $\text{pwpxn}(-1/4)$ imidlertid estimeres frit, bliver relationen stærkt ustabil. Det fremgår, at antagelsen om en koefficient omkring 1,0 kun holder i den lange estimationsperiode, mens koefficienten vokser og æder sig ind på lc72lgn 's koefficient med afkortning af estimationsperioden. Koefficienten til lc72lgn falder voldsomt og er desuden klart insignifikant for den korteste estimationsperiode.

Estimationsresultaterne underbygges desuden af følgende korrelationsmatricer:

	Dpwpxn(-1/4)	Dlc72lgn	
Dpxnb	.9852	.9597	n = 1953-75
Dpxnb	.9893	.9621	n = 1961-75
Dpxnb	.9949	.9698	n = 1966-75

Disse forsøg peger på, at antagelsen om konstant mark-up på 1,0 til råstofomkostningerne er uholdbar, og at de må tildeles et selvstændigt, estimeret mark-up større end 1,0, samt at der synes at være brug for et restled til stabilisering af relationen.

3. Lønøomkostninger

Det hidtidige lønomkostningsudtryk har følgende form:

$$(3.1.) \quad l_{cn} = 1.2712 \cdot l_{na} \cdot H_{nn} \cdot (0.8 \cdot Q_n / fX_n + 0.1 \cdot Q_n^{(-1)} / fX_n^{(-1)} + 0.1 \cdot Q_n^{(-2)} / fX_n^{(-2)}).$$

Lønindekset består således af timelønnen for arbejdere i industrien multipliceret med industriens normalarbejdstid, og det hele korrigeret med en lagget reciprok mandproduktivitet. Faktoren 1.2712 er lig med $1/a_{nn}$.

Dette udtryk kan diskuteres på spørgsmålene om anvendelsen af H_{nn} som arbejdstidsudtryk, lagfordeling, og anvendelsen af faktoren 1.2712.

Vi definerer først en række produktivitetsudtryk:

$$(3.2.) \quad kxq_n = fX_n / Q_n \quad (\text{produktion pr. mand})$$

$$(3.3.) \quad kxq_{nn} = fX_n / (Q_n \cdot H_{nn})$$

$$(3.4.) \quad kxq_{gn} = fX_n / (Q_n \cdot H_{gn})$$

$$(3.5.) \quad kxq_{an} = fX_n / (Q_n \cdot H_a),$$

hvor de tre sidste udtrykker produktion pr. mand pr. time. De indgår som korrektionsfaktor i følgende lønomkostningsudtryk:

$$(3.6.) \quad l_{c721}(i) = l_{na} / (0.7 \cdot kxq(i) + 0.2 \cdot kxq(i)^{(-1)} + 0.1 \cdot kxq(i)^{(-2)})$$

$$(3.7.) \quad l_{c532}(i) = l_{na} / (0.5 \cdot kxq(i) + 0.3 \cdot kxq(i)^{(-1)} + 0.2 \cdot kxq(i)^{(-2)})$$

$$(3.8.) \quad l_{c333}(i) = l_{na} / (0.34 \cdot kxq(i) + 0.33 \cdot kxq(i)^{(-1)} + 0.33 \cdot kxq(i)^{(-2)})$$

$i = nn, gn, an.$

I en senere runde er l_c -udtrykkene justeret ned i samme skala som $pxnb$ ved at blive multipliceret med 0.001, således at den estimerede koefficient til såvel råstof- som lønomkostningerne kan tolkes som (1.0 + mark-up).

Da $h_a > h_{gn} > h_{nn}$ bliver "rangordningen" af de 3 typer l_c -udtryk tilsvarende. Med andre ord virker produktivitetsstigninger stærkest i nn -serien og svagest i an -serien. Tilsvarende giver det lange lag (3-3-3) mindst gennemslag af produktivitetsstigningerne i den indeværende periode. Det er altså de korte lag og nn -serien, der giver det mindst l_c -udtryk; de lange lag og an -serien det største.

I figur 3.1. er udviklingen i kxq_{gn} indtegnet.

Ved undersøgelse af disse lc-udtryk anvendes som fast regressand

$$(3.9) \quad D(\text{pxnb-pwpxnold}(-1/4)) = \text{Dpxnbwold4} .$$

Estimationsperioden er 1953-75.

$$(3.10) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00281994 \text{ Dlc721nn} \\ (0.000239)$$

$$s = 0.01336 \quad \text{DW} = 1.62$$

$$(3.11.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00275142 \text{ Dlc532nn} \\ (0.000223)$$

$$s = 0.01281 \quad \text{DW} = 1.62$$

$$(3.12) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00263713 \text{ Dlc333nn} \\ (0.000223)$$

$$s = 0.01330 \quad \text{DW} = 1.64$$

$$(3.13.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.002888283 \text{ Dlc721gn} \\ (0.000214)$$

$$s = 0.01187 \quad \text{DW} = 1.57$$

$$(3.14.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00278519 \text{ Dlc532gn} \\ (0.000219)$$

$$s = 0.01254 \quad \text{DW} = 1.61$$

$$(3.15.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00268692 \text{ Dlc333gn} \\ (0.000228)$$

$$s = 0.01334 \quad \text{DW} = 1.65$$

$$(3.16.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00242705 \text{ Dlc721an} \\ (0.000197)$$

$$s = 0.01285 \quad \text{DW} = 1.78$$

$$(3.17.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00236102 \text{ Dlc532an} \\ (0.000184)$$

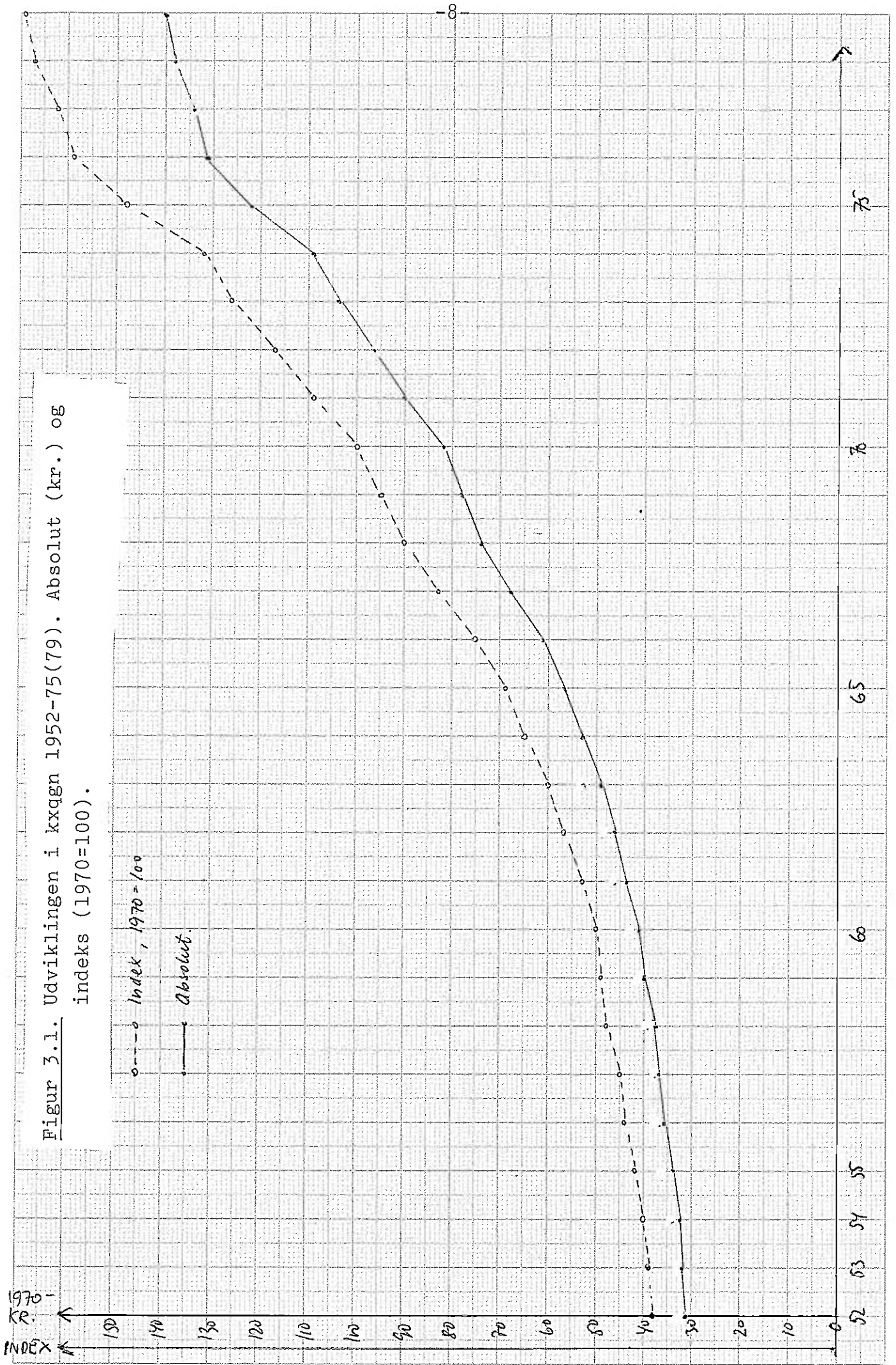
$$s = 0.01242 \quad \text{DW} = 1.73$$

$$(3.18.) \quad \text{Dpxnbwold4} = 0.00226323 \text{ Dlc333an} \\ (0.000185)$$

$$s = 0.01296 \quad \text{DW} = 1.72$$

Først og fremmest er der ret lille forskel på de forskellige udtryks egenskaber. Koefficienternes størrelse varierer med de 3 udtryks forskellige niveau og de forskellige lag-muligheder. Målt på DW klarer lc(lag)an sig bedst, mens der kun er ubetydelig forskel på lc(lag)nn og lc(lag)gn. (3.13.) har den mindste spredning. I lc(lag)gn udtrykkene vokser spredningen med forlængelsen af laggene.

Figur 3.1. Udviklingen i kxqgn 1952-75(79). Absolut (kr.) og indeks (1970=100).



Med en estimationsperiode forkortet til 1961-75 forbliver spredningen på (3.13.) uændret, mens den for alle andre udtryk vokser en del. I denne estimationsperiode forbedres (3.13.)'s DW-størrelse desuden til 1.72.

Da Hgn-serien i øvrigt må foretrækkes for Hnn og Ha (i N-sektoren), vælges lc72lgn som nyt lønomkostningsudtryk. Valget af Hnn i det hidtidige udtryk var desuden bl.a. begrundet med usikkerhed omkring Hgn's status som modelvariabel. I figur 3.2. er lcn og lc72lgn indtegnet. Det fremgår, at de små forskelle især gør sig gældende i 1973-75.

I lc72lgn er udelukkende indeholdt arbejderlønninger. Der er gennemført forsøg, hvor funktionærlønningerne inddrages. Der konstrueres følgende to udtryk:

$$(3.19.) \quad lf721 = (0.001 \cdot lnf) / (0.7 \cdot fXn/Qnf + 0.2 \cdot fXn/Qnf(-1) + 0.1 \cdot fXn(-2)/Qnf(-2))$$

$$(3.20.) \quad lf532 = (0.001 \cdot lnf) / (0.5 \cdot fXn/Qnf + 0.3 \cdot fXn(-1)/Qnf(-1) + 0.2 \cdot fXn(-2)/Qnf(-2)).$$

Med Dlf721 og Dlf532 som selvstændige tredje regressorer ved siden af Dpxnbw(-1/4) og Dlc72lgn opnås kun yderligere destabilisering af relationen. Koefficienterne til de to er i alle 3 estimationsperioder (1953-75, 1961-75 og 1966-75) insignifikante og medfører i øvrigt, at koefficienten til Dlc72lgn bliver insignifikant i de to korte estimationsperioder, jvf. (3.23.) og (3.24.) nedenfor.

Der har også været forsøg med et sammenvejet lønudtryk:

$$(3.21.) \quad lc721 = lc72lgn + w_i \cdot lf721$$

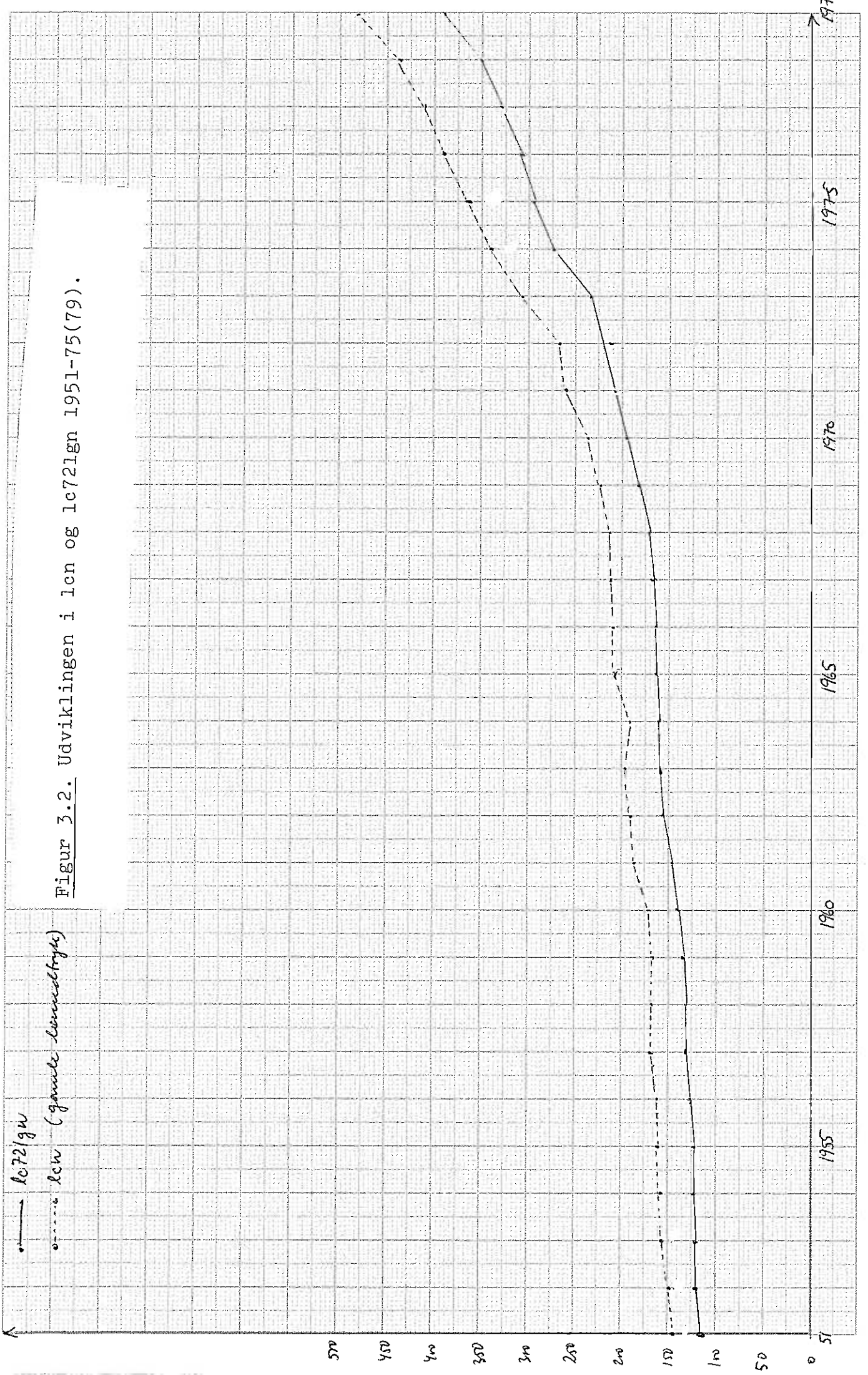
$$(3.22.) \quad lcmix = lc72lgn + w_i \cdot lf532 \quad ,$$

hvor $w_i = 1.0, 0.75$ og 0.5 .

Forsøgene viser, at det stort set er ligegyldigt, om (3.21.) eller (3.22.) anvendes som regressor, og at forsøgene i øvrigt udviser samme mønster som refereret med (2.6.)-(2.11.): Koefficienten til Dpxnbw(-1/4) vokser med afkørtning af estimationsperioden og koefficienten til lc-udtrykket falder og bliver insignifikant i de korteste estimationsperioder.

Her vises kun resultater fra estimation i perioden 1961-75 og med nogle af varianterne.

Figur 3.2. Udviklingen i lcn og lc721gn 1951-75(79).



$$\begin{aligned}
 (3.23.) \quad & Dpxnb = 1.3760 Dpxnbw(-1/4) + 1.2151 Dlc72lgn + 0.13547 Dlf72l \\
 & \quad (0.24828) \qquad \qquad \qquad (1.37834) \qquad \qquad \qquad (1.529508) \\
 & \quad s = 0.0107935 \qquad \qquad \qquad DW = 1.88 \\
 (3.24.) \quad & Dpxnb = 1.3745 Dpxnbw(-1/4) + 1.2341 Dlc72lgn + 0.10944 Dlf72l \\
 & \quad (0.24626) \qquad \qquad \qquad (1.32255) \qquad \qquad \qquad (1.433708) \\
 & \quad s = 0.0107946 \qquad \qquad \qquad DW = 1.88 \\
 (3.25.) \quad & Dpxnb = 1.4046 Dpxnbw(-1/4) + 0.93827 Dlc72l, \quad w_1=0.5 \\
 & \quad (0.20302) \qquad \qquad \qquad (0.564708) \\
 & \quad s = 0.0103166 \qquad \qquad \qquad DW = 1.90 \\
 (3.26) \quad & Dpxnb = 1.4063 Dpxnbw(-1/4) + 0.93285 Dlcmix, \quad w_1=0.5 \\
 & \quad (0.20282) \qquad \qquad \qquad (0.563868) \\
 & \quad s = 0.0103255 \qquad \qquad \qquad DW = 1.89
 \end{aligned}$$

I det følgende afsnit forsøges med forskellige udtryk for en tredje regressor (profitmargin), mens afsnit 5 indeholder forsøg med en sammenvejning af råstof- og lønomkostningsudtrykkene.

4. Profitmargin-udtryk

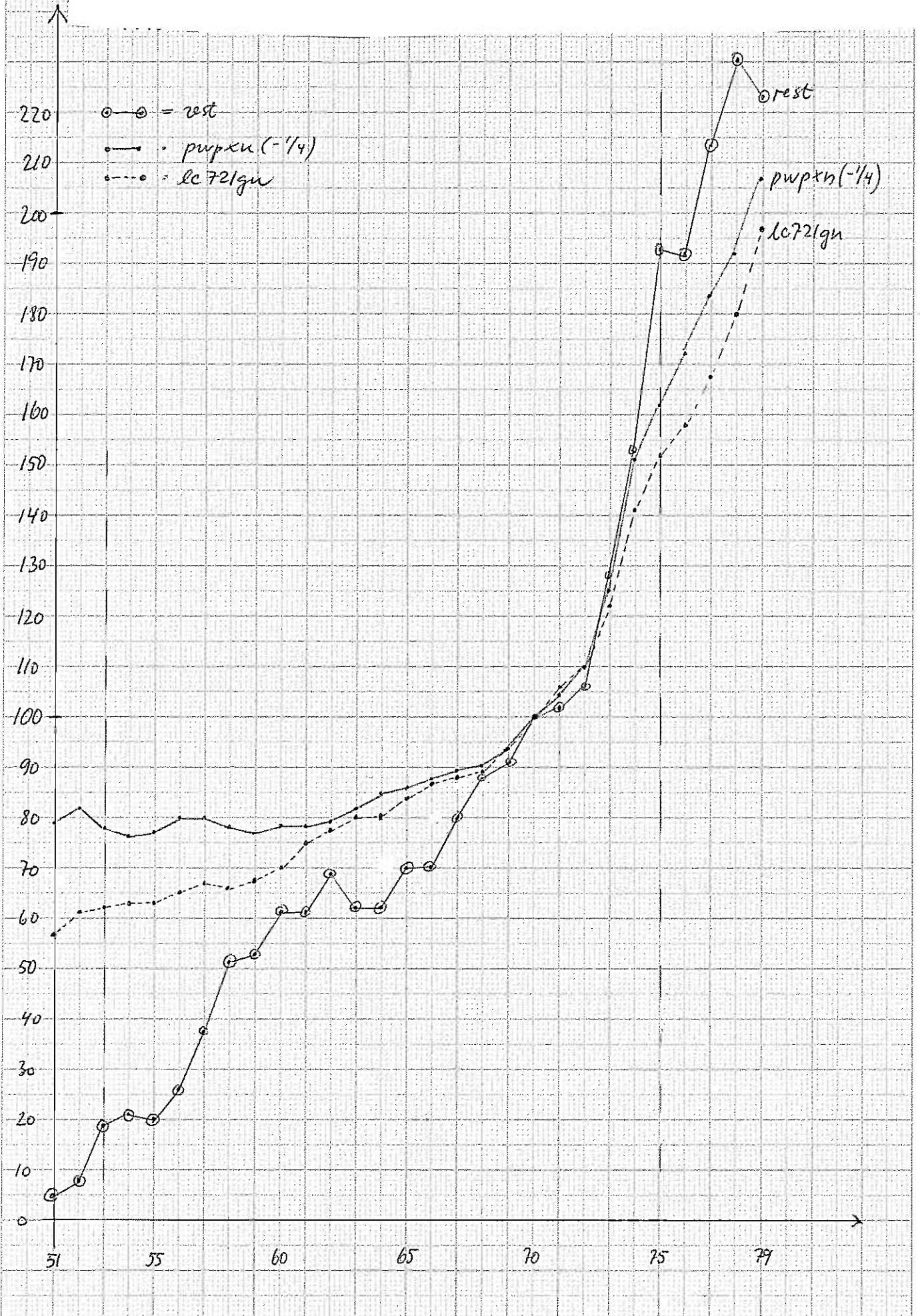
Begrundelsen for at arbejde med et restled i prisrelationen er dels de svagheder, der estimationsteknisk synes at være forbundet med alene at anvende råstof- og lønomkostningsudtryk som regressorer, dels det teoretisk utilfredsstillende ved en prisforklaring, som blot tillægger de variable omkostninger en fast mark-up.

I figur 4.1. er indtegnet en indeksserie for lc72lgn og pwpxn(-1/4) samt for den "rest", der fremkommer ved simpel subtraktion af lc72lgn og pwpxn(-1/4) fra pxbn. Det fremgår tydeligt, hvorfor en konstant mark-up på de variable omkostninger har svært ved at fange udviklingen i pxbn, specielt i slutperioden.

Der er arbejdet med restledsudtryk ud fra følgende tilgangsvinkler:

- a) opfangning af efterspørgselspres,
- b) indhentning af ændringer i indkomstfordelingen,
- c) pres fra kapacitetsloft,
- d) opfange ændringer i kapitalomkostningerne,
- e) korrigere for ændringer i konkurrenceevne.

Figur 4.1. Index for udviklingen i $pwp_{xn}(-1/4)$, $lc72lgn$ og "rest".
1970 = 100.



4.a. Efterspørgselspres.

Denne idé ligger i den nugældende sektorprisrelation, hvor Rfapxn repræsenterer efterspørgselspres:

$$(4.1.) \quad fapxn = 0.1551 \cdot fCf + 0.0814 \cdot fCi + 0.0559 \cdot fCv \\ + 0.0763 \cdot fIm + 0.3737 \cdot fEv$$

I figur 4.2 er gengivet den nugældende prisrelation estimeret i perioden 1952-73; i figur 4.3 den nugældende prisrelation estimeret i perioden 1953-75. Som det fremgår, bryder den sammen, dels ved en væsentlig ændring i koefficienten til Dlc72lgn, og dels ved at koefficienten til Rfapxn bliver insignifikant, når 1974-75 tages med i estimationsperioden.

Ved anvendelse af løbende i-o vægte i råstofomkostningerne og med Dlc72lgn fremkommer samme dom over Rfapxn:

$$(4.2.) \quad D(pxb-pwpxnold(-1/4)) = 0.0027376 \text{ Dlc72lgn} + 0.05652 \text{ Rfapxn} \\ (0.00024817) \quad (0.04988) \\ n = 1952-75 \quad s = 0.011800 \quad DW = 1.43$$

$$(4.3.) \quad D(pxb-pwpxnold(-1/4)) = 0.0029907 \text{ Dlc72lgn} - 0.02125 \text{ Rfapxn} \\ (0.00028187) \quad (0.069576) \\ n = 1961-75 \quad s = 0.012369 \quad DW = 1.81$$

Ikke nok med at koefficienten til Rfapxn er insignifikant i begge estimationsperioder - den skifter også fortegn. Herefter forlades denne tilgangsvinkel.

4.b. Indkomstfordeling.

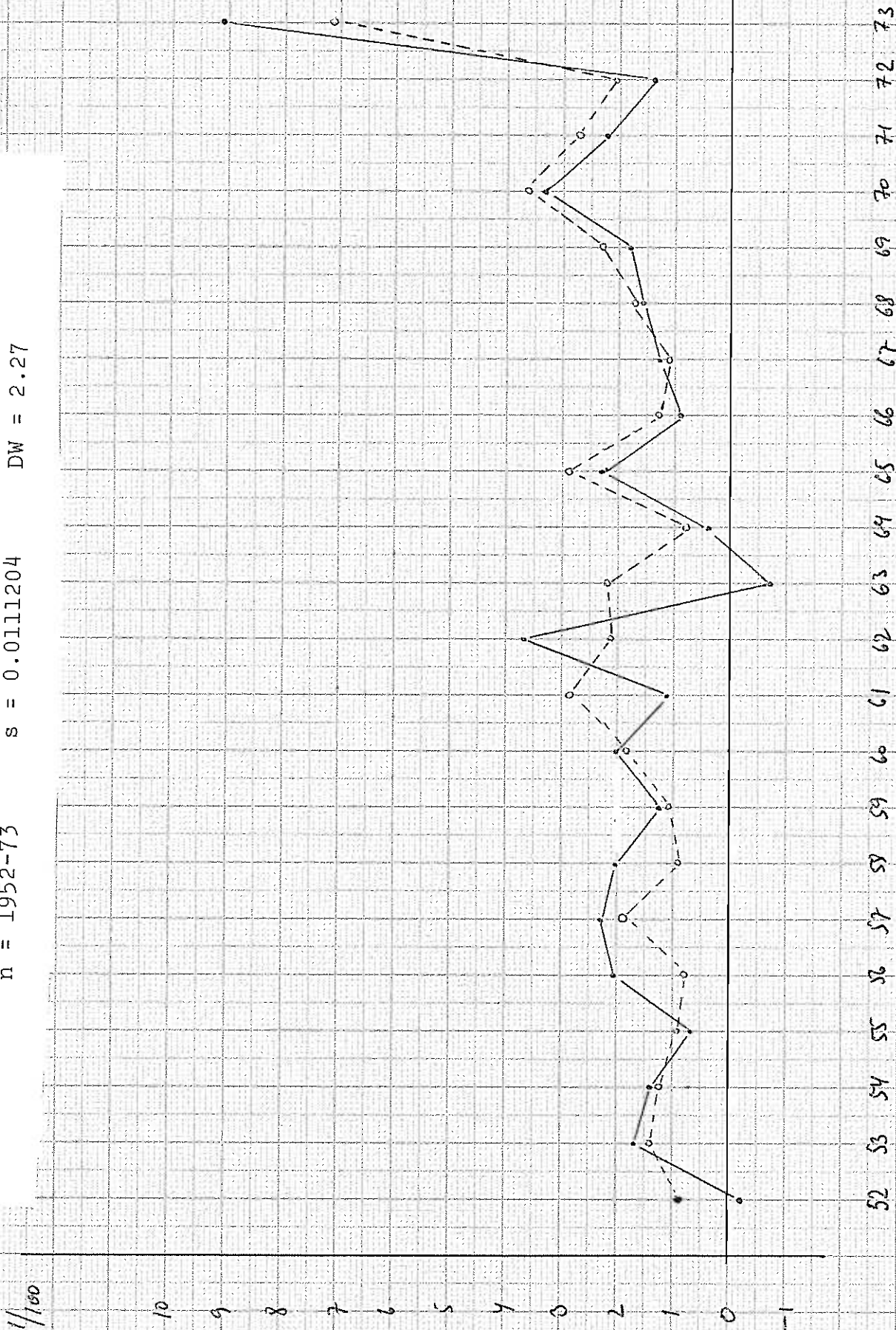
Ideen er en antagelse om, at såfremt profitten er blevet klemt i foregående periode(r), vil priserne blive øget - og omvendt.

Vi definerer en variabel, proN1, som udtrykker differencen mellem den forventede (kalkulerede) lønomkostninger og de faktiske lønomkostninger incl. funktionærlønninger udtrykt i relative ændringer pr. enhed:

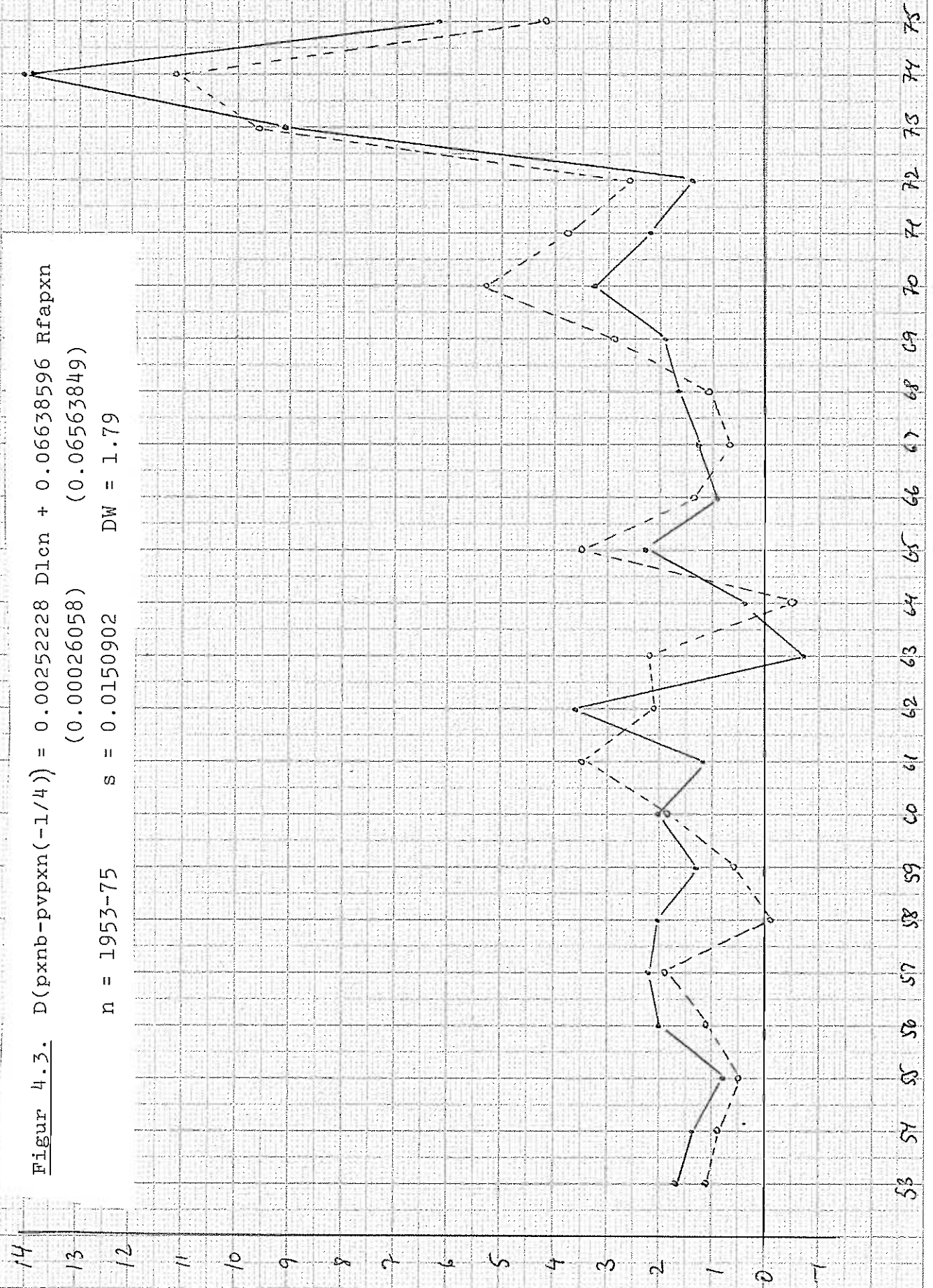
$$(4.4.) \quad \text{proN1} = \left(\frac{lc72lgn - lc72lgn(-1)}{lc72lgn(-1)} \right) - \left(\frac{\frac{Wna+Wnf}{fXn} - \frac{Wna+Wnf}{fXn}(-1)}{\frac{Wna+Wnf}{fXn}(-1)} \right)$$

I perioden 1953-75 er proN1 kun positiv i 3 observationer (1960, 1965, 1973). Adfærdsantagelsen er, at virksomhederne i denne situation vil lægge på priserne for at kompensere for "kalkulefejlen". Koefficienten til proN1 må antages at være negativ. Jvf. (4.5.) er det ikke tilfældet.

Figur 4.2. $D(\text{pxnb-pvpxn}(-1/4)) = 0.0015686 D_{1cn} + 0.16566906 R_{fapxn}$
 $(0.000264) \quad (0.050726)$
 $n = 1952-73 \quad s = 0.0111204 \quad DW = 2.27$



Figur 4.3. $D(\text{pxnb-pvpxn}(-1/4)) = 0.002522228 \text{ Dlen} + 0.06638596 \text{ Rfapxn}$
 (0.00026058) (0.06563849)
 $n = 1953-75$ $s = 0.0150902$ $DW = 1.79$



$$(4.5.) \quad D(\text{pxnb} - \text{pwpxnold}(-1/4)) = 0.0029749 \text{ Dlc721gn} + 0.057517 \text{ proN1}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.000223) \qquad\qquad\qquad (0.2045)$$

$$n = 1953-75 \qquad\qquad s = 0.0108294 \qquad\qquad DW = 1.66$$

Ved afkortning af estimationsperioden forbedres relationens statistiske egenskaber lidt, men koefficienten til proN1 er klart insignifikant i alle tre forsøgte perioder. Ændringer i proN1's lag ændrer ikke særligt på resultaterne.

Mens proN1 byggede på en idé om, at virksomhederne ville fastholde den planlagte bruttoprofit ved at kompensere for ikke-forventede lønstigninger gennem prisstigninger, bygger de øvrige udtryk her på en antagelse om, at virksomhederne tilstræber en fast restindkomstandel.

Vi definerer et udtryk for bruttoprofitandelen, henholdsvis med og uden funktionærlønninger:

$$(4.6.) \quad \text{proN2} = \frac{(\text{pxnb} - \text{pwpxn} - \frac{W_{na}}{fX_n})}{\text{pxnb}}$$

$$(4.7.) \quad \text{proN3} = \frac{(\text{pxnb} - \text{pwpxn} - \frac{W_{na} + W_{nf}}{fX_n})}{\text{pxnb}},$$

og hvor DproN2 = proN2(-1) - proN2(-2) og DproN3 = proN3(-1) - proN3(-2). Estimationsresultaterne er:

$$(4.8.) \quad \text{Dpxnb} = 1.1525 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.9754 \text{ Dlc721gn} + 0.2917 \text{ DproN2}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.15725) \qquad\qquad\qquad (0.6223) \qquad\qquad\qquad (0.1818)$$

$$n = 1953-75 \qquad\qquad s = 0.00963262 \qquad\qquad DW = 2.32$$

$$(4.9.) \quad \text{Dpxnb} = 1.1241 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 2.0764 \text{ Dlc721gn} + 0.2780 \text{ DproN3}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.15043) \qquad\qquad\qquad (0.59866) \qquad\qquad\qquad (0.18141)$$

$$n = 1953-75 \qquad\qquad s = 0.00968099 \qquad\qquad DW = 2.28$$

$$(4.10.) \quad \text{Dpxnb} = 1.2876 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.4571 \text{ Dlc731gn} + 0.0151 \text{ DproN2}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.20011) \qquad\qquad\qquad (0.78923) \qquad\qquad\qquad (0.29677)$$

$$n = 1961-75 \qquad\qquad s = 0.0100953 \qquad\qquad DW = 2.19$$

$$(4.11.) \quad \text{Dpxnb} = 1.2884 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.45216 \text{ Dlc721gn} + 0.0259 \text{ DproN3}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.19246) \qquad\qquad\qquad (0.76121) \qquad\qquad\qquad (0.28775)$$

$$n = 1961-75 \qquad\qquad s = 0.0100930 \qquad\qquad DW = 2.21$$

$$(4.12.) \quad \text{Dpxnb} = 1.6365 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 0.0682 \text{ Dlc721gn} + 0.3483 \text{ DproN2}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.29287) \qquad\qquad\qquad (1.17411) \qquad\qquad\qquad (0.40908)$$

$$n = 1966-75 \qquad\qquad s = 0.00984658 \qquad\qquad DW = 2.44$$

$$(4.13.) \quad \text{Dpxnb} = 1.5849 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 0.2591 \text{ Dlc721gn} + 0.2940 \text{ DproN3}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.28934) \qquad\qquad\qquad (1.16111) \qquad\qquad\qquad (0.47105)$$

$$n = 1966-75 \qquad\qquad s = 0.0100675 \qquad\qquad DW = 2.24$$

Relationerne står sig dårligt. Parameterstabiliteten er voldsom, og sammenlignet med (2.6.), (2.8.) og (2.10.) har introduktionen af et restled ikke stabiliseret de to øvrige regressorerers koefficienter. Mønstret er det samme som før observeret: Koefficienten til råstofomkostningsudtrykket sluger en stigende del af lønomkostningsudtrykkets koefficient med afkortning af estimationsperioden. Hertil kommer et fortegnspøblem for koefficienterne til restleddene. Hvis D_{proN2} eller D_{proN3} er positive, betyder det, at bruttoprofitandelen er vokset fra periode (-2) til periode (-1), hvorfor "teorien" tilsiger, at prisstigningen D_{pxnb} vil være mindre end stigningen i de variable omkostninger. Det kræver et negativt fortegn til koefficienten. Tilsvarende hvis bruttoprofitandelen er formindsket. En sådan klemme skulle afføde et tillæg på prisen udover stigningen i de variable omkostninger. Fortegnet er imidlertid positivt.

Indkomstfordelings-ideen synes vanskelig at fastholde.

4.c. Kapacitetsloft.

Ideen her er, at hvis virksomhederne løber ind i kapacitetsproblemer, vil de sætte priserne op. Omvendt vil priserne stige mindre, hvis der er stor ledig kapacitet. Der konstrueres derfor et mål for kapacitetsudnyttelsen:

$$(4.14.) \quad \text{proN4} = \frac{fX_n}{fX_n(-1)} \cdot \left(0.5 \cdot \left(\frac{fX_n(-1)}{fX_n(-2)} - 1 \right) + 0.5 \cdot \left(\frac{fX_n(-2)}{fX_n(-3)} - 1 \right) \right) - 1$$

Denne kringlede størrelse udtrykker forholdet mellem periodens produktion, fX_n , og produktionen, som den ville være, såfremt væksten var lig væksten i de to foregående perioder.

$$(4.15.) \quad D(\text{pxnb} - \text{pwpxnold}(-1/4)) = 0.0028428 \text{ Dlc72lgn} + 0.0000296 \text{ proN4}$$

(0.000229) (0.0000535)

n = 1952-75 s = 0.0120557 DW = 1.63

Koefficienten til proN4 er klart insignifikant og spredningen større end ved estimation uden restled (jvf. (3.13.)). Ved estimation i kortere perioder, skifter koefficienten fortegn og er stadig insignifikant, og s ligger på samme niveau.

Forsøg, hvor proN4 multipliceres med hhv. sidste periodes basispris eller indeværende periodes lønomkostningsudtryk, førte heller ikke til noget.

4.d. Kapitalomkostninger.

Det er noget uklart, hvilken rolle kapitalomkostningerne spiller i prisdannelsen. Med udgangspunkt i en profitmaksimeringsmodel vil det kun være de variable omkostninger, der påvirker prisdannelsen. Virksomhederne er i profitmaksium, når de marginale omkostninger er lig værdien af grænseproduktet. Det afspejles i vores sektorprisrelationer ved, at råstofomkostninger og lønomkostninger indgår. Profitmaksimeringsteorien er forladt til fordel for en mark-up teori, hvor output-priserne fastlægges ved et mark-up på de variable omkostninger. Samtidig indføres - forsøges indført (!) - supplerende variable til forklaring af et varierende mark-up. Her kommer antagelserne om markedsformen ind i billedet igen. Jo mere markedet antages at være et fuldkommen konkurrence-marked, jo mere oplagt vil det være at lade priserne på konkurrerende varer indgå (jvf. 4.e.). Jo højere monopoliseringsgraden er, jo mere må efterspørgselsforhold (4.a.), profitrate (4.b.), kapacitetsudnyttelse (4.c.) antages at betyde. Her kan kapitalomkostningerne komme ind i billedet. Antages den "rene" profit at falde p.g.a. øgede renteudgifter, kan det være nærliggende at forestille sig, at mark-up'et øges. Dette gælder specielt, hvis efterspørgslen ikke er særlig priselastisk.

Som et approksimativt udtryk for enhedskapitalomkostningerne til reinvesteringer, kan følgende opstilles:

$$(4.16.) \quad kc_w = \sum_{i=1}^8 \text{kobl}(-i) \cdot \text{pipm}(-i) \cdot w_i$$

$$(4.17.) \quad kc_v = \sum_{j=0}^8 \text{kobl}(-j) \cdot \text{pipm}(-j) \cdot v_j \quad ,$$

hvor kobl er en serie for obligationsrenten, pipm er prisen på private maskininvesteringer og w og v er to forskellige (lineære) afskrivningsrater:

w_i	w_1	=	0.22	v_j	v_0	=	0.11
	w_2	=	0.19		v_1	=	0.21
	w_3	=	0.17		v_2	=	0.18
	w_4	=	0.14		v_3	=	0.15
	w_5	=	0.11		v_4	=	0.12
	w_6	=	0.08		v_5	=	0.09
	w_7	=	0.06		v_6	=	0.07
	w_8	=	0.03		v_7	=	0.05
					v_8	=	0.02

Der ses bort fra bygningsinvesteringerne. Serien for kobl er baseret på oplysninger fra Nationalbanken (Blomgren), hvis serie, der starter i 1955, er ført tilbage til 1948 v.h.a. Ko (med $\frac{1}{2}$ års lead, da Ko er en primo-serie).

Her gengives estimationsresultaterne:

- (4.18.) $Dpxnb = 1.099 Dpxnbw(-1/4) + 2.0937 Dlc72lgn + 0.1927 Dkcw$
 (0.18029) (0.79415) (0.57887)
 n = 1957-75 s = 0.010936 DW = 1.71
- (4.19.) $Dpxnb = 1.0925 Dpxnbw(-1/4) + 2.1132 Dlc72lgn + 0.1821 Dkcv$
 (0.17938) (0.85216) (0.93023)
 n = 1957-75 s = 0.010957 DW = 1.72
- (4.20.) $Dpxnb = 1.2924 Dpxnbw(-1/4) + 1.3470 Dlc72lgn + 0.17628 Dkcw$
 (0.18643) (0.82073) (0.54502)
 n = 1961-75 s = 0.010053 DW = 2.16
- (4.21.) $Dpxnb = 1.2850 Dpxnbw(-1/4) + 1.3755 Dlc72lgn + 0.15307 Dkcv$
 (0.18511) (0.88272) (0.79238)
 n = 1961-75 s = 0.010081 DW = 2.17
- (4.22.) $Dpxnb = 1.7660 Dpxnbw(-1/4) - 0.82038 Dlc72lgn + 0.71739 Dkcw$
 (0.32081) (1.48530) (0.62228)
 n = 1966-75 s = 0.009483 DW = 1.64
- (4.23.) $Dpxnb = 1.7263 Dpxnbw(-1/4) - 0.84293 Dlc72lgn + 0.91703 Dkcv$
 (0.32418) (1.67689) (0.96454)
 n = 1966-75 s = 0.0097344 DW = 1.84

Introduktionen af udtryk for den lange rente virker yderligere destabiliserende på prisrelationen. Koefficienten til lønomkostningsudtrykket skifter endog fortegn i den korteste estimationsperiode. Samtidig er koefficienterne til kapitalomkostningsudtrykkene klart insignifikante i alle forsøg.

Alternativt kan der arbejdes med et udtryk for den korte rente. Det må begrundes i driftsfinansiering (ydelse af kreditter, finansiering af lagre m.v.). Her vælges en nem løsning, nemlig at anskue kapitalomkostningerne som omkostningerne til ydelse af sædvanemæssige handelskreditter. Vi formulerer et udtryk:

$$(4.24.) \quad kcd = (kkas \cdot 0.5 + kkas(-1) \cdot 0.5) \cdot pxn(-1) \quad ,$$

hvor kkas er kassekreditrenten. Serien er også lånt fra Nationalbanken og ført tilbage til 1948 på samme måde som kobl.

$$\begin{aligned}
 (4.25.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.0937 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 2.2825 \text{ Dlc72lgn} - 0.05514 \text{ Dkcd} \\
 & \quad (0.17949) \quad (0.77914) \quad (0.30456) \\
 & \quad n = 1957-75 \quad s = 0.0109626 \quad \text{DW} = 1.72 \\
 (4.26.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.2830 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.5282 \text{ Dlc72lgn} - 0.044243 \text{ Dkcd} \\
 & \quad (0.30444) \quad (1.3523) \quad (0.3056) \\
 & \quad n = 1961-75 \quad s = 0.0103346 \quad \text{DW} = 1.92 \\
 (4.27.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.5768 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 0.27547 \text{ Dlc72lgn} + 0.034107 \text{ Dkcd} \\
 & \quad (0.19571) \quad (0.86488) \quad (0.2948) \\
 & \quad n = 1966-75 \quad s = 0.0106479 \quad \text{DW} = 2.18
 \end{aligned}$$

Heller ikke kcd synes at give prisrelationen mere tiltalende egenskaber. Koefficienten til kcd er insignifikant for alle tre perioder, den skifter fortegn, og destabiliserer koefficienterne til de to øvrige regressorer.

Samlet synes kapitalomkostningsudtrykkene ikke at være noget godt restled. s påvirkes ikke, og det må betragtes som håbløst at estimere koefficienterne frit.

4.d. Konkurrenceevne.

Man kan forestille sig, at mark-up'en på de variable omkostninger varierede med konkurrencesituationen. Er virksomhederne i en klemme, fordi omkostningerne stiger kraftigere end konkurrenternes priser, vil priserne ikke blive sat så meget i vejret, som omkostningsforholdene isoleret skulle antyde. Vi definerer derfor et udtryk for prisen på konkurrenceproduktion, pkon, ved hjælp af sammensætningen af industrieksporten excl. landbrugsvarer. Tages vægtene fra 1970 opnås efter afrunding:

$$(4.28) \quad \text{pkon} = 0.1 \cdot (\text{pm5} + \text{btm5} \cdot \text{tm}) + 0.2 \cdot (\text{pm6} + \text{btm6} \cdot \text{tm}) + 0.5 \cdot (\text{pm7} + \text{btm7} \cdot \text{tm}) + 0.2 \cdot (\text{pm89} + \text{btm89} \cdot \text{tm})$$

Da de tidligere øvelser desuden mandede ud i, at de variable omkostninger skulle repræsenteres i ét omkostningsudtryk, der dækker såvel lønomkostninger som råstofomkostninger. anvendes rlclfn som regressor (defineres i afsnit 5).

$$\begin{aligned}
 (4.29.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.3765 \overset{D}{r} \text{rlclfn} - 0.1069 \text{ Dpkon} \\
 & \quad (0.07099) \quad (0.06603) \\
 & \quad n = 1953-75 \quad s = 0.091050 \quad \text{DW} = 1.45 \\
 (4.30.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.3497 \overset{D}{r} \text{rlclfn} - 0.0704 \text{ Dpkon} \\
 & \quad (0.06782) \quad (0.06486) \\
 & \quad n = 1961-75 \quad s = 0.0092887 \quad \text{DW} = 1.93 \\
 (4.31.) \quad & \text{Dpxnb} = 1.4099 \overset{D}{r} \text{rlclfn} - 0.1277 \text{ Dpkon} \\
 & \quad (0.10269) \quad (0.10411) \\
 & \quad n = 1966-75 \quad s = 0.0093295 \quad \text{DW} = 1.86
 \end{aligned}$$

Koefficienten til Dpkon er dels insignifikant, dels har den "forkert" fortegn i forhold til adfærdsantagelsen. Hvis vi forsøger at rense for multikollinearitet, kan vi dividere med pkon. Estimationsresultaterne efter denne manøvre er:

$$(4.32.) \quad D(\text{pxnb}/\text{pkon}) = 0.3246 D(\text{rlclfn}/\text{pkon}) \\ (0.28552) \\ n = 1953-75 \quad s = 0.0320379 \quad DW = 1.99$$

$$(4.33.) \quad D(\text{pxnb}/\text{pkon}) = 0.4805 D(\text{rlclfn}/\text{pkon}) \\ (0.37935) \\ n = 1961-75 \quad s = 0.0435355 \quad DW = 2.10$$

$$(4.34.) \quad D(\text{pxnb}/\text{pkon}) = 0.5616 D(\text{rlclfn}/\text{pkon}) \\ (0.27769) \\ n = 1966-75 \quad s = 0.031493 \quad DW = 1.89$$

Denne lidt aparte konstruktion har imidlertid både en insignifikant koefficient og en væsentlig højere s end de tidligere forsøg.

Slutresultatet på arbejdet med at finde et anvendeligt restled blev i denne omgang negativt. Vi har afprøvet en række ideer, som vi ikke har fundet overlevelsesværdige. Vi har derimod ikke fundet noget brugbart. Med denne lidt triste udgang har vi endelig forsøgt os med et fælles omkostningsudtryk, som omtales i næste afsnit.

5. Afsluttende resultater.

Som afslutning præsenteres de mulige specifikationer af sektorprisrelationen - uden restled/profitmargin-led. Først defineres nogle nye variable:

$$(5.1.) \quad \text{rlclfn} = \text{pxnbw}(-1/4) + 1c721gn + 0.25 \cdot 1f721$$

$$(5.2.) \quad \text{rlcn} = \text{pxnbw}(-1/4) + 1.5 \cdot 1c721gn$$

$$(5.3.) \quad 1c721 = 1c721gn + 0.5 \cdot 1f721$$

Resultaterne er samlet i 6 varianter, der alle er estimeret i alle tidligere benyttede estimationsperioder. Nogle af resultaterne har været nævnt før, men for overskuelighedens (!) skyld gentages de her i sammenhængen. Desuden er residualmiddelværdien (\bar{e}) beregnet for perioden 1961-75. Til sidst er for samme estimationsperiode indtegnet den observerede og den beregnede sektorpris for hver af de 6 varianter (figur 5.1.-5.6.).

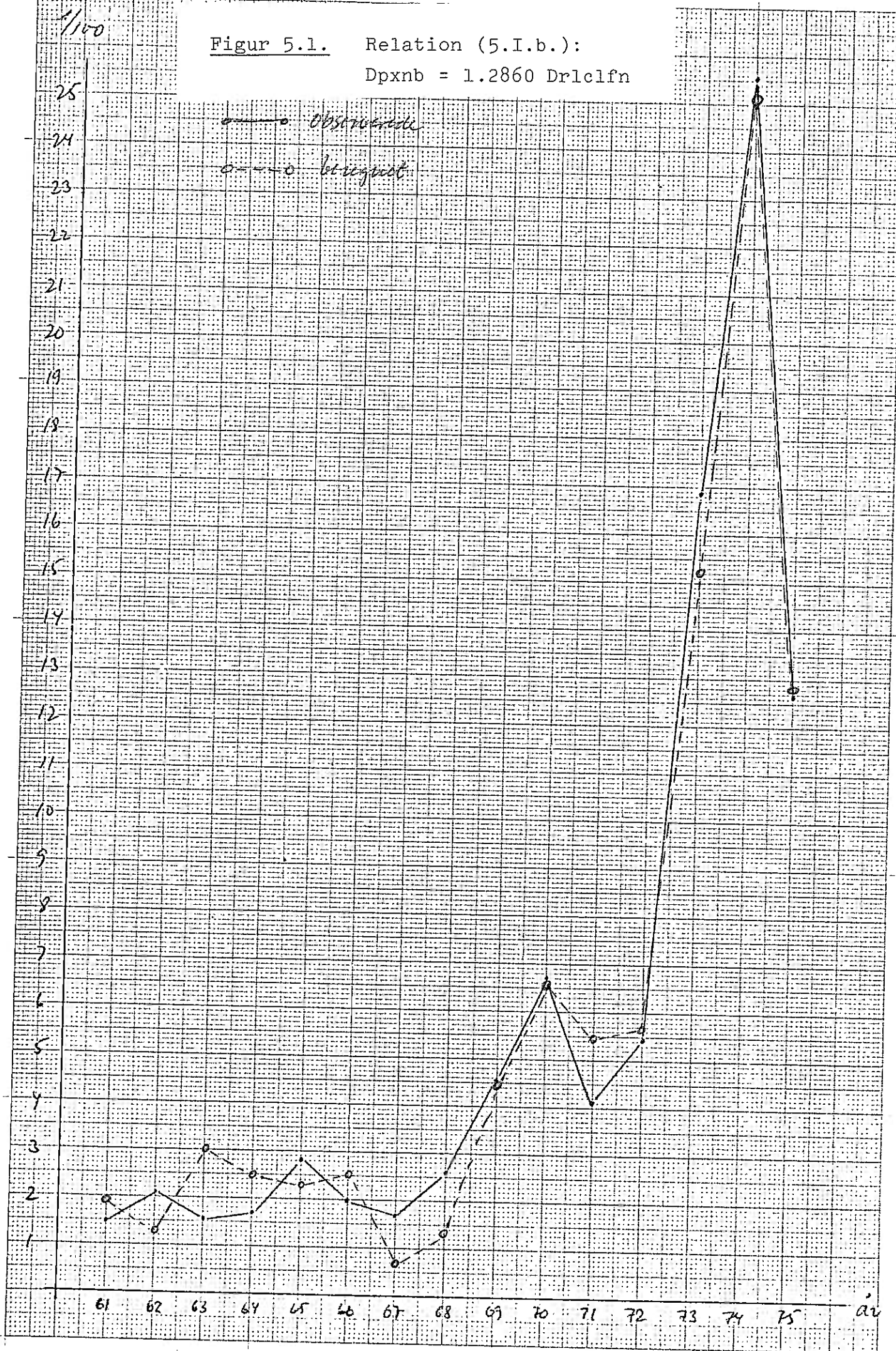
- (5.I.a.) $D_{pxnb} = 1.2783 \text{ Drlc1fn}$
(0.03820)
 $n = 1953-75 \quad s = 0.010576 \quad DW = 1.41$
- (5.I.b.) $D_{pxnb} = 1.2860 \text{ Drlc1fn}$
(0.03410)
 $n = 1961-75 \quad s = 0.0093474 \quad DW = 2.18$
 $\bar{e} = - 0.000196$
- (5.I.c.) $D_{pxnb} = 1.2913 \text{ Drlc1fn}$
(0.03536)
 $n = 1966-75 \quad s = 0.0095874 \quad DW = 1.99$
- (5.II.a.) $D_{pxnb} = 1.1961 \text{ Dr1cn}$
(0.03437)
 $n = 1953-75 \quad s = 0.010177 \quad DW = 1.49$
- (5.II.b.) $D_{pxnb} = 1.2011 \text{ Dr1cn}$
(0.03213)
 $n = 1961-75 \quad s = 0.0094274 \quad DW = 2.11$
 $\bar{e} = - 0.000407$
- (5.II.c.) $D_{pxnb} = 1.2059 \text{ Dr1cn}$
(0.03469)
 $n = 1966-75 \quad s = 0.010067 \quad DW = 1.94$
- (5.III.a.) $D_{pxnb} = 1.0736 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.7901 \text{ D1c721}$
(0.12991) (0.39735)
 $n = 1953-75 \quad s = 0.010179 \quad DW = 1.64$
- (5.III.b.) $D_{pxnb} = 1.3311 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.0053 \text{ D1c721}$
(0.15800) (0.48089) $\bar{e} = - 0.000087$
 $n = 1961-75 \quad s = 0.0097264 \quad DW = 2.20$
- (5.III.c.) $D_{pxnb} = 1.5201 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 0.42976 \text{ D1c721}$
(0.21435) (0.66878)
 $n = 1966-75 \quad s = 0.0094936 \quad DW = 1.99$
- (5.IV.a.) $D_{pxnb} = 1.0157 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 2.5236 \text{ D1c721gn}$
(0.13698) (0.53928)
 $n = 1953-75 \quad s = 0.0099872 \quad DW = 1.67$
- (5.IV.b.) $D_{pxnb} = 1.2837 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.4729 \text{ D1c721gn}$
(0.17801) (0.69715) $\bar{e} = 0.000115$
 $n = 1961-75 \quad s = 0.010840 \quad DW = 1.82$

(5.IV.c.)	$Dpxnb = 1.5688 Dpxnbw(-1/4) + 0.34863 Dlc72lgn$ (0.27697) (1.10739)		
	$n = 1966-75$	$s = 0.0096758$	$DW = 1.92$
(5.V.a.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 2.0000 Dlc72l$ (0.14128)		
	$n = 1953-75$	$s = 0.010021$	$DW = 1.68$
(5.V.b.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 1.9702 Dlc72l$ (0.15449)		$\bar{e} = - 0.001781$
	$n = 1961-75$	$s = 0.10840$	$DW = 1.82$
(5.V.c.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 2.0166 Dlc72l$ (0.17388)		
.	$n = 1966-75$	$s = 0.011793$	$DW = 1.82$
(5.VI.a.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 2.5817 Dlc72lgn$ (0.17714)		
	$n = 1953-75$	$s = 0.0097606$	$DW = 1.68$
(5.VI.b.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 2.5474 Dlc72lgn$ (0.18742)		$\bar{e} = - 0.00110$
	$n = 1961-75$	$s = 0.010220$	$DW = 1.86$
(5.VI.c.)	$D(pxbnb-pwpxn(-1/4)) = 2.5916 Dlc72lgn$ (0.21299)		
	$n = 1966-75$	$s = 0.011273$	$DW = 1.84$

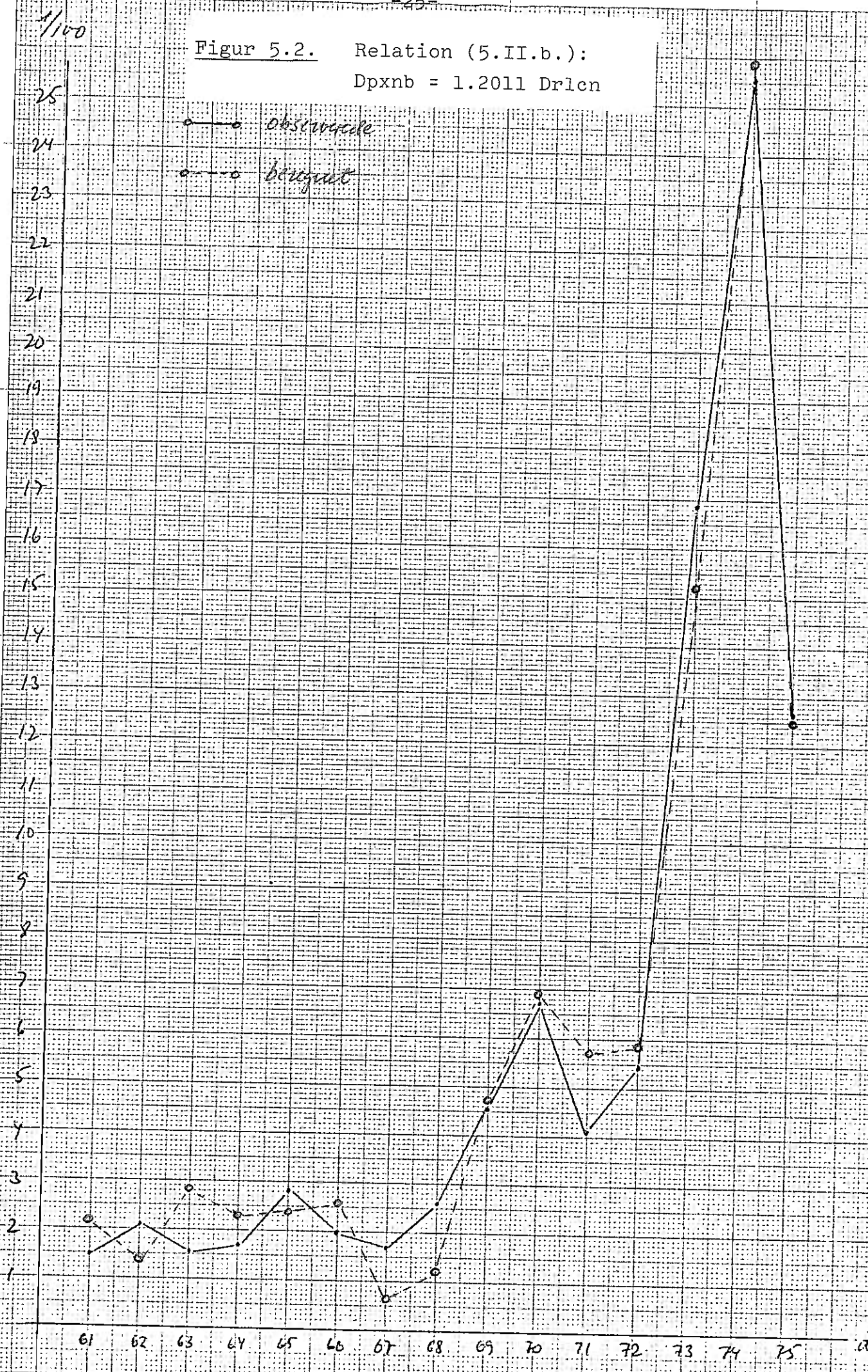
Som det fremgår, er kombinationerne med/uden funktionærlønninger, estimeret/bundet råstofomkostninger, sammenvejet/frit estimerede variable omkostninger. Af de 6 varianter er III og IV de mindst nydelige med ustabile koefficienter med ændringer i estimationsperioden. De øvrige fire varianter kendetegnes ved stor paraterstabilitet. I I og II er der dog tale om en beskeden tendens til at koefficienten til det sammenvejede omkostningsudtryk vokser med afkortning af estimationsperioden. V og VI har ikke en tilsvarende trend. Residualspredningen s er på et højere niveau i V og VI end i I og II. Relationerne lider endvidere alle af den ubehagelige skavank, at mark-up'et er konstant, men - jvf. afsnit 4 - er det vanskeligt at finde et fornuftigt restled, der kan tilføre mark-up'et lidt sving.

Hermed slutter udredningen.

Figur 5.1. Relation (5.I.b.):
 $D_{pxnb} = 1.2860 D_{rlclfn}$



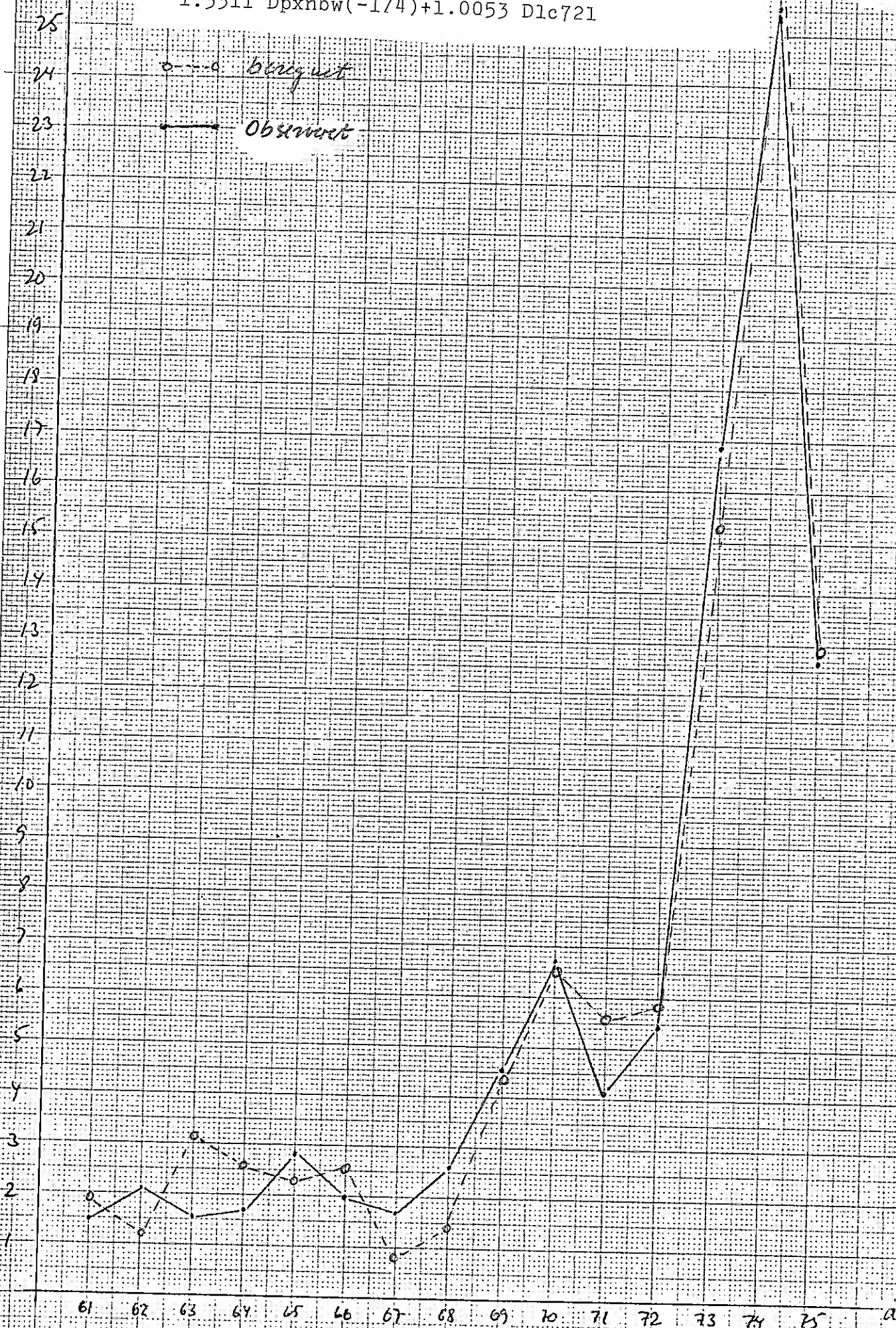
Figur 5.2. Relation (5.II.b.):
Dpxnb = 1.2011 Drlcn



Nr. 248
1.8.1mm

1/100

Figur 5.3.: Relation (5.III.b.):
 $1.3311 \text{ Dpxnbw}(-1/4) + 1.0053 \text{ Dlc721}$



Nr. 248
1 x 1 cm

1/100

Figur 5.4.: Relation (5.IV.b.):

$$Dpxnb = 1.2837 Dpxnbw(-1/4) + 1.4729 Dlc72lgn$$

o---o beregnet
•---• observeret

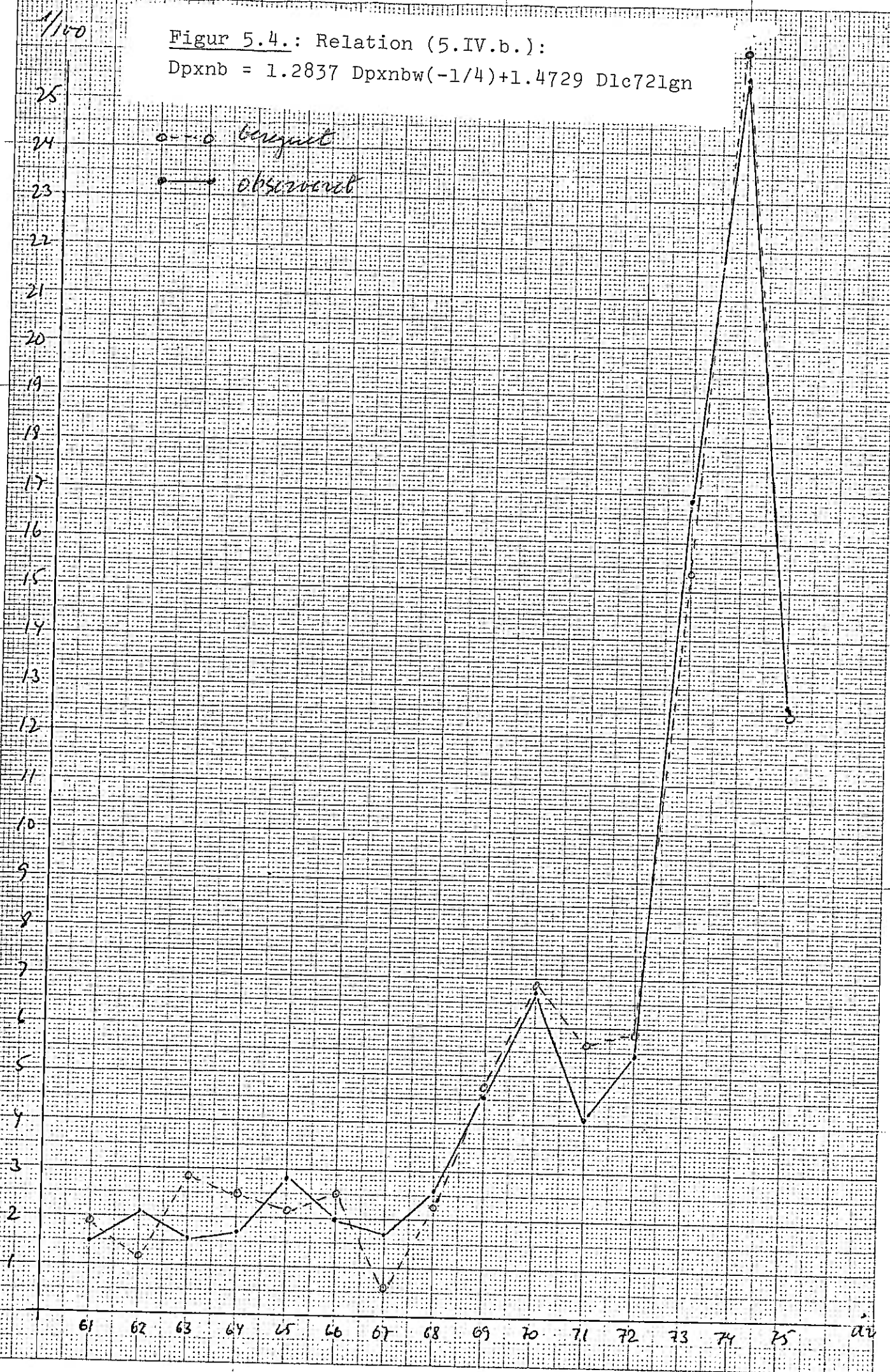
25
24
23
22
21
20
19
18
17
16
15
14
13
12
11
10
9
8
7
6
5
4
3
2
1

61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 av



Nr. 248

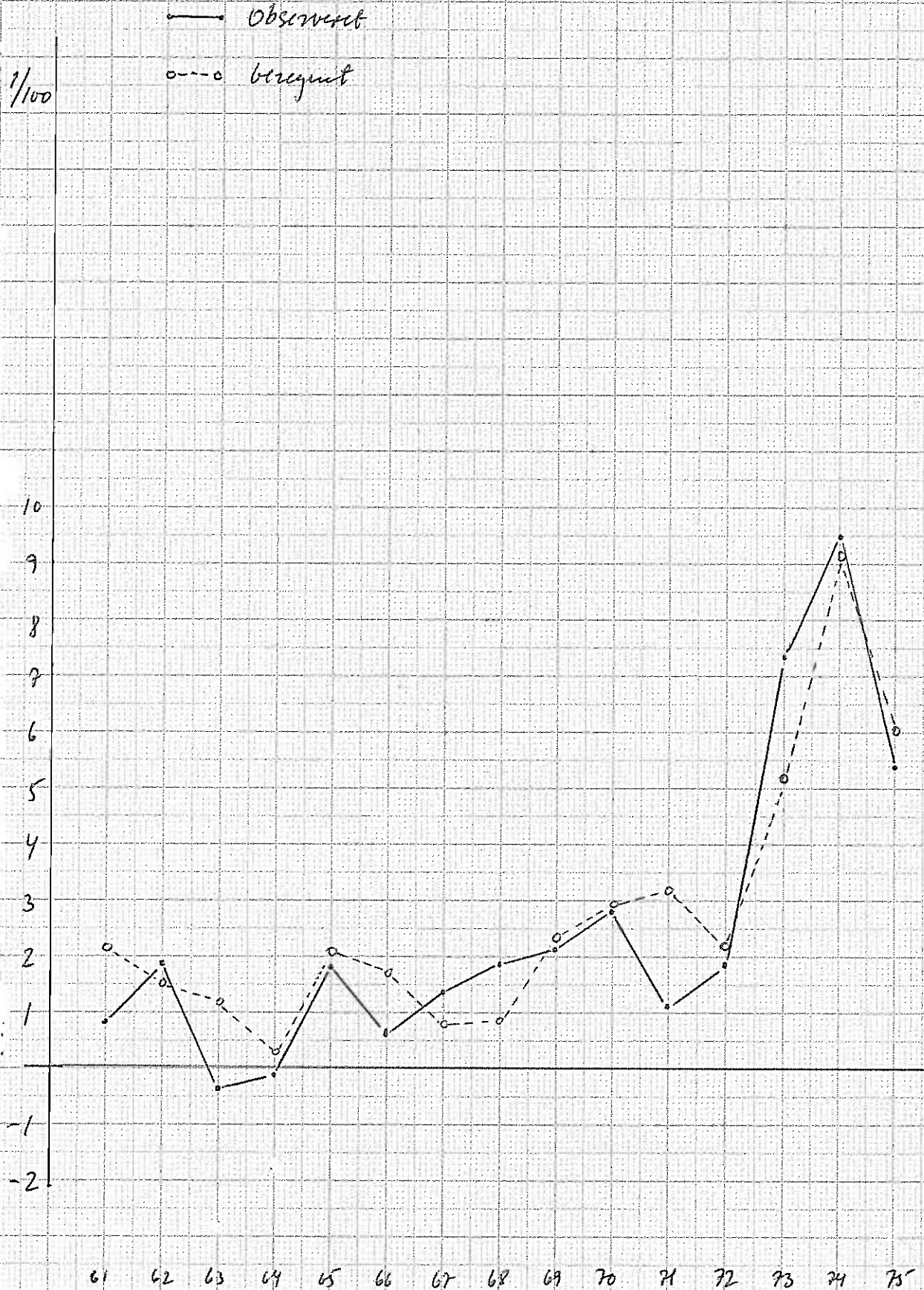
1 x 1 mm



Figur 5.5.

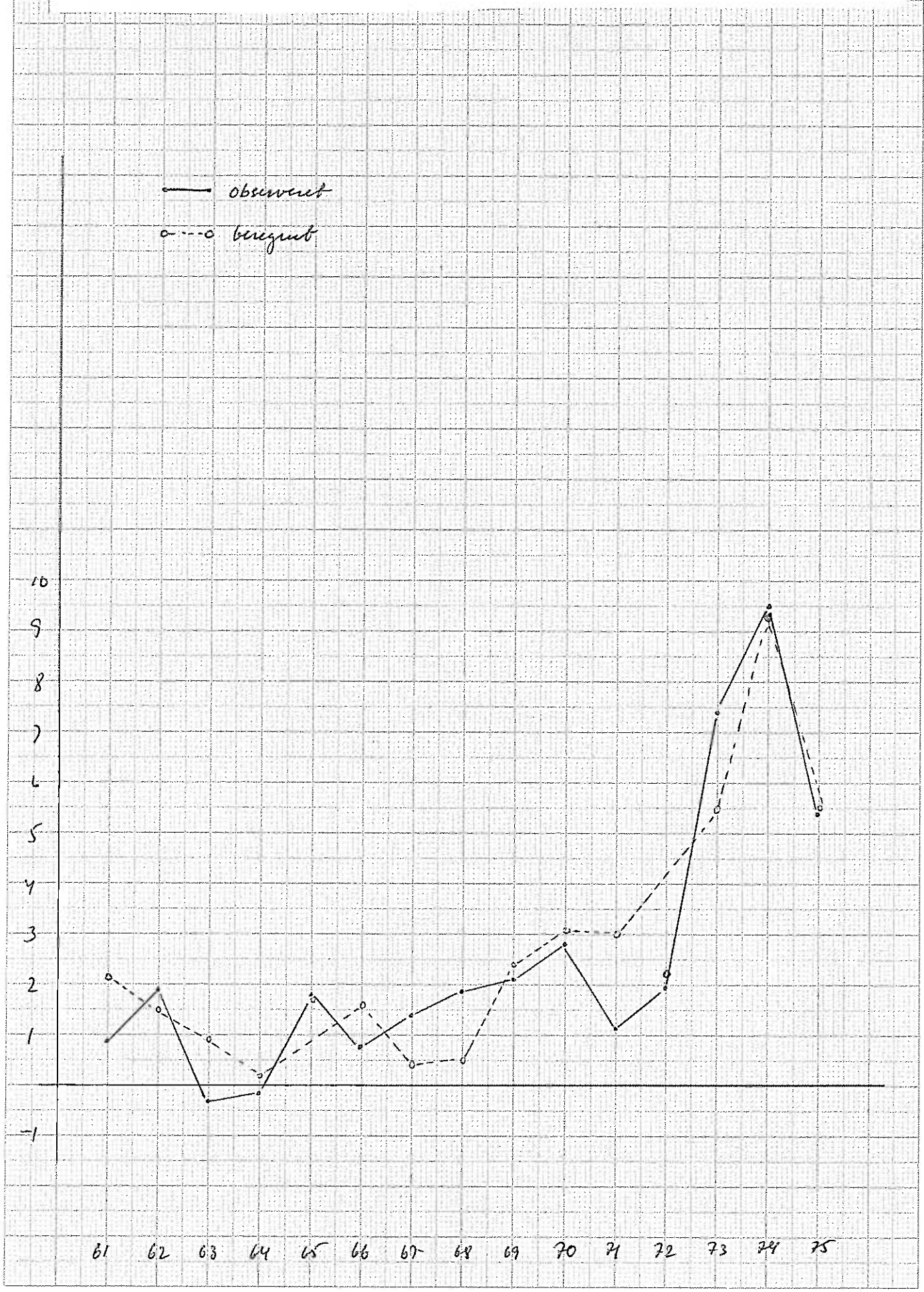
Relation (5.V.b.):

$$D(\text{pxnb-pwpxn}(-1/4)) = 2.0166 \text{ Dlc721}$$



Figur 5.6. Relation (5.VI.b.Ø):

$$D(\text{pxnb-pwpxn}(-1/4)) = 2.5474 \text{ Dlc72lgn}$$



Deltidsbeskæftigelse og lønsammenbindingskoefficienter.

I beregningen af årslønnen for lønmodtagere og den samlede lønsum i sektorerne A, H, Q og O indgår lønsammenbindingskoefficienten $bl.^x$) Denne koefficient beregnes som $Rl./R(lnaxha)$. Der har været rejst diskussion om fortolkningen af $bl.$, idet den indeholder både ændringer i forholdet mellem fuldtids- og heltidsbeskæftigede og ændringer i forholdet mellem de relative lønninger i sektorerne. Der har på denne baggrund været udtrykt ønske om eventuelt at udskille/opdele koefficienten i to komponenter, der behandler de to forhold separat.

Ved beregning af lønsumstal for år, hvor der ikke foreligger NR-tal, må der nemlig gøres antagelser om udviklingen i lønsammenbindingskoefficienten, og derfor samtidig gøres antagelser om udviklingen i deltidsfrekvensen og om den relative lønudvikling.

Ved hjælp af beskæftigelsesundersøgelserne er der beregnet deltidsfrekvenser for ADAM-sektorerne (excl. H) for 1970-79. Der er endvidere beregnet nye lønsammenbindingskoefficienter for 1971-77 (hvor der foreligger NR-tal).

Deltidsfrekvenser 1970-79 i ADAM-sektorer. (excl. H-sektor).

	N	B	A	Q	O
1970	.08	.07	.08	.18	.32
1971	.09	.08	.09	.21	.34
1972	.10	.08	.09	.24	.36
1973	.11	.06	.14	.25	.38
1974	.11	.06	.14	.27	.38
1975	.10	.06	.15	.26	.38
1976	.10	.06	.14	.27	.37
1977	.11	.06	.15	.29	.36
1978	.10	.06	.14	.29	.37
1979	.10	.06	.15	.29	.36

Anm. Frekvenserne er antallet af deltidsbeskæftigede / i procent af styrken af den samlede arbejdsstyrke.

Kilde: Folke- og bolig-tællingen 1970, samt B.U. 1972-1979. Tallene for 1971 er interpoleret.

x) . står for hhv. A, H, O og Q.

På baggrund af disse deltidsfrekvenser (benævnt . Dtf.) beregnes serie for fuldtidsbeskæftigede (Qf.) som $(1 - Dtf./2) \times Q.$, en serie for gns. fuldtidsårsløn ($\widetilde{lf.}$) som $W./Qf.$ og for den årlige relative ændring heraf (Rlf.).

Herefter kan en ny serie lønsammenbindingskoefficienter beregnes: Blf. som $Rlf./R(\lnaxha)$.

Disse nye koefficienter er imidlertid ikke specielt anderledes end de gamle. Der er højst tale om, at de nye koefficienter svinger lidt mindre (specielt for Q-sektoren).

Det skal bemærkes, at deltidsfrekvenserne er beregnet på den samlede arbejdsstyrke, og altså ikke specifikt for lønmodtagere og selvstændige. Disse frekvenser er dog uden videre anvendt på serierne for beskæftigede lønmodtagere i sektorerne.

ID	RFA	LFA	RLFA	BLFA	PLA
1	71	66872	02484	543184	1
1	72	65033	03824	37356	1
1	73	21998	02715	32247	1
1	74	70041	23680	57659	1
1	75	72041	13886	33182	1
1	76	21445	05228	51851	1
1	77	21890	19042	41966	1
1	78	66872	15042	41966	1

ID	QFO	LFO	RLFO	BLFO	PLC
1	27	56774	13373	96312	1
1	28	09999	66674	49917	1
1	29	09999	09999	77390	1
1	30	18004	15568	71522	1
1	31	09999	16251	12723	1
1	32	19005	05	73404	1
1	33	09999	05	54715	1

ID	QFO	LFO	RLFO	BLFO	PLC
1	27	5516	12436	96119	1
1	28	49999	9356	80136	1
1	29	49999	42805	83136	1
1	30	74973	14289	90963	1
1	31	85737	19508	25193	1
1	32	09999	11937	95788	1
1	33	06742	13331	51906	1
1	34	27412	13331	25816	1